

Journal of **Regional Research**

Investigaciones Regionales

Nº 58 - 2024/1

European Regional Policy

- 5 Do the Structural Funds in innovation influence the growth of companies? Analysis through the ERDF-Innterconecta programme in Andalusia differentiating by business size and role in the projects
Diego Sande Veiga

Articles

- 33 Subsidios a la vivienda para los hogares de renta baja: un panorama
Miguel-Angel Lopez Garcia
- 71 Impacto regional del nuevo Impuesto sobre Grandes Fortunas: un análisis mediante microsimulación
Rubén Amo Cifuentes, Rafael Granell Pérez, Amadeo Fuenmayor Fernández
- 91 Distributive politics and decentralisation in Chile and Peru
Felipe Livert, Raymundo Mogollón, Pablo Herrera
- 113 Growth in small cities: The case of Aragon (Spain)
Rafael González-Val, Miriam Marcén
- 131 Clustering residents of a spanish mining site: when attitudes towards tourism are not linked to perceptions
Nuria Porras Bueno, María Ángeles Plaza Mejía, David Flores Ruiz
- 163 Estructura económica y sincronización de los ciclos económicos: Evidencia de los estados de México
Manuel Gómez-Zaldívar, Fernando Gómez-Zaldívar
- 179 Efficiency in the estimation of technical coefficients and interregional multipliers: the Jahn methodology versus the GRAS and Gravity-RAS methodologies
José Daniel Buendía Azorín, Rubén Martínez Alpañez, María del Mar Sánchez de la Vega

Our Staff

Founding Editor: Juan R. Cuadrado Roura

Editor in Chief: Vicente Royuela Mora
Universidad de Barcelona, Spain

Associate Editors:

Inmaculada Álvarez Ayuso
Universidad Autónoma de Madrid, España

Javier Barbero Jiménez
Universidad Autónoma de Madrid, España

Rafael Boix Domènech
Universidad de Valencia, España

Sébastien Bourdin
Normandie Business School – Campus Caen,
Francia

Dani Broitman
Technion – Israel Institute of Technology, Haifa,
Israel

Mercedes Castro Nuño
Universidad de Sevilla, España

María del Carmen Delgado López
Universidad Loyola, España

Alejandro Esteller Moré
Universidad de Barcelona, España

David Gallar Hernández
Universidad de Córdoba, España

Rubén Garrido Yserte
Universidad de Alcalá, España

Miguel González-Leonardo
El Colegio de México, México
International Institute for Applied System Analysis,
Austria

Diana Gutiérrez Posada
Universidad de Oviedo, España

Ricardo Iglesias-Pascual
Universidad Pablo de Olavide, España

Blanca Moreno Cuartas
Universidad de Oviedo, España

Montserrat Pallares-Barbera
Universidad Autónoma de Barcelona, España

Isidoro Romero Luna
Universidad de Sevilla, España

Simón Sánchez Moral
Universidad Complutense de Madrid, España

Laura Varela Candamio
Universidad de la Coruña, España

Editorial board:

Maria Abreu (Cambridge University, Reino Unido)
Luis Armando Galvis (Banco de la República, Colombia)
Daniel Arribas Bel (University of Liverpool, Reino Unido)
Patricio Aroca (Universidad Andrés Bello, Chile)
David B. Audretsch (Indiana University, Estados Unidos)
Carlos Azzoni (Universidad Sao Paulo, Brasil)
Nuria Bosch (Universitat de Barcelona, España)
Oscar Bajo (Universidad de Castilla La Mancha, España)
Sergio Boisier (CATS, Santiago de Chile, Chile)
Carlos Bustamante (Instituto de Investigaciones Económicas, UNAM, México)
Roberto Camagni (Universidad Politécnica de Milano, Italia)
Andrea Caragliu (Politécnico di Milano, Italia)
Roberta Capello (Politécnico di Milano, Italia)
Coro Chasco Yrigoyen (Universidad Autónoma de Madrid, España)
Paul Cheshire (London School of Economics, Reino Unido)
Ángel De La Fuente (FEDEA, Madrid, España)
Ginés De Rus (Universidad de Las Palmas de Gran Canaria, España)
Juan Carlos Duque Cardona (Universidad EAFIT, Colombia)
Víctor Elías (Universidad Tucumán, Argentina)
Gustavo Garza (El Colegio de México, Mexico)
Francisco José Goerlich Gisbert (Universidad de Valencia e Ivie, España)
Efraín González De Olarte (Pontificia Universidad Católica del Perú, Perú)
Javier Gutiérrez Puebla (Universidad Complutense de Madrid, España)
Geoffrey Hewings (University of Illinois and REAL, Estados Unidos)
Julie Le Gallo (CESAER, AgroSup Dijon, Francia)
Jesús López-Rodríguez (Universidade de A Coruña, España)
Nancy Lozano-Gracia (World Bank, Estados Unidos)
Tomás Mancha (Universidad de Alcalá, Madrid, España)
Vassilis Monastiriotis (London School of Economics, Reino Unido)
Edgard Moncayo (Universidad Central, Bogotá D.C., Colombia)
Rafael Myro (Universidad Complutense de Madrid, España)
Rosella Nicolini (Universitat Autònoma de Barcelona, España)
Peter Nijkamp (Free University, Ámsterdam, Países Bajos)
Jorge Olcina Cantos (Universidad de Alicante, España)
Antonio Paez (McMaster University, Canadá)
Pilar Paneque Salgado (Universidad Pablo de Olavide, Sevilla, España)
Dusan Paredes (Universidad Católica del Norte, Chile)
Francisco Pedraja Chaparro (Universidad de Extremadura, España)
Francisco Pérez (IVIE y Universitat de València, España)
Tomaz L.C. Ponce Dentinho (APDR and Universidade das Açores, Portugal)
Diego Puga (Universidad Carlos III de Madrid, Madrid, España)
Josep Lluís Raymond (Universitat Autònoma de Barcelona, España)
Ernest Reig Martínez (Universitat de València e IVIE, España)
Javier Revilla (Universität Hannover, Alemania)
Andrés Rodríguez-Pose (London School of Economics, Reino Unido)
Fernando Rubiera Morollón (Universidad de Oviedo, España)
José Luis Sánchez (Universidad de Salamanca, España)
Agustí Segarra (Universitat Rovira i Virgili, Reus, España)
Hipólito Simón (Universidad de Alicante, España)
Simón Sosvilla (Universidad Complutense de Madrid, España)
Roger Stough (George Mason University, Estados Unidos)
Jouke Van Dijk (University of Groningen, Groningen, Holanda)
Eveline Van Leeuwen (Wageningen University & Research, Wageningen (WUR), Países Bajos)
José Villaverde (Universidad de Cantabria, España)

Investigaciones Regionales Journal of Regional Research

ISSN: 1695-7253 E-ISSN: 2340-2717

Facultad de Ciencias Económicas, Empresariales y Turismo
Universidad de Alcalá.

Plaza de la Victoria, 2, 28802, Alcalá de Henares, Madrid
Teléfono: +34 91 885 42 09

E-mail: investig.regionales@aocr.org

www.investigacionesregionales.org

Volume 2024/1 - Issue 58

European Regional Policy

- 5 Do the Structural Funds in innovation influence the growth of companies?
Analysis through the ERDF-Innterconecta programme in Andalusia differentiating
by business size and role in the projects
Diego Sande Veiga

Articles

- 33 Subsidios a la vivienda para los hogares de renta baja: un panorama
Miguel-Angel Lopez Garcia
- 71 Impacto regional del nuevo Impuesto sobre Grandes Fortunas: un análisis
mediante microsimulación
Rubén Amo Cifuentes, Rafael Granell Pérez, Amadeo Fuenmayor Fernández
- 91 Distributive politics and decentralisation in Chile and Peru
Felipe Livert, Raymundo Mogollón, Pablo Herrera
- 113 Growth in small cities: The case of Aragon (Spain)
Rafael González-Val, Miriam Marcén
- 131 Clustering residents of a spanish mining site: when attitudes towards tourism
are not linked to perceptions
Nuria Porras Bueno, María Ángeles Plaza Mejía, David Flores Ruiz
- 163 Estructura económica y sincronización de los ciclos económicos: Evidencia
de los estados de México
Manuel Gómez-Zaldívar, Fernando Gómez-Zaldívar
- 179 Efficiency in the estimation of technical coefficients and interregional
multipliers: the Jahn methodology versus the GRAS and Gravity-RAS
methodologies
José Daniel Buendía Azorín, Rubén Martínez Alpañez, María del Mar Sánchez de la Vega

Investigaciones Regionales – Journal of Regional Research is included in the following databases:

- ESCI – Emerging Sources Citation Index (Web of Science, Clarivate Analytics)
- SCOPUS
- RePEc (Research Papers in Economics)
- Recyt (Repositorio Español de Ciencia y Tecnología de la FECTYT – Fundación Española para la Ciencia y la Tecnología)
- 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 (AEA), Estados Unidos) – Econlit with Full Text (EBSCO Publishing)
- Dialnet (Universidad de La Rioja, España)
- CARHUS Plus+ sistema de evaluación de revistas científicas de los ámbitos de las Ciencias Sociales y las Humanidades que se publican a nivel local, nacional e internacional (AGAUR)
- Cabell's Directory (Cabell Publishing, Inc.)
- Fuente Académica Plus
- ProQuest (ABI/INFORM Complete; ABI/INFORM Global; Professional ABI/INFORM Complete; ProQuest Central; ProQuest 5000 International; ProQuest 5000)
- e_Bu@h – Biblioteca Digital Universidad de Alcalá
- Road – Directory of Oper Access Scholarly Resources

European Regional Policy

Do the Structural Funds in innovation influence the growth of companies? Analysis through the ERDF-Innterconecta programme in Andalusia differentiating by business size and role in the projects

*Diego Sande Veiga**

Received: 16 March 2023

Accepted: 29 September 2023

ABSTRACT:

As a Convergence Objective Autonomous Community of the European Union, Andalusia was a beneficiary of the significant volume of European resources for regional innovation mobilised by the 2007-2013 Technological Fund and the 2014-2020 Smart Growth programme. The Andalusian productive fabric is mostly made up of Small and Medium-sized Enterprises (SMEs). For this reason, we evaluate the impact of the ERDF-Innterconecta programme financed through the previous operational programmes on the main indicators of business growth. The proposed analysis seeks to identify whether there has been an impact for Andalusian companies that have participated in the subsidised projects on three indicators (revenue, GVA, number of employees), further differentiating these companies by size, participation in innovation and role taken in the funded projects. This impact varies according to the characteristics of the companies, being more positive for Large Enterprises (LE), leaders of the projects and for those that had not previously registered research investments in the accountancy.

KEYWORDS: Structural Funds; Regional Innovation Systems; business growth; Policy impact analysis; Large enterprises and SMEs.

JEL CLASSIFICATION: L53; R58; O38.

¿Influyen los Fondos Estructurales en innovación en el crecimiento de las empresas? Análisis a través del programa FEDER-Innterconecta en Andalucía diferenciando por tamaño y rol empresarial en los proyectos

RESUMEN:

Como Comunidad Autónoma Objetivo Convergencia de la Unión Europea, Andalucía fue beneficiaria del importante volumen de recursos europeos para innovación regional movilizados por el Fondo Tecnológico 2007-2013 y por el programa de Crecimiento Inteligente 2014-2020. El tejido productivo andaluz está conformado en su mayoría por Pequeñas y Medianas Empresas (Pymes). Por este motivo evaluamos el impacto del programa FEDER-Innterconecta financiado a través de los anteriores programas operativos en los principales indicadores de crecimiento de las empresas. El análisis propuesto trata de identificar si ha habido repercusión para las empresas andaluzas que han participado en los proyectos subvencionados en tres indicadores (ingresos, VAB, número de empleados), diferenciando además a estas

* PDI Departamento de Economía Aplicada. Miembro del Grupo ICEDE. Facultade de Ciencias Económicas e Empresariais da Universidade de Santiago de Compostela (USC). España. diego.sande.veiga@usc.es
Corresponding Author: diego.sande.veiga@usc.es

empresas por tamaño, participación en la innovación y rol tomado en los proyectos financiados. Ese impacto se muestra desigual en función de las características de las empresas, siendo más positivo para las grandes empresas, líderes de proyectos y para aquéllas que no registraban inversiones en innovación en su contabilidad.

PALABRAS CLAVE: Fondos Estructurales; Sistemas Regionales de Innovación; crecimiento empresarial; análisis impacto políticas; grandes empresas y pymes.

CLASIFICACIÓN JEL: L53; R58; O38.

1. INTRODUCTION

In addition to the deep financial crisis suffered from 2008 onwards, known by many authors as the Great Recession, Andalusia and the rest of the Autonomous Communities with Convergence Objective were affected by the reduction of the European Structural and Investment Funds (ESIF) from the 2007-2013 programming period. The ESIF are the main financial instrument of the European Union (EU) to try to combat disparities between territories with higher and lower levels of development within the Union itself. Despite the progressive cuts in this type of European resources, in Spain new business innovation policies were implemented. These policies had been financed firstly by the so-called Technology Fund 2007-2013 (TF) -a policy aimed mainly at the Convergence Objective territories- and subsequently by the so-called Operational Programme for Smart Growth (SGP) 2014-2020.

Precisely taking into account the characteristics of an industrial fabric in a peripheral territory such as Andalusia, made up mainly of SMEs in need of growth to generate economies of scale and improve the use and attraction of public resources, this paper aims to analyse the extent to which the planning, design and implementation of business R&D&I programmes financed by the TF and the SGP had a positive impact on the growth of Andalusian companies, depending on their characteristics. Specifically, as a fundamental part of the innovation policies implemented in the territory, the ERDF-Innterconecta programme has been selected for this study. This programme was in force during the period 2011-2020 proposed for study. The Innterconecta programme constituted the most important line of aid from the TF and from the SGP specifically aimed at business projects in which support for innovative SMEs was included as a key objective.

While the body of literature on the impact of European Funds on Spanish firms has started to grow in recent years (Sande & Vence, 2019; Sande, 2022a; Moral & Paniagua, 2016; Romero, Ortiz & Ribeiro, 2010), the need to promote further research on the impact of these resources in the Andalusian Autonomous Community has given rise to this original and novel study that addresses the microeconomic impact of a European business innovation programme. Furthermore, a regional perspective has been used in this work, differentiating both the results obtained according to the characteristics and role of the companies participating in the projects financed by the policy analyzed, which conforms a new and original approach for this kind of *ex-post* business impact evaluation in Andalusia. The results obtained will make it possible to discern the differences between some companies and others and to model policies that are better adapted to the needs of the business fabric (*target policies*).

From here, the article is structured as follows: the second section reviews the literature on the importance of the ESIF and innovation policies and their influence on firm growth, also analysing the role of the TF and the SGP; the third section characterises and justifies the methodology used for the analysis; the fourth section assesses the impact of the ERDF-Innterconecta programme of the TF and the SGP on the main indicators of companies' growth in Andalusia, differentiating companies according to the characteristics described; finally, the last section draws conclusions and recommendations for policies derived from the results observed.

2. THE IMPORTANCE OF FINANCING SMES BUSINESS GROWTH THROUGH THE STRUCTURAL FUNDS AND THE DESCRIPTION OF THE ERDF-INNTERCONECTA CALLS FOR PROPOSALS

The recent proliferation of R&D&I support programmes has been a response to the increased interest shown by the different levels of the administration, the business sector, universities and research organisations and social agents. For this reason, both the European Union and the state and regional administrations have programmed and implemented different policies and strategies aimed at promoting business R&D&I in Spain over the last few years, for example the Technology Fund, the RIS3 strategy or the Smart Growth Programme.

Recent literature has shown, from a systemic conception, that to achieve growth and it is necessary to have a system that favours interactions between agents (Rodríguez-Pose & Crescenzi, 2008; Freeman, 2008; Gu & Lundvall, 2006; Cassia, Colombelli & Paleari, 2009; Fagerberg, Lundvall & Schrolec, 2018) with the aim to conform networks to foster innovation activity. Since companies are a crucial element in innovation systems, this article has focused on demonstrating the existence or non-existence of growth in the companies participating in the selected policy, paying special attention to SMEs, since they make up the vast majority of the private entities that make up its business network. In every sense, it is worth noting the difficulty of measuring the effects of structural policies in times of economic crisis or recession or similar circumstances (Sande, 2020; Camagni & Capello, 2017; Di Caro & Fratesi, 2022).

2.1. LITERATURE REVIEW

Economic approaches such as the cluster approach value positively the processes of business rivalry, collective learning, collaboration and interaction between firms (Freeman, 1991; Singh, Chhetri & Padhye, 2022; Akhmetshin, Barmuta, Yakovenko, Zadorozhnaya, Mironov, & Klochko, 2017). For them, the accumulation of experience and collaboration between different agents is a key factor in improving the technological capabilities of the business fabric (Lall, 1992; Bell & Pavitt, 1995; Ahn, Minshall & Mortara, 2015). In this sense, the role of large firms in the formation of cooperative networks could be analysed. However, some authors emphasise the need for decentralisation not only of business R&D (Leiponen & Helfat, 2011), but also innovation policies (Taylor, 2007; Cooke, 2009; Rangus & Slavec, 2017), only in case of multiple policy variables in the region for others (Strumpf, 2002), to avoid excessive concentration of activity and resources in large companies, *which* could be an interesting approach for other research taking into account how innovation competences are shared between the state and the regional governments in Spain. Under this last idea, this paper reviews several key aspects for a peripheral region such as Andalusia: a) The impact of European policies on business growth; b) The impact of the ESIF according to the size of companies; and c) The importance of support for SMEs.

Support through the ESIF for the financing of technological innovation has shown mixed results over time. Thus, it is possible to find literature defending positive results of technological innovation policies for the business fabric (Musyck & Reid, 2007; Segarra-Blasco, 2018; Le & Jaffe, 2017; Bronzini & Piselli, 2016), while other studies show moderately positive results in peripheral contexts (Sande & Vence, 2021), or even non-existent results for some contexts (Blasio, Fantino & Pellegrini, 2015).

More specifically, in relation to the indicators selected for the present work, there also has been scientific studies showing that business growth and revenue growth has been achieved thanks to ESIF, for companies belonging to manufactures sector (Carboni, 2017), for small companies (Maroshegyi & Nagy, 2010) or analyzing results for other European Territories (Hartsenko & Sauga, 2012). On the other hand, different literature (Fattorini, Ghodsi & Rungi, 2019) do not find relation between ESIF and business growth. Regarding other indicators which take part in this paper such as employment and gross value added (GVA), some authors defend a positive relationship between ESIF implementation and the positive evolution of these business indicators, in the local level (Bachtrögler, Fratesi, & Perucca, 2019) o through the implementation of multiple instruments (Bondonio & Greenbaum, 2014). But there are also studies showing zero effects of these policies on employment (Bernini & Pellegrini, 2011; Bachtrögler & Hammer, 2018). However, other authors add a few nuances. For example, Vivarelli (2014) introduce a nuance in

their analysis of the impact of innovation on employment by indicating that the short-term reduction in employment in economies resulting from technological development would be counteracted and compensated under certain conditions (such as the support to process innovation, or the domestic capabilities), in the medium and long term with increases in labour demand. For Sande (2022a), using the same methodology, and for Alzugaray, Mederos & Sutz (2012) there would be positive results for this indicator derived from ESIF allocation. Nevertheless, the previous positive relationship would not be demonstrated for other indicators such as revenue or GVA.

With specific reference to the effects of ESIF depending on the size of enterprises and the role they play in the innovation projects financed, there is not abundant literature. Despite this, there are some studies conducted in recent years which are focused on the differences produced between firms according to their size, but aimed at not-Andalusian regions (Santamaría & Nieto, 2009; Silva & Carrizo, 2018; Blaschke, Demel & Kotorov, 2021). Thus, while some studies using the same methodology (Segarra-Blasco, 2018) or different (Benkovskis, Tkacevs & Yashiro, 2019) have found that companies' size is a key factor other authors (Sande & Vence, 2021) found that large enterprises (LEs) have absorbed part of the expected impact in SMEs. Finally, for others (Sande, 2022b) large and medium-sized enterprises have benefited from the impact of ESIF in some indicators, mainly because these companies have been the ones which have lead the projects, and it let them have received more funds and capitalise the project results.

In a context of financial support to projects of a relevant dimension, it is worth looking in more detail at some relevant issues affecting peripheral regional systems. Firstly, peripheral regions are very often conformed by SMEs. Secondly, despite the difficulties of SMEs to absorb the ESIF -for reasons such as dependence on specialized intermediaries or lack of productivity (Stolz & Schrammel, 2014), deviation funds (Horvat, 2005), lack of specialized human resources, knowledge, infrastructures, and others (Sande, 2020; Lucian, 2021)-, this companies continue to be one of the most important endogenous factors in creating the conditions for structural change (Cooke, 1992; Macdonald, Assimakopoulos & Anderson, 2007; Vuorinen & Mereuta, 2020). And thirdly, the impact of R&D&I support for SMEs has also been controversial. Thus, some studies show positive effects of policies on SMEs innovation using different methodologies (Devins, Johnson & Sutherland, 2004; Čadil, Mirošník & Reháč, 2017; Belas, Gavurova & Toth, 2018; Piątkowski, 2020). On the other hand, other studies show a more moderate impact (Lewandowska, Bilan & Mentel, 2021; Sergej, 2016), or positive for medium-sized companies and null for Micro SMEs (Sande, 2022b) using a similar methodology, or null depending on the efficiency of the programmes implemented (Gouveia, Henriques & Costa, 2021).

Finally, the authors agree that the conditions of regional innovation systems are relevant to foster business innovation and growth, for example the existence of direct financial support programmes (Rodriguez-Pose & Wilkie, 2016), a purposive management of knowledge flows at the level of the innovation ecosystem (Radziwon, Bogers & Bilberg, 2017), or the existence of a complete dotation of innovation infrastructures (Sande, 2020). And even the centralization or decentralization of innovation policies could be a key factor to implement more efficient policies in peripheral regions.

2.2. DESCRIPTION OF THE ANALYZED FUNDS

Andalusia, as a peripheral and moderately innovative Autonomous Community, received between 2007-2020 ESIF to improve its business innovation. This funding was planned mainly through two operational programmes: the TF and the SGP. In the current study we analyze the impact of an instrument such as the Innterconecta programme implemented in Andalusia and belonging to both operational programmes.

The objective of reaching 3% of Gross Domestic Product (GDP) investment in R&D&I set in the Lisbon Strategy led to the establishment of two new objectives prior to the start of the 2007-2013 programming period: a) The development of research, education and innovation, and b) The promotion of innovation policy. In line with these latter objectives, the European Council approved an additional allocation of ERDF resources for Spain for the promotion of business R&D&I in the Autonomous Regions with Convergence Objective. This item took the form of a programme known as TF, created along lines that were continued for the 2014-2020 period when the SGP was approved.

The TF has been a programme dedicated to the promotion of business R&D&I (Ministerio de Economía y Hacienda, 2007) whose birth was approved by the European Council and which had a continuity framework for business innovation after the approval of the SGP (Ministerio de Hacienda y AAPP, 2014). The main key data of this policy of subsidies to business projects, including its funding, territorial allocation, objectives and eligible actions can be reviewed in the appendix (table A).

The ERDF-Innterconecta is a line of funding that seeks public-private collaboration through direct subsidies on a competitive basis to support strategic and large-scale business projects for experimental development and industrial research, with the aim of developing innovative technologies in areas with international economic projection. The key data of the programme are shown below (table 1).

TABLE 1.
ERDF-Innterconecta Programme key data

	Technology Fund	Smart Growth
Assignment to Spain	262 M€	210 M€
Publication of the Call for Proposals	2011; 2013	2015; 2016; 2018
Territorial distribution of the Funds	-Andalusia 150 M€	-Plurirregional
	-Galicia: 105 M€	
	-Extremadura: 7 M€	
	-Castilla La Mancha: This region does not participate	
Subsidised areas	-All, as long as they stimulate employment and increase added value (Ministerio de Economía y Competitividad, 2013)	Health, demographic change and well-being, food safety and quality; safe, efficient and clean energy, smart, sustainable and integrated transport; action on climate change; social change and innovations, digital economy and society; security, safety and defence
Dimension and Amounts subsidised in the projects (Andalusia)	Up to 5 M€	Between 1-4 M€
Project requirements	Formation of an Economic Interest Grouping (EIG) or Consortium	
Projects duration	Two- and three-year projects (Ministerio de Ciencia e Innovación, 2012)	
Objectives	Support for large R&D projects Increasing business R&D expenditure Use of existing infrastructures Mobilisation of SMEs Greater involvement of stakeholders and promotion of innovative culture Internationalisation of innovation Experimental development and cooperation between companies	

Source: Own elaboration, taken from Author (n.d.).

In view of the program data, it is worth asking whether, in effect, there is a different impact on the indicators of the companies of the European regional innovation funds depending on their size and the role they have played in the projects. For this reason, it is why the Innterconecta program can serve as a guiding thread to carry out the proposed analysis.

3. THE ANALYZED FUNDS AND THE METHODOLOGY USED

This section has a twofold objective. The first part introduces the methodology employed in the current research, while the second part highlights key information regarding the data processed.

3.1. METHODOLOGY

In the present work a large amount of quantitative data taken from multiple sources is crossed, which gives a strong empirical component to the study. Among these sources it is possible to distinguish R&D information referring to the context of the territory obtained from official organizations such as the National Institute of Statistics (INE), the Ministry of Finance of the Junta de Andalucía, the Spanish Ministry of Finance, Eurostat and the European Administration. Data from the participating companies provided by the Centre for Technological and Industrial Development (CDTI) and built with the information obtained from the planning organizations during the research process have also been used (CDTI has provided a data base including the name of the companies, the name and the field of the project and the amount subsidised per project and company); and, finally, data on economic and financial performance indicators of the companies participating in Innterconecta obtained through the ARDÁN business information service of the Vigo Free Trade Zone Consortium (ARDAN has provided a data base including economic classification of the companies and business performance for the variables analyzed in the current research –revenue, GVA, employment-, as well as information for research indicators which has been object of study in a different research focused in innovation results). The variables object of the study have been chosen taking into account the previous research of the literature review. The intertwining of data and information throughout the study period, together with qualitative information and the work of obtaining and interpreting quantitative data from LEs and SMEs, with subsequent statistical analysis using the Propensity Score Matching (PSM) technique, like the previous literature review analyzed suggests. It is also worth noting the effort to synthesize the information generated, will serve to achieve the goals formulated in this paper.

The start of this study focuses on the analysis of the main economic indicators of growth of a sample of 337 Andalusian companies participating in the calls of the ERDF-Innterconecta program for this Autonomous Community. With this start, the aim is to analyze the evolution of the following indicators during the period 2011-2020, compared to a sample from the ARDÁN database of 355 Andalusian companies not affiliated to the program: revenue, GVA and employment. The reason for selecting the period 2011-2020 is justified by the fact that this is the period from the launch of the first call of the program under analysis to the end of the implementation period of the last call. The reason for choosing these variables, which do not appear as specific objectives of the programme, is to check whether the funding mobilised has enabled the companies to improve their situation in terms of business growth. This question is particularly relevant if we take into account that the majority of Andalusian companies are SMEs, mainly MicroSMEs. This being the case, it would be a desirable objective to ensure that the companies that are attracted to innovation can see their improvements in terms of results in these areas. For these indicators directly related to the possible growth of companies, the PSM technique will be applied. Regarding the unobservable characteristics of the control sample, an attempt has been made to select non-participating companies that had a probability of being selected as participants in the policy greater than the minimum, fundamentally taking into account their size, since the program allowed the participation of all economical sectors.

This technique makes it possible to estimate the effect of a policy on a set of agents conducting an analysis of the covariance of the observed values. For this purpose, this methodology requires the analysis of the results of two samples: on the one hand, a sample of companies that have participated in the policy analysed and, on the other hand, a control sample of companies that have not participated in the policy. The results of the test carried out will make it possible to check whether the null hypothesis is satisfied and thus verify whether the policy has had an influence on the results observed in the first sample. If the value of the standardised mean difference (SMD) of each of the study groups is greater than 0.1, an imbalance is observed and the PSM is applied. In this case the observed value is $\text{index-dRevenue} > 0.1$, so we estimate the propensity score by applying a *logit* model in which the outcome variable is a binary variable indicating

whether a certain policy has been applied or not, for which we use the R software, *MatchIt* package. There are different methods to perform the matching (*radius, kernel, exact matching, nearest neighbour, optimal matching, full matching and caliper matching,...*), among them we select the *nearest neighbour*. The nearest neighbour method matches each individual in the treatment group with the individual in the control group that has the closest propensity score. We use the most common implementation of PS matching, in practice is one-by-one matching, in which pairs of treated and control units are formed (this info has been included in the methodology). Using one-by-one nearest neighbour PS matching =N(1)iC, one treated unit $i \in T$ is matched to one control unit $j \in C$. That is, that individual is selected from the candidates pairing whose propensity score is the most similar to the propensity score of the individual to be paired in the case group. There is a one-to-one matching, in the former an element of the control group is used more than once. If instead of an element of the comparison group, all those with a close PS are used, the estimates use the information available is better and they are more stable. The counterpart is that if the same element of the comparison group is used too many times could increase sampling error. Among the matching algorithms most used in practice, and one of those that produces the best results, is the so-called *nearest neighbour* matching. This matching technique consists on choosing from the comparison group the element with the closest PS (ANII, 2023). Other forms of matching such as *caliper* or *radius* are used with poor samples (this is not the case), or they carry out matchings between more disparate units (e.g. kernel) (Rodríguez, 2012). The values of the variables have been taken at the end of the period, as a result for these indicators. Once the test is completed, we include the *p-value* which if <0.05 implies the existence of significant differences between the two groups.

3.2. KEY DATA OF THE STUDY

This research initially analyses the evolution of the main economic indicators related to the growth of companies during the period 2011-2020: revenue, GVA and employment. The data used are based on company accounting information collected from the database held by ARDÁN.

The total number of directly participating companies was 1,392, of which 827 could be identified (some of them repeat participation in the projects approved). Information in ARDAN was available for 337 of them, so we have extracted the general data for this part of the study from these enterprises. Those companies that had more than 250 employees in 2007 -at the beginning of the European programming period- were taken as LE. These companies received the Innterconecta aid between 2011-2020, so if there is an impact the indicators should show changes in these and subsequent years.

The comparative evolution of the selected indicators has been carried out thanks to a control sample of 355 companies in the Autonomous Community that have not participated in the policy. As for the control sample, this has been selected by the Ardán business service, taking a random sample -with similar characteristics (size, innovation role)- of Andalusian companies that have not participated in the policy. This will make it possible to determine if there is better behaviour in these indicators for the companies participating in the policy or if, on the contrary, it is similar to the behaviour of other groups of companies that have not received financing through this policy.

The total number of projects applied for in the five Innterconecta calls analysed exceeded 600, although around half (334 projects) were finally approved. However, the number of companies applying was more than double the final number of participants (table 2). The average projected budget per company was €639,679.85, taking into account the five calls for proposals analyzed, but CDTI grants covered on average only half of this amount: €302,406.91.

Analysing the sample used for the impact study, the technological areas to which the 337 companies participating in Innterconecta directed their projects were mainly industrial manufacturing activities (34.12%) and professional, scientific and technical activities (27.60%), which tend to correspond to consultancy and specialised services. The remaining Innterconecta resources went, in order, to ICT (9.20%), retail and wholesale trade (8.90%) and construction (8.31%).

The average number of participating companies per project was 4.17. It should be noted that universities, technology centres and research organisations also participated in the consortia. With regard to the classification of the companies according to their size, it was observed that almost three quarters

(247) were SMEs (73.29%) and the remaining quarter (90) were LE (26.71%). At the end of the period, the number of LE was minor (-47%) because of the financial and the pandemic crisis effects, and because possible lack of data of the source. The LEs have played a relevant role in leading the projects, which has translated into a greater amount of resources managed and greater responsibility. In order to further analyse the data according to the characteristics of the companies, the differences between the 63 leading companies (18.69%) and the 274 partners (81.31%) of the projects have also been considered, as well as between the 327 companies that did not innovate in 2011 (93.03%) and the 10 that did innovate (2.97%).

TABLE 2.
ERDF-Innterconecta key data

	1 st Call (2011)	2 nd Call (2013)	3 rd Call (2015)	4 th Call (2016)	5 th Call (2018)
Requested projects	74	59	269	231	NA*
Approved projects	31	41	131	64	67
Companies requesting	410	255	946	822	NA*
Approved companies	195	211	511	246	229

*Note: Plurirregional, data for requested projects not available for 2018.

Source: Own elaboration basen on ARDÁN and CDTI data.

The business networks formed through this policy are characterised by a profuse participation of ICT and technical consultancy companies, present in almost all the projects. The networks also included on a timely basis companies from sectors that coincide with Andalusia's productive specialisation: commerce, hotels and catering, fishing and wood. Below is also a table of descriptive statistics in relation to the composition of projects and participating companies (table 3).

TABLE 3.
Descriptive statistics of the projects analyzed at the beginning of the period

	337	355	
Number of participating companies analyzed // Control sample	Small and Medium Enterprises	247 (73.29%)	345 (97.18%)
	Large Enterprises	90 (26.71%)	10 (2.82%)
Number of companies per project	4.17		
Role in the projects	Leaders	63 (18.69%)	
	Partners	274 (81.31%)	
Role in innovation of participants // Control sample	Previously innovative (accountancy data)	10 (2.97%)	3 (0.85%)
	Non-innovative (accountancy data)	327 (93.03%)	352 (99.15%)
Sector of activity of the projects subsidized	Industrial manufacturing activities	34.12%	
	Scientific and technical activities	27.60%	
	ICT	9.20%	
	Retail and wholesale trade	8.90%	
	Construction	8.31%	
	Other activities	11.87%	

Source: Own elaboration based on ARDÁN and CDTI data.

The comparison carried out between the two samples has shown very small differences in behaviour between the entities participating in the policy and those that have not, depending on the size of the companies. The breakdown of the data at territorial level and by calls for proposals did not provide relevant additional information, so all calls for proposals are analysed together. Notwithstanding that, information about the registered offices of the companies participating in the policy analysed is provided below. These companies are concentrated primarily in Seville, but also mainly in Malaga and Cordoba, and to a lesser extent in Jaen. Other Andalusian territories have hardly any participation at all. The map also includes Spanish companies participating in the policy from outside Andalusia (map 1).

MAP 1.
Spatial location of the companies participating in the Innterconecta programme in Andalusia, by registered office



Source: Own elaboration based on ARDÁN data.

4. EVALUATION OF THE IMPACT OF THE ERDF-INNTERCONECTA PROGRAMME OF THE TECHNOLOGY FUND FOR ANDALUSIA ON THE GROWTH OF FIRMS

As literature review shows, there are other studies focusing on analyzing innovation indicators (Segarra-Blasco, 2018; Sande & Vence, 2021), but not in the business growth indicators analyzed in this paper -with the exception of the employment for the leader companies of the projects (Sande, 2022b). This section breaks down the information into two parts: the first is a general study of the Innterconecta programme data, analysing aspects such as the size and characteristics of the projects approved and the networks formed; the second part analyses, in comparative terms, the main innovation indicators of the companies participating in the policy evaluated according to their size, participation in innovation and role in the projects.

4.1. COMPARATIVE EVOLUTION OF THE GROWTH INDICATORS OF THE COMPANIES PARTICIPATING IN INNTERCONECTA IN ANDALUSIA

Given that the volume of funds mobilised by the Innterconecta initiative in Andalusia has been significant, there was a high expectation regarding the impact of this policy on participating companies. In order to approximate this impact, the behaviour of the main business growth indicators of the innovative companies participating in Innterconecta has been analysed. To this end, their size and role in innovation were taken into account. In this respect, it should be noted that factors such as the financial crisis suffered from 2007-2008 (Great Recession), the application of other public policies, regulatory changes in company accounting, or the different management of each company may have had an impact on the evolution of the values observed, without these circumstantial issues undermining the results obtained.

For this section, the control sample of 355 Andalusian companies not participating in the policy has been considered as a reference. Table 4 shows the descriptive statistics with the variation produced in each of the variables by size and function of the participating enterprises while table 5 shows the same results for the control sample. The main differences when comparing the sample information in the study tables comes from the disaggregation by groups of the sample of companies participating in the policy. The size of the two samples is similar in both cases, and differences in the number of observations for some indicators between samples in some cases could come from different factors: on the one hand the availability of data for this companies when comparing (it depends on the data provided by the sources), the possible activation of this indicator in the accountancy of the companies (i.e. innovation investment), or other factors (other situation of the firms).

SMEs participating in the Innterconecta calls show better results in the three previously selected variables (revenue, GVA, number of employees). Partner and leader firms would show positive values in the comparison with the control sample for two indicators (while leader firms would not show such a positive result for the number of employees, and partners regarding revenues). In a similar way, companies that did not innovate in 2011 ($RI=0$) and those that already innovated ($RI>0$) also show a positive evolution for two of the indicators (with the exception of revenue and GVA respectively).

In an approximation to the first group of variables, and if we focus on what has happened since the launch of the Innterconecta programme in 2011-2012, it can be seen that most groups of companies show a favourable evolution for several of the proposed indicators, with the exception of companies that had already innovated previously. In view of the evolution data, it would be the companies that did not innovate and project partners that would show the greatest relative improvements in these indicators.

It has also been included the mean variation in the main growth indicators of the companies participating and not participating in Innterconecta by size and role (table 6). The data shows some differences between LE performance of both groups, with a positive evolution for the Innterconecta sample and a negative behaviour for the control sample.

In general, the overall results are quite moderate. In order to appreciate more precisely what has happened with the application of the Innterconecta programme, the behaviour of the following specific innovation performance variables for the identified groups will be shown graphically below: revenue, GVA and number of employees. The form chosen for the presentation of the data is base 100, as this allows differences in behaviour to be identified more clearly. It has been considered convenient to represent these figures using a logarithmic scale in base 10, in order to give more accurate information in perspective on their evolution over time. To calculate the values initially in base 100, in the specific cases in which the initial data for 2011 is zero, the first positive value of the series has been taken. At this point it should be remembered that, by definition, the logarithmic base does not allow negative values or values that are zero to be represented, which may be reflected in some cases in discontinuities in sections of these lines or in the graphic absence of some value. These values have also been compared with those obtained for Andalusian companies in the control sample for which information is available.

TABLE 4.
Aggregate change and relative impact of participation in the main growth indicators of the companies participating in Innterconecta by size and role, 2011-2020

Size and role	Number ^o Companies	Agregate change			Relative impact		
		Revenue (€)	GVA (€)	Employees	Revenue (%)	GVA (%)	Employees (%)
LE>250 employees	90	-4,713,833,684	3,134,705,659	36,662	-7.77	+28.21	+29.90
SME<250>50 employees	89	570,888,270	260,994,250	5,548	+34.00	+58.17	+123.48
SME>50 employees	158	607,582,794	103,837,876	1,391	+187.92	+137.64	+87.05
RI=0 (2011)	327	-3,534,198,981	3,471,841,233	40,935	-5.67	+30.26	+32.43
RI>0 (2011)	10	96,091,661	-33,474,612	137	+12.02	-13.02	+2.88
Leaders	63	2,319,043,576	1,660,111,000	-8,117	+12.32	+31.10	-12.04
Partners	274	-5,802,551,486	1,765,408,516	49,377	-13.10	+27.62	+77.66
Companies Andalucía	337	-3,535,362,620	3,499,537,785	43,601	-5.61	+30.08	+33.88

Source: Own elaboration based on ARDÁN and CDTI data.

TABLE 5.
Aggregate change and relative impact of participation in the main growth indicators of the companies belonging to the control sample by size and role, 2011-2020

Size and role	Number ^o Companies	Agregate change			Relative impact		
		Revenue (€)	GVA (€)	Employees	Revenue (%)	GVA (%)	Employees (%)
LE>250 employees	10	87,075,933	-16,245,475	2.029	+7.84	-4.76	+44.60
SME<250>50 employees	314	8,555,753,984	1,819,554,260	33,240	+345.29	+479.27	+416.23
SME>50 employees	31	120,164,286	68,301,575	597	+33.80	+132.97	+66.19
RI=0 (2011)	351	8,759,948,465	1,870,730,960	35,908	+229.05	+246.35	+272.71
RI>0 (2011)	4	3,045,738	879,400	-42	+2.55	+6.89	-15.55
Leaders	-	-	-	-	-	-	-
Partners	-	-	-	-	-	-	-
Control Sample	355	8,746,998,134	1,856,558,012	35,537	+221.77	+240.44	+264.47

Source: Own elaboration based on ARDÁN and CDTI data.

TABLE 6.
Mean variation in the main growth indicators of the companies participating and not participating in Innterconecta by size and role, 2011-2020

Size and role	Companies participating in the policy				Companies not participating in the policy			
	Number ^o Companies	Revenue (€)	GVA (€)	Employees	Number ^o Companies	Revenue (€)	GVA (€)	Employees
LE>250 employees	90	-52,375,929.8	34,830,062.88	407.36	10	8,707,593.3	-1,624,547.50	202.9
SME<250>50 employees	89	6,414,474.94	2,932,519.66	62.33	314	27,247,624.15	5,794,758.79	105.86
SME>50 employees	158	3,845,460.72	657,201,75	8.80	31	3,876,267.29	2,203,276.61	19.26
RI=0 (2011)	327	10,807,948	10,617,251.48	125.18	351	26,788,833.23	5,720,889.78	109.81
RI>0 (2011)	10	9,609,166.1	-3,347,461.20	13.70	4	304,573.8	87.94	-4.2
Leaders	63	-10,807,948	10,617,251.48	-128.84	-	-	-	-
Partners	274	9,609,166.10	-3,347,461.20	180.21	-	-	-	-
Companies Innterconecta	337	-10,490,690.3	10,384,385.1	129.38	355	-29,456,275.63	29,192,743.44	354.74

Source: Own elaboration based on ARDÁN and CDTI data.

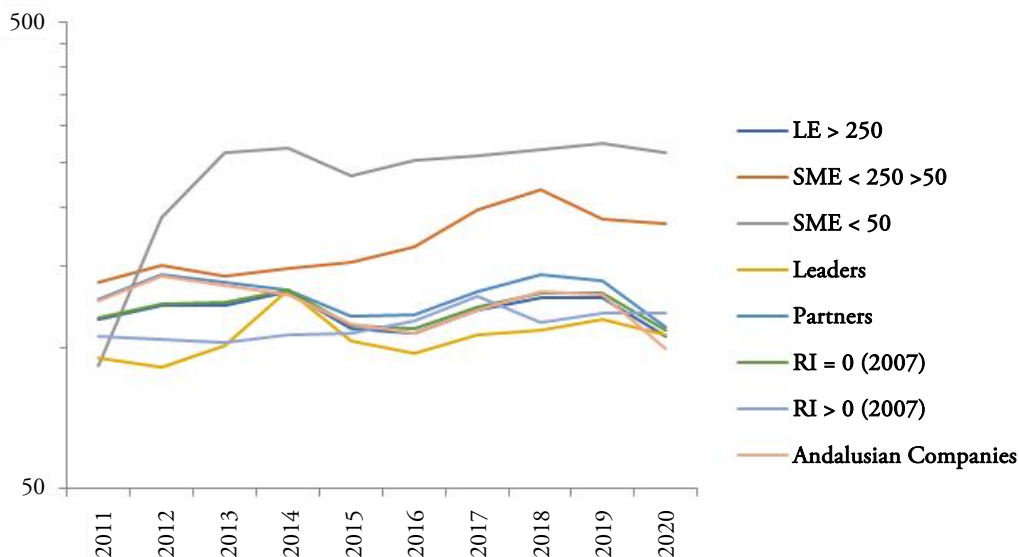
In general terms, the data for the three selected variables show a favourable behaviour over the whole period for the companies participating in the policy. In a first approximation, it can be observed that the behaviour is different per indicator. Thus, the size of the companies participating in Innterconecta does not appear to be a key factor in the greater absorption of resources. Nor are the results very significant if we look at what happened with the leading and associated companies. In general, an improvement is observed in these companies with respect to the control sample, with the exception of the leading companies in terms of employment. Focusing on the results obtained for companies that were already innovators (RI>0 in 2011) and new innovators (RI=0 in 2011), we again see that the results are not very positive. While the companies that were not innovating and the companies that were already innovating in 2011 seem to take slight advantage of the funding. The differences between the total control sample and the individual cases where the values of n are different from those of the control sample relate to companies for which no information was available for the year 2020. Similarly, this may be the case for the sample of companies participating in Innterconecta. This issue has to do with the availability of information from the source.

IMPACT ON REVENUE BY TYPE OF COMPANY

In general terms, the different groups of companies analysed have shown a positive evolution of the revenue indicator in absolute terms for the period analysed, although it should be noted that for these companies a break in their evolution has been observed in several years (2015) as a result of the deep financial crisis suffered.

The LEs, medium sized companies and small sized companies show differentiated results for this indicator, taking apparently the SMEs greater advantage of the funds. The results are similar for leading companies and partners, as is the case for companies that did not innovate previously and those that did innovate previously. These results would indicate a low incidence depending on the latter characteristics, in contrast to the case of business size. All companies -except for LE, leaders and partners- obtained better results in the period than the control sample showed (Figure 1).

FIGURE 1.
Comparative evolution of revenue of companies participating in Innterconecta-Andalucía 2011-2020, by size and company role (index 2007=100, log₁₀(x))



Source: Own elaboration based on data from ARDÁN and CDTI.

In order to test the existence of significant differences between the behaviour of companies participating and not participating in the policy, we performed a statistical test for this indicator using the PSM methodology on the total set of companies for which data were available. For this test, the number of companies in the control sample with activated accounting data for this indicator was $n_1 = 338$, while for the total number of companies participating in Innterconecta those that recorded accounting values were taking the different n_2 values collected for each study group given that the sample of companies did not always have values for all companies and variables (table 7). The mean of the values for the first sample after the application of the funds is $\bar{X}_1 = €37,594,951.57$ and its standard deviation $\sigma_1 = €94,740,323.08$, while for the companies that received resources from the innovation policy the mean \bar{X}_2 and the standard deviation σ_2 take higher values, except for partner companies and SMEs. If the value of the standardised mean difference (SMD) of each of the study groups is greater than 0.1, an imbalance is observed and the PSM is applied. In this case the observed value is $index-d_{Revenue} > 0.1$, so we estimate the propensity score by applying a *logit* model in which the outcome variable is a binary variable indicating whether a certain policy has been applied or not, for which we use the R software, *MatchIt* package. There are different methods to perform the matching (*exact matching, nearest neighbour, optimal matching, full matching and caliper matching,...*), among them we select the *nearest neighbour*. The *nearest neighbour* method matches each individual in the treatment group with the individual in the control group that has the closest propensity score. Once the test is completed, we include the *p-value* which if <0.05 implies the existence of significant differences between the two groups. The results show that the fact of having participated in the policy would have a significant impact on this indicator for LE, leader companies and companies that were not innovating previously.

TABLE 7.
Results of the statistical analysis of revenue using PSM

	n1	n2	\bar{X}_1	\bar{X}_2	σ_1	σ_2	Index-d (DME)	p-value
LE>250 employees	338	76	37,594,951.57	699,336,850.78	94,740,323.08	1,789,161,344.43	0.522	0.0074
SME<250>50 employees	338	73	37,594,951.57	28,504,249.75	94,740,323.08	45,824,227.23	0.122	0.9964
SME<50 employees	338	83	37,594,951.57	8,121,438.95	94,740,323.08	17,709,843.39	0.432	0.9930
RI=0 (2011)	338	224	37,594,951.57	245,851,920.50	94,740,323.08	1,087,469,424.18	0.270	0.0082
RI>0 (2011)	338	8	37,594,951.57	104,207,516.50	94,740,323.08	146,329,293.73	0.540	0.9869
Leaders	338	51	37,594,951.57	408,581,945.06	94,740,323.08	684367209.67	0.759	0.0086
Partners	338	182	37,594,951.57	192,724,805.36	94,740,323.08	1148628303.85	0.190	0.1075

Source: Own elaboration using R software.

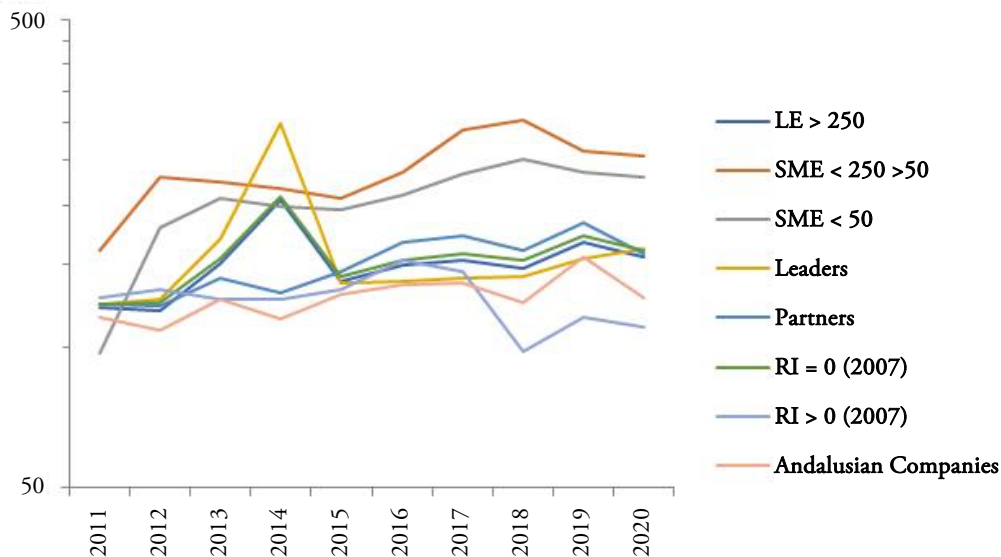
IMPACT ON GVA BY TYPE OF COMPANY

Small-sized companies would show the greatest relative growth in this indicator, followed by medium sized companies and large companies. Leader companies also increased their investments to a greater extent than the partners. With regard to the evolution of the companies according to their participation in innovation, it is those that were not already innovating in 2007 (RI=0) that experienced the greatest increase in the period analysed, with the evolution being negative for companies that were innovating in that initial year (RI>0). Only partner companies obtained worse results in the period than the control sample (Figure 2).

We performed the statistical test for investment in development using the same methodology as above. The number of companies of the control sample with activated data in their accounting for investment in development is $n_3 = 338$, while for the total number of Innterconecta participants the different values shown for n_4 were taken given that the sample of companies did not always have values for all companies and variables (table 8). The mean of the values for the first sample after the application of the funds is $\bar{X}_3 = €7,821,750.08$ and its standard deviation $\sigma_3 = €15,071,607.98$, while for the companies

that received resources from the innovation policy the mean \bar{x}_4 and standard deviation σ_4 take higher values in almost all cases, except for SMEs<50 employees. The value of the standardised mean difference (SMD) is $index-d_{GVA}$ is greater than 0.1 in almost all cases, which would indicate a situation of imbalance and would require the reapplication of PSM. The results show that the fact of having participated in the policy would have a significant impact on this indicator for LE and leader companies, while companies that were not innovating previously are next to the limit of validation.

FIGURE 2.
Comparative evolution of GVA of companies participating in Innterconecta-Andalucía 2011-2020, by size and business role (index 2007=100, $\log_{10}(x)$)



Source: Own elaboration based on data from ARDÁN and CDTI.

TABLE 8.
Results of the statistical analysis of GVA using PSM

	n3	n4	\bar{x}_3	\bar{x}_4	σ_3	σ_4	Index-d (DME)	p-value
LE>250 employees	338	76	7,821,750.08	169,271,977.89	15,071,607.98	419,475,012.46	0.544	0.0039
SME<250>50 employees	338	73	7,821,750.08	8,995,978.95	15,071,607.98	18,370,790.90	0.070	0.8557
SME<50 employees	338	83	7,821,750.08	1,680,641.33	15,071,607.98	1,595,323.75	0.573	0.8514
RI=0 (2011)	338	224	7,821,750.08	60,056,335.10	15,071,607.98	255,777,338.02	0.288	0.0042
RI>0 (2011)	338	8	7,821,750.08	26,031,368.88	15,071,607.98	19,899,848.55	1.032	0.9536
Leaders	338	51	7,821,750.08	135,967,972.94	15,071,607.98	399,862,686.11	0.453	0.0593
Partners	338	182	7,821,750.08	36,966,586.86	15,071,607.98	185,364,477.96	0.222	0.0616

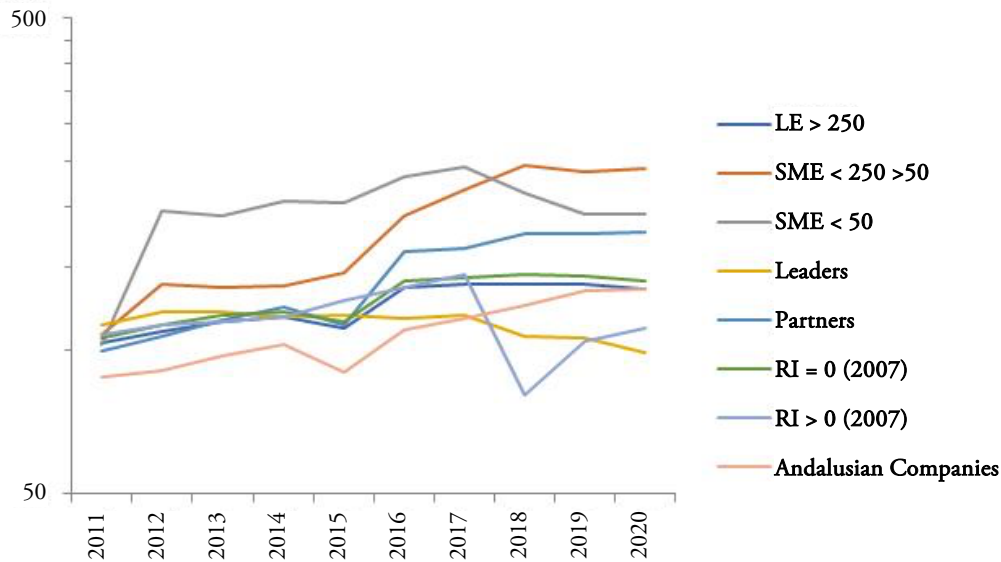
Source: Own elaboration using *software R*.

IMPACT ON EMPLOYMENT BY TYPE OF COMPANY

In 2011, the companies participating in the policy analysed had 390,659 employees, reaching 516,592 in 2020. Medium sized companies show the greatest relative growth in this indicator, followed by small-sized companies and large companies. Partner companies also increased their number of

employees to a greater extent than the leaders. With regard to the evolution of the companies according to their participation in innovation, it is those that were not already innovating in 2011 (RI=0) that experienced the greatest increase in the period analysed, with the evolution also being positive for companies that were not innovating in that initial year (RI>0). Only leader companies and those that were previously innovative at the beginning of the period obtained worse results in the period than the control sample (Figure 3).

FIGURE 3.
Comparative evolution of employment of companies participating in Innterconecta-Andalucía 2011-2020, by size and business role (index 2007=100, log₁₀(x))



Source: Own elaboration based on data from ARDÁN and CDTI.

We performed the statistical test for investment in development using the same methodology as above. The number of companies in the control sample with activated data in their accounting for investment in development is $n_5 = 355$, while for the total number of Innterconecta participants the different values shown for n_6 were taken given that the sample of companies did not always have values for all companies and variables (table 9). The mean of the values for the first sample after the application of the funds is $\bar{X}_5 = 150.62$ and its standard deviation $\sigma_5 = 327.03$, while for the companies that received resources from the innovation policy the mean \bar{X}_6 and standard deviation σ_6 take higher values in almost all cases, except for SMEs<50 employees. The value of the standardised mean difference (SMD) is $index-d_{InvDevelopment}$ is greater than 0.1 in almost all cases, which would indicate a situation of imbalance and would require the reapplication of PSM. The PSM analysis again shows the existence of positive results for three types of companies: LE, leader companies and companies that were not innovating previously.

TABLE 9.
Results of the statistical analysis of employment using PSM

	n5	n6	\bar{X}_5	\bar{X}_6	σ_5	σ_6	Index-d (DME)	p-value
LE>250 employees	355	76	150.62	1,748.93	327.03	2,755.44	0.815	0.0003
SME<250>50 employees	355	72	150.62	124.74	327.03	52.01	0.111	0.8968
SME<50 employees	355	83	150.62	28.71	327.03	13.18	0.527	0.8800
RI=0 (2011)	355	223	150.62	625.98	327.03	1,789.65	0.370	0.0009
RI>0 (2011)	355	8	150.62	586.25	327.03	552.03	0.960	0.8743
Leaders	355	51	150.62	1,146.43	327.03	1,788.71	0.774	0.0403
Partners	355	181	150.62	474.25	327.03	1,724.95	0.261	0.0644

Source: Own elaboration using *software R*.

Below is a summary table listing the results observed for each of the three main indicators of business growth analyzed, differentiating companies by size and by role within the projects (table 10).

TABLE 10.
Summary of the results of positive impact (+), or not demonstrated (=) of the analyzed policy, by indicator

	LE>250 employees	SME<250>50 employees	SME<50 employees	RI=0 (2011)	RI>0 (2011)	Leaders	Partners
Revenue	+	=	=	+	=	+	=
GVA	+	=	=	+	=	+*	=
Employment	+	=	=	+	=	+	=

***Note:** values close to the confirmation limit.

Source: Own elaboration.

5. POLICY IMPLICATIONS AND RECOMMENDATIONS

Evaluating business growth and European policies is a complex task that presents additional difficulties to the context in which they occur. These difficulties include not only the choice of an appropriate methodology for measuring the impact of policy on business actors, but also the causal attribution of observed outcomes. These difficulties could lead one to think that there is a certain degree of indeterminacy in the results. In this sense, a rigorous analysis of the impact of these policies should not be exempt from a certain degree of caution when interpreting the data and extrapolating them to other territories. In view of the above, it has been considered appropriate to differentiate in the conclusions between practical and policy considerations.

5.1. PRACTICAL CONSIDERATIONS

In view of the results obtained, the average size of the projects approved in Innterconecta (approximately €4-5 M) has not had a clear impact on the growth of the Andalusian companies that have participated in this programme.

Specifically, regarding the impact on the main growth indicators for the companies participating in Innterconecta, the graphical analysis shows some differences between what happened with larger and smaller companies. Indeed, SMEs would show the greatest impact on the three indicators analysed, while

for larger companies this improvement would be less significant. For the leading and partner companies of the projects, and for the companies that did not innovate previously and those that did, the graphical results are generally positive, not allowing a great difference to be observed between them, with the impact being slightly lower in the case of the partner companies. However, the results of the statistical test confirm that there has not been a significant impact on the indicators analysed for the companies participating in this policy, except for the positive impact for LE, project leaders and companies that did not innovate previously, which gives us a very specific profile of results in which SMEs do not participate.

The centralised management of the FT from the CDTI possibly explains some of the problems detected in its execution, such as the delay in launching calls for proposals, the direction of priorities and the vocation to facilitate the participation of large companies, not always with registered offices in the autonomous community, in leading the projects.

5.2. POLICY CONSIDERATIONS

Expectations for the improvement of business innovation in Andalusia were high following the implementation of the Innterconecta programme, which was endowed with almost 500 million euros. However, the management and application of these resources has led to modest results with respect to the objectives formulated. In view of the indicators analysed, it is not possible to affirm, for example, that a greater growth in SMEs mobilised has been achieved, despite the fact that these companies are one of the specific objectives of the programme. On the contrary, LEs and project leaders (conformed mainly by LEs) have been the companies that have benefited most from this policy.

On the other hand, a positive aspect of the implementation of this policy, which was not a previous specific objective, is that those companies that were not previously involved in innovation have been able to take advantage of the resources to achieve higher revenue and increase their number of employees.

In view of the above results, it can be argued that the objectives of the policy have not been fully met. In this respect, the size of the projects supported and the role played by the partner companies in the partnership projects could be improved and policies could be reformulated to ensure that smaller companies have a greater capacity to absorb the impact of the funds.

The existence of centralised management at CDTI and the existence of leading project companies with registered offices outside the autonomous community suggests, for the authors, that the level of centralization-decentralization of these policies could be negatively influencing the results observed for Andalusian companies, for being part of the impact absorbed by non-Andalusian companies, but further research is necessary in this field.

Finally, for the future, it would be advisable to continue working on more precise indicators in innovation programmes and calls for proposals (such as those indicated in this study or through growth in corporate sales and profits, increased investment, or the financial and market value of the companies), so that the impact of these policies on the business fabric can be analysed by differentiating the results by agents' characteristics, in order to be able to assess the effects of the application of funds in different dimensions.

FUNDING

This research has been supported by the ICEDE research group, to which the authors belong, Galician Competitive Research Group ED431C 2022/15 financed by Xunta de Galicia.

REFERENCES

Ahn, J., Minshall, T., & Mortara, L. (2015). Open innovation: a new classification and its impact on firm performance in innovative SMEs. *Journal of Innovation Management*, 3(2), 33-54.

- Akhmetshin, E. M., Barmuta, K. A., Yakovenko, Z. M., Zadorozhnaya, L. I., Mironov, D. S., & Klochko, E. N. (2017). Advantages of cluster approach in managing the economy of the Russian Federation. *International Journal of Applied Business and Economic Research*, 15(23), 355-364.
- Alzugaray, S., Mederos, L., & Sutz, J. (2012). Building bridges: Social inclusion problems as research and innovation issues. *Review of Policy Research*, 29, 776. <https://doi.org/10.1111/j.1541-1338.2012.00592.x>
- ANNI. (2023). Informe de evaluación. Instrumentos de apoyo a la innovación empresarial [en línea]. Obtenido de <https://www.anii.org> [ref. 26 september of 2023]. Available at: https://www.anii.org.uy/upcms/files/listado-documentos/documentos/1607621351_informe-de-evaluaci-n-anexos-metodol-gicos.pdf
- Bachtrögl, J., & Hammer, C. (2018). Who are the beneficiaries of the structural funds and the cohesion fund and how does the cohesion policy impact firm-level performance? *OECD Economics Department Working Papers No. 1499*. <https://dx.doi.org/10.1787/67947b82-en>
- Bachtrögl, J., Fratesi, U., & Perucca, G. (2019). The influence of the local context on the implementation and impact of EU Cohesion Policy. *Regional Studies*, 54(1), 21-34. <https://doi.org/10.1080/00343404.2018.1551615>
- Belas, J., Gavurova, B., & Toth, P. (2018). Impact of selected characteristics of SMES on the capital structure. *Journal of Business Economics and Management*, 19(4), 592-608. <https://doi.org/10.3846/jbem.2018.6583>
- Bell, M., & Pavitt, K. (1995). The development of technological capabilities. *Trade, technology and international competitiveness*, 22(4831), 69-101
- Benkovskis, K., Tkacevs, O., & Yashiro, N. (2019). Importance of EU regional support programmes for firm performance. *Economic Policy*, vol. 34, Issue 98, 267-313. <https://doi.org/10.1093/epolic/eiz003>
- Bernini, C., & Pellegrini, G. (2011). How are growth and productivity in private firms affected by public subsidy? Evidence from a regional policy. *Regional Science and Urban Economics*, 41(3), 253-265. <https://doi.org/10.1016/j.regsciurbeco.2011.01.005>
- Blaschke, P., Demel, J., & Kotorov, I. (2021). Innovation performance of small, medium-sized, and large enterprises in czechia and finland. In *Liberec Economic Forum 2021* (pp. 21-29). Technical University of Liberec.
- Blasio, G., Fantino, D., & Pellegrini, G. (2015). Evaluating the impact of innovation incentives: evidence from an unexpected shortage of funds. *Industrial and Corporate Change*, 24(6), 1285. <https://doi.org/10.1093/icc/dtu027>
- Bondonio, D., & Greenbaum, R. T. (2014). Revitalizing regional economies through enterprise support policies: an impact evaluation of multiple instruments. *European Urban and Regional Studies*, 21(1), 79-103. <https://doi.org/10.1177/0969776411432986>
- Boscá, J., Escribá, J., Ferri, J., & Murgui, M.J. (2016). El Impacto de los Fondos FEDER (2014-2020) sobre el Crecimiento y el Empleo de las Regiones Españolas. FEDEA Working Paper [online]. Available in: <https://infoitijaen.es/wp-content/uploads/2022/01/evaluacion-ex-ante-de-impacto-macroeconomico-FEDER-2014-2020-informe-final.pdf>
- Bronzini, R., & Piselli, P. (2016). The impact of R&D subsidies on firm innovation. *Research Policy*, vol. 45(2), 442. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2015.10.008>
- Čadil, J., Mirošník, K., & Reháč, J. (2017). The lack of short-term impact of cohesion policy on the competitiveness of SMEs. *International Small Business Journal*, 35(8), 991-1009.
- Camagni, R., & Capello, R. (2017). Rationale and Design of EU Cohesion Policies in a Period of Crisis. *Seminar Studies in Regional and Urban Economics*. Springer, Cham. https://doi.org/10.1007/978-3-319-57807-1_17

- Carboni, O. (2017). The effect of public support on investment and R&D: An empirical evaluation on European manufacturing firms. *Technological Forecasting and Social Change*, 117, 282-295. <https://doi.org/10.1016/j.techfore.2016.11.017>
- Cassia, L., Colombelli, A., & Paleari, S. (2009). Firms' growth: Does the innovation system matter? *Structural Change and Economic Dynamics*, 20(3), 211-220.
- Cooke, P. (1992). Regional innovation systems: competitive regulation in the new Europe. *Geoforum*, 23(3), 365-382.
- Cooke, P. (2009). Origins of Regional Innovation Systems Thinking and Recent Advances from Analysis of Green Innovation. *Ekonomiaz*, 70, 60-85.
- Devins, D., Johnson, S., & Sutherland, J. (2004). Employer characteristics and employee training outcomes in UK SMEs: A multivariate analysis. *Journal of Small Business and Enterprise Development*, 11(4), 449-457.
- Di Caro, P., & Fratesi, U. (2022). One policy, different effects: Estimating the region-specific impacts of EU cohesion policy. *Journal of Regional Science*, 62(1), 307-330.
- Fagerberg, J., Lundvall, B. Å., & Srholec, M. (2018). Global value chains, national innovation systems and economic development. *The European Journal of Development Research*, 30, 533-556.
- Fattorini, L., Ghodsi, M., & Rungi, A. (2019). Cohesion Policy Meets Heterogenous Firms. *Journal of Common Market Studies*. <https://doi.org/10.1111/jcms.12989>
- Freeman, C. (1991). Networks of innovators: a synthesis of research issues. *Research Policy*, 20(5), 499-514. [https://doi.org/10.1016/0048-7333\(91\)90072-X](https://doi.org/10.1016/0048-7333(91)90072-X)
- Freeman, C. (2008). Continental, national and sub-national innovation systems-complementarity and economic growth. In *Systems of Innovation* (pp. 106-141). Edward Elgar Publishing.
- Gouveia, M. C., Henriques, C. O., & Costa, P. (2021). Evaluating the efficiency of structural funds: An application in the competitiveness of SMEs across different EU beneficiary regions. *Omega*, 101, 102265. <https://doi.org/10.1016/j.omega.2020.102265>
- Gu, S., & Lundvall, B. Å. (2006). China's innovation system and the move toward harmonious growth and endogenous innovation. *The Learning Economy and the Economics of Hope*, 269.
- Hartsenko, J., & Sauga, A. (2012). Does financial support from the EU structural funds has an impact on the firms' performance: evidence from Estonia. *Proceedings of 30th International Conference Mathematical Methods in Economics*. Available in: http://mme2012.opf.slu.cz/proceedings/pdf/045_Hartsenko.pdf
- Horvat, A. (2005). Why does nobody care about the absorption? Some aspects regarding administrative absorption capacity for the EU Structural Funds in the Czech Republic, Estonia, Hungary, Slovakia and Slovenia before Accession. *WIFO Working Papers*.
- Lall, S. (1992). Technological capabilities and industrialization. *World development*, 20(2), 165-186.
- Le, T., & Jaffe, A. B. (2017). The impact of R&D subsidy on innovation: evidence from New Zealand firms. *Economics of Innovation and New Technology*, 26(5), 429. <https://doi.org/10.1080/10438599.2016.1213504>
- Leiponen, A., & Helfat, C.E. (2011). *Location, decentralization, and knowledge sources for innovation*. *Organization Science*, 22(3), 641-658.
- Lewandowska, A., Bilan, Y., & Mentel, G. (2021). The impact of financial innovation investment support on SME competitiveness. *Journal of Competitiveness*, 13(3), 92-110. <https://doi.org/10.7441/joc.2021.03.06>
- Lucian, P. (2021). Absorption of European Funds by Romania During 2014-2020. *Studies in Business and Economics*, 16(2), 157-170.

- Macdonald, S., Assimakopoulos, D., & Anderson, P. (2007). Education and training for innovation in SMEs: A tale of exploitation. *International Small Business Journal*, 25(1), 77-95.
- Maroshegyi, C., & Nagy, S.G. (2010). Out of credit: Evaluating the impact of the EU structural funds on Hungarian small business growth and access to finance. *Köz-gazdaság*, 5(3), 113-127. Available in: http://unipub.lib.uni-corvinus.hu/264/1/09-maroshegyi_nagy.pdf
- Ministerio de Ciencia e Innovación. (2012). Orden ECC/1808/2012, de 18 de junio por la que se modifica la Orden CIN/1729/2011, por la que se establecen las bases reguladoras para la concesión de subvenciones destinadas a fomentar la cooperación estable público-privada en investigación y desarrollo (I+D), en áreas de importancia estratégica para el desarrollo de la economía española (FEDER- INNTERCONECTA). Madrid, España: BOE núm. 194, de 14-08-2012.
- Ministerio de Economía y Competitividad. (2013). Resolución de 30 de enero de 2013, del Centro para el Desarrollo Tecnológico Industrial, por la que se aprueba la convocatoria del año 2013 para la Comunidad Autónoma de Andalucía del procedimiento de concesión de subvenciones destinadas a fomentar la cooperación estable público-privada en investigación y desarrollo (I+D), en áreas de importancia estratégica para el desarrollo de la economía española (FEDER-INNTERCONECTA). BOE núm. 46, de 22-02-2013.
- Ministerio de Economía y Hacienda. (2007). *Programa Operativo de I+D+i por y para el beneficio de las Empresas-Fondo Tecnológico*. AGE.
- Ministerio de Hacienda y AAPP. (2014). *Programa Operativo de Crecimiento Inteligente*. AGE.
- Moral, I., & Paniagua, M.M. (2016). An impact evaluation of the EU funds on research and development in Spanish companies in 2007-2011. *Papeles de trabajo del Instituto de Estudios Fiscales. Serie economía* (7), 7-24.
- Musyck, B., & Reid, A. (2007). Innovation and Regional Development, Do European Structural Funds make a Difference? *European Planning Studies*, 15(7), 961. <https://doi.org/10.1080/09654310701356696>
- Piątkowski, M. (2020). Implementation of innovations in enterprises using the EU funds: A comparative analysis. *Journal of International Studies*, 13(2), 109-126.
- Radziwon, A., Bogers, M., & Bilberg, A. (2017). Creating and capturing value in a regional innovation ecosystem: a study of how manufacturing SMEs develop collaborative solutions. *International Journal of Technology Management* 75:1-4, 73-96.
- Rangus, K., & Slavec, A. (2017). The interplay of decentralization, employee involvement and absorptive capacity on firms' innovation and business performance. *Technological Forecasting and Social Change*, 120, 195-203.
- Rodríguez, M. (2012). Técnicas de evaluación de impacto: Propensity Score Matching y Aplicaciones con Stata. *Instituto de Estudios Fiscales, vol. 2*, 1-58. Available at: https://www.ief.es/docs/destacados/publicaciones/documentos_trabajo/2012_02.pdf
- Rodríguez-Pose, A., & Crescenzi, R. (2008). Research and development, spillovers, innovation systems, and the genesis of regional growth in Europe. *Regional studies*, 42(1), 51-67.
- Rodríguez-Pose, A., & Wilkie, C. (2016). Context and the role of policies to attract foreign R&D in Europe. *European Planning Studies*, 24(11), 2014-2035. <https://doi.org/10.1080/09654313.2016.1226783>
- Romero, A. M., Ortiz, M., & Ribeiro, D. (2010). Evaluating European Union support for innovation in Spanish small and medium enterprises. *The Service Industries Journal*, 30:5, 671-683, <https://doi.org/10.1080/02642060802253868>
- Sande, D. (2020). *O estrangulamento tecnolóxico de Galiza. Análise das Políticas Europeas para Innovación Rexional durante a Gran Recesión*. Editorial Laiovento.

- Sande, D. (2022a). ¿Existe impacto de las Políticas Europeas de Innovación Regional en las empresas? Análisis del programa FEDER-Innterconecta del Fondo Tecnológico 2007-2013 en Galicia. *Cuadernos Europeos de Deusto*, vol. 66, 101-132. <https://doi.org/10.18543/ced.2369>
- Sande, D. (2022b). Large Enterprises Vs SMEs: Who shows the greatest impact of the Structural Funds for business innovation in peripheral regions? Analysis of the results of the Technology Fund 2007-2013 in Galicia. *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*, 62, 57-76.
- Sande, D. (n.d.). *As políticas europeas de innovación empresarial en Galiza. Análise do impacto no tecido produtivo*. Universidade de Santiago de Compostela.
- Sande, D., & Vence, X. (2019). Avaliación do impacto do Programa Fondo Tecnológico 2007-2013 en Galicia: resultados, concentración das axudas e fugas de recursos. *Revista Galega de Economía*, vol. 28(3), 92-114. <https://doi.org/10.15304/rge.28.3.5926>
- Sande, D., & Vence, X. (2021). Impacto de los Fondos Estructurales para Innovación sobre la innovación empresarial: un análisis a través de los indicadores de empresas participantes en el Programa FEDER-Innterconecta de Galicia. *Revista Galega de Economía*, 30(2), 1-16. <https://doi.org/10.15304/rge.30.2.6865>
- Santamaría, L., & Nieto, M.J. (2009). Technological Collaboration: Bridging the Innovation Gap between Small and Large Firms. *Journal of Small Business Management*, 48(1), 44-69. <https://doi.org/10.1111/j.1540-627X.2009.00286.x>
- Segarra-Blasco, A. (2018). Subvenciones, préstamos y desgravaciones a la I+D: ¿cuál es su impacto en las empresas catalanas? *Investigaciones Regionales-Journal of Regional Research*, 40, 109-140.
- Sergej, V. (2016). The impact of the structural funds on competitiveness of small and medium-sized enterprises. *Journal of Competitiveness*, 8(4), 30-45.
- Singh, A., Chhetri, P., & Padhye, R. (2022). Modelling inter-firm competitive rivalry in a port logistics cluster: a case study of Melbourne, Australia. *The International Journal of Logistics Management*, 33(2), 455-476.
- Silva, F., & Carrizo, A. (2018). Collaborative New Product Development in SMEs and Large Industrial Firms: Relationships Upstream and Downstream in the Supply Chain (Capítulo). En Carrizo, A., Ferreira, L.M. & Zimmermann, R. (Eds.), *Innovation and Supply Chain Management* (101-121). https://doi.org/10.1007/978-3-319-74304-2_5
- Stolz, T., & Schrammel, T. (2014). Business Membership Organizations as a policy approach to increase SMEs' EU funds absorption. In *Proceedings to the 7th International Conference for Entrepreneurship, Innovation and Regional Development (ICEIRD), Nicosia, Cyprus* (pp. 5-6).
- Strumpf, K.S. (2002). Does Government decentralization increase policy innovation? *Journal of Public Economic Theory*, 4(2), 207-241.
- Taylor, M. Z. (2007). Political decentralization and technological innovation: Testing the innovative advantages of decentralized states. *Review of Policy Research*, 24(3), 231-257.
- Vivarelli, M. (2014). Innovation, Employment and Skills in Advanced and Developing Countries: A Survey of the Literature. *Journal of Economic Issues*, 48, 123. <https://doi.org/10.2753/JEI0021-3624480106>
- Vuorinen, P., & Mereuta, C. (2020). Skills for Smart Specialisation: Fostering SME Innovation Through New Training and Learning Pathways, Technological Transfer, and Skills Upgrading. In *The Importance of SMEs as Innovators of Sustainable Inclusive Employment* (pp. 231-246). Rainer Hampp Verlag.

ORCID

Diego Sande Veiga

<https://orcid.org/0000-0003-0284-8884>

APPENDIX

TABLE A.
Key data on the Technology Fund and the Smart Growth Programme

	Technology Fund	Smart Growth
Assignment to Spain	2.248,45 M€	3.939,18 M€
Assignment to Andalusia	976,80 M€	1.612 M€*
Territorial distribution Funds	-70% for Obj. Convergence regions (Andalusia, Galicia, Extremadura and Castilla La Mancha) -15% for Phasing-in regions (growth effect) -10% for Competitiveness Objective regions -5% for Phasing-out regions (statistical effect)	-Plurirregional
Objectives	-Articulate and integrate the Spanish R&D&I system with the regional innovation systems -Promote business innovation, especially in SMEs in Convergence Objective regions -Support the transfer of research results to companies	-Promoting R&D&I -Improving the use, quality and access to Information and Communication Technologies (ICT) -Improve the communication and competitiveness of SMEs
	-Widen the base of the S-C-T-E by attracting SMEs to R&D&I	
	-Promote gender equality in R&D&I	
Subsidised actions	-Vertebrate the innovation system, incorporating SMEs into innovative activity -Create and consolidate Technology and Research Centres oriented towards relations with companies -Promote the transfer of research from PRIs to companies -Attract SMEs and other agents to innovation and research activity	-Capacity building for the development of R&D&I activities supported by competitive scientific infrastructures at European and international level -Stimulating and fostering capacities for the implementation of business R&D&I projects -Promoting the incorporation of researchers and R&D&I personnel and fostering mobility between public sector personnel and the business fabric, as well as the creation of high added value employment

Source: Own elaboration, taken from Author(2023)

*Note: Total forecast expenditure (Boscá, Escribá, Feri & Murgui, 2016)

ABBREVIATIONS

ANII- Agencia Nacional de Investigación e Innovación (UY)

CDTI- Centre for Industrial and Technological Development (Spain)

ERDF- European and Regional Development Funds

ESIF- European and Structural Investment Funds

EU- European Union

GDP- Gross Domestic Product

GVA- Gross Value Added

INE- Spanish Statistical Institute

LE- Large Enterprises

PSM- Propensity Score Matching

RI- Research Investment

R&D- Research and Development

R&D&I- Research and Development and Innovation

SGP- Smart Growth Programme

SME- Small and Medium Enterprises

TF- Technology Fund



Articles

Subsidios a la vivienda para los hogares de renta baja: un panorama

*Miguel-Angel Lopez Garcia**

Recibido: 19 de febrero de 2023

Aceptado: 19 de agosto de 2023

RESUMEN:

Este trabajo pasa revista a una variedad de cuestiones asociadas al diseño de los subsidios a la vivienda dirigidos a los hogares de renta baja. Se discuten los programas basados en la oferta (i.e., vivienda pública y vivienda construida o rehabilitada por el sector privado con ayudas públicas) y los orientados a la demanda (i.e., vales de alquiler y certificados de alquiler), así como la evidencia empírica sobre sus efectos.

PALABRAS CLAVE: Política de vivienda; subsidios a la vivienda para los hogares de renta baja; vivienda pública; vales de vivienda.

CLASIFICACIÓN JEL: H2; H5; I38; R28; R31.

Housing Subsidies to Low-Income Households: A Survey

ABSTRACT:

In this paper we review a variety of issues related to the design of low-income housing subsidies. We discuss project-based assistance (i.e., public housing and privately-owned subsidized projects) and tenant-based assistance (i.e., rent vouchers and rent certificates), as well as the empirical evidence concerning their effects.

KEYWORDS: Housing policy; low-income housing programs; public housing; rent vouchers.

JEL CLASSIFICATION: H2; H5; I38; R28; R31.

1. INTRODUCCIÓN

Con frecuencia se afirma que el libre juego de las llamadas fuerzas del mercado no consigue dar una respuesta adecuada a las necesidades de vivienda de los hogares en los tramos más bajos en la escala de rentas. En consecuencia, se sugiere que el sector público debe intervenir para asegurar que los hogares menos afortunados tengan acceso a un nivel de vivienda considerado como “digno”. Esta loable afirmación, sin embargo, nada dice sobre el *cómo* debe configurarse la política pública dirigida a tal efecto. En contraste con la opaca redistribución asociada a las políticas que pueden encuadrarse bajo el epígrafe general de controles de alquileres, y el carácter implícito de los subsidios a la vivienda habitada por su propietario que en ocasiones se hallan incorporados en la imposición sobre la renta personal, los subsidios a la vivienda para los hogares de renta baja son mucho más explícitos.

En diversos países estos subsidios con frecuencia asumen la forma de vivienda pública proporcionada a los beneficiarios a precios por debajo de mercado. Estas viviendas suelen ser construidas, poseídas y gestionadas por las autoridades locales, quizás contando con el respaldo financiero de alguna instancia

* Departamento de Economía Aplicada. Universidad Autónoma de Barcelona. España. miguelangel.lopez@uab.cat
Autor para correspondencia: miguelangel.lopez@uab.cat

gubernamental superior. Sin embargo, desde el punto de vista del diseño de la política, debe abrirse la perspectiva para distinguir entre, por una parte, los programas que entrañan la construcción por el sector público de unidades nuevas o la construcción o rehabilitación por el sector privado (con subsidios públicos) de unidades pre-existentes, y, por la otra, los programas que implican la asistencia a unos hogares que son libres de elegir cualquier unidad de vivienda en el mercado que, dentro de sus posibilidades, les resulte satisfactoria y cumpla, además, ciertos estándares mínimos. Claramente, los primeros están *basados en la oferta*, mientras los segundos se hallan *orientados a la demanda*.

La diferencia entre estos dos diseños institucionales está clara más allá de las expresiones con que se etiqueten. Los subsidios basados en la oferta se denominan también *unit-based* o *project-based*, en el sentido de que están asociados a una unidad o proyecto constructivo concreto. Por su parte, los orientados a la demanda también se describen como *recipient-based* o *tenant-based*, al estar ligados al receptor de la ayuda, que incluso puede cambiar de unidad de vivienda “llevándose” la ayuda para utilizarla en una nueva unidad de su elección. En lo que sigue, y en aras de la claridad, se usarán tan sólo las dos expresiones del párrafo anterior, i.e., programas *basados en la oferta* y *orientados a la demanda*.

El propósito de este trabajo es pasar revista a una variedad de cuestiones ligadas al diseño institucional de los subsidios a la vivienda explícitamente dirigidos a los hogares de renta baja. La motivación última de estos subsidios se halla en consideraciones distributivas. Para proporcionar un fundamento normativo a estos programas, en la Sección 2 se discuten las motivaciones que, sobre bases de equidad y redistribución de la renta y el bienestar, pueden avanzarse para justificarlos. Y también, antes de analizar los efectos de las aproximaciones basadas en la oferta u orientadas a la demanda, se plantea la importante cuestión de si la vivienda debe ser considerada un bien “especial” o, por el contrario, simplemente “un bien más”.

La Sección 3 presenta un sencillo modelo de elección por parte de los hogares entre servicios de vivienda y otros bienes, modelo que proporciona un marco de referencia para el análisis posterior. La Sección 4 está dedicada a la aproximación basada en la oferta, es decir, la vivienda pública o la construida o rehabilitada por el sector privado con ayudas públicas. Para ello se discuten sus efectos en términos de eficiencia productiva y las posibles consecuencias sobre el comportamiento de los hogares beneficiarios. En particular, esto comporta analizar sus decisiones de aceptación o rechazo, si (en el caso más favorable, suponiendo aceptación) el resultado será un aumento o no del consumo de vivienda, así como la eficiencia o ineficiencia resultante en el consumo. La Sección 5 realiza una primera discusión de los subsidios orientados a la demanda en una variedad de diseños institucionales, según aquéllos operen a través de la elasticidad-precio o la elasticidad-renta de la demanda de servicios de vivienda. Se reseñan también los resultados del Experimental Housing Allowance Program, llevado a cabo en los Estados Unidos a lo largo de la década de los 70. La Sección 6, también dedicada a los subsidios orientados a la demanda, discute los efectos de dos diseños ligeramente diferentes, los “certificados de alquiler” y los “vales de alquiler”. Y la Sección 7 pasa revista a la evidencia empírica referida a los efectos de los subsidios considerados, tanto en Estados Unidos como en algunos países europeos. La Sección 8 concluye con algunos comentarios finales.

2. VIVIENDA, EQUIDAD Y DISTRIBUCIÓN DE LA RENTA Y EL BIENESTAR

La aproximación estándar al diseño y la evaluación de la política pública pasa por considerar la asignación de recursos y la distribución del bienestar consecuencia del comportamiento y la interacción humanos en el mercado a través de los prismas asociados a la eficiencia económica, la equidad y la estabilización macroeconómica [Musgrave (1959)]. Y si se amplía la perspectiva para incorporar otros objetivos sociales, considerando también el paternalismo y la libertad individual. Resulta una obviedad decir que existen diferentes grados de incompatibilidades entre estos diferentes objetivos, de manera que el diseño de la política no podrá sino comportar arbitrajes entre ellos, sacrificando algunos de ellos en aras de la consecución de los otros.

Como explicita su título, en esta Sección se pasan por alto las cuestiones relacionadas con la eficiencia y la estabilización, y se proporciona un marco de referencia para la discusión del papel del sector público en el mercado de vivienda en base a consideraciones de equidad y de distribución de la renta y el bienestar. Así, sobre éstas se discuten las motivaciones para la intervención pública y las consecuencias para el diseño de la política según la vivienda sea considerada como un bien más o, por el contrario, como un bien

especial. Esta diferenciación no es menor, y comporta actuaciones bien distintas ante un consumo inadecuado de vivienda, según éste sea un “problema de renta” o, alternativamente, un problema de vivienda”.¹

Es bien sabido que bajo las condiciones ideales que subyacen al “Primer Teorema de la Economía del Bienestar”, el resultado del funcionamiento del libre mercado da lugar a una asignación de los recursos eficiente en el sentido de Pareto. En otras palabras, no resulta posible incrementar el bienestar de un individuo sin tener que reducir el de otro u otros, de suerte el resultado del sistema de precios es incompatible con el despilfarro. Sin embargo, también es bien sabido que, por sí solo, el sistema de precios fracasará en la consecución de una distribución de la renta y el bienestar considerada como socialmente aceptable. El “Segundo Teorema de Economía del Bienestar” afirma que, bajo ciertas condiciones no menos ideales (de hecho, incluso más restrictivas que las del primer teorema), puede descentralizarse cualquier asignación Pareto-eficiente mediante un equilibrio competitivo arbitrando los impuestos y transferencias de suma fija (*lump-sum*) apropiados. Bajo esas condiciones, la forma de conseguir los objetivos de equidad consiste en redistribuir las asignaciones iniciales o introducir impuestos y transferencias “neutrales” que no comportan coste alguno, ni de eficiencia ni de implementación. Sin embargo, la estructura de impuestos y transferencias de suma fija requeridos para descentralizar la asignación de recursos deseada puede no ser (y, en general, no lo será) compatible en términos de incentivos (*incentive-compatible*), haciendo efectivamente irrelevante el Segundo Teorema a los efectos del diseño de la política pública. En términos de la Economía del Bienestar convencional, la redistribución tiene entonces efectos sobre la eficiencia, y la política óptima deviene un ejercicio de segundo óptimo o de segunda preferencia (*second best*), en el que deben sopesarse, en el margen relevante, los objetivos de equidad y de eficiencia.

Con todo, y como cuestión previa al diseño de la política, en el presente contexto las cuestiones de equidad suscitan la pregunta de si la vivienda debe ser considerada como “un bien más”, o si, por el contrario, hay razones que la hacen “especial”. Y la respuesta a esta pregunta condiciona de forma directa cuál es la *forma* que deberían asumir los programas de redistribución. En efecto, si la vivienda es tan sólo un bien más sobre el que los hogares toman decisiones, un bajo de consumo de aquélla sería un “problema de renta”. Por el contrario, si la vivienda es considerada como un bien diferente en el que imperan objetivos sociales, las preferencias individuales pasan a segundo plano y un bajo consumo de vivienda se convierte en un “problema de vivienda”.

Cuando la vivienda es considerada en pie de igualdad con los demás bienes y el propósito es incrementar su consumo, la estrategia pasa necesariamente por afectar la restricción presupuestaria de los hogares. Resulta entonces posible usar dos mecanismos diferentes, según se opere a través de las fuentes de la renta o de los usos de la renta. El primero de ellos eleva la renta disponible de los hogares, ya sea mediante un cambio en los precios de los factores productivos de los que éstos son propietarios, o por medio de la modificación de la propia dotación de los mismos, o a través de una transferencia en efectivo. El segundo reduce los precios que los hogares deben satisfacer en sus compras de bienes y servicios, en este caso la vivienda, lo que, llevado hasta su extremo, se manifestaría en hacer que su precio fuera nulo.

Respecto a la elección entre transferencias en efectivo o en especie, y en ausencia de consideraciones de segunda preferencia, es habitual aceptar que si el único objetivo del sector público es la redistribución y se consideran prevalentes las preferencias de los hogares receptores, resulta más deseable (para el mismo coste presupuestario) redistribuir mediante transferencias en efectivo que por medio de transferencias en especie en forma de un consumo subsidiado de algunos bienes [Rosen (1985.a,1985.b), Alston, Kearn y Vaughan (1992)]. Desde este punto de vista, la vivienda no constituye un bien especial, sino meramente uno más de los bienes y servicios consumidos por los hogares. La razón por la que el bajo nivel de consumo de vivienda llama tanto la atención es que constituye una evidencia sumamente visible de un bajo nivel de renta. Si el sector público tan sólo está preocupado por la distribución de la renta, sigue el argumento, las políticas de vivienda no resultarían en general instrumentos ni eficientes ni equitativos para conseguir una distribución más justa.

¹ Los trabajos de Weicher (1979), Schreiber y Clemmer (1982), Rosen (1985.a), Fallis (1985), Whitehead (1999), Edwards (2007) y McDonald y McMillen (2011) analizan algunas cuestiones conexas.

Cuando se tienen en cuenta expresamente las cuestiones de segunda preferencia, el diseño óptimo de los subsidios a la vivienda deviene mucho más complejo. La política redistributiva óptima puede comportar la intervención en muchos mercados, incluyendo impuestos/subsidios sobre/a la vivienda. Un resultado general es que si el trabajo es la única fuente de renta y los hogares son iguales en cuanto a sus preferencias pero difieren en su productividad, no existe ningún argumento en favor de un subsidio que varíe con el gasto en vivienda cuando la función impositiva sobre la renta puede variarse libremente y las preferencias individuales exhiben “separabilidad débil” entre la vivienda y el ocio [Atkinson (1977,1987), Atkinson y Stiglitz (1976,1980)]. Cuando estas condiciones no se verifican, por el contrario, puede existir un argumento en favor de un impuesto o subsidio, pero se añaden dificultades relacionadas con la propia definición de complementariedad o sustituibilidad entre vivienda y ocio.

Bajo la aproximación que subraya que la vivienda no es un bien más, ésta se convierte en un “bien meritorio” o “necesidad preferente” (*merit good*) [Musgrave (1959,1998)]. Si bien este término no tiene una noción generalmente aceptada, se aplica mejor a situaciones en que la elección individual está restringida por valores comunitarios. En el presente contexto estaría asociado a situaciones de paternalismo en algunas cuestiones redistributivas. Así, el carácter meritorio podría contemplarse en términos de una participación “justa” por parte de todos los integrantes de la sociedad en algunos bienes particulares. La vivienda emerge entonces como un claro candidato a formar parte de esta categoría. Y ese carácter especial implica que, incluso si existiera una distribución óptima de la renta, la sociedad podría seguir insistiendo en elevar el consumo de vivienda de algunos de sus componentes.

Una noción de equidad algo distinta, pero conducente a un resultado no muy diferente, hace hincapié no sólo en la existencia de un “igualitarismo general”, centrado en la distribución de la renta, sino también en un “igualitarismo específico” [Tobin (1970)]. Este último se traduciría en que todos los hogares deberían poder acceder a un nivel mínimo de ciertos bienes. Candidatos naturales a esta categoría de bienes serían el servicio militar y el acceso a la comida en tiempos de guerra, el derecho al voto, así como la educación o la sanidad básica y, desde luego, la vivienda. La sociedad, según esta línea de razonamiento, estaría dispuesta a tolerar una considerable desigualdad en la distribución de la renta, siempre y cuando se aseguraran unos estándares mínimos de consumo de los mencionados bienes.

Las ideas discutidas en los dos párrafos anteriores subrayan concepciones que en última instancia pueden etiquetarse como no individualistas. Una argumentación bien diferente, pero que conduce a similares conclusiones respecto al carácter especial de la vivienda, está constituida por la interdependencia de las funciones de utilidad de los hogares. Esta interdependencia, que no es sino una externalidad, podría dar lugar a la existencia de “redistribuciones Pareto-eficientes”, en las que una transferencia puede beneficiar no sólo al receptor sino también al donante [Hochman y Rodgers (1969)]. Si el donante se preocupa por (es decir, incorpora como argumento en sus preferencias) el consumo de algunos bienes por parte del receptor (y tiene, por tanto, una disposición a pagar para incrementar ese consumo), entonces el hecho de inducir al receptor a consumir más de algunos bienes, por ejemplo, la vivienda, puede ser del todo consistente con la eficiencia. Si la externalidad no es inframarginal (es decir, no es de un valor marginal cero en el equilibrio privado) y el número de hogares involucrados es elevado (y por tanto, no hay lugar para las negociaciones privadas entre las partes que internalicen la externalidad [à la Coase (1960)]), el equilibrio de mercado dará lugar a una cantidad de consumo de los bienes en cuestión ineficiente por defecto. Puede haber, por tanto, un argumento en favor de la intervención del sector público. En otras palabras, se abre la posibilidad de que las transferencias den lugar a cambios Pareto-superiores, en que resultan beneficiados tanto el donante como el receptor. E incluso (si bien no necesariamente, todo ello en función del diseño institucional) que el resultado final sea una asignación Pareto-eficiente, de suerte que no resulta posible mejorar la posición de uno de los agentes involucrados sin empeorar a otro u otros. Nótese que, en sentido estricto, este no es tanto un argumento de equidad como de eficiencia, intentando internalizar el efecto externo derivado de unas funciones de utilidad interdependientes. Y no menos importante, se suscitan los interrogantes relacionados, por un lado, con el diseño preciso de los subsidios que permiten obtener las ganancias en eficiencia y, por el otro, con los costes, también en términos de eficiencia, de los impuestos requeridos para financiarlos.

En definitiva, cuando los objetivos redistributivos reclaman la intervención pública en el mercado de vivienda, de cara a subsidiarla, el debate se desplaza a la cuestión de la deseabilidad de las transferencias en

efectivo frente a las transferencias en especie ligadas al consumo de vivienda. Y, en caso de adoptar la segunda aproximación, a cuál es el diseño institucional adecuado, es decir, cuál es la política óptima para aumentar el consumo de vivienda de los hogares más pobres [Weicher (1979), Olsen (1983), Rosen (1985.a), Smith, Rosen y Fallis (1988)]. En otras palabras, si debe ser un subsidio general a los servicios de vivienda que incremente el consumo por parte de aquéllos directa o indirectamente (es decir, a través de un proceso de “filtrado”), el control de alquileres, la vivienda de titularidad pública o las subvenciones a la vivienda para los hogares de renta baja. Estas dos últimas políticas se analizan con detalle en las Secciones siguientes.

Para finalizar, además de la noción de bien meritario o necesidad preferente, del igualitarismo específico y de la interdependencia de las funciones de utilidad de donantes y receptores, una forma de racionalizar el predominio de los subsidios y las transferencias en especie provendría de la observación de que éstas pueden constituir un instrumento para discriminar entre los hogares que tienen un derecho genuino a ciertas prestaciones y los que podríamos denominar “impostores” [Nichols y Zeckhauser (1982)]. En efecto, si resulta costoso determinar qué hogares tienen derecho a ser beneficiarios, hacer que las transferencias sean en especie puede constituir una forma de lucha contra el fraude. Después de todo, las transferencias en especie de bienes con una elasticidad renta negativa (como, por ejemplo, la vivienda de baja calidad), pueden desincentivar las solicitudes por parte de los impostores. Por un lado, al obligar a los realmente necesitados a consumir ciertos bienes se reduciría la eficiencia en el consumo. Empero, por el otro aumenta la eficiencia del programa, puesto que los recursos resultan más eficientes en la consecución del objetivo. El diseño óptimo entrañaría tener en cuenta ambos tipos de eficiencia.

3. UN MARCO PARA EL ANÁLISIS: LA ELECCIÓN ENTRE SERVICIOS DE VIVIENDA Y OTROS BIENES

Como se discutió en la Sección 2, la respuesta a la pregunta de si la vivienda es o no “diferente” comporta aproximaciones totalmente diferentes al diseño de la política pública. Si la vivienda es un bien más, un consumo inadecuado de vivienda es un “problema de renta”. En efecto, si ésta resulta insuficiente para alcanzar el estándar deseado, la solución pasa sencillamente por incrementar la renta real al alcance del hogar. Aceptando que las preferencias individuales son prevalentes, se abre la elección entre afectar a las fuentes de la renta o a los usos de la renta. O, equivalentemente, si las transferencias para solucionar la insuficiencia de renta deben ser en efectivo y de libre disposición, o por el contrario en especie, a través de reducciones del precio de algunos bienes, en este caso, la vivienda. Por el contrario, si la vivienda es especial y los juicios de valor generalmente aceptados comportan que todos los hogares deben consumir ciertas cantidades mínimas de vivienda, un consumo inadecuado revela la existencia de un genuino “problema de vivienda”. Se abre entonces la posibilidad de que las consideraciones paternalistas pasen a primer plano, y la pregunta entonces deviene cuál es el diseño preciso que deben asumir las transferencias en especie asociadas al consumo de vivienda.

El marco básico usado en esta Sección abstrae de las características inherentes de la vivienda, es decir, la heterogeneidad, la durabilidad y la localización, y se centra en la elección por parte de los hogares entre los “servicios de vivienda” y los “otros bienes”. A nuestros efectos, y para que el análisis no se vea desdibujado por consideraciones importantes, pero no directamente relacionadas con las cuestiones a discutir, los servicios de vivienda se consideran simplemente como un agregado (inobservable) de las características o atributos de una unidad de vivienda valorados (positiva o negativamente) por los hogares, y que son emitidos por las unidades de (stock de) vivienda durante el periodo de tiempo considerado. De forma similar, los otros bienes también se toman como un bien compuesto. Esta simplificación no sólo permite comparar los efectos de una transferencia en efectivo con sus contrapartidas cuando la transferencia es en especie (y que quizás incorporan el requisito de que los hogares han de tener un consumo mínimo de vivienda) sino que facilita contemplar los efectos de la variedad de diseños institucionales que se discuten en las siguientes Secciones.²

² A buen seguro que el lector perspicaz echará en falta en la discusión que sigue la consideración explícita de una elección entre los bienes vivienda, no-vivienda y el trabajo-ocio, con una función de utilidad y un conjunto presupuestario definido sobre los tres

Así, las preferencias de un hogar candidato a recibir una transferencia del sector público por tener un nivel de renta bajo se caracterizan mediante una función de utilidad, (que se supondrá dotada con las propiedades de regularidad habituales) cuyos argumentos son el consumo de servicios de vivienda, HS , y el de otros bienes, resumidos en un escalar X (que puede interpretarse que incluye el ahorro y así el consumo futuro),

$$U = U(X, HS) \quad (1)$$

En ausencia de programas de transferencia, y con una renta M que se supondrá exógena, los gastos estarán asociados al alquiler, R , y al efectuado en otros bienes, $p_X X$, al precio p_X por unidad. Puesto que el alquiler puede escribirse como el producto del precio (inobservable) por unidad de servicio, p_{HS} , y los propios servicios consumidos (también inobservables), el gasto en alquiler verificará $R = p_{HS}HS$, de manera que la restricción presupuestaria viene dada por la expresión:

$$p_X X + R \equiv p_X X + p_{HS}HS = M \quad (2)$$

La Figura 1 muestra gráficamente una situación en que el hogar, dada la restricción acotada por la línea recta ab , escoge las cantidades de servicios de vivienda y de otros bienes representadas por c , en que son tangentes esa restricción y la curva de indiferencia más alta alcanzable. Nótese que si se toma $p_X = 1$, la pendiente de la restricción presupuestaria es $(-p_{HS})$, y el eje vertical permite medir tanto unidades de otros bienes como sumas en dinero.³

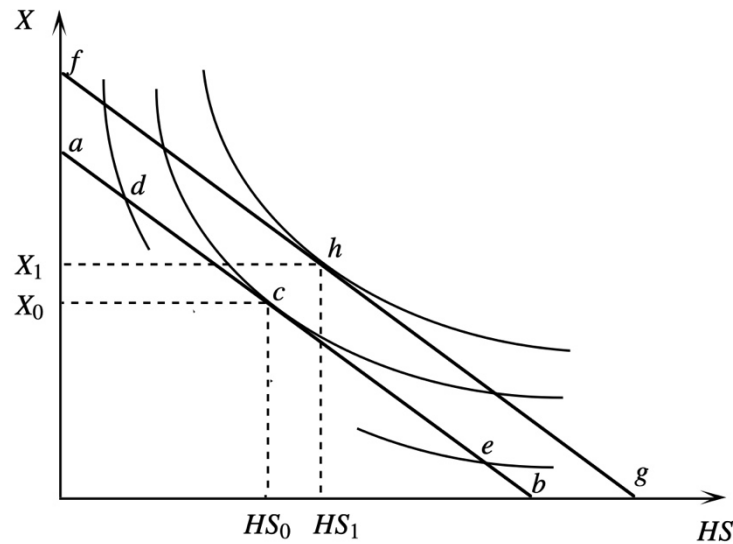
Con todo, debe observarse que los altos costes de transacción asociados a la búsqueda, la contratación y la mudanza, además de los costes emocionales, pueden hacer que los hogares pasen largos periodos de tiempo en situaciones “subóptimas” como d y e . En efecto, en d (e), hay “subconsumo” (“sobreconsumo”) de vivienda respecto al deseado en base a la función de utilidad (1), en tanto que el valor marginal de los servicios de vivienda, medido por la relación marginal de sustitución, es mayor (menor) que su coste marginal, capturado por la pendiente de la restricción presupuestaria. Esto significa que el hogar desea más (menos) vivienda, y el punto d (al igual que e) sólo puede reflejar un equilibrio temporal. Si bien estas cuestiones no son irrelevantes para el análisis econométrico, en lo que sigue se supondrá que o bien no

bienes. No es ésta la tónica general en los trabajos que discuten los efectos de los subsidios a la vivienda dirigidos a los hogares de renta baja que se discuten más abajo. Dos excepciones están constituidas por Schone (1992) y Fallis (1990). En la primera, la autora se pregunta por los efectos de la participación en un programa de vivienda pública (a describir en la Sección 4) sobre la oferta de trabajo. Sus resultados de simulación con una función de utilidad del tipo Stone-Geary definida sobre los tres bienes muestran que los hogares participantes en el programa pueden incrementar su oferta de trabajo. Por su parte, Fallis (1990) discute la deseabilidad relativa de los esquemas de subsidios a la vivienda orientados a la demanda (a discutir en la Sección 5, plan de desajuste de vivienda y plan de porcentaje de alquiler) cuando los objetivos sociales (i.e., la función bienestar social) consideran que la vivienda no es “un bien más”, sino que, tal y como se discutió en la Sección 2, constituye un bien meritorio o una fuente de igualitarismo específico. Los resultados de simulación y el análisis de sensibilidad cuando las preferencias de los hogares pueden describirse mediante un Sistema de Demanda Casi Ideal sugieren que no pueden avanzarse conclusiones generales. Una literatura conexa, que tiene en cuenta explícitamente las decisiones de oferta de trabajo, es que la aborda los subsidios a la vivienda desde una perspectiva de imposición óptima. El propósito aquí es maximizar una medida del bienestar social condicionada a las restricciones que surgen del comportamiento optimizador de los hogares y de un requerimiento dado de ingresos fiscales (tal vez nulo, en el caso de un esquema meramente redistributivo). Atkinson (1977) discute el diseño óptimo de un subsidio general al consumo de servicios de vivienda en una situación en que los hogares tienen las mismas preferencias pero difieren en su productividad (i.e., sus tasas de salario). Considera, por un lado, la situación en que el porcentaje de subsidio a la vivienda es el mismo para todos los hogares y el impuesto sobre la renta es lineal (i.e., un impuesto negativo sobre la renta), y, por el otro, el caso en que tanto el subsidio a la vivienda como el impuesto sobre la renta pueden ser tan no lineales como sea deseable. En este último caso, y como se mencionó más arriba, bajo ciertas condiciones de “separabilidad débil” entre el consumo de bienes el trabajo-ocio, no existe argumento en favor del subsidio al consumo de servicios de vivienda [Atkinson y Stiglitz (1976,1980)]. Más recientemente, Cremer y Gahvari (1998) analizan las consecuencias de suponer que los hogares tienen preferencias heterogéneas, consumen vivienda de diferentes calidades y el artifice de la política puede desplegar impuestos/subsidios no lineales sobre la vivienda.

³ El supuesto de que el precio de los servicios de vivienda (y también el precio de los otros bienes) no se ve afectado por la política concreta discutida es inherente al análisis de equilibrio parcial. De esta manera, pueden rastrearse los efectos sustitución y efectos renta derivados de la política sin que éstos se vean afectados por las repercusiones de equilibrio general (y sus efectos sustitución y renta asociados). Es importante señalar que el levantamiento de este supuesto no hace variar las conclusiones respecto a los subsidios basados en la oferta, en tanto que sólo variarían el tamaño del subsidio implícito y la medida de la ineficiencia en el consumo. En cualquier caso, la valoración de ese supuesto debe considerarse a la luz de la evaluación de la evidencia empírica realizada en la Sección 7.

existen los costes mencionados o que las posiciones sobre las restricciones presupuestarias denotan equilibrios a “largo plazo”, en que esos costes pueden pasarse por alto.

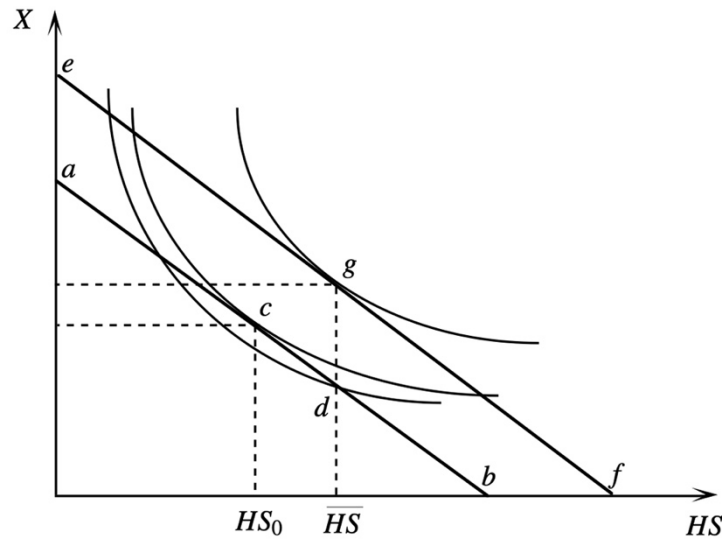
FIGURA 1.
El modelo básico de elección entre servicios de vivienda y “otros bienes”



Una transferencia en efectivo de cuantía T hará que el lado derecho de la restricción (2) pase a ser $M+T$. Al no modificar el precio relativo de los servicios de vivienda y los otros bienes, el resultado sería un desplazamiento paralelo de la restricción presupuestaria hasta fg en la Figura 1, lo que, desatendiendo las consideraciones del párrafo anterior, implicaría una nueva elección en h . Bajo el razonable supuesto de que ambos bienes son normales (supuesto que mantendremos en todo el análisis) en la nueva situación el consumo de ambos bienes habría aumentado de (X_0, HS_0) a (X_1, HS_1) , con unos aumentos relativos que dependerán de la elasticidad-venta respectiva.

La Figura 2 permite retomar la cuestión de si la vivienda es o no especial, así como obtener algunas indicaciones respecto al diseño de la política. En ella podemos suponer que los juicios de valor generalmente aceptados, quizás derivados de alguna de las nociones no individualistas discutidas en la Sección 2, comportan un consumo mínimo de servicios de vivienda \overline{HS} . Si la cantidad que consume el hogar de renta baja es superior a esa cuantía, no hay problema y este es el final de la historia. Supongamos, por el contrario, que no es así, y $HS_0 < \overline{HS}$ como en c en la Figura 2. Una solución es proporcionar al hogar una transferencia en efectivo de cuantía (medida en unidades de X) igual a ea . Su restricción presupuestaria pasaría entonces a ser ef y elegiría libremente g , consumiendo más de ambos bienes y alcanzando la curva de indiferencia que pasa por ese punto. Dado que en c el hogar está consumiendo menos vivienda que el nivel considerado mínimo, una alternativa sería forzar al hogar a situarse sobre el punto d de su restricción presupuestaria inicial, donde consume más servicios de vivienda pero menos de otros bienes y su bienestar es menor. Puesto que esta asignación no es compatible en términos de incentivos (i.e., con la restricción presupuestaria ab el hogar desea c), podría ofrecerse al hogar, de forma más plausible, una unidad de vivienda con los servicios de vivienda mínimos \overline{HS} a un precio por debajo de mercado, de forma que se colocara en algún punto del segmento dg . Si la familia lo aceptara, el coste presupuestario sería menor (excepto, claro está, en g) que con la transferencia en efectivo que permite elegir libremente \overline{HS} . Esta aproximación, sobre bases paternalistas, según la cual “alguien” sabe mejor que el propio hogar lo que es bueno para él, es la que en última instancia subyace a los subsidios basados en la oferta, que se introducen a continuación.

FIGURA 2.
Requisito de consumo de una cantidad mínima de servicios de vivienda



4. SUBSIDIOS BASADOS EN LA OFERTA: VIVIENDA PÚBLICA Y VIVIENDA CONSTRUIDA O REHABILITADA POR EL SECTOR PRIVADO CON AYUDAS PÚBLICAS

Como se señaló en la Sección 2, los subsidios al consumo de vivienda por los hogares de renta baja pueden justificarse por la consideración de aquella como un bien meritorio o necesidad preferente, como sujeto de igualitarismo específico, como la causa de efectos externos no internalizados o como un mecanismo para separar a los legítimos beneficiarios de los considerados impostores. Un programa público candidato para conseguir el objetivo propuesto proporcionaría por tanto “vivienda” a los beneficiarios. Es decir, directamente una transferencia en especie en forma del bien cuyo consumo se pretende incrementar en vez de una transferencia en efectivo no restringida. Este programa, siguiendo con el argumento, podría entonces calificarse como exitoso si acaba induciendo a los hogares beneficiarios a consumir más vivienda y menos de otros bienes que en el caso de una transferencia no restringida de igual cuantía. Y esto sería así incluso si interfiere en sus elecciones, o, cargando las tintas, precisamente por ello.

Los subsidios a la vivienda para hogares de renta baja basados en la oferta incluyen tanto la que se ha venido en llamar “vivienda pública” como la vivienda construida o rehabilitada por agentes del sector privado con subsidios públicos (por ejemplo, tipos de interés por debajo de mercado o diversas formas de cesión de suelo). En el caso de la primera, el sector público, generalmente una instancia de nivel superior, se involucra, subvencionándola, en la construcción de vivienda para hogares de renta baja, vivienda que es posteriormente gestionada por las autoridades locales. En el caso de la segunda, los agentes privados (incluyendo también a entidades sin ánimo de lucro) se comprometen a proporcionar vivienda en alquiler que cumple ciertos estándares con alquileres moderados a hogares con características concretas por un determinado número de años. En aras de facilitar la argumentación y para no estar continuamente arrastrando que la discusión se aplica a ambos tipos, en lo que sigue se usará simplemente la expresión “vivienda pública”, en el bien entendido de que se refiere a ambas modalidades.

Bajo una aproximación basada en la oferta, se ofrece a los hogares inscritos en el programa (y que con toda probabilidad se hallaban en lista de espera) una (o, en el mejor caso, varias) unidad(es) de vivienda pública, de localización y características estructurales determinadas. En caso de aceptación, los inquilinos pagan un alquiler que está por debajo del nivel de mercado y que depende de las características del hogar, especialmente de su renta. Este tipo de programas suscita diversas consideraciones, y ha sido en particular en Estados Unidos donde los analistas se han mostrado más activos en su estudio. En concreto, dos tipos

de cuestiones emergen como importantes. La primera es si las decisiones de producción de la vivienda pública son o no consistentes con la eficiencia productiva, es decir, si dadas las características de la unidad de vivienda, se produce con el menor coste posible. La segunda está relacionada con las propias decisiones de los hogares beneficiarios y sus consecuencias en términos tanto de eficiencia en el consumo como en base a las nociones usuales de equidad, horizontal y vertical. Para ello resulta necesario saber, en primer lugar, si los hogares aceptarán o no la vivienda que se les ofrece. En segundo lugar, siempre en el caso más favorable en que se acepta, si se conseguirá el presumible objetivo de que el hogar consuma más vivienda. En tercer lugar, cuál es la relación entre vivienda pública e ineficiencia en el consumo, lo que equivale a preguntar si la aproximación basada en la oferta da lugar a una situación en que los hogares receptores valoran la transferencia en especie en menos que el coste para quienes han de sufragarlas. Y cuarto, pero no por ello menos importante, cuáles es la valoración en términos de equidad y sus implicaciones en términos distributivos.⁴

4.1. SUBSIDIOS BASADOS EN LA OFERTA E INEFICIENCIA PRODUCTIVA

En cuanto a la primera fuente de ineficiencia, se ha sugerido que el sector público produce una vivienda igualmente deseable de forma más cara que el sector privado. Así, y como ejemplo de esta ineficiencia productiva, durante una serie de años en Estados Unidos el pago de los costes de capital por el gobierno federal, pero no de los costes de funcionamiento, habría creado un incentivo para que las autoridades locales produjeran vivienda con demasiado capital y pocos *inputs* corrientes de mantenimiento en relación con el caso en que hicieran frente a precios de mercado por ambos [Muth (1973), Rosen (1985.a), Mayo (1986)]. A esta ineficiencia asignativa debería añadirse la ineficiencia técnica resultante de la falta de incentivos resultante del comportamiento burocrático [Olsen (2003,2008), Olsen y Zobel (2015)].

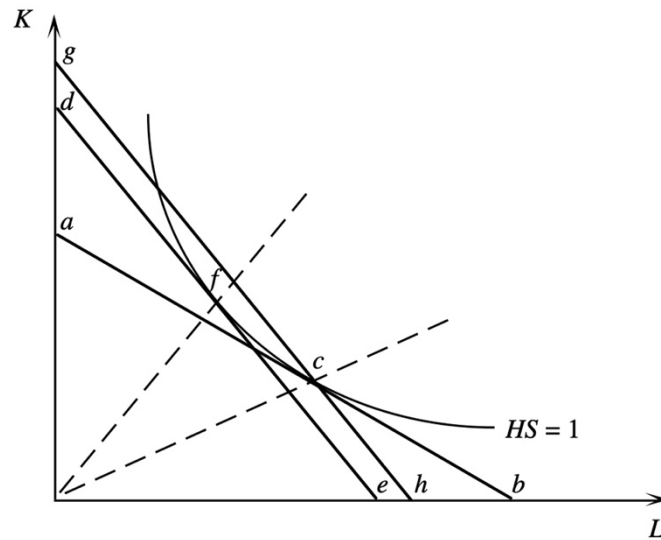
La Figura 3 permite ilustrar algunas de estas consideraciones, donde se supone que los servicios de vivienda, HS , se producen mediante “*inputs inmobiliarios*” utilizados en la construcción de los edificios (e.g., suelo), L , e “*inputs corrientes*”, K , usados para mantenerlos. Suponiendo, en aras de la simplicidad, rendimientos constantes a escala, es suficiente centrar la atención en la isocuanta unidad, $HS = 1$.⁵ La recta isocoste ab tiene como pendiente los precios relativos de ambos *inputs* desde la perspectiva del gobierno local que produce la vivienda pública, y en c se minimizan los costes dados esos precios. El hecho de que ab sea más plana que de , es decir, la línea isocoste con los precios de mercado, refleja los subsidios a los *inputs* inmobiliarios. La minimización de los costes con estos últimos comportaría la elección de f .⁶ Comparando c y f resulta claro que el subsidio, al reducir el precio por unidad de L , induce a la unidad decisora a utilizar en c técnicas productivas más intensivas en *inputs* inmobiliarios que lo que deberían ser sobre bases de eficiencia en f . La ineficiencia productiva está asociada a la diferencia entre las rectas isocoste que pasan por los puntos c y f , y puede medirse como la distancia dg (eb) en términos de *inputs* corrientes (*inputs* inmobiliarios). Esa sería la ganancia en eficiencia consecuencia de la eliminación de los subsidios a los *inputs* inmobiliarios en la producción de una cantidad $HS = 1$ de vivienda pública.

⁴ Los trabajos de Muth (1973), Weicher (1979), Schreiber y Clemmer (1982), Friedman y Weinberg (1982), Olsen (1982,1983,1987,2003), Olsen y Barton (1983), Rosen (1985.a), Mayo (1986), Brueckner (2011), McDonald y McMillen (2011) y Olsen y Zabel (2015) discuten diversas cuestiones asociadas al análisis económico de la vivienda pública.

⁵ La frontera de la función de producción, que representa la máxima cantidad de servicios de vivienda que resulta factible dados unos valores de K y L , puede escribirse como $HS = F(K, L)$. Puesto que esta frontera describe las combinaciones de K , L y HS que son técnicamente eficientes, la producción efectiva será como máximo igual a ese nivel. La propiedad de rendimientos constantes a escala es equivalente a la homogeneidad de grado uno de la función de producción, de manera que se verifica que $F(\lambda K, \lambda L) = \lambda F(K, L)$ para cualquier valor positivo de λ . En particular, para $\lambda = 1/HS$ resulta $F\left(\frac{K}{HS}, \frac{L}{HS}\right) = 1$, que es la isocuanta unidad representada en la Figura 3. Por tanto, los puntos de la isocuanta representada en ese diagrama representan las relaciones $\frac{K}{HS}$ y $\frac{L}{HS}$ coherentes con la eficiencia técnica.

⁶ El “lema de la eficiencia productiva” de Diamond y Mirrlees (1971.a, 1971.b) proporciona una justificación normativa el uso de los precios de los factores implícitos en la línea de para el análisis de la eficiencia. Este lema establece que, en presencia de rendimientos constantes a escala, la estructura impositiva indirecta óptima no debe distorsionar las elecciones de factores productivos por parte de las empresas. Es decir, los impuestos sobre mercancías deben gravarse sobre los bienes de consumo final y no sobre los factores productivos.

FIGURA 3.
Vivienda pública e ineficiencia productiva



La discusión anterior, sin embargo, puede muy bien subvalorar la ineficiencia productiva. En efecto, partió de la base de que la unidad decisora siempre se movía a lo largo de una isocuanta de referencia, y en particular, la isocuanta $HS = 1$. En términos de las medidas usuales de eficiencia productiva [Farrell (1957)], esto equivale a decir que se centró en la ineficiencia *asignativa* (o ineficiencia *precio*), pero desatendió la ineficiencia *técnica*. En la Figura 3, esta última comportaría que el punto concreto que refleja la elección por el ente decisor de los factores productivos con que obtiene una unidad de producto *no* se halla sobre la isocuanta $HS = 1$, sino en el área acotada a la derecha de ésta. La consecuencia de la ineficiencia técnica sería entonces la posibilidad de reducir el uso de al menos uno de los factores productivos (o de ambos) sin variar la cantidad producida. O, de forma equivalente, resultaría factible conseguir una mayor producción con la cantidad de factores disponibles.⁷ Existen diversas razones para pensar que este es efectivamente el caso [Mayo (1986), Olsen (2003,2008), Olsen y Zobel (2015)]. En primer lugar, de acuerdo con la moderna teoría económica de la burocracia [Niskanen (1971)], es de esperar que la ausencia casi total de incentivos a la consecución de la eficiencia por parte de las entidades administrativas a cargo de la producción y el mantenimiento de las viviendas públicas se manifieste en ineficiencia técnica. En segundo lugar, en el caso de los programas que subsidian proyectos privados, aparecerán beneficios excesivos como consecuencia del proceso de selección y adjudicación por los agentes motivados por el ánimo de lucro si (como es el caso En estados Unidos) no se proporcionan subsidios a todos los potenciales oferentes que desearían participar. Y, en tercer lugar, se deben citar también los recursos dedicados por los adjudicatarios seleccionados para asegurarse los limitados subsidios disponibles.

4.2. SUBSIDIOS BASADOS EN LA OFERTA, INEFICIENCIA EN EL CONSUMO Y EFECTOS EN TÉRMINOS DE EQUIDAD

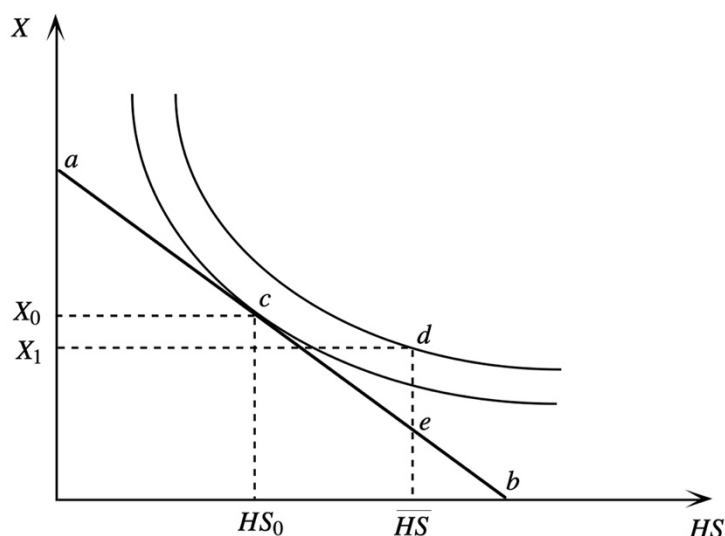
Como se señaló más arriba, bajo un programa típico de transferencia en especie ligada al consumo de vivienda y basado en la oferta se ofrece a un hogar con los requisitos para acceder al programa la posibilidad de habitar una unidad de vivienda concreta (cuyo tamaño depende del tamaño de la familia y su composición) con un alquiler por debajo de su nivel de mercado. En aras de la simplicidad podemos concretar el ofrecimiento a una vivienda de tamaño, calidad, ubicación física y vecindario dados. De hecho, el hogar ve cómo se reduce el precio que debe satisfacer por la unidad de vivienda específica que se le asigna, pero esto es muy diferente de una reducción del precio de cualquier cantidad de servicios de

⁷ En estas condiciones, la medida de la eficiencia productiva de una unidad decisora à la Farrell (1957) se descompone entre las medidas de eficiencia técnica y de eficiencia asignativa. En particular, la medida de la (in)eficiencia productiva puede escribirse como el producto de las medidas de (in)eficiencia técnica y asignativa.

vivienda que pudiera desear. En otras palabras, dado el stock de viviendas públicas disponible, el hogar hace frente a una decisión binaria, de “todo o nada”, y debe así elegir entre aceptar la unidad que le ha sido asignada, por la cual satisfará un alquiler menor que el de mercado, o no aceptarla, y en consecuencia renunciar a la participación en el programa (probablemente colocándose al final de la lista de espera).

Las cuestiones a dilucidar son diversas. En primer lugar, si los hogares elegibles aceptarán o no la vivienda que se les ofrece. Y en segundo lugar, en el caso más favorable en que se acepta, si se conseguirá que consuman más vivienda. Con esa información resultará posible acometer una valoración de este tipo de subsidios en base a los criterios de eficiencia y equidad. En términos de la Figura 4, un hogar elegible hace frente a la restricción presupuestaria ab y consume (X_0, HS_0) en c antes del ofrecimiento. La posibilidad de acceder a una vivienda pública se ilustra mediante la combinación de vivienda y otros bienes representada por el punto d . El hecho de que d se halle fuera de la restricción inicial indica que el alquiler asociado a \overline{HS} unidades de servicio de vivienda está subsidiado, y la cuantía del subsidio (medida en términos de los otros bienes) viene dada por la altura de . En este caso, el hogar decidirá aceptar, toda vez que aunque el consumo de otros bienes resulta menor, la combinación (X_1, \overline{HS}) le permite alcanzar un mayor nivel de bienestar a lo largo de una curva de indiferencia más alejada del origen.

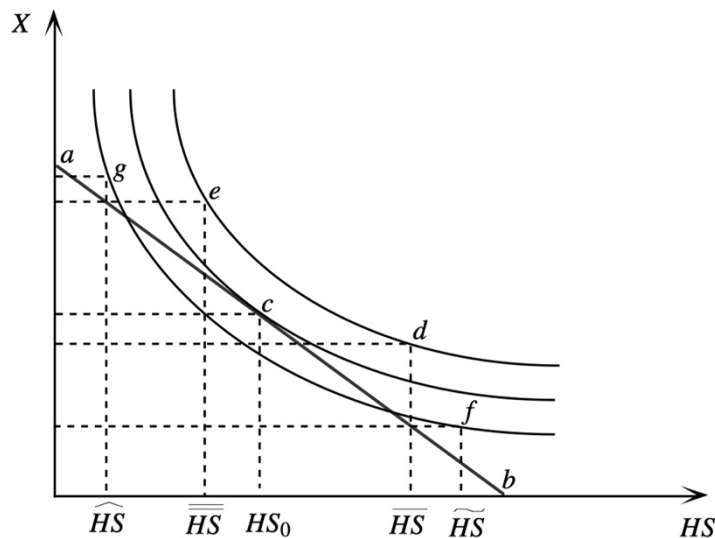
FIGURA 4.
Vivienda pública ofrecida con un alquiler por debajo del de mercado



No obstante, también puede suceder el caso contrario, es decir, que a pesar de hacer frente a una vivienda con un alquiler reducido, el hogar decida rechazarla y no participar en el programa de vivienda pública. Más aún, es perfectamente posible que un hogar acepte la unidad de vivienda que se le ofrece, pero que ahora consuma *menos* vivienda que con anterioridad. La Figura 5 muestra una variedad de posibilidades al alcance de un hogar típico y permite también observar las diferentes respuestas. El punto d es el mismo que en la Figura 4, y resultará tanto en aceptación como en un mayor consumo de vivienda. El ofrecimiento de e , que tiene asociado \overline{HS} unidades de servicio de vivienda, también comportará la participación en el programa, pues el nivel de bienestar alcanzable aumenta, pero ahora el consumo de vivienda es menor que el inicial, HS_0 . Puesto que consumir una mayor cantidad de vivienda comporta renunciar a la unidad subvencionada y tener que pagar el precio de mercado a lo largo de la restricción presupuestaria original ab , resulta racional para el hogar aceptar ese consumo menor de vivienda en e a cambio de poder disfrutar de una mayor cantidad de otros bienes. Y no pueden desatenderse situaciones como las ilustradas por f y g . En ambos casos el hogar rehusará participar en el programa de vivienda pública, aunque en el primero el consumo de vivienda podría haber sido mayor (\overline{HS}) y en el segundo menor (\overline{HS}) que en la situación inicial. Sea como fuere, la razón de la variedad de casos ilustrados en la Figura 5 es siempre la misma: aceptar o no aceptar comporta una decisión binaria, en la que se ofrece una (y en el mejor de los casos más de una) vivienda de características estructurales dadas, sin permitir hacer

ajustes en el margen. Y esto no tiene nada que ver con ofrecer unas posibilidades de elección asociadas a una nueva restricción presupuestaria.

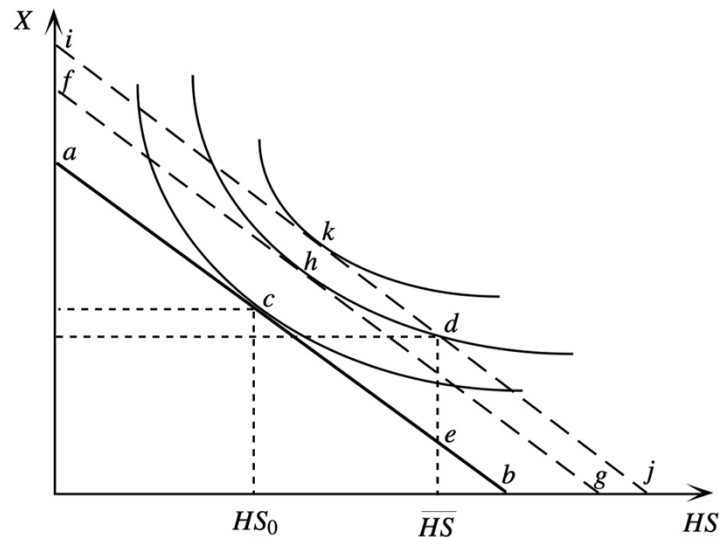
FIGURA 5.
Diferentes respuestas al ofrecimiento de una vivienda pública subsidiada



Una cuestión de crucial importancia para evaluar la eficiencia de los subsidios a la vivienda para los hogares de renta baja basados en la oferta reside en saber en qué medida ha aumentado la renta real de los beneficiarios. Esto es lo mismo que preguntar qué cantidad de renta *en efectivo*, como alternativa a la participación en el programa, sería contemplada como equivalente por el hogar, en el sentido de que le permitiría alcanzar el mismo nivel de bienestar. El punto *d* en la Figura 6 representa el caso más favorable a los subsidios, pues el hogar acepta participar y consume más vivienda. En ese diagrama resulta inmediato comprobar que la línea de trazos *fg* (paralela a la inicial, *ab*) representa la restricción presupuestaria que, con los mismos precios de la vivienda y los otros bienes, permitiría a la familia alcanzar en *b* la misma curva de indiferencia que pasa por *d*, el punto asociado a la vivienda pública. En consecuencia, la transferencia en efectivo (medida en unidades del bien *X*) equivalente en términos de bienestar del receptor a la transferencia asociada a \overline{HS} viene dada por *af*. Sin embargo, puesto que efectivamente se proporciona la vivienda pública en *d*, el coste de proveerla viene dado por *ai* (igual a *de*), donde *i* es la ordenada en el origen de la restricción de trazos *ij*.

Llegados a este punto, y antes de discutir en detalle la (in)eficiencia en el consumo de los subsidios a la vivienda basados en la oferta, es importante clarificar el sentido preciso de la noción de (in)eficiencia. Obviamente, la pregunta relevante para el análisis de la eficiencia es si, para un nivel de bienestar de los contribuyentes, resulta posible incrementar el bienestar de los receptores. O, de forma equivalente, para un nivel de bienestar de los receptores, si resulta posible incrementar el bienestar de los contribuyentes. Con una respuesta afirmativa, la asignación de recursos sería ineficiente en el sentido de Pareto, en tanto en cuanto la distribución del bienestar estaría asociada a un punto interior de la “frontera de posibilidades de bienestar”. Cuando se toman como justificaciones de los subsidios el hecho de que la vivienda es un bien meritorio o la existencia de igualitarismo específico, las consideraciones de eficiencia no son sino las derivadas de un juicio de valor más, sin duda respetable, pero que entra en contradicción con esas dos justificaciones. Por el contrario, cuando la motivación de los subsidios surge de un criterio individualista, que tiene por tanto en cuenta de forma explícita las preferencias de hogares y sus niveles de bienestar, debe diferenciarse entre las situaciones en que la interdependencia de las funciones de utilidad es o no un factor relevante.

FIGURA 6.
Vivienda pública e ineficiencia en el consumo



En ausencia de las externalidades en el consumo descritas en la Sección 2, el bienestar de los contribuyentes dependerá de forma directa de la cantidad de impuestos que pagan para sufragar los subsidios. Por tanto, las dos preguntas planteadas en el párrafo anterior pueden reescribirse como ¿es posible, dada la factura fiscal pagada por los contribuyentes, mejorar la posición de los beneficiarios? O, si se prefiere, ¿resulta factible, tomando como dado el bienestar de los beneficiarios, reducir el coste fiscal de los subsidios? En términos de la Figura 6, el aumento en la renta real de un hogar que habita la unidad de vivienda pública es af , mientras su coste para los contribuyentes es ai . De esta manera, la distancia if constituye una medida de la ineficiencia en el consumo provocada por el hecho de que la transferencia es en especie en vez de ser en efectivo. La cuestión aquí deviene empírica, en el sentido de si esta ineficiencia es significativa en términos cuantitativos. Aunque existen diferencias entre las estimaciones, y los problemas econométricos implicados no son menores, existe consenso respecto a que la vivienda pública distorsiona las pautas de consumo de sus beneficiarios [Aaron y Von Furstenberg (1971), Murray (1975, 1980), Kraft y Olsen (1977), Kraft y Kraft (1979), Olsen (1983), Olsen y Barton (1983), Rosen (1985)].

Por el contrario, con unas funciones de utilidad interdependientes, de forma que algunos hogares (digamos los contribuyentes que son “ricos”) derivan bienestar no sólo del coste impositivo de las transferencias sino de *a qué* se dedican éstas (en este caso, favorecer el consumo de vivienda de los hogares “pobres”), el análisis deviene más complejo. En efecto, la discusión ahora debe incorporar también la “eficiencia en la consecución del objetivo” considerado, es decir, el aumento de la vivienda consumida por los hogares de renta baja. Si bien el análisis se complica, y el tratamiento formal requerido excede al admisible en este trabajo, pueden enunciarse algunas proposiciones generales [Shibata (1971), Browning y Browning (1979), Fallis (1985)]. En primer lugar, y como se avanzó en la Sección 2, dejando de lado consideraciones derivadas de la negociación entre las partes en el marco del “teorema de Coase”, el resultado en ausencia de intervención pública será ineficiente. En concreto, la existencia de efectos externos en el consumo se traduce en un consumo de vivienda por parte de los hogares pobres ineficientemente bajo, existiendo, por tanto, asignaciones de recursos en que pueden mejorar tanto los receptores de la transferencia como los donantes. En segundo lugar, sin embargo, la mera introducción de una política de subsidios en forma de vivienda pública *no asegura* en modo alguno la consecución, no ya de una asignación Pareto-eficiente, sino de una que, incluso no siéndolo, comporte un cambio Pareto-superior. En tercer lugar, lo que constituye un resultado importante, puede demostrarse que esta última afirmación no sólo afecta a los programas de subsidio basados en la oferta, sino que se extiende también a los orientados a la demanda que se discuten en las Secciones siguientes. El diseño de políticas eficientes requiere conocer la cuantía precisa de los beneficios marginales externos obtenidos por los donantes potenciales, un tipo de conocimiento muy difícil de obtener. Así las cosas, en lo que sigue la valoración de la eficiencia en el

consumo se centra en la situación, más convencional y a la vez más sencilla, en que no existen externalidades en el consumo.⁸

La ineficiencia en el consumo ilustrada en la Figura 6 constituye el argumento estándar en favor de la superioridad de las transferencias en efectivo respecto a las transferencias en especie como mecanismo para mejorar la posición de los hogares en los tramos más bajos de la escala de rentas. Implícito en él está el juicio de valor de que los individuos son los mejores jueces de su propio bienestar. Y aunque el análisis económico convencional muestra una gran adhesión al mismo, otros juicios de valor son ampliamente aceptados. Así, la justificación de los programas basados en la oferta, sean viviendas públicas o proyectos rehabilitados por el sector privado con subsidios públicos, podría estar en el paternalismo, en la convicción de que (al menos algunos de) los hogares de renta baja subestiman sus necesidades de vivienda [Olsen (1983,2003)] o en la lucha contra los barrios degradados y las externalidades negativas asociadas a los costes sociales que se les suelen atribuir [Rothenberg (1967,1972), Brueckner (2011)]. Estas justificaciones, tan alejadas como están de la Economía del Bienestar ortodoxa, son absolutamente razonables. Siguiendo con el argumento, es precisamente la intromisión en, y la distorsión de, los patrones privados de consumo la clave en la que puede radicar el apoyo del público a esos programas. En otras palabras, lo que para un analista es simplemente ineficiencia de un programa, para otras personas, incluido el artífice de la política, puede ser su misma razón de ser.

En cuanto a los efectos distributivos, existe acuerdo en que este tipo de programas viola los criterios usuales de equidad, tanto horizontal como vertical [Weicher (1979), Kraft y Kraft (1979), Schreiber y Clemmer (1982), Olsen (1982,1983), Olsen y Barton (1983), Rosen (1985.a), Smith, Rosen y Fallis (1988)]. En lo referido a la equidad horizontal, es decir, el igual tratamiento a los iguales, puesto que el número de hogares con los requisitos de acceso excede con mucho al número de viviendas públicas disponibles, estos programas proporcionan un beneficio sustancial al (en ocasiones pequeño) porcentaje de “afortunados”, pero nada en absoluto al otro gran número de potenciales beneficiarios con parecidas o iguales circunstancias. Desde luego, puede afirmarse que el programa es equitativo *ex-ante*, en el sentido de que, por ejemplo mediante sorteos, se consigue que todos los hogares elegibles tengan la misma probabilidad de acceder a las pocas viviendas públicas disponibles. Pero eso en modo alguno quita que, sobre una base *ex-post*, algunos de ellos habitarán las viviendas y el resto no. Por su parte, la equidad vertical, es decir, el tratamiento diferente a los diferentes, arrastra la indefinición inherente de dejar sin respuesta la crucial pregunta de cuán diferente debe ser ese tratamiento (diferente) que deben recibir hogares por lo demás diferentes. Pero, en cualquier caso, con los subsidios basados en la oferta, incluso en el caso más favorable en que los beneficiarios se acaban concentrando entre los hogares de renta baja, resulta de todo punto imposible impedir que resulten beneficiados algunos que se hallan en una situación mejor que otros que no recibirán subsidio alguno.

Finalmente, y como cuestiones conexas pero importantes, los subsidios basados en la oferta pueden hacer muy difícil o imposible preservar la anonimidad de sus receptores, y estigmatizarlos al concentrar a los hogares de rentas bajas en las localizaciones y barrios concretos en que está construida la vivienda pública. Y pueden también impedir un buen funcionamiento del mercado de trabajo al disuadir a los

⁸ El caso en que no hay efectos externos es fácil de modelizar. En aras de la simplicidad puede suponerse la existencia de tan sólo dos hogares, A, el hogar “rico”, y B, el hogar “pobre”. Para A la función de utilidad puede escribirse como $U^A = U^A(X^A)$, donde X^A denota su consumo (incluyendo, para ahorrar notación, el de vivienda), que es igual a su renta neta de los impuestos con que financiar los subsidios a la vivienda de B. La contrapartida para B es $U^B = U^B(X^B, HS^B)$, donde HS^B y X^B representan el consumo de vivienda y de no-vivienda de B, respectivamente. Esta es la situación implícita en el análisis de la Figura 6. Por el contrario, cuando existen externalidades en el consumo, las preferencias de A pueden representarse como, $U^A = U^A(X^A, HS^B)$, donde el efecto externo proviene de que el impacto del consumo de vivienda de B sobre el bienestar de A es positivo. Así, por un lado, la externalidad positiva implica que A está mejor cuando, todo lo demás constante, B consume más vivienda. Pero, por el otro, si A debe pagar impuestos con los que financiar el subsidio que permite el aumento de consumo de vivienda de B, su consumo X^A será menor y estará peor. Las preferencias del hogar “pobre”, $U^B = U^B(X^B, HS^B)$, pueden dibujarse en los ejes X^B y HS^B mediante las curvas de indiferencia usuales. Sin embargo, la representación de las preferencias del hogar “rico” en esos mismos ejes, $U^A = U^A(X^A, HS^B)$, requiere la construcción de unas curvas de indiferencia “ajustadas” [Shibata (1971)], cuya forma captura el beneficio marginal externo que deriva A del consumo de vivienda de B. La superposición de ambas funciones permite caracterizar un área en forma de “lente” que muestra la ineficiencia de la asignación resultante del mercado privado y, a la vez, representa tanto las asignaciones Pareto-eficientes como las que dan lugar a cambios Pareto-superiores [Browning y Browning (1979), Fallis (1985)]. Es entonces inmediato mostrar que no cualquier intervención pública en el mercado de vivienda generará ganancias en bienestar. Y esto, como se subraya en el texto principal, es cierto tanto para un programa basado en la oferta como para los orientados a la demanda.

receptores de aceptar trabajos en otros lugares por el hecho de tener que abandonar la unidad de vivienda subsidiada que ocupan.

5. SUBSIDIOS ORIENTADOS A LA DEMANDA: “SUBVENCIONES A LA VIVIENDA” Y EL EXPERIMENTAL HOUSING ALLOWANCE PROGRAM

La valoración realizada en la Sección anterior respecto a la vivienda pública explica por qué la aproximación basada en la oferta no constituye un programa del agrado de la mayoría de los analistas. E incluso puede afirmarse que una parte relevante de éstos se acerca a la política de vivienda con la convicción previa de que, a menos que exista evidencia en contrario, es mejor dar a los beneficiarios dinero en vez de vivienda. De hecho, se ha llegado a insinuar que la única justificación posible a estos programas es que resultan políticamente factibles, mientras que un mantenimiento de rentas generalizado no lo es [Muth (1973), Schreiber y Clemmer (1982), Rosen (1985.a)], y que esos programas podrían ser considerados instrumentos “eficientes” de redistribución de la renta precisamente por la menor resistencia de los contribuyentes a esta forma de redistribución [Eckhoff (1983)].

Sea como fuere, no parece haber razones por las que no pueda romperse el vínculo entre el subsidio al consumo de vivienda para los hogares con pocos recursos y la provisión pública, de manera que el subsidio en cuestión pudiera aplicarse a cualquier vivienda a su alcance existente en el mercado. En este sentido, los subsidios orientados a la demanda, recibidos directamente por los hogares y a utilizar según su voluntad, o recibidos indirectamente por ellos a través del propietario de la unidad de vivienda que constituye su alojamiento, permitirían superar los inconvenientes de la vivienda pública referidos con anterioridad.

En primer lugar, ya no sería necesario que el sector público se dedicara a la construcción y gestión de las viviendas públicas, con la consiguiente ganancia potencial en términos de eficiencia productiva discutida en la subsección 4.1. En segundo lugar, desde una perspectiva de eficiencia en el consumo, existiría una menor violación de la soberanía del consumidor con este tipo de subsidio, pues los subsidios a la demanda podrían ser aplicados directamente al alquiler (o incluso pagados a la institución prestamista si la familia ocupara su propia vivienda) de cualquier vivienda del mercado que cumpliera los requisitos exigidos por el programa. Y, en tercer lugar, se evitarían las inequidades horizontales referidas más arriba, puesto que todos los hogares en similares circunstancias podrían recibir el mismo subsidio.

5.1. SUBSIDIOS ORIENTADOS A LA DEMANDA: DISEÑO DEL EHAP

Entrando en el detalle de su configuración, los programas orientados a la demanda pueden adoptar diversos diseños. Así, el subsidio puede estar constituido por una suma que dependa tanto del coste de alquilar una unidad de vivienda considerada “estándar” (quizás diferente según el tamaño de la familia y la localización) como del propio nivel de renta del hogar. De forma alternativa, puede proporcionarse a los hogares con bajos ingresos un subsidio consistente en un porcentaje del alquiler pagado por la unidad de vivienda que habitan. Es importante observar que en el primer caso los efectos operarían a través de la *elasticidad-renta* de la demanda de servicios de vivienda, mientras que en el segundo lo harían a través de la *elasticidad-precio* de esa demanda. En cualquier caso, debe resaltarse que, con independencia del diseño concreto, se trata de transferencias en especie, en tanto en cuanto están ligadas al consumo de vivienda. Si los subsidios se canalizan a través del propietario de la vivienda, esto resulta obvio. Pero incluso si las sumas son recibidas directamente por el inquilino en forma de efectivo, no por eso dejan de ser una transferencia *en especie*. Puesto que la cuantía de los subsidios depende en última instancia de las decisiones de vivienda, o de las que sean consideradas necesidades de ésta, se trata simplemente de “vivienda envuelta en dinero”.

Adicionalmente, los receptores de los subsidios dirigidos a la demanda pueden ser libres para elegir cualquier unidad de vivienda o por el contrario pueden verse sometidos a diversos tipos de *requisitos*. Estos pueden consistir en que la vivienda satisfaga una serie de requisitos físicos, referidos al estado de salubridad y conservación del inmueble. O como alternativa que soslaye al menos parcialmente los costes derivados del control, a que el gasto en alquiler exceda cierta cuantía. Como en cualquier otra forma de redistribución en especie, los costes administrativos y de gestión serían superiores que bajo un programa que redistribuyera

en efectivo. Habría que verificar los pagos de alquiler como parte de la administración del programa, y, en su caso, habría que inspeccionar las viviendas para asegurar que proporcionan el nivel mínimo requerido.

Para Estados Unidos existe una considerable cantidad de información sobre el funcionamiento de un sistema de subsidios a la vivienda para los hogares de renta baja orientados a la demanda, denominado “subvenciones a la vivienda” (*housing allowances*), como resultado del Experimental Housing Allowance Program (EHAP en adelante). En este experimento social participaron durante los años 70 más de 30.000 hogares en doce localizaciones [Frieden (1980), Hausman y Wise (1980), Schreiber y Clemmer (1982), Olsen (1982,1983,1987,2003), Friedman y Weinberg (1982), Lowry (1982), Venti y Wise (1984)]. En el diseño del experimento, el Departamento de Vivienda y Desarrollo Urbano estadounidense estaba interesado en tres cuestiones específicas. En primer lugar, cómo harían uso los hogares pobres de sus subvenciones a la vivienda y cuál sería su reacción a distintos niveles y tipos de subvenciones, así como a diferentes requisitos referidos a la calidad de las viviendas. En segundo lugar, cómo responderían los mercados locales de vivienda al aumento en la demanda generado por el programa, en particular los efectos inducidos sobre los alquileres. Y, en tercer lugar, cómo influenciarían a los resultados diferentes ordenaciones administrativas. En consecuencia, el programa se dividió en tres partes, denominadas Experimento de Demanda, Experimento de Oferta y Experimento de Administración.⁹

El Experimento de Demanda fue diseñado para evaluar las cuestiones de factibilidad, deseabilidad y estructura apropiada de un programa de subsidios midiendo cómo reaccionarían los hogares de renta baja tanto a diversas fórmulas de determinación de los subsidios como a diferentes requisitos referidos a los estándares que deberían satisfacer las unidades de vivienda. Este experimento tuvo lugar simultáneamente en dos áreas metropolitanas, Phoenix y Pittsburgh, e implicó aproximadamente a 1.200 hogares experimentales y 500 de control en cada área durante un período de 3 años iniciados en 1974. El análisis se basó en los datos obtenidos de los diversos hogares durante los dos primeros años de inscripción en el experimento, si bien los programas experimentales siguieron durante un tercer año para reducir la confusión entre las reacciones de los participantes a las ofertas experimentales y su ajuste a la eliminación gradual del experimento.

Se usaron tres tipos básicos de subsidios, que eran recibidos directamente por los hogares beneficiarios. Uno de ellos pagaba una cierta fracción del gasto realizado en el alquiler de la vivienda sin restricciones sobre su consumo. El segundo era un pago no condicionado al alquiler que dependía de la renta del hogar. El tercero estaba constituido por un pago condicional al cumplimiento de ciertos requisitos. En algunos casos, éstos eran estándares físicos mínimos que debía cumplir la vivienda, expresados en términos de salubridad y seguridad, así como un número mínimo de habitaciones por persona. En otros se estipulaba cierta cantidad monetaria mínima que debía dedicarse al alquiler de la vivienda. De forma más específica, hubo cuatro planes de tratamiento básicos, los planes de “desajuste de vivienda”, los no restringidos, los de “porcentaje de alquiler” y los de control. El Cuadro 1 proporciona un resumen de los planes utilizados [Urban Law Journal (1981), Friedman y Weinberg (1982), Rosen (1985.b)].

En los *planes de desajuste de vivienda (housing gap)*, los hogares recibían unos pagos diseñados para cubrir la brecha existente entre el coste de una vivienda modesta estándar y la fracción de su renta que un hogar de renta baja podría razonablemente gastar en vivienda. En particular, la fórmula usada fue:

$$S = C - bM \quad (3)$$

donde S denota el subsidio recibido, C la relación de pago básico, variable de forma experimental y según el tamaño y la localización hogar, b la tasa a la que se reduce la subvención a medida que aumenta la renta, y M la renta disponible del hogar.¹⁰ Estos planes de desajuste de vivienda eran restringidos, en el sentido

⁹ El Experimento de Agencia Administrativa se centró en el comportamiento de las agencias administrativas locales que operaron el programa de subvenciones.

¹⁰ Los planes de desajuste de vivienda son similares a un impuesto negativo sobre la renta, con la diferencia de que el subsidio en los primeros se determina en función de parámetros de vivienda en vez con referencia a las necesidades que podríamos denominar generales. Por tanto, en primer lugar, debe establecerse un nivel mínimo garantizado de consumo de vivienda, quizá diferente según el tamaño de la familia y su localización. En segundo lugar, dada esta estimación del gasto requerido para conseguir un nivel mínimamente aceptable, debe fijarse cierto porcentaje de su renta disponible que los hogares pueden permitirse gastar en vivienda. La diferencia entre el mínimo y el producto del porcentaje y la renta determina la cantidad de subsidio para cada grupo de renta. De

de que los participantes debían ocupar unidades de vivienda que cumplieran los requisitos básicos mencionados anteriormente. En cambio, el *plan no restringido* ofrecía a los hogares unos pagos basados en la misma fórmula que en el plan de desajuste de vivienda (3) pero sin requisito alguno referido a la vivienda. De esta manera, el plan mantenía un parecido con un programa de mantenimiento de rentas generalizado, excepto en que la subvención se determinaba por la necesidad referida al gasto en vivienda en vez por la necesidad respecto a todos los gastos del hogar.

Por su parte, los *planes de porcentaje de alquiler* ofrecían pagos en efectivo iguales a una fracción fija del alquiler mensual satisfecho (incluyendo los gastos en servicios). El pago estaba ligado directamente con la cantidad gastada en vivienda, sin tener que satisfacer ningún requisito de vivienda. La fórmula usada fue:

$$S = aR \quad (4)$$

donde R denota el alquiler y a la fracción del mismo pagada como subsidio. Por último, los hogares de *control* no obtenían ningún pago de subvención a la vivienda, pero recibían una compensación en efectivo por su cooperación al proporcionar la misma información que los hogares experimentales. De esta manera, sirvieron de grupo de comparación respecto al cual estimar los efectos de los diferentes planes de subvención.

El Cuadro 1 ilustra los 17 grupos experimentales y los 2 grupos de control que configuraron el diseño del Experimento de Demanda [Friedman y Weinberg (1982)]. El experimento incluyó once planes diferentes de desajuste de vivienda, contrastando tres niveles de relaciones de pago básico, tres valores de la tasa de reducción de la subvención, y dos tipos de requisitos referidos a la vivienda, estándares mínimos y alquiler mínimo. Las tres relaciones de pago básico contrastadas eran proporcionales a C^* , el coste estimado de una vivienda modesta estándar para varios tamaños del hogar en cada área metropolitana, y, como ya se ha indicado, era diferente en función del tamaño y la localización. El valor de b variaba alrededor de 0.25, un valor en la línea de las fórmulas típicas de determinación de los pagos en la vivienda subsidiada. Para participar en el programa, el límite de la renta de los hogares beneficiarios era el nivel al que no se recibiría pago alguno en el plan de desajuste de vivienda, es decir, $C^*/0,25$.

Para recibir los pagos, los hogares bajo los planes con *requisitos de estándares mínimos* debían ocupar unidades que cumplieran ciertos estándares físicos de calidad referidos a la vivienda y dispusieran de un número mínimo de habitaciones por persona. La verificación de que las unidades de vivienda cumplen los requisitos de espacio, equipamiento básico, iluminación, ventilación y condiciones del edificio, entre otros, conlleva la necesidad de realizar inspecciones. Estas, a su vez, son costosas en términos de recursos administrativos que absorben y de inconvenientes tanto para los propietarios como para los inquilinos. Por ello, y bajo el supuesto de que la cantidad y la calidad de una vivienda aumentan con su pago de alquiler, se procedió a contrastar un *requisito de alquiler mínimo*. Con esta alternativa, los costes de administración serían presumiblemente más bajos, pues los pagos de alquiler podrían comprobarse mediante los correspondientes recibos. Estos planes requerían que los hogares gastaran al menos cierta cantidad mínima en vivienda para poder acceder a la subvención, y se contrastaron dos niveles de alquiler mínimo, $0,7 C^*$ y $0,9 C^*$, donde C^* era el coste estimado de la vivienda estándar. Una ventaja potencial de los planes de alquiler mínimo es que permiten a los beneficiarios elegir las mejoras que puedan desear en algunas características de la vivienda, sacrificando niveles de algunas de ellas para obtener mejoras en otras. También pueden tener desventajas, si inquilino y propietario realizan actividades de colusión falsificando los recibos de alquiler.

esta manera, como en el caso del impuesto negativo sobre la renta, el programa otorga una cantidad mínima garantizada, incluso si el hogar no dispone de renta alguna, y la cantidad del subsidio se reduce en un porcentaje (el tipo impositivo marginal implícito) a medida que aumenta la renta hasta alcanzar cierto nivel de renta en que el subsidio deviene nulo. Los conflictos entre estas tres variables son también los mismos que en la imposición negativa sobre la renta.

CUADRO 1.
Planes de subsidio en el EHAP [Friedman y Weinberg (1982)]

Desajuste de vivienda: $S = C - bM$

valor de b	nivel de C	Requisitos de vivienda			
		Estándars mínimos	Alquiler mínimo bajo (0.7 C^*)	Alquiler mínimo alto (0.9 C^*)	Sin requisitos (sin restricción)
$b = 0.15$	C^*	Plan 10			
$b = 0.25$	1.2 C^*	Plan 1	Plan 4	Plan 7	
	C^*	Plan 2	Plan 5	Plan 8	Plan 12
	0.8 C^*	Plan 3	Plan 6	Plan 9	
$b = 0.35$	C^*	Plan 11			

Porcentaje de alquiler: $S = aR$

$a = 0.6$	$a = 0.5$	$a = 0.4$	$a = 0.3$	$a = 0.2$
Plan 13	Planes 14-16	Planes 17-19	Planes 20-22	Plan 23

Control:

Con información sobre vivienda	Sin información sobre vivienda
Plan 24	Plan 25

Símbolos: S = Subsidio recibido por el hogar; C^* = Nivel de pago básico variable en función del tamaño y la localización del hogar; M = Renta neta; R = Alquiler; a = Porcentaje del alquiler subsidiado; b = Tasa a la que se reduce el subsidio por desajuste de vivienda a medida que aumenta la renta.

Como también se afirmó más arriba, los hogares inscritos en los planes de porcentaje de alquiler no tenían que satisfacer ningún requisito específico, puesto que la subvención estaba ligada de forma proporcional con el alquiler pagado. Se consideraron cinco valores del parámetro a en la expresión (4), en un abanico de 0.2 a 0.6, y, para ayudar al análisis experimental, el valor de a se mantuvo constante una vez que el hogar se había inscrito en el plan. En definitiva, por tanto, el Experimento de Demanda consistía en confrontar a los diferentes hogares con la variedad de valores de los parámetros a , b y C en el Cuadro 1, y comparar sus decisiones de vivienda con las del grupo de control.

5.2. SUBSIDIOS ORIENTADOS A LA DEMANDA: EFECTOS RENTA, EFECTOS PRECIO Y EVIDENCIA DEL EHAP

El marco analítico usado en las Secciones anteriores permite también ilustrar algunas de las posibles respuestas a las subvenciones a la vivienda esbozadas en el Cuadro 1. Las Figuras 7 y 8 representan el caso de un plan de desajuste de vivienda con requisitos de estándares físicos. Bajo este plan, el hogar recibe el subsidio resultante de la expresión (3) tan sólo si su consumo de vivienda es superior a cierto nivel asociado a la cantidad de servicios de vivienda implicados por los estándares mínimos, que podemos resumir en un valor \widehat{HS} . Puesto que con este plan no se modifican los precios relativos de la vivienda y los otros bienes, la subvención genera un desplazamiento paralelo de la restricción presupuestaria en tanto en cuanto se verifiquen los requisitos físicos, es decir,

$$p_X X + p_{HS} HS = C + (1 - b)M \text{ si } HS \geq \widehat{HS} \quad (5)$$

$$p_X X + p_{HS} HS = M \text{ si } HS \leq \widehat{HS}$$

Para consumos de vivienda inferiores al mínimo \widehat{HS} , representado por d en las Figuras 7 y 8, el hogar no obtiene subsidio alguno, y se ha de mover a lo largo del tramo ad de la restricción presupuestaria ab en ausencia del programa. Por el contrario, si su consumo de vivienda es mayor que \widehat{HS} , obtiene una subvención de cuantía de (medida en términos de los otros bienes), y puede acceder al segmento eg . Considerando ambas situaciones, la restricción presupuestaria viene dada por la línea quebrada $adeg$.

La respuesta a este tipo de subvención depende, en general, de la relación existente entre el nivel de requisito mínimo, \widehat{HS} , la cantidad de vivienda consumida antes del programa, HS_0 , y la cantidad que se elegiría si la transferencia fuera en efectivo, y, por tanto, no restringida, HS_1 . Evidentemente, el primero de ellos es exógeno para los hogares, pero el segundo y el tercero dependen de su comportamiento, y son por tanto endógenos. En la Figura 7 se muestra el caso en que el hogar ya consumía en c , antes del plan, una cantidad mayor que el mínimo en d , de forma que tiene acceso automático al programa. Este hogar, por tanto, considera la subvención a la vivienda simplemente como renta adicional, y sus efectos son indistinguibles de los de una transferencia en efectivo de libre disposición.

La Figura 8 ilustra la situación en que no sólo el nivel inicial HS_0 es inferior al requisito mínimo, sino que el consumo de vivienda del hogar no alcanzaría el nivel \widehat{HS} incluso si la transferencia fuera en efectivo. Con la transferencia en especie el hogar se situará en una solución de esquina en el punto e , de manera que el beneficio que deriva del subsidio es inferior al que recibiría si la transferencia fuera no restringida. La decisión de participación en el programa comporta la elección binaria entre mantener la situación en ausencia de transferencia o moverse al punto e . En la Figura 8 la respuesta es afirmativa y el hogar participa en el programa, pero no resulta difícil construir casos en que la respuesta es negativa.¹¹

¹¹ Tampoco es difícil representar situaciones en que $HS_0 < \widehat{HS} < HS_1$, es decir, en que no se cumple el requisito mínimo *antes* de recibir la subvención, pero sí *después* de la misma. Al igual que en la Figura 7, la transferencia en especie tiene en este caso los mismos efectos que una transferencia en efectivo.

FIGURA 7.

Subsidio a la vivienda orientado a la demanda: plan de “desajuste de vivienda” con un requerimiento de estándares físicos mínimos (solución interior)

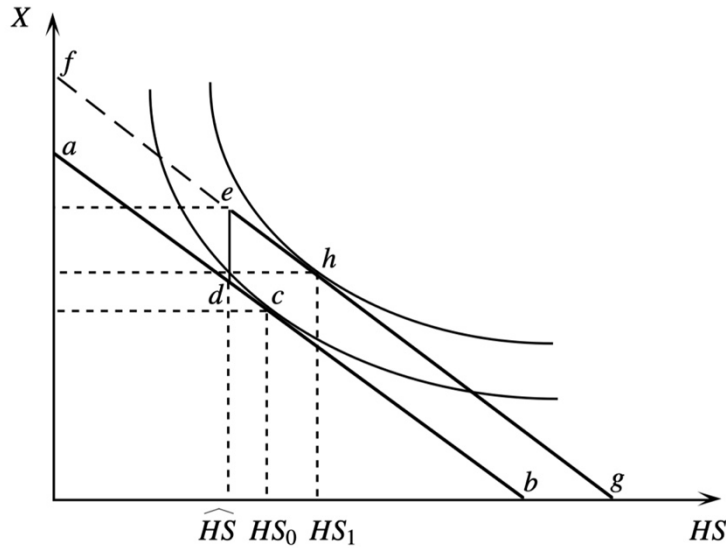
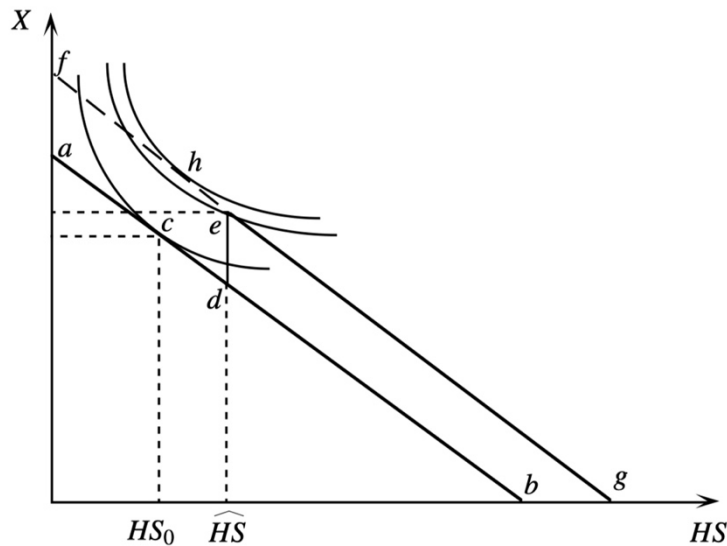


FIGURA 8.

Subsidio a la vivienda orientado a la demanda: plan de “desajuste de vivienda” con un requerimiento de estándares físicos mínimos (solución de esquina)



El segundo tipo de los planes de desajuste de vivienda, en el que existe un requisito de alquiler mínimo, se muestra en la Figura 9. Bajo este tipo de subvención, el hogar puede percibir el pago consecuencia de computar la expresión (3) siempre y cuando gaste en vivienda al menos cierta cantidad \bar{R} . Como en el caso de los estándares físicos, no hay cambios en los precios percibidos de la vivienda y los otros bienes, de manera que la restricción presupuestaria es:

$$p_X X + p_{HS} HS = C + (1 - b)M \text{ si } p_{HS} HS \geq \bar{R} \tag{6}$$

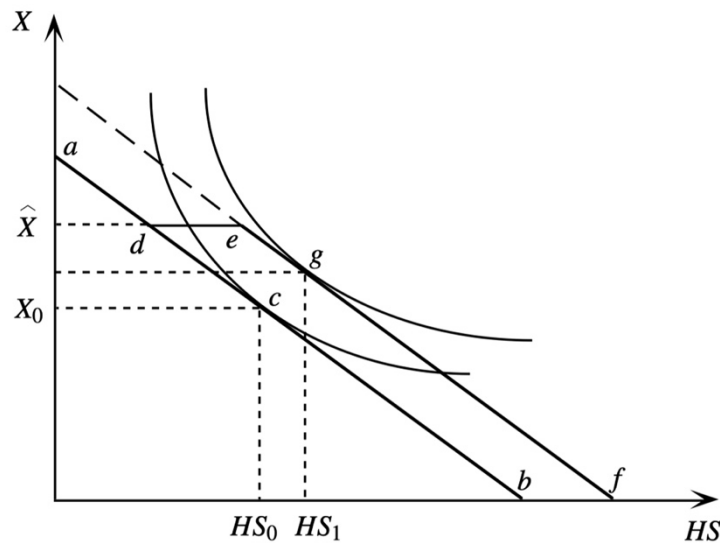
$$p_X X + p_{HS} HS = M \text{ si } p_{HS} HS < \bar{R}$$

En la Figura 9 este plan da lugar a la línea quebrada *adef*. En efecto, como el hogar puede gastar en vivienda más que el mínimo estipulado, el requisito de alquiler mínimo si se participa en el plan implica un límite al máximo gasto que se puede realizar en los otros bienes, es decir,

$$p_X X \leq C + (1 - b)M - \bar{R}$$

y, por tanto, a la máxima cantidad consumida de esos bienes, representado por \hat{X} o por el punto *d* en la Figura 9. En consecuencia, si la familia participa, puede consumir las combinaciones acotadas por *def*. Dado que también puede decidir no participar y consumir a lo largo de la restricción inicial, *ab*, el conjunto presupuestario viene dado por la línea *adef*. En lo demás, los resultados no son diferentes de los discutidos en relación a las Figuras 8 y 9.

FIGURA 9.
Subsidio a la vivienda orientado a la demanda: plan de “desajuste de vivienda” con un requerimiento de alquiler mínimo (solución interior)



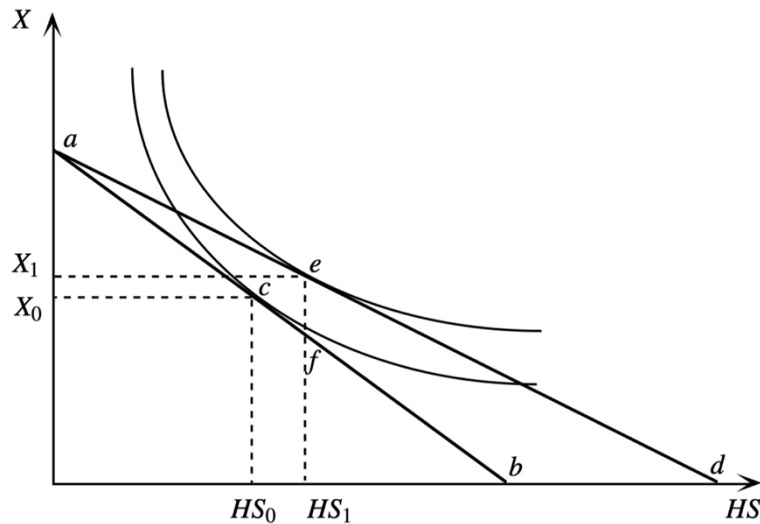
Nótese que en todos los casos discutidos hasta ahora, los efectos de los subsidios basados en la demanda operan a través de la *elasticidad-renta* de la demanda de servicios de vivienda. Si exceptuamos las situaciones en que los hogares están en una solución de esquina por el “estrangulamiento” implicado por los requisitos mínimos, bien sean físicos o de alquiler, su comportamiento sería de hecho indistinguible del implicado por una transferencia en efectivo de cuantía $T = C - bM$. En términos de la Figura 2, un plan no restringido que proporciona a los hogares participantes unos pagos basados en la misma fórmula que el plan de desajuste de vivienda pero sin requisito alguno, haría que la restricción presupuestaria se convirtiera en $p_X X + p_{HS} HS = C + (1 - b)M$, que es indistinguible de la implicada por un programa general de mantenimiento de rentas. En efecto, la subvención provoca un desplazamiento paralelo de la restricción presupuestaria en toda su extensión, *ef*, dando lugar una elección como *g* en la Figura 2.

Por último, la Figura 10 ilustra un plan típico de porcentaje de alquiler. La subvención dada por (4) es equivalente al reembolso de un porcentaje *a* del gasto en vivienda, con lo que la restricción presupuestaria del hogar se convierte en $p_X X + p_{HS} HS = M + a p_{HS} HS$. Puesto que de hecho esto es equivalente a una reducción del precio efectivo de los servicios de vivienda, que pasa de ser p_{HS} a $(1 - a)p_{HS}$ la nueva restricción presupuestaria es:

$$p_X X + (1 - a)p_{HS} HS = M \tag{7}$$

que comporta una rotación alrededor del punto a en la Figura 10. Con la nueva restricción presupuestaria ad , la elección del hogar es la asociada al punto e , con un mayor consumo de servicios de vivienda. En ese punto, la subvención (medida en unidades de los otros bienes) es ef .

FIGURA 10.
Subsidio a la vivienda orientado a la demanda: plan de “porcentaje de alquiler”

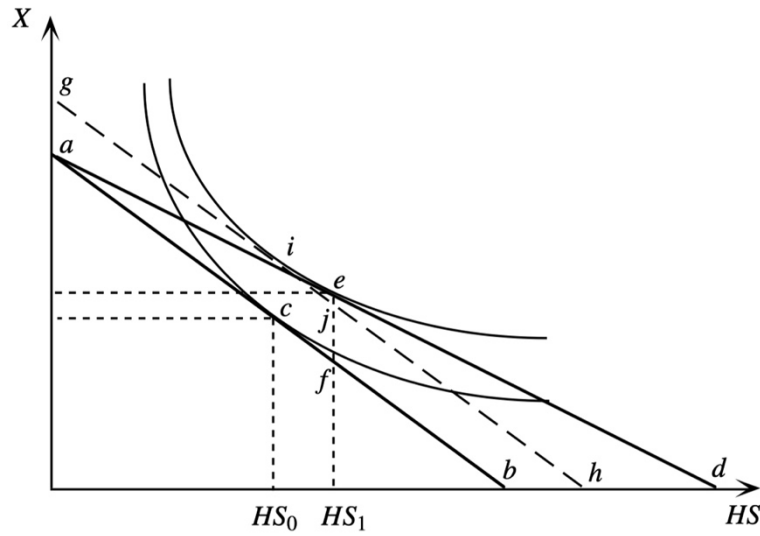


El análisis de eficiencia de este tipo de subvenciones a la vivienda puede llevarse a cabo comparando el coste para los contribuyentes en la elección anterior con el implicado por una transferencia en efectivo que deja al hogar con el mismo nivel de bienestar. La Figura 11 muestra que con una transferencia en efectivo de cuantía ff , que desplaza paralelamente la restricción inicial ab , el hogar alcanza en i el mismo nivel de bienestar que con una transferencia en especie que le lleva a elegir e . La transferencia en especie tiene un coste ef para los contribuyentes, de forma que el segmento ej constituye una medida de la ineficiencia derivada de redistribuir en especie mediante una modificación de los precios relativos.¹²

Es importante observar que, a diferencia de los planes de desajuste de vivienda, los efectos de un plan de porcentaje de alquiler se canalizan a través de la *elasticidad-precio* de la demanda de servicios de vivienda. En realidad, este tipo de planes se incluyó en el Experimento de Demanda como un intento de superar el problema de que con el bien “servicios de vivienda”, no es posible en general disponer de observaciones separadas de precios y cantidades, p_{HS} y HS , sino sólo del alquiler (bruto) pagado por la unidad de vivienda, $R = p_{HS}HS$. A la vista de (4), el alquiler *neto*, R^n , pagado por un hogar que participa en el programa pasa a ser $R^n = R - S = (1 - a)R = (1 - a)p_{HS}HS$, de manera que, como se indicó más arriba, este tipo de plan puede contemplarse como una reducción del precio efectivo de los servicios de vivienda de p_{HS} a $(1 - a)p_{HS}$.

¹² Debe señalarse que el análisis de eficiencia de las subvenciones a la vivienda orientadas a la demanda deviene más complicado cuando los hogares no sólo toman decisiones respecto los servicios de vivienda y los otros bienes, sino que realizan también una elección entre trabajo y ocio. Esto último comporta que su renta no es exógena, sino que depende de acciones que se hallan bajo su control. La función utilidad puede reescribirse ahora como $U = U(X, HS, L)$, y la restricción presupuestaria en ausencia de subsidios como $p_X X + p_{HS} HS = wL$, donde L denota la cantidad de trabajo ofrecida y w es la tasa de salario. Con un plan de desajuste de vivienda no restringido, la restricción presupuestaria es $p_X X + p_{HS} HS = C + (1 - b)wL$, donde el parámetro b modifica los precios relativos entre vivienda y trabajo y entre otros bienes y trabajo. Alternativamente, con una subvención en forma de plan de porcentaje de alquiler, la restricción presupuestaria pasa a ser $p_X X + (1 - a)p_{HS} HS = wL$, con lo que el parámetro a no sólo se modifica los precios relativos de la vivienda y el bien compuesto, sino también entre la vivienda y el trabajo. De esta manera, cuando se toma en consideración la endogeneidad de la renta disponible de los hogares, todos los programas de transferencia considerados entrañan costes en términos de eficiencia, y no puede avanzarse ahora una conclusión general acerca de qué tipo de programa de subsidio a la vivienda tendrá unos costes en eficiencia menores.

FIGURA 11.
Plan de “porcentaje de alquiler” e ineficiencia en el consumo



Puesto que el plan de porcentaje de alquiler efectivamente reduce el precio de los servicios de vivienda, la respuesta de los hogares al parámetro a , variado de forma experimental, proporciona una forma de obtener estimaciones de la elasticidad-precio de la demanda de servicios de vivienda. Una de las especificaciones utilizadas por Friedman y Weinberg (1982) con este objetivo fue la función de demanda con elasticidades constantes, $HS = Ap_{HS}^{\alpha_1} p_X^{\alpha_2} M^{\alpha_3}$, en la que los parámetros α_1 , α_2 y α_3 tienen una interpretación directa como elasticidades respecto a cada una de las variables. Tomando logaritmos resulta la siguiente expresión:

$$\log HS = \alpha_0 + \alpha_1 \log p_{HS} + \alpha_3 \log M \tag{8}$$

donde $\alpha_0 = \log A + \alpha_2 \log p_X$. Sumando ahora $\log p_{HS}$ a ambos lados resulta:

$$\log p_{HS} HS = \alpha_0 + (1 + \alpha_1) \log p_{HS} + \alpha_3 \log M \tag{9}$$

de manera que el logaritmo del gasto en vivienda es una función lineal de los logaritmos del precio de los servicios de vivienda y la medida de renta.¹³ En (9) el precio p_{HS} sigue siendo inobservable. Sin embargo, como consecuencia de la variación experimental en los precios debida a los subsidios, no resulta necesario observar p_{HS} . En efecto, en presencia de un plan de porcentaje de alquiler, el alquiler bruto pagado por el hogar es $R = p_{HS} HS$, mientras que el alquiler neto se reduce hasta $R^n = (1 - a)p_{HS} HS$, con lo que (9) debe interpretarse en términos de ese alquiler neto y del precio efectivo por unidad de servicio de vivienda, i.e.,

$$\log[(1 - a)p_{HS} HS] = \alpha_0 + (1 + \alpha_1) \log[(1 - a)p_{HS}] + \alpha_3 \log M \tag{10}$$

que a su vez puede reescribirse como:

$$\log(1 - a) + \log p_{HS} HS = [\alpha_0 + (1 + \alpha_1) \log p_{HS}] + (1 + \alpha_1) \log(1 - a) + \alpha_3 \log M \tag{11}$$

Restando ahora $\log(1 - a)$ de ambos puede recuperarse una expresión referida al alquiler bruto:

¹³ Esta expresión puede estimarse por Mínimos Cuadrados Ordinarios, lo que, junto a la interpretación de los coeficientes como elasticidades, explica su popularidad en el trabajo empírico. Sin embargo, la aproximación también adolece de insuficiencias [Olsen (1987)]. Así, la constancia de las elasticidades puede no estar justificada, y la propia función de demanda en (8) no puede obtenerse a partir de una función de utilidad conocida. El caso particular en que las preferencias son logarítmicas (o, equivalentemente, Cobb-Douglas), $U = \gamma \log X + (1 - \gamma) \log HS$, con $0 < \gamma < 1$, da lugar a unas elasticidades precio y renta menos uno y más uno, respectivamente, y el gasto en vivienda es una proporción constante de la renta.

$$\log p_{HS}HS = [\alpha_0 + (1 + \alpha_1) \log p_{HS}] + \alpha_1 \log (1 - a) + \alpha_3 \log M \quad (12)$$

Si bien p_{HS} sigue apareciendo en (12), se puede considerar constante en un mismo mercado de vivienda, con lo que (12) puede estimarse mediante los métodos usuales de regresión con las variables explicativas $(1 - a)$ y M (pues a toma valores de 0.2 a 0.6 en el Cuadro 1, y se cumple que $a = 0$ para el Grupo de Control). De esta manera, α_1 , el coeficiente de la variable $(1 - a)$, es la elasticidad-precio de la demanda de vivienda que aparecía en la expresión (8) más arriba. Mediante este procedimiento, las estimaciones de Friedman y Weinberg (1982) de las elasticidades-precio en (12) fueron -0.18 para Pittsburg y -0.23 para Phoenix. En cuanto a las elasticidades-renta (medida esta última como un promedio de tres años), éstas fueron 0.33 para Pittsburg y 0.44 para Phoenix. Así, los resultados sugieren que los hogares de renta baja presentaron bajas elasticidades, tanto precio como renta, de su demanda de vivienda.¹⁴

Estos hallazgos sugieren que es probable que un programa de apoyo a estos hogares que simplemente incremente sus rentas sin imponer requisitos de vivienda, dé lugar tan sólo a moderados aumentos en el consumo y el gasto en vivienda. Por eso es importante señalar que la existencia de requisitos de vivienda en los planes de desajuste de vivienda indujo a los hogares beneficiarios a cumplirlos con mayor frecuencia que en ausencia del programa y también con mayor frecuencia que con un programa general de transferencia de renta. Adicionalmente, algunos resultados apuntaron a que, como alternativa desde el punto de vista de la administración, el uso de requisitos de alquiler mínimo resultaba menos deseable que los requisitos físicos.

Como indicación para el diseño de la política, la evidencia obtenida del Experimento de Demanda sugiere que es posible utilizar las subvenciones a la vivienda para inducir a los participantes en un programa de vivienda pública (o vivienda construida o rehabilitada por el sector privado con ayudas públicas) a ocupar viviendas igualmente satisfactorias o claramente más deseables desde el punto de vista de sus beneficiarios con un coste mucho menor para el contribuyente [Schreiber y Clemmer (1982), Friedman y Weinberg (1982), Olsen (1982,1983,2003), Green y Malpezzi (2003)]. En cuanto al efecto sobre el consumo de vivienda, éste parece ser moderado, y no son ajenos a ello los costes de transacción asociados a la mudanza, especialmente los de naturaleza no monetaria [Venti y Wise (1984), Olsen (1987)]. Adicionalmente, los programas de subvenciones a la vivienda que se han propuesto son mucho más equitativos que los de vivienda pública porque ofrecen el mismo subsidio a los hogares en igual situación, y lo proporcionarían a todos aquéllos que quisieran participar.

El Experimento de Oferta fue dirigido por la Rand Corporation en dos mercados de vivienda metropolitanos, Green Bay, Wisconsin, y South Bend, Indiana, entre 1974 y 1980 [Lowry (1982), Rosen (1985.b)]. Las localizaciones fueron elegidas por sus diferencias en condición y estructura de mercado. La primera tenía unas bajas tasas de vacantes y no estaba dividida por segregación racial. La segunda tenía importantes minorías segregadas y considerables cantidades de viviendas antiguas y poco mantenidas. La inscripción en el programa era abierta, y las subvenciones resultaban accesibles a cualquier hogar elegible sobre la base de su renta y su tamaño familiar. Todos los pagos se realizaron de acuerdo con la fórmula de desajuste de vivienda (3) con un tipo impositivo implícito sobre la renta (el parámetro b) igual a 0.25. Las viviendas debían cumplir ciertos estándares de calidad y los participantes podían mudarse o cambiar la forma de tenencia (alquiler o propiedad) sin perder sus derechos a la subvención. Alrededor de 20.000 hogares recibieron el subsidio a la vivienda.

En cuanto a los resultados, en primer lugar, la participación de los hogares elegibles fue baja y lentamente creciente en el tiempo, alcanzando el 40%. Las principales razones para la no participación fueron las pequeñas prestaciones de aquellos que sólo fueron marginalmente o brevemente elegibles, así como la renuencia de aquellos cuyos alojamientos eran inaceptables a tener que elegir entre repararlos o

¹⁴ Friedman y Weinberg (1982) también utilizaron una segunda especificación, la función de utilidad de Stone-Geary, $U = \gamma \log(X - \bar{X}) + (1 - \gamma) \log(HS - \bar{HS})$, con $0 < \gamma < 1$, donde \bar{X} y \bar{HS} son cantidades (positivas) "comprometidas" de los otros bienes y de la vivienda. Con estas preferencias no resulta difícil mostrar que el alquiler es una función lineal del precio de la vivienda y de la renta, pero las elasticidades no son ahora constantes. Los resultados, evaluados en la renta y el precio (i.e., valor de $(1 - a)$) medios de cada localización, fueron -0.16 y -0.21 para las elasticidades-precio en Pittsburgh y Phoenix. Las elasticidades-renta fueron 0.29 y 0.37 en cada una de esas localizaciones, valores todos ellos cercanos a los referidos en el texto principal.

mudarse a una vivienda mejor. Los hogares más necesitados fueron los más proclives a participar, si bien hubiera participado un mayor número de ellas en ausencia de estándares mínimos. En segundo lugar, los estándares provocaron una considerable mejora en las condiciones de vivienda. Los beneficiarios pudieron cumplir los estándares del programa sin un gran aumento del gasto porque los defectos detectados en sus viviendas eran menores, sin defectos estructurales importantes. En tercer lugar, y como aspecto a destacar, los subsidios, a pesar de ser de inscripción abierta, no tuvieron efectos perceptibles sobre los alquileres y los valores inmobiliarios, ni en el mercado “tenso” (Green Bay) ni en el más “relajado” (South Bend). Una razón es que los aumentos en el consumo de vivienda fueron moderados. Y otra que se demostró que era relativamente fácil y económico mejorar las viviendas que no alcanzaban los estándares.

Las conclusiones obtenidas por el Experimento de Oferta permiten discutir las principales objeciones a los programas de subvenciones a la vivienda para los hogares de renta baja orientadas a la demanda. Estas son, en primer lugar, que el incremento originado en la demanda resultaría en unos alquileres significativamente más altos sin entrañar una vivienda mucho mejor, Y, en segundo lugar, que serían demasiado costosos para las arcas públicas. En lo referido a la primera objeción, los resultados del Experimento mostraron que los alquileres en las dos localizaciones experimentales aumentaron aproximadamente en la misma cantidad que en todo el país, y en línea con los costes de los propietarios. Así, la evidencia experimental ha llevado a los analistas a afirmar que la instauración de un programa dirigido a la demanda no tendría efectos significativos sobre los alquileres incluso a corto plazo [Schreiber y Clemmer (1982), Lowry (1982), Friedman y Weinberg (1982), Olsen (1982,1983,2003), Olsen y Zabel (2015)]. Las razones de este pequeño efecto sobre los alquileres podrían encontrarse en que los hogares que cumplen los requisitos de acceso representan una pequeña fracción de la demanda de vivienda, lo que se traduciría en un pequeño efecto sobre la demanda agregada, efecto que además ocurriría gradualmente en el tiempo porque no todos los hogares responden de forma instantánea a la oferta de un subsidio. Adicionalmente, el programa indujo un aumento sustancial en la oferta de unidades de vivienda que cumplían los estándares mínimos establecidos. De forma importante, este aumento resultó de una mejora del stock de existente (en vez de la producción de nueva vivienda de alquiler) en respuesta al requisito de que las viviendas debían cumplir los estándares del programa para que los inquilinos recibieran el subsidio. Por tanto, parece sensato decir que los efectos sobre los alquileres de un programa de subvenciones a la vivienda dirigido a la demanda deben determinarse en base a la evidencia empírica en cada caso.

En cuanto a la segunda objeción, es decir, las consecuencias presupuestarias, el coste por beneficiario de las subvenciones orientadas a la demanda es sustancialmente menor que el de las basadas en la nueva construcción de viviendas públicas. Adicionalmente, debe tenerse en cuenta el importante aspecto de flexibilidad que comporta un programa de vivienda orientado a la demanda, en el sentido de la facilidad con que pueden modificarse sus resultados. Mediante el ajuste de la cuantía del subsidio, de los estándares, o de ambos, este tipo de programas podría diseñarse de manera que tuviera cualquier coste deseado [Olsen (1982,1983,2003), Cutts y Olsen (2002)]. Si el coste total del programa resultara excesivamente grande respecto a lo esperado, podría reducirse el tamaño de la subvención de forma proporcional para todos los hogares implicados. Si la mejora de las condiciones de vivienda no fuera satisfactoria, podrían utilizarse unos estándares más exigentes y ofrecerse unas subvenciones mayores para evitar marginaciones.

6. SUBSIDIOS ORIENTADOS A LA DEMANDA: “CERTIFICADOS DE ALQUILER” Y “VALES DE ALQUILER”

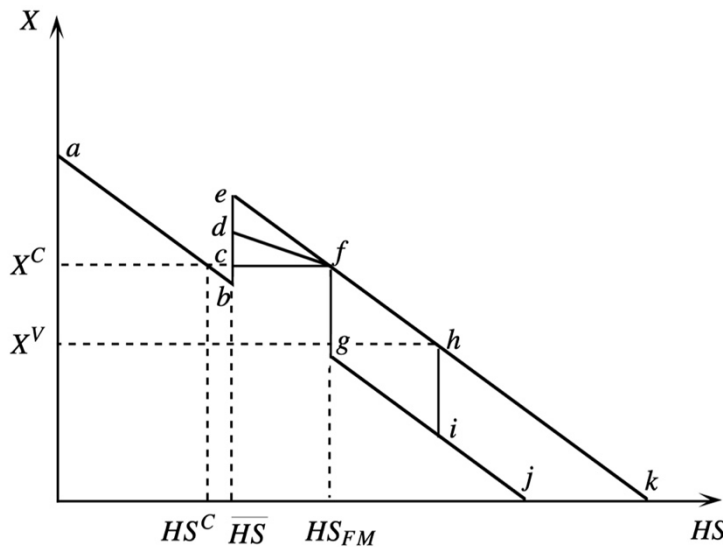
Incluso antes de acabar el EHAP, los Estados Unidos introdujeron algunas reformas en el sistema de transferencias a la vivienda a los hogares de renta baja, reforzando el papel de los subsidios orientados a la demanda. Estos fueron, en particular, los “certificados de alquiler” y los “vales de alquiler”, con un diseño diferente de los programas experimentales reseñados en la Sección anterior. Si bien en ambos los beneficiarios pueden elegir libremente entre las posibilidades ofrecidas en el mercado, los subsidios no son recibidos directamente por ellos como en el caso del EHAP, sino por los propietarios de las viviendas alquiladas.

La Figura 12 muestra una variedad de programas de subsidio [Cutts y Olsen (2002), Olsen (2003), Eriksen y Ross (2015), Geyer (2017)]. En todos los casos las unidades de vivienda elegidas deben satisfacer

unos estándares físicos mínimos con respecto al espacio, las condiciones, el equipamiento y el vecindario, denotados como un valor \overline{HS} . Bajo el programa de “certificados”, los participantes podían elegir unidades cuyo alquiler fuera menor o igual que un alquiler “razonable” o “normal” (*fair market rent*), R_{FM} . Este alquiler, a su vez, determina un límite máximo, $HS_{FM} = R_{FM}/p_{HS}$, al consumo de servicios de vivienda. El pago de alquiler por parte del hogar beneficiario que ocupaba una vivienda cuyo alquiler era R_{FM} se estipulaba como un porcentaje (el 30%) de la “renta ajustada” ($M - A$), siendo M la renta y A la suma de deducciones para hogares con miembros ancianos y discapacitados y algunos gastos médicos y de cuidados de menores. En este caso, por tanto, el subsidio verificaba $S = R_{FM} - (0.3)(M - A)$. El consumo de vivienda en consecuencia era $HS_{FM} = R_{FM}/p_{HS}$ y el consumo de otros bienes $X^C = [M - (0.3)(M - A)]/p_X$. Si el alquiler de la vivienda era inferior a R_{FM} , el pago era un porcentaje $(0.3)(M - A)/R_{FM}$.

En la Figura 12, la restricción presupuestaria resultante es $abdfgj$. La característica del programa por la cual el alquiler se reducía en el caso de que su importe fuera inferior a R_{FM} (dando lugar así al segmento df) tenía el propósito de dar incentivos a los participantes para reducir los costes. Sin embargo, parece que pocos participantes entendieron la reducción y tuvo una duración limitada (1974-1980). La restricción presupuestaria resultante es $abcfgj$ en la Figura 5.12, con un tramo plano entre c y f en que el subsidio es $S = R - (0.3)(M - A)$, con $R \leq R_{FM}$. La duración de este programa fue 1980-1999.

FIGURA 12.
Restricciones presupuestarias con diversos programas de “certificados” (C) y “vales” (V) de alquiler



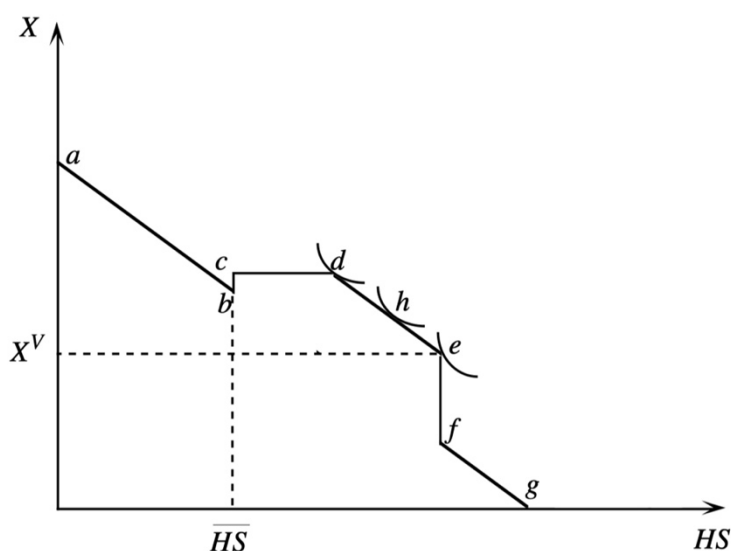
$$HS_{FM} = R_{FM}/p_{HS} \qquad X^C = [M - (0.3)(M - A)]/p_X$$

$$HS^C = (0.3)(M - A)/p_{HS} \qquad X^V = [M - (0.4)(M - A)]/p_X$$

Un programa inicial de “vales” que tuvo su inicio en 1983 (finalizando en 1998), y operó de forma simultánea con los certificados, tenía una estructura ligeramente diferente. Con la condición de que la unidad de vivienda elegida cumpliera los estándares fijados, el pago al hogar beneficiario era una cantidad fija $S = C - b(M - A)$, donde C era el Estándar de Pago y b (igual al 30%) el porcentaje de la renta ajustada que el hogar debía dedicar al pago del alquiler. Obsérvese que esta expresión es en esencia la misma que (3) con los programas de desajuste de vivienda del Experimento de Demanda (y de ahí la razón de usar la misma notación). El Estándar de Pago, variable según el tamaño y composición de los hogares, no podía exceder el valor considerado como normal o razonable, R_{FM} . La representación de la Figura 12 supone que $C = R_{FM}$, con lo que la restricción presupuestaria asociada es $abek$, y es indistinguible de su contrapartida $adeg$ en las Figura 7 y 8 con un plan de desajuste de vivienda con estándares físicos mínimos.

Las posibles consecuencias de los vales de alquiler se muestran en la Figura 14. La interacción entre las restricciones presupuestarias $abcdefg$ con el programa y $abfg$ (incluyendo el segmento bf sin él dan lugar a una gran variedad de posibilidades. Centrando la discusión en el segmento de , tres casos resultan posibles, según cuál sea la forma de las curvas de indiferencia individuales (que se representan de pequeño tamaño en aras de la claridad del diagrama). Dos de ellos, en los puntos d y e , entrañan soluciones de esquina. Comparando con una transferencia en efectivo de cuantía ef , el hogar que elige d con la transferencia en especie está peor porque desearía consumir menos vivienda y más de otros bienes. Lo contrario resulta de aplicación al hogar que elige e , que desearía más vivienda y menos de otros bienes. Sólo para el hogar que se coloca en el punto b los efectos de ambos tipos de transferencia, en especie vía vales y en efectivo, son equivalentes.¹⁵

FIGURA 14.
Programa de “vale de alquiler”



7. EVIDENCIA EMPÍRICA SOBRE LOS EFECTOS DE LOS SUBSIDIOS A LA VIVIENDA PARA LOS HOGARES DE RENTA BAJA

En esta Sección se pasa revista a la evidencia empírica referida a los subsidios a la vivienda dirigidos a los hogares de renta baja, y, en consecuencia, debe considerarse en conjunción con los resultados sobre la vivienda pública y el EHAP reseñados en las Secciones 4 y 5. El punto de partida es la exhaustiva discusión para Estados Unidos recogida en Olsen (2003), (la primera parte de) Olsen y Zabel (2015) y Ellen (2020).¹⁶ En particular, se discuten los efectos referidos a las decisiones de vivienda y los patrones de consumo, la relación coste-efectividad de los diversos esquemas de transferencia, sus efectos eficiencia frente a las transferencias en efectivo, la relación entre el tamaño de los subsidios y el valor de los beneficios para los receptores, la distribución de estos beneficios y, finalmente, los posibles efectos inducidos por los subsidios sobre niveles de los alquileres.

Como ya se avanzó en la discusión de los resultados del EHAP en la Sección 5, la indicación más importante desde el punto de vista del diseño de la política que se deriva de la literatura empírica es que

¹⁵ Respecto al programa de vales que da lugar a la restricción presupuestaria $abek$ en la Figura 12, resulta claro por mera inspección que para los hogares que se sitúan sobre el segmento ek esa transferencia en especie resulta indistinguible de una transferencia en efectivo. Suponiendo normalidad, el consumo tanto de vivienda como de otros bienes aumentará.

¹⁶ La evidencia sobre estos programas es mucho mayor en Estados Unidos que en otros países. En las propias palabras de Olsen y Zabel (2015), el hecho de que Estados Unidos use una variedad de programas de asistencia a la vivienda hace que esa evidencia pueda ser útil para el diseño de la política de vivienda en otros países.

las transferencias orientadas a la demanda, en forma de alguna variedad de vales o certificados de vivienda, proporcionan una vivienda igualmente buena a los hogares beneficiarios de la asistencia *a un coste mucho menor* que las basadas en la oferta. Y esto con independencia de si estas últimas se tratan de proyectos de vivienda pública o de proyectos constructivos (o de rehabilitación sustancial) privados respaldados por la ayuda de subsidios proporcionados por el sector público.

Una de las preguntas más importantes a la hora de evaluar los resultados de las transferencias en consideración es la referida a sus efectos sobre las decisiones de consumo de los hogares, tanto de vivienda como de otros bienes. La discusión de las Secciones 4 a 6 mostró claramente que estos subsidios, en principio y con independencia de su diseño concreto, pueden generar efectos en buena medida indeterminados sobre los patrones de consumo (y, en ocasiones, efectos que hasta se podrían caracterizar como “tiros por la culata”). De esta manera, si el propósito es modificar los patrones de consumo de los beneficiarios (ya sea porque la vivienda se considera un bien de mérito, por razones igualitarismo específico o por altruismo de los contribuyentes), una medida de su éxito radicaría en verificar que, efectivamente, los hogares receptores consumen más y mejor vivienda (y, por ende, menos de los otros bienes) que con pagos de una cuantía similar en forma de efectivo.

Precisamente por eso es importante destacar los resultados referidos al consumo de vivienda en presencia de los programas de asistencia en relación con, en primer lugar, su ausencia, y, en segundo lugar, a la situación que prevalecería con unas transferencias en efectivo del mismo importe. La evidencia empírica apunta a que todos los programas resultan en un consumo de vivienda por parte de los hogares participantes sustancialmente *mayor* que *en ausencia* de tales subsidios. Y que también incrementan su consumo de los *otros* bienes. Adicionalmente, los hogares que habitan viviendas públicas consumen *más* servicios de vivienda que si hubieran recibido transferencias *en efectivo* por la misma cantidad. Y puesto que esta afirmación se extiende también a los subsidios basados en la demanda, puede decirse que *el conjunto* del sistema de subsidios a la vivienda para los hogares de renta baja en Estados Unidos ha incrementado el consumo agregado de ésta por encima de lo que conseguirían unas transferencias en efectivo de igual cuantía.¹⁷

Con respecto a la relación coste-efectividad de los diversos diseños considerados, en la Sección 4 ya se comentaron algunas fuentes de ineficiencia productiva de los programas basados en la oferta. La evidencia da soporte de forma unánime a la afirmación de que los programas que promueven la construcción de unidades nuevas, como la vivienda pública, son ineficientes. Así, el coste de una vivienda de nueva producción es mayor que el de viviendas similares construidas por el sector privado. De ello se sigue que la aproximación menos cara a la asistencia a la vivienda de los hogares de renta baja comporta una mayor dependencia en el stock de viviendas existente ofrecido en el mercado. Con unos programas orientados a la demanda en forma de vales, los beneficiarios obtendrían una vivienda igualmente buena a un coste inferior para los contribuyentes.

La discusión realizada más arriba ha puesto de manifiesto que los efectos de las transferencias en especie asociadas a la vivienda a los hogares de renta baja pueden resultar bien diferentes de los de unas transferencias en efectivo. Si bien el efecto neto de los cambios en los patrones de consumo, tanto de vivienda como de otros bienes, se manifiesta en unos importantes beneficios para los receptores, resulta importante conocer la magnitud del beneficio obtenido en relación con el subsidio recibido (y, claro está, pagado por los contribuyentes). Para empezar, los subsidios a la vivienda modifican las restricciones presupuestarias de los hogares de forma bien diferente a lo que harían unas transferencias de suma fija no distorsionantes. Como consecuencia, el valor medio del beneficio para los receptores, tanto con los programas basados en la oferta como con los orientados a la demanda, es de esperar que sea menor que el valor medio del subsidio (medido este último la diferencia entre el alquiler de mercado y la contribución del inquilino si es vivienda pública o simplemente la cuantía del subsidio si es un vale). Las cifras concretas para las proporciones del beneficio medio de los receptores respecto al subsidio medio apuntan a algo menos del 75% para la vivienda pública y algo más del 80% para los vales.

¹⁷ Como aspecto también a destacar, la desagregación por los diversos programas muestra que los receptores de vales han encontrado alojamiento en barrios ligeramente mejores, los ocupantes de viviendas en proyectos privados subsidiados en vecindarios ligeramente peores, y quienes habitan viviendas públicas en entornos sensiblemente peores.

Una cuestión conexas es cómo se distribuyen los beneficios entre los receptores. Y, en particular, cuál es la distribución de los beneficios de las transferencias en función de las características de los hogares beneficiarios y la variación de estos beneficios entre hogares con las mismas características. La evidencia sugiere que, entre los hogares que son iguales en otros aspectos, el beneficio medio de los programas de subsidio es mayor para los hogares más pobres y de mayor tamaño. Sin embargo, la variación en los beneficios obtenidos entre hogares similares parece ser grande bajo la mayoría de programas.¹⁸

Por último, pero no por ello menos importante, un aspecto de crucial importancia de cara a evaluar los subsidios a la vivienda orientados a la demanda para los hogares de renta baja es el asociado a los efectos que estas políticas puedan inducir sobre los niveles de los alquileres. A este respecto es importante recordar el resultado del Experimento de Oferta del EHAP, en el sentido de que los mercados de vivienda locales pudieron asimilar los subsidios orientados a la demanda sin efectos significativos sobre los alquileres incluso a corto plazo. Dos serían las razones subyacentes. En primer lugar, los hogares beneficiarios tan sólo representan una pequeña fracción de la demanda de vivienda, lo que se traduciría en un pequeño efecto sobre la demanda agregada. Y, en segundo lugar, se trataría de un efecto gradual en el tiempo, toda vez que no todos los hogares modificarán de forma inmediata sus decisiones de vivienda, dedicando así los subsidios al consumo de otros bienes.

En contraste con lo anterior, Susin (2002) encuentra que los hogares de renta baja en las áreas metropolitanas con más vales de vivienda experimentaron aumentos más rápidos de los alquileres que aquéllas en que los vales eran menos abundantes. En particular, en su estimación más robusta el programa de vales habría incrementado el alquiler pagado por los hogares pobres no receptores de los subsidios alrededor de un 16%, un resultado consistente con una baja elasticidad de la oferta en el mercado de vivienda en alquiler para los hogares de renta baja. Los vales habrían causado un aumento de los alquileres pagados por los hogares de renta baja no receptores superior al subsidio recibido por los beneficiarios, resultando así en una pérdida neta para los hogares pobres tomados en su conjunto. La diferencia entre esas dos cifras sería, pues, una transferencia neta de los hogares pobres a los propietarios.

El análisis de Susin (2002), sin embargo, no ha estado exento de crítica. En efecto, Olsen (2003) [y también Olsen y Zabel (2015)] ha sugerido que sus resultados son inconsistentes con la teoría económica estándar. En ausencia de vales, sus receptores ocuparían la vivienda menos deseable. La disponibilidad de estos vales permite a estos hogares ocupar unidades en alquiler de calidad media. Así, los vales adicionales reducirán la demanda de vivienda de baja calidad e incrementarán la demanda de vivienda en alquiler de calidad media. Si los vales han de afectar al precio de la vivienda en alquiler, su introducción debería, en el corto plazo, reducir el precio de la vivienda de baja calidad e incrementar el precio de las unidades de calidad media. Las estimaciones de Susin (2002) podrían estar sesgadas debido a determinantes no observados del alquiler correlacionados con la oferta existente de vales.

Por su parte, y más recientemente, Eriksen y Ross (2015) estiman los efectos a corto plazo, en concreto de uno a dos años, derivados de un importante incremento en la oferta de vales de vivienda que tuvo lugar entre 2000 y 2002. Este incremento, del 18,2%, representó uno de los mayores aumentos en un lapso de tres años desde que los vales se asignaron inicialmente a nivel nacional en la década de los 70, y resultó en una variación significativa entre ciudades en la oferta de vales. Eriksen y Ross (2015) no encuentran que ello diera lugar a incrementos en el precio global de la vivienda en alquiler. Lo que sí que encuentran es diferencias significativas en los efectos estimados de los vales adicionales basados en el alquiler de una unidad individual en relación con el alquiler máximo permisible antes de la expansión de los vales. Estas diferencias estimadas son consistentes con el hecho de que los receptores de los vales alquilan unidades de vivienda de más calidad y más caras después de recibir el subsidio, pero reducen su demanda de unidades de menor calidad que habrían ocupado sin el subsidio. Los incrementos de precio estuvieron asociados a unidades de vivienda cercanas al máximo alquiler permisible en las ciudades con una oferta de

¹⁸ En esta misma línea, es decir, en relación con la distribución de los beneficios, una cuestión que no debe pasarse por alto es la que hace referencia a la participación en los diversos programas. Para el conjunto del sistema de subsidios a la vivienda, la tasa de participación se sitúa bien por debajo del 50% de los hogares elegibles para cada combinación de renta y tamaño familiar. Y para todos los tamaños, los hogares más pobres tienen tasas de participación muy bajas.

vivienda inelástica, pero fueron virtualmente inexistentes en las ciudades con una oferta elástica tras uno o dos años de que se asignaran los vales.

La evidencia disponible para Europa es mucho más escasa, y se centra particularmente en Francia y, a buena distancia, el Reino Unido.¹⁹ Comenzando por los efectos de la vivienda social pública en Francia, con datos de 1996, Le Blanc y Laferrère (2001) obtienen para los inquilinos de las viviendas públicas un mayor consumo tanto de servicios de vivienda como de los otros bienes (un 10 y un 11% respectivamente) respecto a los niveles si estuvieran en el sector privado. La pérdida en eficiencia se cifra en un 8% del volumen de las transferencias. En su conjunto, la vivienda social pública con alquileres por debajo de mercado beneficia más en términos relativos a los inquilinos de renta más baja. Sin embargo, su focalización es muy pobre, en tanto en cuanto un 45% de la mejora en bienestar es cosechada por hogares cuya renta (ajustada por la composición familiar) está por encima de la mediana.

Resulta especialmente remarcable la diferencia entre los resultados reseñados más arriba respecto a los efectos inducidos por los subsidios a la vivienda sobre los alquileres en Estados Unidos cuando éstos se comparan con sus contrapartidas en Europa. Laferrère y Le Blanc (2004) utilizan un experimento natural, en particular la reforma de los subsidios a la vivienda que tuvo lugar en Francia entre 1992 y 1994. Estos subsidios están diseñados como un porcentaje del alquiler, hasta un alquiler máximo, de manera que comportan una reducción del precio de los servicios de vivienda en relación con los otros bienes. La reforma consistió en la extensión de los subsidios a los hogares de renta baja (incluyendo a los estudiantes, excluidos hasta entonces) que no eran beneficiarios con anterioridad, todo ello sin modificar la forma de computarlos, de manera que los inquilinos que ya obtenían los subsidios recibieron las mismas cuantías antes y después de la reforma. Sus resultados indican que, a corto plazo, el resultado de la reforma fue un aumento en los alquileres de las viviendas ocupadas por los inquilinos subsidiados en relación a los no subsidiados, lo que resulta consistente con la hipótesis de que los propietarios privados capturan parte del subsidio.

La aproximación de Fack (2006) también usa la reforma de los subsidios a la vivienda de comienzos de los 90 en Francia, que extendió la cobertura a grupos que no podían acceder a aquéllos con anterioridad, como un experimento quasi natural. En particular, sus resultados apuntan a que un euro gastado en subsidios a la vivienda incrementó el alquiler de los hogares receptores del subsidio en entre 50 y 80 céntimos (siendo 78 céntimos en la especificación preferida por la autora). Como consecuencia, los beneficiarios no aumentaron su consumo de vivienda en gran medida, y el único efecto posible sería un pequeño incremento en la calidad de la vivienda. La reforma indujo una demanda adicional, y no sólo de hogares de renta baja, sino también de estudiantes que utilizaron el subsidio para independizarse. El gran impacto inducido sobre los alquileres es debido a una elasticidad de la oferta de vivienda muy baja.

Por su parte, Gibbons y Manning (2006) analizan el caso no de expansión, sino de recorte, de los subsidios a la vivienda, en concreto las reformas de la prestación por alquiler (*housing benefit*) que tuvieron lugar en el Reino Unido en 1996 y 1997. Esta prestación es un subsidio al alquiler, y la reforma consistió en la reducción del subsidio máximo, pero sólo para las nuevas concesiones, sin afectar por tanto a los beneficiarios que ya disfrutaban de los subsidios. En cuanto a los resultados del cambio de política, los alquileres bajaron en entre un 6 y un 11%, y entre un 60 y un 66% de la incidencia de la reducción del subsidio se trasladó hacia atrás, recayendo sobre los propietarios.

8. COMENTARIOS FINALES

Este trabajo ha pasado revista a una variedad de cuestiones asociadas al diseño de los subsidios a la vivienda expresamente dirigidos a los hogares de renta baja. El punto de partida ha sido la relación entre la vivienda y la distribución de la renta y el bienestar que se sigue de diversas aproximaciones normativas. Posteriormente se ha esbozado un sencillo modelo con el que discutir, desde una perspectiva positiva, la elección entre un bien inobservable (pero, como abstracción, extremadamente útil) denominado “servicios de vivienda”, y el resto de los bienes adquiridos por un hogar (también considerados como un bien

¹⁹ Le Blanc y Laferrère (2006) proporcionan una comparación de las políticas públicas dirigidas a la vivienda en Francia y en Estados Unidos a nivel de vivienda pública, de subvenciones al alquiler y de subsidios a la vivienda en propiedad.

compuesto). Este ha sido el marco de referencia con el que analizar los efectos de los diversos esquemas de subsidio discutidos.

El primero de ellos han sido los subsidios basados en la oferta, en forma de vivienda pública o de vivienda construida o rehabilitada por el sector privado con ayudas públicas. En este caso, en rigor, el subsidio (en forma de alquiler por debajo del nivel de mercado) lo es a una unidad de vivienda concreta, y no al beneficiario de la misma. Si es el sector público es el que construye y administra estas unidades de vivienda, una cuestión que surge de manera natural es si las decisiones productivas se realizarán o no de forma eficiente, es decir, en términos de minimización del coste de producción. Una vez llegado su turno en la (generalmente larga) lista de espera, la oportunidad que se presenta a un hogar elegible se ciñe a una unidad concreta, con características estructurales dadas, por las que deberá pagar un alquiler menor que el de mercado. La pregunta es entonces si el hogar aceptará o no el ofrecimiento. En el caso de una respuesta afirmativa (algo que no debe darse por descontado), la cuestión es si consumirá más vivienda o por el contrario puede acabar consumiendo menos. Y entonces, ahora sí, se pueden indagar los efectos de los subsidios, tanto en términos de eficiencia en el consumo como de equidad, en sus vertientes horizontal y vertical.

Una alternativa obvia a la aproximación anterior es aquella en que los subsidios están orientados a la demanda, en forma de subvenciones a la vivienda de los hogares de renta baja. Estos devienen ahora titulares un vale, cupón o certificado con el que pueden acudir al mercado privado y, dentro de sus posibilidades, alquilar una vivienda de su elección. El importe de estos títulos puede ser recibido por los propios inquilinos o, alternativamente, por los propietarios de las viviendas que habitan. Los resultados del Experimental Housing Allowance Program, llevado a cabo en los Estados Unidos, sugieren que estos subsidios pueden comportar mejoras tanto en eficiencia como en equidad respecto a su contrapartida basada en la oferta. Y existe un cuerpo importante de evidencia empírica que, si bien no resulta concluyente en todos sus aspectos, arroja luz sobre cuestiones tan importantes como los efectos sobre los patrones de consumo, la relación coste-efectividad de los diversos esquemas, los efectos diferenciales respecto a unas transferencias en efectivo, la relación entre el tamaño de los subsidios y el valor de los beneficios para los receptores, la distribución de estos beneficios y, por último, aunque desde luego no por ello menos importante, los posibles efectos inducidos por los subsidios sobre los niveles de los alquileres.

Los efectos sobre los alquileres de las políticas de subsidio a la demanda son, sin duda alguna, de importancia capital. La crítica inmediata que puede avanzarse a aquéllas es que su efecto final puede ser un aumento considerable de los alquileres con un reducido efecto sobre la cantidad de vivienda. Las marcadas diferencias en los resultados discutidos sobre estos efectos en la revisión de la literatura empírica realizada más arriba tienen implicaciones de cara al diseño de la política. Y, desde luego, no sólo a nivel abstracto y general, sino cuando se mira a nuestro entorno más cercano, es decir, aquí y ahora.

Ahora es el momento de que, como autor, use la primera persona para confesar que los dos evaluadores que revisaron la primera versión de este trabajo coincidieron en que debería (permítaseme la expresión coloquial) “mojarme” y ser explícito en mis recomendaciones sobre la política de vivienda en la actual coyuntura en nuestro país. Creo, sin embargo, que el posicionamiento y las opiniones de quien lo escribe no son procedentes en un artículo panorámico como este (repito, para este tipo de trabajo). En modo alguno esto comporta un desaire a los evaluadores, que han escrito en sus informes lo que les ha dictado su recta conciencia. Antes al contrario, el hecho de que los evaluadores dediquen su tiempo y su esfuerzo a revisar los trabajos sometidos a una revista no puede sino agradecerse, y la breve nota de reconocimiento al pie de página de los trabajos no puede hacerles justicia.

Así las cosas, he intentado encontrar un compromiso entre la legítima petición de los evaluadores y mi propia opinión de que ese proceder (permítaseme la expresión) “aquí no toca”. Para ello, en lo que sigue pondré negro sobre blanco algunas reflexiones que someto a la consideración del lector, con el ruego explícito de que perdone mi osadía. Para ello resulta tentador usar un marco sencillo de libro de texto. Desde luego, se objetará que, por mil razones, el mercado de vivienda dista de parecerse a las estilizadas representaciones de los manuales. Empero, a pesar de sus especiales características, que complican extraordinariamente su análisis, la vivienda es un bien que responde a las “fuerzas del mercado”. Y, además, invocando una de las frases favoritas de Samuelson, es bien sabido que el hecho de que una cosa no esté en el polo norte no la coloca automáticamente en el polo sur.

Con unas relaciones de demanda y oferta de vivienda dotadas de las formas habituales, unos aumentos sustanciales de los alquileres tras de la introducción o liberalización de los subsidios serían la consecuencia de un *movimiento a lo largo* de una curva de oferta sumamente inelástica a corto plazo inducido por una mayor demanda. Por el contrario, unos efectos de carácter menor reflejarían la combinación de una demanda incrementada junto con un *desplazamiento de la* propia curva de oferta. Desplazamiento que se manifestaría en un mayor número de unidades de vivienda ofrecidas en el mercado para cada nivel del alquiler. Esta última emerge como la explicación de los resultados del Experimento de Oferta del Experimental Housing Allowance Program en Estados Unidos, que, a pesar de los modestos subsidios, indujo un aumento sustancial (de un 9% en los primeros cinco años) en la oferta de viviendas que cumplieran los requisitos mínimos exigidos por el programa (y ello debido a las mejoras en el stock de vivienda existente, no a la producción de nueva vivienda de alquiler).

Resultados similares serían de esperar en una situación de partida en que los propietarios de viviendas en alquiler encuentran serias dificultades para (o les resulta extremadamente costoso) asegurarse contra los riesgos asociados a un “mal inquilino”. Estos costes pueden ser tanto directos (rentas de alquiler no percibidas) como indirectos (resultantes de las dificultades para recuperar el pleno dominio de la propia vivienda, la defensa jurídica o los derivados de un lamentable estado de recepción de la misma). En un mercado de libro de texto surgirían productos con los que asegurarse contra esos riesgos y ese sería el final de la historia. No así en el mundo de la realidad, caracterizado por mercados incompletos. En éste, es de esperar que los anteriores costes no asegurables (o con unas primas de seguro consideradas desorbitadas por sus potenciales adquirentes) se manifiesten bien en que los propietarios potenciales simplemente no pongan (o retiren) sus viviendas del mercado de la vivienda de alquiler, o en la aparición de primas al riesgo a añadir a las tasas de rendimiento obtenibles. Unas primas al riesgo que, a su vez, redundarán en alquileres incrementados y tendrían de nuevo el efecto de reducir la disponibilidad de viviendas.

En esta situación, los subsidios a la vivienda a los hogares de renta baja orientados a la demanda podrían tener diversos efectos, todos ellos conducentes al aumento de la vivienda en el mercado de alquiler. En primer lugar, que el sector público aparezca como un “tercer agente”, es decir, un socio silencioso puramente virtual, al lado del inquilino y el propietario, puede muy bien añadir la seguridad jurídica que tanto valora este último. Esto contribuiría a disipar, o al menos reducir, las primas al riesgo descritas más arriba. En segundo lugar, esa seguridad jurídica incrementada bien podría atemperar los indudables e indeseables sesgos y discriminaciones contra algunos colectivos, que hoy por hoy encuentran serias dificultades para encontrar alojamiento. En tercer lugar, con un subsidio recibido directamente por el propietario, la perspectiva de impago del alquiler se puede ver reducida considerablemente. Por un lado, un inquilino potencial con los requisitos para acceder a los subsidios se lo pensará (más de) dos veces antes de impagar y asumir los considerables costes de ser excluido del programa y de que su nombre se incorpore a un registro de titularidad y acceso públicos de los inquilinos no recomendables. En cuarto lugar, deben mencionarse las deseables consecuencias en términos de administración y cumplimiento fiscales, toda vez que un buen diseño de los subsidios a la vivienda constituiría una gran fuente de información tributaria. Y, en quinto lugar, pero no por ello menos importante, un volumen considerable de viviendas cuyos inquilinos son receptores de los subsidios y cuyos propietarios reciben puntualmente sus rentas de alquiler, bien podría permitir que el sector público fuera un asegurador fiable y barato frente a algunas contingencias derivadas de alquilar una vivienda. Con unas importantes economías de escala, las primas de seguro, bien por impago o por vandalización de la unidad de vivienda, podrían bajar de forma sustancial, contribuyendo a incrementar el atractivo para el propietario de colocar su vivienda en el mercado.

En su conjunto, no parece aventurado pensar que los efectos descritos en el párrafo anterior actuarían en la dirección de neutralizar, e incluso revertir, unas primas al riesgo cuyos efectos para el funcionamiento del mercado de la vivienda en alquiler pueden llegar a ser devastadores. Más aún, estos efectos, de carácter permanente si los subsidios lo son, actuarían no sólo a corto, sino también a medio y largo plazo. En su conjunto, vía el desplazamiento (a la derecha) de la curva de oferta de viviendas en alquiler y su propio “aplanamiento”, contribuirían a incrementar la cantidad de estas últimas.

Difícilmente puede exagerarse la importancia de la distinción entre los efectos a corto y a medio y largo plazo. Si, en el mejor de los casos, los subsidios orientados a la demanda no tienen efectos a corto plazo sobre los alquileres, pues sensacional. Pero incluso si los tienen, la respuesta no debería ser rasgarse

las vestiduras y abrazar otras aproximaciones, bien sean los subsidios basados en la oferta o la regulación de los alquileres. La razón es simple: si se trata de una política con vocación de permanencia, son los efectos no inmediatos los que deberían tomarse en consideración para el diseño y la evaluación de la política.

Claro que la otra cara de la moneda es que unos subsidios a la vivienda para los hogares de renta baja orientados a la demanda resultan caros en términos de recursos fiscales requeridos, y tanto más cuanto más generosos deseen hacerse. Al contrario de otras políticas, que tan sólo comportan cambios en las disposiciones legales que regulan el mercado de alquiler y no parecen tener costes (¿costes visibles!), estos subsidios entrañan desembolsos presupuestarios, que pueden llegar a ser cuantiosos. Pero, ya se sabe que, también en el diseño de la política pública, existen tres Bs, “Bueno, Bonito y Barato”, y solamente se pueden elegir dos...

Para terminar, analizar y dar respuestas tentativas, pero también generar preguntas, ha sido el objetivo de este trabajo. Como sujeto de reflexión intelectual, los efectos de los subsidios a la vivienda para los hogares de rentas bajas suscitan cuestiones fascinantes, proporcionando una panoplia de cuestiones para la discusión por parte de una variedad de científicos sociales. Pero mucho, muchísimo más importantes, son las consecuencias, de todo tipo, que se siguen cuando esos subsidios contribuyen de forma relevante a mejorar la situación socioeconómica de las personas que los reciben. Es decir, cuando incrementan el bienestar social, cualquier cosa que ello pueda ser.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo tuvo su origen en un contrato de investigación suscrito con la Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA), lo que se señala con agradecimiento. Ha gozado también del apoyo institucional del proyecto PID2021-124713OB-I00 del Ministerio de Ciencia e Innovación y de la Cátedra Barcelona de Estudios de Vivienda. Huelga decir que los análisis y opiniones recogidos en este trabajo pertenecen al autor y en modo alguno vinculan a las instituciones mencionadas. El autor está en deuda con Luis Ayala, Jorge Onrubia, Jaime Vallés, Anabel Zárata y los/as dos evaluadores/as anónimos/as por sus valiosos comentarios. Por supuesto, debe aplicarse la fórmula exculpatoria usual.

REFERENCIAS

- Aaron, H.J. y Von Furstenberg, G.M. (1971). The Inefficiency of Transfers in Kind: The Case of Housing Assistance. *Western Economic Journal*, 9, 184-191.
- Alston, R.M., Kearl, J.R. y Vaughan, M.B. (1992). Is There a Consensus Among Economists in the 1990's? *American Economic Review*, 82, 203-209.
- Atkinson, A.B. (1977). Housing Allowances, Income Maintenance and Income Taxation. En M.S. Feldstein, y R.P. Inman (Eds.), *The Economics of Public Services* (pp. 3-16). Macmillan.
- Atkinson, A.B. (1987). Income Maintenance and Social Insurance. En A.J. Auerbach, y M. Feldstein (Eds.), *Handbook of Public Economics*, Vol. 2 (pp. 779-908). North Holland.
- Atkinson, A.B. y J.E. Stiglitz (1976). The Design of Tax Structure: Direct versus Indirect Taxation. *Journal of Public Economics*, 6, 55-75.
- Atkinson, A.B. y J.E. Stiglitz (1980). *Lectures on Public Economics*. McGraw-Hill.
- Browning, E.K. y Browning, J.M. (1979). *Public Finance and the Price System*. Macmillan.
- Brueckner, J.K. (2011). *Lectures on Urban Economics*. M.I.T. Press.
- Coase, R. (1960). The Problem of Social Cost. *Journal of Law and Economics*, 3, 1-44.
- Cremer, H. y Gahvari, F. (1998). On Optimal Taxation of Housing. *Journal of Urban Economics*, 43, 315-335.

- Cutts, A.C. y Olsen, E.O. (2002). Are Section 8 Housing Subsidies Too High? *Journal of Housing Economics*, 11, 214–243.
- Diamond, P. y Mirrlees, J. (1971.a). Optimal Taxation and Public Production, I: Production Efficiency. *American Economic Review*, 61, 8-27.
- Diamond, P. y Mirrlees, J. (1971.b). Optimal Taxation and Public Production, II: Tax Rules. *American Economic Review*, 61, 261-278.
- Eekhoff, J. (1983). Comment. En H. Giersch (Ed.), *Reassessing the Role of Government in the Mixed Economy* (pp. 25-31), J.C.B. Mohr.
- Edwards, E. M. (2007). *Regional and Urban Economics and Economic Development. Theory and Methods*. Aurebach Publications.
- Ellen, I.G. (2020). What Do We Know About Housing Choice Vouchers? *Regional Science and Urban Economics*, 80.
- Eriksen, M.A. y Ross, A. (2015). Housing Vouchers and the Price of Rental Housing. *American Economic Journal: Economic Policy*, 7, 154-176.
- Fack, G. (2006). Are Housing Benefits an Effective Way to Redistribute Income? Evidence from a Natural Experiment in France. *Labour Economics*, 13, 747–771.
- Fallis, G. (1985). *Housing Economics*. Butterworths.
- Fallis, G. (1990). The Optimal Design of Housing Allowances. *Journal of Urban Economics*, 27, 381-397.
- Farrell, M. J. (1957). The Measurement of Productive Efficiency. *Journal of the Royal Statistical Society*, 120, 253-290.
- Frieden, B.J. (1980). Housing Allowances: An Experiment that Worked. *The Public Interest*, (59), Spring, 15-35.
- Friedman, J. y Weinberg, D.H. (1982). *The Economics of Housing Vouchers*. Academic Press.
- Geyer, J. (2017). Housing Demand and Neighborhood Choice with Housing Vouchers. *Journal of Urban Economics*, 99, 48-61.
- Gibbons, S. y Manning, A. (2006). The Incidence of UK Housing Benefit: Evidence from the 1990s Reforms. *Journal of Public Economics*, 90, 799–822.
- Green, R.K. y Malpezzi, S. (2003). *A Primer on U.S. Housing Markets and Housing Policy*. The Urban Institute.
- Hausman, J.A. y Wise, D.A. (1980). Discontinuous Budget Constraints and Estimation: The Demand for Housing. *Review of Economic Studies*, 47, 75-96.
- Hochman, H.M. y Rodgers, J.D. (1969). Pareto Optimal Redistribution. *American Economic Review*, 59, 542-557.
- Kraft, J. y Kraft, A. (1979). Benefits and Costs of Low Rent Public Housing. *Journal of Regional Science*, 12, 309-317.
- Kraft, J. y Olsen, E.O. (1977). The Distribution of Benefits from Public Housing. En F. T. Juster, (Ed.) *The Distribution of Economic Well-Being, N.B.E.R., Studies in Income and Wealth, Vol. 41* (pp. 51-65). Cambridge.
- Laferrère, A. y Le Blanc, D. (2004). How Do Housing Allowances Affect Rents? An Empirical Analysis of the French Case. *Journal of Housing Economics*, 13, 36–67.
- Le Blanc, D. y Laferrère, A. (2001). The Effect of Public Social Housing on Households' Consumption in France. *Journal of Housing Economics*, 10, 429–455.

- Le Blanc, D. y Laferrère, A. (2006). Housing Policy: Low-Income Households in France. En J. R. Arnott y D.P. McMillen (Eds.), *A Companion to Urban Economics* (pp. 159-178). Blackwell Publishing.
- Lowry, I.S. (1982). *Experimenting with Housing Allowances. The Final Comprehensive Report of the Housing Assistance Supply Experiment*. Rand Corporation.
- Mayo, S.K. (1986). Sources of Inefficiency in Subsidized Housing Programs: A Comparison of U.S. and German Experience. *Journal of Urban Economics*, 20, 229-249.
- McDonald, J.F. y McMillen, D.P. (2011). *Urban Economics and Real Estate* (2ª ed). Wiley.
- Murray, M.P. (1975). The Distribution of Tenant Benefits in Public Housing. *Econometrica*, 43, 771-788.
- Murray, M.P. (1980). Tenant Benefits in Alternative Federal Housing Programmes. *Urban Studies*, 17, 25-34.
- Musgrave, R.A. (1959). *The Theory of Public Finance*. McGraw-Hill.
- Musgrave, R.A. (1998). Merit Goods. En J. Eatwell, M. Milgate y P. Newman (Eds.), *The New Palgrave. A Dictionary of Economics, Vol. 2* (pp. 452-453). Macmillan.
- Muth, R.F. (1973). *Public Housing: An Economic Evaluation*. American Enterprise Institute.
- Nichols, A.L. y Zeckhauser, R.J. (1982). Targeting Transfers through Restrictions on Recipients. *American Economic Review*, 72, 372-377.
- Niskanen, W. A. (1971). *Bureaucracy and Representative Government*. Aldine.
- Olsen, E.O. (1982). Housing Programs and the Forgotten Taxpayer. *The Public Interest*, (66), Winter, 97-109.
- Olsen, E.O. (1983). The Role of Government in the Housing Sector. En H. Giersch (Ed.), *Reassessing the Role of Government in the Mixed Economy* (pp. 199-224). J.C.B. Mohr.
- Olsen, E.O. (1987). The Demand and Supply of Housing Service: A Critical Survey of the Empirical Literature. En E. S. Mills (Ed.), *Handbook of Regional and Urban Economics, Vol. 2* (pp. 989-1022), North Holland.
- Olsen, E.O. (2003). Housing Programs for Low-Income Households. En R. Moffit (Ed.), *Means-Tested Transfer Programs in the United States*. National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press.
- Olsen, E.O. (2008). Low-Income Housing Policy. En S. N. Durlauf y L. E. Blume (Eds.), *The New Palgrave Dictionary of Economics* (2ª ed.), Palgrave Macmillan.
- Olsen, E.O. y Barton, D.M. (1983). The Benefits and Costs of Public Housing in New York City. *Journal of Public Economics*, 20, 299-332.
- Olsen, E.O. y Zabel, J.E. (2015). US Housing Policy. En G. Duranton, J. Vernon Henderson y W. Strange (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics, Vol. 5B* (pp. 887-986). North Holland.
- Rosen, H.S. (1985.a). Housing Subsidies: Effects on Housing Decisions, Efficiency and Equity. En A. J. Auerbach, y M. Feldstein (Eds.), *Handbook of Public Economics, Vol. 1* (pp. 375-420), North Holland.
- Rosen, H.S. (1985.b). Housing Behavior and the Experimental Housing-Allowance Program: What Have We Learned. En J. A. Hausman y D.A. Wise (Eds.), *Social Experimentation* (pp. 55-75). National Bureau of Economic Research Conference Report. University of Chicago Press.
- Rothenberg, J. (1967). *Economic Evaluation of Urban Renewal: Conceptual Foundations of Benefit-Cost Analysis*. Brookings Institution.
- Rothenberg, J. (1972). The Nature of Redevelopment Benefits. En M. Edel, y J. Rothenberg (Eds.), *Readings in Urban Economics* (pp. 215-227). Macmillan.

- Schone, B.S. (1992). Do Means Tested Transfers Reduce Labor Supply? *Economics Letters*, 40, 353-357.
- Schreiber, A. F. y Clemmer, R. B. (1982). *Economics of Urban Problems. An Introduction* (3ª ed.). Houghton.
- Shibata, H. (1971). A Bargaining Model of the Pure Theory of Public Expenditure. *Journal of Political Economy*, 79, 1-29.
- Smith, L. B., Rosen, K. T. y Fallis, G. (1988). Recent Developments in Economic Models of Housing Markets. *Journal of Economic Literature*, 26, 29-64.
- Susin, S. (2002). Rent Vouchers and the Price of Low-Income Housing. *Journal of Public Economics*, 83, 109-52.
- Tobin, J. (1970). On Limiting the Domain of Inequality. *Journal of Law and Economics*, 13, 263-227.
- Urban Law Journal (1981). Public Housing: The Experimental Housing Allowance Program. *Urban Law Journal*, 21, 350-363.
- Venti, S. F. y Wise, D. A. (1984). Moving and Housing Expenditure: Transaction Costs and Disequilibrium. *Journal of Public Economics*, 23, 207-234.
- Weicher, J. C. (1979). Urban Housing Policy. En P. Mieszkowsky y M. Straszheim (Eds.), *Current Issues in Urban Economics* (pp. 469-508), The Johns Hopkins University Press.
- Whitehead, C.M.E. (1999). Urban Housing Markets: Theory and Policy. En P. Cheshire y E. S. Mills (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, Vol. 3 (pp. 1559-1594). North Holland.

ORCID

Miguel-Angel Lopez Garcia

<https://orcid.org/0000-0002-5012-1869>



Impacto regional del nuevo Impuesto sobre Grandes Fortunas: un análisis mediante microsimulación

*Rubén Amo Cifuentes**, *Rafael Granell Pérez***, *Amadeo Fuenmayor Fernández****

Recibido: 08 de abril de 2023

Aceptado: 14 de julio de 2023

RESUMEN:

El Impuesto Temporal de Solidaridad de las Grandes Fortunas entró en vigor en España a finales de 2022. Este impuesto gestionado a nivel estatal y complementario al Impuesto sobre el Patrimonio, tratará de armonizar el gravamen sobre la riqueza en todas las comunidades autónomas de régimen común. En el presente trabajo se analiza la tributación de la riqueza en España, así como las propuestas de reforma planteadas hasta el momento. Se estima, utilizando técnicas de microsimulación, el nuevo impuesto estatal para el año 2022, con el objetivo de obtener los principales efectos recaudatorios que tendrá su implantación. Su impacto será muy desigual entre comunidades autónomas debido a las diferencias existentes en las regulaciones autonómicas del Impuesto sobre el Patrimonio.

PALABRAS CLAVE: Impuestos; riqueza; comunidades autónomas; microsimulación.

CLASIFICACIÓN JEL: H24.

Regional impact of the new Tax on Great Fortunes: A microsimulation analysis

ABSTRACT:

The Temporary Solidarity Tax on Great Fortunes came into force in Spain at the end of 2022. This tax managed at state level and complementary to the Wealth Tax, will seek to harmonise the taxation of wealth in all the autonomous communities under the common regime. In this paper the taxation of wealth in Spain is analysed, as well as the reform proposals put forward to date. The new state tax is estimated using microsimulation techniques for the year 2022, with the aim of obtaining the main revenue effects that its implementation will have. Its impact will be unequal between autonomous communities due to the existing differences in the regional regulations of the Wealth Tax.

KEYWORDS: Taxation; wealth; autonomous communities; microsimulation.

JEL CLASSIFICATION: H24.

1. INTRODUCCIÓN

La imposición sobre la riqueza y sus efectos redistributivos ha sido un tema de indudable importancia en la literatura económica durante los últimos años. Autores como Piketty y Zucman (2015) señalan que la desigualdad de la riqueza, la ratio riqueza-ingreso y la riqueza heredada se han incrementado notablemente desde finales del siglo XX hasta la actualidad. Esta desigualdad se ha plasmado en una doble

* Departamento de Economía Aplicada. Universidad de Valencia. Grupo de Investigación EvalPub. España. ruben.amo@uv.es

** Departamento de Economía Aplicada. Universidad de Valencia. Grupo de Investigación EvalPub. España. rafael.granell@uv.es

*** Departamento de Economía Aplicada. Universidad de Valencia. Grupo de Investigación EvalPub. España.

amadeo.fuenmayor@uv.es

Autor para correspondencia: ruben.amo@uv.es

dimensión: entre individuos y entre territorios, ya se trate de países distintos o de regiones dentro de un mismo país. En este sentido, la tributación puede tener un impacto relevante en la distribución de la riqueza a largo plazo (Saez & Zucman, 2016; De Pablos, 2020; Chancel et al., 2022).

Otros autores han abordado las limitaciones de la imposición sobre la riqueza (Boadway et al., 2010; Durán & Esteller, 2014; Scheuer & Slemrod, 2021). Estas limitaciones se reflejan en términos de eficiencia, ya que estos impuestos pueden generar distorsiones en las decisiones que toman los agentes económicos en relación con su actividad empresarial y la inversión. Además, en un contexto de libre movimiento de capitales como el actual, gravar ciertos activos puede suponer grandes costes administrativos, dada la facilidad para movilizarlos o cambiar su titularidad.

En el caso de España, el grado de descentralización se ha incrementado paulatinamente desde la construcción del Estado de las autonomías tras la promulgación de la Constitución Española de 1978. Actualmente, las comunidades autónomas (CC.AA.) poseen competencias en la gestión de importantes partidas de gasto público, que se ha acompañado de la descentralización tributaria mediante la cesión total o parcial de ciertos impuestos. Así, España se sitúa como uno de los países de la Unión Europea con mayor grado de descentralización tributaria (Lago, 2019).

Uno de los impuestos totalmente cedidos a las CC.AA. es el Impuesto sobre el Patrimonio (IP en adelante). Se trata de un impuesto directo y personal dirigido a gravar el patrimonio neto de las personas con mayor capacidad económica. Entre los países que conforman la OCDE, además de en España, únicamente en Noruega y en Suiza hay establecidos impuestos que gravan ciertos elementos patrimoniales. En el contexto europeo, la tendencia de las últimas décadas ha sido la eliminación del impuesto sobre el patrimonio, tal como ha ocurrido en Austria (1994), Dinamarca (1995), Alemania (1997), Finlandia (2006), Suecia (2007) o Francia (2018). En muchos países europeos se ha optado por fórmulas alternativas al IP para gravar ciertas manifestaciones de la riqueza. Así, en Países Bajos el IP se integró dentro del impuesto sobre la renta en 2001, mientras que en Francia se optó por sustituir el IP por un impuesto centralizado sobre el patrimonio inmobiliario. En otros países de la Unión Europea como Italia, Portugal o Bélgica existen impuestos destinados a gravar determinados activos, tales como inmuebles o activos financieros.

El debate acerca de la equidad horizontal en la tributación del patrimonio se agudizó en España durante 2022 como consecuencia del anuncio de importantes bonificaciones en la cuota del IP por parte de algunos gobiernos autonómicos. Estos nuevos beneficios fiscales incrementarían las diferencias en el tratamiento fiscal del patrimonio entre regiones.

Como parte de un conjunto de medidas fiscales dirigidas a combatir la inflación y aumentar la recaudación, el ejecutivo español anunció en septiembre de 2022 la creación del Impuesto Temporal de Solidaridad de las Grandes Fortunas (ITSGF, en adelante), dirigido a gravar aquellos patrimonios netos superiores a tres millones de euros. Con el establecimiento de este nuevo impuesto complementario al IP se buscaría lograr una tributación efectiva de los grandes patrimonios de personas residentes en territorio español que, a su vez, permitiera incrementar los recursos de las arcas públicas.

El objetivo del presente trabajo es analizar la tributación sobre la riqueza para el caso español y realizar una evaluación *ex-ante* del Impuesto Temporal de Solidaridad de las Grandes Fortunas. Para ello, este trabajo se estructurará en cuatro epígrafes, además de la presente introducción.

En el segundo epígrafe se establecerá el marco teórico repasando la literatura referente a la descentralización de las competencias en materia de impuestos. En el tercer epígrafe se revisará la tributación sobre la riqueza en España, analizando las características del actual Impuesto sobre el Patrimonio, las diferentes normativas autonómicas y las principales propuestas de reforma del IP planteadas hasta el momento. Para concluir este tercer epígrafe, se presentará el origen del nuevo ITSGF, así como sus principales características. Posteriormente, en el cuarto apartado, se expondrá la metodología, así como la base de datos empleada en la realización del trabajo. En el quinto epígrafe se presentarán los resultados de las simulaciones realizadas, analizando tanto los efectos recaudatorios totales del nuevo impuesto como los efectos desagregados en función de la comunidad autónoma de residencia y otras características socioeconómicas de los contribuyentes. Por último, se presentarán las principales conclusiones del trabajo.

2. DESCENTRALIZACIÓN TRIBUTARIA. CAUSAS Y CONSECUENCIAS

El proceso de descentralización experimentado en España en las últimas décadas se basa en la teoría económica del federalismo fiscal, postulada por autores como Musgrave (1983) u Oates (1999). Esta teoría trata de definir la distribución “óptima” de las competencias que se asignan a los distintos niveles de gobierno. En materia tributaria, la descentralización de impuestos de forma parcial o total a los niveles subcentrales de gobierno tiene como objetivo seguir el principio de equivalencia entre las competencias de gasto y los ingresos que se asignan a los distintos niveles de gobierno de un Estado (Olson, 1969). Además, la cesión de impuestos a los niveles subcentrales impulsa la suficiencia y la autonomía financiera de los mismos, así como también permite un reparto más equitativo de la carga fiscal entre los contribuyentes (Biehl, 1989).

Sin embargo, tal como menciona Musgrave (1983), la asignación de competencias en la gestión y regulación de un impuesto a los niveles subcentrales de gobierno debe estar dirigida a impuestos que posean un potencial de recaudación suficiente, escasa sensibilidad al ciclo económico, potencial capacidad redistributiva, eficiencia en su gestión, existencia de pocas distorsiones económicas y reducidos costes tanto de administración como de cumplimiento por parte de los contribuyentes. Algunas de estas características no se cumplen en el Impuesto sobre el Patrimonio, pudiendo generar fenómenos negativos, como es la competencia fiscal entre regiones (Kopczuk, 2019).

En España, la amplia capacidad normativa que poseen las CC.AA. permite la competencia fiscal entre las mismas, pudiendo dar lugar a un tratamiento fiscal desigual en función de la residencia fiscal que tenga el contribuyente.

Ante una situación donde la carga fiscal que soporta un contribuyente es elevada, este puede adoptar comportamientos dentro de la legalidad como, por ejemplo, el cambio efectivo del domicilio fiscal, con el fin de disminuir el pago de impuestos. De esta forma, la elusión fiscal y otros comportamientos que generan una brecha fiscal (Durán et al., 2019), tienen asociadas una serie de consecuencias económicas, entre las que destaca la reducción de ingresos públicos de los que dispone el gobierno para financiar los servicios públicos (Fuest & Huber, 2001). Este hecho deteriora la capacidad redistributiva de la renta y de la riqueza por parte del sector público, llevando a su vez a un incremento de la desigualdad social y económica.

La competencia fiscal también puede generar un incremento del riesgo de fugas de capitales y de tejido empresarial, dado que los contribuyentes con mayores niveles de riqueza también poseen una mayor capacidad para trasladar su residencia o negocio a otra región (IvieLAB, 2020). Asimismo, en relación con la mayor movilidad de aquellos individuos más ricos surge el fenómeno de “votar con los pies” (Tiebout, 1956). Es decir, dada la descentralización fiscal existente en un país, los contribuyentes pueden expresar sus preferencias desplazando su residencia a aquel territorio donde obtengan una combinación de servicios públicos y una carga tributaria más favorable. Dichos desplazamientos también llevan aparejados importantes costes de gestión para la administración pública, dada la mayor dificultad de control de los cambios de residencia fiscal entre regiones de un mismo país.

3. LA TRIBUTACIÓN DE LA RIQUEZA EN ESPAÑA

3.1. EL IMPUESTO SOBRE EL PATRIMONIO EN ESPAÑA

El Impuesto sobre el Patrimonio grava el patrimonio neto de las personas físicas, es decir, la titularidad de bienes y derechos que se poseen, descontando cargas y deudas personales.

Tal como queda recogido en la Ley 19/1991, de 6 de junio, del Impuesto sobre el Patrimonio, quedan exentos del impuesto determinados bienes y derechos, tales como la vivienda habitual del contribuyente (con un importe máximo de 300.000 euros), los bienes integrantes del patrimonio histórico y el patrimonio empresarial y profesional, entre otros. Asimismo, en la ley se regulan los criterios de valoración de aquellos bienes y derechos no exentos, y que, por tanto, serán gravados. Esta normativa lleva, sin duda, a problemas de equidad tanto horizontal como vertical, ya que el gravamen soportado por los

contribuyentes variará en función de la composición de su patrimonio y la posibilidad de acogerse (o no) a las exenciones generales reguladas por la ley.

En concreto, la exención al patrimonio empresarial, que trata de evitar que el IP genere desincentivos en la actividad empresarial, ha tenido diversas implicaciones desde su introducción. Tal como se recoge en Alvaredo y Saez (2009) esta exención ocasiona una importante erosión de la base imponible del IP, y, por tanto, genera una pérdida de ingresos fiscales. Además, los contribuyentes incurren en costes al reestructurar sus activos y participaciones empresariales para poder acogerse a la exención. De igual forma, estos efectos también se han observado al analizar la respuesta de los contribuyentes tras la reintroducción del IP en 2011 (Durán et al., 2019).

Otro elemento regulado en la normativa del IP que, al igual que las exenciones, presenta implicaciones sobre la recaudación del impuesto y también sobre la equidad es el límite de la cuota íntegra. Con el objetivo de evitar la confiscatoriedad del IP, se establece que la suma de las cuotas íntegras del IP y del IRPF no podrán superar el 60% de las bases imponibles del IRPF. En caso de que la suma de las cuotas supere el mencionado límite, el sujeto pasivo podrá reducir la cuota del IP hasta alcanzar el límite, sin que la reducción exceda el 80% de la cuota. Hay que señalar que este límite se aplica en muchas ocasiones, más de lo que podría estimarse intuitivamente, llevando a una marcada reducción de la progresividad del impuesto (Durán & Esteller, 2021). Sin embargo, el análisis de las implicaciones derivadas de la existencia del límite queda fuera del objetivo de este trabajo.

La legislación del IP en España también establece una normativa por defecto que deben aplicar las comunidades autónomas, salvo que las mismas regulen otra diferente. En lo que respecta al mínimo exento, se establece con carácter general un importe de 700.000€. Asimismo, la norma estatal también establece una tarifa progresiva aplicable a la base liquidable que se estructura, en el ejercicio 2022, en ocho tramos que comprenden tipos impositivos que van desde el 0,2% al 3,5%. El último tramo se aplica a bases liquidables superiores a 10.695.996 euros.

Sin embargo, las CC.AA. tienen capacidad normativa para regular en su territorio algunos elementos que conforman el IP. Estas diferencias entre las normativas autonómicas dan lugar a que dos personas que poseen un patrimonio similar, pero que tienen su residencia fiscal en CC.AA. diferentes, soporten una carga fiscal desigual (Durán et al., 2020). Dichas regulaciones autonómicas para el año 2022 se muestran en el Cuadro 1.

En primer lugar, diversas CC.AA. han regulado mínimos exentos inferiores al estatal: en Aragón el mínimo exento es de 400.000€, mientras que, en la Comunidad Valenciana, Cataluña y Extremadura está fijado en 500.000€. Además, hay CC.AA. que han establecido mínimos exentos superiores para contribuyentes con discapacidad.

Respecto a las tarifas reguladas por las CC.AA., encontramos regiones que cuentan con una horquilla de tipos impositivos idéntica a la establecida en la norma estatal, mientras que en otras CC.AA. se han regulado tarifas propias. En este segundo grupo podemos destacar los casos de Cataluña, Islas Baleares, Comunidad Valenciana y Extremadura, cuatro territorios donde se observan, en ciertos tramos, tipos impositivos superiores a los regulados en la tarifa estatal. En la última columna del Cuadro 1 se observa el amplio rango en los tipos marginales máximos del IP regulados en cada C.A. Mientras que en Galicia el tipo máximo es del 2,5%, en Extremadura es del 3,75%, lo que supone una diferencia de 1,25 puntos porcentuales.

En cuanto a las deducciones y bonificaciones, en este último elemento tributario es donde se halla la principal fuente de disparidad fiscal. Además, el diferente tratamiento fiscal derivado de la regulación de bonificaciones totales o parciales en ciertas CC.AA. puede incentivar la movilidad de contribuyentes, especialmente aquellos con patrimonios elevados, que pueden verse motivados a trasladar su residencia fiscal con el objetivo de no tributar por su patrimonio (Agrawal et al., 2020).

En el año 2022 únicamente dos CC.AA. habían bonificado al 100% la cuota del IP: la Comunidad de Madrid y Andalucía. En la primera, la bonificación total está en vigor desde el año 2010, mientras que en la segunda su establecimiento data de finales de 2022. Por lo tanto, los contribuyentes de estas dos regiones no tributan de forma efectiva por el IP en 2022, a diferencia del resto de contribuyentes situados

en otras CC.AA. de régimen común. Por otro lado, en Galicia también está regulada una bonificación general en la cuota del 25%. En el resto de CC.AA. existen otras bonificaciones y deducciones que afectan a casos específicos, como pueden ser los patrimonios protegidos de personas con discapacidad.

CUADRO 1.
Normativas autonómicas del IP. Año 2022

CC.AA.	Mínimo Exento €	Mínimo Discapacidad €	Bonific. General %	Exención o Bonificación Patrimonios Discapacitados	Otras Deducciones y Bonificaciones	Tipo Marginal mínimo	Tipo Marginal máximo
Andalucía	700.000	1.250.000 a 1.500.000	100%			0,20%	2,50%
Aragón	400.000			100% lím. 300.000€		0,20%	3,50%
Asturias	700.000			100%		0,22%	3,00%
Islas Baleares	700.000				Bienes culturales	0,28%	3,45%
Canarias	700.000			100%		0,20%	3,50%
Cantabria	700.000					0,24%	3,03%
Castilla-La Mancha	700.000					0,20%	3,50%
Castilla y León	700.000			100%		0,20%	3,50%
Cataluña	500.000			99%	Propiedades forestales	0,21%	3,48%
Extremadura	500.000	600.000 a 800.000				0,30%	3,75%
Galicia	700.000		25%		Nueva empresa Invers. agrarias	0,20%	2,50%
Madrid	700.000		100%			0,20%	3,50%
Murcia	700.000				Proyectos interés público regional	0,24%	3,00%
La Rioja	700.000				Aportaciones a fundaciones	0,20%	3,50%
Comunidad Valenciana	500.000	1.000.000				0,25%	3,50%

Fuente: Ministerio de Hacienda y Función Pública.

3.2. EL NUEVO IMPUESTO TEMPORAL DE SOLIDARIDAD DE LAS GRANDES FORTUNAS

Las diferentes regulaciones autonómicas del IP, especialmente las bonificaciones establecidas en algunas CC.AA., han dado lugar a un creciente debate político y económico. La bonificación del 100% en la cuota regulada en la Comunidad de Madrid ya había generado controversia en la última década, dado que en esta región se concentran gran parte de los mayores patrimonios residentes en España. A finales de septiembre de 2022, Andalucía anunció la introducción de una bonificación del 100% en la cuota del IP, que entraría en vigor para ese mismo año. Posteriormente, en la Región de Murcia se anunció la bonificación total del IP, mientras que en Galicia fue anunciado un aumento de su bonificación autonómica del 25% al 50%. Ambas medidas entrarían en vigor en el ejercicio 2023.

En respuesta a dichas disparidades fiscales entre CC.AA., el gobierno español anunció un impuesto para grandes fortunas (más de tres millones de euros), dentro del plan de choque para combatir la inflación. Este nuevo impuesto estatal iría en línea con una de las propuestas del Libro Blanco sobre la Reforma Tributaria (Comité de personas expertas, 2022)¹, que abogaba por el establecimiento de un nuevo impuesto

¹ En el Libro Blanco se formulan otras tres propuestas de reforma en el marco de cesión de competencias normativas del IP a las CC.AA. (1) Estado y CC.AA. podrían regular independientemente los elementos que conforman el IP, correspondiendo la totalidad

regulado por una norma estatal que se aplicaría en todo el territorio común de manera homogénea. Las CC.AA., manteniendo sus competencias normativas sobre el IP, podrían regular libremente este impuesto en sus respectivos territorios. Para hacer compatibles ambos esquemas, la cuota autonómica minoraría la estatal.

El nuevo ITSGF viene regulado por la Ley 38/2022, que tendría efectos ese mismo año. Este impuesto ha sido recurrido ante el Tribunal Constitucional por los gobiernos de la Comunidad de Madrid, Andalucía y Galicia. Los fundamentos jurídicos en los que se basan los recursos presentados son la vulneración de los principios constitucionales de autonomía financiera de las CC.AA., de seguridad jurídica y de capacidad económica y no confiscatoriedad. Se alega que la celeridad en la tramitación del impuesto y su efecto retroactivo para el ejercicio 2022 supone una falta de previsibilidad para los ciudadanos, y especialmente, para los contribuyentes afectados. Además, se argumenta que el nuevo impuesto suplantaría las competencias normativas que las CC.AA. poseen sobre el IP y tendría carácter confiscatorio, ya que podría obligar a ciertos contribuyentes a vender parte de su patrimonio para satisfacer el pago del impuesto. Sin embargo, el Tribunal Constitucional ha denegado la petición de suspensión cautelar de la norma impugnada, es decir, que el nuevo impuesto mantendrá su vigencia mientras se resuelve el caso.

Respecto a las principales características de esta nueva figura impositiva se destaca, en primer lugar, su carácter temporal, ya que en principio solo será de aplicación para los ejercicios 2022 y 2023. El impuesto irá dirigido a gravar los patrimonios netos mayores de tres millones de euros. La determinación de la base imponible se basará en la misma normativa regulada para el Impuesto sobre el Patrimonio. El cálculo de la base liquidable se obtendrá de reducir la base imponible en la cuantía del mínimo exento, que quedará fijado en 700.000 euros. De tal manera, con este mínimo exento el patrimonio neto a partir del cual operaría el nuevo impuesto estatal sería en realidad de 3,7 millones de euros. Tal como se muestra en el Cuadro 2, la tarifa progresiva de este impuesto se estructura en tres tramos, con tipos impositivos que van desde el 1,7% al 3,5%.

CUADRO 2.
Tarifa del Impuesto Temporal de Solidaridad de las Grandes Fortunas

Base liquidable Hasta euros	Cuota Euros	Resto Base Liquidable Hasta euros	Tipo aplicable Porcentaje
0,00	0,00	3.000.000,00	0,0
3.000.000,00	0,00	2.347.998,03	1,7
5.347.998,03	39.915,97	5.347.998,03	2,1
10.695.996,06	152.223,93	En adelante	3,5

Fuente: Boletín Oficial del Estado.

Con el objetivo de evitar la doble imposición a la riqueza patrimonial, ya gravada en la mayoría de las CC.AA., se establece que la cuota autonómica abonada del IP sería deducible en el nuevo impuesto. De tal manera, aquellas personas cuya cuota a pagar por el IP autonómico superase la cuota resultante a pagar por ITSGF no se verían afectados por la entrada en vigor del nuevo impuesto. Por ello, el impuesto a las grandes fortunas afectará principalmente a aquellas personas que actualmente no pagan el IP por residir en una CC.AA. con el IP bonificado al 100%, las cuales pasarían a tributar por su patrimonio.

Por último, cabe mencionar la situación del ITSGF en las dos regiones que cuentan con un régimen foral. Mediante las recientes modificaciones en el Convenio y Concierto Económico vigentes en Navarra y País Vasco, respectivamente, el Estado ha cedido a ambas CC.AA. las competencias normativas para regular y recaudar el ITSGF en sus respectivos territorios. En las modificaciones legislativas aprobadas se

de la recaudación a las CC.AA. (2) La norma estatal regularía todos los elementos del IP hasta la BI, que sería común en todas las CC.AA. Las CC.AA. dispondrían de una cuantía máxima para elevar el mínimo exento, bonificaciones y deducciones y una cuantía mínima para reducir la tarifa. (3) Establecimiento de horquillas sobre el mínimo exento, la tarifa y las deducciones y bonificaciones. Las CC.AA. no tendrían la posibilidad de regular dichos elementos por encima (o debajo) de un determinado umbral comprendido entre unas cuantías máximas y mínimas.

especifica que el nuevo impuesto será exigible en los mismos términos que ya lo era el IP en ambas comunidades forales durante los ejercicios en los que el ITSGF esté vigente. Navarra creó un nuevo tramo en su IP a un tipo del 3,5% (solo vigente durante 2022 y 2023) para adaptarse al ITSGF, mientras que el País Vasco no ha realizado ningún cambio normativo en su tarifa, que oscila entre un tipo mínimo del 0,2% y un tipo máximo del 2% en Vizcaya y del 2,5% en Álava y Guipúzcoa. Hasta ahora ninguna de las dos comunidades autónomas ha decidido aplicar la normativa para hacer efectivo el nuevo impuesto estatal en sus territorios para el ejercicio 2023.

4. DATOS Y METODOLOGÍA

Para el análisis cuantitativo del nuevo Impuesto Temporal de Solidaridad de las Grandes Fortunas emplearemos la microsimulación como principal instrumento. Centrando la aplicación de esta técnica a los dos impuestos objeto de estudio (el IP y el ITSGF), se modificarán los parámetros de las reformas planteadas para cada declarante, y posteriormente se calcularán los resultados. Con esta técnica es posible obtener una alta precisión en los resultados, siendo de gran utilidad para poder comparar con la situación de partida anterior a la reforma y así, evaluar las políticas tributarias (Arcarons & Calonge, 2003).

La base de datos empleada para realizar las simulaciones es el Panel de Hogares IEF-AEAT-INE 2016-2019, que recoge información sociodemográfica y datos de la renta y del patrimonio.² Respecto al diseño muestral del Panel de Hogares, se parte de la población del año 2016 como año base y se selecciona una muestra representativa de hogares tomando como variables de estratificación la comunidad autónoma, el tipo de hogar y el tramo de renta. En cada uno de los tres ejercicios posteriores que se recogen en el Panel de Hogares, dicha muestra se amplía con los nuevos hogares que aparecen (Instituto de Estudios Fiscales, 2022).

El Panel de Hogares recoge datos administrativos de las declaraciones anuales del IP de una muestra representativa de los contribuyentes obligados a declarar. Además, proporciona información acerca de la distribución territorial del patrimonio y la tipología de los activos que lo componen. Dado que los microdatos que contiene el Panel de Hogares están anonimizados, se cuenta con la posibilidad de realizar la evaluación del impuesto y de simular reformas, al recoger datos de los mismos contribuyentes que presentan declaración del IP en un horizonte temporal de diversos ejercicios.

En este trabajo se han utilizado los microdatos del Panel de Hogares correspondientes al año 2019, que es el último del que se dispone información. El Panel de Hogares 2019 contiene datos de 947.854 hogares, lo que constituye el 5,5% del total de hogares del territorio de régimen común. Respecto a las declaraciones del Impuesto sobre el Patrimonio, el Panel de Hogares 2019 contiene información sobre 35.415 declarantes, lo cual representa el 19,29% del total de declaraciones presentadas ese año, que se cifró en 183.523.

El diseño del Panel de Hogares permite tener datos, para cada declarante, de las diferentes partidas que conforman la declaración del Impuesto sobre el Patrimonio. Dado el gran tamaño muestral, y utilizando los factores de elevación que facilita el propio Panel de Hogares, puede conocerse la situación patrimonial y el impuesto pagado por el conjunto de la población. En el Cuadro 3 se muestran los valores agregados de las principales variables disponibles en el Panel de Hogares y que se han empleado en las simulaciones realizadas.

Además de estos datos cuantitativos, el Panel de Hogares también dispone de información acerca de la comunidad autónoma de residencia, edad, género y tramo de renta de los declarantes. El ámbito territorial de los datos son las quince comunidades autónomas de régimen común³, dado que el País Vasco y Navarra, de régimen foral, tienen la potestad para establecer y regular sus propios impuestos. En la

² Otra posible base de datos sería la Muestra Panel de Patrimonio de la Agencia Tributaria. Sin embargo, esta muestra no proporciona información detallada respecto al 1% de declarantes con mayores patrimonios en cada comunidad autónoma. Esto suponía una importante limitación, dado que estos contribuyentes generan una proporción destacable en la recaudación del IP.

³ En la Comunidad de Madrid, a pesar de la bonificación general del 100%, están obligados a declarar el IP todos los contribuyentes con un patrimonio superior a los dos millones de euros. Estas declaraciones se recogen en el Panel de Hogares, por lo que se puede estimar con precisión el ITSGF, que grava a los patrimonios superiores a los tres millones de euros.

estimación realizada tampoco se han considerado las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla, ya que, debido a su tamaño, no permiten una simulación precisa.

CUADRO 3.
Principales variables del IP recogidas en el Panel de Hogares 2019

Variable	Total (millones €)	Contribuyentes	Media (€)
Total bienes y derechos	660.224	198.414	3.327.510
Exentos	268.361	59.052	4.544.487
No exentos	391.863	198.414	1.974.979
Base Imponible	374.395	197.516	1.895.522
Mínimo Exento	113.628	198.457	524.185
Base Liquidable	260.767	187.754	1.388.881
Cuota Íntegra	3.542	187.754	18.867
Cuota Íntegra tras límite	2.038	187.754	10.857
Cuota a ingresar	1.140	170.806	6.674

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Panel de Hogares.

Los datos del Panel de Hogares de 2019 presentan un elevado nivel de precisión, tal como se ha corroborado tras compararlos con la información disponible en la Estadística de los declarantes del Impuesto sobre el Patrimonio para ese mismo año, elaborada por la Agencia Tributaria. La Estadística de la AEAT indica que la recaudación total del IP para el ejercicio de 2019, considerando las quince CC.AA. de régimen común, fue de 1.165 millones de euros, mientras que los resultados para ese mismo año obtenidos a partir del Panel de Hogares 2019 arrojan una recaudación de 1.140 millones de euros. Por lo tanto, los resultados de la Estadística y los de nuestra simulación, difieren únicamente un 2,2%.

Respecto al número de declarantes, el Panel de Hogares de 2019 recoge información de 198.414 declaraciones, mientras que la Estadística de declarantes de la AEAT cifra esta cuantía en 203.552 declarantes para ese mismo año. Por lo tanto, la desviación en el número total de declarantes es tan solo de un 2,6%. Sin embargo, a nivel regional se observan diferencias mayores. Las CC.AA. en las que se observa una mayor diferencia entre el número de declarantes del Panel de Hogares respecto a la Estadística de la AEAT son Murcia (+7,9%), Asturias (-8,4%), Canarias (-10,1%), Castilla La-Mancha (-11,2%) y Extremadura (-12,2%). Para corregir estas discrepancias, se han reponderado los factores de elevación originales del Panel de Hogares teniendo en cuenta el número de declarantes por tramos de patrimonio y comunidad autónoma que se derivan de los datos de la Muestra Panel de Patrimonio de la Agencia Tributaria.

Empleando los microdatos del Panel de Hogares 2019 se han realizado las simulaciones aplicando las normativas autonómicas del IP y la normativa estatal del ITSGF para el año 2022. En primer lugar, se simula el Impuesto sobre el Patrimonio y, en segundo lugar, el nuevo impuesto estatal. Con esta metodología se obtienen los datos estimados de la recaudación del nuevo impuesto, permitiendo analizar en qué medida las diferentes normativas autonómicas del IP inciden en el impacto recaudatorio del ITSGF en cada región.

Para lograr una mayor precisión en los resultados se ha actualizado la base de datos para 2022, año para el que se llevan a cabo las estimaciones. Ha sido necesario modificar diversas magnitudes que se referían a 2019, como el número de declarantes, la base imponible del IP y las variables referentes al IRPF que se consideran en el cálculo del límite de la cuota íntegra. En la actualización de estas variables se ha considerado, para cada comunidad autónoma, la variación producida entre los años 2016 y 2019 y se ha

supuesto que entre 2019 y 2022 la variación sigue la misma tendencia, aplicando estas tasas de variación en las simulaciones del IP y el ITSGF que se realizan para 2022⁴.

5. RESULTADOS

En el presente epígrafe se presentarán los resultados obtenidos tras la simulación del nuevo ITSGF para el año 2022. Para dicha simulación se han considerado los elementos determinantes que conforman el nuevo impuesto, regulado por la Ley 38/2022, de 27 de diciembre. El objetivo de la simulación es la de estimar cual sería la recaudación obtenida con el nuevo impuesto, así como también analizar el impacto de este en las diversas CC.AA.

5.1. EFECTOS RECAUDATORIOS

Con el fin de analizar el efecto recaudatorio del nuevo ITSGF, primero se estimará el impacto recaudatorio del vigente Impuesto sobre el Patrimonio en cada una de las CC.AA., dado que el sujeto pasivo podrá deducir por completo a la cuota del nuevo impuesto la cuota del Impuesto sobre el Patrimonio del ejercicio en cuestión. Con esta medida se busca evitar la doble imposición del patrimonio.

En el Cuadro 4 se presentan las estimaciones referentes a la cuota media y a la recaudación total del IP, es decir, la suma de las cuotas a ingresar por los contribuyentes de cada CC.AA. para el año 2022.

CUADRO 4.
Estimación de las principales magnitudes del Impuesto sobre el Patrimonio 2022

Comunidad Autónoma	Recaudación (€)	Contribuyentes	Cuota Media (€)
Andalucía	0	0	0
Aragón	56.724.205	15.089	3.759
Asturias	22.492.239	3.596	6.254
Islas Baleares	89.644.829	8.429	10.636
Canarias	40.915.211	5.713	7.162
Cantabria	16.853.326	2.703	6.236
Castilla y León	35.652.332	7.286	4.893
Castilla-La Mancha	16.414.971	3.677	4.465
Cataluña	695.781.629	84.347	8.249
Extremadura	5.691.450	1.211	4.699
Galicia	86.652.646	7.742	11.192
Madrid	0	0	0
Murcia	30.962.292	4.133	7.491
La Rioja	20.911.885	2.574	8.125
C. Valenciana	180.135.537	23.578	7.640
Total	1.298.832.552	170.076	7.637

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Panel de Hogares.

⁴ Esta variación sería el nivel central (100%). Para analizar la sensibilidad de los resultados se han supuesto dos escenarios alternativos, con una variación de las variables entre 2019 y 2022 del 50% y del 150% respecto de la producida entre 2016 y 2019. En el primer caso se obtendría una disminución del 10% en la recaudación del ITSGF. En el segundo supuesto, la recaudación se vería incrementada en un 9,6%.

En España, la recaudación se situaría en 1.299 millones de euros sin considerar los no residentes, las haciendas forales ni las ciudades autónomas de Ceuta y Melilla. Desagregando la recaudación por CC.AA., para el año 2022 la región con mayores ingresos por el IP sería Cataluña con 696 millones de euros, siendo esta cuantía equivalente al 53,5% de la recaudación total del IP en España. Las otras CC.AA. con mayor recaudación serían la Comunidad Valenciana (180 millones), Galicia (87 millones) y las Islas Baleares (90 millones). En el caso de la Comunidad de Madrid y Andalucía, ambas presentan recaudaciones nulas debido a la bonificación del 100% regulada en estas regiones.

Como puede observarse en el cuadro, existe una amplia disparidad en el número de contribuyentes entre CC.AA. Esta disparidad se debe, fundamentalmente, al tamaño y nivel de riqueza de las propias regiones y, adicionalmente, a la diferente normativa autonómica. La comparación de las cuotas medias aporta algo más de información, ya que neutraliza el efecto derivado del tamaño. Las disparidades entre estas cuotas medias reflejan mejor las diferencias en los niveles de riqueza, aunque también hay que matizarlos por la normativa específica de cada comunidad.

Una vez analizado el efecto recaudatorio del IP para el año 2022, en el Cuadro 5 se recogen los resultados obtenidos de la simulación del Impuesto sobre Grandes Fortunas para el conjunto de los territorios de régimen común.

CUADRO 5.
Estimación de las principales magnitudes del Impuesto sobre Grandes Fortunas 2022

Variable	Total (millones €)	Contribuyentes	Media (€)
Total bienes y derechos	353.357	18.995	18.602.634
Exentos	149.708	7.174	20.868.128
No exentos	203.649	18.995	10.721.194
Base Imponible	195.863	18.989	10.314.573
Mínimo Exento	13.296	18.989	700.214
Base Liquidable	182.567	18.989	9.614.359
Cuota Íntegra	3.428	18.989	180.545
Reducción Límite 60% IRPF	2.556	18.989	134.594
Cuota Íntegra tras límite	872	18.989	45.952
Deducción Cuota IP	345	9.160	37.708
Cuota ITSGF	527	10.114	52.089

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Panel de Hogares.

La recaudación total del ITSGF sería de 527 millones de euros para el año 2022⁵. Dicha recaudación, a diferencia del IP, no iría dirigida a las arcas de las comunidades, sino que sería obtenida por el Estado. El número total de contribuyentes que pagarían al Estado el nuevo impuesto ascendería a 10.114 personas, con una factura fiscal de 52.089 euros de media. Por lo tanto, el número de contribuyentes que pagaría el ITSGF sería notablemente inferior al número de contribuyentes del IP.

Analizando a nivel agregado los resultados obtenidos en las principales variables que conforman la declaración del ITSGF, se destaca la relevancia, tanto para este nuevo impuesto como para el IP, de la exención general sobre determinados bienes y derechos. En este sentido, la exención sobre bienes y derechos afectos a actividades empresariales y sobre valores representativos de la participación en los fondos propios

⁵ En febrero de 2023, el Ministerio de Hacienda publicó un informe sobre la entrada en vigor de los nuevos impuestos aprobados para dicho año (Ministerio de Hacienda y Función Pública, 2023). Respecto al ITSGF, se cifra el potencial recaudatorio de este impuesto en 1.500 millones anuales. Sin embargo, una estimación posterior de la AIREF reduce la recaudación a 635 millones de euros tras considerar la normativa aprobada para el ITSGF, que establece que la suma de las cuotas del IRPF, del IP y del ITSGF no puede ser mayor al 60% de las bases imponibles del IRPF. (AIREF, 2023)

de entidades jurídicas representa en total cerca de 150.000 millones de euros, el 42,4% del valor total de los bienes y derechos declarados, que asciende a 353.357 millones de euros.

La reducción en concepto de mínimo exento, regulada en 700.000 euros para este impuesto, reduciría la base imponible en más de 13.000 millones de euros, un 6,8% de su valor total. Por otro lado, la cuantía que representa la cuota íntegra resultante del ITSGF para todo el territorio de régimen común es de 3.428 millones de euros, lo que supone un tipo medio nominal del 1,9%.

Tomando como punto de partida la cuota íntegra se aplica, para cada declarante, la reducción para evitar la confiscatoriedad del impuesto, siempre y cuando la suma de las cuotas del IRPF, del IP y del ITSGF superen el 60% de la suma de las bases imponibles del IRPF. Se puede observar la gran relevancia que representa esta reducción, que supone 2.556 millones de euros, cerca del 75% del valor total de la cuota íntegra del ITSGF.

Por último, a la cuota íntegra resultante tras la aplicación del límite quedaría por aplicarle las deducciones correspondientes. En el ITSGF la más significativa es la que permite a los declarantes la deducción de la cuota del IP efectivamente satisfecha en el ejercicio 2022. Esta deducción tiene importantes implicaciones en el resultado de la cuota a ingresar por el ITSGF, dado que, en función de las regulaciones autonómicas vigentes, los declarantes podrán (o no) deducirse en su totalidad la cuota resultante por el ITSGF. Para el conjunto de declarantes del ITSGF, el importe abonado en concepto del IP es de 663 millones de euros. Sin embargo, dado que en muchos casos el importe de la cuota del IP es mayor a la cuota resultante en el ITSGF, la deducción de la cuota del IP solo se aplica por un importe parcial de la misma. Con ello, la cantidad efectivamente deducida en el ITSGF por la cuota del IP asciende a los 345 millones de euros a nivel nacional.

5.2. CARACTERÍSTICAS DE LOS CONTRIBUYENTES

Como parte del análisis de los efectos y las implicaciones del nuevo Impuesto de las Grandes Fortunas resulta de especial interés el estudio de las principales características socioeconómicas de los contribuyentes del impuesto. Conocer dichas características puede proporcionar a los responsables políticos información útil para formular futuras reformas del impuesto que tengan como objetivo mejorar su eficacia y eficiencia. Estas características se compararán entre los contribuyentes del IP y del ITSGF, con el fin de identificar las principales diferencias entre ambos tipos de contribuyente.

En el Cuadro 6 se muestra la distribución de los contribuyentes por tramos de patrimonio neto gravado. El primer tramo representa los patrimonios netos inferiores a los 3,7 millones de euros. Este tramo permite diferenciar con mayor claridad a los contribuyentes a los que va dirigido el ITSGF, ya que en dicha cuantía se consideran los tres millones de patrimonio neto que constituyen el hecho imponible y los 700.000 euros de mínimo exento que se estipulan en la regulación del ITSGF. Mientras que para el ITSGF no se contabiliza ningún contribuyente en este primer tramo, en el IP este tramo agrupa al 94,6% de los contribuyentes del impuesto.

Resulta de especial interés observar en este cuadro el peso en la recaudación total que representan los diferentes grupos de contribuyentes en función de su patrimonio neto. En el IP, para el año 2022 se observa como los contribuyentes con patrimonios netos inferiores a 3,7 millones no alcanzaban la mitad (48,9%) de la recaudación total del impuesto, mientras que aquellos declarantes con patrimonios superiores a los 50 millones, representando tan solo el 0,1% del total de contribuyentes, aportaban 150 millones de euros a la recaudación total del IP, un 11,6% del total.

Por otro lado, para el ITSGF, el impacto recaudatorio entre estos grupos de contribuyentes es aún más llamativo en comparación con el IP. De los más de diez mil contribuyentes del nuevo impuesto aproximadamente la mitad de ellos, el 53,5%, poseen patrimonios netos situados entre 3,7 y 7 millones de euros, mientras que el 3,3% del total presenta patrimonios superiores a los 50 millones. Mientras el primer grupo aportaría el 7,6% del total recaudado por el ITSGF, el segundo grupo representaría el 40,7%. A la vista de estos resultados, queda en evidencia como el grueso de la recaudación del ITSGF vendría dado por las declaraciones de los contribuyentes con mayores patrimonios.

CUADRO 6.
Estimación de los impuestos sobre la riqueza en 2022 por tramos de base imponible

Mill. €	Impuesto sobre el Patrimonio			Impuesto Grandes Fortunas		
	Cuota Total €	Contrib.	Cuota Media €	Cuota Total €	Contrib.	Cuota Media €
< 3,7	635.576.768 (48,9%)	160.859 (94,5%)	3.951	0 (0,0%)	0 (0,0%)	0
3,7 y 7	223.766.517 (17,2%)	6.217 (3,7%)	35.990	39.894.617 (7,6%)	5.409 (53,5%)	7.376
7 y 15	142.300.087 (11,0%)	2.087 (1,2%)	68.171	93.920.053 (17,8%)	2.903 (28,7%)	32.358
15 y 30	106.793.788 (8,2%)	681 (0,4%)	156.750	98.901.798 (18,8%)	1.078 (10,6%)	91.729
30 y 50	39.786.459 (3,1%)	124 (0,1%)	321.118	79.474.493 (15,1%)	391 (3,9%)	203.052
> 50	150.608.931 (11,6%)	107 (0,1%)	1.402.318	214.635.433 (40,7%)	333 (3,3%)	645.326
Total	1.298.832.552	170.076	7.637	526.826.393	10.114	52.089

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Panel de Hogares.

En el Cuadro 7 se observa la distribución de los contribuyentes de ambos impuestos en función de dos características sociales: género y edad.

CUADRO 7.
Estimación de los impuestos sobre la riqueza en 2022 según características sociales

	Impuesto sobre el Patrimonio			Impuesto Grandes Fortunas		
	Cuota Total €	Contrib.	Cuota Media €	Cuota Total €	Contrib.	Cuota Media €
Género						
Hombre	708.629.223 (54,6%)	82.750 (48,7%)	8.563	311.056.019 (59,0%)	5.183 (51,2%)	60.017
Mujer	590.203.327 (45,4%)	87.326 (51,3%)	6.759	215.770.375 (41,0%)	4.931 (48,8%)	43.761
Edad						
< 25	3.899.199 (0,3%)	589 (0,3%)	6.618	7.026.865 (1,3%)	58 (0,6%)	121.153
25 y 40	52.497.708 (4,0%)	4.178 (2,5%)	12.566	27.888.442 (5,3%)	548 (5,4%)	50.901
40 y 55	199.718.866 (15,4%)	24.808 (14,6%)	8.050	143.465.324 (27,2%)	1.883 (18,6%)	76.194
55 y 65	315.386.357 (24,3%)	39.991 (23,5%)	7.886	117.524.147 (22,3%)	2.659 (26,3%)	44.200
65 y 80	491.771.272 (37,9%)	71.866 (42,3%)	6.843	165.844.057 (31,5%)	3.736 (36,9%)	44.393
> 80	235.559.148 (18,1%)	28.644 (16,8%)	8.224	65.077.559 (12,4%)	1.230 (12,2%)	52.913
Total	1.298.832.552	170.076	7.637	526.826.393	10.114	52.089

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Panel de Hogares.

En ambos impuestos se aprecia una cierta paridad entre géneros. Comparativamente, en el IP hay un mayor número de mujeres (51,3%) que de hombres (48,7%), mientras que en el ITSGF ocurre lo contrario, hay un mayor número de contribuyentes hombres (51,2%) que de mujeres (48,8%). Sin embargo, se observa una mayor diferencia en la recaudación obtenida en cada uno de los impuestos por parte de los contribuyentes de cada género. Para el año 2022, en el IP los hombres harían frente al 54,6% del total de la recaudación, mientras que las mujeres representarían el 45,4%. En el ITSGF, se agranda esta brecha. Mientras que los hombres generarían el 59% de la recaudación del impuesto, las mujeres tan solo representarían el 41%. Estos resultados, conjuntamente con las diferencias presentes en las cuotas medias, permiten concluir que los contribuyentes varones presentan en su conjunto patrimonios mayores por los que tributan más que las mujeres en ambos impuestos.

Si se considera la edad de los contribuyentes, en ambos impuestos se observa un perfil de contribuyente de edad intermedia y avanzada, siendo estos los que poseen mayores patrimonios y, por lo tanto, tributan más por los mismos. Este hecho se observa de manera más evidente en la distribución de contribuyentes del IP. El grupo de contribuyentes más numeroso es el comprendido entre los 65 y 80 años, aportando cerca del 38% del total recaudado por el impuesto en 2022. Seguidamente estaría el grupo comprendido entre los 55 y 65 años y el de mayores de 80 años. Respecto a los jóvenes menores de 25 años, estos representan únicamente el 0,3% del total de contribuyentes. En el caso del ITSGF hallamos una tendencia similar en la distribución por edades, siendo de nuevo el grupo más numeroso el de los contribuyentes entre 65 y 80 años, seguido del de los comprendidos entre los 55 y 65 y entre 40 y 55 años. Por otro lado, los jóvenes menores de 25 años representarían tan solo el 0,6% del total de contribuyentes. Sin embargo, estos contribuyentes más jóvenes aportarían una cuota media del ITSGF notablemente más elevada (121.153 euros) en comparación con el resto de los grupos.

5.3. IMPACTO REGIONAL DEL ITSGF

En el Cuadro 8 se presentan los resultados obtenidos al simular en cada una de las comunidades autónomas el Impuesto sobre las Grandes Fortunas.

Como era de esperar, el mayor efecto recaudatorio se observa en aquellas regiones en las que había reguladas, en el año 2022, bonificaciones totales o parciales en la cuota a ingresar del Impuesto sobre el Patrimonio. Con la aplicación del nuevo impuesto en estas regiones los declarantes con mayores patrimonios pasarían, de no tributar por su patrimonio o hacerlo en una menor medida, a verse gravados por el ITSGF. Así, en la Comunidad de Madrid y Andalucía, únicos territorios que en 2022 contaban con una bonificación del 100% en el IP, se recaudarían 490 y 25 millones de euros respectivamente con la entrada en vigor del ITSGF. El nuevo impuesto también tendrá un impacto recaudatorio cercano a 10 millones de euros en Galicia, que tenía regulada en 2022 una bonificación del 25% en la cuota del IP.

Por otro lado, el nuevo impuesto también presentará un efecto recaudatorio positivo en otras CC.AA. que no han introducido bonificaciones en el IP. En un reciente estudio de la Fundación de Estudios de Economía Aplicada (Martínez et al., 2022) se calcula el patrimonio neto a partir del cual comenzaría a operar el ITSGF. Es decir, en algunas CC.AA., a partir de un cierto umbral de patrimonio, los contribuyentes se verían afectados por el nuevo impuesto estatal, ya que la cuota resultante después de deducirse la cuota autonómica del IP sería positiva. Este hecho vendría explicado porque el tipo marginal máximo del IP en algunas CC.AA. es inferior al tipo marginal máximo del ITSGF (3,5%). El patrimonio a partir del cual operaría el ITSGF sería de 8,6 millones en Galicia; 17,5 millones en Cataluña; 23,8 millones en Asturias; 25 millones de euros en Murcia; 26,2 millones en Cantabria y 209,8 millones de euros en las Islas Baleares. Para esta última comunidad, no se contabiliza ningún contribuyente en nuestra simulación dado que la base de datos utilizada no cuenta con ningún declarante con un patrimonio superior a dicho umbral.

Las cuotas medias satisfechas por los contribuyentes también son muy distintas en las CC.AA.. Se puede comprobar cómo los grandes patrimonios, una vez deducida la cuota autonómica del IP, pagan de media una cuota elevada. En Cataluña la cuota media es mucho más reducida, alcanzando los 7 mil euros. Por el contrario, en la Comunidad de Madrid, la cuota media es relativamente elevada, alcanzando los 54 mil euros a pesar del elevado número de contribuyentes.

CUADRO 8.
Estimación de las principales magnitudes del ITSGF para 2022

Comunidad Autónoma	Recaudación (€)	Contribuyentes	Cuota Media (€)
Andalucía	24.761.033	764	32.410
Aragón	0	0	0
Asturias	103.786	Menos de 20	s.e.
Islas Baleares	0	0	0
Canarias	0	0	0
Cantabria	38.936	Menos de 20	s.e.
Castilla y León	0	0	0
Castilla-La Mancha	0	0	0
Cataluña	2.031.892	289	7.031
Extremadura	0	0	0
Galicia	9.667.964	Entre 20 y 49	s.e.
Madrid	490.222.243	9.012	54.397
Murcia	539	Menos de 20	s.e.
La Rioja	0	0	0
C. Valenciana	0	0	0
Total	526.826.393	10.114	52.089

s.e.: secreto estadístico

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Panel de Hogares.

En el Cuadro 9 se resume, para cada comunidad autónoma, la información de recaudación del IP y del ITSGF, ya presentada en los Cuadros 4 y 8, respectivamente. También se presentan los datos, en millones de euros, de la base imponible, que es común para ambos impuestos. Por último, en el cuadro se presenta, en términos porcentuales, el tipo medio del IP, del ITSGF y el tipo medio total, que considera la suma de las cuotas de los dos impuestos en cada comunidad autónoma.

CUADRO 9.
Cuotas y tipos medios del IP y del ITSGF por comunidad autónoma

CC.AA.	Base Imponible Mill. €	Cuota IP Mill. €	Cuota ITSGF Mill. €	Cuota Total Mill. €	Tme IP %	Tme ITSGF %	Tme Total %
Andalucía	29.081	0,00	24,76	24,76	0,000	0,085	0,085
Aragón	15.950	56,72	0,00	56,72	0,356	0,000	0,356
Asturias	5.897	22,49	0,10	22,60	0,381	0,002	0,383
Islas Baleares	16.353	89,64	0,00	89,64	0,548	0,000	0,548
Canarias	10.700	40,92	0,00	40,92	0,382	0,000	0,382
Cantabria	4.316	16,85	0,04	16,89	0,390	0,001	0,391
Castilla y León	11.488	35,65	0,00	35,65	0,310	0,000	0,310
Castilla-La Mancha	5.617	16,41	0,00	16,41	0,292	0,000	0,292
Cataluña	144.107	695,78	2,03	697,81	0,483	0,001	0,484

CUADRO 9. CONT.
Cuotas y tipos medios del IP y del ITSGF por comunidad autónoma

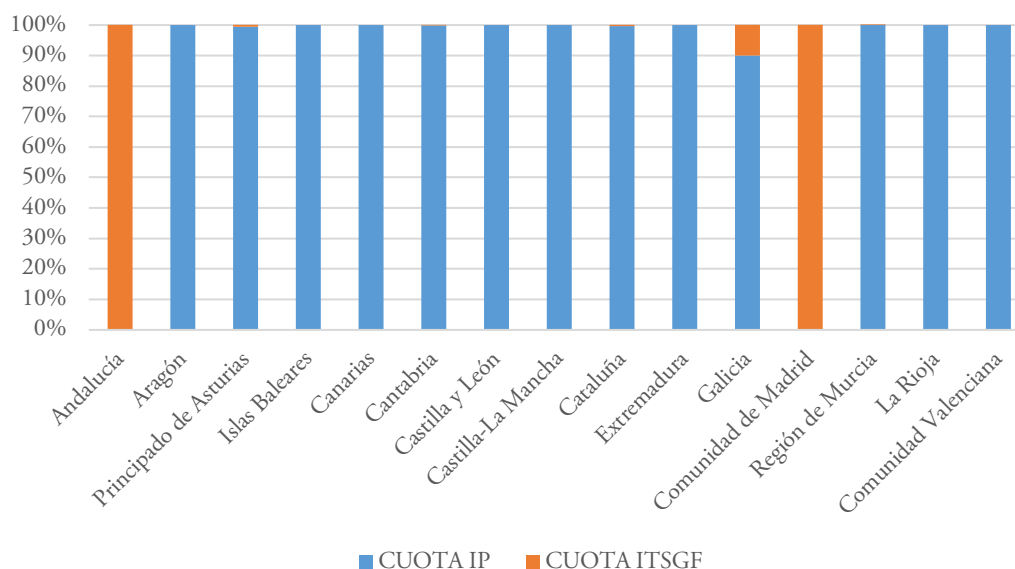
CC.AA.	Base Imponible Mill. €	Cuota IP Mill. €	Cuota ITSGF Mill. €	Cuota Total Mill. €	Tme IP %	Tme ITSGF %	Tme Total %
Extremadura	1.375	5,69	0,00	5,69	0,414	0,000	0,414
Galicia	16.663	86,65	9,67	96,32	0,520	0,058	0,578
Madrid	130.249	0,00	490,22	490,22	0,000	0,376	0,376
Murcia	7.172	30,96	0,00	30,96	0,432	0,000	0,432
La Rioja	4.770	20,91	0,00	20,91	0,438	0,000	0,438
Comunidad Valenciana	38.191	180,14	0,00	180,14	0,472	0,000	0,472
TOTAL	441.930	1.298	527	1.826	0,361	0,035	0,396

Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Panel de Hogares.

La recaudación total en las quince CC.AA. de régimen común, considerando conjuntamente las cuotas del IP y del ITSGF, sería de 1.826 millones de euros. El tipo medio del IP soportado a nivel estatal sería de 0,361%, mientras que el tipo medio del ITSGF, un 0,035%. El tipo medio total considerando ambos impuestos ascendería a 0,396%. Sin embargo, existe una gran variabilidad en los tipos medios soportados en función de la comunidad autónoma, hecho que se describirá con más detalle a continuación.

La Figura 1 muestra el peso relativo de la cuota del IP y del ITSGF sobre el total recaudado por ambos impuestos en cada comunidad autónoma. Tal como ya se ha indicado en el presente trabajo, el ITSGF permitirá gravar los patrimonios residentes en CC.AA. como Andalucía y Madrid, que en 2022 tenían bonificado el IP al 100% y, por tanto, presentaban una recaudación nula en dicho impuesto. En Cataluña, Cantabria, Asturias y Murcia la recaudación del ITSGF representaría menos del 0,5% de la cuota total, mientras que en Galicia este porcentaje es más significativo, siendo del 10%. En el resto de los territorios, el IP seguirá suponiendo el 100% del total recaudado en concepto de impuestos a la riqueza.

FIGURA 1.
Distribución de las cuotas del IP y del ITSGF en cada comunidad autónoma

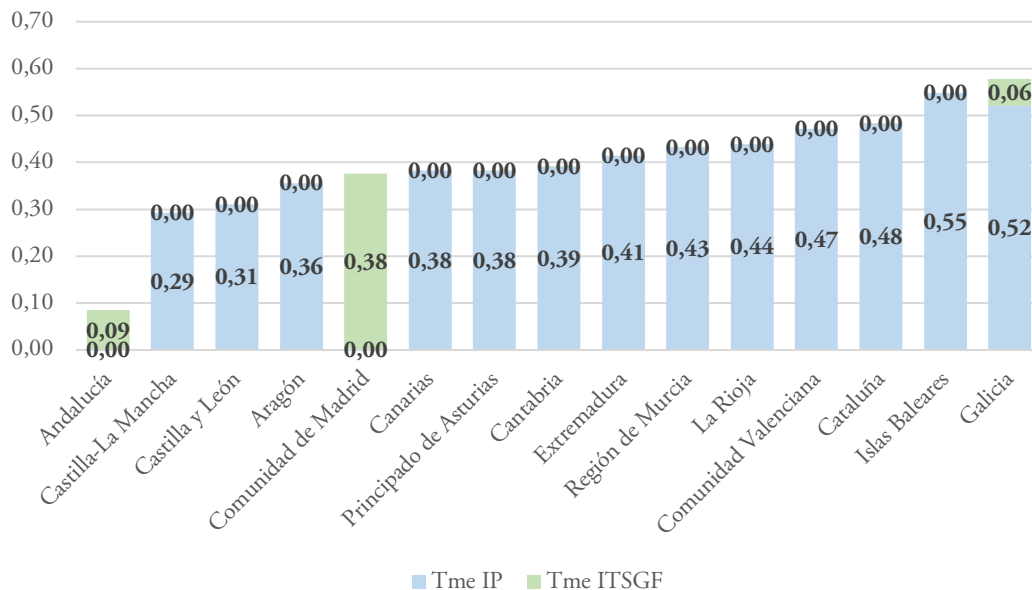


Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Panel de Hogares.

En la Figura 2 se representan gráficamente los tipos medios del IP y del ITSGF en cada una de las CC.AA. de régimen común. Observando la ordenación en sentido ascendente, se aprecia que aquellos territorios con tipos medios del IP inferiores son Castilla-La Mancha, Castilla y León y Aragón, sin considerar las comunidades con tipo cero (Andalucía y Madrid). Por otro lado, Comunidad Valenciana, Cataluña, Islas Baleares y Galicia son aquellas que soportan un tipo medio superior en el Impuesto sobre el Patrimonio.

Respecto a los tipos medios del ITSGF, estos son significativos en las CC.AA. de Andalucía, Madrid y Galicia. En el caso de Andalucía, el tipo medio del nuevo impuesto sería de 0,085%, resultando un tipo medio total mínimo entre las CC.AA. No sucedería lo mismo en la Comunidad de Madrid, cuyo tipo medio del ITSGF sería de 0,376%. En este sentido, el nuevo impuesto lograría en cierta medida armonizar el gravamen al patrimonio en la Comunidad de Madrid con el del resto de territorios donde ya se encontraba vigente el IP. Por último, Galicia, que ya presenta uno de los tipos medios del IP más elevados (0,52%), se convertiría en el territorio con el tipo medio total más alto al considerar también el tipo medio del ITSGF en esta comunidad autónoma (0,058%).

FIGURA 2.
Tipos medios del IP y del ITSGF por comunidad autónoma



Fuente: Elaboración propia a partir de datos del Panel de Hogares.

Cabe considerar que para el año 2023 se puede prever un incremento tanto en la recaudación como en el número de contribuyentes del ITSGF como consecuencia de modificaciones en normativas autonómicas del IP que entrarán en vigor en el año 2023. En Galicia se incrementa la bonificación general de la cuota del IP del 25% al 50%. Por otro lado, en la Región de Murcia se establece un mínimo exento de 3,7 millones de euros para los devengos del IP producidos a 31 de diciembre de 2023. Con la introducción de dichos cambios normativos, la recaudación efectiva del ITSGF se incrementaría en Galicia de los 9,6 millones recaudados en 2022 a los 16,2 millones de euros en 2023, mientras que en la Región de Murcia la recaudación por el nuevo impuesto estatal, prácticamente inexistente en 2022, ascendería a 1,4 millones de euros para el ejercicio 2023.

Por último, queremos destacar que los resultados obtenidos en el presente trabajo deben tomarse con precaución, dado que se muestran desde una perspectiva de análisis estática. La vigencia del nuevo ITSGF es temporal y su aplicación no permitió el comportamiento estratégico, pero en caso de que un gravamen de esta índole se mantuviera en el tiempo, sin duda podría tener efectos en la composición de las carteras de activos de los declarantes, así como en la concentración de la riqueza a largo plazo. Un estudio que

aporta evidencias acerca de los efectos conductuales de los declarantes ante el IP español es Durán et al. (2019). En este trabajo se analiza el efecto de los posibles comportamientos de elusión (y evasión) fiscal que los residentes catalanes pudieran llevar a cabo como respuesta a la reintroducción del IP en 2011. Como resultado de dicho estudio, se obtiene una elasticidad de la riqueza imponible con respecto a la tasa de rendimiento neta de impuestos de 0,64.

6. CONCLUSIONES

El desigual tratamiento fiscal del patrimonio se ha acentuado en España durante los últimos años a causa del ejercicio efectivo de las competencias normativas asumidas por las comunidades autónomas. En el Impuesto sobre el Patrimonio, existen diferencias en las regulaciones autonómicas de los diferentes elementos que conforman el impuesto, siendo en las bonificaciones donde se origina la mayor parte del desigual trato fiscal entre regiones.

En diciembre de 2022 entró en vigor el Impuesto Temporal de Solidaridad de las Grandes Fortunas como un impuesto estatal complementario al Impuesto sobre el Patrimonio, que afectará a aquellas personas con patrimonios superiores a los tres millones de euros. Uno de sus principales objetivos es armonizar el gravamen sobre el patrimonio en todas las comunidades autónomas de régimen común, intentando paliar el diferente trato fiscal al que se ven sometidos los contribuyentes en función de su residencia. El ITSGF tratará de lograr una mayor equidad territorial entre los contribuyentes con grandes fortunas, cuya imposición patrimonial se igualará independientemente de la comunidad autónoma en la que residan.

Con el nuevo impuesto estatal pasarían a tributar los grandes patrimonios residentes en regiones que hasta ahora tenían bonificado el IP de forma total (Comunidad de Madrid y Andalucía) o parcial (Galicia). Además, también existirá un pequeño efecto recaudatorio en aquellas comunidades que han establecido unos tipos marginales máximos inferiores al que se regula en la tarifa del nuevo impuesto (Asturias, Cantabria, Cataluña, Baleares y Murcia).

Según nuestras estimaciones, el Impuesto sobre Grandes Fortunas afectará en el ejercicio 2022 a 10.114 contribuyentes que tendrán que pagar una cuota media de 52.089 euros, generando una recaudación de 527 millones de euros que ingresará el Estado. De estos contribuyentes, casi el 90% (9.012) residen en la Comunidad de Madrid y harán frente al 93% (490 millones) de la cuota del nuevo impuesto.

Respecto al perfil socioeconómico de los contribuyentes que pagarán el nuevo impuesto, a pesar de existir cierta paridad en la distribución por géneros, predominan los hombres (51,2%) sobre las mujeres (48,8%). Los contribuyentes presentan edades intermedias y avanzadas, siendo el 75,4% de los mismos mayores de 55 años. Poco más de la mitad de los contribuyentes del nuevo impuesto estatal (el 53,5%) presentan patrimonios entre los 3,7 y los 7 millones de euros. Sin embargo, gran parte de la recaudación del impuesto viene dada por aquellos contribuyentes con grandes patrimonios, especialmente aquellos superiores a los 50 millones de euros.

Hay que destacar, sin embargo, que los resultados obtenidos para el ejercicio 2022 son estáticos, sin considerar posibles cambios en el comportamiento de los contribuyentes como consecuencia de la introducción del nuevo impuesto. La rápida tramitación parlamentaria del ITSGF ha supuesto que los individuos con grandes patrimonios no hayan tenido prácticamente tiempo para reaccionar ante el establecimiento del impuesto. Sin embargo, es probable que algunos declarantes puedan reestructurar su patrimonio con la finalidad de reducir, o incluso evitar, el pago del impuesto en el ejercicio 2023. Otra respuesta de los declarantes podría ser el cambio de su residencia fiscal, ya sea a otros países con una tributación del patrimonio más laxa o a las comunidades forales. Por todo ello, los resultados obtenidos en la simulación deben tomarse como cifras de recaudación máximas, al no considerar la respuesta de los declarantes ante la introducción del nuevo impuesto estatal. También cabe pensar que, al tratarse de un impuesto temporal, los individuos no tomen decisiones relativamente costosas que sólo afectarán al ejercicio 2023. Otra posibilidad es que algunos contribuyentes decidan volver a sus comunidades de residencia si, como destaca la literatura (Agrawal et al., 2020) ya hicieron el camino inverso por la diversidad autonómica en la regulación del IP.

Una vez se conozcan los cambios normativos producidos durante el ejercicio 2023, tanto respecto al IP como al ITSGE, nuestra intención es cuantificar el efecto recaudatorio derivado de los cambios en el comportamiento de los contribuyentes y la planificación fiscal llevada a cabo por los mismos. El estudio llevado a cabo en este artículo se puede extender con futuros trabajos relacionados con el diseño de la imposición patrimonial en España, como la reconsideración de la actual exención general a actividades empresariales o el límite conjunto de la cuota íntegra, pudiendo analizar su impacto y formular propuestas alternativas.

AGRADECIMIENTOS

Este trabajo ha recibido la financiación del Proyecto HIECPU/2019/2 de la Conselleria de Hacienda y Modelo Económico de la Generalitat Valenciana.

REFERENCIAS

- Agrawal, D.R., Foremny, D., & Martínez-Toledano, C. (2020). Paraísos fiscales, wealth taxation, and mobility. *Institut d'Economia de Barcelona (IEB), Working Paper*, 2020/15. <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3676031>
- AIReF. (2023). Informe sobre los presupuestos iniciales de las administraciones públicas 2023. Informe 1/23.
- Alvaredo, F., & Saez, E. (2009). Income and Wealth Concentration in Spain in a Historical and Fiscal Perspective. *Journal of the European Economic Association*, 7(5), 1140-1167.
- Arcarons, J., & Calonge, S. (2003). El impuesto sobre el patrimonio: un modelo de microsimulación para el análisis de sus reformas. *Hacienda pública y convergencia europea*. X Encuentro de Economía Pública.
- Biehl, D. (1989). Optimal decentralization: a conceptual approach to the reform of German Federalism. *Environment and Planning C: Politics and Space*, 7, 375-383. <https://doi.org/10.1068/c070375>
- Boadway, R., Chamberlain, E., & Emmerson, C. (2010). Taxation of Wealth and Wealth Transfers. *Dimensions of Tax Design: The Mirrless Review* (pp.737-836). Institute for Fiscal Studies.
- Chancel, L., Piketty, T., Saez, E., & Zucman, G. (2022). *Informe sobre la desigualdad global 2022*. Laboratorio sobre la Desigualdad Global.
- Comité de personas expertas (2022). Libro Blanco sobre la Reforma Tributaria. Instituto de Estudios Fiscales, Ministerio de Hacienda y Función Pública, Madrid.
- De Pablos, L. (2020). La desigualdad social y la concentración de la riqueza. Fundamentos de la imposición sobre la riqueza personal en el siglo XXI, en Martínez Vázquez y Lago Peñas (Dirs.), *Desafíos pendientes de la descentralización en España: suficiencia y autonomía tributaria* (pp. 219-244). Institutos de Estudios Fiscales.
- Durán, J.M., & Esteller, A. (2014). La imposición sobre la riqueza en España. *Papeles de Economía Española*, 139, 70-85.
- Durán, J.M., & Esteller, A. (2021). A Quantitative Assessment of the Net Wealth Tax: The Spanish Experience. *CESifo Economic Studies*, 67(4), 488-510.
- Durán, J.M., Esteller, A., & Mas, M. (2019). Behavioural Responses to the (Re)Introduction of Wealth Taxes. Evidence From Spain. *Institut d'Economia de Barcelona (IEB) Working Paper*, 2019/04.
- Durán, J.M., Esteller, A., & Mas, M. (2020). El presente del Impuesto sobre el Patrimonio, análisis a partir de la experiencia en España, en Martínez Vázquez y Lago Peñas (Dirs.), *Desafíos pendientes de la descentralización en España: suficiencia y autonomía tributaria* (pp. 275-295). Institutos de Estudios Fiscales.

- Durán, J.M., Esteller, A., Mas, M., & Salvadori, L. (2019). The tax gap as a public management instrument: application to wealth taxes. *Applied Economic Analysis*, 27(81), 207-225.
- Fuest, C., & Huber, B. (2001). Labor and capital income taxation, fiscal competition, and the distribution of wealth. *Journal of Public Economics*, 79(1), 71-91. [https://doi.org/10.1016/S0047-2727\(00\)00096-7](https://doi.org/10.1016/S0047-2727(00)00096-7)
- Instituto de Estudios Fiscales (2022). Panel de Hogares: ejercicios 2016 a 2019. Documentos de Trabajo 4/2022.
- IvieLAB (2020). Madrid: capitalidad, economía del conocimiento y competencia fiscal, IVIE, Valencia.
- Kopczuk, W. (2019). *Comment on "Progressive Wealth Taxation" by Saez and Zucman prepared for the Fall 2019*. Brookings Papers on Economic Activity.
- Lago, S. (2019). La descentralización tributaria en España: avances significativos, retos pendientes. *Cuadernos de Información Económica*, 272. Funcas.
- Martínez, D., Díaz, M., & Marín, C. (2022). El Impuesto Temporal de Solidaridad de las grandes fortunas y su encaje con el Impuesto sobre el Patrimonio., Apuntes no. 2022-29. Madrid.
- Ministerio de Hacienda y Función Pública (2023). Informe sobre la entrada en vigor de los nuevos impuestos y gravámenes para reforzar la justicia social.
- Musgrave, R. A. (1983). Who Should Tax, Where, and What? en Charles E. McLure, Jr. (Ed.), *Tax Assignment in Federal Countries* (pp. 2-25). Australian National University Press.
- Oates, W. E. (1999). An Essay on Fiscal Federalism. *Journal of Economic Literature*, 37(3), 1120–1149.
- Olson, M. (1969). The Principle of "Fiscal Equivalence": The Division of Responsibilities among Different Levels of Government. *The American Economic Review*, 59(2), 479–487.
- Piketty, T., & Zucman, G. (2015). Wealth and Inheritance in the Long Run, en Atkinson y Bourguignon (eds.), *Handbook of Income Distribution*, 1303-1368. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-59429-7.00016-9>
- Saez, E., & Zucman, G. (2016). Wealth Inequality in the United States since 1913: Evidence from Capitalized Income Tax Data. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(2), 519-578.
- Scheuer, F., & Slemrod, J. (2021). Taxing Our Wealth. *Journal of Economic Perspectives*, 35(1), 207-230.
- Tiebout, C. M. (1956). A Pure Theory of Local Expenditures. *Journal of Political Economy*, 64(5), 416–424.

ORCID

- Rubén Amo Cifuentes <https://orcid.org/0000-0003-2463-5900>
- Rafael Granell Pérez <https://orcid.org/0000-0002-9040-2382>
- Amadeo Fuenmayor Fernández <https://orcid.org/0000-0002-1485-1792>



Distributive politics and decentralisation in Chile and Peru

*Felipe Livert**, *Raymundo Mogollón***, *Pablo Herrera****

Received: 21 de diciembre de 2022

Accepted: 27 de julio de 2023

ABSTRACT:

The paper presents evidence that decentralisation increases partisan influence in the allocation of non-programmatic resources. The model employs a panel data and fixed effects analysis using data corresponding to intergovernmental transfers from the national level, passing through the regional level and earmarked for investment for local governments in Chile (2008-2018) and Peru (2004 - 2013). The results indicate political influence on the distribution of resources. The distribution of resources is used tactically in both countries in presidential election years. The implementation of laws increasing political decentralisation in Chile and Peru increased the political bias in resource distribution. The results have policy implications and provide a comparative perspective on the development of fiscal institutions in both countries. In a continental scenario, in which Latin American countries are undergoing a strong decentralisation process, it is suggested to advance in reforms that increase transparency, accountability and citizen participation. In addition, it is advisable to limit non-programmatic allocations and provide stability in the distribution of public resources.

KEYWORDS: Distributive politics; decentralisation; Pork barrel; Chile; Peru.

JEL CLASSIFICATION: P25; O54; P48; O43.

Política distributiva y descentralización en Chile y Perú

RESUMEN:

El artículo presenta evidencia de que la descentralización incrementa la influencia partidista en la asignación de recursos no programáticos. El modelo emplea un análisis de datos de panel y efectos fijos usando datos que corresponden a transferencias intergubernamentales provenientes del nivel nacional, que pasan por el nivel regional y que están destinadas a inversión para los gobiernos locales de Chile (2008-2018) y Perú (2004 – 2013). Los resultados indican influencia política en la distribución de recursos. La distribución de recursos es usada tácticamente en ambos países en los años de elección presidencial. La aplicación de leyes que aumentan la descentralización política en Chile y Perú aumentó el sesgo político en la distribución de los recursos. Los resultados tienen implicancias políticas y permiten obtener una perspectiva comparada del desarrollo de las instituciones fiscales en ambos países. En un escenario continental, en que los países de América Latina están experimentando un fuerte proceso de descentralización, se sugiere avanzar en reformas que incrementen la transparencia, la rendición de cuentas y participación ciudadana. Adicionalmente, es recomendable limitar las asignaciones no programáticas, y brindar estabilidad a la distribución de recursos públicos.

PALABRAS CLAVE: Política distributiva; descentralización; Pork barrel; Chile; Perú.

CLASIFICACIÓN JEL: P25; O54; P48; O43.

* Department of Applied Economics, University of the Basque Country (UPV/EHU). España. Department of Political and Social Sciences, European University Institute. felipe.livert@eui.eu

** Department of Economics, Universidad Nacional Agraria La Molina. Lima, Peru. raymundo.mogollon@gmail.com

*** Department of Industrial Engineering, Universidad Diego Portales. Chile. pablo.herrerar@mail.udp.cl

Corresponding Author: felipe.livert@eui.eu

1. INTRODUCTION

Peru has undergone a strong decentralisation process in recent decades. Between 2002 and 2005, specific procedures on the powers of regional and local governments were established. Subsequently, between 2006 and 2009, the country experienced the so-called "Decentralisation Shock", a period in which a decentralised management approach to government functions was introduced. In addition, the National Public Investment System was made more flexible (Contraloría General de la República - Perú, 2014). Chile, despite recent progress in decentralisation, is characterised as a highly centralised country among the OECD countries (OECD, 2016). In fact, in the period under review, the head of the regional government was appointed by the president. It was only in 2014 that the main measure of political decentralisation, the direct election of regional councillors, was implemented¹.

Decentralisation has several advantages. According to Pinilla et al. (2014), a closer implementation of public services and goods leads to better targeting of citizens, greater oversight, lower costs, and a better response to specific local needs. In this sense, decentralisation offers an interesting alternative that seeks to improve the efficiency of the allocation of public services and goods through better targeting.

On the other hand, some authors warn about certain risks of decentralisation derived from the political game. Firstly, there is the increase of discretionality in transfers and investments, which may generate losses in efficiency and equity (Lowry and Postoski, 2004). Secondly, there are concerns about increasing clientelistic practices (García-Guadilla and Pérez, 2002). These two risks may arise in a scenario where a minority group exerts pressure or control over local governmental capacities and resources (Prud'homme, 1995).

In this context, Enikolopov and Zhuravskaya (2003) mention that the success of decentralisation depends on the institutional characteristics of the policy implementation process and of each country. Specifically, control and monitoring mechanisms must be in place to promote an efficient and equitable distribution of resources (Weingast, 2014). Measures such as transparency, accountability, and greater citizen participation can reduce political influence on resource allocation (Livert et al., 2019). In addition, territorial autonomy should be accompanied by coordination and cooperation mechanisms between different levels of government to avoid conflicts of interest and duplication of functions (Weingast, 2014).

There is therefore a challenge in terms of governance of the decentralisation process in order to reduce threats from political interests. The debate on the consequences of political gamesmanship in the governance of countries has focused on the analysis of the manipulation of fiscal variables as an instrument for the pursuit of electoral gains (Rogoff, 1990). In theory, the allocation of public goods should be defined by decisions set out in government plans and subject to country-specific technical and normative issues (Alesina, 1987).

Despite this, there is empirical evidence in the field of distributive politics that shows that central government decisions regarding the allocation of public resources to local governments respond, at least in part, to political opportunism. (Letelier S. and Neyra, 2013) with the aim of achieving re-election (Travits, 2009). In this sense, Anderson and Tollison (1988) point out that, although the redistributive dimension is present in almost all aspects of the political process, the selection of specific beneficiary groups can be interpreted as a tactical or clientelistic redistribution strategy and even an attempt to buy votes from those who are willing to sell them.

With this in mind, the research question focuses on whether decentralisation deepens the problems of arbitrary allocation of public resources in Chile and Peru. Specifically, it seeks to identify whether there is partisan influence on non-programmatic allocations to local governments. Then, we analyse whether this type of allocation varies throughout the electoral cycle, intensifying during presidential election periods. Finally, evidence is sought on whether decentralisation, as a policy oriented towards the transfer of functions to regional and local governments, influences the strategic behaviour of the political game, increasing discretionality.

¹ In 2021 there was the first election for regional governors, i.e. head of regional government.

In order to carry out this research, information is used from the Ministry of Finance of Chile and the Ministry of Economy and Finance of Peru, which are the institutions that administer and distribute public resources from the central to the local level. In both countries, non-programmatic intergovernmental transfers for local investment are analysed. These transfers are distributed without a technical framework, which increases the likelihood that they respond to political influence. (Letelier and Neyra, 2013) as mayors may act as intermediaries. This contrasts with programmatic or formula-based transfers, which limit local capacity for political influence on resource allocation.

In the second section, the paper presents empirical evidence and theory on distributive politics and decentralisation. The third section describes the main institutional characteristics of Peru and Chile. The fourth section describes the main variables to be used in the analysis. The fifth section outlines the hypotheses and the models that will be used to test the hypotheses. The sixth section presents the main results, including the estimated equations. Finally, the seventh section deals with the discussion and conclusions.

2. EMPIRICAL EVIDENCE AND THEORY

2.1. PORK BARREL

By definition, *pork barrel* refers to the use of public resources to finance projects of local interest for electoral purposes. Evans (2011) indicates that this type of behaviour is an integral part of congressional political life and the legislative process.

In the case of Peru, evidence has shown that fiscal transfers to regional governments, which were initially intended to benefit national welfare, have been used as a political instrument, despite their high costs and inefficiencies. (Letelier and Neyra, 2013).. In the case of Chile, the works of Livert and Gainza (2017), Corvalan *et al* (2018), Lara and Toro (2019) show a scenario where intergovernmental transfers are subject to political gamesmanship.

The analysis of the political game in the distribution of resources has focused on identifying to whom these arbitrary allocations are targeted and what consequences this has on the welfare of society (Golden and Min, 2013). As for the beneficiaries of discretionary transfers, Cox (2010) identifies two types of voters as possible recipients: i) the so-called *core voters* and ii) *swing voters*.

CORE VOTERS

Cox and McCubbis (1986) point out that one of the reasons why politicians choose *core voters* is risk aversion. Under the assumption that politicians make their electoral promises on the basis of expected outcomes, the risk for this type of voter is lower, and therefore, a higher political return will be obtained.

Livert and Gainza (2018) show evidence of this behaviour in municipalities in Chile with respect to the allocation of the National Regional Development Fund (FNDR), while Schady (2000), in a similar analysis, concludes that aligned provinces in Peru are favoured in the allocation of the National Compensation and Social Development Fund (FONCODES).

Other works supporting this position include Solé-Ollé and Sorribas (2008) for Spain, Case (2001) for local governments in Albania, Kroth (2014) for provinces in South Africa, Calvo and Murillo (2004) for provinces in Argentina, Rodríguez-Pose *et al* (2016) for constituencies in Greece, Biswas *et al* (2010) in India, Travist (2009) for municipalities in the countries of Denmark, Finland, Norway, and Sweden, as well as Grosman (1994) and Ansolabehere and Snyder (2006) for federal transfers to states and local governments in the United States.

SWING VOTERS

Swing voters are chosen by politicians as recipients of public resources to maintain and expand their electoral base, as pointed out by Dixit and Londregan (1996). Letelier and Neyra's (2013) analysis for

Peru concludes that the central government directs these resources to areas where it has less support, transferring the costs of this political manoeuvre to aligned sectors. Similarly, Segura-Ubiergo (2007) and Graham and Kane (1998) show that, during Alberto Fujimori's second government as president of Peru, greater resources were transferred to areas that provided less support for the 1993 referendum modifying the political constitution. In Latin America, this position is reinforced by Brollo and Nanncini (2012), and Remmer (2007) for Brazil and Argentina, respectively.

On this position, Veiga and Pinho (2007) and Gonçalves (2010) find evidence for Portugal, Milligan Smart (2005) for Canada, Castells and Solé-Ollé (2005) in Spain, Wallis (1998) and Gamkhar and Ali (2007) on the allocation of federal transfers in the United States, while Dahlberg and Johansson (2002) and Johanson (2003) for Sweden. There is also literature supporting this hypothesis for the countries of Ghana (Banful 2011), Australia (Denemark, 2000), South Korea (Kwon, 2005) and England (John and Ward, 2001).

Finally, it is important to highlight the main works on distributive politics Kramon and Posner (2013) and Golden and Min, (2013), the first one, mentions the fact of not drawing general conclusions from empirical analysis, because who benefits from distributive politics depends on the institutional context and political motivations, which changes with the type of resource analysed. The second paper points out that it is not enough to analyse the political game, but that the relevance of the analysis should be focused on the consequences of this game on the welfare of the population, as it benefits one group or territory over another.

2.2. POLITICAL BUDGET CYCLE

Another type of distortion generated by the manipulation of fiscal variables throughout the legislature is the *Political Budget Cycle* (PBC). Theoretically, this distortion suggests that the magnitude of fiscal transfers (or taxes) are employed as tactical devices in years close to electoral elections (Rogoff and Sibert, 1988; Rogoff, 1990). Schady (2000) in Peru shows evidence that FONCODES expenditures increased in years prior to elections. In the case of Chile, Livert and Gainza (2017), Corvalan *et al* (2018), Lara and Toro (2019) show that PBC exists. Drazen and Eslava (2010) show that infrastructure spending increases in pre-election periods in Colombia.

There is evidence that in Portugal, taxes and expenditures on some goods were manipulated in periods close to election periods (Veiga & Veiga, 2007). In France, Foucault, Madies, and Paty (2008) report that local governments increased spending in all categories in pre-election periods.

As observed, partisan influence in the arbitrary allocation of resources does not seem to follow a pattern that allows us to define which contexts are more vulnerable to this behaviour. It occurs in settings with different electoral systems, levels of development, and under the administration of different fiscal variables. However, its effects are likely to be greater in settings where local autonomy is low, even when decentralisation policies aimed at devolving functions have been implemented.

2.3. DECENTRALISATION

Latin America and developing countries have experienced a decentralisation drive in recent decades, with a strong emphasis on the local or municipal level, which has made mayors increasingly the centre of political life and the provision of local public goods (Bardhan and Mookherjee 1998). The aim of decentralisation processes is to contribute to the comprehensive development of nations; in this respect, the evidence on their benefits is mixed and inconclusive. Positive effects such as improved macroeconomic management (Shah, 1998), improved governance (McKinnon and Nechyba, 1997), reduced corruption (Fisman and Gatti, 2002), and improved governance (McKinnon & Nechyba, 1997) are attributed to decentralisation.

However, it is also possible to find that decentralisation can generate macroeconomic imbalances (Prud'homme, 1995) promote lower growth in nations (Davoodi & Zou, 1998; Xie et al., 1999) and foster corruption, as well as the capture of the public sector (Bardhan & Mookherjee, 1998; Goldsmith, 1999). Aghon (1997) indicates that the implementation of most decentralisation processes is carried out

through the establishment of systems of fiscal resource transfers to local governments, which aimed to strengthen them as executors of public spending, and not as generators of their own revenues, maintaining their relationship of dependence with the central government. On the other hand, Bossert (2000) mentions that the success of decentralisation is subject to its implementation in strong local institutional environments, with clear and effective rules. In this regard, Bojanic (2018) identifies for Latin America that fiscal decentralisation has had no effect on economic growth and has increased inequality.

3. GOVERNANCE IN CHILE AND PERU

Chile and Peru share certain characteristics of local-level governance that are key to our empirical strategy, namely the electoral system and the degree of fiscal decentralisation. We will discuss each of these features before mentioning some important contextual differences that justify our case selection strategy.

In both countries, the most local level of government under study is the municipality is the municipality. In Peru there are 1647 municipalities (*municipalidad distrital*), and a 2002 decentralisation law gave these units of government significant administrative autonomy to oversee local affairs. For example, municipalities are responsible for managing local public services such as water supply and irrigation, building schools and health centres, and managing rubbish collection, as well as granting business licenses, drafting municipal ordinances, and overseeing the annual district development plan. Similarly, at the most local level of government is the municipality, Chile has 345 municipalities. Mayors have local responsibilities like those in Peru, including planning and regulation, education and urban services.

Both countries have similar electoral systems at the local level. Municipalities are governed by mayors elected, along with a group of councillors (called *regidores* in Peru and *consejales* in Chile) who are allocated seats proportionally in the Municipal Council based on the party's share of votes. Mayors in Peru could be re-elected indefinitely until the 2014 elections (the last included in our dataset), although a 2015 law prohibited immediate re-election as of the 2018 election cycle. In Chile, there were no limits on the re-election of mayors during the period of our study (Argote, 2021), although a 2020 law began to limit mayors to three terms in office starting with the 2021 local elections. In Peru, voting is compulsory by law, with strong enforcement of fines for those who do not vote, leading to relatively high turnout rates (Carpio et al, 2018). In Chile, voting was previously compulsory, but became voluntary in 2012.

In both cases, municipalities rely heavily on central government transfers as a component of their local public budgets. In both countries, the central government distributes both the regular annual budget. In Peru, municipalities' budgets are determined by the Ministry of Economy and Finance (Loayza et al., 2014). Despite their administrative autonomy, little revenue is generated at the local level, making municipalities dependent on transfers from the national government for their functioning. In fact, only about 20% of local government budgets come from their own revenues, with 80% coming from the central government (Vega, 2008).

In Chile, local revenue generation is higher than in Peru, although transfers and subsidies at the national level still account for about 50% of municipal revenues (OECD, 2019). The OECD (2014) indicates that, in reality, local governments' fiscal and financial autonomy is limited. Municipal budgets are based on own revenues, a system of horizontal transfers and a grant scheme from central and regional government to local authorities. The central government allocates resources for investment to local governments, which represent on average 41% of central government investment and 0.9% of GDP.

When examining differences, it's evident that Chile boasts one of the most robust party systems in Latin America, as opposed to Peru, which possesses one of the weakest (Mainwaring, 2018). Furthermore, Chileans report a significantly higher level of trust in local government (55.4%) compared to Peruvians (36.4%), who have the second-lowest rate in all of Latin America (Cohen et al., 2017).

3.1. USE OF FISCAL RESOURCES

In Chile, the investment approval process is defined each year according to the budget law. In order for a project to be financed, it must be approved by the National Investment System (SNI), which establishes the rules and procedures governing the public investment process in Chile, and aims to improve the quality of public investment and increase the country's net efficiency. The SNI is headed by the Ministry of Social Development (MDS) and the Ministry of Finance (MH). The latter determines the budgetary framework, establishes the spending capacity of each institution, and allocates resources to investment entities. In order to allocate resources to a project, the MH must verify that the project has been approved by the MDS. Since 1988, all public investment initiatives must have an ex-ante evaluation, with the objective of guaranteeing the socio-economic merit of the different initiatives to be financed by the SNI. In this paper we analyse central government transfers mainly earmarked for investment. These transfers are decided and allocated by the Undersecretariat for Regional Development, which is part of the Ministry of the Interior and is in charge of managing regional public funds. These funds are given to municipalities to improve their local management, for infrastructure and improvement of specific neighbourhoods.

In Peru, local governments receive transfers from the central government, through the Ministry of Economy and Finance (MEF), mainly in the form of determined resources, ordinary resources, the Municipal Compensation Fund (FONCOMUN), etc. The allocation of funding sources is proposed by the MEF and approved by the Congress of the Republic through the public sector budget. The use of these sources of financing is determined according to what is established in their respective norms of creation or regulation. The variable of interest for the analysis is the Ordinary Resources (OR), which belong to the national government and finance operational expenditures and projects in charge of sectoral bodies. In the case of local governments, transfers of OR are used to finance social or productive infrastructure projects.

In Peru there is also the National Public Investment System (SNIP)², which checks whether investment projects achieve financing and are useful for society. However, the OECD reports some shortcomings of this process. The SNIP does not generate knowledge about the local reality of each sub-national government and does not prioritise projects. Thus, projects that are not the most important for the development of the region, especially decorative or popular ones, may pass through the SNIP (OECD, 2016).

4. DATA

In the case of Peru, we used data on Ordinary Resources (OR) transfers to local governments from the period 2004 to 2013, obtained from the Integrated Financial Administration System (SIAF) of the Ministry of Economy and Finance.

The electoral information was obtained from the Jurado Nacional de Elecciones (JNE- National Jury of Elections) and the Oficina Nacional de Procesos Electorales (ONPE - National Office of Electoral Processes), and used results from presidential elections, held between April and June, for the years 2001, 2006 and 2011, in which the winners were Alberto Fujimori, Alejandro Toledo, Alan García and Ollanta Humala, respectively; at the municipal level, we worked with data from the elections of 2002, 2006, 2010 and 2014, which are held between the months of October and November. We also used information from the National Institute of Statistics and Informatics (INEI) on the population and surface area of the districts for a similar period, as well as information from the same institution, but corresponding to specific characteristics at the municipal level from the National Registry of Municipalities (RENAMU).

In the case of Chile, the investment information comes from the Ministry of Interior and is allocated at the communal level between 2008 and 2018. From the Chilean Electoral Service (SERVEL), information was obtained for the presidential elections of 2009, 2013 and 2017, in which the winners of the elections were Michelle Bachelet and Sebastián Piñera on two occasions each. At the municipal level,

² Currently called the National System of Multiannual Programming and Investment Management (Invierte.pe).

the elections of 2008, 2012 and 2016 were considered. We worked with information from the National Institute of Statistics and SERVEL and the Ministry of the Interior on population, socioeconomic, municipal, and electoral variables.

5. HYPOTHESIS

Based on the existing empirical evidence on distributive politics, and the theoretical analysis of the realities of Chile and Peru, the following hypotheses are put forward:

- H1. There is partisan influence in the allocation of non-programmatic public resources.
- H2. The allocation of public resources to local governments is sensitive to electoral periods, being higher in presidential election years, and having an additional effect when belonging to the government coalition.
- H3. Partisan influence on resource allocation increases with the implementation of decentralisation-oriented policies, having an additional effect in election years.

The hypotheses seek to find out whether for both countries there is political manipulation in the allocation of transfers, and how decentralisation influenced this. It is likely that the political bargaining between the local and national level that accompanies the political re-election process considers the results of the last election. In turn, political bargaining between levels of government is likely to change political decentralisation and redistribution of power.

With the information described above, two panels are constructed with annual observations for the districts of Peru in the period 2004 - 2013 and the communes in Chile in the period 2008 to 2018. The following models are then proposed:

H1. EVIDENCE OF PARTISAN INFLUENCE IN THE ALLOCATION OF PUBLIC RESOURCES (*PORK BARREL*)

To test the first hypothesis, the preference of politicians to allocate fiscal resources for political purposes will be taken into account, as well as whether the allocations are directed towards *core voters* (electoral strongholds) or *swing voters* (undecided voters). For both countries, the dependent variable used is intergovernmental transfers for public investment from central governments, the OR in the case of Peru and the Urban Improvement Programme (PMU) in the case of Chile.

Equation (1) is applied for both countries, and the fiscal variables are collected in logarithm and at the per capita level, the variable is described as $\log(\text{fiscal_resource}_{it})$. For its part, the variable coalition_{it} will determine whether *pork-barrel* exists, and whether resources are directed to *core voters*. This variable is *dummy* and takes the value 1 when the government coalition won in the presidential election in the commune or district (i) in the period (t)

Control variables relating to geographical and socio-economic characteristics at the local level are grouped together at Z_{it} control variables relating to geographical and socio-economic characteristics at the local level are grouped. Information on population and density is used for both countries; for Chile, the variables poverty, budget execution and efficiency in the collection of commercial patents are used. For Peru, municipal employees and FONCOMUN transfers are included, as its distribution criterion is formula-based and considers socio-economic characteristics of the municipality.

$$\log(\text{fiscal_resource}_{it}) = \alpha + \beta 1 \text{coalition}_{it} + \gamma Z_{it} + \sigma_i + \tau_t + u_{it} \quad (1)$$

H2. TRANSFERS ARE HIGHER IN PRESIDENTIAL ELECTION YEARS (*PBC*)

The objective of hypothesis 2 is to verify that resource allocation is sensitive to a political budget cycle, specifically, to test whether allocations are higher during a presidential election year. To this end,

equations (2a) and (2b) use a *dummy variable* that is equal to 1 in the presidential election year ($yp0_t$) and is 0 for other years. In addition, the variable $coalition_{it}$ model variable (1) is used. In equation (2b), we incorporate the interaction ($coalition_{it} \times yp0_t$) to determine the effect of belonging to the government coalition in the presidential election year.

$$\log(fiscal_resource_{it}) = \alpha + \beta_1 yp0_t + \beta_2 coalition_{it} + \gamma Z_{it} + \sigma_i + \tau_t + u_{it} \quad (2a)$$

$$\begin{aligned} \log(fiscal_resource_{it}) \\ = \alpha + \beta_1 yp0_t + \beta_2 coalition_{it} + \beta_3 (coalition_{it} \times yp0_t) + \gamma Z_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (2b)$$

H3. DECENTRALISATION INCREASES ARBITRARY ALLOCATION OF RESOURCES

To determine whether partisan influence deepens after the implementation of decentralisation policies. The variable $dsct_t$ is a *dummy* that, in the case of Chile, takes the value of 1 from 2014 onwards, the year in which the first direct election of Regional Councillors takes place. While in the case of Peru, the variable $dsct_t$ takes the value of 1 from 2008 onwards, the year in which the Secretariat of Decentralisation was installed, and decentralisation policies were oriented towards the transfer of capacities. Equation (3a) seeks to identify whether there is partisan bias ($coalition_{it}$) in the distribution of resources given the decentralisation process. While equation (3b) jointly considers the electoral cycle, partisan bias and decentralisation process in the distribution of resources, equation (3b) seeks to identify whether there is a partisan bias in the distribution of resources given the decentralisation process.

$$\begin{aligned} \log(fiscal_resource_{it}) \\ = \alpha + \beta_1 dsct_t + \beta_2 coalition_{it} + \beta_3 (coalition_{it} \times dsct_t) + \gamma Z_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (3a)$$

$$\begin{aligned} \log(fiscal_resource_{it}) \\ = \alpha + \beta_1 dsct_t + \beta_2 coalition_{it} + \beta_3 (coalition_{it} \times dsct_t) \\ + \beta_4 (coalition_{it} \times yp0_t) + \beta_5 (yp0_t \times dsct_t) + \beta_6 (coalition_{it} \times yp0_t \times dsct_t) + \gamma Z_{it} \\ + u_{it} \end{aligned} \quad (3b)$$

In Chile, the election of Regional Councillors has had a direct impact on decentralisation and resource distribution³. First, it increased the legitimacy of Regional Councillors, second, it generated a direct link between citizens and regional government, third, it generated incentives for local politicians, either by seeking re-election and/or visibility for future political office.

At the end of 2007, Peru implemented the municipalisation of health and education, as well as the end of prefectures and sub-prefectures (Propuesta Ciudadana, 2006a). That same year, the government presented the "Decentralist Shock". This plan included measures such as the deconcentration of non-transferable central government functions and competences, and a law on competences that defines the role of each level of government to avoid duplication. Among the main proposals were the transfer of 185 sectoral functions to regional governments, along with their respective resources. In addition, the transfer of social and productive infrastructure projects and social programmes to local governments was proposed. The transfer of electricity distribution companies will also take place (Propuesta Ciudadana, 2006b).

³ The purpose of the regional council is to make the participation of the regional community effective and it has normative, resolute and supervisory powers. It can approve, modify or substitute the projects and proposals of the intendant regarding the following matters (Law 20.678)

6. RESULTS

The main results are in Table 1, the interpretation is for the total effect of the policy variables and not for the marginal effect, due to the work of Brambor et al (2006), which identifies that researchers do not correctly interpret the coefficients using the interaction of two variables. Additionally, papers from regional studies, which analyse political factors and resource distribution (e.g. Livert and Gainza, 2018; Luca and Rodriguez-Pose, 2016) have considered the total effect and not the marginal effect in their interactions.

H1. PORK BARREL

The results of equation (1) corroborate the hypothesis that *pork barrel* in Peru and Chile, indicating that transfers are subject to partisan influence. In the case of Chile, coalition municipalities receive on average 47% additional transfers. While in Peru, they receive on average 5.8% more transfers than non-coalition municipalities. The evidence indicates that, in Peru and Chile, politicians prefer to allocate more resources to aligned local governments (*core voters*) due to the positive sign of the coefficient, which is statistically significant.

Chile:

$$\log(\widehat{fiscal_resource}_{it}) = \hat{\alpha} + 0.47coalition_{it} + \hat{\gamma}Z_{it} + \hat{\sigma}_i + \hat{\tau}_t$$

Peru:

$$\log(\widehat{fiscal_resource}_{it}) = \hat{\alpha} + 0.058coalition_{it} + \hat{\gamma}Z_{it} + \hat{\sigma}_i + \hat{\tau}_t$$

H2. POLITICAL BUDGET CYCLE

The results of equation (2a) confirm that in both countries there is a strategic behaviour with respect to the allocation of resources during presidential elections. The allocations from the central governments of Chile and Peru to local governments increase by 128% and 99%, respectively (coefficients of the variable $yp0_t$), relative to a non-election year.

Chile:

$$\log(\widehat{fiscal_resource}_{it}) = \hat{\alpha} + 1.28yp0_t + 0.47coalition_{it} + \hat{\gamma}Z_{it} + \hat{\sigma}_i + \hat{\tau}_t$$

Peru:

$$\log(\widehat{fiscal_resource}_{it}) = \hat{\alpha} + 0.99yp0_t + 0.05coalition_{it} + \hat{\gamma}Z_{it} + \hat{\sigma}_i + \hat{\tau}_t$$

Equation (2b) shows the effects of belonging to the coalition government during the presidential election year. In Peru, in presidential election periods, local governments in the coalition receive, on average, 96% (sum of the coefficients $yp0_t$ y $(coalition_{it} \times yp0_t)_{it}$). For Chile, the interaction $(coalition_{it} \times yp0_t)$ is not statistically significant.

Peru:

$$\log(\widehat{fiscal_resource}_{it}) = \hat{\alpha} + 1.09yp0_t + 0.08coalition_{it} - 0.13(coalition_{it} \times yp0_t) + \hat{\gamma}Z_{it}$$

H3. DECENTRALISATION

Hypothesis (3a) considers an increase in partisan influence following the implementation of decentralisation policies. In Chile the results are significant for the political decentralisation reform (election of regional councillors), which is implemented from 2014 onwards, the increase in transfers is

73%. (sum of the coefficients $coalition_{it}$ y $(coalition_{it} \times dsct_t)_{it}$) for a municipality aligned with the government coalition with respect to a non-aligned one. Similarly for Peru, decentralisation increases transfers to electoral strongholds by 13% on average compared to other municipalities after 2008, the year of the so-called "decentralisation shock".

Chile:

$$\begin{aligned} \log(\widehat{fiscal_resource}_{it}) \\ = \hat{\alpha} - 1.42dsct_t + 0.30 coalition_{it} + 0.42 (coalition_{it} \times dsct_t) + \hat{\gamma}Z_{it} \end{aligned}$$

Peru:

$$\begin{aligned} \log(\widehat{fiscal_resource}_{it}) \\ = \hat{\alpha} + 0.87dsct_t - 0.04 coalicion_{it} + 0.18 (coalicion_{it} \times dsct_t) + \hat{\gamma}Z_{it} \end{aligned}$$

Hypothesis (3b), proposes an increase in intergovernmental transfers considering jointly partisan bias, the electoral cycle and an increase in decentralisation. In this context, the results are not statistically significant for Chile, probably because the presidential election is not relevant for intergovernmental transfers (Corvalan et al, 2018; Lara and Toro, 2019).

Peru:

$$\begin{aligned} \log(\widehat{fiscal_resource}_{it}) \\ = \hat{\alpha} + 0.92dsct_t - 0.01 coalicion_{it} + 0.70yp0_t + 0.16 (coalicion_{it} \times dsct_t) \\ - 0.24(coalicion_{it} \times yp0_t) - 0.4 \times 10^{-3}(dsct_t \times yp0_t) + 0.228(coalicion_{it} \times dsct_t \times yp0_t) \\ + \hat{\gamma}Z_{it} \end{aligned}$$

While in Peru there is an increase in transfers to *core voters* in election year after the "decentralisation shock" in 2008. The increase in transfers is 173% on average in municipalities belonging to the government coalition in the presidential election year after the increase in decentralisation (sum of the coefficients of the "decentralisation shock" in 2008). $coalicion_{it}$, $dsct_t$ ($coalicion_{it} \times dsct_t$), $(coalicion_{it} \times yp0_t)$, $(yp0_{it} \times dsct_t)$ and $(coalicion_{it} \times yp0_{it} \times dsct_t)$ with respect to a municipality not aligned with the government, prior to decentralisation in a year without a presidential election.

Whereas for a municipality not aligned to the government coalition, after the increase in decentralisation in an election year it is 161% higher than in a non-election year prior to 2008. In other words, being aligned to the presidential coalition after decentralisation implies 11.7% more resources, on average, in a presidential election year.

6.1. ANALYSIS WITH STANDARDISED VARIABLE

To dimension the magnitudes, Table 2 of the Appendix presents the results of Table 1, but with the dependent variable standardised, i.e. mean 0 and standard deviation 1. In this context, it is identified that the political influence is greater in the distribution of the transfer in Chile, since municipalities of the government coalition receive on average 0.19 standard deviation (S.D.), while in Peru it is 0.03 S.D. Similarly, it is identified that the transfers associated with electoral factors after the decentralisation reform is greater in Chile (0.16 S.D.) than in Peru (0.03 S.D.). Similarly, it is identified that transfers associated with electoral factors after the decentralisation reform are higher in Chile (0.16 S.D.) than in Peru (0.11 S.D.). In contrast, the effect of the presidential electoral cycle on the distribution of transfers is greater in Peru (0.69 SD) than in Chile (0.5 SD).

TABLE 1.
Results of the models presented

Variables	Model 1		Model 2a		Model 2b		Model 3a		Model 3b	
	Chile	Peru	Chile	Peru	Chile	Peru	Chile	Peru	Chile	Peru
coalition	0,475***	0,0586**	0,475***	0,0586**	0,462***	0,0872***	0,307***	-0,0430*	0,254**	0,0138
	(0,0936)	(0,0262)	(0,0936)	(0,0262)	(0,112)	(0,0294)	(0,101)	(0,0250)	(0,127)	(0,0288)
election (yp0)			1,281***	0,999***	1,266***	1,090***			-0,770***	0,696***
			(0,194)	(0,0400)	(0,197)	(0,0527)			(0,126)	(0,0327)
election x coalition					0,0403	-0,130***			0,147	-0,236***
					(0,170)	(0,0473)			(0,196)	(0,0517)
decentralisation							-1,421***	0,875***	-1,382***	0,918***
							(0,195)	(0,0522)	(0,198)	(0,0542)
coalition x decentralisation							0,424***	0,182***	0,469**	0,125***
							(0,159)	(0,0384)	(0,191)	(0,0436)
coalition x decentralisation x election									-0,124	0,228**
									(0,373)	(0,0931)
decentralisation x election									0,175	-0,000397
									(0,220)	(0,0700)
Constant	2,171***	6,159***	0,890	6,159***	0,892	6,221***	2,243***	6,148***	2,205***	6,243***
	(0,631)	(1,656)	(0,630)	(1,656)	(0,631)	(1,655)	(0,638)	(1,660)	(0,633)	(1,658)
Observations	3.447	16.515	3.447	16.515	3.447	16.515	3.447	16.515	3.447	16.515
R2 (within)	0,109	0,257	0,109	0,257	0,109	0,258	0,111	0,258	0,111	0,259
Id	345	1.836	345	1.836	345	1.836	345	1.836	345	1.836

Note: all estimates have two-way fixed effects and covariates. () Robust and clustered standard errors are shown in parentheses. ***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.10 .

TABLE 2.
Comparative results: Standardised dependent variable

Variables	Model 1		Model 2a		Model 2b		Model 3a		Model 3b	
	Chile	Peru	Chile	Peru	Chile	Peru	Chile	Peru	Chile	Peru
coalition	0,190***	0,0370**	0,190***	0,0370**	0,185***	0,0551***	0,123***	-0,0272*	0,101**	0,00873
	(0,0374)	(0,0166)	(0,0374)	(0,0166)	(0,0447)	(0,0186)	(0,0403)	(0,0158)	(0,0506)	(0,0182)
election (yp0)			0,512***	0,632***	0,506***	0,690***			-0,308***	0,440***
			(0,0776)	(0,0253)	(0,0787)	(0,0333)			(0,0503)	(0,0207)
decentralisation							-0,568***	0,554***	-0,859***	0,581***
							(0,0780)	(0,0330)	(0,0743)	(0,0343)
election x coalition					0,0161	-0,0819***			0,0587	-0,149***
					(0,0678)	(0,0299)			(0,0782)	(0,0327)
coalition x decentralisation							0,169***	0,115***	0,187**	0,0792***
							(0,0634)	(0,0243)	(0,0762)	(0,0276)
coalition x decentralisation x election									-0,0496	0,144**
									(0,149)	(0,0589)
decentralisation x election									0,377***	-0,441***
									(0,101)	(0,0485)
Constant	0,224	-4,257***	-0,288	-4,257***	-0,287	-4,217***	0,253	-4,264***	0,545**	-4,204***
	(0,252)		(0,252)	(1,047)	(0,252)	(1,047)	(0,255)	(1,047)	(0,253)	(1,049)
Observations	3.447	16.515	3.447	16.515	3.447	16.515	3.447	16.515	3.447	16.515
R2 (within)	0,109	0,257	0,109	0,257	0,109	0,258	0,111	0,258	0,111	0,259
Id	345	1.836	345	1.836	345	1.836	345	1.836	345	1.836

Note: Dependent variable is standardised (mean =0, standard deviation=1) all estimates have two-way fixed effects and covariates. () Robust and clustered standard errors are shown in parentheses.
***p < 0.01, **p < 0.05, *p < 0.10.

6.2. ROBUSTNESS TESTING

GMM

Panel and fixed effects analysis can be potentially endogenous, for example, a higher or lower investment in election t can increase or decrease the votes given to the ruling party in subsequent elections (Luca & Rodríguez-Pose, 2015). To control for the potential robustness of the panel analysis and fixed effects results, equation (1) was estimated with lagged investment using GMM (Generalized Method of Moments). This equation was tested using the difference GMM ($X_{(t-n)} - X_{(t-(n-1))}$) and was calculated using the extension proposed by Roodman (2006) for Stata, as it provides a wider margin to treat the variables and shows Hansen's test for instrument validity. When using this methodology, variables should be treated as exogenous, predetermined or endogenous. Political and socio-economic variables were considered endogenous, as it is assumed that these characteristics could determine resource allocations. This modelling can be expressed as:

$$Y_{it} = \alpha Y_{i(t-1)} + \beta X'_{it} + \varepsilon_{it}$$

$$\varepsilon_{it} = \mu_i + \vartheta_{it}$$

with $E[\mu_i] = E[\vartheta_{it}] = E[\mu_i \vartheta_{it}] = 0$. Thus, the lags of the variables are considered as instruments, i.e. the instrument of $\log(\text{fiscal_resource}_{it})$ is $\log(\text{fiscal_resource}_{i(t-1)})$ and of $\log(\text{fiscal_resource}_{i(t-1)})$ is $\log(\text{fiscal_resource}_{i(t-2)})$.

To check for possible endogeneity, Table 3 presents the GMM results for equation (1). GMM consistency is based on two assumptions: instrumental variables should not be correlated with the error terms, and a negative first-order autocorrelation (AR1) can be observed in the residuals, but no second-order autocorrelation (AR2). The Hansen test indicates that the instrumental variables are valid, while the Arellano-Bond tests for AR1 and AR2 show no second-order serial autocorrelation, indicating valid GMM estimates. These results are consistent with the outcome of the panel and fixed effects analysis.

TABLE 3.
GMM Robustness Test

Variables	Model 1	
	Chile	Peru
log(fiscal resource) L1	0,2232***	0,1229***
	(0,0705)	(0,0426)
coalition (dummy)	0,3250***	0,1091***
	(0,1366)	(0,0480)
Control Variables	Yes	Yes
EF Municipality	Yes	Yes
EF Year	Yes	Yes
Constant	2,533***	8,140***
	(0,8182)	(1,549)
Observations	3.105	14.977
ID	345	1.836
Number of instruments	32	28
AR(1)	-5,57	-8,13
	(0,000)	(0,000)

TABLE 3. CONT.
GMM Robustness Test

Variables	Model 1	
	Chile	Peru
AR(2)	0,85	0,90
	(0,398)	(0,369)
Hansen Test	7,00	6,09
	(0.321)	(0.107)

Notes: GMM differs (Stata command xtabond2) Dependent, political and socio-economic feasible are considered to be endogenous.

Robust standard errors in brackets for GMM estimates, p-value in brackets for Hansen and Arellano-Bond tests.

Statistical significance *** p < 0.01; ** p < 0.05; * p < 0.10.

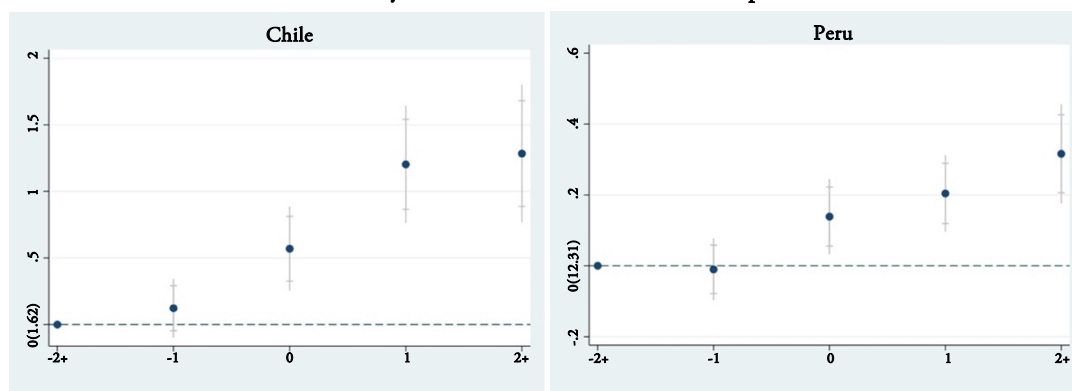
6.3. EVENT STUDY

The second robustness test seeks to test the sensitivity of the estimates, using an *event-study panel* design. This approach can be used as an extension of fixed effects and allows estimation of pre- and post-treatment periods, while controlling for fixed factors (commune and time). Event studies compare the impact of a treatment ($coalition_{it} = 1$) occurring in certain communes and year with counterfactual areas where the event did not occur ($coalition_{it} = 0$). By considering the variation in outcomes around the uptake of the event compared to a reference period, the causal impact of the event can be visually represented (Clarke and Tapia-Schythe, 2021). We implement the event study on the specification (1), to weight the temporal effect of being from the coalition. The specification is (Equation 5):

$$Y_{it} = \gamma_i + \gamma_t + \sum_{\tau=-q}^{-1} \gamma_{\tau} D_{it} + \sum_{\tau=0}^m \delta_{\tau} D_{it} + \theta X_{it} + u_{it} \quad (5)$$

Treatment occurs in election year, when the treatment and control group changes, q captures pre-treatment effects and m captures post-treatment effects. Figure 1 shows systematic differences between treatment and control groups. The pre-treatment coefficients are around the zero line (mean value). Figure 1 reveals that, when the municipality is not a coalition municipality, the transfers are around the transfer mean. However, when municipalities are in the coalition the transfer increases significantly with the average value being above the mean. The graphs consider the 95% confidence interval.

FIGURE 1.
Event study for Chile-Peru coalition municipalities



Source: own elaboration.

7. DISCUSSION AND CONCLUSIONS

The results show that, in Chile and Peru, the allocation of public resources is influenced, to a certain degree, by political factors (Hypothesis 1), and that in election periods transfers to coalition municipalities increase (Hypothesis 2) and that political discretionality is affected by the implementation of decentralisation policies (Hypothesis 3). In short, the existence of a *pork barrel* and *political budget cycle* is corroborated for Chile and Peru. Additionally, it is identified that decentralisation increases, to a certain degree, the options for discretionality.

Political decentralisation implies transferring power to regional and/or local governments, giving them a certain degree of autonomy to make decisions and manage their own affairs. This transfer of power reduces the concentration of power in the central government, which is a good thing in highly unequal societies such as those of Latin America (Genta et al., 2022). However, there are risks due to the possibility that greater regional or local autonomy may result in decision-making that favours certain interest groups (Prud'homme, 1995) to the detriment of others, which could lead to inefficiencies in resource allocation and territorial inequality.

In order for decentralisation not to be subject to the influence of local power groups, it is important to have good institutions, i.e. control and oversight mechanisms that promote an equitable allocation of resources. Specifically, political decentralisation must be accompanied by greater transparency, better accountability and citizen participation in decision-making (Weingast, 2014). In addition, territorial autonomy must be embedded in multilevel governance, which contains appropriate incentives for coordination and cooperation between different levels of government to avoid conflicts of interest.

Given these results, there is a need to proactively implement institutional mechanisms that somehow reduce political discretionality. The literature suggests that the distribution of resources should be done under a formula that uses objective socio-economic criteria or through independent agencies for this purpose (Banful, 2011). However, it is difficult to conceive of instruments that are not mediated by political factors. In this scenario, institutional reforms that increase transparency, accountability, citizen participation and limit non-programmatic allocations are proposed to bring stability to the allocation of public resources.

REFERENCES

- Aghón, G. (1997). Strengthening municipal finances: difficulties and new challenges for the countries of the region. In: G. Aghón and H. Edling (comps.) *Descentralización fiscal en América Latina. Nuevos desafíos y agenda de trabajo*.
- Alesina, A. (1987). Macroeconomic policy in a two-party system as a repeated game. *The Quarterly Journal of Economics*, 102(3), 651-678.
- Anderson, G., and Tollison, R.D. (1988). Democracy, interest groups, and the price of votes. *Cato Journal*, 8(1).
- Ansolabehere, S., and Snyder, J.M. (2006). Party control of state government and the distribution of public expenditures. *The Scandinavian Journal of Economics*, 108(4).
- Argote, P. (2021). Does Voluntary Voting Enhance Partisan Bias? Evidence from Chile. *Journal of Latin American Studies*, 53(3), 547-571. <https://doi.org/10.1017/S0022216X21000481>
- Inter-American Development Bank. (1997). *Latin America after a decade of reform. Economic and Social Progress in Latin America*. Report 1997.
- Banful, A. B. (2011). Do formula-based intergovernmental transfer mechanisms eliminate politically motivated targeting? Evidence from Ghana. *Journal of Development Economics*, 96(2), 380-390.
- Bardhan, P. K., and Mookherjee, D. (1998). *Expenditure Decentralization and the Delivery of Public Services in Developing Countries*. Boston University, Institute for Economic Development.

- Biswas, R., Marjit, S., and Marimoutou, V. (2010). Fiscal federalism, state lobbying and discretionary finance: evidence from India. *Economics & Politics*, 22(1).
- Bojanic. (2018). The effect of fiscal decentralisation on growth, inflation and inequality in the Americas. *CEPAL Review*, 124, 61-84.
- Bossert, T. J. (2000). *Decentralization of Health Systems in Latin America: A Comparative Study of Chile, Colombia, and Bolivia*. Latin America and Caribbean Health Sector Reform Initiative, Harvard School of Public Health.
- Brambor, T., Clark, W. R., and Golder, M. (2006). Understanding Interaction Models: Improving Empirical Analyses. *Political Analysis*, 14(1), 63-82. <http://www.jstor.org/stable/25791835>
- Brollo, F., and Nannicini, T. (2012). Tying your enemy's hands in close races: the politics of federal transfers in Brazil. *American Political Science Review*, 106(04), 742-761.
- Calvo, E., and Murillo, M. V. (2004). Who delivers? Partisan clients in the Argentine electoral market. *American Journal of Political Science*, 48(4), 742-757.
- Canavire-Bacarreza, G., Martinez-Vazquez, J., and Yedgenov, B. (2017). Reexamining the determinants of fiscal decentralization: what is the role of geography? *Journal of Economic Geography*, 17(6), 1209-1249.
- Carpio, M. A., Córdova, B., Larreguy, H., and Weaver, J. A. (2018). *Understanding the general equilibrium effects of compulsory voting on policy: Evidence from Peru*. Working Paper.
- Case, A. (2001). Election goals and income redistribution: Recent evidence from Albania. *European Economic Review*, 45(3), 405-423.
- Castells, A., and Solé-Ollé, A. (2005). The regional allocation of infrastructure investment: the role of equity, efficiency and political factors. *European Economic Review*, 49(5).
- Office of the Comptroller General of the Republic of Peru. (2014). *Study of the decentralisation process in Peru*.
- Cohen, M. J., Lupu, N., and Zechmeister, E.J. (eds.). (2017). *The political culture of democracy in the Americas, 2016/17: A comparative study of democracy and governance*. LAPOR, Vanderbilt University.
- Corvalan, A., Cox, P., & Osorio, R. (2018). Indirect political budget cycles: Evidence from Chilean municipalities. *Journal of Development Economics*, 133(C), 1-14.
- Cox, G. W., and McCubbins, M. D. (1986). Electoral Politics as a Redistributive Game. *The Journal of Politics*, 48(02), 370-389.
- Cox, G. (2010). Swing voters, core voters and distributive politics. In Shapiro et al. (Eds.). *Political Representation* (pp. 342 - 357). Cambridge University Press.
- Dahlberg, M., and Johansson, E. (2002). On the vote-purchasing behavior of incumbent governments, *American Political Science Review*, 96(1).
- Davoodi, H., and Zou, H., (1998). Fiscal Decentralization and Economic Growth: A crosscountry study. *Journal of Urban Economics*, 43(2), 244-57.
- Denemark, D. (2000). Partisan pork barrel in parliamentary systems: Australian constituency-level grants. *The Journal of Politics*, 62(03), 896-915.
- Dixit, A., and Londregan, J. (1996). The Determinants of Success of Special Interests in Redistributive Politics. *The Journal of Politics*, 58(04), 1132-1155.
- Drazen, A., and Eslava, M. (2010). Electoral manipulation via voter-friendly spending: Theory and evidence. *Journal of Development Economics*, 92(1), 39-52.
- Enikolopov, R., and Zhuravskaya, E. (2003). Decentralization and Political Institutions. Discussion Papers no. 3857. Center for Economic Policy Research (CEPR).

- Evans, D. (2011). *The Oxford Handbook of the American Congress. Pork Barrel Politics*. Oxford Handbooks Online.
- Fisman, R., and Gatti, R. (2002). Decentralization and Corruption: Evidence across countries. *Journal of Public Economics*, 83(3), 325-46.
- Foucault, M., Madies, T., and Paty, S. (2008). Public spending interactions and local politics. Empirical evidence from French municipalities. *Public Choice*, 137(1-2), 57-80.
- Gamkhar, S., and Ali, H. (2007). Political economy of grant allocations: the case of federal highway demonstration grants. *Publius: The Journal of Federalism*, 38(1).
- García-Guadilla, M. P., and Pérez, C. (2002). Democracy, decentralization, and clientelism: new relationships and old practices. *Latin American Perspectives*, 29(5), 90-109.
- Genta et al. (2022). Panorama del desarrollo territorial de América Latina y el Caribe 2022. Project Documents (LC/TS.2022/132), Santiago, Economic Commission for Latin America and the Caribbean (ECLAC), 2022.
- Golden, M., & Min, B. (2013). Distributive politics around the world. *Annual Review of Political Science*, 16, 73-99.
- Goldsmith, A. A., (1999). Slapping the Grasping Hand: Correlates of political corruption in emerging markets. *American Journal of Economics and Sociology*, 58(4), 865-83.
- Gonçalves, L. (2010). Determinants of the assignments of eu funds to Portuguese municipalities. *Public Choice*, 153, 215-233.
- Graham, C., and Kane, C. (1998). Opportunistic government or sustaining reform: electoral trends and public expenditure patterns in Peru 1990-1995. *Latin American Research Review*, 33(1).
- Grossman, P. (1994). A political theory of intergovernmental grants. *Public Choice*, 78(3-4).
- Johansson, E. (2003). Intergovernmental grants as a tactical instrument: empirical evidence from Swedish municipalities. *Journal of Public Economics*, 87(5-6), 883-915.
- John, P., and Ward, H. (2001). Political manipulation in a majoritarian democracy: central government targeting of public funds to English subnational government, in space and across time. *The British Journal of Politics and International Relations*, 3(3), 308-339.
- Kramon, E., and Posner, D. N. (2013). Who benefits from distributive politics? How the outcome one studies affects the answer one gets. *Perspectives on Politics*, 11(2), 461-474.
- Kroth, V. E. (2014). *Essays in Political Economy: Elections, Public Finance and Service Delivery in South Africa*. The London School of Economics and Political Science (LSE). Essays in Political Economy: Elections, Public Finance and Service Delivery in South Africa.
- Kwon, H. Y. (2005). Targeting Public Spending in a New Democracy: Evidence from South Korea. *British Journal of Political Science*, 35(02), 321-341.
- Lara, B., and Toro, S. (2019). Tactical distribution in local funding: The value of an aligned mayor. *European Journal of Political Economy*, 56(C), 74-89.
- Letelier, L., and Neyra, G. (2013). La economía política de las transferencias fiscales a los gobiernos regionales del Perú. *CEPAL Review*, 109, 159-174.
- Law 20.678. Establishes the direct election of regional councillors. Ministry of the Interior and Public Security. Undersecretary of the Interior. Government of Chile. <https://bcn.cl/2opih>
- Livert, F., and Gainza, X. (2017). Distributive politics and spatial equity: the allocation of public investment in Chile. *Regional Studies*, 1-13.
- Livert, F., Gainza, X., and Acuña, J. (2019). Paving the electoral way: Urban infrastructure, partisan politics and civic engagement. *World Development*, 124, 104628.

- Loayza, N.V., Rigolini, J., and Calvo-González, O. (2014), More Than You Can Handle: Decentralization and Spending Ability of Peruvian Municipalities. *Econ Polit*, 26, 56-78. <https://doi.org/10.1111/ecpo.12026>
- Lowry, R., and Postoski, M. (2004). Organized Interests and the Politics of Federal Discretionary Grants. *The Journal of Politics*, 66(2), 513-533.
- Luca, D., and Rodríguez-Pose, A. (2015). Distributive politics and regional development: Assessing the territorial distribution of Turkey's public investment. *Journal of Development Studies*, 51, 1518-1540.
- McKinnon, R., and Nechyba, T. (1997). Competition in Federal Systems: The role of political and financial constraints. In: J. Ferejohn, and B. R. Weingast (Eds.). *The New Federalism: Can the States be Trusted?* Hoover Institution Press.
- Milligan, K. S., and Smart, M. (2005). Regional grants as pork barrel politics.
- Mainwaring, S. (2018). Party system institutionalization in contemporary Latin America. In: S. Mainwaring (Ed.). *Party systems in Latin America: Institutionalization, decay, and collapse*. Cambridge University Press.
- OECD (2009) Territorial Review: Chile. OECD Paris.
- OECD (2014) Subnational governments in OECD countries: Key data. OECD, Paris.
- OECD (2016) Territorial Review: Peru.
- OECD (2016) Regional Outlook - Country Note on Chile (www.oecd.org/gov/regional-policy/regional-outlook-2016-chile.pdf).
- Pinilla, D., Jiménez, J., and Montero-Granados, R. (2014). Fiscal decentralisation in Latin America. Social impact and determinants. *Economic Research*, LXXIII(289), July-September, 79-110.
- Propuesta Ciudadana (2006a). Los Alcances del Shock descentralista. Information Note and Analysis 59. Retrieved 10 May 2023, from http://propuestaciudadana.org.pe/sites/default/files/publicaciones/archivos/NIA_59.pdf
- Propuesta Ciudadana (2006b) El PROGRAMA del APRA y el SHOCK DESCENTRALISTA. Org.pe. Retrieved 12 May 2023, from http://www.propuestaciudadana.org.pe/sites/default/files/publicaciones/archivos/programa_apra.pdf
- Prud'homme, R., (1995). On the Dangers of Decentralization. *The World Bank Research Observer*, 10(2), 201-20.
- Radics, A. (2012). On the Effects of Intergovernmental Transfers on Macroeconomic Stability.
- Remmer, K. L. (2007). The political economy of patronage: Expenditure patterns in the Argentine provinces, 1983-2003. *Journal of Politics*, 69(2), 363-377.
- Roodman, D. (2006). How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata (Center for Global Development Working Paper No. 103). Center for Global Development. Retrieved from SSRN: <https://ssrn.com/abstract=982943>
- Rodríguez-Pose, A., Psycharis, Y., and Tselios, V. (2016). Politics and Investment: Examining the Territorial Allocation of Public Investment in Greece. *Regional Studies*, 50(7), 1097-1112.
- Rogoff, K. (1990). Equilibrium Political Budget Cycles. *The American Economic Review*, 80(1), 21-36.
- Rogoff, K., and A. Sibert (1988), Elections and macroeconomic policy cycles. *Review of Economic Studies*, 55(1). Oxford University Press.
- Schady, N. R. (2000). The political economy of expenditures by the Peruvian social fund (foncodes) 1991-95. *American Political Science Review*, 94(2).

- Segura-Ubiergo, A. (2007). *Political instability, regime change, and late economic reform in non-welfare state. The Political Economy of the Welfare State in Latin America. Globalization, Democracy and Development*. International Monetary Fund.
- Solé-Ollé, A., and Sorribas, P. (2008). The effects of partisan alignment on the allocation of intergovernmental transfers. Differences-indifferences estimates for Spain. *Journal of Public Economics*, 92(12).
- Shah, A. (1998). Balance, Accountability and Responsiveness: Lessons about decentralization. Policy Research Working Paper 2021. The World Bank.
- Subdere. (2017). Informe anual de avance de la descentralización en Chile 2017.
- Tavits, M. (2009). Geographically targeted spending: exploring the electoral strategies of incumbent governments. *European Political Science Review*, 1(1), 103-123.
- Veiga, L. G., and Pinho, M. M. (2007). The political economy of intergovernmental grants: Evidence from a maturing democracy. *Public Choice*, 133(3-4), 457-477.
- Veiga, L. G., and Veiga, F. J. (2007). Political business cycles at the municipal level. *Public Choice*, 131(1-2), 45-64.
- Vega, J.C. (2008). Análisis del proceso de descentralización fiscal en el Perú, Documento de trabajo, No. 266. Pontificia Universidad Católica del Perú.
- Wallis, J. (1998). The political economy of new deal spending revisited, again: with and without Nevada. *Explorations in Economic History*, 35(2).
- Weingast, B. R. (2014) Second Generation Fiscal Federalism: Political Aspects of Decentralization and Economic Development. *World Development*, 53, 14-25.
- Xie, D., Zou, H., and Davoodi, H., (1999). Fiscal Decentralization and Economic Growth in the United States. *Journal of Urban Economics*, 45(2), 228-39.

ORCID

<i>Felipe Livert</i>	https://orcid.org/0000-0003-3658-6886
<i>Raymundo Mogollón</i>	https://orcid.org/0000-0003-2130-2051
<i>Pablo Herrera</i>	https://orcid.org/0000-0003-0723-374X

ANNEX

TABLE 2.
Descriptive statistics of variables, Peru Model

Variable	Variable description	Obs.	Mean	Std. Dev.
Per capita transfer (fiscal resource)	Intergovernmental transfer of regional decision in per capita terms (currency, Peruvian soles 2017)	18.311	1.634	5.197
log (per capita transfer) (fiscal resource)	Logarithm of the intergovernmental transfer in per capita terms (currency, 2017 Peruvian soles)	18.311	12,889	1,581
coalition (dummy)	=1 if the municipality belongs to the coalition government	18.311	0,478	0,499
election year (yp0) (dummy)	=1 if presidential election year	18.311	0,200	0,400
Decentralisation (dummy)	=1 if it corresponds to the period of decentralisation, from 2008 period when the decentralisation shock is implemented.	18.311	0,501	0,500
density	It is the ratio between population and surface area, it allows to distinguish urban and rural areas, it is a good proxy for the shape of the territory.	18.311	424,979	2.308
Population	Estimated annual population	18.311	15.775,47	47.798.01
FCM (%)	FonComun territorial compensation programme, distribution of resources between municipalities that operates on a formula basis,	18.311	2.101	4.562
Emp	municipal employees, proxy for efficiency and size of municipalities	16.515	72.43	220.9543

Source: own elaboration.

TABLE 3.
Descriptive statistics of variables, Chile Model

Variable	Variable description	Obs.	Mean	Std. Dev.
Per capita transfer (fiscal resource)	Intergovernmental transfer of regional decision in per capita terms (currency thousands of Chilean pesos 2017)	3.450	19,416	51,518
log (per capita transfer) (fiscal resource)	Logarithm of intergovernmental transfer in per capita terms (currency thousands of Chilean pesos 2017)	3.450	1,61	2,503
coalition (dummy)	=1 if the municipality belongs to the coalition government	3.450	0,348	0,476
election year (yp0) (dummy)	=1 if presidential election year	3.450	0,3	0,458
Decentralisation (dummy)	=1 if it corresponds to the period of decentralisation, since 2014 period when regional councillors are directly elected.	3.450	0,4	0,489
density	It is the ratio between population and surface area, it allows to distinguish urban and rural areas, it is a good proxy for the shape of the territory.	3.450	874,026	2707,131
Population	Estimated annual population	3.450	51.354,52	84505,52
Poverty (%)	Percentage of the population below the poverty line	3.450	16,992	9,152
Execution (%)	Percentage of budget execution (%)	3.450	85,707	11,177
Efficiency (%)	Efficiency in the collection of patents or trade permits	3.447	82,755	13,126

Source: own elaboration.



Growth in small cities: The case of Aragon (Spain)

*Rafael González-Val**, *Miriam Marcén***

Received: 02 May 2022

Accepted: 06 September 2023

ABSTRACT:

In this paper, we analyse the effects of productive specialisation and diversity on population growth at the local level in Aragon, a NUTS 2 region in Spain. This region is characterised by a highly uneven population distribution, with numerous small cities, and a large proportion of small businesses. We estimate panel data models considering data from 2000 to 2015 at the local level, encompassing 577 municipalities. Our results show that both localisation and urbanisation have a statistically significant positive effect on growth in Aragonese municipalities but only in cities with a population threshold of 3,000 or more inhabitants.

KEYWORDS: Population; agglomeration economies; small and medium-sized enterprises; small cities; Aragon.

JEL CLASSIFICATION: C23; R12; R23.

El crecimiento de las ciudades pequeñas: El caso de Aragón (España)

RESUMEN:

En este trabajo analizamos los efectos de la especialización y diversidad productiva en el crecimiento de la población a nivel local en Aragón, una región NUTS 2 de España. Esta región se caracteriza por una distribución de la población altamente desigual, con numerosas ciudades pequeñas, y una elevada proporción de empresas pequeñas. Estimamos modelos de datos panel considerando datos desde el año 2000 al 2015 a nivel local que abarcan 577 municipios. Nuestros resultados muestran que tanto la especialización como la diversidad tienen un efecto positivo estadísticamente significativo en el crecimiento de los municipios aragoneses, pero solo en aquellas ciudades con una población superior a los 3.000 habitantes.

PALABRAS CLAVE: Población; economías de aglomeración; pequeñas y medianas empresas; ciudades pequeñas; Aragón.

CLASIFICACIÓN JEL: C23; R12; R23.

* Universidad de Zaragoza, Facultad de Economía y Empresa, Departamento de Análisis Económico. Zaragoza, España. Institut d'Economia de Barcelona (IEB), Facultat d'Economia i Empresa. Barcelona, España. rafaelg@unizar.es

** Universidad de Zaragoza, Facultad de Economía y Empresa, Departamento de Análisis Económico. Zaragoza, España. mmarcen@unizar.es

Corresponding Author: rafaelg@unizar.es

1. INTRODUCTION

Since 1975, the population of Spain has increased by approximately 37%, from 34.2 million people to approximately 47 million. However, this population increase has not been evenly distributed spatially. Although the population of Spain has grown by 15.4% since 2000, more than 60% of municipalities and 13 provinces (NUTS 3 regions) have experienced population declines (Fundación BBVA, 2019)¹. Most significantly, these population losses demonstrate a clear spatial and continuous pattern over time. Since the last population census in 2011, the number of municipalities with 1,000 inhabitants or fewer has risen, reaching 4,997 in 2021; this represents 61.4% of all Spanish municipalities, the highest value since 2000. These small municipalities also exhibit a specific spatial distribution and are typically located in inland and rural Spain.

This paper focuses on the case of Aragon, one of the NUTS 2 regions of Spain (known as Autonomous Communities) that has been greatly affected by depopulation. In Aragon, the territorial imbalance is a significant characteristic that is even more pronounced than in Spain as a whole, with the population and productive activities concentrated in the metropolitan area of Zaragoza, the regional capital. This study conducts an empirical analysis of the impact of industrial concentration on population growth in municipalities across Aragon. In other words, can a particular productive structure, whether specialised or diversified, help attract new inhabitants? We question whether the theoretical benefits of firm concentration contributed in some way to population changes in Aragonese municipalities during the Great Recession and the periods immediately before and after.

Aragon accounts for 9.4% of the total territory of the country but only 2.1% of the population. Regarding population density, there are 28 inhabitants per km², one of the lowest rates in the entire country and the European Union. Therefore, most cities (also referred to as municipalities) are small. Approximately 95.2% of the region is classified as rural, and much of it is characterised by population loss, depopulation, and low population densities. According to the Spanish Ministry of Agriculture, Aragon has the emptiest and most depopulated rural areas in Spain, with population densities in many areas of less than five inhabitants per km² (Lardiés Bosque et al., 2020).

Figure 1 displays the geographical location of the region within Spain. As mentioned earlier, Aragon possesses two distinctive characteristics that justify the significance of this case study. First, despite the region's vast territory, the economic activity and population are highly concentrated. The region comprises three provinces: Huesca in the north, Zaragoza in the centre, and Teruel in the south. The three provincial capitals, particularly Zaragoza, account for over half of the entire region's population (57.7% in 2021). This large disparity results in most cities having small populations.

Similarly, the distribution of economic activity in Aragon is highly unequal. The province of Zaragoza has an average added value of 85% and 80% of the employees in the region, while Huesca has an added value of 10% and a slightly higher proportion of employment (13.5%), and Teruel represents 5% of the added value and 6.5% of the workers. The spatial distribution of firms is also highly concentrated, with a significant proportion of firms located in the city of Zaragoza. We present some evidence on the spatial distribution of firms in Section 2.

¹ The acronym NUTS derives from the French term *Nomenclature des unités territoriales statistiques*. NUTS regions are the European Union's standard classification of European regions at different geographical levels of aggregation (1, 2, and 3).

FIGURE 1.
The geographical location of Aragon within Spain (provincial boundaries, NUTS 3 regions)



Table 1 illustrates the size distribution of municipalities in the region (Panel B) compared to the size distribution for the entire country (Panel A). Out of 731 municipalities, only a small proportion have an urban character. The vast majority (86%) had fewer than 1,000 people in 2021, reflecting the rural character of most of the region's territory. For cities of the same size, the percentage for Spain is significantly lower (with 61% of municipalities having less than 1,000 inhabitants), indicating an overrepresentation of small municipalities in Aragon. If we focus on large city sizes, although the percentage of people living in large cities in Aragon is comparable to that for the entire country (around 50% of the total population in 2021), the difference is that in Aragon, there is only one large city, Zaragoza, acting as the primary demographic and economic focal point, with a population of 675,301 inhabitants. Nevertheless, the main difference between both city size distributions lies in the number of middle-sized cities (municipalities with populations between 20,000 and 60,000) in Aragon, which is much lower than that for Spain. In summary, compared to the entire country, Aragon has only one large city, a few middle-sized municipalities, and many small settlements.

When examining the period from 2000 to 2015, we can distinguish two subperiods with very different population trends (Palacios et al., 2017). Between 2000 and 2008, the population of Aragon increased by 137,009 inhabitants, representing an 11.51% increase in relative terms in comparison to the initial population. However, this growth was not uniform across the municipalities. Those with fewer than 500 inhabitants (approximately 74% of the total number of municipalities) experienced a population decline between 2000 and 2008, while the rest gained inhabitants. The substantial demographic growth during these years was due to the migration flow received, which was largely composed of individuals from abroad. The positive migration balance was the sole cause of the demographic increase. The positive migration rate outweighed the negative natural growth, which was only positive in the capital area of Zaragoza. However, between 2008 and 2015, Aragon lost almost 20,000 inhabitants. Only municipalities

with more than 20,000 inhabitants (the three provincial capitals) and those in the metropolitan area of Zaragoza increased their population. The rest of the municipalities experienced a population decline. The migration rate suffered a reversal compared to the preceding period, shifting from a period of high immigrant influx to one predominantly of emigration. During these years, the decrease in population in most municipalities can be explained by both the negative migration rate and the negative natural growth.

TABLE 1.
Distribution of municipalities by size in 2021

Panel A: Spain			
Population	Cities (municipalities)	% of total cities	% of total population
> 60,000	124	1.5%	50%
40,000–60,000	52	0.7%	5.4%
20,000–40,000	238	2.9%	14%
10,000–20,000	346	4.3%	10.4%
1,000–10,000	2,377	29.2%	17.2%
500–1,000	1,003	12.3%	1.5%
< 500	3,991	49.1%	1.5%
Total	8,131	100%	100%
Panel B: Aragon			
Population	Cities (municipalities)	% of total cities	% of total population
> 60,000	1	0.1%	51%
40,000–60,000	1	0.1%	4%
20,000–40,000	1	0.1%	2.7%
10,000–20,000	11	1.5%	12.8%
1,000–10,000	88	12.1%	18.3%
500–1,000	86	11.8%	4.5%
< 500	543	74.3%	6.7%
Total	731	100%	100%

Note: Population data come from *Instituto Nacional de Estadística* (INE).

Second, one of the peculiarities of the Aragonese case is the significance of small and medium-sized enterprises (SMEs). Roughly 95% of the Aragonese business sector comprises micro-enterprises with no salaried employees or fewer than 10 employees. The weight of small and medium-sized firms stands at 4% and 0.6%, respectively. As such, large firms (those with more than 250 workers) are limited to barely 0.1%.

Given this geographical-economic composition of small cities and firms, we investigate the empirical impact of firm concentration (i.e., agglomeration economies) on population growth in these small areas. Urban growth in small cities is frequently overlooked in the empirical literature, which has mostly concentrated on the dynamics of large cities, whereas some studies have discovered that small cities behave differently (Reed, 2001, 2002; Partridge et al., 2008; Devadoss and Luckstead, 2015).

The notion of agglomeration economies is critical in urban economics, as the very existence of cities is based on the presence of externalities that encourage the agglomeration of firms and people. This concept dates back to Marshall (1890). Duranton and Puga (2004) updated Marshall's original concept of agglomeration economies by proposing three mechanisms based on micro-foundations to clarify the positive impact of the density of firms and populations through geographical proximity: sharing, matching, and learning. The sharing mechanism relates to the benefits that arise from the wide range of productive factors available as well as industrial specialisation. Matching refers to the best fit between employees,

employers, buyers, suppliers, or business pairs. Learning corresponds to creating, disseminating, and accumulating applied knowledge for productive purposes.

Combes (2000) and Desmet and Fafchamps (2005) distinguished between localisation and urbanisation economies. Localisation economies are benefits derived from being located close to other firms in the same industry, while urbanisation economies are associated with proximity to overall economic activity. Localisation economies include factors that externally affect firms and originate from the economic sector where the activity is performed. These include the decrease in transportation costs, the appearance of economies of scale, the decrease in transaction costs, the formation of a specialised labour market, or the creation of an industrial environment capable of generating innovation in these fields and its rapid spread. On the other hand, urbanisation economies include all external effects that do not originate from within the firm or the specific sector to which the firm belongs, but instead stem from the advantages of the place itself, which are internal to the region or city. These include economies of diversity, the qualities of cities or regions such as infrastructure, or access to an efficient and skilled labour market.

Based on the distinction between localisation and urbanisation economies, recent empirical papers have estimated the impact of external economics on local productivity results, wages, employment, and the location decisions of firms. Numerous works have sought to quantify these effects in various countries and geographical scales. Torres Gutiérrez et al. (2019) provided a detailed summary of the primary findings from empirical studies. Overall, the results confirm the positive effects of diversity and competition on urban growth, while the outcomes derived from productive specialisation are more ambiguous (Beaudry and Schifffaurauova, 2009; Melo et al., 2009; De Vor and De Groot, 2010; Combes and Gobillon, 2015; Groot et al., 2015).

Industrial concentration can arise spontaneously or be sponsored or encouraged by public authorities. In the former case, several small or medium-sized firms typically locate themselves near a highly successful firm in their sector to provide a series of specific productive factors or services. In the latter case, public authorities pursue the concentration of firms in a cluster through various incentive mechanisms (Martin et al., 2011). In Aragon, a Business Cooperation Plan has been in place since 2016 to support regional clusters. Encouraging and promoting business cooperation, especially in firm clusters, is one of the main objectives of this plan, which is considered a driver for business development. In addition to improving the competitiveness and productivity of the firms involved, promoting these clusters can also have other social objectives. As such, it is understood that these business clusters generate employment growth and may secure the population or attract new individuals, thereby contributing to the fight against depopulation.

The empirical literature has established that spatial concentration of industrial activity improves economic growth, productivity, and innovation through various approaches, most of which analyse the localisation-urbanisation dichotomy. In this study, we examine the role of industrial concentration in the population growth of municipalities in Aragon. Given the serious depopulation problem in Aragon, the conclusions of this work could have significant implications for economic policy, such as promoting business clusters or supporting industries to reverse negative demographic trends. Moreover, these findings could be useful for other regions in Spain and the rest of Europe that face similar negative population dynamics.

This paper is organised as follows. Section 2 presents the data used in this study. Section 3 describes the empirical methodology and presents the main results, and Section 4 concludes this work.

2. DATA

Like González-Val and Marcén (2019), we use geographical data for all firms in Aragon based on their main activities as per the National Classification of Economic Activities CNAE-2009 (the Spanish version of the EU Statistical Classification of Economic Activities, NACE Rev. 2). The sample of firms is drawn from the Iberian Balance Sheet Analysis System (*Sistema de Análisis de Balances Ibéricos*, SABI) database, which contains comprehensive general information and annual accounts for companies (i.e., corporations) in Spain and Portugal. On average, we have information for approximately 25,000 active

firms based in Aragon, although that number varies from one year to the next². This database provides detailed geographic information, including not only the province and municipality where the company's headquarters are located (per the Mercantile Registry's records), but also the geographic coordinates (latitude and longitude).

As previously mentioned, the distribution of population and economic activity in Aragon is largely unequal. Consequently, the spatial distribution of firms is also highly concentrated, with many situated in the city of Zaragoza. To illustrate this concentration, Figures 2 and 3 show the 2017 spatial distribution of firms in two sectors: manufacturing and real estate services, a branch of activity in the service sector³. The spatial density of firms is calculated utilising the methodology of Duranton and Overman (2005, 2008), which is a widely used empirical procedure in the literature.

This approach involves analysing the distribution of bilateral distances between all pairs of firms in each economic activity. We consider only the range of distances between 0 and 63 kilometres, which is the median distance between all firms in the sample. We then test whether the observed distribution of bilateral distances for each activity category significantly differs from a randomly drawn set of bilateral distances. We build global confidence intervals around the expected distribution based on simulated random draws to test this hypothesis. Firms in a particular industry will be significantly localised or dispersed if their bilateral distance distribution falls outside the global confidence interval.

The interpretation is straightforward: when the estimated K-densities are located within the global confidence bands for any distance, the spatial location of cities is not significantly different from randomness. Deviations from randomness involve a localisation pattern if, graphically, the estimated K-densities lie above the upper global confidence band for at least one distance. Similarly, a dispersion pattern can be observed when the estimated K-densities graphically fall below the lower global confidence band for any distance. Figure 3 shows a significant localisation pattern for short distances in the service sector, which, by nature, requires less physical space and tends to be located in populated areas near demand. Conversely, the manufacturing industry (Figure 2) displays a spatial dispersion pattern for distances less than 8 kilometres, while for distances between 8 and 10 kilometres, the density estimate is situated within the global confidence bands indicating a random distribution of firms. Finally, for distances from 10 to 45 kilometres, a localisation pattern emerges for manufacturing firms, potentially due to the specific features of Aragon's vast territory, where industrial firms are typically located far apart in big cities. Additionally, several density peaks are observed at various distances (15, 25, 45, or 60 kilometres), which could indicate different clusters of industrial firms.

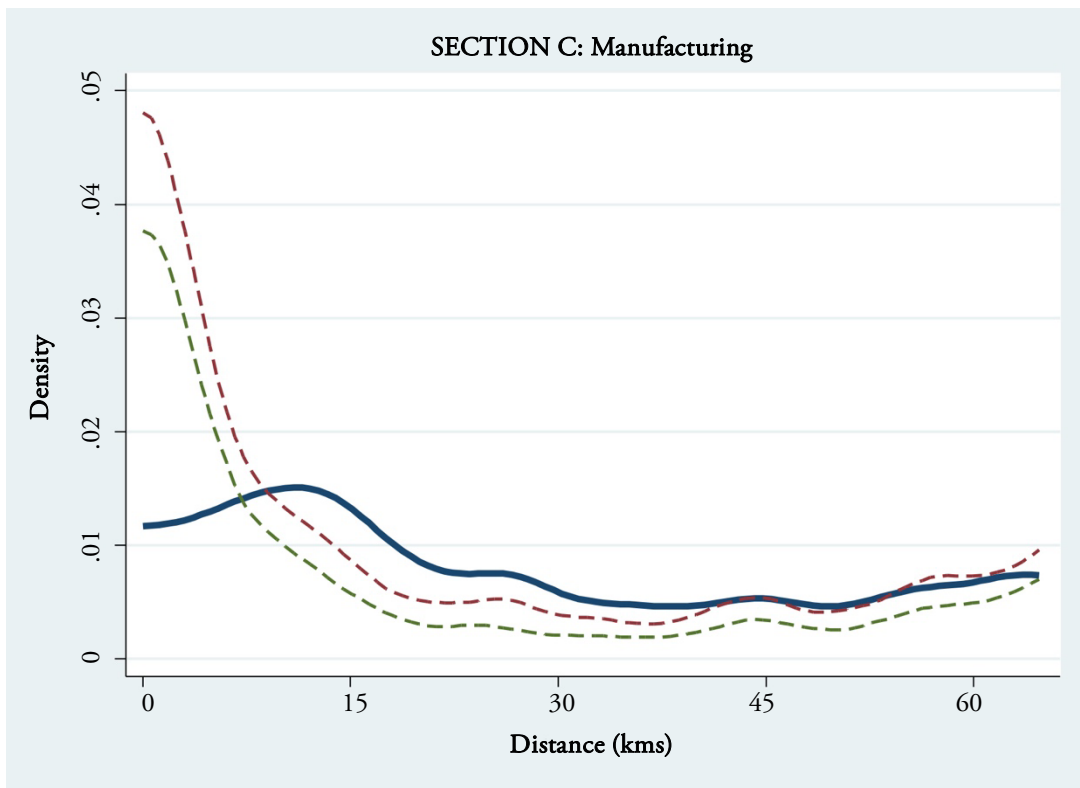
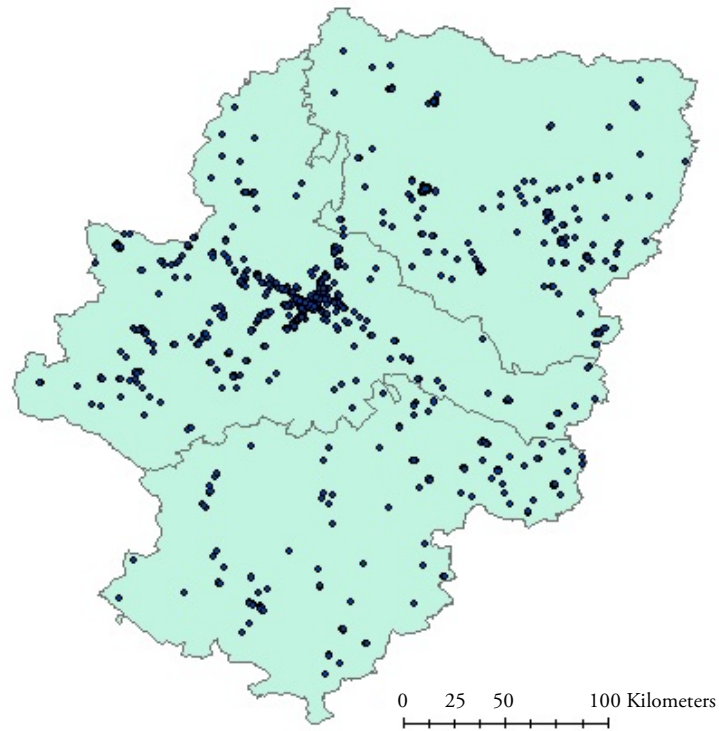
Based on micro-geographic data from SABI, we obtained municipal and regional employment data, along with the number and sector distribution of firms. Our spatial unit of analysis is the municipality (local administrative units 2/NUTS 5 regions), although we used aggregated data at the regional level (NUTS 2 regions) to calculate some ratios. We aggregated employment data for Aragonese firms according to their municipal location. To obtain municipal and regional population data from 2000 to 2015, we relied on the yearly municipal register (*Padrón continuo*) published by the Spanish Statistical Office (INE). The municipal register includes individuals who regularly reside in each municipality and is updated with information on births, deaths, and migration flows. Registration is compulsory.

The empirical analysis covers the period from 2000 to 2015, encompassing the severe economic crisis that began in 2008 and the periods of growth and recovery immediately preceding and following it. Regarding population dynamics, Figure 4 displays the temporal evolution of the size distribution of the municipalities, measured by relative population (i.e., the municipality's population as a proportion of the entire regional population, in logarithmic scale). The distributions are estimated using adaptive kernels. Over the 15 years, the empirical distribution shifted leftward, indicating a population decline in most municipalities. Not only are most of these municipalities small, but they also exhibit negative temporal evolution, losing population over time.

² Software version 72.00.

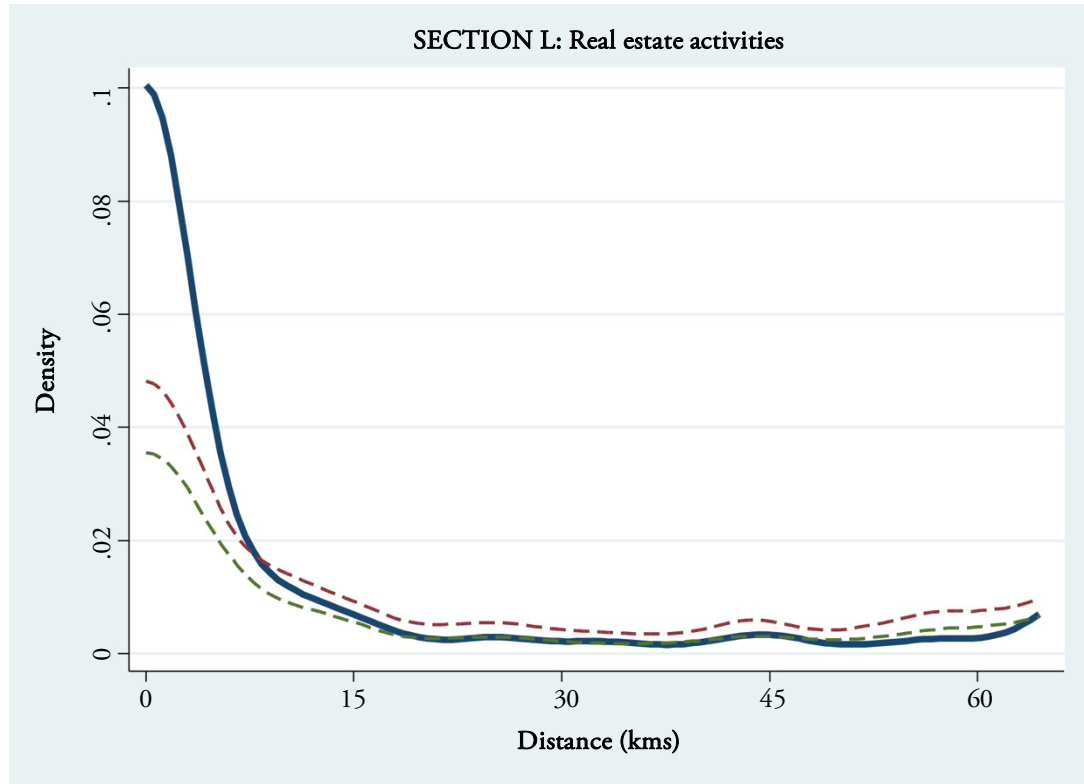
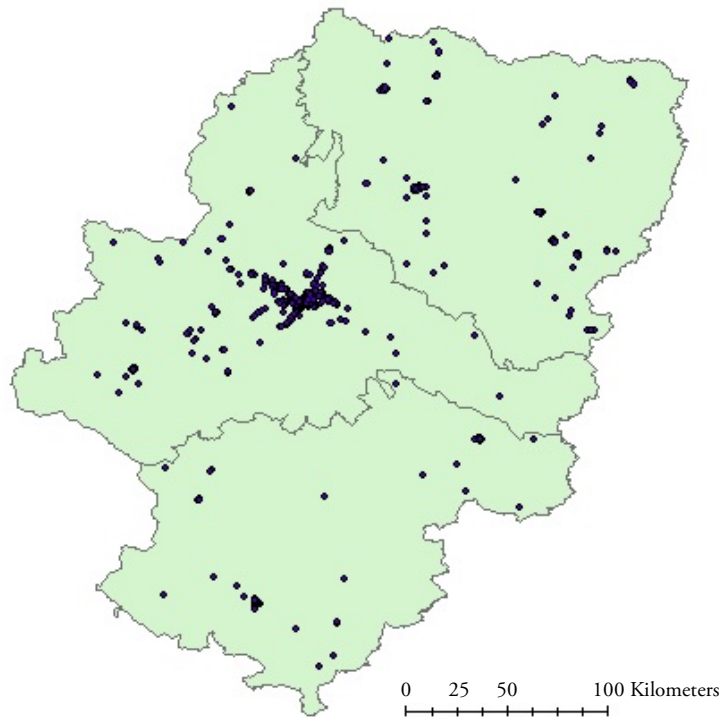
³ Results for other years are similar and are available from the authors upon request.

FIGURE 2.
Spatial distribution of industrial firms



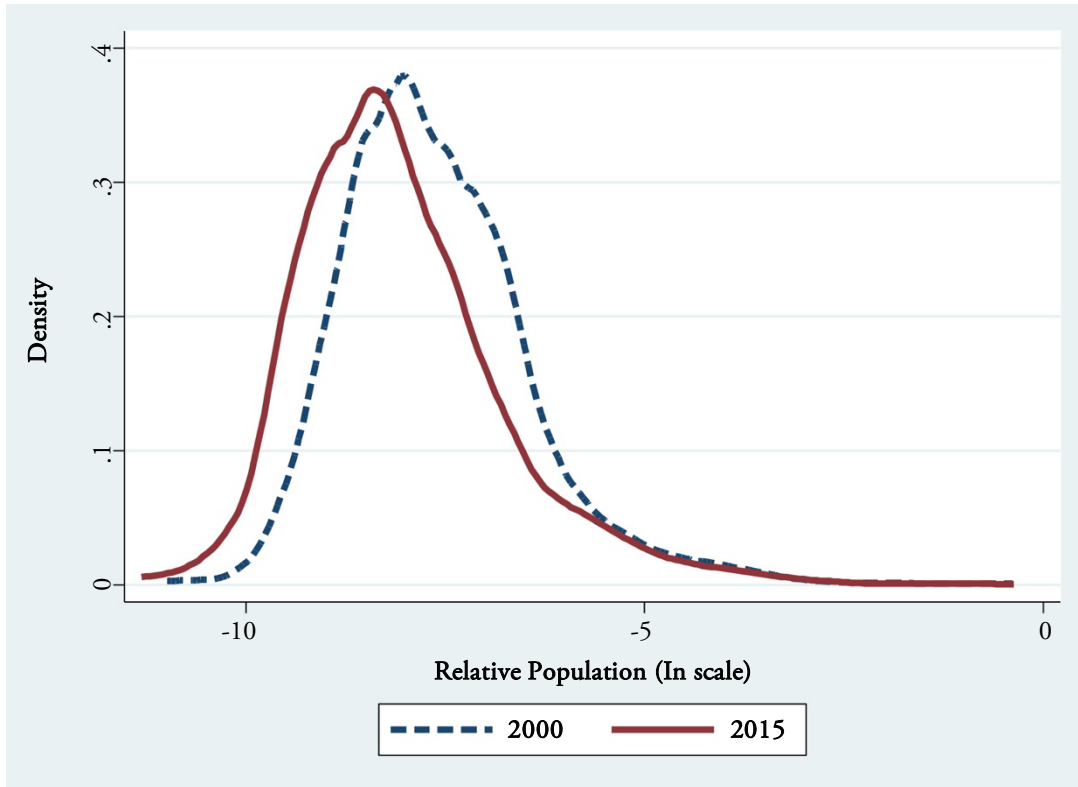
Notes: K-densities are estimated using the method of Duranton and Overman (2005). Dashed lines represent the 95% global confidence bands, based on 2,000 simulations.

FIGURE 3.
Spatial distribution of real estate firms



Notes: K-densities are estimated using the method of Duranton and Overman (2005). Dashed lines represent the 95% global confidence bands, based on 2,000 simulations.

FIGURE 4.
Empirical distribution of relative population, 2000 and 2015



Note: Population data come from INE.

3. METHODOLOGY AND RESULTS

To explain the population growth of Aragonese municipalities, we utilise an unbalanced panel data model in which the main explanatory variables are related to agglomeration economies (localisation or urbanisation economies). Initially, we define the variable to be explained as relative population growth:

$$\begin{aligned}
 g_{ct} &= \ln(\text{Relative size}_{ct}) - \ln(\text{Relative size}_{ct-1}) = \\
 &= \ln\left(\frac{\text{Pop}_{ct}}{\text{Pop}_t}\right) - \ln\left(\frac{\text{Pop}_{ct-1}}{\text{Pop}_{t-1}}\right) = \ln\left(\frac{\text{Pop}_{ct}}{\text{Pop}_{ct-1}}\right) - \ln\left(\frac{\text{Pop}_t}{\text{Pop}_{t-1}}\right), \quad (1)
 \end{aligned}$$

where Pop_{ct} is the population of municipality c at time t and Pop_t is the total population of Aragon; t spans 15 years, from 2000 to 2015. Using relative population growth (i.e., the population of each municipality as a proportion of the total population in Aragon) means that we are not attempting to explain why the population growth of a given municipality is $x\%$ (absolute growth) but why it is $y\%$ higher or lower than the population growth of the entire region.

Next, we define the indices for measuring localisation economies (productive specialisation) and urbanisation economies (productive diversity) at the municipal level. It is worth noting that, as mentioned earlier, localisation economies are associated with a business concentration within a particular sector, whereas urbanisation economies operate through the overall concentration of economic activity. Furthermore, the spatial unit of analysis is the municipality; as such, all explanatory variables have been constructed at this level.

The degree of specialisation (spe_{ct}) related to localisation economies at a municipal level is given by the Krugman Specialisation Index, which is defined as:

$$spe_{ct} = \sum_{i=1}^I \left| \frac{emp_{ict}}{emp_{it}} - \frac{emp_{ct}}{emp_t} \right|, \quad (2)$$

where emp_{ict} is the employment in sector i in municipality c , emp_{ct} is the total municipal employment, emp_{it} is the total employment of the sector in Aragon, and emp_t is total employment in Aragon; all of these are measured in year t , and I is the total number of sectors in the municipality (at the two-digit classification). The index is bounded by zero (indicating that the economic structure of the municipality resembles the economic structure of Aragon) and $\frac{2(I-1)}{I}$. We include all productive sectors available in the database, not only industrial activities. The index is the absolute value obtained by adding the deviations in the productive structure of the municipality, which are measured through the employment proportion of each sector relative to the total employment of the municipality, related to the sectoral employment structure of Aragon. The interpretation is straightforward: the higher the index, the more the economic structure of the municipality deviates from that of Aragon (i.e., it is more specialised).

Urbanisation economies (div_{ct}) are measured using the normalised inverse Herfindahl index:

$$div_{ct} = \frac{1/\sum_{i=1}^I (emp_{ict}/(emp_{ct}-emp_{ict}))^2}{1/\sum_{i=1}^I (emp_{it}/(emp_t-emp_{it}))^2} \quad (3)$$

The index ranges from zero to one. The numerator reaches its maximum value when all municipality sectors are the same size. This index reflects the sectoral diversity of municipality c , considering all productive sectors present in the municipality.

In addition to the two indices measuring productive diversity and specialisation at a municipal level, representing localisation and urbanisation economies, the literature suggests the introduction of additional variables. Glaeser et al. (1992) suggested adding the average size of firms within the local industry as an additional control because large companies tend to be more capable of internalising some of the local benefits, while small firms experience greater difficulty doing so. By normalising the average size of the firms in each sector of each municipality by the average size of the firms in the same sector throughout Aragon, the following quotient is obtained:

$$size_{ct} = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \left(\frac{emp_{ict}/n_{ict}}{emp_{it}/n_{it}} \right), \quad (4)$$

where n_{ict} is the number of firms in industry i in municipality c at time t , and n_{it} is the total number of firms in the sector in Aragon in the same year.

Finally, Combes (2000) suggested that, to simultaneously control the differences between cities, it is relevant to consider the density of total employment in these cities using the following indicator:

$$den_{ct} = \frac{emp_{ct}}{area_c}, \quad (5)$$

where $area_c$ is the geographical area of the municipality, measured in km^2 .

Table 2 presents the mean values per year for each defined variable. The distinct behaviour of the two indices that measure the two types of agglomeration economies is noteworthy. While specialisation continuously decreased throughout the entire analysed period, industrial diversity declined over the first few years but rose again after the 2008 economic crisis as part of the recovery that occurred during the final years of the sample. These averages have been calculated for an unbalanced panel of 577 municipalities. Our sample size is smaller than the total number of municipalities (731, as shown in Table 1) because there are some municipalities (154) for which we lack employment information from any firm in any year, making it impossible to calculate variables (2) to (5). These municipalities are excluded from the sample. Furthermore, the panel is unbalanced because employment data are unavailable for some municipalities in some years, precluding computation of the indices. The average number of observations per year is 481.

TABLE 2.
Average values by year

Year	Relative pop. growth	Population	Relative population	Population density	Specialisation	Diversity	Size	Density
2000	-0.006	3,003.658	0.003	33.154	0.778	0.230	0.646	9.384
2001	-0.010	2,688.135	0.002	30.640	0.764	0.169	0.602	8.597
2002	-0.012	2,598.394	0.002	29.601	0.788	0.142	0.616	8.368
2003	-0.013	2,552.599	0.002	29.291	0.812	0.152	0.599	8.450
2004	-0.010	2,491.953	0.002	28.427	0.783	0.136	0.624	8.382
2005	-0.003	2,479.976	0.002	21.232	0.801	0.123	0.617	7.573
2006	-0.005	2,488.097	0.002	21.714	0.766	0.177	0.648	7.801
2007	-0.015	2,594.928	0.002	22.912	0.709	0.151	0.641	8.397
2008	-0.015	2,616.445	0.002	23.506	0.696	0.127	0.643	8.209
2009	-0.008	2,623.795	0.002	23.931	0.695	0.152	0.639	7.277
2010	-0.003	2,658.561	0.002	24.565	0.685	0.180	0.648	7.628
2011	-0.016	2,641.704	0.002	24.717	0.619	0.135	0.690	7.311
2012	-0.020	2,711.900	0.002	25.293	0.454	0.308	0.704	7.651
2013	0.000	2,635.068	0.002	24.762	0.484	0.241	0.686	7.197
2014	-0.009	2,621.849	0.002	25.040	0.478	0.277	0.694	7.295
2015		2,578.257	0.002	24.711	0.464	0.217	0.681	7.405

Notes: Average values by year for an unbalanced panel of 577 cities.

Having defined these variables and indicators of diversity and productive concentration at the local level, we proceed to estimate a model in which the dependent variable is the relative population growth in municipality c in year t (equation (1)), and the explanatory variables are defined in equations (2) to (5). The panel data model is as follows:

$$g_{ct} = \beta_0 + \beta_1 \ln(spe_{ct}) + \beta_2 \ln(div_{ct}) + \beta_3 \ln(size_{ct}) + \beta_4 \ln(den_{ct}) + \varphi_c + \eta_t + v_{ct}, \quad (6)$$

where φ_c indicates the municipal fixed effects, η_t represents the annual fixed effects and v_{ct} is the error term. Similar growth equations can be found in Glaeser et al. (1995) and Glaeser and Shapiro (2003). This linear equation (6) finds theoretical support in the urban growth model by Glaeser et al. (1995), which was later developed by Glaeser (2000) and Glaeser and Shapiro (2003). This model is a theoretical extension of the classic spatial equilibrium model by Roback (1982) and constitutes a framework that includes supply and demand factors that may influence the growth of the local population.

While it is true that many local characteristics could influence population growth (such as climate, available transportation networks, and housing prices), the selected explanatory variables only include factors related to agglomeration economies. Other local characteristics that may affect local population growth are understood to be included in the municipal fixed effects. Moreover, information about certain geographical characteristics (e.g., climate variables or house prices) is unavailable for all municipalities.

Additionally, time fixed effects help control changes in the temporal evolution of the population. During the study period (2000–2015), González Pampillón (2018) identified two distinct phases in the development of the immigrant population in Spain: the immigrant boom period (2001–2009) and the subsequent period of freezing of the immigrant population (2010–2015). These phases had different effects on the population dynamics of major cities in Spain and on the distribution of the immigrant population among the various neighbourhoods in these cities. As explained by González Pampillón (2018), Spain experienced a massive influx of immigrants between the late 1990s and 2009, driven by sustained growth. Over this period, Spain was the second-largest recipient of immigrants in absolute terms (behind the United States) and the largest in relation to its population. However, the recession that ended in Spain in 2013 halted this influx of immigrants. In fact, immigrant participation slightly decreased between 2010 and 2015. Palacios et al. (2017) corroborated that the evolution of migratory flows in Aragon was similar, as mentioned earlier. Although these time dynamics may have some implications for the population of Aragonese municipalities, we have attempted to isolate these effects by including annual fixed effects in our analysis.

We estimate the panel data model (6) with robust standard errors clustered by city. To address any concerns about possible multicollinearity, we calculate the variance inflation factor, which yields values within limits suggested by the literature, indicating no multicollinearity issues. However, although we include fixed effects and time fixed effects to control for possible unobserved characteristics at the city level and year-specific shocks, some potential issues remain. These include possible persistence in the trend of the dependent variable (population growth) related to dynamic issues of the variable, as well as endogeneity concerns and reverse causality. To address these issues, some of the models we estimate also include the initial value of the relative population of the municipality (which transforms model (6) into a dynamic panel data model) as an explanatory variable.

Furthermore, we utilise the difference generalised method-of-moments (GMM) estimator by Arellano and Bond (1991). Through a first-differencing transformation, individual specific unobserved effects are eliminated, and the effect of possible time trends in our main variables of interest is controlled. After first-differencing the model (6), the equation is estimated via GMM. The independent variable is instrumented with lagged values of the dependent and independent variables. In our case, we use lag 3 of all the explanatory variables as instruments.

Model (6) is estimated for a panel data set from 2000 to 2015, covering the 577 Aragonese municipalities for which we have data on all variables, including time and municipal fixed effects. The number of temporal observations is 14, given that a year is lost after calculating the growth rate. Table 3 shows the estimation results for the effect of agglomeration economies on relative population growth (the dependent variable in equation (1)). Table 3 has seven columns representing seven different specifications

of the model (6). The model is estimated, including all controls but using different samples of municipalities in columns (1), (3), and (5). In the models in columns (2), (4), (6), and (7), the initial population of the municipality is also included to control for persistence in population growth, making these models dynamic panel data models. Within the dynamic models, the estimation in column (7) is performed with the difference GMM estimator by Arellano and Bond (1991) to address potential issues of endogeneity and reverse causality.

We consider three samples of municipalities for the estimation: columns (1) and (2) report the results using an unbalanced panel with all available observations each year, while columns (3) and (4) utilise a balanced panel of 322 municipalities with complete information for all the variables in all years. Finally, the models in columns (5), (6), and (7) employ a subsample of 46 cities with over 3,000 people (also a balanced panel). This subsample focuses on the largest cities, excluding less populated areas, which are typically rural, where agglomeration economies may not be strong enough to generate significant effects⁴.

Considering all the municipalities (columns (1) and (2)), none of the variables introduced (equations (2) to (5)) are significant. This suggests that if all Aragonese municipalities are included, no evidence of significant effects from localisation (specialisation) or urbanisation (diversity) economies on population growth can be observed. Neither coefficients are significant, and the estimated values are very close to zero in both cases. Similar results are found when we limit the sample to a balanced panel in columns (3) and (4). Once again, we cannot identify a significant effect on population growth from either localisation or urbanisation economies.

The explanation for the lack of the statistical significance of agglomeration economies in columns (1) to (4) is the overrepresentation of small municipalities in the sample: 92% of the municipalities in the unbalanced sample including all cities have less than 3,000 inhabitants (columns (1) and (2)), and the equivalent figure for the balanced sample (columns (3) and (4)) is 86%. These low-populated places have a specific productive structure. For the municipalities with less than 3,000 inhabitants, the average values of the specialisation and diversity indices for the whole period considered are 0.697 and 0.156, respectively, while the equivalent average values for the large municipalities with more than 3,000 people are 0.545 for specialisation and 0.443 for diversity. That is, specialisation is higher in the small municipalities than in the large ones, while large municipalities have a more diversified productive structure than the small ones. This makes sense because a low population implies a small number of working positions in a few activities. However, these activities are, in many cases, subject to decreasing returns to scale (e.g., agriculture, hotels, and restaurants).

Furthermore, even if they are highly specialised and most employees work in the same productive activity, the total number of workers is not high enough to generate agglomeration economies, that is, the average size of firms is quite limited in small municipalities. Consequently, the only difference in results between the unbalanced and balanced panels is a positive and significant effect of the average size of firms in the case of the balanced panel (columns (3) and (4)), which means that municipalities with large firms (that tend to locate in populous places) grow more than small municipalities with small-size firms.

When we focus on the results obtained from the sample with the most populous municipalities (columns (5), (6), and (7)), we see a change in results, with a positive effect from both the specialisation and diversity indices. In most estimations, there are no significant coefficients for other variables (average firm size and employment density), except for the employment density coefficient in the model estimated in column (4) and the average firm size coefficient in columns (3) and (4).

In cases where the initial population of the municipality is included as an additional explanatory variable (columns (2), (4), (6), and (7)), the coefficient of this variable is significant in all cases. This provides evidence of the dynamic behaviour of our dependent variable, supporting the use of the dynamic panel data model. The coefficient is negative, which could indicate that over the analysed period (2000–2015), population growth in municipalities would have been convergent. This means that once the municipal fixed effects control the individual growth trend of each city, the general pattern extracted is that municipalities with larger initial populations grew less than less populated ones.

⁴ The use of alternative thresholds (e.g. 2,000 or 4,000 inhabitants) yields similar results.

TABLE 3.
Population growth, 2000–2015

	FE Panel	FE Panel	FE Panel	FE Panel	FE Panel	FE Panel	Difference GMM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
Cities:	All (unbalanced)	All (unbalanced)	All (balanced)	All (balanced)	Population \geq 3,000	Population \geq 3,000	Population \geq 3,000
Relative Pop _{t-1}		-0.132***		-0.111***		-0.142***	-0.098*
		(0.014)		(0.014)		(0.010)	(0.050)
Specialisation	-0.001	-0.001	0.000	-0.004	0.046**	0.021*	0.151**
	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.017)	(0.011)	(0.063)
Diversity	-0.000	-0.001	0.001	-0.001	0.018***	0.006*	0.059**
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.006)	(0.004)	(0.028)
Size	0.003	-0.000	0.006***	0.004**	0.005	0.003	-0.029
	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.008)	(0.005)	(0.040)
Density	-0.002	0.001	-0.004	-0.002	0.014	0.016***	0.005
	(0.002)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.009)	(0.004)	(0.032)
City fixed effects	Y	Y	Y	Y	Y	Y	N
Year fixed effects	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Observations	7,196	7,196	4,830	4,830	593	593	561
Cities	577	577	322	322	46	46	46
R ²	0.016	0.109	0.017	0.111	0.187	0.447	
AR(2), p-value							0.482
Sargan test, p-value							0.488
Hansen test, p-value							0.967

Notes: Dependent variable: Relative population growth. The logarithm is taken for all variables. FE Panel models include a constant. Robust standard errors in all cases, clustered by city in the FE Panel estimations. The difference GMM method is utilised to remove the cross-section fixed effect and control for possible trends in the data. As instruments we use lag 3 of all the explanatory variables. *, **, and *** denote significant at the 10%, 5%, and 1% level, respectively.

Lastly, the comparison between the estimates shown in columns (6) and (7) reveals that the results do not change substantively when the difference GMM estimator is applied (column (7)). The coefficients of the two variables related to agglomeration economies (specialisation and diversity) remain positive and significant, although their magnitude increases when using the GMM estimator. Therefore, the results are robust, even when utilising the GMM estimator to control for possible endogeneity and reverse causality issues. Arellano and Bond (1991) emphasise the importance of passing certain tests to confirm the use of the GMM method. Specifically, the second-order lag test (AR (2)) allows for testing serial correlation in the residuals, while the Sargan-Hansen tests enable us to check the validity of the instruments employed. The last entries in column (7) report the p-values for these three tests, indicating that the instruments are valid, and no evidence of serial correlation has been found.

4. CONCLUSIONS

Depopulation has been a persistent trend in many areas of Aragon over the last few decades, mainly affecting smaller population centres (Bielza de Ory, 1977; Escolano and De la Riva, 2003; Palacios et al., 2017; Lardiés Bosque et al., 2020). The nature of this problem has become more complicated, as various investigations have shown (Escolano Utrilla, 1999; Lardiés Bosque et al., 2020). Scholars argue that while emigration was once the main cause of demographic decline, negative natural growth resulting from an ageing population and difficulty in replacing inhabitants, mainly due to a lack of women, is now the primary issue (Frutos Mejías et al., 2009). Ageing has serious consequences for the survival and future of many municipalities, not only for maintaining current population levels but also for growth (Palacios et al., 2017; Lardiés Bosque et al., 2020). Many small population centres will likely disappear in a short time if they cannot attract new inhabitants.

Despite depopulation becoming a significant challenge for the region, regional policies against depopulation have been meticulously planned but have scarcely been implemented (Sáez Pérez et al., 2016). However, other policy and economic interventions may have significant demographic effects. For instance, the regional plan promoting regional clusters could increase the local population through agglomeration economies.

This paper estimates the impact of agglomeration economies on population growth at the local level, using panel data models that include the initial population as well as the city and year fixed effects to capture the persistence (positive or negative) in population growth and idiosyncratic components across municipalities. Agglomeration economies are measured with different indices. We find evidence of a significant positive effect from both localisation and urbanisation economies on growth in Aragonese municipalities, but only in large cities. If we consider all municipalities, no significant effect is identified. This suggests that agglomeration economies require a minimum population scale, which, in this case, is quantified to be 3,000 people (46 out of the 731 municipalities in Aragon).

The urban growth model developed by Glaeser et al. (1995) helps us to understand the supply or demand factors that might be responsible for the positive effects of agglomeration economies in large cities. According to this theoretical model, a local feature (in this case, the productive diversity or specialisation represented) can influence local growth in three ways. First, this local characteristic might become more important in the production process. However, González-Val and Marcén (2019) analysed the sectoral growth of employment at the local level during the same period in Aragon and found that specialisation harmed employment growth, while diversity had no significant effect, except for service activities in large municipalities. Given these results, this pathway can be ruled out in the case of Aragonese municipalities.

Second, from a demand point of view, specialisation and diversity could have become more important to consumers by decreasing the cost of living or increasing the number of available local amenities. Greater specialisation at the municipal level implies more firms in the same sector producing similar goods. From a demand point of view, this can increase the value for individuals, given their preference structure and the love-of-variety effect – consumers prefer to consume different varieties of the same differentiated goods. Regarding productive diversity, a high presence of firms from different sectors

offering a variety of goods and services could attract both consumers and other firms that prefer to have a wide range available in one place.

Third, specialisation or productive diversity could have contributed to the increase in the technological growth rate. The concentration of businesses, regardless of whether they belong to the same sector or not, facilitates the exchange of knowledge about products, processes, and innovations (knowledge spillovers). This means that specialisation could influence supply through technological changes and, thus, affect population growth. This knowledge transmission is usually easier through specialisation (as it is easier to share production processes or workers' knowledge within the same sector).

In conclusion, both localisation (specialisation) and urbanisation (diversity) economies can influence supply and demand and, through these, local population growth. Based on our results, the effects of these two external effects on population growth would be positive. This outcome supports public policies aimed at attracting firms to achieve growth in the local population and reverse negative dynamics, either through incentives to create industrial clusters of the same sector or by attracting firms from different ones.

Therefore, we have identified a demographic effect of these economic policies. However, we must be aware that from a regional perspective, this effect on the population is limited for two reasons. First, it can only be found in large cities, so small declining municipalities will not benefit from industrial concentration in terms of population. Second, as the effect on the population is only significant for large cities, it can lead to an increasingly unbalanced distribution of economic activity and population, which is a relevant issue for Aragon as this region already has a high concentration of economic activity and population in the capital, Zaragoza.

ACKNOWLEDGMENTS

This research was funded by the Consejo Social y Económico de Aragón (Premio de Investigación Ángela López Jiménez, 2017). Additional financial support was provided by the Spanish Ministerio de Ciencia e Innovación and Agencia Estatal de Investigación, MCIN/AEI/10.13039/501100011033 (project PID2020-114354RA-I00), DGA (project S39_20R, ADETRE research group), and ERDF. Earlier versions of this paper were presented at the 58th Congress of the European Regional Science Association (Cork, 2018) and at the XLVI Reunión de Estudios Regionales (Valencia, 2018), and all the comments made by participants are much appreciated. Finally, comments received from the anonymous referees have improved the version originally submitted. All remaining errors are ours.

REFERENCES

- Arellano, M., and Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.
- Beaudry, C., and Schiffauerova, A. (2009). Who's right, Marshall or Jacobs? The localization versus urbanization debate. *Research Policy*, 38(2), 318–337.
- Bielza de Ory, V. (1977). *La población aragonesa y su problemática actual*. Librería General.
- Combes, P. P. (2000). Economic structure and local growth: France, 1984–1993. *Journal of Urban Economics*, 47, 329–355.
- Combes, P. P. and Gobillon, L. (2015). The empirics of agglomeration economies. In G. Duranton, V. Henderson, and W. Strange (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, 5, 247–348.
- de Vor, F., and de Groot, H. L. (2010). Agglomeration externalities and localized employment growth: the performance of industrial sites in Amsterdam. *The Annals of Regional Science*, 44(3), 409–431.
- Desmet, K., and Fafchamps, M. (2005). Changes in the spatial concentration of employment across US counties: a sectoral analysis 1972–2000. *Journal of Economic Geography*, 5(3), 261–284.

- Devadoss, S., and Luckstead, J. (2015). Growth process of U.S. small cities. *Economics Letters*, 135, 12–14.
- Duranton, G., and Overman, H. G. (2005). Testing for Localization Using Microgeographic Data. *Review of Economic Studies*, 72, 1077–1106.
- Duranton, G., and Overman, H. G. (2008). Exploring the detailed location patterns of U.K. manufacturing industries using microgeographic data. *Journal of Regional Science*, 48(1), 213–243.
- Duranton, G., and Puga, D. (2004). Micro-foundations of urban agglomeration economies. In Henderson, Vernon and Thisse, Jacques-Francois (Eds.), *Handbook of Regional and Urban Economics*, 4, 2063–2117. North-Holland.
- Escolano, S., and De la Riva, J. (2003). *Despoblación y ordenación del territorio*. Institución Fernando el Católico.
- Escolano Utrilla, S. (1999). *La población aragonesa en el umbral del siglo XXI*. CAI 100.
- Frutos Mejías, L. M., Castelló Puig, A. and Hernández Navarro, M. L. (2009). El déficit de población femenina y su importancia en los problemas demográficos estructurales de los espacios rurales: El caso de Aragón. In L. López Trigal, A. Abellán García, and D. Gordenau (Eds.), *Envejecimiento, despoblación y territorio* (pp. 163–174). Universidad de León.
- Fundación BBVA. (2019). España gana un 15,4% de habitantes desde el 2000, mientras más del 60% de municipios y 13 provincias pierden población. *Fundación BBVA – Ivie, Esenciales*, 37, July, 2019.
- Glaeser, E. L., (2000). The New Economics of Urban and Regional Growth, In G. L. Clark, M. P. Feldman, and M. Gertler, (Eds.), *The Oxford Handbook of Economic Geography* (pp 83-98). Oxford University Press.
- Glaeser, E. L., Kallal, H., Scheinkman, J. and Shleifer, A. (1992). Growth in cities. *Journal of Political Economy*, 100(6), 1126–1152.
- Glaeser, E. L., Scheinkman, J. A. and Shleifer, A. (1995). Economic growth in a cross-section of cities. *Journal of Monetary Economics*, 36, 117–143.
- Glaeser, E. L. and Shapiro, J. (2003). Urban Growth in the 1990s: Is city living back? *Journal of Regional Science*, 43(1), 139–165.
- González Pampillón, N. (2018). *Essays on Urban Economics*. PhD doctoral thesis. Universidad de Barcelona.
- González-Val, R., and Marcén, M. (2019). Agglomeration economies in small cities and business: The impact of the Great Recession in Aragón (Spain). *Sustainability*, 11(14), 3770.
- Groot, H. L., Poot, J. and Smit, M. J. (2015). Which Agglomeration Externalities Matter Most and Why? *Journal of Economic Surveys*, 0(0), 1–27.
- Lardiés Bosque, R., Pueyo Campos, A., Hernández Navarro, M.^a L., and Frutos Mejías, L. M. (2020). Aragón frente a la despoblación: Iniciativas escalares y su efecto en el territorio. In J.-D. Sempere-Souvanavong, C. Cortés Samper, E. Cutillas Orgilés, and J. R. Valero Escandell (Eds.), *Población y territorio. España tras la crisis de 2008* (pp.522-541). Comares.
- Marshall, A. (1890). *Principles of Economic*. Mc Millan.
- Martin, P., Mayer, T. and Mayneris, F. (2011). Public support to clusters: A firm level study of French ‘Local productive Systems’. *Regional Science and Urban Economics*, 41(2), 108–123.
- Melo, P. C., Graham, D. J. and Noland, R. B. (2009). A meta-analysis of estimates of urban agglomeration economies. *Regional Science and Urban Economics*, 39(3), 332–342.
- Palacios, A., Pinilla, V. and Sáez, L. A. (2017). *Informe sobre la despoblación en Aragón, 2000-2016: Tendencias, datos y reflexiones para el diseño de políticas*. Informes CEDDAR 2017-1, Centro de Estudios sobre la Despoblación y Desarrollo de Áreas Rurales.

- Partridge, M. D., Rickman, D. S., Ali, K. and Olfert, M. R. (2008). Lost in space: population growth in the American hinterlands and small cities. *Journal of Economic Geography*, 8(6), 727-757.
- Reed, W. J. (2001). The Pareto, Zipf and other power laws. *Economics Letters*, 74, 15–19.
- Reed, W. J. (2002). On the rank-size distribution for human settlements. *Journal of Regional Science*, 42(1), 1–17.
- Roback, J. (1982). Wages, Rents, and the Quality of Life. *Journal of Political Economy*, 90(6), 1257–1278.
- Sáez Pérez, L. A., Ayuda, M.-I. and Pinilla, V. (2016). Pasividad autonómica y activismo local frente a la despoblación en España: El caso de Aragón analizado desde la Economía Política. *Ager: Revista de estudios sobre despoblación y desarrollo rural / Journal of depopulation and rural development studies*, 21, 11–41.
- Torres-Gutiérrez, T. P., Correa-Quezada, R., Álvarez-García, J. and del Río-Rama, M.d.l.C. (2019). Agglomeration Economies: An Analysis of the Determinants of Employment in the Cities of Ecuador. *Symmetry* 11, 1421.

ORCID

Rafael Gonzalez-Val <https://orcid.org/0000-0002-2023-5726>

Miriam Marcén <https://orcid.org/0000-0002-1944-4790>



Clustering residents of a spanish mining site: when attitudes towards tourism are not linked to perceptions

*Nuria Porras Bueno**, *María Ángeles Plaza Mejía***, *David Flores Ruiz****

Received: 20 November 2022

Accepted: 13 December 2023

ABSTRACT:

This study uses a segmentation framework to categorize the residents of Minas de Riotinto, a mining town in Andalusia, Spain, based on their perceptions of the personal and community effects of tourism. These segments were then classified according to their tourism attitudes, utilizing a three-dimensional approach encompassing affective, cognitive, and behavioral elements. For this purpose, a cluster analysis and the Kruskal-Wallis test were successively applied to the responses of 346 residents. The results revealed three main groups of residents: "interested and enthusiastic supporters", "disinterested and moderate supporters" and "incongruous and impulsive residents". Contrary to our expectations, all groups showed favorable affective attitudes towards tourism development in their region. However, significant differences emerged between groups concerning the cognitive and behavioral dimensions of their attitudes.

KEYWORDS: Tourism impact; resident perceptions; resident segmentation; mining tourism.

JEL CLASSIFICATION: R23; R30.

Segmentando a los residentes de un lugar minero español: cuando las actitudes hacia el turismo no están unidas a las percepciones

RESUMEN:

Este artículo segmenta a los residentes de la localidad minera de Minas de Riotinto (Andalucía, España) según sus percepciones sobre los efectos personales y comunitarios del turismo y clasifica los segmentos resultantes de acuerdo con sus actitudes hacia el turismo, utilizando para ello un enfoque tridimensional que diferencia tres componentes actitudinales: afectiva, cognitiva y conductual. Para ello, se aplica sucesivamente un análisis de conglomerados y el test de Kruskal-Wallis a las respuestas de una muestra de 346 vecinos de la localidad. Los resultados obtenidos permiten identificar tres grandes grupos de residentes: "partidarios interesados y entusiastas", "partidarios desinteresados y moderados" y "residentes incongruentes e impulsivos". Contrariamente a lo esperado, todos los grupos tienen actitudes afectivas favorables hacia el desarrollo turístico en su territorio. Sin embargo, existen diferencias significativas entre grupos respecto a las dimensiones cognitivas y conductuales de la actitud.

PALABRAS CLAVE: Impactos del turismo; percepciones del residente; segmentación de residentes; turismo minero.

CLASIFICACIÓN JEL: R23; R30.

* Departamento de Dirección de Empresas y Marketing. Facultad de Ciencias Empresariales y Turismo. Universidad de Huelva, España. porras@uhu.es

** Departamento de Dirección de Empresas y Marketing. Facultad de Ciencias Empresariales y Turismo. Universidad de Huelva, España. plaza@uhu.es

*** Departamento de Economía. Centro de Investigación en Pensamiento Contemporáneo e Innovación para el Desarrollo Social. Universidad de Huelva. España. david.flores@dege.uhu.es

Corresponding Author: david.flores@dege.uhu.es

1. INTRODUCTION

Minas de Riotinto, located in Huelva, Spain, is internationally renowned for having the largest open-pit mine in Europe, known as "The Corta Atalaya." Notably, its striking resemblance to the planet Mars has aroused considerable interest from NASA. In the latter half of the 20th century, Minas de Riotinto recognized the potential of mining tourism as a strategic response to the crisis affecting mining activity that had been ongoing for 5,000 years. This municipality has evolved into an international benchmark for its successful model of revitalizing and diversifying the local economy through industrial tourism. It offers an enticing proposition that seamlessly blends elements of history, industry, culture, anthropology, mining, landscapes, and even scientific exploration.

Over three decades, the Rio Tinto Foundation has established the Mining Park of this town as Spain's premier industrial tourism destination. In recognition of its achievements, the mining park has received numerous accolades, including the Henry Ford Award in the Heritage category in 1998 and the Europa Nostra Award for the best heritage recovery project in 2003. Furthermore, its inclusion as an "Anchor Point" in the European Route of Industrial Heritage (ERIH) in 2016 underscores its status as a preeminent site for industrial heritage on the European continent. The reopening of the world's most famous mine, which operated during the late 19th and early 20th century, positions Riotinto as one of the few places in the world where the past, present, and future of the mining industry converge.

Undoubtedly, this transformation has challenged the resident population, whose livelihoods were traditionally rooted in the primary mining sector. They have been forced to adapt to a way of life that now revolves around the service industry and involves coexisting with the burgeoning tourism sector. Recent research has shown how local support is pivotal in achieving sustainable economic development. Moreover, understanding the factors that drive this support can provide valuable insights for researchers seeking to determine why some projects succeed while others do not (Mueller & Tickamyer, 2020).

In the last decade, a notable body of academic literature reviews has revealed state-of-the-art on "residents' support towards tourism" (Nunkoo, Smith, & Ramkissoon, 2013; Sharpley, 2014; García, Vázquez, & Macías, 2015; Hadinejad et al., 2019; Gursoy et al., 2019; Rasoolimanesh & Seyfi, 2020; Scalabrini & Romoaldo, 2020; Olya, 2023). In the case of Spain, a country boasting the second-highest number of international tourist arrivals worldwide, research concerning the social perception of tourism is of particular relevance, as summarized by Moreira and Vargas-Sánchez (2022). For the period 2005-2019, these authors identified 19 quantitative studies based on public opinion surveys of residents. Most of these studies focused on well-established sun and beach destinations, including the Balearic Islands, Canary Islands, and Malaga. However, only one study (Vargas-Sánchez, Plaza-Mejía, & Porras-Bueno, 2009a) has focused on an industrial mining tourism destination undergoing transition.

Indeed, Vargas-Sánchez et al. (2015), in their general review of the literature on industrial heritage and tourism, noted that the issue of resident support remains a relatively underexplored area. However, Xie (2006) identified residents' perceptions as one of the six key factors contributing to the success of industrial tourism, while some recent studies are also worth citing (Guerra, Moreno, de Almeida, & Vitorino, 2022; Andrade & Caamaño-Franco, 2018; Xie, Lee, & Wong, 2020; Andrade-Suárez & Caamaño-Franco, 2020). In the specific geographical area under study, Minas de Riotinto, several works by Vargas-Sánchez, Plaza-Mejía & Porras-Bueno (2009a), Vargas Sánchez, Porras-Bueno, Plaza-Mejía, 2009b; Plaza-Mejía, Porras-Bueno & Flores-Ruiz, (2019) deserve mention. These studies, spanning over a decade, reveal a predominantly positive perception of the impacts of tourism on Minas de Riotinto and the potential benefits it could bring. This positive attitude was grounded primarily in the anticipated benefits for the community rather than at an individual level.

However, it is worth noting that in Minas de Riotinto, similar to most general research on residents' support for tourism, the local population has been treated as a single, homogenous group (Rasoolimanesh, Ringle, Jaafar, & Ramayah, 2017). This approach assumes that perceptions and attitudes remain consistent over time, even as they evolve (Cardona & Cantalops, 2015). This assumption has been suggested as one of the factors contributing to the contradictory results of studies involving communities with similar economic and demographic backgrounds (Petzelt et al., 2005; Sharpley, 2014). Recognizing this

challenge, tourism researchers have begun to adopt research methods that can accommodate the heterogeneity of local populations (Wassler et al., 2019).

The academic literature highlights a notable absence of segmentation research focused on residents' perceptions and attitudes in a mining locality, with limited attention paid to destinations in the emerging phase of tourism development (Schoroeder, 1992; Martin, 1995; Harril et al., 2011; Brida et al. 2011; Chen, 2011; Schofield, 2011; Sinclair-Maragh, Gursoy & Vieregge, 2015; Da Cruz Vareiro, Remoaldo, & Ribeiro, 2018; Wassler, Nguyen, & Schuckert, 2019; Zheng, Ritchie, Benckendorff, & Bao, 2019; Lopes, Remoaldo, & Ribeiro, 2019; Nguyen, 2022). In Spain, studies on the segmentation of residents are scarce and have predominantly focused on island sun and beach destinations (Aguiló-Pérez & Roselló-Nadal, 2005; Garau-Vadell, Díaz-Armas, & Gutierrez-Taño, 2014; Martín, Moreira, & Román, 2020; Camprubí & Garau-Vadell, 2022). Some exceptions include research on event tourism (Parra-Camacho et al., 2016) and urban tourism (González-Reverté, 2022), all of which are at the consolidation (maturity) stage of the Tourism Area Life Cycle Theory (Butler 1980).

The research work presented here aims to fill this gap by focusing on a type of destination that has seldom been examined in the context of resident segmentation — a mining enclave in an emerging phase of tourism development. This study emphasizes the importance of segmenting the resident population from the initial phases of tourism development in a destination. This approach is particularly pertinent in areas where such development represents a radical shift in the local way of life, as in the case of a mining community. Segmentation will not only offer a more comprehensive understanding of community responses to tourism (Fredline & Faulkner, 2000; Sheldon and Abenoja, 2001) but will also facilitate the planning and management of tourist activities in a manner that optimizes overall community support while mitigating the perceived impacts within each specific segment (Aguiló-Pérez & Roselló-Nadal, 2005).

Additionally, this work seeks to contribute to the existing segmentation literature from a theoretical perspective. In addition to the traditional segmentation of residents, which is based solely on their perception of the impact of tourism on the destination as a whole, this work introduces an innovative and value-added dimension: the perception that residents have about the impact of tourism for their own benefit. Moreover, our study uses the tri-component attitude model (Stahlberg and Frey, 1990), which allows for analyzing attitudes from cognitive, affective, and behavioral perspectives rather than the more commonly used one-dimensional approach. To enhance the interpretation of the findings, this study follows the recommendations of previous authors (Rasoolimanesh & Seyfi, 2020; Ko & Stewart, 2002) and incorporates Social Exchange Theory (SET) in conjunction with the Tourism Area Life Cycle (TALC) model proposed by Butler (1980) and the Index of Tourist Irritation (ITI) (Doxey, 1975). From a theoretical perspective, the findings related to the relationship between perceptions and attitudes challenge the results of previous studies, prompting a reevaluation of conventional assumptions.

2. THEORETICAL BACKGROUND

2.1. RESIDENTS' PERCEPTIONS OF THE IMPACT OF TOURISM DEVELOPMENT ON PERSONAL AND COMMUNITY BENEFITS

Social Exchange Theory (SET) serves as the primary theoretical framework in most studies examining residents' support for tourism. According to SET (Allen et al., 1993), residents' willingness to engage in tourism development depends on whether they positively evaluate their relationship with the tourism activity. In other words, residents will engage when they perceive that the benefits derived from tourism outweigh the associated costs. These benefits and costs include both positive and negative impacts, including economic, sociocultural, and environmental aspects. These effects can personally impact individual residents and influence the wider community.

When examining the direct personal impacts on residents, various studies have demonstrated, in alignment with SET, that residents who are reliant on the tourism industry or those who witness its substantial economic gains tend to show a more favorable attitude towards tourism than those who do not experience such dependence or visibility (Haralambopoulos & Pizam, 1996; Harrill, 2004; Jurowski et al., 1997; Lankford & Howard, 1994; Pizam et al., 1978). An exception to this pattern can be found in the studies conducted by Teye et al. (2002). The findings reported by these authors indicate a contrary outcome, where the negative attitudes of individuals working in sectors linked to tourism can be explained by the unfavorable working conditions experienced by employees.

Furthermore, previous research findings consistently support the notion that residents who personally benefit more from tourism tend to perceive its advantages more positively and show a more favorable attitude towards tourism development (Ko & Stewart 2002; McGehee & Andereck 2004; Oviedo-Garcia et al. 2008; Vargas et al., 2009a; Nunkoo & Ramkissoon, 2010, 2011; Vargas et al. 2011; Lee, 2013; Vargas et al., 2014; Woo et al., 2015; Kang & Lee, 2018; Su & Swanson, 2020).

Concerning the perception of the economic, sociocultural, and environmental impacts of tourism on the community as a whole, it is generally concluded that those who primarily recognize the positive effects of tourism express a more favorable attitude towards increasing levels of tourism development (Perdue et al., 1990; Gursoy et al. 2002; Gursoy & Rutherford, 2004; Ko & Stewart, 2002; Dyer et al., 2007; Vargas-Sánchez et al., 2009a; Vargas-Sánchez et al., 2015; Stylidis et al., 2016; Gursoy et al., 2019).

2.2. ATTITUDE: A COMPLEX CONCEPT

The study of residents' attitudes is often pursued empirically without any prior clear conceptualization or definition of the term and the associated psychological dimensions. This lack of clarity complicates efforts to identify in research studies whether attitudes are being approached from a particular perspective, and if so, which attitude model or construct is being employed — whether it is considered a reflective construct or a formative composite (Rasoolimanesh & Seyfi, 2020).

Stahlberg and Frey (1992) presented three potential frameworks for examining attitudes: the three-dimensional, two-dimensional, and one-dimensional approaches. The three-dimensional framework, known as the ABC Model, developed by Smith (1947), defines attitude as consisting of three components: the cognitive component (including the set of beliefs, opinions, and information that an individual holds about the object of their attitude), the affective component (feelings of liking or disliking the object), and the behavioral component (dispositions, intentions, and behavioral tendencies regarding the object to which the attitude is directed). The behavioral component (concerning pro-tourism intentions and behaviors) has received little attention in the scientific literature on residents' support (Vargas et al., 2020).

The traditional one-dimensional framework of attitude distinguishes between the beliefs and intentions underlying the attitude, essentially equating the attitude with its affective component. In this context, the Theory of Reasoned Action (TRA) (Ajzen & Fishbein, 1980), and subsequently, the Theory of Planned Behavior (TPB) (Ajzen, 1991), expressly view attitude within the one-dimensional framework. This approach entails including intention and behavior as separate variables in the model rather than as integral components of attitude.

In line with the SET mentioned above, and considering residents' perceptions of tourism impacts (both at the personal and community levels) as well as their attitudes (affective, cognitive, and behavioral) towards tourism, the following hypotheses were tested concerning the segments of residents:

H1. Segments of residents with varying perceptions of tourism's personal and community benefits will show significant differences in their attitudes toward further tourism development.

H1.1. Segments of residents with different perceptions of the personal and community benefits of tourism (PPBT and PCBT) will also show significant differences in their cognitive attitudes towards further tourism development (CATFTD).

H1.1.1 Segments of residents with different perceptions of the personal and community benefits of tourism (PPBT and PCBT) will also show significant

differences in their level of conviction that tourism is a source of wealth and well-being for Rio Tinto and its citizens (CWWBT)

H1.1.2 Segments of residents with different perceptions of the personal and community benefits of tourism (PPBT and PCBT) will also show significant differences in their level of knowledge about tourism development projects (LKTDP).

H1.2. Segments of residents with different perceptions of the personal and community benefits of tourism (PPBT and PCBT) will also show significant differences in their affective attitude towards further tourism development (AATFTD).

H1.2.1. Segments of residents with different perceptions of the personal and community benefits of tourism (PPBT and PCBT) will also show significant differences in their attitudes towards further tourism development in the locality (ATFTD).

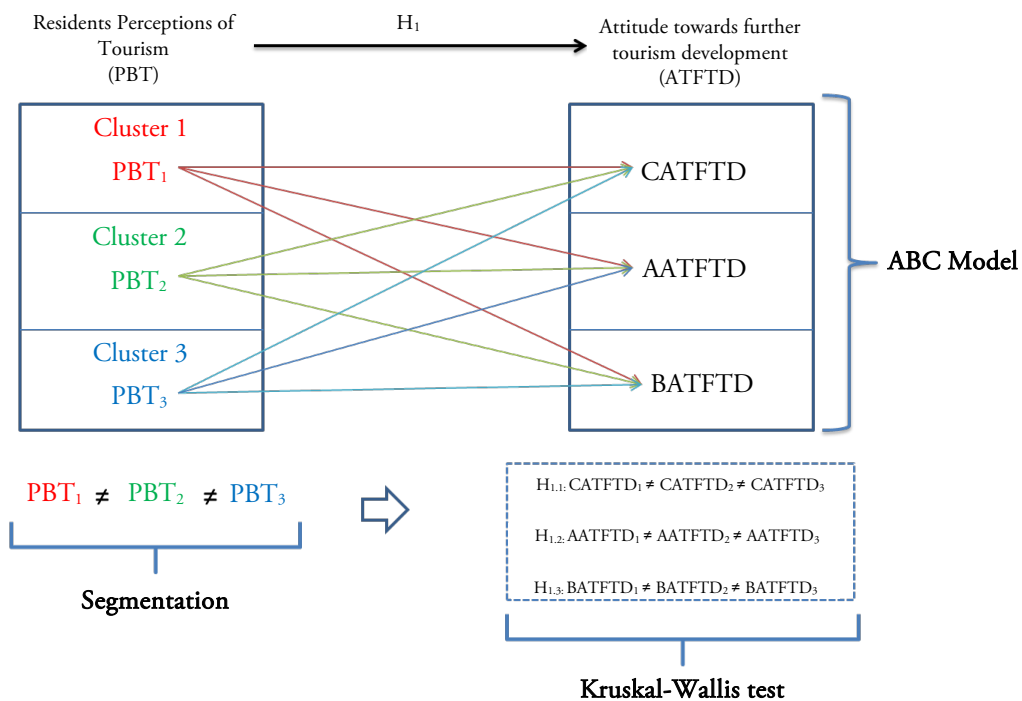
H1.2.2. Segments of residents with different perceptions of the personal and community benefits of tourism (PPBT and PCBT) will also show significant differences in their attitudes towards an increased number of tourists in the locality (ATFT).

H1.3. Segments of residents with different perceptions of the personal and community benefits of tourism (PPBT and PCBT) will also show significant differences in their behavioral attitudes towards further tourism development (BATFTD).

H1.3.1 Segments of residents with different perceptions of the personal and community benefits of tourism (PPBT and PCBT) will also show significant differences in their motivation to promote the locality (MTPL).

H1.3.2 Segments of residents with different perceptions of the personal and community benefits of tourism (PPBT and PCBT) will also show significant differences in their recommendation behavior (RB).

FIGURE 1.
Model for Hypothesis 1, based on Social Exchange Theory (SET)



Source: Authors' own.

2.3. RESIDENTS' PERCEPTION OF CURRENT TOURISM DEVELOPMENT IN THEIR LOCALITY

Several authors have highlighted the need to expand the theoretical framework for studying residents' attitudes (Ko & Stewart, 2002; Rasoolimanesh & Seyfi, 2020). While SET has thus far been the theoretical framework predominantly used in most studies focused on residents' support for tourism, this approach can be enriched by integrating several theories, allowing for a more comprehensive interpretation of the results. Johnson & Snepenger (2006) posit that the stages in the TALC are critical for understanding the perceived overall impacts of tourism development.

The TALC is grounded in the concept that tourist areas are dynamic and that, as a result, they change and evolve through various phases (exploration, involvement, development, consolidation, and stagnation) determined by the number of tourists in the destination. The number of tourists gradually increases during these phases until it surpasses the critical threshold, resulting in environmental, social, and economic challenges.

Parallel to this development, following the ITI framework (Doxey, 1975), residents' attitudes towards tourists and tourism change over time, shifting from positive and favorable feelings towards the presence of tourists (euphoria) to a more neutral stage of apathy, eventually leading to negative emotions (irritation and antagonism).

Considering these two theories, it becomes apparent that variables such as the "number of tourists" and, more specifically, "tourist density" are key factors in predicting residents' attitudes towards tourism. These variables can be measured objectively (based on the ratio of visitors to the territorial area of the destination) or subjectively by measuring the local population's perception of the current extent of tourist development in their locality concerning its potential for tourism development. From this perspective, one might expect that residents in destinations with limited tourist development would display more favorable attitudes toward an increased presence of tourists and greater tourism development in their locality.

Although some authors question the universal validity of Doxey's (1975) saturation model (Faulkner & Tideswell, 1997; Lepp, 2007), numerous studies suggest that the level of tourism development perceived by residents (LTDP) negatively influences residents' attitude towards tourism development (ATTD) (Allen et al., 1988; Allen et al., 1993; Harrill, 2004; Smith & Krannich, 1998; Vargas et al., 2011).

In accordance with the TALC and ITI, and considering residents' attitudes from a three-dimensional perspective (affective, cognitive, and behavioral), the following hypotheses were tested:

H2. Segments of residents with similar perceptions of the current level of tourism development in their locality will not differ in their attitudes towards further tourism development.

H2.1. Segments of residents with similar perceptions of the current level of tourism development in their locality (LTDP) will not differ in their cognitive attitude towards further tourism development (CATFTD).

H2.1.1. Segments of residents with similar perceptions of the current level of tourism development in their locality (LTDP) will not differ in their level of conviction that tourism is a source of wealth and well-being for Rio Tinto and its citizens (CWWBT)

H2.1.2. Segments of residents with similar perceptions of the current level of tourism development in their locality (LTDP) will not differ in their level of knowledge about tourism development projects (LKTDP).

H2.2. Segments of residents with similar perceptions of the current level of tourism development in their locality (LTDP) will not differ in their affective attitude towards further tourism development (AATFTD).

H2.2.1. Segments of residents with similar perceptions of the current level of tourism development in their locality (LTDP) will not differ in their attitudes towards further tourism development in the locality (ATFTD)

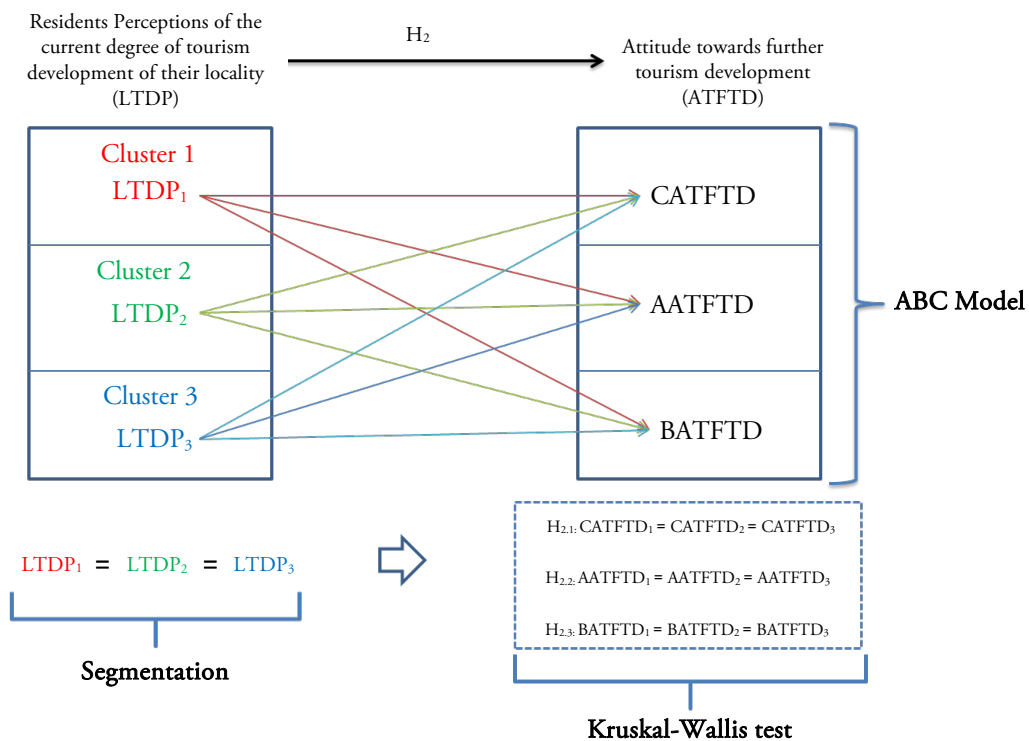
H2.2.2. Segments of residents with similar perceptions of the current level of tourism development of their locality (LTDP) will not differ in their attitudes towards an increased number of tourists in the locality (ATFTT)

H2.3. Segments of residents with similar perceptions of the current level of tourism development in their locality (LTDP) will not differ in their behavioral attitudes towards further tourism development (BATFTD).

H2.3.1 Segments of residents with similar perceptions of the current level of tourism development in their locality (LTDP) will not differ in their motivation to promote the locality (MTPL).

H2.3.2 Segments of residents with similar perceptions of the current level of tourism development in their locality (LTDP) will not differ in their recommendation behavior (RB).

FIGURE 2.
Model for Hypothesis 2, based on the Tourism Area Life Cycle (TALC) and the Index of Tourist Irritation (ITI)



Source: Authors' own.

2.4. SEGMENTING RESIDENT PERCEPTIONS OF TOURISM IMPACTS IN DESTINATIONS AT THE EARLY STAGES OF TOURISM DEVELOPMENT

A comprehensive search was conducted using the most relevant scientific search engines (EBSCOhost, ISI Web of Knowledge, Scopus, and Google Scholar) to provide a theoretical context for the study outlined in this paper. The search utilized the keywords “segmentation” and “cluster” in conjunction with “residents.” A total of 49 studies were identified for the period under review (1988–2022).

When examining the stage of tourism development, the studies can be categorized as follows: 22.5% of the studies pertain to the early stages of the tourism life cycle (exploration/involvement, emerging, or

predevelopment); 26.5% correspond to destinations in the development/consolidation phase; 26.5% represent destinations in the final stage of development (stagnation or maturity phase); and the remaining 24.5% correspond to studies covering areas with high to low levels of tourism, or do not specify the stage of tourism development. Due to space limitations, we have focused solely on analyzing the results from segmentation studies in destinations similar to the one under investigation, according to the early stages of the Butler tourism life cycle. (See Annex).

Schofield (2011) and Wassler et al. (2019) focused their attention on urban environments in the early stages of tourism development and proposed three segments similar in character and proportion to those found in previous research. Schofield (2011) identifies these as "anti-tourism" (16%), "pro-tourism" (36%), and "uncertain" (49%), while Wassler et al. (2019) refer to them as "low-support" (21.4%) "high-support" (39.7%), and "neutral" (38.9%).

In a study focusing on two rural communities in Turkey experiencing relatively new tourism development, Sinclair-Maragh et al. (2015) identified four segments. The first three segments were classified based on the two most significant impact factors perceived by residents. In contrast, a fourth segment comprises "inconsequential" residents (13.1%) who show little interest in the impacts of tourism development. The study conducted by Vareiro et al. (2013) in Guimarães (Portugal), an industrial town where the tourism industry had recently developed, identified three groups among residents: "skeptics" (19%), "moderately optimistic" residents (40%), and "enthusiasts" (42%). Scalabrini and Remoaldo (2020) analyzed residents' perceptions in Joinville (Santa Catalina State, Brazil) regarding their tourism development, particularly based on culture. This study identified four groups: Moderate Optimists (16%), Optimists (30%), Sceptics (23%), and Enthusiasts (31%). Lopes et al. (2019), in their study conducted among residents of a rural community in Northeast Portugal (Boticas), also identified three groups: Neutral (20%), Moderately optimistic (33%), and Optimistic (47%).

According to the ITI, studies focusing on segmenting residents in destinations in their early stages of tourism development tend not to identify groups with anti-tourism behavior. However, our study, conducted in a mining town in the southwest of Spain, characterized as an industrial tourism destination currently in the phase of emerging tourism development, complements and contrasts with the findings of the studies mentioned above.

3. METHODOLOGY

3.1. AIM OF THE RESEARCH

The aim was to segment residents according to their perceptions of the impact of tourism on a personal and community level. Following this segmentation, we set out to determine whether segments of residents with different perceptions of tourism also show different attitudes toward tourism development (distinguishing between the cognitive, affective, and behavioral components of their attitudes).

To this end, cluster analysis and the Kruskal-Wallis test were applied consecutively to the responses provided by a sample of 346 residents in an old mining enclave currently in an emerging phase of tourism development.

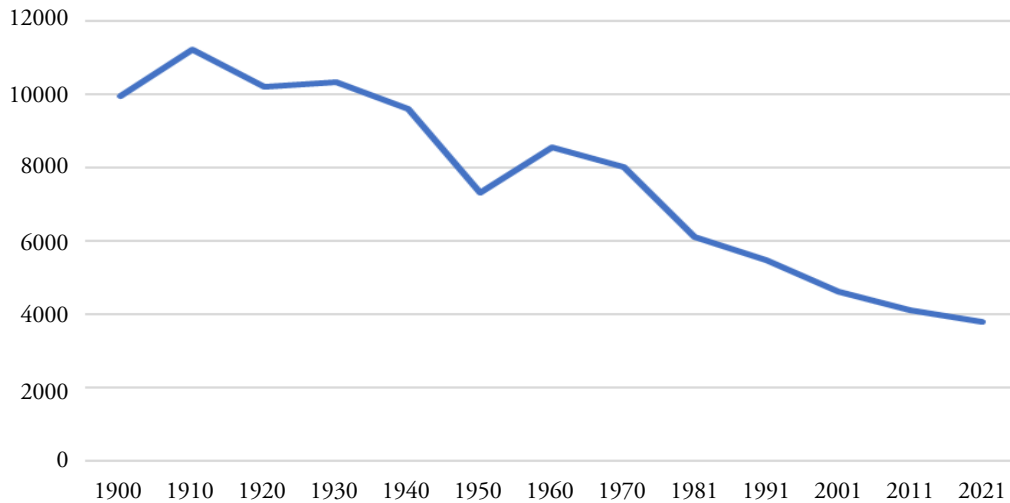
3.2. STUDY SITE

Minas de Riotinto is a town located in Andalusia (Spain), whose economy, for more than 5,000 years, has almost exclusively centered around mining. The importance of this mining activity is underscored by the fact that it is home to Europe's largest open-pit mine, known as The Corta Atalaya, which was operational from 1907 to 1992 and employed over 2,000 workers.

In the latter half of the 20th century, the mining industry faced a crisis driven by various factors, including a decline in ore prices, competition from new markets, and the emergence of alternative materials such as optical fiber. These challenges gradually eroded the viability of mining operations in the region, leading to the closure of the copper mine in 1986 when it was no longer economically sustainable. This

downturn, as illustrated in Figure 3, triggered a demographic crisis, resulting in a 50% reduction in the population over the course of a century. As of 2022, the population stood at 3,738 inhabitants, a stark contrast to the more than 11,000 residents recorded at the beginning of the 20th century (Sistema de Información Multiterritorial de Andalucía, 2023).

FIGURE 3.
Population trend in Minas de Riotinto (1900-2021)



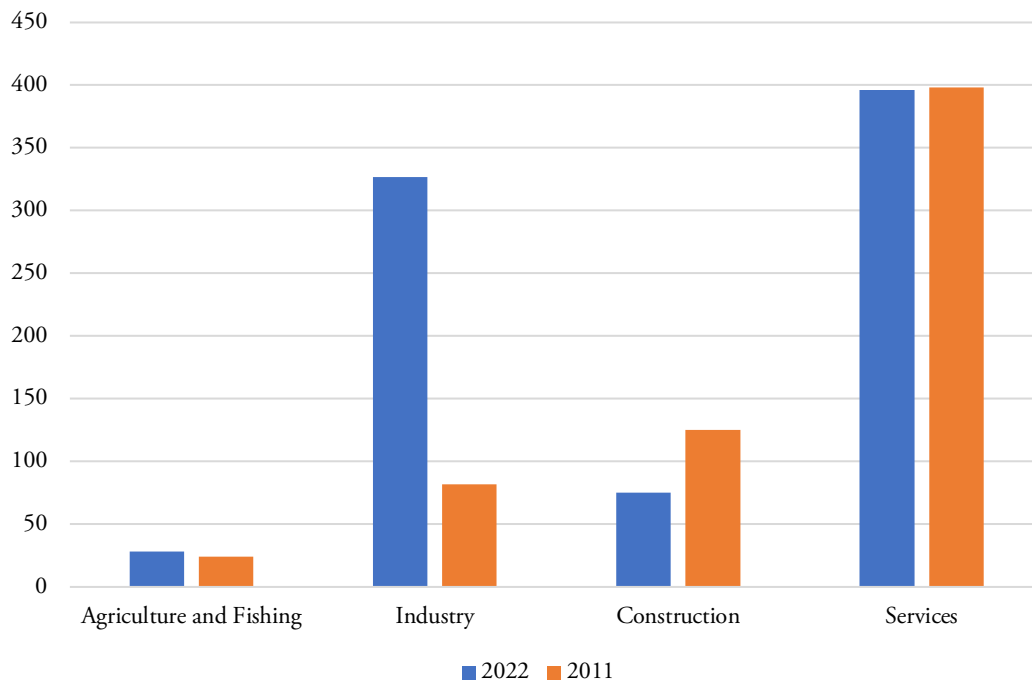
Source: Authors' own (based on the Multiterritorial Information System of Andalusia, 2023).

The mines have been reactivated, and ore extraction is again in progress. Although mining activity no longer plays the central role that it once did in the region, efforts have been made to revive and diversify the local economy through industrial mining tourism. Notably, in 2011, the number of employment contracts in the services and construction sectors exceeded those in the industrial sector. However, with the recent reactivation of the mine, the number of contracts in the industrial sector has risen, highlighting the current diversification of the region's economic activities.

The most striking example of the region's attractiveness to tourists is the Riotinto Mining Park, which has been operational for 25 years, welcoming 96,935 visitors in 2022 (only 40 less than in 2019). These numbers represent a recovery from the drastic drop in visitor levels observed in 2020 and 2021 (41,803 and 62,245 visitors, respectively) due to COVID-19 restrictions (Rio Tinto Foundation, 2023).

The Mining Park provides information on the history of Riotinto County, with its English heritage and unique landscape, which attracted interest from NASA due to its striking resemblance to Mars. Since 2022, the Riotinto Mining Park has significantly expanded, offering six different tourist attractions throughout the year: (1) a tour of the old mining railway along a recovered 11-kilometer route that immerses the visitor in the River Tinto ecosystem; (2) a visit to the Peña del Hierro mine, showing both open-cast and underground mining by traveling more than 200 meters along one of its galleries; (3) a visit to the iconic Corta Atalaya; (4) Mining Museum, the most comprehensive Spanish museum showing the rich history of the mining territory; (5) House 21 in the English quarter, which reproduces the way of life of the British colony that managed Riotinto for eight decades; and (6) the "Mars on Earth" circuit, a journey that aims to highlight the parallels identified by scientists between the environment of the red planet and the Rio Tinto region (Fundación de Río Tinto, 2023).

FIGURE 4.
Comparison of annual hiring rates according to productive sector (2011-2022)



Source: Authors' own, based on the Multi-territorial Information System of Andalusia (2023)

Given this rapid expansion of tourism in Minas de Riotinto, various local companies and new agents have launched initiatives to create interesting local routes and services. These endeavors aim to diversify and enrich the overall tourist experience for those visiting the region. However, the considerable and increasing demand for tourism starkly contrasts the limited accommodation options available. Currently, the region offers only 74 places for lodging, including a hostel restaurant and a handful of Victorian-style rural houses (Registro de Turismo de Andalucía, 2023). As a result, most visitors to Minas de Riotinto are day-trippers who do not stay overnight, leading to a loss in tourist spending in the region.

Minas de Riotinto has recently been declared a "Tourist Municipality" by The Andalusian Board. This designation emphasizes the significant growth in tourism witnessed by the municipality and reflects the commitment of the regional public administration to promote tourism as a strategic avenue for economic diversification in the area.

3.3. SAMPLE AND DATA COLLECTION

In 2017, the population of Minas de Riotinto consisted of 3924 inhabitants, which is the reference year for this study. Of these inhabitants, 3,361 (85.65%) were 18 or older, making them the target population for the study. The study sample consisted of 346 individuals (Table 1). The sampling method used (stratified according to gender and age), and the sample sizes (determined with a margin of error of $\pm 5\%$, a confidence level of 95.5% [2σ], and a population variance of 50%) were chosen to ensure that the sample is statistically representative of the local population at the community level.

TABLE 1.
Distribution of the sample of Minas de Riotinto residents

	20-29 years	30-44 years	45-64 years	65 years and above	TOTAL
MALES	26	43	64	35	168
FEMALES	23	40	62	53	178

Source: Authors' own.

A structured questionnaire was administered to this sample between May and July 2017 (under the direction of two interviewers who had received prior training in the data collection method). The population under study was exclusively made up of permanent residents. After eliminating cases with missing values, the final sample for analysis consisted of 344 residents.

3.4. MEASUREMENT INSTRUMENT

This study considered 17 psychological variables organized into seven thematic blocks (Table 2). Each of these variables was assessed using a five-point Likert scale. The questionnaire was created by adapting variables examined in previous studies regarding residents' attitudes towards tourism.

In addition, the study also considered seven sociodemographic variables and one variable related to economic dependence on tourism activity. These additional variables were included to construct the sociodemographic and economic profile of the clusters.

TABLE 2.
Questionnaire items and descriptive statistics

Variable	Items and Likert Scale	Mean	Std. Deviation	Item Sources
Perception of the personal benefits of tourism (PPBT)	To what extent do you think that the development of tourism benefits or will benefit you personally? (1. Not at all- 5.Very much)	2.95	1.336	Harrill (2004); Ko and Stewart (2002); McGehee and Andereck (2004); Perdue et al. (1990); Vargas-Sánchez et al. (2009a, 2011, 2015).
Perception of the overall community benefits of tourism (PCBT)	In general, the benefits of tourism development outweigh its costs (at a community level) (1. Completely disagree- 5. Completely agree)	4.05	1.113	Vargas-Sánchez et al. (2011, 2015).
Perception of the benefits and costs of tourism according to its nature (PBCT)	Perception of the economic benefits of tourism (PEBT) (1. Completely disagree - 5. completely agree)	4.08	1.161	Ap (1992); Kayat (2002); Ko and Stewart (2002); Ribeiro, et al. (2013); Tosum (2002); Vargas-Sánchez et al. (2011, 2015).
	Perception of the economic costs of tourism (PECT) (1. Completely disagree - 5. Completely agree)	3.73	0.979	
	Perception of the sociocultural benefits of tourism (PSBT) (1. Completely disagree- 5. Completely agree)	3.73	0.925	
	Perception of the sociocultural cost of tourism (PSCT) (1. Completely disagree- 5. Completely agree)	2.22	1.102	
	Perception of the environmental benefits of tourism (PENBT) (1. Completely disagree- 5. Completely agree)	4.03	1.061	
	Perception of the environmental cost of tourism (PENCT) (1. Completely disagree- 5. Completely agree)	1.94	1.147	

TABLE 2. CONT.
Questionnaire items and descriptive statistics

Variable	Items and Likert Scale	Mean	Std. Deviation	Item Sources
Perception of the current level of tourism development in the locality (LTDP)	Regarding the opportunities that, in your opinion, tourism could bring to your locality, do you consider that the current degree of tourism development is... (1. Very low-5. Very high)	2.65	0.972	Vargas-Sánchez et al. (2011, 2015).
Attitude towards further tourism development in the locality (Affective component) (AATFTD)	I am in favor of greater tourist development in my locality (ATFTD) (1. Completely disagree- 5. Completely agree)	4.72	0.735	Vargas-Sánchez et al. (2011, 2015).
	I would like the number of tourists visiting my town to increase (ATFT) (1. Completely disagree- 5. Completely agree)	4.70	0.721	Vargas-Sánchez et al. (2011, 2015).
Attitude towards further tourism development in the locality (Cognitive component) (CATFTD)	I am convinced that tourism is a source of wealth and well-being for Rio Tinto and its citizens (CWWBT) (1. Not convinced-5. Very convinced)	4.19	0.990	Woo et al. (2015); Nunkoo and So (2016).
	Level of knowledge about tourism development projects that are proposed for my town (LKTDP) (1. Zero – 5. Very high)	2.51	1.153	Nunkoo and So (2016); Rasoolimanesh et al. (2016).
Attitude towards further tourism development in the locality (Behavioral component) (BATFTD)	To what extent am I motivated to promote my locality? (MTPL) (1. Not motivated -5. Highly motivated)	3.81	1.142	Ribeiro et al. (2017).
	How often do I recommend tourists/visitors/friends/family to visit tourist attractions in Rio Tinto (RB) (1. Never-5. Very frequently)	4.01	1.007	Chen and Raab (2012); Jeuring and Haartsen (2017).

Source: Authors' own.

3.5. STUDY METHODS AND DATA ANALYSIS

This study followed a structured methodology composed of four main stages:

1. The first stage involved calculating univariate statistics for all survey items. This step aimed to establish the profile of the sample in terms of sociodemographic variables, perceptions, and attitudes.
2. The second stage focused on segmenting the residents based on two key variables: *PPBT* (perception of the personal benefit of tourism) and *PCBT* (perception of the benefits and costs of tourism according to its nature). Initially, a two-stage cluster analysis was conducted as an exploratory tool to determine the optimum number of clusters, select the segmentation criteria, and assess the quality of the groupings. Subsequently, a k-means non-hierarchical analysis cluster was conducted to refine this study further to identify profiles of residents with similar perceptions of tourism at the intra-group level while maintaining as much heterogeneity as possible.
3. In the third stage, the study focused on identifying and analyzing the sociodemographic and economic profiles of the established clusters. Additionally, the aim was to determine whether there were significant differences in these variables between the clusters.
4. In the fourth stage, Kruskal-Wallis and Bonferroni-Dunn post-hoc tests were used to analyze the identified clusters. The dependent variables under consideration were as follows:
 - Various perception items excluded in the first stage, specifically PBCT items, were included to evaluate the quality of segmentation.
 - The variable LTDP was used to explore possible differences in the perceived level of tourism development between the clusters.
 - Six items measuring the three variables CATFTD, AATFTD, and BATFTD were utilized to examine and test the hypotheses concerning differences in attitudes between the groups.

The statistical package SPSS Statistics 25 was used for data analysis purposes.

4. RESULTS

4.1. UNIVARIATE STATISTICS

Regarding the sociodemographic profile of the sample, 51.7% of the study population consists of women, and almost 39% of the sample are aged between 36 and 55, while almost a quarter of the surveyed individuals are over 65 years old.

Around 71% of the residents have lived in the town since birth, while only 15% have lived there for less than half of their lives.

Only 17% of individuals over 18 have a university education, although the percentage of people with no education is also very low (10%), with vocational training and elementary school having almost equal weight. One-third of the surveyed population is employed, almost 27% are retired, and 10% are unemployed.

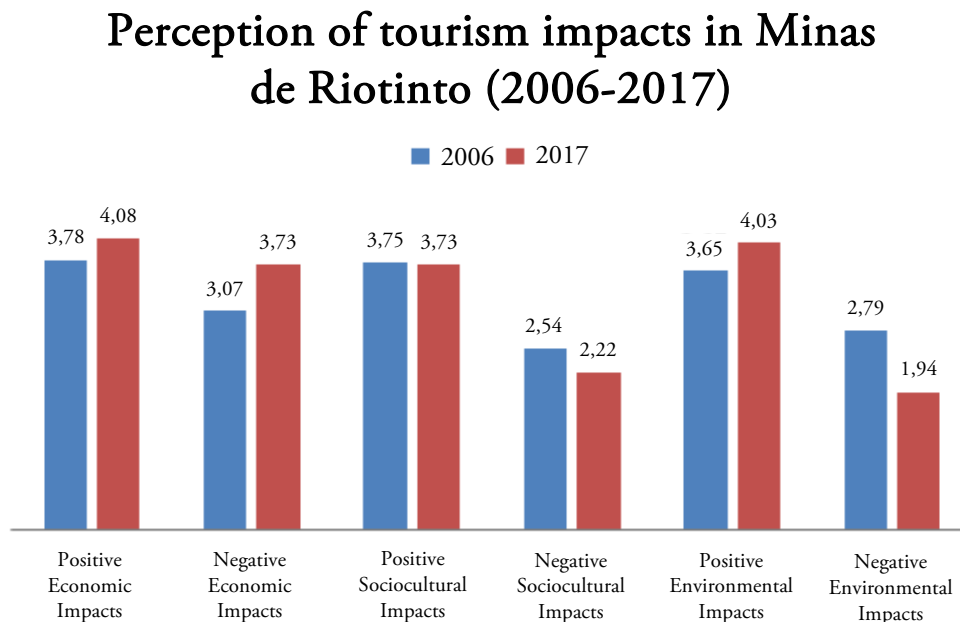
Notably, the tourism sector does not appear to be a significant source of employment for the local population, as 84% of those surveyed are not personally involved in tourism. This percentage drops to 73% when considering the absence of family employment ties (see Table 4). These numbers might help to understand why the residents of Minas de Riotinto have a neutral perception (average of 2.95 out of 5 points) of the personal benefit they stand to gain from tourism development in their locality (Table 2).

This perception is similar to that reported in a study by Vargas-Sanchez et al. (2009a), conducted in the same locality a decade earlier (reporting a mean of 3.30 at that time-2006).

However, the residents explicitly acknowledge that tourism positively impacts the community at a global level (as indicated by their response to the single item, "the benefits outweigh the costs at the global level," with a mean rating of 4.05). This perception of the benefits outweighing the costs is consistent across all tourism effects on the community. The largest difference between perceived benefits and costs is observed in the case of environmental effects (+2.09), followed by sociocultural effects (+1.51), and less pronounced in the case of economic effects (+0.35). Comparing these results with those reported by Vargas-Sanchez et al. (2009a) shows that, over the course of a decade (Figure 5): (1) the residents' perception of both the positive and negative economic effects and environmental benefits of tourism activity has intensified (narrowing the gap between the two); (2) the perception of negative sociocultural and environmental impacts has decreased even further (widening the gap between sociocultural and environmental benefits/cost); (3) while residents now perceive a lesser net economic benefit, they perceive a greater net sociocultural and environmental benefit.

The degree of tourism development residents perceive in Minas de Riotinto is low to medium (with a mean score of 2.65), consistent with the emerging stage in which this industrial tourism destination finds itself.

FIGURE 5.
Perception of community tourism impacts in Minas de Riotinto (2006-2017)



Source: Authors' own.

In the section focusing on the affective or emotional component of attitude, the residents of Minas de Riotinto express strong support for increasing the number of tourists (mean rating of 4.70) and further tourism development in their locality (mean=4.72) compared to a mean rating of 4.66 a decade earlier (Vargas-Sanchez et al., 2009a). At the cognitive level, residents are convinced that tourism activity serves as a source of wealth and well-being for Riotinto and its residents (mean rating = 4.19). However, they feel poorly informed about tourism development projects in their locality (mean rating=2.51). Finally, at the behavioral level, residents are highly motivated to promote their locality as a tourist destination (3.81), often engaging in pro-tourism behaviors such as recommending the place to tourists, friends, or family (4.01).

4.2. RESIDENT SEGMENTATION.

The variables considered for segmenting residents based on their perceptions were as follows: PPBT, PCBT, PEBT, PECT, PSBT, PSCT, PENBT, and PENCT.

TABLE 3.
Final cluster centers/means and Kruskal-Wallis test for perceptions and attitudes

		Final cluster centers/means			Kruskal-Wallis		Bonferroni-Dunn post-hoc tests
		Cluster 1 (n=190, 55.2%)	Cluster 2 (n=27, 7.8%)	Cluster 3 (n=127, 36.9%)	H- Kruskal- Wallis	Sig	Pairwise Comparisons (Significant differences)
Perception of the personal benefit of tourism (PPBT)		2.08	2.33	4.39	239.377	0.000	(1-3)*** (2-3)***
Perception of the global community benefit of tourism (PCBT)		4.23	1.30	4.36	86.306	0.000	(1-2)*** (2-3)***
Perception of the benefits and costs of tourism according to its nature (PBCT)	Perception of the economic benefits of tourism (PEBT)	3.96	2.74	4.55	48.345	0.000	(1-2)*** (2-3)*** (1-3)***
	Perception of the economic cost of tourism (PECT)	3.64	2.93	4.06	29.179	0.000	(1-2)** (2-3)*** (1-3)***
	Perception of the sociocultural benefits of tourism (PSBT)	3.63	2.96	4.03	28.703	0.000	(1-2)** (2-3)*** (1-3)***
	Perception of the sociocultural cost of tourism (PSCT)	2.04	2.48	2.43	11.307	0.004	(1-3)***
	Perception of the environmental benefits of tourism (PENBT)	3.98	3.11	4.34	21.445	0.000	(1-2)*** (2-3)*** (1-3)**
	Perception of the environmental cost of tourism (PENCT)	1.81	2.26	2.04	6.909	0.032	Not significant
Perception of the current level of tourism development in the locality (LTDP)		2.58	2.44	2.80	3.735	0.155	Not significant
Attitude towards further tourism development in the locality (Affective component) (AATFTD)	I am in favor of greater tourism development in my locality (ATFTD)	4.73	4.37	4.80	4.160	0.125	Not significant
	I would like the number of tourists visiting my town to increase (ATFT)	4.75	4.37	4.72	3.237	0.198	Not significant
Attitude towards further tourism development in the locality (Cognitive component) (CATFTD)	I am convinced that tourism is a source of wealth and well-being for Rio Tinto and its citizens (CWWBT)	4.22	3.41	4.33	12.324	0.002	(1-2)*** (2-3)***
	Level of knowledge about tourism development projects that are proposed for my town (LKTDP)	2.31	2.48	2.84	16.755	0.000	(1-3)***
Attitude towards further tourism development in the locality (Behavioral component) (BATFTD)	To what extent am I motivated to promote my locality? (MTPL)	3.70	3.26	4.08	11.294	0.004	(1-3)** (2-3)**
	How often do I recommend tourists/visitors/friends/family to tourist attractions in Rio Tinto (RB)	3.89	3.93	4.20	6.606	0.037	(1-3)**

Significant at 0.1 level (*); Significant at 0.05 level (**); Significant at 0.01 level (***).

Source: Authors' Own.

To ensure the analysis was not affected by multicollinearity issues and given the strong bivariate correlations observed between a significant portion of the six variables assessing the perception of the effects of tourism according to sign and nature, these six variables were initially excluded from the cluster analysis. However, they were later reintroduced into the analysis when verifying the quality of the segmentation.

The two-stage cluster analysis effectively yielded three clusters, demonstrating good segmentation quality and a high proportion of both variables (PPBT, PCBT), exceeding 95%. Based on these results and considering the statistical criteria and theoretical insights from the previous literature review, a non-hierarchical k-means cluster analysis was conducted, forming three groups (Table 3). The initial cluster centers or means for each of the three groups were set as follows: 1.00, 1.00, and 5.00 (for the variable PPBT) and 5.00, 1.00, and 3.00 (for the variable PCBT).

Based on the final areas determined for each cluster and supported by insights from the related literature, we categorized the three segments according to their perceptions of PPBT, PCBT, CATFTD, AATFTD, and BATFTD.

Group 1: “Disinterested and moderate supporters” (55.2%). This cluster consists of residents who hold a moderate level of interest in tourism and support it to a certain extent. They perceive the various benefits associated with tourism with moderate intensity (mean between 3.6 and 4) and believe the benefits outweigh the costs. Notably, residents in this cluster do not perceive PSCT and PENCT.

These residents explicitly believe that the benefits of tourism outweigh its costs for the good of their community (mean=4.23). This perception is more prominent than the implicit perception derived from the gaps between the benefits and costs of each type of effect (4.08), which is closely aligned with their conviction that tourism is a source of wealth and well-being for Riotinto and its residents (4.22). However, they clearly believe that tourism does not benefit them personally (2.08).

Regarding AATFTD, even though this group has limited knowledge about tourism development projects in their area (2.31), they show a very favorable affective attitude towards further tourism development and an increased presence of tourists in the locality (with mean scores of 4.73 and 4.75, respectively). However, this positive attitude does not necessarily translate into pro-tourism intentions and behaviors.

Group 2: “Incongruous and impulsive residents” (7.8%). Members of this relatively small group show a notable disparity between their perceptions and attitudes, and concerning the latter, between the constituent affective, behavioral, and cognitive components. In terms of their perceptions, they believe that tourism does not benefit them personally (2.33), and they struggle to distinguish between the various positive and negative effects of tourism, often leaning towards the belief that its costs outweigh the benefits. This contrasts with their tenuous conviction that tourism is a source of wealth and well-being for Riotinto and its residents (3.41).

Despite this complex picture of perceptions and beliefs and the fact that this group has limited knowledge about tourism development projects (2.48), their support for tourism development in the area and the increased presence of tourists is strikingly evident. This is particularly reflected in their AATFTD scores, with a mean of 4.37 in both cases and, to a lesser extent, in BATFTD. This group appears to be driven more by impulsive, emotional reactions than rational considerations. Interestingly, despite their ostensibly unfavorable perceptions of tourism, they often engage in behaviors such as recommending visits to the locality to outsiders (3.93), which goes far beyond their tenuous intentions or motivations (3.26).

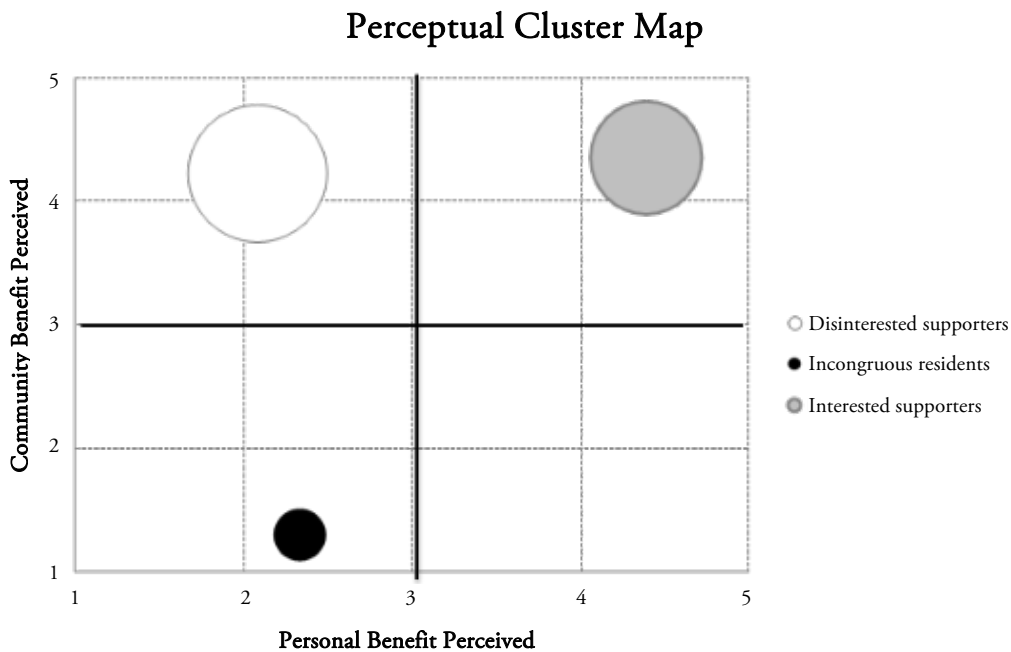
Group 3: “Interested and enthusiastic supporters” (36.9%). This cluster unequivocally perceives that tourism activity will personally benefit them and is also beneficial for the wider community (means of 4.39 and 4.36, respectively).

Members of this group are strongly aware of the various positive effects of tourism (mean ratings ranging between 4.0 and 4.6), and, similar to Cluster 1, they do not perceive the sociocultural and environmental costs (PSCT and PENCT). Aligned with their belief in the overall benefits of tourism for themselves and their community, these residents fully support further tourism development and an increase in the number of tourists in the locality (means of 4.80 and 4.72, respectively). They are highly

motivated to promote their locality (4.08) and frequently recommend it as a destination to tourists, friends, and family (4.20).

Moreover, as expected from a well-executed segmentation strategy, the three groups differ significantly regarding PPBT and PCBT, as illustrated in Figure 6.

FIGURE 6.
Perceptual Cluster Map (Perceived Community Benefit/ Personal Benefit)



Source: Authors' own.

It is worth noting that, in all the groups, the mean ATFTD and ATFT scores are above 4, indicating a strong AATFTD. While some residents hold unfavorable views of tourism (complete or considerable disagreement), this minority accounts for less than 4% of the sample. This group can be considered a purely token group in the locality. Consequently, none of the identified groups indicated opposition to tourism development in the area.

4.3. SOCIODEMOGRAPHIC AND ECONOMIC PROFILE OF THE CLUSTERS

Starting with “age”, the continuous analysis of this variable revealed that Cluster 1 has a mean age of 52.4 years, Cluster 2 has a mean age of 42.0 years, and Cluster 3 has a mean age of 46.8 years (Table 4). This demonstrates that the “incongruous and impulsive residents” are younger on average than the “interested and enthusiastic supporters” while the “disinterested and moderate supporters” have the oldest mean age.

A similar trend emerges when examining the variable “years of residence in the locality.” Cluster 1 has a mean of 46.7 years, Cluster 2 has 28.7 years, and Cluster 3 has 40.4 years. This suggests that the “incongruous and impulsive residents” are relatively recent arrivals to the locality, while the “disinterested and moderate supporters” have resided in the area the longest. Subtracting the respective means (age – years of residence) reveals that the values are very similar in Clusters 1 and 3 (5.7 and 6.4 years, respectively). In contrast, Cluster 2 has a notably higher difference of 13.3 years, the mean age at which the resident moves to the locality. The same trend is evident when comparing the percentage of time that residents in Clusters 1 and 3 have been living in the locality (88% and 84%, respectively) with Cluster 2 (66%), which is significantly lower.

These findings suggest that the two groups of residents who strongly perceive that the benefits of tourism outweigh the costs are those who have spent their entire lives in the locality. On the other hand, the “incongruous and impulsive residents” who perceive tourism differently have spent a smaller percentage of their lives in the municipality. It would be interesting to analyze whether there is any relationship between these results and Community Attachment Theory.

Concerning the “level of educational attainment variable,” the “disinterested and moderate supporters” group has a lower mean education level, with 43.4% having either not studied or having completed only elementary school. The “interested and enthusiastic supporters” are characterized by the prevalence of high school and professional studies (55.9%), while the “incongruous and impulsive residents” group consists mainly of individuals with elementary school and professional qualifications, with around two-thirds having completed these levels of education.

Finally, concerning the “resident's employment relationship with tourism activity, whether at a personal or family level,” some notable patterns emerge among the clusters. Cluster 1 has a lower percentage of individuals with a personal connection to tourism activity (9.0%) and a slightly higher percentage with a family connection (21.2%). These results are consistent with the fact that individuals in this group also perceive that they personally benefit less from tourism activity. In contrast, in Cluster 3, 36.2% of respondents reported having family members employed in tourism-related roles. In Cluster 2, a third of residents have a personal employment relationship with tourism (with the highest percentage among the three groups). Interestingly, this cluster does not perceive that tourism benefits them personally but still supports continued tourism activity in the municipality.

Cross-tabulation and Pearson's chi-squared test (Table 4) were then used to profile the clusters in terms of gender, age, civil status, years of residence in the locality, level of educational attainment, employment status, and personal and family employment relationships with tourism. Significant differences were found between the clusters for these variables (except for gender and civil status) at the 0.10 significance level, which is commonly accepted in these cases, according to Hair et al. (2010). The only exception to this pattern was the employment status variable, which was not significant when assessed at the traditional 0.05 level.

TABLE 4.
Sociodemographic and economic profile of the clusters

	Cluster 1 (55.2%)	Cluster 2 (7.8%)	Cluster 3 (36.9%)	Total (100%)	Statistics
<i>Gender</i>					Chi-square = 1.461, p = 0.482
Male	46.3%	44.4%	52.8%	48.3%	
Female	53.7%	55.6%	47.2%	51.7%	
<i>Age</i>					Chi-square =27.653, p = 0.002
Aged 18 to 25	7.4%	14.8%	11.8%	9,5%	
Aged 26 to 35	12.1%	14.8%	15.0%	13.6%	
Aged 36 to 45	15.3%	40.7%	19.7%	18.8%	
Aged 46 to 55	18.9%	7.4%	26.0%	20.8%	
Aged 56 to 65	18.9%	14.8%	7.1%	14.2%	
Older than 65	27.4%	7.4%	20.5%	23.1%	
<i>Civil status</i>					Chi-square = 3.724, p = 0.445
Married	62.1%	55.6%	55.9%	59.2%	

TABLE 4. CONT.
Sociodemographic and economic profile of the clusters

	Cluster 1 (55.2%)	Cluster 2 (7.8%)	Cluster 3 (36.9%)	Total (100%)	Statistics
Single	17.9%	18.5%	26.0%	21.1%	
Other	20.0%	25.9%	18.1%	19.7%	
<i>Years of Residence in the Locality</i>					Chi-square =28.097, p = 0.000
1 to 15	5.8%	33.3%	15.0%	11.6%	
16 to 30	18.9%	18.5%	19.7%	19.1%	
31 to 45	20.5%	25.9%	22.0%	21.7%	
46 to 60	26.3%	22.2%	23.6%	24.9%	
Over 60	28.4%	0.0%	19.7%	22.8%	
<i>Educational Level</i>					Chi-square = 19.434, p = 0.035
Uneducated	12.7%	0.0%	8.7%	10.1%	
Elementary school	30.7%	29.6%	18.1%	26.4%	
High school	18.0%	7.4%	20.5%	18.0%	
Professional Education	22.2%	37.0%	35.4%	28.1%	
University education: Diploma or degree	14.3%	18.5%	15.0%	14.8%	
University education: Master or doctorate	2.1%	7.4%	2.4%	2.6%	
<i>Occupation</i>					Chi-square = 21.486, p = 0.090
Employed	31.1%	48.1%	32.3%	32.7%	
Self-employed	5.8%	11.1%	8.7%	7.2%	
Civil servant	8.4%	14.8%	9.4%	9.2%	
Retiree/pensioner	32.6%	7.4%	22.0%	26.6%	
Student	2.6%	7.4%	7.9%	4.9%	
Homemaker	8.4%	0.0%	4.7%	6.9%	
Unemployed	9.5%	11.1%	13.4%	11.0%	
Other	1.6%	0.0%	1.6%	1.4%	
<i>Personal employment relationship with tourism</i>					Chi-square = 18.102, p = 0.000
Yes	9.0%	33.3%	23.6%	16.5%	
No	91.0%	66.7%	76.4%	83.5%	
<i>Family employment relationship with tourism</i>					Chi-square = 9.089, p = 0.011
Yes	21.2%	22.2%	36.2%	27.0%	
No	78.8%	77.8%	63.8%	73.0%	

Source: Authors' own.

4.4. RESULTS OF THE KRUSKAL-WALLIS AND BONFERRONI-DUNN POST-HOC TESTS

The Kolmogorov-Smirnov test (Clusters 1 and 3) and the Shapiro-Wilk test (Cluster 2) revealed that the dependent variables do not follow a normal distribution. Additionally, the samples are not balanced, and the nature of the variables under study further complicates using ANOVA for group comparisons. Consequently, a non-parametric equivalent, the Kruskal-Wallis test, was employed. Moreover, we used the Bonferroni-Dunn test for post-hoc comparisons (Lubin et al., 2013; 166). (See Table 3).

4.4.1. RESULTS FROM THE KRUSKAL-WALLIS TEST TO VERIFY THE QUALITY OF THE SEGMENTATION

The results of the Kruskal-Wallis test used to assess the quality of the segmentation test based on variables related to the perceived impacts of tourism confirmed the effectiveness of the segmentation procedure. Except for the PENCT variable, this test consistently yielded significant values ($p < 0.05$), revealing significant group differences for these variables. Subsequent post-hoc analyses, conducted using the Bonferroni-Dunn post-hoc test, confirmed significant differences between all the groups in the case of PEBT, PECT, PSBT, and PENBT. In the case of PSCT, a significant difference was only observed between Cluster 1 and Cluster 3.

4.4.2. RESULTS FROM THE KRUSKAL-WALLIS TEST TO EXPLORE DIFFERENCES IN THE PERCEIVED LEVEL OF TOURISM DEVELOPMENT

Concerning the variable LTDP, the Kruskal-Wallis test yielded a non-significant value ($p > 0.05$). This indicates the absence of statistically significant differences between the means of the three segments. In all three cases, the mean values range between 2.44 and 2.80, suggesting that residents perceive a low to medium LTDP in Minas de Riotinto. This result demonstrates clear consistency between the subjective perception of the residents and the objective analysis presented in Section 3.2 (“Study Site”) and aligns with the characteristics of a destination at an involvement phase of tourism development.

4.4.3. RESULTS FROM THE KRUSKAL-WALLIS TEST TO EXPLORE GROUP DIFFERENCES IN ATTITUDES

- Cognitive dimension of attitude

Regarding the two variables that represent CATFTD in the locality (CWWBT and LKTDP), the Kruskal-Wallis test revealed statistically significant differences between the groups (level of significance of $p < 0.01$ in the first case and $p < 0.001$ in the second). Hypothesis H1.1 can thus be accepted. In contrast, hypothesis H2.1 must be rejected.

Subsequent post-hoc analyses using the Bonferroni-Dunn post-hoc test enabled us to determine which pairs of groups showed significant differences in mean scores. In the case of CWWBT, significant differences were observed between Groups 1 and 2 and Groups 2 and 3, which were the pairs of groups for which the segmentation initially revealed differences in PCBT.

In the case of LKTDP, significant differences were only found between Groups 1 and 3, which were heterogeneous regarding PPBT.

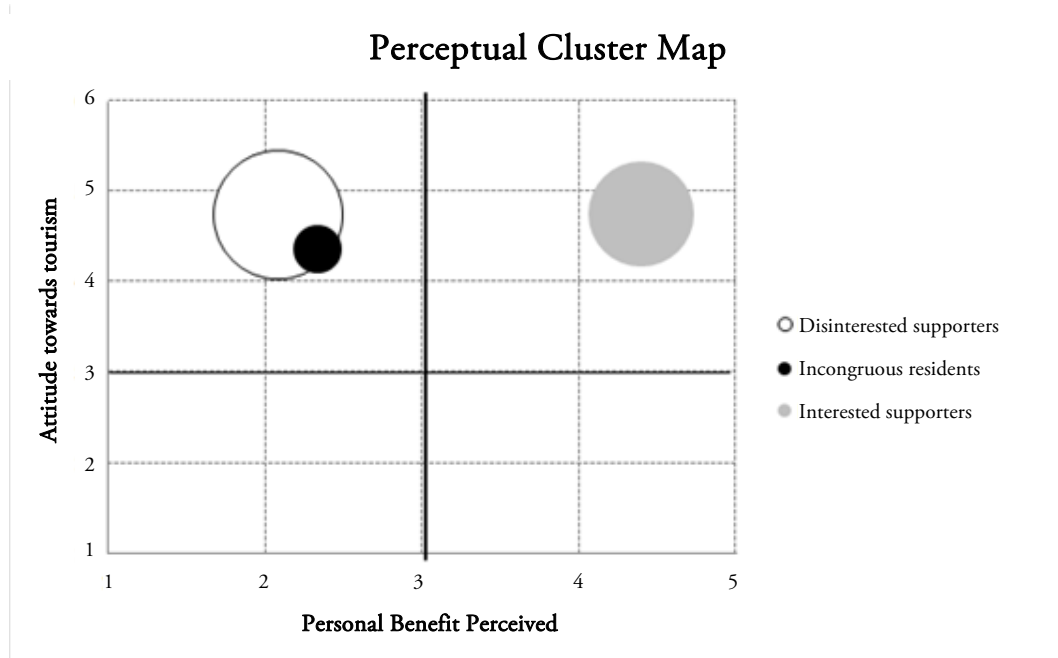
Therefore, we can conclude that residents with different levels of PCBT also differ in CWWBT and that groups of locals who differ significantly in PPBT also differ in their LKTDP.

- Affective dimension of attitude

Considering the two items that constitute AATFTD (ATFTD and ATFT), no significant differences in the mean scores were found between the clusters ($p > 0.05$). This result contradicts what might be

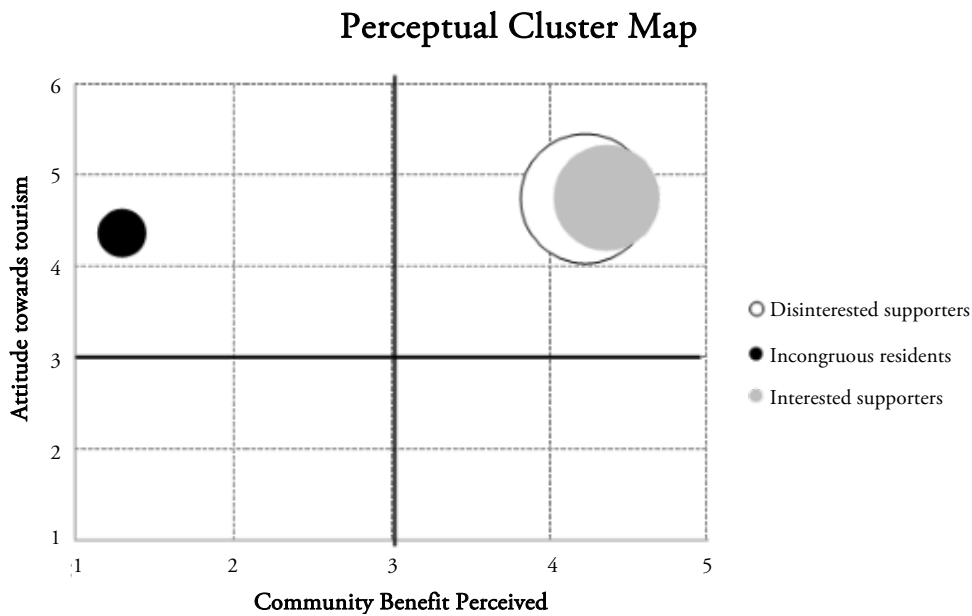
expected on the basis of SET (Figures 7 and 8) and implies that Hypothesis H1.2 of this study (based on SET) must be rejected.

FIGURE 7.
Perceptual Cluster Map (Residents' attitude towards tourism (affective attitude) vs perceived personal benefit derived from tourism)



Source: Authors' own.

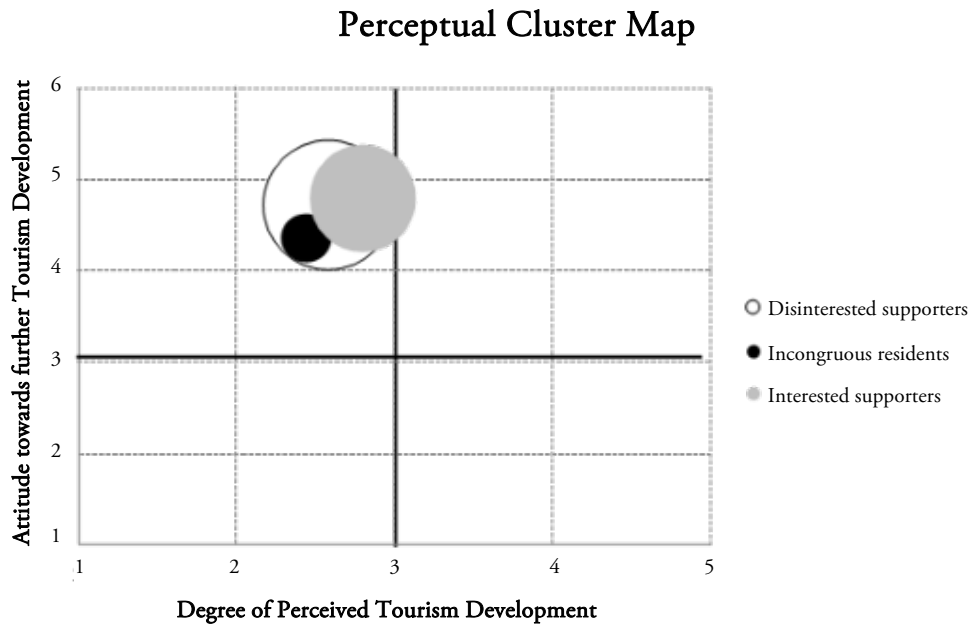
FIGURE 8.
Perceptual Cluster Map (Residents' attitude towards tourism (affective attitude) vs perceived community benefits derived from tourism)



Source: Authors' own.

The results of this research appear to support our Hypothesis H2.2. No differences were observed in the mean scores of AATFTD between the three clusters, similar to the results found for LTDP in Minas de Riotinto (as seen in Section 4.2.2.). This is clearly illustrated by the concentration of the three clusters in the first quadrant of Figure 9.

FIGURE 9.
Perceptual Cluster Map (Residents’ attitude towards tourism (affective attitude) vs level of perceived tourism development)



Source: Authors’ own.

- Behavioral dimension of attitude

BATFTD is represented in the study by two variables: MTPL and RB.

The Kruskal-Wallis test revealed statistically significant differences in the means of both variables, with a significance level of $p < 0.01$ in the case of MTPL and $p < 0.05$ in the case of RB.

Post-hoc analyses revealed significant differences in the means between Clusters 1 and 3 and Clusters 2 and 3 for the variable MTPL – precisely the groups that differ regarding PPBT. In the case of RB, differences were found between Clusters 1 and 3, which are the groups that differ the most in terms of PPBT.

Consequently, we can conclude that residents who differ in their PPBT will also differ in both their MTPL and (in particular) their RB. As a result, hypothesis H1.3 can be accepted, whereas hypothesis H2.3 must be rejected for the same reasons described for CWWBT.

TABLE 5.
Hypothesis testing results

Hypothesis	Cognitive Component	Affective Component	Behavioral Component
H1 (based on SEM)	H1.1 Accepted	H1.2. Rejected	H1.3. Accepted
H2 (based on TALC)	H2.1 Rejected	H2.2. Accepted	H2.3. Rejected

Source: Authors’ own.

5. DISCUSSION AND CONCLUSIONS

In our analysis of the Minas de Riotinto residents, adopting a segmentation approach has allowed us to identify three major groups, ranked in descending order according to their significance within the overall community. These groups are characterized as follows: “disinterested and moderate supporters,” “interested and enthusiastic supporters,” and “incongruous and impulsive residents.”

The “disinterested and moderate supporters” are individuals who, despite not believing that they personally benefit from tourism, recognize the net positive impact of this activity on their community. They firmly believe that tourism is a source of wealth and well-being for the local population. This support is expressed in the promotion of the destination in a moderate/moderate way.

Conversely, the “interested and enthusiastic supporters” unequivocally perceive tourism’s personal and community benefits. They, therefore, fully support tourism development in their locality, not only affectively but also with a high level of motivation and persistent/intense pro-tourism behaviors.

Finally, the “incongruous and impulsive residents” represent a smaller faction of the community. These residents emotionally support tourism development despite harboring negative perceptions of its impact at both a personal and community level. There is a clear disconnect between this group’s perceptions and attitudes, not only in terms of the affective components but also regarding cognitive and behavioral aspects. Consequently, we have classified this group as “impulsive.” Their pro-tourism behaviors appear to be primarily driven by their emotions rather than being guided by a rational process aligned with their perceptions and motivations. According to some studies (Cardona & Álvarez-Basi, 2017), this inconsistency between perceptions and attitudes within this group could be due to the limited time they have resided in the locality, which has prevented them from forming an established opinion of the impacts of tourism, resulting in mixed responses. Furthermore, this apparent inconsistency could also be attributed to the relatively recent introduction of tourism development in Minas de Riotinto, which is why some residents still lack a clear understanding of its consequences for the region.

From a general standpoint, one of the most striking findings, compared to previous studies in this mining community, is the absence of residents with unfavorable or even neutral attitudes toward tourism development. This absence is evident across all dimensions of attitude but is particularly pronounced in the affective or emotional component. Regardless of their varying perceptions of the personal and community benefits of tourism, the three groups of residents express a strong interest in seeing a growth in tourism activity and an increased presence of tourists in their locality in the future. This conclusion is unprecedented in the literature we have reviewed, in addition to studies conducted in other destinations at the early stages of tourism development.

Contrary to expectations based on Social Exchange Theory (SET) and the findings of previous segmentation studies (Pavlič et al., 2020), the results from the Kruskal-Wallis test reveal that all three groups of residents exhibit a clear positive affective attitude towards tourism development in Minas de Riotinto. Additionally, there is no significant difference in mean scores between these groups despite their mixed perceptions of the personal and community impacts of tourism.

In accordance with SET, Oviedo-García et al. (2008) and Lee & Back (2003) concluded that residents who personally benefit from tourism are more supportive of tourism, observing greater support among those who directly benefit than those who benefit indirectly through the community. However, the results produced in Minas de Riotinto suggest that the affective attitude towards an increased influx of tourists and further tourism development is unrelated to their perceptions of its community and personal benefits.

While past empirical research conducted in Minas de Riotinto (Vargas et al., 2009) contradicts these findings, they align theoretically with the TALC and the ITI. These theoretical frameworks help us understand the euphoric attitude of some residents who, irrespective of the cluster to which they belong, perceive that the current level of tourism development in their locality is still low to medium in relation to its potential. This perception leads them to express favorable sentiments towards the continued

development of tourism. In light of this analysis, the TALC/ ITI offers better insights into the emotional dimension of residents' attitudes towards tourism than SET.

Different conclusions emerge when examining the other two dimensions of residents' attitudes, that is, the cognitive and behavioral components.

Regarding the cognitive component of attitude, specifically the variable of "conviction", we observed that, in line with SET, the groups of residents that differ considerably in their overall perception of the community effects also differ significantly in the cognitive attitude variable. Notably, both the "disinterested and moderate supporters" and "interested and enthusiastic supporters" display a much stronger degree of "conviction" than the "incongruous and impulsive residents" group. Concerning the cognitive component and the "knowledge" variable, it is evident that the degree of "knowledge" of the tourism development projects of the locality seems to be greater among residents who perceive personal benefits from tourism activity ("interested and enthusiastic supporters") than those who do not ("disinterested and moderate supporters").

In summary, the results of this study regarding the cognitive attitude variable are aligned with the principles of SET. However, differences in the "conviction" variable appear to stem from the differing perceptions of the community effects of tourism. In contrast, variations in the "knowledge" variable seem to lie in the different perceptions of personal benefits.

Finally, concerning the behavioral component, this study has explored two variables: the motivation to engage in pro-tourism behavior and the actual pro-tourism behavior of promoting the destination. In the first case, significant differences in motivation were observed in the group of "interested and enthusiastic supporters" in line with the principles of SET.

Regarding the pro-tourism behavior variable, it is evident that this behavior is more prevalent in the "interested and enthusiastic supporters" group than in the "disinterested and moderate supporters" group. These findings suggest that residents' motivation to engage in pro-tourism behaviors and their actual participation in such activities are significantly influenced by the extent to which they perceive the personal benefits of tourism. This observation is in accordance with the principles of SET.

In light of the present results, we conclude that while the affective dimension of residents' attitudes is consistent with the TALC, the cognitive and behavioral components appear to be supported by SET. Specifically, "knowledge," "motivation," and "pro-tourism behavior" are determined by residents' perceptions of the personal benefits gained from tourism, whereas "conviction" is influenced by their perceptions of its community benefits.

Our findings also have important practical implications for the municipality of Riotinto and other tourism destinations in the early stages of development.

For the local authorities of Riotinto, our results show how its residents generally hold a positive view of tourism development in the region. As a result, tourism activities should continue to be part of the region's socio-economic development plans. However, beyond the mere attitudinal support expressed by residents, local managers must implement actions to raise awareness among residents regarding the personal and community benefits of tourism. Such initiatives could help to increase residents' active involvement in promoting tourism development. In this regard, the following specific measures could be implemented to reinforce the behavioral component of residents' attitudes: a) organizing participatory workshops that involve residents, seeking their input and opinions on various issues related to tourism development within their area; b) establishing programs offering free visits to local tourist attractions, with a particular focus on residents who have been living in the area for the least amount of time; c) implementing initiatives that encourage and engage the local population in the promotion of the destination; and d) introducing tourism entrepreneurship programs targeting the local population.

The global potential of Minas de Riotinto as a mining tourism destination highlights the broader relevance of these findings since the practical implications of our results apply to other destinations with similar characteristics.

6. LIMITATIONS AND FUTURE LINES OF RESEARCH

While our work makes a valuable contribution to this area of research, it is not exempt from certain limitations.

The findings presented here build on previous research carried out over the course of a decade in this municipality. However, it would be prudent to update these results with a new survey, especially in light of the potential impact of the COVID-19 pandemic on the tourism sector. Additionally, a comparative analysis with results from other mining towns belonging to the ERIH would be beneficial, using the present study as a starting point for replication in other destinations.

From a methodological standpoint, it would be advisable to cross-verify the results using alternative statistical techniques such as multi-group analysis, applying Structural Equation Modeling, regression analysis, or alternative segmentation methods such as hybrid-fuzzy segmentation (Martín et al., 2020).

This study has examined attitudes from a three-dimensional perspective. However, it would be worthwhile to formulate and test new models that interconnect the variables analyzed in this study, adopting a one-dimensional perspective. This approach could potentially help to establish connections between perceptions, attitudes, intentions, and behaviors, creating a model that combines SET with TRA or TP, following the proposal made by Chen and Raab (2012) and the conceptual framework developed by Plaza et al. (2020).

REFERENCES

- Aguiló-Perez, E. J., & Rosello-Nadal, J. (2005). Host Community Perceptions: A Cluster Analysis. *Annals of Tourism Research*, 32(4), 925-941.
- Ajzen, I. (1991). The theory of planned behavior. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179-211. [https://doi.org/10.1016/0749-5978\(91\)90020-T](https://doi.org/10.1016/0749-5978(91)90020-T).
- Ajzen, I., & Fishbein, M. (1980). *Understanding attitudes and predicting social behavior*. Engle-wood-Cliffs. Prentice-Hall.
- Andrade-Suárez, M., & Caamaño-Franco, I. (2020). The relationship between industrial heritage, wine tourism, and sustainability: A case of local community perspective. *Sustainability*, 12(18), 7453.
- Allen, L., Long, P. T., Perdue, R., & Kieselbach, S. (1988). The impact of tourism development in residents perceptions of community life, *Journal of Travel Research*, 2, 16-21.
- Allen, L. R., Hafer, H. R., & Long, P. T. (1993). Rural Resident' Attitudes Toward Recreation and Tourism Development. *Journal of Travel Research*, 31(4), 27-33.
- Ap, J. (1992). Residents' Perceptions of Tourism Impacts. *Annals of Tourism Research*, 19, 665-690.
- Brida, J., Osti, L., & Faccioli, M. (2011). Residents' Perception and Attitudes Toward Tourism Impacts: A Case Study of the Rural Community of Folgaria (Trentino-Italy). *Benchmarking an International Journal*, 18(3), 359-385.
- Brida, J., Riaño, E., & Zapata-Aguirre, S. (2011). Residents' Attitudes and Perceptions Towards Cruise Tourism Development: A Case Study of Cartagena de Indias (Colombia). *Tourism and Hospitality Research*, 11(3), 181-196.
- Butler, R. W. (1980). The Concept of a Tourist Area Cycle of Evolution: Implications for Management of Resources. *Canadian Geographer*, XXIV(1), 5-12. <https://doi.org/10.1111/j.1541-0064.1980.tb00970.x>
- Camprubí, R., and Garau-Vadell, J.B. (2022), Residents risk perception of P2P vacation accommodation, *Journal of Place Management and Development*, 15(2), 167-181. <https://doi.org/10.1108/JPMD-06-2020-0051>

- Cardona, J. L., & Álvarez-Basi, D. (2017). Segmentation of the residents of Punta del Este (Uruguay): Five points of view on tourism. *International Journal of Scientific Management and Tourism*, 3(3), 111-133.
- Cardona, J. L., & Cantalops, A. S. (2015). Segmenting residents by their attitudes: Literature review. *PASOS*, 13(4), 837-848.
- Chen, S. C. (2011). Residents' Perceptions of the Impact of Major Annual Tourism Events in Macao: Cluster Analysis. *Journal of Convention & Event Tourism*, 12, 106-128.
- Chen, S., & Raab, C. (2012). Predicting resident intentions to support community tourism: Toward an integration of two theories. *Journal of Hospitality Marketing & Management*, 21(3), 270-294.
- Da Cruz Vareiro, L. M., Remoaldo, P. C., & Ribeiro, J. A. C. (2018). Atributos do destino cultural e satisfação dos turistas: diferenças entre a primeira vez e visitas repetidas. *Revista Brasileira de Gestão e Desenvolvimento Regional*, 14(3).
- Doxey, G. V. (1975). A Causation Theory of Visitor-Resident Irritants. Methodology and Research Inferences. Proceedings of the Travel Research Association, *6th Annual Conference*, pp. 195-198, Salt Lake City.
- Dyer, P., Gursoy, D., Sharma, B., & Carter, J. (2007). Structural modeling of resident perceptions of tourism and associated development on the Sunshine Coast, Australia. *Tourism Management*, 28(2), <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2006.04.002>
- Evans, T. (1993). *Residents' Perceptions of Tourism in Selected New Zealand Communities: a Segmentation Study*. PhD diss., University of Otago, Dunedin, New Zealand.
- Faulkner, B., & Tideswell, C. (1997). A Framework for Monitoring Community Impacts of Tourism. *Journal of Sustainable Tourism*, 5(1), 3-28. <https://doi.org/10.1080/09669589708667273>
- Fredline, E., & Faulkner, B. (2000). Community perceptions of the impacts of events. *Events Beyond 2000: Setting the Agenda*, 60.
- Fundación Riotinto (2023). *Fundación Riotinto*, <https://fundacionriotinto.es/> (09/09/2023).
- García, F. A., Vázquez, A. B., & Macías, R. C. (2015). Resident's attitudes towards the impacts of tourism. *Tourism Management Perspectives*, 13, 33-40.
- Garau-Vadell, J. B., Díaz-Armas, R., & Gutierrez-Taño, D. (2014). Residents' Perceptions of Tourism Impacts on Island Destinations: A Comparative Analysis. *International Journal of Tourism Research*, 16(6), 578-585.
- González-Reverté, F. (2022). The Perception of Overtourism in Urban Destinations. Empirical Evidence based on Residents' Emotional Response, *Tourism Planning & Development*, 19(5), 451-477. <https://doi.org/10.1080/21568316.2021.1980094>
- Guerra, T., Moreno, P., de Almeida, A. S. A., & Vitorino, L. (2022). Authenticity in industrial heritage tourism sites: Local community perspectives. *European Journal of Tourism Research*, 32, 3208-3208.
- Gursoy, D., Jurowki, C., & Uysal, M. (2002). Resident attitudes: A Structural Modeling Approach. *Annals of Tourism Research*, 29(1), 79-105. [https://doi.org/10.1016/S0160-7383\(01\)00028-7](https://doi.org/10.1016/S0160-7383(01)00028-7)
- Gursoy, D., & Rutherford, D. G. (2004). Host attitudes toward tourism: An Improved Structural Model. *Annals of Tourism Research*, 31(3). <https://doi.org/10.1016/j.annals.2003.08.008>
- Gursoy, D., Ouyang, Z., Nunkoo, R., & Wei, W. (2019). Residents' impact perceptions of and attitudes towards tourism development: A meta-analysis. *Journal of Hospitality Marketing & Management*, 28(3), 306-333.
- Hadinejad, A., Nunkoo, R. D., Moyle, B., Scott, N., & Kralj, A. (2019). Residents' attitudes to tourism: a review. *Tourism Review*. <https://doi.org/10.1108/tr-01-2018-0003>

- Hair, J. F., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). Advanced diagnostics for multiple regression: A supplement to multivariate data analysis. *Advanced Diagnostics for Multiple Regression: A Supplement to Multivariate Data Analysis*.
- Harrill, R. (2004). Residents' attitudes toward tourism development: A literature review with implications for tourism planning. *Journal of Planning Literature*, 18(3), 251-266.
- Harril, R., Uysal, M., Cardon, P., Vong, F., & Dioko, L. (2011). Resident Attitudes Toward Gaming and Tourism Development in Macao: Growth Machine Theory as a Contest for Identifying Supporters and Opponents. *International Journal of Tourism Research*, 13(1), 41-53.
- Haralambopoulos, N., & Pizam, A. (1996). Perceived impacts of tourism: The case of Samos, *Annals of Tourism Research*, 23(3), 503-526. [https://doi.org/10.1016/0160-7383\(95\)00075-5](https://doi.org/10.1016/0160-7383(95)00075-5)
- Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía (2023). <https://www.juntadeandalucia.es/institutodeestadisticaycartografia> consultada el 10/10/2023.
- Jeurig, J., & Haartsen, G. (2017). Destination Branding by Residents: The Role of Perceived Responsibility in Positive and Negative Word-of-Mouth. *Tourism Planning & Development*, 14(2), 240-259. <https://doi.org/10.1080/21568316.2016.1214171>
- Johnson, D., & Snepenger, D. J. (2006). Resident' Perceptions of Tourism Development over the Early Stages of the TALC, In Julkaisussa: Butler, RW (toim.). *The Tourism Area Life Cycle*, (pp. 222-236).
- Jurowski, C., Uysal, M., & Williams, D. R. (1997). A Theoretical Analysis of Host Community Resident Reactions to Tourism. *Journal of Travel Research*, 36(2), 3-11. <https://doi.org/10.1177/004728759703600202>
- Kang, S. K., & Lee, J. (2018). Support of marijuana tourism in Colorado: A residents' perspective using social exchange theory. *Journal of Destination Marketing & Management*, 9, 319-320. <https://doi.org/10.1016/j.jdmm.2018.03.003>
- Kayat, K. (2002). Power, social exchanges and tourism in Langkawi: rethinking resident perceptions. *International Journal of Tourism Research*, 4(3), 171-191. <https://doi.org/10.1002/jtr.375>
- Ko, D. W., & Stewart, W. P. (2002). A Structural Equation Model of Residents' Attitudes for Tourism Development. *Tourism Management*, 23(5), 521-530.
- Lankford, S., & Howard, D. R. (1994). Developing a tourism impact attitude scale. *Annals of Tourism Research*, 21(1), 121-139. [https://doi.org/10.1016/0160-7383\(94\)90008-6](https://doi.org/10.1016/0160-7383(94)90008-6)
- Lee C. K., & Back, K. J. (2003). Pre and post-casino impact of residents' perception. *Annals of Tourism Research*, 30, 868-885.
- Lee, T. H. (2013). Influence analysis of community resident support for sustainable tourism development. *Tourism Management*, 34, 37-46. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2012.03.007>
- Lepp, A. (2007). Residents' attitudes towards tourism in Bigodi village, Uganda. *Tourism Management*, 28(3), <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2006.03.004>
- Lopes, H., Remoaldo, P., & Ribeiro, V. (2019). Residents' perceptions of tourism activity in a rural North-Eastern Portuguese community: a cluster analysis. *Bulletin of Geography. Socio-economic Series*, 46(46), 119-135. <https://doi.org/10.2478/bog-2019-0038>
- Lubin Pigouche, P., Macía Antón, M. A., & Rubio De Lemus (2013). *Psicología Matemática II*, Ed. UNED, Universidad Nacional de Educación a Distancia, España, p.p. 1115.
- Madrigal, R. (1995). Residents' Perception and the Role of Government. *Annals of Tourism Research* 22(1), 86-102.
- Martin, S. (1995). Montanans' Attitudes and Behavioral Intentions Toward Tourism: Implications for Sustainability. In S. McCool & A. Watson (Eds.), *Linking Tourism, the Environment, and Sustainability*, (p p. 69-76). US Department of Agriculture.

- Martín, C., Moreira, P., & Román, C. (2020). A hybrid-fuzzy segmentation analysis of residents' perception towards tourism in Gran Canaria. *Tourism Economics*, 27(7), 1282-1304. <https://doi.org/10.1177/1354816619873463>
- McGehee, N. G., & Andereck, K. L. (2004). Factors Predicting Rural Residents' Support of Tourism. *Journal of Travel Research*, 43(2), 131-140. <https://doi.org/10.1177/0047287504268234>
- Moreira, P. E., & Vargas, A. (2022). Social perception of tourism. Quantitative studies based on public opinion surveys in Spanish destinations. *Journal of Tourism and Heritage Research*, 5(2), 265-288.
- Mueller, J. T., & Tickamyer, A. R. (2020). Climate change beliefs and support for development: Testing a cognitive hierarchy of support for natural resource-related economic development in rural Pennsylvania. *Journal of Rural Studies*, 80, 553-566. <https://doi.org/10.1016/j.jrurstud.2020.10.043>
- Nguyen, V. H. (2022). Segmenting local residents by perceptions of tourism impacts in Sapa, Vietnam: a cluster analysis. *International Journal of Tourism Cities*, 8(1), 153-167. <https://doi.org/10.1108/IJTC-03-2021-0046>
- Nunkoo, R., & Ramkissoon, H. (2010). Modeling community support for a proposed integrated resort project. *Journal of Sustainable Tourism*, 18(2), 257-277. <https://doi.org/10.1080/09669580903290991>
- Nunkoo, R., & Ramkissoon, H. (2011). Developing a community support model for tourism. *Annals of Tourism Research*, 38(3), 964-988. <https://doi.org/10.1016/j.annals.2011.01.017>
- Nunkoo, R., Smith, S. L. J., & Ramkissoon, H. (2013). Residents' attitudes to tourism: A longitudinal study of 140 articles from 1984 to 2010. *Journal of Sustainable Tourism*, 21(1), 5-25.
- Nunkoo, R., & So, K. K. (2016). Residents' Support for Tourism. *Journal of Travel Research*, 55, 847-861.
- Olya, H. G. (2023). Towards advancing theory and methods on tourism development from residents' perspectives: Developing a framework on the pathway to impact. *Journal of Sustainable Tourism*, 31(2), 329-349.
- Oviedo-García, M. A., Castellanos-Verdugo, M., & Martín-Ruiz, D. (2008). Gaining residents' support for tourism and planning. *International Journal of Tourism Research*, 10, 95-109.
- Plaza-Mejía, Porras-Bueno, & Flores-Ruiz. (2019). *Residentes y turistas ante el turismo industrial minero en las localidades de Lousal (Grândola Alentejo/Portugal) y Riotinto (Huelva/Andalucía/España)*, Ed. GEIDETUR.
- Plaza-Mejía, M. Á., Porras-Bueno, N., & Flores-Ruiz, D. (2020). The Jungle of Support: What Do We Really Mean When We Say "Residents' Support"? *Sustainability*, 12(18), 7795.
- Parra-Camacho, D., Añó-Sanz, V., Calabuig-Moreno, F., & Ayora-Pérez, D. (2016). Residents' Perceptions About the Legacy of America's Cup. *Cuadernos de Psicología del Deporte*, 16(1), 325-338.
- Pavlič, I., Portolan, A., & Puh, B. (2020). Segmenting Local Residents by Perceptions of Tourism Impacts in an Urban World Heritage Site: The Case of Dubrovnik. *Journal of Heritage Tourism*, 15(4), 398-409. <https://doi.org/10.1080/1743873X.2019.1656218>
- Perdue, R. R., Long, P. T., & Allen, L. (1990). Resident Support for Tourism Development. *Annals of Tourism Research*, 17(4), 586-599.
- Petrzelka, P., Krannich, R. S., Brehm, J., and C. Koons (2005). Rural tourism and gendered nuances. *Annals of Tourism Research*, 32(4), 1121-1137.
- Pizam, A., Neumann, Y., & Reichel, A. (1978). Dimensions of tourist satisfaction with a destination area. *Annals of Tourism Research*, 5(3), 314-322. [https://doi.org/10.1016/0160-7383\(78\)90115-9](https://doi.org/10.1016/0160-7383(78)90115-9)
- Rasoolimanesh, S. M., Jaafar, M., Ahmad, A. G., & Barghi, R. (2016). Community Participation in World Heritage Site Conservation and Tourism Development. *Tourism Management*, 58, 142-153.

- Rasoolimanesh, S. M., Ringle, C. M., Jaafar, M., & Ramayah, T. (2017). Urban vs. rural destinations: Residents' perceptions, community participation and support for tourism development. *Tourism management*, 60, 147-158.
- Rasoolimanesh, S. M., & Seyfi, S. (2020). Residents' perceptions and attitudes towards tourism development: a perspective article, *Tourism Review*, 76(1), 51-57.
- Registro de Turismo de Andalucía (2023). *Informe de la Oferta Turística de Minas de Riotinto*, Consejería de Justicia, Administración Local y Función Pública, Andalucía.
- Ribeiro, M. A., Pinto, P., Silva, J. A., & Woosnam, K. M. (2017). Residents' attitudes and the adoption of pro-tourism behaviours: The case of developing island countries. *Tourism Management*, 61, 523-537.
- Ribeiro, M. A., Valle, P. O., & Silva, J. A. (2013). Residents' Attitudes towards Tourism Development in Cape Verde Islands. *Tourism Geographies*, 15(4), 654-679. <https://doi.org/10.1080/14616688.2013.769022>
- Ryan, C., Scotland, A., & Montgomery, D. (1998). Residents' Attitudes to Tourism Development: A Comparative Study between the Rangiteki, New Zealand and Bakewell, United Kingdom. *Progress in Tourism and Hospitality Research*, 4(2), 115-130.
- Scalabrini, B.C.E., & Remoaldo, P. C. (2020). Percepción de los residentes hacia el turismo en una ciudad industrial brasileña: un análisis de cluster. *Revista Brasileña de Gestión y Desarrollo Regional*, 16(1) <https://doi.org/10.54399/rbgdr.v16i1.5359>
- Schofield, P. (2011). City residents' attitudes to proposed tourism development and its impacts on the community. *International journal of tourism research*, 13(3), 218-233.
- Schoroeder, T. (1992). Host Community Perceptions of Tourism's Impacts: A Cluster Analysis. *Vision in Leisure and Business*, 10(4), 43-48.
- Sharpley, R. (2014). Host Perceptions of Tourism: A Review of the Research. *Tourism Management*, 42, 37-49. <https://doi.org/10.1016/j.tourman.2013.10.007>
- Sheldon, P. J., & Abenoja, T. (2001). Resident attitudes in a mature destination: The case of Waikiki. *Tourism Management*, 22(5), 435-443.
- Sinclair-Maragh, G., Gursoy, D., & Viergge, M. (2015). Residents' perceptions toward tourism development: A factor-cluster approach. *Journal of Destination Marketing & Management*, 4(1), 36-45. <https://doi.org/10.1016/j.jdmm.2014.10.001>
- Sistema de Información Multiterritorial de Andalucía (2023). *Demografía*, Instituto de Estadística y Cartografía de Andalucía, Andalucía.
- Smith, M. B. (1947). The personal stating of public opinions: A study of attitudes towards Russia. *Public Opinion Quarterly*, 11, 507-523.
- Smith, M. D. & Krannich, R. S. (1998). Tourism dependence and resident attitudes. *Annals of Tourism Research*, 27(4), 783-802. [https://doi.org/10.1016/S0160-7383\(98\)00040-1](https://doi.org/10.1016/S0160-7383(98)00040-1)
- Stahlberg, D., & Frey, D. (1992). Actitudes I. Estructura, medida y funciones, in M. Hewstoney (Ed.). *Introducción a la psicología social*, (pp.147-170). Ariel.
- Stylidis, D., Sit, J. K., & Biran, A. (2016). An exploratory study of residents' perception of place image: The case of Kavala. *Journal of travel research*, 55(5), 659-674.
- Su, L., & Swanson, S. R. (2020). The effect of personal benefits from, and support of, tourism development: The role of relational quality and quality-of-life. *Journal of Sustainable Tourism*, 28(3), 433-454.
- Teye, V., Sirakaya, E., & Sönmez, S. F. (2002). Residents' Attitudes Toward Tourism Development. *Annals of Tourism Research*, 29(3), 668-688.

- Tosum, C. (2001). Host Perceptions of Impacts: A Comparative Study. *Annals of Tourism Research*, 29(1), 231-253.
- Vareiro, L. M. D. C., Remoaldo, P. C., & Cadima Ribeiro, J. A. (2013). Residents' perceptions of tourism impacts in Guimarães (Portugal): a cluster analysis. *Current Issues in Tourism*, 16(6), 535-551.
- Vargas-Sanchez, A., Hariani, D., & Wijayanti, A. (2020). Perceptions of halal tourism in Indonesia: Mental constructs and level of support. *International Journal of Religious Tourism and Pilgrimage*, 8(4), 5.
- Vargas-Sánchez, A., Oom do Valle, P., Costa Mendes, J., and Silva, J. A. (2015), Residents' attitude and level of destination development: An international comparison, *Tourism Management*, 48, 199-210.
- Vargas-Sánchez, A., Plaza-Mejía, M. A., & Porrás-Bueno, N. (2009a). Understanding Residents' Attitudes toward the Development of Industrial Tourism in a Former Mining Community. *Journal of Travel Research*, 47(3), 373-387.
- Vargas Sánchez, A., Porrás-Bueno, N., Plaza-Mejía, M.A. (2009b). *Turismo Industrial Minero en la Provincia de Huelva*, pp.129. Colecciones: Collectánea, España.
- Vargas-Sánchez, A., Porrás-Bueno, N., & Plaza-Mejía, M. A. (2014). Residents' Attitude to Tourism and Seasonality. *Journal of Travel Research*, 53(5), 581-596.
- Vargas-Sánchez, A., Porrás-Bueno, N., & Plaza-Mejía, M. A. (2011). Explaining Residents' Attitudes to Tourism: Is a Universal Model Possible? *Annals of Tourism Research*, 38(2), 460-480.
- Wassler, P., Nguyen, T. H. H., & Schuckert, M. (2019). Social representations and resident attitudes: A multiple-mixed-method approach. *Annals of Tourism Research*, 78, 102740. <https://doi.org/10.1016/j.annals.2019.06.007>
- Woo, E., Kim, H., & Uysal, M. (2015). Life satisfaction and support for tourism development. *Annals of Tourism Research*, 50, 84-97. <https://doi.org/10.1016/j.annals.2014.11.001>
- Williams, J., & Lawton, R. (2001). Community Issues and Resident Opinions of Tourism. *Annals of Tourism Research* 28(2), 269-290.
- Xie, P. F. (2006). Developing industrial heritage tourism: A case study of the proposed Jeep museum in Toledo, Ohio. *Tourism management*, 27(6), 1321-1330.
- Zheng, D., Ritchie, B. W., Benckendorff, P. J., & Bao, J. (2019). The role of cognitive appraisal, emotion, and commitment in affecting resident support toward tourism performing arts development. *Journal of Sustainable Tourism*, 27(11), 1725-1744.

ORCID

- | | |
|----------------------------------|---|
| <i>Nuria Porrás Bueno</i> | https://orcid.org/0000-0002-8591-1983 |
| <i>María Ángeles Plaza Mejía</i> | https://orcid.org/0000-0002-8402-6958 |
| <i>David Flores Ruiz</i> | https://orcid.org/0000-0001-8386-8726 |



Estructura económica y sincronización de los ciclos económicos: Evidencia de los estados de México

*Manuel Gómez-Zaldívar**, *Fernando Gómez-Zaldívar***

Recibido: 10 de octubre de 2022
Aceptado: 26 de junio de 2023

RESUMEN:

Estudios recientes documentan que la creciente integración económica entre México y los Estados Unidos, originada por el Tratado de Libre Comercio de América del Norte (TLCAN), transformó heterogéneamente las estructuras económicas de los estados de México. Este estudio provee evidencia que lo anterior alteró la naturaleza y el grado de sincronización económica entre ellos. Además, ilustra que existe una relación positiva, y cada vez más significativa a partir de 1994, entre la sincronización económica y la sofisticación de las estructuras económicas de los estados [medida por el Índice de Complejidad Económica (ICE)]. Con mayor integración económica, los shocks se transmiten más fácilmente entre las economías estatales con estructuras económicas similares, ya sea porque sus características las hagan sensibles a las mismas clases de shocks o porque se las transfieren unas a otras, al estar más vinculadas. Nuestros resultados complementan la comprensión de la evolución económica de los estados durante el periodo analizado.

PALABRAS CLAVE: Sincronización e Integración económica; Índice de complejidad económica.

CLASIFICACIÓN JEL: E32; F15; F32.

Economic structure and business cycle synchronization: Evidence from Mexico's states

ABSTRACT:

According to recent studies, the growing economic integration between Mexico and the United States, that resulted from the North American Free Trade Agreement (NAFTA), heterogeneously transformed the economic structure of Mexico's states. This study provides evidence that this, in turn, altered the degree and nature of economic synchronization among them. Furthermore, it shows evidence of an increasingly significant positive relationship from 1994 on between economic synchronization and the level of sophistication of states' economic structures [measured by the Economic Complexity Index (ECI)]. As economic integration increases, it becomes easier for shocks to be transmitted between state economies with similar economic structures, either because their characteristics make them more sensitive to the same kinds of shocks or simply because they are so closely linked. Our results help provide a greater understanding of the states' economic evolution during the period analyzed.

KEYWORDS: Synchronization and Economic Integration; Economic complexity index.

JEL CLASSIFICATION: E32; F15; F32.

* Profesor del Departamento de Economía y Finanzas de la Universidad de Guanajuato. México. mgomez@ugto.mx

** Profesor investigador. Tecnológico de Monterrey. México. fergo7@tec.mx

Autor para correspondencia: fergo7@tec.mx

1. INTRODUCCIÓN

El estudio de los determinantes de la sincronización económica o de los co-movimientos cíclicos de las economías y su relación con la creciente integración económica ha tenido un creciente interés.

Un caso particular que ha generado un extenso número de estudios académicos es la creación de la zona de libre comercio entre Estados Unidos, Canadá y México, en 1994. Con el TLCAN, la relación económica entre los tres países de América del Norte se intensificó, lo que provocó cambios en diversas áreas: comercio internacional, inversión extranjera directa, especialización productiva, ciclos económicos, empleo, migración, productividad, entre otros.

El TLCAN es del tipo de acontecimientos que ocurre muy infrecuentemente pero que ofrece una valiosa oportunidad a los investigadores para sustentar o refutar empíricamente teorías económicas. En nuestro caso, al ser una especie de laboratorio en el área de integración económica regional,¹ nos permite analizar las alteraciones de los determinantes en la sincronización o los co-movimientos de los ciclos económicos entre los estados mexicanos.

El objetivo de este trabajo es analizar la evolución de los determinantes de la sincronización de los ciclos económicos de los estados de México. Estudiamos la importancia relativa de diversos determinantes, antes y después del acuerdo comercial. Los resultados del trabajo indican que la estructura económica de los estados se ha vuelto cada vez más importante para explicar la sincronización de sus ciclos²—la asociación entre la sincronización y diversas variables relacionadas con la estructura económica de los estados es más robusta y estadísticamente más significativa en el periodo posterior al TLCAN. En el periodo de liberalización económica (con mayor intercambio comercial), mientras más similares son los sistemas productivos, las economías estatales tienden a tener sus ciclos más armonizados. Consideramos que esto ha sucedido porque al tener mayor similitud son más sensibles a los mismos tipos de shocks, o porque los shocks se transfieren más rápidamente, al estar más vinculadas.

Este trabajo tiene diversas aportaciones. Primero, examina la relación entre la sincronización económica y la estructura productiva de las economías usando datos a nivel subnacional; a diferencia de la mayoría de los estudios previos sobre este tema, que lo analizan a nivel país. Segundo, los resultados contribuyen a comprender consecuencias adicionales de la apertura comercial, i.e., la evolución de la sincronización de las economías estatales de México. Hasta donde sabemos, no se ha estudiado anteriormente, entre otras cosas, porque algunas implicaciones requieren tiempo para ser documentadas, se requieren suficientes datos para un análisis empírico razonable. Tercero, los resultados presentados son robustos, la medida de sincronización es calculada de diversas maneras; y las técnicas empleadas son análogas a las empleadas con estudios previos, por lo tanto, son comparables.

El resto del trabajo está organizado de la siguiente manera. La Sección 2 presenta una breve revisión de los trabajos que documentan cambios de las estructuras económicas de los estados a partir de TLCAN; sus resultados justifican la modificación de sus ciclos económicos. Asimismo, resumimos los resultados de estudios previos sobre cambios en la sincronización en la región conformada por los tres países; a diferencia de nuestro estudio, la gran mayoría de los estudios existentes desarrolla el análisis de sincronización a nivel país. La Sección 3 presenta: i) los datos usados para construir una medida de sincronización entre estados; ii) la descripción de cómo se construye la medida de complejidad económica, variable que refleja el grado de sofisticación de los bienes y servicios producidos por los diversos estados; iii) la descripción de las otras variables que han sido usadas como determinantes de la sincronización en estudios previos; y finalmente, iv) la metodología para calcular la importancia relativa de los determinantes de la sincronización entre estados en distintos subperiodos. La Sección 4 muestra y discute los resultados. Finalmente, la Sección 5 presenta los comentarios finales.

¹ Similar a otros sucesos equivalentes: diversos acuerdos de integración en Europa en los años posteriores a la segunda guerra mundial, creación de la zona euro en 1999, etc.

² Similar a lo documentado por Imbs (1999, 2001), en estudios donde analiza países.

2. LITERATURA RELACIONADA

Primero, se menciona algunos estudios que analizan las transformaciones económicas causadas por la integración comercial, que originaron un reajuste regional y sectorial en la producción manufacturera del país. Hanson (1998) documenta que el TLCAN modificó la demanda regional del empleo México, principalmente de dos maneras: i) las empresas tendieron a localizarse en regiones desde donde tuvieran más acceso a los mercados extranjeros (Estados Unidos y Canadá), para minimizar costos de transporte, y; ii) las empresas fortalecen sus vínculos con sus proveedores y compradores ubicándose más cerca de ellos. Como resultado, disminuyó la concentración de la industria manufacturera en el centro del país (alrededor de la Ciudad de México, principal mercado nacional antes de la liberalización comercial); y, surgieron diversos centros manufactureros en los distintos estados fronterizos con Estados Unidos y en entidades que pertenecen a la región centro-norte del país (Aguascalientes, Guanajuato, Querétaro, San Luis Potosí, etc.). El TLCAN provocó que surgieran nuevas regiones manufactureras en el país; con un creciente comercio intraindustrial por tener actividades económicas similares, especialmente manufactureras. Por consiguiente, aumentó la sincronización económica entre las entidades donde se localizan.

Gómez-Zaldívar *et al.* (2017) documentan los cambios en la concentración de la producción manufacturera de México a partir de 1994. Ellos argumentan que los cambios observados son congruentes con las predicciones de los modelos teóricos de comercio internacional; i.e., el comercio o la integración económica incrementa la concentración de la producción porque provoca que las economías participantes se especialicen en las actividades económicas en las que tienen ventaja comparativa. La metodología empleada les permite describir los ajustes observados por estados y por subsectores manufactureros. Sus resultados muestran que los estados fronterizos—Baja California, Sonora, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León y Tamaulipas—con los Estados Unidos fueron los que más contribuyeron al aumento en la concentración de la producción manufacturera en el periodo 1993–2003.³ Además, la concentración también creció por el crecimiento de la producción manufacturera en algunos estados de la región centro-norte: Guanajuato, Puebla, Querétaro e Hidalgo.⁴ En tanto, la participación de la Ciudad de México, Estado de México y Jalisco disminuyó de manera importante, durante el mismo periodo.⁵ Sus resultados sobre el reajuste sectorial manifiestan que los subsectores manufactureros de equipo de transporte, industria química, industria alimentaria y la de metálicas básicas son los que más contribuyeron a incrementar la concentración de la producción manufacturera.⁶ Otros estudios que evidencian las transformaciones de la economía mexicana como consecuencia de la liberalización comercial son: Hanson (2001), Hornbeck (2004), Faber (2007), Garduño (2014), entre otros.

Segundo, mencionamos los resultados de algunos estudios que documentan el cambio en la sincronización económica causada por la reasignación regional y sectorial de recursos productivos, derivado del TLCAN. Como ya se señaló, gran mayoría de estos analiza el cambio a nivel país (México y Estados Unidos, principalmente), y no entre estados mexicanos, como se hace en este trabajo. Torres y Vela (2003) analizan la relación de los ciclos económicos de México y los Estados Unidos en los primeros diez años del TLCAN. Sus resultados muestran que la evolución del sector manufacturero, a partir del tratado, ha influido para que los ciclos económicos se sincronicen. Una consecuencia importante de la sincronización de las exportaciones y las importaciones mexicanas es la reducción de la volatilidad de su balanza comercial. Chiquiar y Ramos-Francia (2005) encuentran evidencia para afirmar que tratado comercial incrementó, aún más, la sincronización. Esto ocurrió por los vínculos por el lado de la demanda entre estos dos países; pero más importante, consolidó vínculos por el lado de la oferta, al incentivar esquemas de producción compartida, derivado del surgimiento de un sustancial comercio intraindustrial. Vatsa (2021) analiza el efecto del TLCAN sobre los ciclos económicos de Canadá, México y los Estados Unidos. Encuentra que

³ Estos estados tenían, en 1993, un porcentaje de participación manufacturera de: 2.4%, 2.4%, 3.3%, 3.9%, 8.8% y 3.0%, respectivamente; y para 2003, ésta había incrementado a: 4.1%, 2.5%, 7.4%, 5.5%, 9.8% y 4.0%. Esto implica que la región fronteriza aumentó su participación manufacturera en 9.5%, en diez años.

⁴ Su participación en 1993 era 3.5%, 2.9%, 2.1%, y 1.7%, respectivamente. Para 2003 aumentó a 5.8%, 5.6%, 2.6% y 2.4%. En total, los cuatro estados aumentaron su participación manufacturera en 6.2%, en el periodo.

⁵ En 1993 era de 19.4%, 17.8% y 8.1%, respectivamente; y para 2003 eran: 7.9%, 13.4% y 6.9%. la importancia total de los tres estados disminuyó 17.1% en diez años.

⁶ Al incrementar su participación 12.2%, 1.8%, 3.1% y 3.9%, respectivamente, de 1993 a 2013.

los ciclos entre México y los Estados Unidos estaban mínima y negativamente correlacionados antes del TLCAN, pero a partir de 1994 sus ciclos se sincronizan. En cambio, la evidencia de los ciclos entre Canadá y los Estados Unidos es contraria, estos habían estado relacionados desde 1970, se debilitan en el periodo posterior al TLCAN. Finalmente, reportan que la volatilidad de los ciclos de los tres países disminuye a partir del tratado comercial.

Otros estudios que también analizan la sincronización de los ciclos económicos de México y los países de Norteamérica son: Barajas et al. (2014), Calderón et al. (2007), Calderón et al. (2017), Cuevas et al. (2003), Delajara (2012), Faber (2007), Mejía-Reyes y Campos (2011), Rodríguez et al. (2015), entre otros.

Mejía et al. (2019) estiman un modelo gravitacional con el objetivo de encontrar variables que estén asociadas a los co-movimientos de los ciclos económicos de los estados mexicanos. Sus estimaciones sugieren que: el tamaño de la economía de los estados (PIBs); el tamaño relativo de desarrollo entre estados (diferencia en el valor absoluto del PIB per cápita); la distancia geográfica; y la similitud de la estructura productiva son variables que explican la sincronización de los estados en el periodo 2000–2014.

El tema de sincronización económica ha sido analizado ampliamente a nivel internacional, especialmente en países desarrollados: Aguiar-Conraria et al. (2017) estudian la correlación de los ciclos económicos entre pares de estados de los Estados Unidos, durante el periodo 1979–2013; Barrios y de Lucio (2003) muestran que las regiones de España y Portugal han experimentado una convergencia mayor en sus ciclos económicos que las experimentadas en otras partes de Europa, como resultado de la creciente integración en Europa; Artis y Okubo (2010) analizan el comportamiento de los ciclos económicos de 12 regiones en el Reino Unido y 12 sectores manufactureros; en tanto, Artis y Okubo (2011) estudian la sincronización de los ciclos económicos de la prefecturas en Japón. Otros estudios que han analizado los ajustes de los ciclos económicos y su relación con la integración económica a nivel internacional son: Abbott et al. (2008), Abiad et al. (2013), Anderson et al. (1999), Babetskii (2005), Baxter y Kouparitzas (2005), Bierbaumer-Polly et al. (2016), Canova y Marrinan (1996), Duval et al. (2014), Imbs (1999, 2001), Inklaar et al. (2008), Pentecôte et al. (2020), entre otros.

Este trabajo emplea todas las variables que Mejía et al. (2019) encuentra asociadas a la sincronización y propone una, complejidad económica, que consideramos está significativamente más relacionada con la sincronización de los estados. Nuestro análisis empírico abarca un periodo más amplio, 1980–2019, ya que nuestra intención es analizar el cambio en la importancia relativa de las distintas variables, antes y después de la integración económica.

3. CÁLCULO DE LA MEDIDA DE SINCRONIZACIÓN ENTRE ESTADOS, DE LA COMPLEJIDAD ECONÓMICA Y OTROS DATOS PARA EL ANÁLISIS EMPÍRICO

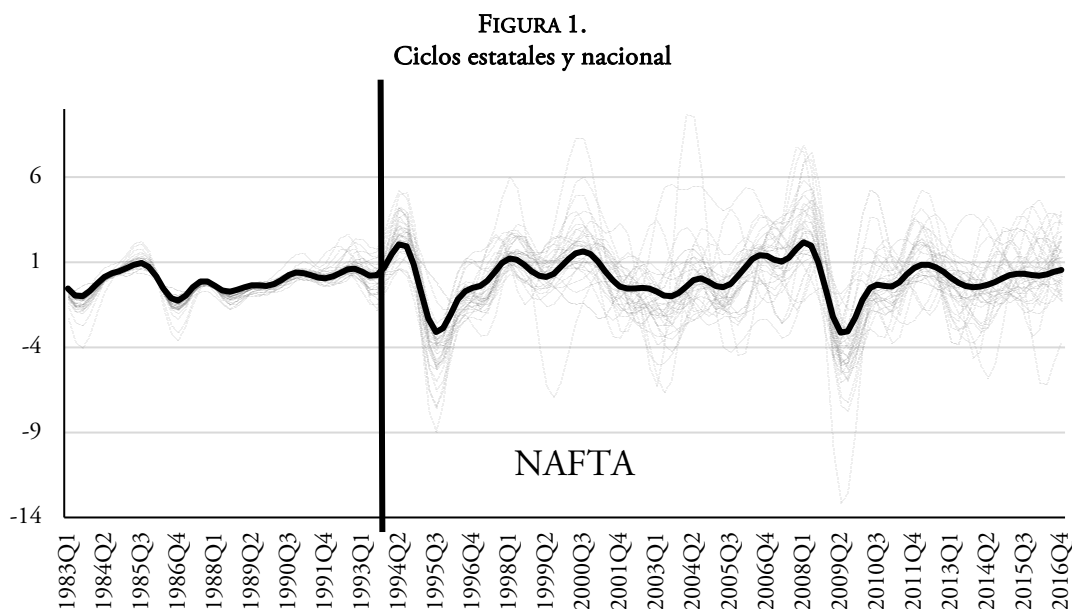
3.1. MEDIDA DE SINCRONIZACIÓN

Los ciclos económicos de los estados de México y la sincronización entre ellos son medidos a partir de dos variables: el Producto Interno Bruto (PIB) por estado y el Indicador Trimestral de Actividad Económica Estatal (ITAEE).^{7,8} Los componentes cíclicos de las series que miden la actividad económica—con los que se calculará la sincronización entre pares de estados—se obtienen empleando tres diferentes filtros: Hodrick y Prescott (1997), Baxter y King (1999), y Christiano y Fitzgerald (2003); de aquí en adelante nos referiremos a ellos como los HP, BK y CF, respectivamente. La Figura (1) muestra los ciclos

⁷ Estas series están disponibles a partir de 1980 en el Banco de Información Económica (BIE) del Instituto Nacional de Estadística y Geografía de México (INEGI). <https://www.inegi.org.mx/sistemas/bie/>

⁸ Mejía-Reyes et al. (2019) miden la sincronización entre estados usando series de empleo. Consideramos que las series empleadas en este trabajo son una mejor opción, ya que no presentan tanta estacionalidad, y, además, existen para el periodo pre-TLCAN (los datos del empleo solo están disponibles a partir de 1997)

económicos de los estados (líneas grises) y el ciclo nacional (línea negra). Esta gráfica se creó empleando el ITAEE y el filtro BK,⁹ en ella se aprecia el cambio en los ciclos económicos de los estados a partir de 1994.



La figura ilustra que los estados del país están altamente sincronizados durante el periodo anterior al TLCAN (1980–1993), ya que sus ciclos son bastante homogéneos y están cercanos al ciclo nacional. Sin embargo, a partir de 1994, los movimientos cíclicos estatales se vuelven heterogéneos; son más diferentes entre sí mientras más se consolida en acuerdo comercial.

Para cuantificar el cambio en la sincronización de los estados respecto al ciclo nacional, calculamos la suma de las desviaciones entre los ciclos de los estados y del país, antes y después de 1994, usando la siguiente fórmula,

$$S_t = \sum_{i=1}^{32} (x_{n,t} - x_{ei,t})^2$$

donde $x_{n,t}$ es el ciclo nacional en el trimestre t ; $x_{ei,t}$ es el ciclo del estado i ($i = 1, 2, 3, \dots, 32$) en el trimestre t ; S_t es la suma de la desviación al cuadrado en el trimestre t . Los resultados son claros, el promedio trimestral de las desviaciones de los estados respecto al ciclo nacional en el periodo 1980–1993 es 6.66; en tanto, el promedio en el periodo 1994–2019 es de 87.78. Esto indica que la mayoría de los estados del país seguían muy de cerca el ciclo nacional, antes del TLCAN. Sin embargo, a partir de 1994, los estados empiezan a tener ciclos dispares, lo cual se refleja en el aumento (1,218 %) de la medida calculada.

Una medida de sincronización entre dos estados es la correlación entre sus ciclos económicos. Sin embargo, la correlación tiene desventajas si se emplea en estimaciones econométricas. Dado que la medida está limitada al intervalo $(-1,1)$, tendría el problema de variable truncada. Por lo tanto, calculamos la medida de sincronización sugerida por Artis y Okubo (2010, 2011) definida como,

$$z_{(i,j)}^t = 0.5 \cdot \left(\frac{1 + \rho_{(i,j)}^t}{1 - \rho_{(i,j)}^t} \right) \quad (1)$$

⁹ La Figura 1 es muy similar si ésta mostrara los resultados de los ciclos calculados usando la otra variable, PIB de los estados, o los otros filtros, HP y CF.

donde $\rho_{(i,j)}^t$ denota la correlación de los ciclos entre cada par de estados i, j en el periodo t .¹⁰ Esta medida de sincronización se calcula para tres subperiodos t : 1980–1993, 1994–2008 y 2009–2019; periodo pre-TLCAN, periodo de los diez años iniciales del TLCAN y periodo de consolidación del TLCAN, respectivamente.

3.2. MEDIDA DE COMPLEJIDAD ECONÓMICA

Calculamos el Índice de Complejidad Económica (ICE) de cada uno de los estados de México siguiendo la metodología de Hidalgo y Hausmann (2009). Esta variable refleja las habilidades y capacidades productivas de las economías (estados) que están implícitas en el número y tipo de actividades económicas que cada uno de ellos realiza. Por lo que, para calcularlas se necesitan datos que reflejen sus estructuras económicas relativas.

En el artículo original, Hidalgo y Hausmann (2009) emplean datos de exportaciones de bienes por país; en tanto, los diversos estudios que han calculado la complejidad económica de los estados mexicanos emplean otras variables.¹¹ En nuestro caso, como en el caso de los artículos previos aplicados a México, empleamos la Población Ocupada (PO) por actividad económica en los distintos estados.

La complejidad de los estados se calcula para los años 1988, 1994 y 2009.¹² Primero, se obtienen los datos de los Censos Económicos de México, y se ordenan en una matriz; de 32 renglones, por el número de distintos estados en el país; y de n columnas, donde n refleja el número de actividades económicas.¹³ En cada celda de la matriz está el número de PO por estado en cada actividad económica. Segundo, la matriz inicial de población ocupada se transforma en una matriz de ceros y unos, empleando la definición de ventaja comparativa revelada. Un 1 en una celda indica que el estado correspondiente está especializado en la correspondiente actividad económica, un cero que no lo está. Tercero, con la matriz binaria (de ceros y unos) se definen dos vectores:

1. el vector Diversidad, de 32×1 . Las entradas de este vector se obtienen de sumar los 32 renglones de la matriz de ceros y unos. Cada entrada muestra el número de actividades económicas en las que está especializado cada estado.
2. el vector Ubicuidad, de $1 \times n$ (donde n es el número de actividades económicas que contempla cada censo). Cada entrada del vector se obtiene al sumar las n columnas de la matriz de ceros y unos. Ellas muestran el número de estados que se especializan en cada actividad económica.

Finalmente, los dos vectores se combinan en un proceso iterativo hasta alcanzar un punto fijo, del que se obtiene la medida de complejidad de los estados.¹⁴

Los valores calculados del ICE para los años 1988, 1994 y 2009 se muestran en el Apéndice 1. Los estados con una medida más alta son estados más complejos; son más diversos (están especializados en un mayor número de actividades económicas); sus actividades económicas son más sofisticadas; producen bienes de más alto valor agregado; los bienes que producen requieren más conocimientos productivos; entre otras cosas. Los estados con una medida de complejidad más baja: son menos diversos; tienen estructuras económicas más simples; producen bienes más básicos, que requieren menos conocimientos productivos.

Nuestra hipótesis es que la sincronización entre pares de estados debe estar asociada a la complejidad de los estados. La asociación entre estas dos variables debería incrementarse durante el periodo estudiado,

¹⁰ Existen 496 pares de estados (i, j), que son el resultado de calcular las combinaciones de 32 en 2.

¹¹ Véase: Chávez *et al.* (2017), Gómez-Zaldívar *et al.* (2020), Gómez-Zaldívar *et al.* (2021).

¹² Aunque lo deseable es calcular la complejidad en 1980, 1994 y 2009, los años iniciales de los subperiodos considerados. Por la inexistencia de los datos en 1980, se calcula la del año 1988.

¹³ Los Censos Económicos tienen el Sistema de Clasificación Industrial de América del Norte (SCIAN). Se emplea el nivel más alto de desagregación, Clase de Actividad Económica (CAE, 6-dígitos). Por lo que cada Censo contempla más de 800 CAEs. Se incluyen los 21 sectores en los que el SCIAN divide a la economía, incluyendo todos los servicios.

¹⁴ Para una explicación más formal de la metodología para el cálculo de la complejidad véase: Hidalgo y Hausmann (2009) o cualquiera de los estudios antes mencionados que han calculado la variable para los estados de México.

a medida que los estados sufren las transformaciones inducidas por el acuerdo comercial e incrementan sus vínculos económicos.

3.3. OTRAS VARIABLES EMPLEADAS EN EL ANÁLISIS EMPÍRICO

Dado que nuestro objetivo es mostrar que la sincronización está más asociada a la medida de complejidad de los estados mientras más consolidada está la relación comercial entre México y los Estados Unidos, incluiremos en el análisis empírico otras variables que estudios previos han empleado para explicar la sincronización entre los estados. Estas variables son calculadas para cada uno de los tres subperiodos de estudio y están definidas como:¹⁵

1. Distancia y distancia al cuadrado (D, D^2): logaritmo de la distancia en kilómetros entre las capitales cada par de estados (i, j). Anticipamos que la sincronización y la distancia tendrán una relación negativa; no obstante, el efecto de la distancia debería decrecer, por lo tanto, la distancia al cuadrado debería tener una relación positiva con la sincronización.
2. PIB: el promedio anual del logaritmo del producto de los PIBs de cada par de estados (i, j). Mientras más grande sea esta variable—más importantes son las economías de los estados—más alta debería ser la correlación entre los ciclos económicos de los estados.
3. Densidad de población (DP): el promedio anual del logaritmo del producto de la densidad poblacional de cada par de estados (i, j). Mientras más grande sea esta variable mayor se espera que sea la correlación de los ciclos económicos de los estados.
4. PIB per cápita (PIB pc): el promedio anual de la diferencia del logaritmo del valor absoluto de los PIB per cápita de cada par de estados (i, j). Esta variable mide el nivel relativo de desarrollo en cada par de estados. Mientras más pequeña sea la variable—más similares son los niveles de desarrollo del par de estados—más correlacionados se espera que estén sus ciclos económicos.
5. Producción manufacturera (Man): el promedio anual de la suma de la proporción manufacturera (con relación al PIB) de cada par de estados (i, j). Esta variable se espera esté positivamente relacionada con la sincronización; ya que, mientras más manufactureros son los estados, más probable es que tengan mayor relación económica.
6. Índice de especialización (IE): promedio anual del índice que mide la similitud de las estructuras productivas de cada par de estados (i, j).

$$IE_{(i,j)} = \sum_{k=1}^9 \left| \frac{L_{ik}}{\sum_k L_{ik}} - \frac{L_{jk}}{\sum_k L_{jk}} \right| \quad (2)$$

donde L nivel de actividad económica en los estados i y j en el sector k ($k=1, 2, 3, \dots, 9$).¹⁶ El valor del índice toma valores en el intervalo $[0,2]$; mientras más cercano a 0, mayor es la similitud entre las estructuras de los dos estados; mientras más cercano a 2, mayor la diferencia entre las estructuras de los dos estados. Se espera que esta variable esté negativamente relacionada con la sincronización de los estados porque los estados más parecidos económicamente tienden a comportarse de manera más similar ante distintas situaciones (shocks).

¹⁵ La información de las distancias se obtuvo de Google maps; la del PIB y el PIB desagregado por sectores del Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) (www.inegi.org.mx/sistemas/bie); el dato de población por estado del Consejo Nacional de Población (CONAPO) (<https://datos.gob.mx/conapo>).

¹⁶ La variable que se utiliza para calcular la variable IE es la producción total. Antes de 2003, INEGI reportaba este indicador dividido en 9 sectores, a partir de 2004 los reporta dividido en 20 sectores. Los 20 sectores se agrupan para que coincidan con los 9 sectores para hacer todos los datos compatibles.

3.4. METODOLOGÍA PARA CALCULAR LA IMPORTANCIA RELATIVA DE LOS DETERMINANTES DE LA SINCRONIZACIÓN ENTRE ESTADOS EN DISTINTOS SUBPERIODOS

Para validar empíricamente nuestra hipótesis, estimamos la Ecuación (3),

$$z_{(i,j)}^t = \alpha_1 + X_{(i,j)}^t \cdot \beta + (ICE_i^{t_0} \cdot ICE_j^{t_0}) \cdot \delta + d \cdot \gamma + u_{(i,j)}^t \quad (3)$$

donde la variable dependiente $z_{(i,j)}^t$ mide la sincronización de los ciclos económicos de cada par de estados (i, j) en los tres distintos periodos t ; como variables independientes usamos las 7 variables ($D, D^2, DP, PIB, PIB\ pc, Man$ y IE) que estudios previos han encontrado asociadas a la sincronización, todas ellas contenidas en el vector $X_{(i,j)}^t$; además, empleamos la variable $(ICE_i^{t_0} \cdot ICE_j^{t_0})$ que representa la complejidad económica conjunta de cada par de estados (i, j) en el año inicial de cada periodo.¹⁷ Dado que el ICE de cada estado ya está estandarizado en el intervalo $(0, 1)$, la multiplicación de los ICE de dos estados es una variable que también está restringida en el mismo intervalo. Finalmente, la variable d es una variable dicotómica que se incluye para controlar por cualquier efecto fijo territorial. Dado que no existe una única forma de regionalización en México, hemos decidido usar la definición del Banco Central del país, que lo divide en 4 regiones (norte, centro-norte, centro y sur).¹⁸ La variable dicotómica toma el valor de 1 si los dos estados pertenecen a la misma región, y cero en cualquier otro caso. Si la estimación del parámetro γ es positiva (negativa) y significativa, implicaría que los estados de una misma región tienden a tener un nivel de sincronización mayor (menor) que los estados localizados en regiones distintas.

Estimamos este modelo para tres distintos subperiodos de tiempo en los que hemos dividido la muestra para analizar cómo cambia la importancia relativa de la asociación de cada variable con la sincronización. Nuestra hipótesis es que la importancia relativa de la variable asociada a la complejidad conjunta de los estados debe crecer a través del tiempo; es decir, esperaríamos que el valor estimado de δ sea más alto conforme la integración comercial se consolida y que al mismo tiempo debería aumentar su importancia estadística.

En la siguiente sección presentamos los resultados de nuestras estimaciones y la interpretación de éstas.

4. RESULTADOS

La Tabla (1) muestra los resultados de estimar la Ecuación (3) para los tres distintos subperiodos: 1980–1993, 1994–2008 y 2009–2019.¹⁹

En general, los parámetros estimados asociados de las variables independientes tienen el signo esperado, excepto por aquellos que no son estadísticamente significativos; además, los resultados muestran una clara validación de nuestra hipótesis. Específicamente, el parámetro asociado a la variable que mide la complejidad conjunta de cada par de estados, $ICE_i^{t_0} \cdot ICE_j^{t_0}$, se estima con un valor absoluto mayor y con una mayor significancia estadística para los años más recientes de la muestra. Es decir, la complejidad económica de los estados está más asociada a la sincronización de sus ciclos económicos en los años en que el acuerdo comercial se consolida. Después de la liberalización comercial, los estados que producen bienes y servicios más sofisticados tienen ciclos económicos más semejantes.

¹⁷ Como se explicó anteriormente, no es posible estimar la complejidad en 1980 (año inicial del primer periodo), ya que no existen los datos; por tanto, los años son 1988, 1994 y 2004.

¹⁸ La región norte incluye: Baja California, Chihuahua, Coahuila, Nuevo León, Sonora y Tamaulipas; el centro-norte considera: Aguascalientes, Baja California Sur, Colima, Durango, Jalisco, Michoacán, Nayarit, San Luis Potosí, Sinaloa y Zacatecas; el centro lo integran: Ciudad de México, Estado de México, Guanajuato, Hidalgo, Morelos, Puebla, Querétaro y Tlaxcala, y el sur está compuesto por: Campeche, Chiapas, Guerrero, Oaxaca, Quintana Roo, Tabasco, Veracruz y Yucatán.

¹⁹ Todos los resultados que se presentan en el artículo se obtienen empleando la medida de sincronización calculada con el ITAEE y el filtro BK; los resultados con las otras medidas de sincronización son similares.

TABLA 1.
Resultados, Modelo (3)*

Variable	1980–1993	1994–2008	2009–2019
Constante	0.531*** (0.009)	0.811*** (0.000)	0.735*** (0.001)
D	-0.007** (0.035)	0.009 (0.516)	0.007 (0.566)
D^2	0.026** (0.033)	0.025* (0.073)	0.020 (0.831)
DP	0.097** (0.021)	0.076* (0.074)	0.075 (0.611)
PIB	0.102** (0.028)	0.153* (0.072)	0.131* (0.052)
PIB pc	-0.073*** (0.000)	-0.030* (0.082)	-0.049 (0.721)
Man	0.071* (0.072)	0.145** (0.038)	0.367*** (0.007)
IE	-0.135** (0.010)	-0.098* (0.043)	-0.089** (0.044)
$ICE_{i,t_0} \cdot ICE_{j,t_0}$	0.153** (0.049)	0.322*** (0.009)	0.645*** (0.000)
d	0.005** (0.015)	0.009*** (0.006)	0.012*** (0.000)
N	496	496	496
R^2	0.531	0.593	0.762
JB	0.422	0.504	0.535

* Los valores- p se muestran entre paréntesis. Los símbolos ***, **, y * denotan significancia estadística al 1, 5, y 10 por ciento, respectivamente.

¿Por qué la complejidad económica es una variable que está asociada a la sincronización? especialmente, después del TLCAN. Como lo han explicado estudios anteriores, a partir de 1994, diversos estados de México ajustaron sus estructuras económicas, motivado por las nuevas oportunidades de crecimiento económico que brindaba el acuerdo comercial. Algunos estados del centro, del centro-norte, y, principalmente, todos los que comparten frontera con los Estados Unidos, se especializaron en actividades económicas manufactureras que fabrican bienes (más sofisticados y con mayor valor agregado) que demandan los socios comerciales de Norteamérica, especialmente equipo de transporte. Estos estados vieron aumentada la sincronización de sus ciclos no solamente por el tipo de bienes y servicios que producen (complejidad económica); también porque sus estructuras económicas se volvieron más similares (al volverse más manufactureros), y al tener más vínculos con el mercado externo. Esta transformación causó que los estados del norte tendieran a aumentar su sincronización y disminuyeran la asociación de sus ciclos económicos con el resto de los estados del país, en los que el acuerdo comercial casi no tuvo efecto (estados del sur y sureste del país).

En el subperiodo anterior al NAFTA, todas las variables dependientes empleadas son estadísticamente significativas. Cada una de las variables independientes explica una parte estadísticamente significativa de la variabilidad de la sincronización de los pares de estados. Sin embargo, conforme transcurre el tiempo y el acuerdo comercial se fortalece, las únicas variables que mantienen su significancia estadística son aquellas que reflejan la estructura económica de los estados: proporción manufacturera, índice de especialización y complejidad económica. El resto de las variables—densidad, PIB pc, distancia,

distancia al cuadrado—ya no están asociadas significativamente a la variable que mide la sincronización de los ciclos económicos. Podría decirse que el acuerdo comercial causó una reasignación regional y sectorial de los recursos productivos en el país, lo que provocó que los estados estuvieran cada vez más armonizados mientras más parecidos fueran por el lado de su oferta económica (nivel de complejidad, índice de similitud económica, proporción de producción manufacturera).

Los resultados también revelan que la variable dicotómica incluida, para tomar en cuenta posibles efectos fijos de estados que pertenecen a la misma zona del país, es calculada en todos los casos positiva y significativa. Este resultado indica que los estados que pertenecen a la misma zona geográfica del país tienden a tener un nivel de sincronización más alta que un par de estados que se sitúan en diferentes zonas geográficas.

Finalmente, el renglón (JB) de la tabla muestra el valor- p asociado al estadístico Jarque-Bera para evaluar la normalidad de los residuos de las distintas regresiones. Sus valores indican que no es posible rechazar la hipótesis nula de normalidad de los residuos en ningún modelo estimado.

Con el fin de presentar más evidencia a favor de nuestra hipótesis, estimamos el modelo de la Ecuación (4). Este modelo en conjunto con los resultados de la estimación del modelo (3), nos permite probar formalmente la contribución marginal de la variable $(ICE_i^{t_0} \cdot ICE_j^{t_0})$,²⁰ para explicar la sincronización de los ciclos económicos de los estados, en cada uno de los subperiodos,

$$z_{(i,j)}^t = \alpha 1 + X_{(i,j)}^t \cdot \beta + d \cdot \gamma + u_{(i,j)}^t \quad (4)$$

Además, también estimamos el modelo de la Ecuación (5) para cuantificar la proporción de la variabilidad de la variable dependiente que es explicada solamente por la variable complejidad económica, en los tres subperiodos,

$$z_{(i,j)}^t = \alpha 1 + (ICE_i^{t_0} \cdot ICE_j^{t_0}) \cdot \delta + u_{(i,j)}^t \quad (5)$$

La Tabla (2) muestra los resultados de las estimaciones de los Modelos (4) y (5). Lo primero que se destaca en la estimación de los diversos Modelos (4), el modelo en el que no se incluye la variable complejidad económica conjunta como independiente, es que las variables independientes significativas de cada subperiodo prácticamente las mismas que en las estimaciones del Modelo (3).

Segundo, la importancia de la variable complejidad es creciente a través del tiempo, esto se puede apreciar con los resultados de la prueba de hipótesis de contribución marginal, renglón marcado con la letra F . Este método compara la proporción de la varianza de la variable dependiente que es explicada con el Modelo (3), el que tiene la variable $(ICE_{i,t_0} \cdot ICE_{j,t_0})$ como variable independiente. Las estimaciones muestran que el estadístico de la prueba F toma valores de 15.56 para el subperiodo 1980–1993, 84.82 para 1994–2008, y 435.35 en el subperiodo 2009–2019. Es decir, en cada periodo se rechaza la hipótesis nula de que la variable no contribuye significativamente. Pero más importante aún, el valor del estadístico crece notoriamente en los subperiodos posteriores al TLCAN, lo que implica que, en estos, la contribución de la variable complejidad económica es más significativa, principalmente en el último.

Tercero, los resultados de estimar el Modelo (5) también manifiestan que la importancia de la variable complejidad económica es progresiva con el tiempo. Se puede observar que el porcentaje de variación de la variable dependiente (la R^2) que es explicado por la complejidad económica se incrementa a través del tiempo. Cuando esta variable se emplea como única variable independiente, pasa de explicar el 22 por ciento de la variación de la sincronización de los estados en el periodo anterior al TLCAN, a explicar el 44 por ciento en el periodo 2009–2019, periodo en el cual el acuerdo comercial está más consolidado.

Finalmente, el renglón (JB) de la tabla muestra el valor- p asociado al estadístico Jarque-Bera para evaluar la normalidad de los residuos. Sus valores indican que no es posible rechazar la hipótesis nula de normalidad de los residuos en ninguno de los modelos estimados.

²⁰ La hipótesis nula de esta prueba es que la contribución marginal de la variable $(ICE_{i,t_0} \cdot ICE_{j,t_0})$ es insignificante. Su estadístico sigue una distribución F y se construye a partir de las R^2 de los modelos (3) y (4), sin restringir y restringido, respectivamente.

TABLA 2.
Contribución marginal de la variable complejidad económica conjunta, $(ICE_{i,t_0} \cdot ICE_{j,t_0})^*$

Variable	1980–1993		1994–2008		2009–2019	
	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 4	Modelo 5
Constante	0.538*** (0.005)	1.705*** (0.000)	0.541*** (0.007)	1.295*** (0.000)	0.489*** (0.002)	1.313*** (0.000)
D	-0.006** (0.041)		-0.015 (0.454)		-0.016 (0.511)	
D^2	0.034** (0.032)		0.062* (0.091)		-0.056 (0.432)	
DP	0.110** (0.035)		0.078 (0.119)		0.030 (0.412)	
PIB	0.134*** (0.005)		0.143** (0.053)		0.173* (0.061)	
PIB pc	-0.089*** (0.009)		-0.066* (0.058)		-0.043 (0.245)	
Man	0.125** (0.025)		0.500** (0.032)		0.554** (0.051)	
IE	-0.168** (0.033)		-0.182** (0.011)		-0.180** (0.011)	
d	0.005** (0.022)		0.009** (0.045)		0.013** (0.021)	
$ICE_{i,t_0} \cdot ICE_{j,t_0}$		0.586** (0.032)		0.415*** (0.000)		0.618*** (0.000)
N	496	496	496	496	496	496
R^2	0.492	0.221	0.539	0.397	0.575	0.442
F	15.56***	----	84.82***	----	435.35***	----
JB	0.258	0.120	0.289	0.111	0.332	0.142

* Los valores- p se muestran entre paréntesis. Los símbolos ***, **, y * denotan significancia estadística al 1, 5, y 10 por ciento, respectivamente.

*** Denota rechazo de la hipótesis nula, al 1 por ciento, de la prueba de contribución marginal.

5. COMENTARIOS FINALES

Este trabajo analiza la relación entre la sincronización de los ciclos económicos de los estados de México y diversas variables que miden características de la estructura económica productiva de estos.

Primero, se ilustra la existencia de cambio en los ciclos económicos de los estados, que coinciden con el inicio del TLCAN.

Segundo, se muestra evidencia empírica que favorece la hipótesis que a partir del acuerdo comercial las economías que co-fluctúan más sincrónicamente son aquellas con características más similares en sus sistemas productivos, i.e., i) que elaboran bienes y servicios más homogéneos (que son más complejos o sofisticados y de mayor valor agregado, medido por el índice de complejidad económica); ii) tienen un PIB con una más alta proporción de producción manufacturera; iii) poseen unas estructuras económicas más similares. Nuestra interpretación es que en el periodo liberalización económica, una mayor similitud entre los sistemas productivos estatales ocasiona ciclos económicos más armonizados porque son sensibles a los mismos tipos de shocks, por su similitud estructural, o porque los shocks se transfieren más rápidamente, al estar más vinculadas (por ser estados más manufactureros o tener más vinculación con el mercado externo).

Tercero, los resultados obtenidos son robustos, ya que son muy similares si se emplean distintas variables (PIB e ITAEE) para medir la actividad económica en los estados y diferentes filtros para calcular los ciclos económicos (BK, HP y CF).

Finalmente, aunque los hallazgos presentados en este trabajo no constituyen una prueba formal de que el TLCAN ocasionó los cambios en los determinantes de la sincronización económica de los estados mexicanos, los resultados constituyen evidencia empírica que armoniza con esta hipótesis. El ajuste en la sincronización económica es solamente una más de las diversas transformaciones que son atribuidas al tratado comercial; y que en general, los trabajos previos documentan las transformaciones usando el método que nuestro trabajo emplea, haciendo un análisis en el periodo anterior y posterior al inicio de dicho evento.

REFERENCIAS

- Abbott, A., Easaw, J., & Xing, T. (2008). Trade integration and business cycle convergence: Is the relation robust across time and space? *Scandinavian Journal of Economics*, 110(2), 403-417. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9442.2008.00539.x>
- Abiad, A., Furceri, D., Kalemli-Ozcan, S., & Pescatori, A. (2013). Dancing together? spillovers, common shocks, and the role of financial and trade linkages,” in *World Economic Outlook*, (Washington: IMF, October), 81–111. <https://www.elibrary.imf.org/display/book/9781484340639/ch003.xml>
- Aguiar-Conraria, L., Brinca, P., Gudjonsson, H., & Soare, M.J. (2017). Business cycle synchronization across U.S. states. *The B.E Journal of Macroeconomics*, 17(1), 1-15. <https://doi.org/10.1515/bejm-2015-0158>
- Anderson, H.M., Kwark, N.S., & Vahid, F. (1999). Does international trade synchronize business cycles? Department of Econometrics and Business Statistics, Monash University, WP 8/99. <https://ideas.repec.org/p/msh/ebswps/1999-8.html>
- Artis, M., & Okubo, T. (2010). The UK intranational business cycle. *Journal of Forecasting*, 29(1-2), 71-93. <https://doi.org/10.1002/for.1141>
- Artis, M., & Okubo, T. (2011). The intranational business cycle in Japan. *Oxford Economic Papers*, 63(1), 111-133. <https://doi.org/10.1093/oenp/gpq022>
- Babetskii, I. (2005). Trade integration and synchronization of shocks. *Economics of Transition*, 13(1), 105-138. <https://doi.org/10.1111/j.1468-0351.2005.00209.x>

- Barajas, I., Sisto, N.P., Ayala, E., Chapa, J., & Hidalgo, B. (2014). Trade flows between the United States and Mexico: NAFTA and the border region. *Journal of Urban Research*. <https://doi.org/10.4000/articulo.2567>
- Barrios, S., & de Lucio, J. (2003). Economic integration and regional business cycles: evidence from the Iberian regions. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 65(4), 497-515. <https://doi.org/10.1111/1468-0084.t01-2-00059>.
- Baxter, M., & King, R. (1999). Measuring business cycles. Approximate band-pass filters for economic time series. *Review of Economics and Statistics*, 81(4), 575-593. <https://www.jstor.org/stable/2646708>
- Baxter, M., & Kouparitsas, M.A. (2005). Determinants of business cycles comovement: A robust analysis. *Journal of Monetary Economics*, 52(1), 113-157. <https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2004.08.002>
- Bierbaumer-Polly, J., Huber, P., & Rozmahel, P. (2016). Regional business-cycle synchronization, sector specialization and EU accession. *Journal of Common Markets Studies*, 54(3), 544-568. <https://doi.org/10.1111/jcms.12296>
- Calderón, C., Chong, A., & Stein, E. (2007). Trade intensity and business cycle synchronization: Are developing countries any different? *Journal of International Economics*, 71, 2-21. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2006.06.001>
- Calderón, C., García, R.S., & Cruz, S. (2017). Commercial and industrial synchronization in NAFTA, a study on phase synchronization. *Economía, Teoría y Práctica*, 46, 5-40. <https://doi.org/10.24275/etypuam/ne/462017/calderon>
- Canova, F., & Marrinan, J. (1998). Sources and propagation of international output cycles: Common shocks or transmission? *Journal of International Economics*, 46(1), 133-166. [https://doi.org/10.1016/S0022-1996\(97\)00038-X](https://doi.org/10.1016/S0022-1996(97)00038-X)
- Chávez, J.C, Mosqueda, M.T., & Gomez-Zaldívar, M. (2017). Economic complexity and regional growth performance: evidence from the Mexican economy. *Review of Regional Studies*, 47(2), 201-219. <https://doi.org/10.52324/001c.8023>
- Chiquiar, D., & Ramos-Francia, M. (2005). Bilateral trade and business cycle synchronization: evidence from Mexico and the United States manufacturing industries. *North American Journal of Economics and Finance*, 16, 187-216. <https://doi.org/10.1016/j.najef.2004.12.001>
- Christiano, L., & Fitzgerald, T. (2003). The band pass filter. *International Economic Review*, 44(2), 435-465. <https://doi.org/10.1111/1468-2354.t01-1-00076>
- Cuevas, A., Messmacher, M., & Werner, A.M. (2003). Sincronización macroeconómica entre México y sus socios comerciales del TLCAN. Documento de Investigación, No. 2003-01, Banco de México. <https://doi.org/10.36095/banxico/di.2003.01>
- Duval, R., Cheng, K., Oh, K.H., & Saraf, R. (2014). Trade Integration and Business Cycle Synchronization: A Reappraisal with Focus on Asia. IMF WP/14/52. <https://ssrn.com/abstract=2426561>
- Delajara, M. (2012). Sincronización entre los ciclos económicos de México y Estados Unidos. Nuevos resultados con base en el análisis de los índices coincidentes regionales de México. Documento de Investigación No. 2012-2001, Banco de México. <https://doi.org/10.36095/banxico/di.2012.01>
- Faber, B. (2007). Towards the spatial patterns of sectoral adjustments to trade liberalization: The case of NAFTA in Mexico, *Growth and Change*, 38(4), 567-594. <https://doi.org/10.1111/j.1468-2257.2007.00388.x>
- Gómez-Zaldívar, M., Fonseca, F., Mosqueda, M.T., & Gomez-Zaldívar, F. (2020). Spillover effects of economic complexity on the per capita GDP growth rates of Mexican states, 1993-2013. *Estudios de Economía*, 47(2), 221-243. <https://ssrn.com/abstract=3715904>

- Gómez-Zaldívar, M., Llamosas, I., & Gomez-Zaldívar, F. (2021). The relationship between economic complexity and the pattern of foreign direct investment flows among Mexican states. *The Review of Regional Studies*, 51, 64-88. <https://doi.org/10.52324/001c.21211>
- Gómez-Zaldívar, M., Mosqueda, M. T., & Duran, J.A. (2017). Localization of manufacturing industries and specialization in Mexican states: 1993–2013. *Regional Science Policy & Practice*, 9(4), 301–315. <https://doi.org/10.1111/rsp3.12111>
- Hanson, G. H. (1998). Regional adjustment to trade liberalization. *Regional Science and Urban Economics*, 28, 419–444. <https://doi.org/10.3386/w4713>
- Hanson, G. H. (2001). US-Mexico integration and regional economies: Evidence from border-city pairs. *Journal of Urban Economics*, 50(2), 259-287. <https://doi.org/10.1006/juec.2001.2217>
- Hidalgo, C., & R. Hausmann (2009). The building blocks of economic complexity. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 106, 10570-70575. <https://www.jstor.org/stable/40483593>
- Hodrick, R.J., & Prescott, E.C. (1997). Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), 1-16. <https://doi.org/10.2307/2953682>
- Hornbeck, J. F. (2004). *NAFTA at ten: Lessons from recent studies*, Washington, The Library of Congress, Congressional Research Service. <https://hdl.handle.net/1813/79439>
- Imbs, J. (1999). Co-Fluctuations. CEPR Discussion Paper, No. 2267. <https://cepr.org/publications/dp2267>
- Imbs, J. (2001). Sectors and the OECD business cycle. CEPR Discussion Papers, No. 2473. <https://cepr.org/publications/dp2473>
- Inklaar, R., Pin, R. J-A., & Haan, J. (2008). Trade and business cycle synchronization in OECD countries—A re-examination. *European Economic Review*, 52, 646-666. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2007.05.003>
- Mejía-Reyes, P., & J. Campos (2011). Are the Mexican states and the United States business cycles synchronized? Evidence from the manufacturing production. *Economía Mexicana, Nueva Época*, 20(1), 79-112. <http://www.economiamexicana.cide.edu/vXXn1.htm>
- Mejía-Reyes, P., Diaz-Carreño, M., & Aroca, P. (2019). Mexican states' business cycles co-movement over the period 2000-2014: a panel data model estimation. *Growth and Change*, 50, 1532-1567. <https://doi.org/10.1111/grow.12324>
- Pentecôte, J.S., Poutineau, J.C., & Rondeau, F. (2015). Trade Integration and Business Cycle Synchronization in the EMU: the Negative Effect of New Trade Flows. *Open Economies Review*, Springer Verlag, 26(1), 61-79. <https://doi.org/10.1007/s11079-014-9318-8>
- Torres, A., & Vela, O. (2003). Trade integration and synchronization between business cycles of Mexico and the United States. *North American Journal of Economics and Finance*, 14(3), 319-342. [https://doi.org/10.1016/S1062-9408\(03\)00025-1](https://doi.org/10.1016/S1062-9408(03)00025-1)
- Vatsa, P. (2021). Have Business Cycles Become More Synchronous After NAFTA? *American Business Review*, 24(1), Article 4. <https://doi.org/10.37625/abr.24.1.54-66>

ORCID

Manuel Gómez-Zaldívar <https://orcid.org/0000-0002-6526-8994>

Fernando Gómez-Zaldívar <https://orcid.org/0000-0001-8103-8614>

APÉNDICES

APÉNDICE 1. ÍNDICE DE COMPLEJIDAD ECONÓMICA (ICE) DE LOS ESTADOS

La medida de complejidad en la Tabla A1 se presenta estandarizada en el intervalo [0,1]; el estado más complejo en cada año toma valor 1 y el menos complejo toma el valor 0.

TABLA A1.
Complejidad Económica

Estado	1988	1994	2009
Aguascalientes	0.809	0.540	0.573
Baja California	0.810	0.734	0.828
Baja California Sur	0.549	0.143	0.279
Campeche	0.339	0.039	0.215
Coahuila	0.663	0.788	0.846
Colima	0.422	0.113	0.233
Chiapas	0.070	0.000	0.020
Chihuahua	0.793	0.833	0.951
Distrito Federal	0.881	0.743	0.927
Durango	0.655	0.454	0.526
Guanajuato	0.783	0.522	0.526
Guerrero	0.484	0.018	0.029
Hidalgo	0.659	0.427	0.291
Jalisco	0.835	0.549	0.657
México	0.950	0.943	0.730
Michoacán	0.584	0.221	0.206
Morelos	0.838	0.257	0.241
Nayarit	0.452	0.012	0.084
Nuevo León	0.878	1.000	1.000
Oaxaca	0.302	0.015	0.000
Puebla	0.666	0.424	0.401
Querétaro	1.000	0.704	0.744
Quintana Roo	0.408	0.084	0.297
San Luis Potosí	0.647	0.427	0.480
Sinaloa	0.436	0.215	0.358
Sonora	0.687	0.475	0.532
Tabasco	0.000	0.087	0.215
Tamaulipas	0.334	0.579	0.692
Tlaxcala	0.818	0.597	0.331
Veracruz	0.295	0.122	0.142
Yucatán	0.558	0.248	0.439
Zacatecas	0.517	0.197	0.157



Efficiency in the estimation of technical coefficients and inter-regional multipliers: the Jahn methodology versus the GRAS and Gravity-RAS methodologies

*José Daniel Buendía Azorín**, *Rubén Martínez Alpañez***, *María del Mar Sánchez de la Vega****

Received: 03 December 2021

Accepted: 06 July 2023

ABSTRACT:

The use of location quotients for the estimation of regional input-output tables has been found to be a useful and efficient tool to estimate intra-regional production multipliers. Building on this tool, more complex procedures have been developed that simultaneously estimate inter-regional coefficients. This paper assesses the capacity of this extended methodology (called the Jahn methodology) to obtain both intra-regional and inter-regional multipliers for the Spanish case, using the Input-Output Table (IOT) of Spain 2015 to estimate those corresponding to the Spanish regions of Andalusia, the Basque Country and Navarra for the same year and whose results are available via survey. In order to contrast their reliability, efficiency and accuracy, the results obtained with this procedure are then compared with other methodologies widely used for their recognised efficiency, the GRAS and Gravity-RAS methodologies.

KEYWORDS: Location quotients; FLQ; non-survey method; regional input-output tables; RAS; output multipliers.

JEL CLASSIFICATION: C13; C67; R15; R59.

Eficiencia en la estimación de coeficientes técnicos y multiplicadores interregionales: la metodología Jahn versus las metodologías GRAS y Gravity-RAS

RESUMEN:

El uso de cocientes de localización para la estimación de tablas input output regionales se ha considerado como una herramienta útil y eficiente en la estimación de multiplicadores de producción intrarregionales. A partir de esta herramienta, se han desarrollado procedimientos más complejos que estiman simultáneamente coeficientes interregionales. En este trabajo se evalúa la capacidad de esta metodología ampliada (que denominamos metodología Jahn) para la obtención de multiplicadores tanto intrarregionales como interregionales para el caso español, estimando a partir de la Tabla Input-Output (TIO) de España 2015 las correspondientes a las de las regiones españolas de Andalucía; País Vasco y Navarra para el mismo año y para las que disponemos de sus resultados mediante encuesta. Para contrastar su fiabilidad, eficiencia y precisión, los resultados obtenidos con el procedimiento anterior se comparan con otras metodologías ampliamente utilizadas por su reconocida eficiencia, las metodologías GRAS y Gravity-RAS.

* Department of Applied Economics. University of Murcia. España. jdbuen@um.es

** Department of Applied Economics. University of Murcia. España. ruben.ma@um.es

*** Department of Quantitative Methods for Economy and Business. University of Murcia. España. marvega@um.es

Corresponding Author: jdbuen@um.es

PALABRAS CLAVE: Cocientes de localización; FLQ; métodos indirectos; tablas input-output regionales; RAS; multiplicadores.

CLASIFICACIÓN JEL: C13; C67; R15; R59.

1. INTRODUCTION

The development of input-output analysis at regional level has been established as a suitable statistical tool for territorial economic analysis, both to support structural analysis and to assess economic impacts based on the evaluation of the so-called Leontief multipliers.

Whilst regional input-output tables obtained through survey-based methodologies are becoming increasingly available, the fact remains that such tables require a high concentration of both financial and time resources. This handicap has led to the development and consolidation of estimation or regionalisation methods which, based on the corresponding national input-output table and under certain assumptions, make it possible to obtain a suitable approximation to the true regional input-output table.

Within the wide range of existing regionalisation methodologies above-mentioned, those based on the use of location quotients are now consolidated as suitable due to their relatively straightforward and efficient implementation in terms of precision. Among these, there is widespread consensus on the goodness of fit achieved with the FLQ (Flegg et al., 1995; Flegg et al., 1997) or the augmented version AFLQ methodologies (Flegg & Webber, 2000), which shall serve as a basis to obtain a regional input-output table provided that the result obtained by applying this methodology is complemented with available survey information (obtained from surveys) or combined with other techniques to improve the precision of the estimation (Flegg & Tohmo, 2013; Flegg & Tohmo, 2019).

On the other hand, bi-proportional techniques such as the RAS (Stone, 1961) or some of its variants are widely used, such as the Generalized-RAS or GRAS, whose advantage lies in being implementable when the table contains both positive and negative values (Günlük-Senesen & Bates, 1988 and Junius & Oosterhaven, 2003); the Cell-corrected RAS (Mínguez et al., 2009), which uses cell variation distributions computed from multiple matrices of different periods or different regions, to modify the RAS solution by solving an additional optimisation problem that produces the most likely cell corrections; or PATH-RAS (Pereira-López et al., 2013), that can be applied to rectangular matrices and has minimal information requirements. Likewise, several works have provided improvements to the GRAS methodology: correcting the objective function (Huang et al., 2008; Lemelin, 2009; Lenzen et al., 2007); ensuring the fulfilment of some constraints infeasible by other RAS methods, through an iterative method that allows changing the sign in successive iterations (Lenzen, Moran, et al., 2014; Temurshoev et al., 2013); working with multidimensional tables (Valderas-Jaramillo & Rueda-Cantuche, 2021; Holý& Šafr, 2022); or by incorporating partial information and allowing a compromise solution to be found between inconsistent constraints (Lenzen et al., 2006, 2009; Paelinck & Waelbroeck, 1963).

One of the key problems associated with the estimation of a regional table using the national table is the estimation of inter-regional trade, which cannot be derived directly from the national table taken as a reference, making it a decisive element in obtaining an appropriate regionalised table (Miller & Blair, 2009).

Using various goodness-of-fit statistics with complementary characteristics, this paper undertakes a comparative assessment of three regionalisation methodologies or techniques that can be used to estimate the input-output table including the estimation of inter-regional trade: The Jahn methodology, involving the extension of location quotients for the estimation of inter-regional trade (Jahn, 2017; Jahn et al., 2020); the GRAS methodology; and the so-called Gravity RAS (Cai, 2022, 2020, Fournier, 2020; Sargento, 2009; Sargento et al., 2012; Sargento, 2007), which combines gravity models with the RAS method.

Following this introduction, the second section describes the regionalisation techniques compared in this paper. The third section outlines the statistics that were used to compare the selected methodologies as well as the result of such comparison after applying the input-output tables of the Andalusia, Basque Country and Navarra regions for the year 2015 to the corresponding national input-output table for the

same year. This comparison is made taking into account the capacity of each of the methodologies to estimate all the elements of the input-output table, assuming that exclusively the production values by homogeneous branches of activity are known. Finally, conclusions are drawn in section 4.

2. REGIONALISATION METHODOLOGIES

2.1. LOCATION QUOTIENTS

The use of location quotients as a technique to regionalise input-output tables has evolved significantly since the first text proposing it back in the 1950s (Isard, 1951). At present, the number of available papers applying this technique is practically unlimited and, from the theoretical development of the technique to its applications in terms of results, it is undoubtedly useful in economic terms.

The use of location quotients to create regional input-output tables from a national table is an effective tool when survey-based tables are not available (Flegg et al., 1995). In a relatively simple way and with reasonable and available information needs, the regional table can be estimated in the absence of survey data, although the result obtained must be reviewed by the analyst and refined in order to obtain the best possible approximation to the inter-industrial economic reality of the estimated territory in question (Flegg & Webber, 2000).

In the absence of specific information, the location quotient technique starts, roughly speaking, from the hypothesis that the production structure and production technology is similar in the region to that shown in the national table to which the region belongs. Thereafter, corrections based on regional size are made.

2.1.1. SIMPLE LOCATION QUOTIENT (SLQ)

Let x_i^r and x^r be the total output of sector i in region r and the total output of region r respectively, and let x_i^n and x^n be the respective totals referred to the national level, the simple location quotient (SLQ) for sector i in region r can be defined as:

$$SLQ_i = LQ_i^r = \frac{x_i^r/x^r}{x_i^n/x^n} = \frac{x_i^r/x_i^n}{x^r/x^n}. \quad (1)$$

Where, in the final expression, the numerator presents the share of total national output of product i produced in region r and the denominator represents the share of total regional output in the national total.

Alternatively, given the actual availability of data on regional sectors, in practice, non-output data are often used to establish the proportionality sought, such as employment data (Kowalewski, 2015; Miller & Blair, 2009; Sargento et al., 2012), sectoral value added, income, and others showing such proportionality (Flegg et al., 2014; Jahn, 2017).

The domestic coefficient a_{ij}^{rr} , which is the difference between the regional technical coefficient a_{ij}^r and the regional import coefficient a_{ij}^{sr} , will be derived from the adjustment by the location quotient of the national coefficient a_{ij}^n for each industry. Thus:

$$a_{ij}^r = \begin{cases} (SLQ_i)a_{ij}^n & \text{if } SLQ_i < 1 \\ a_{ij}^n & \text{if } SLQ_i \geq 1 \end{cases}. \quad (2)$$

The regional total technical coefficient a_{ij}^r will coincide with the national coefficient if the location quotient is greater than unity, due to the assumption of coincidence of productive structure between the region and the higher national level. On the other hand, the coefficient will be rectified when the location quotient is less than unity, on the understanding (not as in the previous case) that the difference will be derived from imports.

2.1.2. CROSS-INDUSTRY LOCATION QUOTIENT (CILQ)

The Cross-Industry Location Quotient (CILQ), attributed to Charles Leven by Tiebout in 1966 (Schaffer & Chu, 1969), introduces an alternative to the SLQ that adjusts the matrix cell by cell, considering the relative size of both the selling sectors, i , and the buying sectors, j (Ramos, 1998).

The cross-industry location quotient CILQ is:

$$CILQ_{ij} = \frac{x_i^r/x_i^n}{x_j^r/x_j^n} \quad (3)$$

Then:

$$a_{ij}^r = \begin{cases} (CILQ_{ij})a_{ij}^n & \text{if } CILQ_{ij} < 1 \\ a_{ij}^n & \text{if } CILQ_{ij} \geq 1 \end{cases} \quad (4)$$

Comparing the relative sizes of sectors i and j , it will be assumed that, if $CILQ_{ij}$ is less than unity, the relative size of sector i is smaller than the relative size of sector j in the region under analysis, so that it will need to import product to satisfy the demand of j .

As can be deduced (Miller & Blair, 2009), $CILQ_{ij} = LQ_i^r/LQ_j^r$, so that the elements where $i = j$ will be equal to unity. In this case, a rectification is necessary (Flegg et al., 1995), completing the evaluation of the quotient for the determination of the coefficient a_{ij}^r as follows:

$$a_{ij}^r = \begin{cases} (CILQ_{ij})a_{ij}^n & \text{if } CILQ_{ij} < 1 \\ a_{ij}^n & \text{if } CILQ_{ij} \geq 1 \end{cases} \quad \text{for } i \neq j, \quad (5)$$

$$a_{ij}^r = \begin{cases} (SLQ_i)a_{ij}^n & \text{if } SLQ_i < 1 \\ a_{ij}^n & \text{if } SLQ_i \geq 1 \end{cases} \quad \text{for } i = j.$$

Bakhtiari and Dehghanizadeh (2012) offer an alternative, called the adjusted inter-industry location quotient (ACILQ), which consists of adjusting the CILQ quotient based on the size of the region whose table is to be estimated. $ACILQ = CILQ * K$ where $K = \frac{e^m - e^{-m}}{e^m + e^{-m}}$ y $m = 10 \left[\frac{x^r}{x^n} \right]$.

2.1.3. FLEGG LOCATION QUOTIENT (FLQ) AND AUGMENTED FLQ (AFLQ)

The quotients seen so far, namely SLQ and CILQ, have certain limitations such as the overestimation of intra-regional trade – underestimating inter-regional trade – or, for instance, the fact that the productive structure of a given territory has a higher or lower share of procurement relative to the national average (Flegg et al., 1995; McCann & Dewhurst, 1998; Miller & Blair, 2009). In an attempt to improve them, the Flegg Location Quotient (FLQ) (Flegg & Webber, 1997) has been implemented:

$$FLQ_{ij} = \begin{cases} (\lambda)CILQ_{ij} & \text{if } i \neq j \\ (\lambda)SLQ_i & \text{if } i = j \end{cases} \quad (6)$$

$$\text{where } \lambda = \left(\log_2 \left(1 + \frac{x^r}{x^n} \right) \right)^\delta, \quad 0 \leq \delta \leq 1.$$

Then:

$$a_{ij}^r = \begin{cases} (FLQ_{ij})a_{ij}^n & \text{if } FLQ_{ij} < 1 \\ a_{ij}^n & \text{if } FLQ_{ij} \geq 1 \end{cases} \quad (6)$$

In order to properly capture the possible regional specialisation that would lead a given region to be more specialised than what the national coefficient indicates, the methodological proposal of Flegg was modified with a new proposal (Flegg & Webber, 2000), namely:

$$AFLQ_{ij} = \begin{cases} [\log_2(1 + SLQ_j)]FLQ_{ij} & \text{if } SLQ_j > 1 \\ FLQ_{ij} & \text{if } SLQ_j \leq 1 \end{cases} \quad (7)$$

And in this way:

$$a_{ij}^r = \begin{cases} (AFLQ_{ij})a_{ij}^n & \text{if } SLQ_j > 1 \\ (FLQ_{ij})a_{ij}^n & \text{if } SLQ_j \leq 1 \end{cases} \quad (8)$$

A significant number of research papers expressly mention the Flegg location quotient, FLQ (Flegg et al., 1995; Flegg & Webber, 1997), in the comparison of methodologies, either directly acknowledging it shows better goodness-of-fit compared to other techniques (Jahn, 2017; Lampiris et al., 2019), or indirectly using it as a comparative reference, regardless of whether it was determined to be the best estimator or not (Kowalewski, 2015; Lamonica & Chelli, 2018; Zhao & Choi, 2015; Mastronardi & Romero, 2012; Lamonica & Chelli, 2018; Lampiris et al., 2019; Flegg & Tohmo, 2013; Flegg et al., 2014).

It is worth noting that, in practice, this augmented alternative (AFLQ) does not generally perform better than the simple version (FLQ) (Bonfiglio, 2009), hence the latter remains the most suitable for undertaking regionalisation processes.

Thus, the alternative proposed in the FLQ and AFLQ methodologies entails a highly significant dependence on the value given to the parameter δ (Flegg & Tohmo, 2019a; Kowalewski, 2015; Lamonica & Chelli, 2018; Lampiris et al., 2019), the determination of which is complex.

2.1.4. TWO-DIMENSIONAL LOCATION QUOTIENT (2D-LQ)

The two-dimensional location quotient (Pereira-López et al., 2020) is based on the premise that the adjustment needed in the regionalisation process for the cost structure of a given industry does not necessarily have to be related to the adjustment needed in the sales structure, allowing a different adjustment parameter to be chosen for each of the two cases.

The characteristic elements of the matrix of intermediate coefficients, $A^r = (a_{ij}^r)_{i,j=1,2,\dots,m}$, are to be defined from the following expression:

$$A^r = R(\alpha)A^nS(\beta), \quad (10)$$

where $A^n = (a_{ij}^n)_{i,j=1,2,\dots,m}$ is the matrix of the national coefficients.

As follows:

$$a_{ij}^r = r_i(\alpha)a_{ij}^ns_j(\beta) \quad i, j = 1, 2, \dots, n \quad (11)$$

Where $R(\alpha)$ and $S(\beta)$ are going to be diagonal matrices whose elements will be null except for those of the main diagonal which will take the following values:

$$r_i(\alpha) = (SLQ_i)^\alpha \quad (12)$$

$$s_j(\beta) = (wx_j^r)^\beta \quad \text{with} \quad wx_j^r = x_j^r/x_j^n \quad (13)$$

Thus, both regional specialization and regional size are corrected by the values of the matrices $R(\alpha)$ and $S(\beta)$ respectively.

Depending on the value of the simple location coefficient SLQ this methodology will cause the elements of the regionalized matrix to take the following values

$$a_{ij}^r = \begin{cases} (SLQ_i^r)^\alpha a_{ij}^n (wx_j^r)^\beta & \text{if } SLQ_i^r \leq 1 \\ \left[\frac{1}{2} \tanh(SLQ_i^r - 1) + 1 \right]^\alpha a_{ij}^n (wx_j^r)^\beta & \text{if } SLQ_i^r > 1 \end{cases} \quad (14)$$

2.2. THE ESTIMATION OF INTER-REGIONAL TRADE

The relative importance of trade relations between regional territories is much more decisive than that of international trade (Thissen et al., 2014). Therefore, in order to be able to undertake the appropriate impact and structural change analysis at the regional level based on input-output tables and using indirect methods, i.e., regionalising a higher order table, the endogenous information in the estimated table needs to be expanded considering the trade transactions between the analysed region and the other regions with which it has commercial relations within the same country. This information is not available in the higher order table and must be estimated, usually by gravity models. However, in the absence of a regional table, it is often advisable (Boomsma & Oosterhaven, 1992; Isard et al., 2017; Round, 1983) to estimate a bi-regional (inter-regional or multi-regional) model in which both the region under study and the relations with a second region covering the rest of the country are considered. While it is true that the problems associated with the estimation of input-output frameworks of two or more regions is not a recent topic, addressed for example since Isard (1960), Round (1983), or Oosterhaven et al. (1986), it is equally true that the current economic reality – the economic interconnection between different territories and fully globalised economies – has led to the deepening and development of estimation techniques that include this type of table. For instance, in Wang and Canning (2004), Kratena et al. (2013), Többen and Kronenberg (2015), Jahn (2017), Boero et al. (2018), Temursho et al. (2021) or Krebs (2020).

2.3. EXTENDING FLQ TO THE INTER-REGIONAL FRAMEWORK

The use of location quotients in regionalisation processes through inter-regional modelling has not been very widespread in the literature, though seen in Hermannsson (2016) or Jahn (2017).

Thus, the procedure proposed by Jahn (2017) – which was tested for its goodness-of-fit in Jahn et al. (2020) but without comparing it with other methodologies – is based on the estimation of the domestic regional IOT using FLQ location quotients, thereby obtaining a first estimate of the regional IOT.

When estimating intra-regional trade using quotients, it makes sense to consider the generation of a residual resulting from the difference between the corresponding value of each element of the national IOT and the value obtained by applying the FLQ methodology.

Let z_{ij} be the element of the national IOT purchased by the industry j from the industry i , and let \bar{z}_{ij}^{rr} be the element ij estimated from the domestic matrix of the region r , this residue can be defined as:

$$\epsilon_{ij}^{FLQ} = z_{ij} - \sum_r \bar{z}_{ij}^{rr} \geq 0^1 \quad (15)$$

Since the main focus of this paper is on the estimation of the input-output table for a particular region, an estimation of bi-regional trade between the region of interest and the “rest of the country” region is enough in order to establish the importance of the estimation of inter-regional trade. Thus, using a straightforward trade model (Jahn et al., 2020) and relative production data by industry (Flegg & Tohmo, 2019) – without the need to resort to gravity models for estimating inter-regional trade – the value of inter-regional trade between industries i, j and between regions r, s is established as follows:

$$h_{ij}^{sr} = \begin{cases} \bar{x}_i^s \bar{x}_j^r & \text{for } s \neq r \\ 0 & \text{for } s = r \end{cases}, \quad (16)$$

¹ It must be noted that the graphs depicted in Pereira-López et al. (2022), which display the elements of the different matrices of the EA-19 territory and 4 of the countries in it, show that errors in the estimation mean that in some cases the sign of this residual may be negative.

where \bar{x}_i^s is the (estimated) production of the industry i in the region s .

Scaling this result to ensure that the sum of h_{ij}^{sr} is equal to unity, the value of inter-regional trade can then be obtained by applying it to the residual:

$$\bar{z}_{ij}^{sr} = \frac{h_{ij}^{sr}}{\sum_{r',s'} h_{ij}^{sr}} \epsilon_{ij}^{FLQ} = \frac{h_{ij}^{sr}}{\sum_{r',s'} h_{ij}^{sr}} \left(z_{ij} - \sum_r \bar{z}_{ij}^{rr} \right) \text{ for } s \neq r \quad (17)$$

At this point in the estimation process, the intra-regional trade matrix of internal transactions is already available, referring both to the specific region (in this study for the specific cases of the Andalusia, Basque Country and Navarra) and to the so-called "rest of the country" region, as well as an estimate that includes the cross-industry transactions between these two regions, having to estimate the part corresponding to the final demand of both.

The procedure followed proposes the estimation of external trade branch by branch (or product by product) based on the weight of total exports, on the one hand, and imports, on the other, for the region of interest, and weighting this by the corresponding variable in the reference input-output table.

This regionalisation method, unlike the one presented by Wang and Canning (2004) on which it is based, offers an estimate of Total Final Demand (TFD), whose origin lies in each of the differentiated regions, regardless of the destination where consumption actually takes place. Thus, for example, household final consumption expenditure will not only include the value of such expenditure of residents of the region of interest but will also include that of households of non-residents of the region who consume goods and services produced in the region.

To calculate the DFT, taking into account the typology of the table to be estimated – domestic – as well as the procedure proposed and given the data that are normally available, there are grounds for proposing a subsequent alternative for its proper estimation, differentiating between domestic final demand and that which comes from the rest of the country. This is a decisive factor for being able to make estimates of the closed model from which the induced effects are derived in the event of final demand shocks.

The first estimate of the bi-regional table must be optimised by minimising the square of the distances, which is equivalent to maximising entropy, by solving the following optimisation problem (Jahn, 2017):

$$\begin{aligned} \text{Min } S = & \sum_{i,j,s,r} \frac{(z_{ij}^{sr} - \bar{z}_{ij}^{sr})^2}{w_{ij}^{sr} z_{ij}^{sr}} + \sum_{i,r} \frac{(x_i^r - \bar{x}_i^r)^2}{x_i^r} + \sum_{i,r} \frac{(v_i^r - \bar{v}_i^r)^2}{v_i^r} \\ & + \sum_{i,r} \frac{(y_i^r - \bar{y}_i^r)^2}{y_i^r} + \sum_{i,r} \frac{(m_i^r - \bar{m}_i^r)^2}{m_i^r} + \sum_{i,r} \frac{(e_i^r - \bar{e}_i^r)^2}{e_i^r}. \end{aligned}$$

subject to:

$$\sum_{j,s} z_{ij}^{sr} + m_i^r + v_i^r = x_i^r. \quad (18.1)$$

$$\sum_{j,s} z_{ij}^{rs} + y_i^r + e_i^r = x_i^r. \quad (18.2) \tag{18}$$

$$\sum_{s,r} z_{ij}^{rs} = z_{ij}. \quad (18.3)$$

$$\sum_r x_i^r = x_i. \quad (18.4)$$

$$\sum_r v_i^r = v_i. \quad (18.5)$$

$$\sum_r y_i^r = y_i. \quad (18.6)$$

$$\sum_r m_i^r = m_i. \quad (18.7)$$

$$\sum_r e_i^r = e_i. \quad (18.8)$$

Where z_{ij}^{sr} is the value of intermediate inputs from sector i in region s to sector j in region r ; m_i^r is the imported inputs (from abroad); e_i^r is the exports (from abroad); v_i^r is value added; x_i^r is production; and y_i^r is the domestic final demand for the goods produced by sector i in region r . The corresponding variables without superscripts z_{ij} , m_i , e_i , v_i , x_i , y_i denote national aggregate values. And variables with an upper bar correspond to the respective initial estimates.

The imposed restrictions ensure, on the one hand, that the IO tables are consistent within each region and, on the other hand, that the regional values are consistent with the national aggregates. Thus, as far as the first question is concerned, constraints (18.1) and (18.2), respectively state that the sum of all types of input and the sum of all types of output are equal to the production of each sector in each region. As regards the second question, the constraint (18.3) ensures that the sum of the regional values of the intermediate inputs of sector i for sector j is equal to the corresponding national value. Furthermore, constraints (18.4) to (18.8) impose, respectively, that the sum of the regional values of regional production, value added, domestic final demand for the goods produced, imported inputs (from abroad) and exports (to outside the nation), must coincide, for each sector, with their respective national aggregate values.

In the same way, and bearing in mind that the main focus is on obtaining as accurate an estimate as possible of the intermediate inputs matrix, the above-mentioned expression can be simplified to ensure that the matrix is optimised. (Jahn et al., 2020). Such estimation is achieved by solving the following problem:

$$\begin{aligned} \text{Min } S = & \sum_{i,j,s,r} \frac{(z_{ij}^{sr} - \bar{z}_{ij}^{sr})^2}{w_{ij}^{sr} z_{ij}^{sr}} \text{ subject to:} \\ & \sum_{i,s} z_{ij}^{sr} \leq x_j^r \\ & \sum_{s,r} z_{ij}^{sr} = z_j^r. \end{aligned} \quad (19)$$

The proof of the estimation accuracy of the procedure described in Jahn (2017) is performed on the Korean multi-regional input-output table for the year 2005 (Jahn et al., 2020). This latter paper evaluates, when estimating inter-regional trade, the parameterisation of a different δ value for each region as opposed to the use of sectoral δ parameters, sectoral δ for each region or a single δ for all regions equally. Flegg and Tohmo (2019) argue that the alternative of using a sectoral parameter δ_j in each region (Kowalewski, 2015) gives optimal results for some regions, but not so good results for others, and they recommend the use of a different δ for each region.

With regard to inter-regional trade, while recognising that the use of gravity models offers optimal solutions, they conclude that the mere use of a simple trade model is adequate given the result obtained by the estimation. Considering that the final result of the process is expected to be a regionalised table of a single region, based on the estimation of the bi-regional table, this procedure was deemed to be the most appropriate.

The procedure entails solving equation (13) by minimising the square of the distances and obtaining the final estimate of the components of the input-output table. However, there is the possibility of assessing another procedure which involves using the estimation of inter-regional trade using equation (12) combined with the GRAS methodology.

2.4. GRAS METHODOLOGY

The simple RAS technique (Stone, 1961) is limited partly by the impossibility of adequately estimating negative elements in the projected matrix. This is addressed by the GRAS methodology (Junius & Oosterhaven, 2003; Temurshoev et al., 2013), which is able to project matrices that combine both positive and negative elements. Thus, given that it is indifferent to carry out the estimation process with

either the transaction matrix or the matrix of technical coefficients (Dietzenbacher & Miller, 2009; Miller & Blair, 2009, p. 327), the authors propose a mathematical approach to the idea applied years ago by Günlük-Senesen & Bates (1988), which was to conduct the projection on two sub-matrices, splitting the matrix to be projected into one that contains all the positive elements and another one that contains all the negative elements.

The advantages of biproportional methodologies are many, both in terms of their ease of understanding and in their application, even though it is understandably not free of criticisms such as its economic justification beyond constituting an adequate mathematical solution to an estimation problem (Jackson & Murray, 2004). In any event, the RAS technique and its generalisation GRAS is, a priori, an adequate solution to the projection problem in question.

The GRAS algorithm, then, subdivides the technical coefficient matrix A into two matrices, one containing all the positive elements of the matrix A and the other containing all the negative elements of that matrix A . Below are the details of the problem:

- Let $A = (a_{ij})_{m \times n}$ be a known matrix with m rows and n columns. And let $u_0 = Ai$ be the vector of m elements containing the sums of each row, and $v_0 = iA$ be the vector of n elements containing the sums of the n columns, where i is a vector of appropriate dimension consisting entirely of ones.
- A has both negative and positive elements.
- Let $u = (u_i)_{i=1,2,\dots,m}$ y $v = (v_j)_{j=1,2,\dots,n}$ be given vectors and let $u \neq u_0$ and $v \neq v_0$ be representing the “new” sums of rows and columns, respectively, where $iu = iv$.

The goal of the problem is to obtain an $m \times n$ order matrix X whose difference with A is minimal and which satisfies $u = Xi$ and $v = iX$.

To solve it, the matrix A is divided in $A = P - N$, where $P = (p_{ij})_{m \times n}$ is the matrix formed by the positive elements of A and $N = (n_{ij})_{m \times n}$ is the matrix whose elements are the absolute values of the negative elements of A .

Applying the GRAS method, the objective matrix $X = (x_{ij})_{m \times n}$ is obtained by:

$$x_{ij} = \begin{cases} r_i a_{ij} s_j & \text{if } a_{ij} \geq 0 \\ r_i^{-1} a_{ij} s_j^{-1} & \text{if } a_{ij} < 0 \end{cases} \quad (20)$$

where $r_i > 0$ and $s_j > 0$ are solutions of the system of equations

$$p_i(s)r_i^2 - u_i r_i - n_i(s) = 0 \quad (21.1)$$

$$p_j(r)s_j^2 - v_j s_j - n_j(r) = 0 \quad (21.2)$$

where

$$p_i(s) = \sum_j p_{ij} s_j, p_j(r) = \sum_i p_{ij} r_i, n_i(s) = \sum_j \frac{n_{ij}}{s_j} \quad (22)$$

$$y n_j(r) = \sum_i \frac{n_{ij}}{r_i}.$$

The solutions of the second-degree equations (21.1) and (21.2) are obtained in the usual way, being

$$\begin{aligned}
 r_i &= \frac{u_i + \sqrt{u_i^2 + 4p_i(s)n_j(s)}}{2p_i(s)} \\
 y \quad s_j &= \frac{v_j + \sqrt{v_j^2 + 4p_j(r)n_j(r)}}{2p_j(r)},
 \end{aligned}
 \tag{23}$$

which are calculated using the following iterative algorithm:

1. The process starts with a vector r with all its components equal to 1.
2. Then: $p_j(r) = \sum_i r_i p_{ij}$ and $n_j(r) = \sum_i \frac{n_{ij}}{r_i}$.
3. At each iteration k , $s_j(k)$ and $r_i(k)$ are calculated according to (23).
4. The algorithm stops at the iteration M , in which $|s_j(M) - s_j(M - 1)|$ is smaller than a certain value (e.g., 10^{-8}) for all elements.
5. Once convergence is secured, the projected table is generated using the following formula with the values obtained in the M iteration:

$$a_{ij} = r_i(M)p_{ij}s_j(M) - \frac{n_{ij}}{r_i(M)s_j(M)}.
 \tag{24}$$

When implementing this method, the following precaution should be taken into consideration (Temurshoev & Timmer, 2010):

$$\begin{aligned}
 r_i &= \begin{cases} \frac{u_i + \sqrt{u_i^2 + 4p_i(s)n_j(s)}}{2p_i(s)} & \text{for } p_i(s) > 0 \\ -\frac{n_i(s)}{u_i} & \text{for } p_i(s) = 0 \end{cases}, \\
 s_j &= \begin{cases} \frac{v_j + \sqrt{v_j^2 + 4p_j(r)n_j(r)}}{2p_j(r)} & \text{for } p_j(r) > 0 \\ -\frac{n_j(r)}{u_j} & \text{for } p_j(r) = 0 \end{cases}.
 \end{aligned}
 \tag{25}$$

In this case, an equivalent alternative for the projection of supply and use tables (SUT) is not the GRAS methodology, but the SUT-RAS methodology (Temurshoev & Timmer, 2011; Valderas-Jaramillo et al., 2019) which was developed for the application of the RAS methodology to SUT with great versatility, not requiring knowledge of the production totals by product for its projection. The SUT-RAS methodology uses the same objective function as the GRAS methodology (Lenzen et al., 2009). This methodology can be easily adapted according to the needs and availability of information of the analyst, both in relation to the assessment, either at basic prices or at purchase prices, and to the distinction of the origin of the destination flows, whether domestic or imported. A generalisation of this methodology to be used in the estimation of a sub-regional framework consistent with the regional total is presented in Valderas-Jaramillo et al. (2019). The difference with the RAS or GRAS methods lies in the fact that the source table is not projected separately from the destination table, but rather an integrated framework is provided from which the entire framework is projected.

2.5. GRAVITY MODELS

Based on the Newton gravity model, there are several formulations of gravity models used to estimate inter-regional flows (Miller & Blair, 2009, Chapter 8.6). The basic idea of this typology of models is that the flow of a commodity from one region to another depends on the amount of the commodity in the region of origin, the number of purchases of the commodity in the region of destination and the distance between the two regions.

Thus, the gravity model for a good i purchased by the industry j between the regions r and s will be given by (Holt, 2017):

$$Z_{ij}^{rs} = G \frac{P_r^{\alpha_1} P_s^{\alpha_2}}{d_{rs}^{\alpha_3}} \tag{26}$$

Where α_1 , α_2 and α_3 are parameters to be estimated; G is a proportionality constant that will depend either on j , on r , or on s . P_r and P_s collect information on the supply of the good i in the region r and the demand for the good i in the industry j in the region s , respectively. Conceptually speaking, the element d_{rs} refers to the distance between the region r and the region s , which can be defined in multiple ways (Greaney & Kiyota, 2020; Isard et al., 2017; Riddington et al., 2006; Sargento et al., 2012).

Regarding their use as part of the regionalisation process of input-output tables based on individual region estimation models, special attention ought to be paid to a set of questions which, a priori, cannot be automatically solved (Miller & Blair, 2009, p. 76). Issues such as technological implementation, level of professional qualification and industrial development must be taken into account insofar as they may differ substantially depending on which territory we are considering in terms of the reference country (Sargento, 2009) or, alternatively, attention must be paid to the fact that the region in question is not isolated from the environment (Sargento et al., 2012). Similarly, the size of the modelled region will be crucial in assessing the trade interconnection between the region under analysis and those around it. Regional size has been shown to affect the evolution of trade between regions (inter-regional) more significantly than intra-regional or international trade in the face of certain shocks (Jackson & Murray, 2004) and hence must be duly taken into account to optimise the projection process, insofar as an alteration in the production conditions of a given region will lead to an alteration in its volume of purchases and sales among the regions of the country, which can indirectly generate new variations in the levels of production of the region in question.

Riddington et al. (2006) evaluate how well location quotients estimate both coefficients and multipliers in comparison with gravity models using the DREAM methodology applied to Scotland and the United Kingdom. They combine the gravity model with the RAS methodology, recommending this methodology over those based on location quotients with which it compares it, given the goodness of fit in the multipliers obtained.

Sargento et al. (2009; 2012) assess the ability of different methodologies to estimate inter-regional trade on supply and use tables for 14 EU countries to conclude that, on the one hand, the starting values in the process of estimating inter-regional trade are determinant and, on the other hand, that the gravity model that performs most accurately is the one that alternatively estimates the distance decay parameter, known as β , by minimising the following error indicator (Sargento, 2007):

$$I = \sum_s |\sum_r e^{rs} - \sum_r \tilde{e}_0^{rs}| / \sum_r \sum_s e^{rs}, \tag{27}$$

Where e^{rs} and \tilde{e}_0^{rs} are the export flow from region r to region s and the estimated initial export flow, respectively.

In the specific case at hand, attention must be paid to the estimation scenario that assumes a total lack of knowledge about inter-regional flows (Sargento, 2009, p. 2014). Based on prior knowledge of the total sum values of rows and columns of the matrix, the gravity model from (26) is used to approximate the assessment of intermediate transactions:

	Region 1	Region 2	...	Region k	Sum
Region 1	0	z_j^{12}	...	z_j^{1k}	$d_j^{1\text{roc}}$
Region 2	z_j^{21}	0		z_j^{2k}	$d_j^{2\text{roc}}$
...	0
Region k	z_j^{k1}	z_j^{k2}	...	0	$d_j^{k\text{roc}}$
Sum	$m_j^{\text{roc}1}$	$m_j^{\text{roc}2}$...	$m_j^{\text{roc}k}$	$d_j = m_j$

Assuming that the margins of the intermediate consumption matrix between the regions of interest r and s are known, the application of the RAS technique on the gravity equation applied to trade (26) can be considered in the following form:

$$(\tilde{x}^{rs})_{RAS} = J^r \tilde{z}^{rs} L^s = J^r G \frac{(P^r)^{\alpha_1} (P^s)^{\alpha_2}}{(\delta^{rs})^{\alpha_3}} L^s. \quad (28)$$

Where J^r and L^s are the vectors that will guarantee the closest possible fit to the initial matrix.

Following Sargento (2009), the impossibility of knowing the value of certain parameters leads to the following assumptions:

- The parameters α_1 , α_2 and α_3 are assumed to be unitary.
- The degree of specialisation of origin, DS^r , needs to be defined, taking the following form on the basis of export data by product e^k :

$$DS_r^k = \frac{x_r^k / \sum_1^k x_r^k}{\sum_1^k x_r^k / \sum_1^k \sum_1^k x_r^k}. \quad (29)$$

- The scalar G must ensure that the constraint $\sum_s \tilde{z}^{rs} = e^r$ is satisfied, so it will take the value

$$G^r = e^r \left(\sum_s \frac{P^r P^s DS^r}{\delta^{rs}} \right)^{-1}. \quad (30)$$

The gravitational equation will be:

$$\tilde{z}^{rs} = G^r \frac{P^r P^s DS^r}{\delta^{rs}}. \quad (31)$$

As we are dealing exclusively with the bi-regional level, assessing the precision in the estimation of our region of interest and the rest of the country, we can assume the distance to be unitary², i.e., $\delta^{rs} = 1$.

The RAS methodology combined with gravity modelling, applied to inter-regional frameworks, has been applied in different works such as Cai (2022, 2020), Fournier (2020), Sargento et al. (2012), Temursho et al. (2021) or Yamada (2015) by defining as a starting point the set of inter-regional trade variables based on the implementation of a given gravity model and then adjusting these variables to the necessary production and employment margins to obtain an adjusted solution.

Once the three methodologies under study have been introduced, a set of goodness-of-fit statistics – obtained from Valderas et al. (2015) and capable of providing information that allows for adequate discrimination between regionalisation methodologies – is used to compare them.

In the first instance, the goodness-of-fit analysis will be conducted by assessing the value obtained from the implementation of the Weighted Absolute Percentage Error (WAPE) statistic. This statistic is very often used in the input-output field. In order to avoid biases that may occur in the measurement of goodness-of-fit – derived from giving the same weight to all variables without taking into account the weight of each of the evaluated coefficients – this statistic will be able to measure the absolute error percentages, on average, weighted by the weight of each element with respect to the one they were calculated from (Valderas, 2015). It is expressed as follows:

² The recent work by Cai (2022) implements an application of the Gravity-RAS model in which he obtains a significant improvement in the estimation of the distance elasticity of inter-regional trade applied to the case of Italian regions. In particular, it establishes an econometric framework for estimating the distance elasticity of trade between regions within a country using data on trade between different countries.

$$WAPE = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \left(\frac{|x_{ij} - \bar{x}_{ij}|}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n |x_{ij}|} \right). \tag{32}$$

Secondary and complementary to the previous analysis, a set of statistics will be used to enable the confirmation of the information obtained from the result of applying the main statistic, i.e. , the WAPE (27).

Thus, for example, considering that the significance of a coefficient does not derive exclusively from its size, it is considered appropriate to provide a goodness-of-fit measure that allows for the scaling of each variable. Thus, the Weighted Absolute Scaled Error (WASE) statistic will provide a lower sensitivity to anomalous elements, as it is not affected by changes in the scale or size of coefficients (Valderas, 2015). It is defined as:

$$WASE = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \left(\frac{|x_{ij}|}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n |x_{ij}|} \right) \left| \frac{|x_{ij} - \bar{x}_{ij}|}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n |x_{ij} - \bar{x}_{ij}| / mn} \right|. \tag{33}$$

The ρ – SWAPE statistic (29), based on the work developed by Arto et al (2014), can be used in a straightforward way for cross-sectional and inter-method comparisons (Valderas, 2015). Its interpretation is similar to a coefficient of determination – it takes unit value in case of a perfect fit and zero otherwise – and it is defined as:

$$\rho - SWAPE = 100 \left(1 - \frac{SWAPE}{200} \right). \tag{34}$$

Where $SWAPE = 200 \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n \left(\frac{|x_{ij}|}{\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n |x_{ij}|} \right) \left| \frac{x_{ij} - \bar{x}_{ij}}{x_{ij} + \bar{x}_{ij}} \right|$.

With regard to these statistics, which are referred to as subsidiary statistics for the sake of convenience, an analysis is made as to whether they follow the same direction in their interpretation as that obtained by using the main statistic. The results of all statistics are incorporated in Appendix 1.

In order to compare the extended location quotient methodology (Jahn, 2017) with the generalised version of the RAS methodology, the reference used is the input-output table for Spain corresponding to 2015 and that of three Spanish regions differentiated by their relative size in terms of Gross Domestic Product (large, medium and small), Andalusia, the Basque Country and Navarra, which present the symmetrical table for the same year.

3. COMPARISON OF THE PROPOSED METHODOLOGIES

In order to comparatively assess the accuracy of the estimation between the extended location quotient methodology (Jahn, 2017) and the GRAS methodology (Junius & Oosterhaven, 2003) location quotient-based methodologies must be used first. Thus, while Jahn (2017) resorts to the use of the FLQ methodology (Flegg et al., 1995) giving the delta parameter a value of 0.3, it is considered that such a parameterisation could cause a high bias in the estimation, so it is decided to make the comparison with those delta values that minimise the WAPE statistic, considering this estimation as optimal FLQ. In addition, it is considered appropriate to undertake a prior comparison between different methodologies based on location quotients, hence the goodness of fit of the FLQ methodology is compared with that obtained from the use of the 2D-LQ methodology. Regarding this latter methodology, whose value depends on two parameters that smooth the rectification by rows, α , and by columns, β , a similar procedure is followed, selecting those values that minimise the WAPE statistic taken as a reference.

For the estimation of the optimal values of δ , in the case of Spain, the largest possible number of rows/columns is maintained independently in each of them instead of homogenising all the regional tables to the same number of rows and columns. The reason for this is that excessive aggregation into branches can distort the regionalisation process (Flegg and Tohmo, 2013) and may lead to erroneous conclusions, as can be seen in Riddington (2006).

Of the seventeen existing Spanish regions, thirteen of them have an input-output table available, which allows for the application of the procedure in this context.

Spain does not have a multi-regional table and the availability of regional tables is neither standardised nor homogenised across regions. For this reason, the largest number of available regional input-output tables are homogenised in relation to the national tables taken as a reference, between 2005 and 2015 (further information is available in the appendix). First, for these regions, the different location quotient methods analysed are compared using the WAPE statistic.

Table 1 presents the results obtained for the different Spanish Regional Input-Output Tables, indicating the reference year. In the case of the 2D-LQ ratio, all possible combinations of the parameters α and β are tested by giving the parameter α values from 0 to 2 in 0.1 increments, evaluating all possible combinations with the parameter β , which takes all possible values from 0 to 1 in 0.01 increments. It is observed that the cases of Andalusia and the Balearic Islands constitute an exception in the evaluation, insofar as the minimum values of the statistic are obtained with the maximum possible value of α , namely $\alpha = 2$, so the range of values for these two cases is extended, taking values from 0 to 3. Andalusia obtains the minimum WAPE with an $\alpha = 2.7$ while, in the case of the Balearic Islands, the minimum WAPE is obtained with $\alpha = 3$.

As can be seen, the results indicate that it is the 2D-LQ method that obtains greater precision in most Spanish regions. However, the ACILQ ratio does not improve the rest of the ratios, in any case, so it can be stated that the smoothing performed on the CILQ ratio is not enough to improve the estimation when compared to the rest of the ratios.

The absence of a multi-regional input-output table for Spain may be considered a limitation in performing the proposed exercise. The application of the augmented location quotient methodology requires the estimation by means of location quotients of the domestic input-output table of the corresponding region called, in our case, the rest of the country (ROC). Since no such table is available, neither the optimal value of the parameters δ , in the case of FLQ, nor β and β , in the case of 2D-LQ, that minimise the reference statistic can be determined.

Buendía et al. (2022) propose an estimation equation for the parameter δ in the case of FLQ that offers the best estimate of this parameter, understood as the one that minimises the value of the WAPE statistic obtained in the estimation on the reference matrix. In the case of the Spanish regions, the regional δ values are estimated from the following regression equation:

$$\ln\delta = \alpha \ln IROW + \beta \ln IRFT + e \quad (35)$$

where *IROW* is the ratio of the region's propensity to imports from the rest of the world with respect to that of the nation, *IRFT* is the weight of road freight transport flow from other regions in the total freight transport flow, and *e* is the residual.

TABLE 1.
Goodness of fit, according to WAPE, between different types of location quotients and differences with respect to the global optimum value

Region	WAPE				
	FLQ	AFLQ	2D-LQ	ACILQ	MINIMUM
Andalusia 2010	0.607	0.668	0.557	0.629	2D-LQ
Aragon 2005	0.881	0.961	0.922	1.234	FLQ
Principality of Asturias, 2015	0.772	0.902	0.738	0.788	2D-LQ
Balearic Islands 2004	0.759	0.910	0.737	0.759	2D-LQ
Canary Islands 2005	0.849	0.927	0.765	0.890	2D-LQ
Cantabria 2015	0.741	0.795	0.695	0.775	2D-LQ
Castilla-La Mancha 2005	0.731	0.819	0.693	0.760	2D-LQ
Catalonia 2011	0.933	1.294	1.089	0.982	FLQ
Galicia 2011	0.694	0.730	0.632	0.712	2D-LQ
Community of Madrid, 2010	0.779	0.840	0.769	0.894	2D-LQ
Community of Navarra, 2010	0.737	0.869	0.689	0.755	2D-LQ
Basque Country 2015	0.632	0.722	0.632	0.679	FLQ
La Rioja, 2008	0.839	0.864	0.801	0.978	2D-LQ

Source: Authors' calculations for regional IOTs in Spain.

PROPOSED ESTIMATION OF PARAMETER VALUES α, β

Similarly to what happens in the case of the δ parameter for the FLQ and AFLQ ratios, giving values for the parameters that modify the national coefficient in the case of 2D-LQ in regionalisation processes is problematic when no prior regional reference table is available.

The parameters α and β that smooth the rectification applied to the national coefficient matrix, according to the authors, are not associated with each other (López, Incera, & Fernández, 2013; Pereira-Lopez et al., 2020), although both papers establish –in their practical application – ranges of combined optimality between values of α for a given β and, alternatively, a range of values of β for a given α .

Whether the superiority shown in the accuracy of the estimation of the 2D-LQ ratio (table 1) can be considered generalisable or happens on an ad hoc basis needs to be assessed. Therefore, the construction of the 2D-LQ ratio should be reviewed in relation to the procedure established to obtain the values of the parameters α and β , incorporating an assignment of optimal values based on criteria established by economic theory. In this sense, this is a proposal for the estimation of the value of the parameter β which, combined with the range of values of the parameter α , provides a more accurate estimate of the values of the regional coefficients. Furthermore, given that there is greater sensitivity associated with changes in the β parameter compared to changes in the α parameter (Pereira-López et al., 2021), estimating the β parameter is considered crucial.

Therefore, to estimate the parameter β , a regression equation is proposed in which the explanatory variables are road freight transport (origin and destination) and regional size

$$\hat{\beta} = 1.78RS + 0.47FIT + e. \quad (36)$$

where, as noted above, RS represents the regional size measured in terms of GDP, FIT corresponds to the weight of freight transport flow from other regions (inter-regional transport) measured in tonnes over the

total freight transport flow, and e is the residual. The two regressors are statistically significant at 1% and the regression equation has a value of $R^2 = 0.704$

In the case of the parameter estimation equation (smoothing the row rectification from the simple location quotient SLQ), the best specification is achieved in logarithmic terms:

$$\ln \hat{\alpha} = 0.5681 \ln RE - 0.4228 \ln FET + e. \quad (37)$$

where, now, the RE variable represents the relative regional size measured in terms of employment, while the FET variable corresponds to the weight of the transport flow of goods destined for other regions (inter-regional transport) measured in tonnes over the total transport flow of goods, including both the inter-regional transport flow and the transport flow generated within the same region (intra-regional) also measured in tonnes, and e is the residual. The RE and FET variables are statistically significant at 1% and 5%, respectively, and the model has a value of $R^2 = 0.572$. Table 2 presents the estimated α and β values, the WAPE statistic and the relative difference with regard to the optimal WAPE.

As shown, the values of the parameters α and β obtained with the proposed estimation (36) and (37) provide values of the fit statistic whose deviation from the optimum is quite acceptable and, in general, still obtain better values of the statistic than the rest of the methodologies based on location quotients. The largest differences in terms of fit to the optimum are found in the case of the Spanish regions that offer the best estimates with the FLQ methodology.

Once again, the superiority of the 2D-LQ methodology is evident when using the regression procedure proposed in this paper to estimate the values of the parameters α and β . Thus, in 72.7% of the cases the modified 2D-LQ methodology outperforms the best possible estimate obtained from the FLQ methodology using the optimal value of δ in goodness of fit. The only cases in which the results are worse than those obtained using the optimal value of δ are the two archipelagos (Balearic and Canary Islands) and Catalonia.

TABLE 2.
Value of the estimated parameters $\hat{\alpha}$ and $\hat{\beta}$, and value of the WAPE statistic

Region	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	WAPE	Dev. s/optimum 2D-LQ
Andalusia 2010	0.8200	0.3076	56.8420	2.00%
Aragon 2005	0.2145	0.2264	108.1597	22.78%
Principality of Asturias, 2015	0.1933	0.1354	74.7481	1.25%
Balearic Islands 2004	1.2118	0.0453	84.0523	14.06%
Canary Islands 2005	1.1505	0.0683	93.8604	22.63%
Cantabria 2015	0.1217	0.1761	69.9141	0.66%
Castilla-La Mancha 2005	0.2264	0.2395	69.5357	0.41%
Catalonia 2011	0.7939	0.4115	126.6419	35.70%
Galicia 2011	0.4485	0.3010	68.0631	7.70%
Community of Madrid, 2010	0.5362	0.5192	77.1477	0.31%
Community of Navarra, 2010	0.1333	0.0950	72.4648	5.16%
Basque Country 2015	0.3001	0.3568	65.1524	3.13%
La Rioja, 2008	0.0784	0.1859	82.2648	2.72%

Source: Authors' calculations for regional IOTs in Spain.

Nonetheless, insofar as the intention is to undertake a comparison of the global estimation capacity of the Jahn, GRAS and Gravity-RAS methodologies, the comparison should be made on the basis of the result obtained by both location quotient methodologies in order to observe whether the goodness of fit obtained by the FLQ and 2D-LQ methodologies is sustained in successive stages or whether there may be some kind of bias that results in a worse fit depending on the location quotient method used. To this end, three Spanish regions differentiated by their size in terms of GDP will be taken as a reference: Andalusia (13.47%), Basque Country (6.06%) and Navarra (1.68%); as well as the table for Spain (ESA 2010) year 2015³ of the type of product by product which presents 64 homogeneous branches at basic prices. The identification and correspondence of the different branches of activity between the different territories is included in appendix 2.

The proposal put forward to evaluate the different estimation techniques is made under the assumption (compatible with the current statistical reality) that the values corresponding to added value, foreign trade and even final consumption expenditure and gross capital formation⁴ are known beforehand. In this way the analysis is limited to the precision in the estimation of the intermediate consumption matrix. Based on this assumption, the procedure shall be as follows:

Initially, a first estimate of inter-regional trade between each region of interest and the rest of the country is obtained by calculating the residual (15), and both the GRAS technique and the optimisation proposal of Jahn (2017) are assessed.

Alternatively, inter-regional trade is estimated by means of the Gravity-RAS procedure detailed by Sargento (2009) with the implementation of equation (31).

The application proposed in the augmented location quotient procedure (Jahn, 2017) to obtain a first estimate of the bi-regional table (Region of interest - Rest of Spain) starts from the estimate of the added value by branch of activity (obtained by assuming the same ratio with respect to the value of production at both national and regional level) and the initial estimate of the final demand (measured by the relative importance of the added value of each regional product over its corresponding national product). Such a ratio will rectify the corresponding magnitude of the national input-output table. In other words, take

$$\bar{y}_i^r = y_i \frac{v_i^r}{v_i} \quad (38)$$

Knowing the regional share of the national total both in exports es^r and imports ms^r , then

$$\bar{e}_i^r = x_i \times es^r, \quad (39)$$

$$\bar{m}_i^r = m_i \times ms^r. \quad (40)$$

In this paper's analysis, while aiming to determine the bi-regional inter-industrial trade matrix between each region of interest and the region known as the rest of Spain, the rest of the variables included in the input-output model are assumed to be known, as has already been mentioned. In this case, in relation to the GRAS procedure, it involves the reduction of the matrix to be estimated by incorporating new target margins that coincide with the margins of the matrix of expected intermediate consumption. As for the estimation technique proposed by Jahn (2017), both the optimisation objective function and the constraints are limited to what is stated in problem (14).

³ <https://www.ine.es/index.htm>

⁴ Certainly, the values corresponding to Final Consumption Expenditure, both for households and NPISHs and Public Administrations, as well as those corresponding to Gross Fixed Capital Formation and change in inventories, are values that are difficult to estimate in scenarios where no prior input-output framework is available. Nevertheless, this assumption has been forced in order to assess both the adjustment capacity of the cross-industry trade matrices of the bi-regional table and the importance, in terms of estimation precision, of having an adequate approximation to the true values of such items.

3.1. GOODNESS OF FIT ON TECHNICAL COEFFICIENTS

Following the process previously described and taking the WAPE statistic as the primary reference, the augmented location quotient methodology (Jahn, 2017), known as the Jahn methodology, the GRAS methodology, and the Gravity-RAS methodology developed by Sargento (2008) have been compared for the regions Basque Country, Andalusia, and Navarra.

Once a first version has been calculated by applying the location quotient methodologies and obtaining the residual, it is interesting to know whether the result obtained is relevant when applying one or the other location quotient methodology. And then, whether the adjustment obtained through the optimisation proposed by Jahn (2017) can be improved, either through a better adjustment in the domestic matrix or through a better estimation of the inter-regional import matrix after using a different methodology (Gravity-RAS) with respect to the estimation of imports.

It should be noted that the location quotient methodology used is relevant to obtain a better result. Thus, table 3 shows that the 2D-LQ methodology generally obtains better results than the FLQ methodology, taking into account that both methodologies have been implemented by applying the so-called optimal parameters with respect to the domestic coefficient matrices.

TABLE 3.
WAPE statistic values by region and applied methodologies distinguishing between domestic coefficients (Z11) and inter-regional import coefficients (Z21)

Region	Methodology	Z11		Z21	
		FLQ	2DLQ	FLQ	2DLQ
Andalusia	JAHN	0.607	0.558	1.001	0.872
	GRAS	0.685	0.598	1.172	0.894
	GRAVITY - RAS	0.618	0.592	1.064	0.944
Community of Navarra	JAHN	0.716	0.682	0.958	0.784
	GRAS	0.694	0.674	0.838	0.776
	GRAVITY - RAS	0.699	0.675	2.019	0.992
Basque Country	JAHN	0.634	0.608	1.344	0.908
	GRAS	0.809	0.609	0.813	0.876
	GRAVITY - RAS	0.822	0.666	0.867	0.824

Best estimates are shaded in the table.

Source: Authors' calculations for regional IOTs in Spain.

When using bi-dimensional 2D-LQ location quotients in two of the estimated regions, it is the Jahn methodology that obtains the best fit in the matrix of household coefficients. Only in the case of Navarra, a small region, does the GRAS methodology obtain a result that is 1.15% better than that obtained using the Jahn technique.

The use of the Gravity - RAS technique does not, in any case, provide the best fit with respect to the matrix of domestic technical coefficients.

Regarding the matrix of inter-regional coefficients, it cannot be concluded that one technique is superior to another. The 2D-LQ methodology combined with the Jahn methodology gives the best result for the large region, while the GRAS methodology gives a better fit in the other two regions, giving a better fit combined with 2D-LQ in the small region (Navarra) and combined with FLQ in the medium-sized region (Basque Country). It can be seen that a higher accuracy obtained in the application of the location quotient technique implies an improvement in the accuracy of the secondary adjustment technique with respect to the result. Thus, it is evident that the application of the Gravity-RAS technique to the matrices obtained from FLQ does not, in any case, provide the best possible adjustment either in the domestic

matrix or in the inter-regional imports matrix, while using the more precise 2D-LQ quotient satisfactory results are obtained through the Gravity-RAS technique.

3.2 GOODNESS OF FIT OVER MULTIPLIERS

Table 4 shows the goodness of fit on the Leontief multipliers obtained by applying each of the proposed methodologies, comparing the application of the different location quotient methodologies in parallel.

TABLE 4.
Values of the WAPE statistic obtained on the Leontief multipliers

Region	Methodology	FLQ	2DLQ
Andalusia	JAHN	0.177	0.166
	GRAS	0.205	0.197
	GRAVITY - RAS	0.198	0.194
Community of Navarra	JAHN	0.194	0.192
	GRAS	0.199	0.192
	GRAVITY - RAS	0.192	0.188
Basque Country	JAHN	0.182	0.181
	GRAS	0.261	0.185
	GRAVITY - RAS	0.264	0.217

Best estimates are shaded in the table.

Source: Authors' calculations for regional IOTs in Spain.

This shows that, except in the case of the small region of Navarra, the best combination always occurs with the use of the 2D-LQ methodology and the application of the procedure established by Jahn. In the case of Navarra, the Gravity-RAS methodology combined with the use of the 2D-LQ methodology is 2.43% more accurate than the Jahn methodology.

4. CONCLUSIONS

This paper compares the goodness of fit in regionalisation processes of different methodologies: a novel one that was called the Jahn methodology (Jahn, 2017), based on the use of augmented location quotients; a second one that is the GRAS methodology (Junius & Oosterhaven, 2003), widely used for its comparative accuracy; and the Gravity-RAS methodology proposed by Sargento (2009), that combines the gravity model and the RAS technique.

The first prescription derived from this research is that to make a first approximation to the estimation of the domestic intermediate input matrix by applying the FLQ and 2D-LQ location quotients – in which the optimal value of parameters δ , in the case of FLQ, and α and β , in the case of 2D-LQ must be determined – the most efficient proposal (that minimises the error) is the one that estimates the value of these parameters from a regression equation. In this, the regressors are, in the case of δ , the ratio of the region's propensity to imports from the rest of the world with respect to that of the nation and the weight of road freight transport flow from other regions in the total freight transport flow, and in the case of the parameters α y β , the regional size measured in terms of GDP and the weight of freight transport flow from other regions (inter-regional transport) over the total freight transport flow. Concerning the determination of the optimal δ the minimisation problem of the WAPE statistic is posed and solved with the General Algebraic Modeling System (GAMS) software. The calculation of these values improves by obtaining a lower value of the statistic than those obtained by minimising the statistic on a set of different values of δ in the interval [0,1] (generally 99 values in increments of 0.01).

A second recommendation that emerges from this paper is the superiority of the 2D-LQ bi-dimensional location quotient estimation over the FLQ methodology, systematically achieving better results.

The results of the comparative analysis of the different methodologies show that the implementation of a first approximation to inter-regional trade based on the residue obtained by applying the Jahn methodology offers better results than the GRAS methodology with respect to the estimation of the domestic intermediate input matrix. More specifically, the Jahn methodology obtains the most accurate results in the estimation of domestic coefficients in two of the three regions analyzed.

On the other hand, when inter-regional trade is approached in a different way – specifically by means of the Gravity-RAS methodology – other than the one implemented from the residual (15), the result does not improve. Therefore, it can be concluded that the technique for estimating inter-regional trade using the Jahn methodology is preferable when there is no prior input-output framework to serve as a basis for implementation.

However, it must be emphasized that, due to the small number of regions considered and the few differences in the accuracy of the methods analyzed, the results obtained must be interpreted with caution.

A third conclusion to be drawn from the previous results is the greater suitability of hybrid procedures for estimating the demand for domestic intermediate inputs and inter-regional trade. Thus, the use of 2D-LQ bi-dimensional location quotients and the Jahn methodology is considered more appropriate for estimating the household intermediate input table. In contrast, in the estimation of the inter-regional coefficient matrix, it cannot be concluded that one technique is superior to the other. In fact, for each of the three regions estimated, the best approximation to the inter-regional coefficient matrix is obtained with a different methodology.

Regarding the estimation of output multipliers, the Jahn methodology also remains clearly superior to the GRAS methodology, even though in the case of the smaller region the Gravity RAS methodology offers a better goodness-of-fit.

In summary, the choice of the procedure method used in the estimation of regional input-output tables should be subject to obtaining the best goodness of fit, and under this premise, it can be concluded that the Jahn methodology is, within the hybrid procedures, an efficient methodology; its application in the field of regionalisation is highly recommended in situations where no prior input-output framework is available.

REFERENCES

- Arto, I., Rueda-Cantuche, J. M., & Peters, G. P. (2014). Comparing the gtap-mrio and wiod databases for carbon footprint analysis. *Economic Systems Research*, 26(3), 327–353. <https://doi.org/10.1080/09535314.2014.939949>
- Bakhtiari, S., & Dehghanizadeh, M. (2012). Proposing a new version of location quotients for estimating regional input-output coefficients: A case study of Iran's Yazd province. *African Journal of Business Management*, 6(23), 6903–6909. <https://doi.org/10.5897/AJBM11.2934>
- Boero, R., Edwards, B. K., & Rivera, M. K. (2018). Regional input-output tables and trade flows: an integrated and interregional non-survey approach. *Regional Studies*, 52(2), 225–238. <https://doi.org/10.1080/00343404.2017.1286009>
- Bonfiglio, A. (2009). On the parameterization of techniques for representing regional economic structures. *Economic Systems Research*, 21(2), 115–127. <https://doi.org/10.1080/09535310902995727>
- Boomsma, P., & Oosterhaven, J. (1992). A double-entry method for the construction of bi-regional input-output tables. *Journal of Regional Science*, 32(3), 269–284. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.1992.tb00186.x>

- Buendía, J.D., Martínez, R., & Sánchez, M.M. (2022). A new proposal to model regional input–output structures using location quotients. An application to Korean and Spanish regions. *Papers in Regional Science*, 101(5), 1201–1237. <https://doi.org/10.1111/pirs.12692>
- Cai, M. (2020). Doubly constrained gravity models for interregional trade estimation. *Papers in Regional Science*, 100(2), 455–474. <https://doi.org/10.1111/pirs.12581>
- Cai, M. (2022). A calibrated gravity model of interregional trade. *Spatial Economic Analysis*. <https://doi.org/10.1080/17421772.2022.2081715>
- Dietzenbacher, E., & Miller, R.E. (2009). Ras-ing the transactions or the coefficients: It makes no difference. *Journal of Regional Science*, 49(3), 555–566. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2008.00598.x>
- Flegg, A. T., Webber, C. D., & Elliott, M. V. (1995). On the Appropriate Use of Location Quotients in Generating Regional Input–Output Tables. *Regional Studies*, 29(6), 547–561. <https://doi.org/10.1080/00343409512331349173>
- Flegg, A. T., & Webber, C. D. (1997). On the Appropriate Use of Location Quotients in Generating Regional Input–Output Tables: Reply. *Regional Studies*, 31(8), 795–805. <https://doi.org/10.1080/713693401>
- Flegg, A. T., & Tohmo, T. (2013). Regional Input–Output Tables and the FLQ Formula: A Case Study of Finland. *Regional Studies*, 47(5), 703–721. <https://doi.org/10.1080/00343404.2011.592138>
- Flegg, A. T., & Tohmo, T. (2019). The regionalization of national input-output tables: A study of South Korean regions. *Papers in Regional Science*, 98(2), 601–620. <https://doi.org/10.1111/pirs.12364>
- Flegg, A. T., & Webber, C. D. (1997). On the appropriate use of location quotients in generating regional input-output tables: reply. *Regional Studies*. <https://www.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/713693401>
- Flegg, A. T., & Webber, C. D. (2000). Regional size, regional specialization and the FLQ formula. *Regional Studies*, 34(6), 563–569. <https://doi.org/10.1080/00343400050085675>
- Flegg, A. T., Webber, C. D., & Elliott, M. V. (1997). On the appropriate use of location quotients in generating regional input–output tables. *Regional Studies*, 31(8), 795–805. <https://rsa.tandfonline.com/doi/abs/10.1080/00343409512331349173>
- Flegg, A. T., Huang, Y., & Tohmo, T. (2014). *Cross-hauling and regional input-output tables: the case of the province of Hubei, China* (No. 1310; Economics Working Paper Series).
- Flegg, A. T., Lamonica, G. R., Chelli, F. M., Recchioni, M. C., & Tohmo, T. (2021). A new approach to modelling the input – output structure of regional economies using non - survey methods. In *Journal of Economic Structures*. Springer Berlin Heidelberg. <https://doi.org/10.1186/s40008-021-00242-8>
- Flegg, A. T., Mastronardi, L. J., & Romero, C. A. (2014). *Empirical evidence on the use of the FLQ formula for regionalizing national input-output tables: The case of the Province of Córdoba, Argentina Economics Working Paper Series Empirical Evidence on the Use of the FLQ Formula for Regionalizing National Input*.
- Flegg, A. T., & Tohmo, T. (2019). The regionalization of national input-output tables: A study of South Korean regions: Papers and Proceedings. *Papers in Regional Science*, 98(2), 601–620. <https://doi.org/10.1111/pirs.12364>
- Fournier, J. G. (2020). On the accuracy of gravity-RAS approaches used for inter-regional trade estimation: evidence using the 2005 inter-regional input–output table of Japan. *Economic Systems Research*, 5314(4), 521–539. <https://doi.org/10.1080/09535314.2020.1753662>
- Greaney, T. M., & Kiyota, K. (2020). *The Gravity Model and Trade in Intermediate Inputs* (Issue January).

- Günlük-Senesen, G., & Bates, J. M. (1988). Some Experiments with Methods of Adjusting Unbalanced Data Matrices. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (Statistics in Society)*, 151(3), 473. <https://doi.org/10.2307/2982995>
- Hermannsson, K. (2016). Beyond Intermediates: The Role of Consumption and Commuting in the Construction of Local Input–Output Tables. *Spatial Economic Analysis*, 11(3), 315–339. <https://doi.org/10.1080/17421772.2016.1177194>
- Holý, V., & Šafr, K. (2022). Disaggregating input–output tables by the multidimensional RAS method: a case study of the Czech Republic. *Economic Systems Research*, <https://doi.org/10.1080/09535314.2022.2091978>
- Holt, J. (2017). *Approaches to estimating regional input-output tables June 2017* (Issue June).
- Huang, W., Kobayashi, S., & Tanji, H. (2008). Updating an input–output matrix with sign-preservation: Some improved objective functions and their solutions. *Economic Systems Research*, 20, 111–123.
- Isard, W. (1951). Interregional and regional input–output analysis: a model of a space-economy. *The Review of Economics and Statistics*. <https://www.jstor.org/stable/1926459>
- Isard, W. (1960). *Methods of Regional Analysis: an Introduction to Regional Science*. The Technology Press of MIT and John Wiley and Sons.
- Isard, W., Azis, I. J., Drennan, M. P., Miller, R. E., Saltzman, S., & Thorbecke, E. (2017). Methods of Interregional and Regional Analysis. In *Methods of Interregional and Regional Analysis*. Routledge. <https://doi.org/10.4324/9781315249056>
- Jackson, R. W., & Murray, A. T. (2004). Alternative input–output matrix updating formulations. *Economic Systems Research*, 16(2), 135–148. <https://doi.org/10.1080/0953531042000219268>
- Jahn, M. (2017). Extending the FLQ formula: a location quotient-based interregional input–output framework. *Regional Studies*, 51(10), 1518–1529. <https://doi.org/10.1080/00343404.2016.1198471>
- Jahn, M., Flegg, A. T., & Tohmo, T. (2020). Testing and implementing a new approach to estimating interregional output multipliers using input–output data for South Korean regions. *Spatial Economic Analysis*, 1772(2), 165–185. <https://doi.org/10.1080/17421772.2020.1720918>
- Junius, T., & Oosterhaven, J. (2003). The solution of updating or regionalizing a matrix with both positive and negative entries. *Economic Systems Research*, 15(1), 87–96. <https://doi.org/10.1080/0953531032000056954>
- Kowalewski, J. (2015). Regionalization of National Input–Output Tables: Empirical Evidence on the Use of the FLQ Formula. *Regional Studies*, 49(2), 240–250. <https://doi.org/10.1080/00343404.2013.766318>
- Kratena, K., Streicher, G., Temurshoev, U., Amores, A. F., Arto, I., Mongelli, I., Neuwahl, F., Rueda-Cantuche, J. M., & Andreoni, V. (2013). FIDELIO 1: Fully Interregional Dynamic Econometric Long-term Input-Output Model for the EU27. In *JRC Scientific and Policy Reports*. <https://doi.org/10.2791/17619>
- Krebs, O. (2020). RIOTs in Germany - Constructing an interregional input-output table for Germany. In *papers.ssrn.com*. <https://doi.org/10.15496/publikation-40407>
- Lamonica, G. R., & Chelli, F. M. (2018). The performance of non-survey techniques for constructing sub-territorial input–output tables. *Papers in Regional Science*, 97(4), 1169–1202. <https://doi.org/10.1111/pirs.12297>
- Lampiris, G., Karelakis, C., & Loizou, E. (2019). Comparison of non-survey techniques for constructing regional input–output tables. *Annals of Operations Research*, 294(1–2), 225–266. <https://doi.org/10.1007/s10479-019-03337-5>

- Lemelin, A. (2009). A GRAS variant solving for minimum information loss. *Economic Systems Research*, 21, 399–408.
- Lenzen, M., Gallego, B., & Wood, R. (2006). A flexible approach to matrix balancing under partial information. *Journal of Applied Input–Output Analysis*, 11 & 12, 1–24.
- Lenzen, M., Gallego, B., & Wood, R. (2009). Matrix balancing under conflicting information. *Economic Systems Research*, 21(1), 23–44. <https://doi.org/10.1080/09535310802688661>
- Lenzen, M., Moran, D. D., Geschke, A., & Kanemoto, K. (2014). A non-sign-preserving RAS variant. *Economic Systems Research*, 26(2), 197–208.
- Lenzen, M., Wood, R., & Gallego, B. (2007). Some comments on the GRAS method. *Economic Systems Research*, 19(4), 461–465.
- Mastronardi, L. J., & Romero, C. A. (2012). *A non-survey estimation for regional input-output tables. An application for Buenos Aires City*. <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/37006/>
- McCann, P., & Dewhurst, J. H. (1998). Regional size, industrial location and input-output expenditure coefficients. In *Regional Studies* (Vol. 32, Issue 5).
- Miller, R. E., & Blair, P. D. (2009). *Input-Output Analysis Foundations and Extensions Second Edition*. <https://books.google.es/books?hl=es&lr=&id=viHaAgAAQBAJ&oi=fnd&pg=PR24&dq=location+quotient+input+output&ots=grBketkUaV&sig=Hm7oeCN4HiqUTtPq58BtTz9dWZI>
- Mínguez, R., Oosterhaven, J., & Escobedo, F. (2009). Cell-corrected RAS method (CRAS) for updating or regionalizing an input-output matrix. *Journal of Regional Science*, 49(2), 329–348. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9787.2008.00594.x>
- Oosterhaven, J., Piek, G., & Stelder, D. (1986). Theory and practice of updating regional versus interregional interindustry tables. *Papers in Regional Science*, 59(1), 57–72. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5597.1986.tb00982.x>
- Paelinck, J., & Waelbroeck, J. (1963). Etude empirique sur l'évolution de coefficients 'input–output': essai d'application de la procédure RAS de Cambridge au tableau industriel belge. *Economie Appliquee*, 16, 81–111.
- Pereira-López, X., Carrascal, A., & Fernández, M. (2013). Advances in updating input-output tables: its relevance for the analysis of regional economies. *Revista Portuguesa de Estudos Regionais*, 33, 3–12.
- Pereira-López, X., Sánchez-Chóez, N.G., & Fernández-Fernández, M. (2021) Performance of bidimensional location quotients for constructing input–output tables. *Journal of Economic Structures* 10, 7. <https://doi.org/10.1186/s40008-021-00237-5>
- Pereira-López, X., Sánchez-Chóez, N.G., & Fernández-Fernández, M. (2022). Spotting Error Patterns in Input–Output Projections Using Location Quotients. *Mathematics*, 10, 1474. <https://doi.org/10.3390/math10091474>
- Ramos, M. C. (1998). *Estimación Indirecta de Coeficientes Input-Output* (153/98).
- Riddington, G., Gibson, H., & Anderson, J. (2006). Comparison of gravity model, survey and location quotient-based local area tables and multipliers. *Regional Studies*, 40(9), 1069–1081. <https://doi.org/10.1080/00343400601047374>
- Round, J. I. (1983). Nonsurvey Techniques: A Critical Review of the Theory and the Evidence. *International Regional Science Review*, 8(3), 189–212. <https://doi.org/10.1177/016001768300800302>
- Sargento, A. L. M. (2007). Empirical examination of the gravity model in two different contexts: Estimation and explanation. *Jahrbuch Fur Regionalwissenschaft*, 27(2), 103–127. <https://doi.org/10.1007/s10037-007-0013-8>

- Sergento, A. L.M. (2009). *Regional input-output tables and models Interregional trade estimation and input-output modelling based on total use rectangular tables*. Universidade de Coimbra.
- Sergento, A. L. M., Ramos, P. N., & Hewings, G. J. D. (2012). Inter-regional trade flow estimation through non-survey models: An empirical assessment. *Economic Systems Research*, 24(2), 173–193. <https://doi.org/10.1080/09535314.2011.574609>
- Schaffer, W. A., & Chu, K. (1969). Nonsurvey techniques for constructing regional interindustry models. *Papers of the Regional Science Association*, 23(1), 83–101. <https://doi.org/10.1007/BF01941876>
- Stone, R. (1961). Input-Output and National Accounts. Paris. *Organization for Economic Cooperation and Development*.
- Temursho, U., Oosterhaven, J., & Cardenete, M. A. (2021). A multiregional generalized RAS updating technique. *Spatial Economic Analysis*, 16 (3), 271-28.
- Temurshoev, U., Miller, R. E., & Bouwmeester, M. C. (2013). A note on the GRAS method. *Economic Systems Research*, 25(3), 361–367. <https://doi.org/10.1080/09535314.2012.746645>
- Temurshoev, U., & Timmer, M. P. (2010). *Joint Estimation of Supply and Use Tables Joint Estimation of Supply and Use Tables* * (GD-116). www.wiod.org
- Temurshoev, U., & Timmer, M. P. (2011). Joint estimation of supply and use tables. *Papers in Regional Science*, 90(4), 863–882. <https://doi.org/10.1111/j.1435-5957.2010.00345.x>
- Thissen, M., Di Comite, F., Kancs, A., & Potters, L. (2014). *Modelling Inter-Regional Trade Flows Data and Methodological Issues in RHOMOLO Working Papers A series of short papers on regional research and indicators produced by the Directorate-General for Regional Policy*. <https://doi.org/10.2776/871154>
- Többen, J., & Kronenberg, T. H. (2015). Construction of multi-regional input–output tables using the charm method. *Economic Systems Research*, 27(4), 487–507. <https://doi.org/10.1080/09535314.2015.1091765>
- Valderas-Jaramillo, J. M., Rueda, J. M., Olmedo, E., & Beutel, J. (2019). Projecting supply and use tables: new variants and fair comparisons. *Economic Systems Research*, 31(3) 423-444 <https://doi.org/10.1080/09535314.2018.1545221>
- Valderas- Jaramillo, J.M., Amores, A.F., Oliva-Mora, J.R., & Boniquito-Fernández, S. (2019). Provincialización de tablas de Origen y Destino mediante SUT-RAS tridimensional (3D-SUT-RAS): desarrollo y aplicación al caso andaluz. VIII Jornadas de Análisis input–output, organized by the Hispanoamerican Society of input–output Analysis (SHAIO), <https://doi.org/10.13140/RG.2.2.25012.37763>
- Valderas-Jaramillo, J. M. (2015). *Actualización de marcos input-output a través de métodos de proyección. Estudio, aplicación y evaluación empírica en tablas de origen y de destino a precios básicos de vario países de la Unión Europea*. Universidad de Sevilla.
- Valderas-Jaramillo, J. M., & Rueda-Cantuche, J.M. (2021). The multidimensional nD-GRAS method: Applications for the projection of multiregional input–output frameworks and valuation matrices. *Papers in Regional Science*, 100, 1599–1624.
- Wang, Z., & Canning, P. (2004). *A Flexible Modeling Framework to Estimate Interregional Trade Patterns and Input-Output Accounts*. The World Bank. <https://doi.org/10.1596/1813-9450-3359>
- Yamada, M. (2015). Construction of a multi-regional input-output table for Nagoya metropolitan area, Japan. *Journal of Economic Structures*, 4(1). <https://doi.org/10.1186/s40008-015-0022-7>
- Zhao, X., & Choi, S. G. (2015). On the regionalization of input–output tables with an industry-specific location quotient. *Annals of Regional Science*, 54(3), 901–926.

ORCID

José Daniel Buendía Azorín <https://orcid.org/0000-0001-9302-7971>

Rubén Martínez Alpañez <https://orcid.org/0000-0002-3663-3171>

María del Mar Sánchez de la Vega <https://orcid.org/0000-0002-8647-6215>

APPENDICES

A1. Complementary statistics on the matrix of interregional coefficients

Region	Methodology	WAPE		ρ -SWAPE		WASE	
		FLQ	2DLQ	FLQ	2DLQ	FLQ	2DLQ
Andalusia	JAHN	1.0010	0.8720	0.7050	0.6590	0.2090	0.2358
	GRAS	1.1720	0.8940	0.5694	0.6388	0.2545	0.2453
	Gravity - RAS	1.0640	0.9440	0.6717	0.6362	0.2222	0.2489
Community of Navarra	JAHN	0.9580	0.7840	0.7193	0.7176	0.0707	0.0872
	GRAS	0.8380	0.7760	0.7223	0.7181	0.0819	0.0899
	Gravity - RAS	2.0190	0.9920	0.6446	0.7068	0.0997	0.0789
Basque Country	JAHN	1.3440	0.9080	0.7290	0.7504	0.1048	0.0964
	GRAS	0.8130	0.8760	0.7127	0.7501	0.1198	0.0982
	Gravity - RAS	0.8670	0.8240	0.6840	0.7333	0.1294	0.1095

Source: authors' calculations for Spain regional IOTs.

A1. Complementary statistics on multipliers

Region	Methodology	WAPE		ρ -SWAPE		WASE	
		FLQ	2DLQ	FLQ	2DLQ	FLQ	2DLQ
Andalusia	JAHN	0.6070	0.5580	0.8377	0.8433	0.0289	0.0323
	GRAS	0.6850	0.5980	0.8068	0.8083	0.0319	0.0423
	Gravity - RAS	0.6180	0.5920	0.8067	0.8123	0.0403	0.0413
Community of Navarra	JAHN	0.7160	0.6820	0.8035	0.8044	0.0462	0.0474
	GRAS	0.6940	0.6740	0.7852	0.8033	0.0539	0.0491
	Gravity - RAS	0.6990	0.6750	0.8032	0.8164	0.0481	0.0445
Basque Country	JAHN	0.6340	0.6080	0.8209	0.8253	0.0372	0.0369
	GRAS	0.8090	0.6080	0.6670	0.8191	0.0630	0.0384
	Gravity - RAS	0.8220	0.6660	0.6570	0.7697	0.0643	0.0479

Source: authors' calculations for Spain regional IOTs.

A2. Classification of Economic Activities of Spanish Input-Output Table. 2015

NACE (Rev_2)	Activities
01	Crop and animal production. hunting and related service activities
02	Forestry and logging
03	Fishing and aquaculture
05-09	Mining and quarrying
10-12	Manufacture of food products. beverages and tobacco
13-15	Manufacture of textiles. wearing apparel. leather and related products
16	Manufacture of wood and of products of wood and cork. except furniture; manufacture of articles of straw and plaiting materials
17	Manufacture of paper and paper products
18	Printing and reproduction of recorded media
19	Manufacture of coke and refined petroleum products
20	Manufacture of chemicals and chemical products
21	Manufacture of basic pharmaceutical products and pharmaceutical preparations
22	Manufacture of rubber and plastic products
23	Manufacture of other non-metallic mineral products
24	Manufacture of basic metals
25	Manufacture of fabricated metal products. except machinery and equipment
26	Manufacture of computer. electronic and optical products
27	Manufacture of electrical equipment
28	Manufacture of machinery and equipment n.e.c.
29	Manufacture of motor vehicles. trailers and semi-trailers
30	Manufacture of other transport equipment
31-32	Manufacture of furniture and other manufacturing
33	Repair and installation of machinery and equipment
35	Electricity. gas. steam and air conditioning supply
36	Water collection. treatment and supply
37-39	Sewerage; Waste collection. treatment and disposal activities; materials recovery; Remediation activities and other waste management services
41-43	Construction of buildings; Civil engineering; Specialised construction activities
45	Wholesale and retail trade and repair of motor vehicles and motorcycles
46	Wholesale trade. except of motor vehicles and motorcycles
47	Retail trade. except of motor vehicles and motorcycles
49	Land transport and transport via pipelines
50	Water transport
51	Air transport
52	Warehousing and support activities for transportation
53	Postal and courier activities
55-56	Accommodation; Food and beverage service activities

A2. Classification of Economic Activities of Spanish Input-Output Table. 2015 CONT.

NACE (Rev_2)	Activities
58	Publishing activities
59-60	Motion picture, video and television programme production, sound recording and music publishing activities; Programming and broadcasting activities
61	Telecommunications
62-63	Computer programming, consultancy and related activities; Information service activities
64	Financial service activities, except insurance and pension funding
65	Insurance, reinsurance and pension funding, except compulsory social security
66	Activities auxiliary to financial services and insurance activities
68	Real estate activities
69-70	Legal and accounting activities; Activities of head offices; management consultancy activities
71	Architectural and engineering activities; technical testing and analysis
72	Scientific research and development
73	Advertising and market research
74-75	Other professional, scientific and technical activities; Veterinary activities
77	Rental and leasing activities
78	Employment activities
79	Travel agency, tour operator and other reservation service and related activities
80-82	Security and investigation activities; Services to buildings and landscape activities; Office administrative, office support and other business support activities
84	Public administration and defence; compulsory social security
85	Education
86	Human health activities
87-88	Residential care activities; Social work activities without accommodation
90-92	Creative, arts and entertainment activities; Libraries, archives, museums and other cultural activities; Gambling and betting activities
93	Sports activities and amusement and recreation activities
94	Activities of membership organisations
95	Repair of computers and personal and household goods
96	Other personal service activities
97-98	Activities of households as employers of domestic personnel; Undifferentiated goods- and services-producing activities of private households for own use

A2 Correspondence of the different branches of activity between the different territories

Spain NACE_Rev 2	Spain-Andalusia NACE_Rev 2	Spain-Basque Country NACE_Rev 2	Spain-Navarra NACE_Rev 2)
01	01	01	01
02	02	02	02-03
03	03	03	
05-09	05-09	05-09	05 a 09. 19
10-12	10-12	10-12	10-12
13-15	13-15	13-15	13-15
16	16	16	16
17	17	17	17
18	18	18	18
19	19	19	
20	20	20	20
21	21	21	21
22	22	22	22
23	23	23	23
24	24	24	24
25	25	25	25
26	26	26	26
27	27	27	27
28	28	28	28
29	29	29	29
30	30	30	30
31-32	31-32	31-32	31-32
33	33	33	33
35	35	35	35
36	36	36	36
37-39	37-39	37-39	37-38-39
41-43	41-43	41-43	41-42-43
45	45	45	45
46	46	46	46
47	47	47	47
49	49	49	49-50-51
50	50 - 51	50	
51		51	
52	52	52	52
53	53	53	53
55-56	55-56	55-56	55-56
58	58	58	58

A2 Correspondence of the different branches of activity between the different territories CONT.

Spain NACE_Rev 2	Spain-Andalusia NACE_Rev 2	Spain-Basque Country NACE_Rev 2	Spain-Navarra NACE_Rev 2)
59-60	59-60	59-60	59-60
61	61	61	61
62-63	62-63	62-63	62-63
64	64	64	64
65	65	65	65
66	66	66	66
68	68	68	68
69-70	69-70	69-70	69-70
71	71	71	71
72	72	72	72
73	73	73	73
74-75	74-75	74-75	74-75
77	77	77	77
78	78	78	78
79	79	79	79
80-82	80-82	80-82	80-82
84	84	84	84
85	85	85	85
86	86	86	86
87-88	87-88	87-88	87-88
90-92	90-92	90-92	90-92
93	93	93	93
94	94	94	94
95	95	95	95
96	96	96	96
97-98	97-98	97-98	97-98





Junta Directiva

Presidente: Fernando Rubiera Morollón

Secretario: Rosina Moreno Serrano

Tesorero: Vicente Budí Orduña

Vocales:

André Carrascal Incera (Comisión Ejecutiva)

Ángeles Gayoso Rico (Comisión Ejecutiva)

Juan de Lucio Fernández (Comisión Ejecutiva)

María José Murgui García (Comisión Ejecutiva)

Juan Carlos Rodríguez Cohard (Comisión Ejecutiva)

José Antonio Camacho Ballesta (A. Andaluza)

Jaime Vallés Jimenéz (A. Aragonesa)

Ana Viñuela Jiménez (A. Asturiana)

Adolfo Maza Fernández (A. Cantabria)

José Manuel Díez Modino (A. Castellano-Leonesa)

Agustín Pablo Álvarez Herranz (A. Castellano-Manchega)

Àlex Costa Sáenz de San Pedro (A. Catalana)

Alberto Franco Solís (A. Extremeña)

Xesús Pereira López (A. Gallega)

Raúl Mínguez Fuentes (A. Madrileña)

José Antonio Illán Monreal (A. Murciana)

Luisa Alamá Sabater (A. Valenciana)

Amaia Altuzarra Artola (A. Vasca y Navarra)

La AECR forma parte de la ERS (European Regional Science Association) y asimismo de la RSAI (Regional Science Association International).

Sus objetivos fundamentales son:

- Promover la Ciencia Regional como materia teórica y aplicada al territorio proveniente de la confluencia sobre el mismo de disciplinas y campos científicos diferentes que contribuyan a un desarrollo armónico y equilibrado del hombre, medio y territorio.
- Crear un foro de intercambio de experiencias favoreciendo la investigación y difusión de métodos, técnicas e instrumentos que afecten a la Ciencia Regional.
- Promover relaciones e intercambios a nivel internacional sobre Ciencia Regional.
- Impulsar el estudio de la Ciencia Regional en los centros docentes y de investigación.
- Promover publicaciones, conferencias y cualquier otra actividad que reviertan en una mejora del análisis y las acciones regionales.
- Colaborar con la Administración Pública, a todos los niveles, para una mejor consecución de los fines de la asociación y el desarrollo del Estado de las Autonomías.
- La asistencia técnica a la Administración Pública u otras instituciones, públicas o privadas, así como a la cooperación internacional en el ámbito de sus objetivos.

Más información:

Conxita Rodríguez i Izquierdo

Teléfono y Fax: +34 93 310 11 12 - E-mail: info@aecr.org

Página web: www.aecr.org

Este número ha sido patrocinado por la **Dirección General de Fondos Europeos** y cofinanciado por el **FEDER** (Fondo Europeo de Desarrollo Regional)



"Una manera de hacer Europa"



Asociación Española de Ciencia Regional
C/ Viladomat, 321, entresuelo 08029 Barcelona
Teléfono y Fax: +34 93 310 11 12
E-mail: info@aecr.org www.aecr.org