

Recuadro 1.1

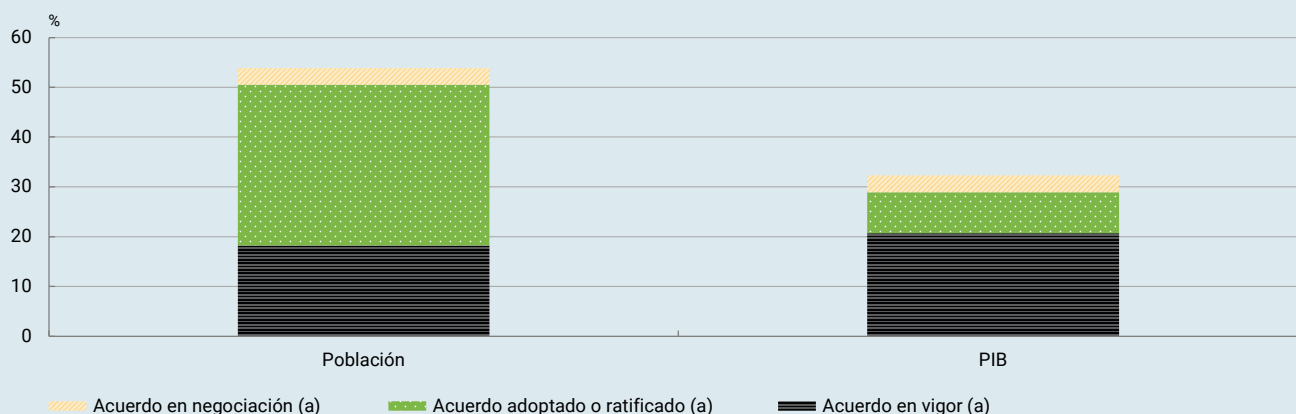
BENEFICIOS DE LOS ACUERDOS COMERCIALES ALCANZADOS RECIENTEMENTE POR LA UNIÓN EUROPEA

En los últimos años, la Unión Europea (UE) ha intensificado su agenda de acuerdos comerciales con distintos socios como parte de una estrategia destinada a diversificar alianzas y reducir dependencias estratégicas en un entorno geopolítico cada vez más incierto. Esta agenda se orienta a reforzar vínculos económicos con un conjunto amplio de socios —entre ellos, Mercosur, la India, Indonesia y Australia, así como varias economías del Sudeste Asiático— que, según la agregación considerada en este recuadro, representan en torno al 35 % de la población mundial y cerca del 10 % del PIB global (véase gráfico 1).

En particular, los acuerdos recientes de amplio alcance con Mercosur, la India, Indonesia y Australia incluyen una profunda liberalización arancelaria, la reducción de las barreras no arancelarias, compromisos vinculados a los servicios y el comercio digital, acceso mutuo a licitaciones públicas y disposiciones en materia de inversión, sostenibilidad y cooperación regulatoria (véase cuadro 1). No obstante, el grado de apertura en estos ámbitos varía significativamente entre acuerdos y abarca desde compromisos más amplios —como en el caso de

Australia— hasta enfoques más acotados —como en el acuerdo con la India—. Sin embargo, todos estos acuerdos mejoran el acceso a mercados de gran tamaño y elevado dinamismo, refuerzan la integración en cadenas de valor estratégicas —incluidas aquellas relacionadas con materias primas críticas, manufacturas avanzadas y tecnologías verdes— y establecen marcos jurídicos previsibles para el comercio y la inversión a largo plazo.

Cabe esperar que estos acuerdos impulsen de forma apreciable los flujos bilaterales de comercio entre la UE y sus socios. En el caso concreto del acuerdo con Mercosur, las estimaciones disponibles apuntan a un aumento notable del comercio entre ambas áreas, de alrededor del 37 % en el largo plazo. En primer lugar, estas ganancias reflejarían la reducción de barreras arancelarias: el acuerdo elimina gradualmente —en un plazo de 15 años— los aranceles sobre más del 90 % de los productos intercambiados. Esto reduciría el arancel efectivo aplicado por Mercosur a las importaciones desde la UE del 11 % a cerca del 1 %, y el de la UE sobre las importaciones desde Mercosur del 4 % al 2 %. En segundo lugar, las ganancias

Gráfico 1
 El peso de los socios comerciales en la economía mundial

FUENTES: Comisión Europea y Banco de España.

a Las economías se han categorizado según la información disponible en la web de la Comisión Europea. Los acuerdos en negociación incluyen a Emiratos Árabes Unidos, Filipinas, Malasia, Tailandia y Tayikistán. Los acuerdos adoptados o ratificados incluyen a Australia, India, Indonesia, Kirguistán, Mercosur (Argentina, Brasil, Paraguay y Uruguay), Uzbekistán y todos los Economic Partnership Agreements adoptados o ratificados con los países de África, Caribe y Pacífico (Benín, Burkina Faso, Burundi, Cabo Verde, Gambia, Guinea, Guinea-Bisáu, Haití, Liberia, Malí, Mauritania, Níger, Nigeria, Ruanda, Senegal, Sierra Leona, Tanzania, Togo y Uganda). Los acuerdos en vigor incluyen a Albania, Andorra, Antigua y Barbuda, Argelia, Armenia, Autoridad Palestina, Azerbaiyán, Bahamas, Barbados, Belice, Bosnia y Herzegovina, Botsuana, Camerún, Canadá, Chile, Colombia, Comoras, Corea del Sur, Costa de Marfil, Costa Rica, Dominica, Ecuador, Egipto, El Salvador, Esuatini, Islas Feroe, Fiyi, Georgia, Ghana, Granada, Guatemala, Guyana, Honduras, Irak, Islandia, Islas Salomón, Israel, Jamaica, Japón, Jordania, Kazajistán, Kenia, Kosovo*, Lesoto, Líbano, Liechtenstein, Macedonia del Norte, Madagascar, Marruecos, Mauricio, México, Moldavia, Montenegro, Mozambique, Namibia, Nicaragua, Noruega, Nueva Zelanda, Panamá, Papúa Nueva Guinea, Perú, Reino Unido, República Dominicana, Samoa, San Cristóbal y Nieves, San Marino, San Vicente y las Granadinas, Santa Lucía, Serbia, Seychelles, Singapur, Sudáfrica, Suiza, Surinam, Trinidad y Tobago, Túnez, Turquía, Ucrania, Vietnam y Zimbabue.

* La denominación de Kosovo se entiende sin perjuicio de las posiciones sobre su estatuto y está en consonancia con la Resolución 1244 (1999) del Consejo de Seguridad de las Naciones Unidas y con el Dictamen de la Corte Internacional de Justicia sobre su declaración de independencia.

Recuadro 1.1

BENEFICIOS DE LOS ACUERDOS COMERCIALES ALCANZADOS RECIENTEMENTE POR LA UNIÓN EUROPEA (cont.)

reflejarían también la disminución de las barreras no arancelarias, gracias a la simplificación de los procesos aduaneros y a la mejora del acceso a las licitaciones de contratación pública y a la provisión de servicios. En conjunto, estos efectos se materializarían en un marco que preservaría tanto los estándares sanitarios y técnicos como la protección de las indicaciones geográficas, y que se complementaría con un sistema de salvaguarda diseñado, junto con concesiones arancelarias limitadas y cuotas, para minimizar posibles ajustes abruptos, especialmente en productos agrícolas en el caso de la UE.

Cuando se considera el efecto sobre el comercio total y sobre la producción, la relevancia relativa de cada acuerdo depende no solo de las reducciones de las barreras arancelarias y no arancelarias que contiene, sino también de la importancia del socio en el comercio de la UE y de España, así como de su tamaño económico. En el conjunto de la UE, los acuerdos más relevantes en este ámbito serían los suscritos o negociados con Mercosur, la India y varias economías del Sudeste Asiático (véase gráfico 2). En el caso de España, sin embargo, destaca especialmente el acuerdo con Mercosur, que concentraría por sí solo más de la mitad de las ganancias esperadas. Esto se debe a la

importancia de la región en el comercio de España (4% del total, duplicando con ello la media de la UE).

Las implicaciones de estos acuerdos no se limitan a sus efectos económicos agregados y en algunos casos adquieren una dimensión estratégica relevante. En este sentido, el acuerdo con Mercosur puede favorecer la diversificación del aprovisionamiento europeo de materias primas críticas necesarias para las transiciones energética y digital, al eliminar diversas barreras no arancelarias, como los precios mínimos, los impuestos a la exportación o las licencias de importación no automáticas. Al mismo tiempo, el acuerdo podría reforzar determinados vínculos productivos entre ambas regiones y favorecer el desarrollo de procesos de refino que ayudarían a diversificar el suministro europeo —por ejemplo, mediante la eliminación de la denominada «escalada arancelaria», es decir, la práctica de aplicar aranceles más elevados a los productos transformados que a las materias primas—. En este contexto, es importante destacar que las exportaciones actuales de materias primas críticas y estratégicas de Mercosur tienen el potencial de cubrir total o parcialmente las importaciones extra-UE de la Unión (véase gráfico 3).

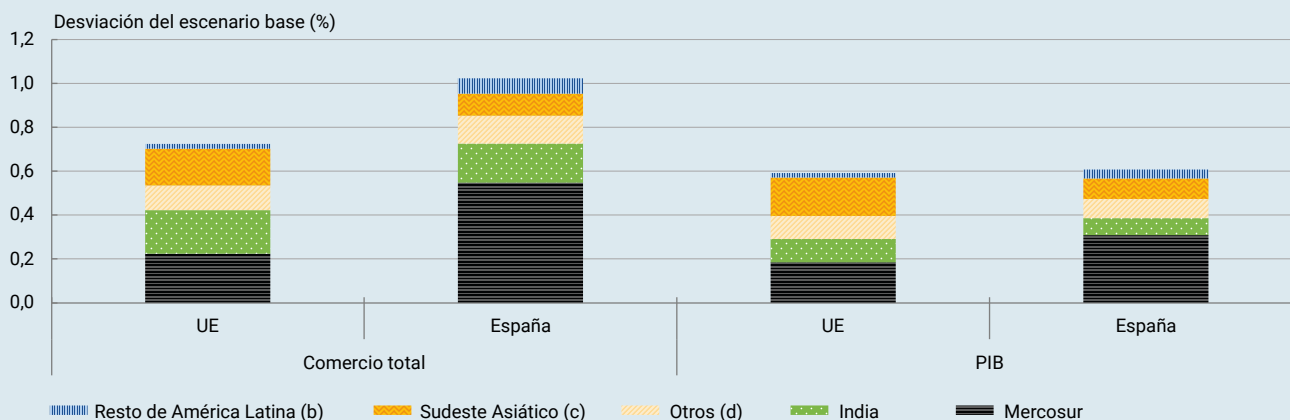
Cuadro 1
 Acuerdos comerciales firmados por la UE o en vigor a partir de 2025

Socio comercial	Tipo de acuerdo	Contenido del acuerdo								
		Eliminación o reducción de aranceles (> 90 % de los productos)	Plazo para la reducción de los aranceles	Cuotas para productos agrícolas sensibles	Mecanismo de salvaguarda	Reducción de aranceles sobre importaciones de materias primas críticas y productos relacionados	Liberalización de provisión de servicios	Acceso recíproco a licitación pública	Cooperación en barreras técnicas y fitosanitarias	Inversión
Australia	Nuevo acuerdo	Eliminación	hasta 5 años	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Chile	Modernización de acuerdo anterior	Eliminación	hasta 7 años	✗	✗	✓	✓	✓	✓	✓
India	Nuevo acuerdo	Reducción	hasta 10 años	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Indonesia	Nuevo acuerdo	Eliminación	hasta 5 años	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Mercosur	Nuevo acuerdo	Eliminación	hasta 15 años	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
México	Modernización de acuerdo anterior	Eliminación	hasta 10 años	✗	✗	✓	✓	✓	✓	✓

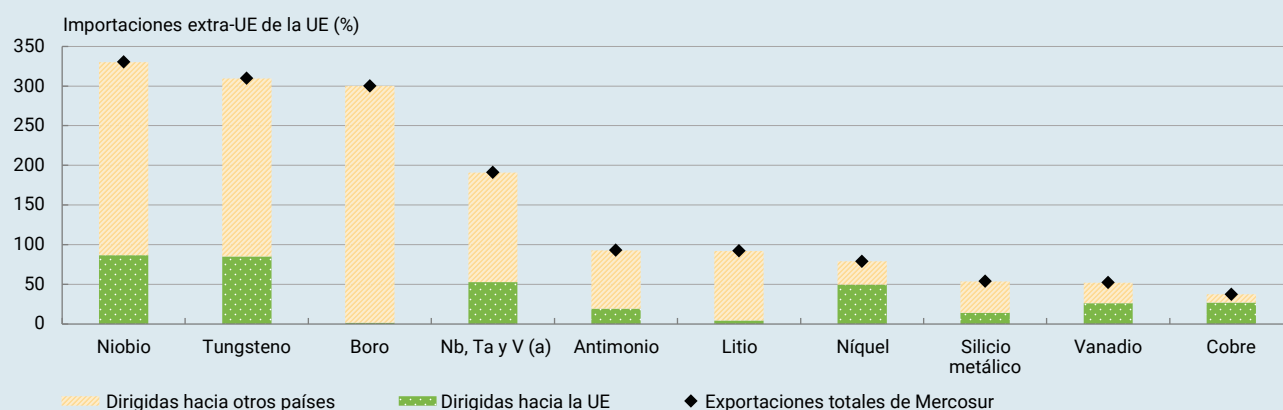
FUENTES: Comisión Europea y elaboración propia.

NOTA: El plazo para la reducción de los aranceles indica el límite superior para la mayoría de los productos. «Mecanismo de salvaguarda» se refiere a la existencia de una cláusula que permite la reintroducción temporal de aranceles o la suspensión de reducciones arancelarias cuando la liberalización comercial provoque aumentos repentinos de las importaciones que causen o amenacen con causar un perjuicio grave a los productores nacionales.

Recuadro 1.1

BENEFICIOS DE LOS ACUERDOS COMERCIALES ALCANZADOS RECIENTEMENTE POR LA UNIÓN EUROPEA (cont.)
Gráfico 2
Efectos esperados sobre el comercio global y el PIB (a)

FUENTE: Banco de España.

- a** El modelo cuantitativo de comercio (basado en Treb Allen, Costas Arkolakis y Yuta Takahashi. (2020). "Universal Gravity". *Journal of Political Economy*, 128(2), pp. 383-433. <https://doi.org/10.1086/704385>) se ha implementado utilizando el algoritmo de Rodolfo G. Campos, Iliana Reggio y Jacopo Timini. (2025). "ge-gravity2: a command for solving universal gravity models". *Stata Journal*, 25(4), pp. 743-771. <https://doi.org/10.1177/1536867X251398335>. Las reducciones esperadas de barreras comerciales del acuerdo UE-Mercosur están basadas en las estimaciones de Jacopo Timini y Francesca Viani. (2022). "A highway across the Atlantic? Trade and welfare effects of the EU-Mercosur agreement." *International Economics*, 169, pp. 291-308. <https://doi.org/10.1016/j.inteco.2022.02.003>. Los efectos de los demás acuerdos sobre las barreras comerciales se construyen escalando el efecto estimado del acuerdo UE-Mercosur mediante un factor de escala específico, normalizado en todos los casos respecto a dicho acuerdo. Este factor combina tres componentes. En primer lugar, incorpora el nivel inicial de barreras comerciales bilaterales, aproximadas mediante los aranceles aplicados, con el fin de capturar el margen potencial de liberalización existente antes del acuerdo. En segundo lugar, incorpora la cobertura efectiva del acuerdo, que se construye asignando a cada gran sector —agricultura, minería y manufacturas— una intensidad de liberalización que refleja la presencia de exclusiones o liberalizaciones parciales, y ponderándola por la importancia de cada sector en el comercio bilateral de referencia. Por último, incorpora una medida de la profundidad y grado de exigibilidad del acuerdo, capturando las reducciones de barreras no arancelarias. El efecto esperado sobre el comercio bilateral bajo cada acuerdo se obtiene, por tanto, escalando de forma direccional el efecto del acuerdo UE-Mercosur mediante este factor relativo, también definido a nivel direccional.
- b** Resto de América Latina: Chile y México.
- c** Sudeste Asiático: Filipinas, Indonesia, Malasia y Tailandia.
- d** Otros: Australia, Nueva Zelanda, Emiratos Árabes, Kirguistán, Uzbekistán, Tayikistán y los países de África, Caribe y Pacífico que tienen pendiente renovar los Economic Partnership Agreements.

Gráfico 3
Exportaciones de materias primas críticas y estratégicas de Mersosur, y cuota destinada a la UE (2023)

FUENTES: Banco de España, a partir de CEPII-BACI, y Comisión Europea. (2023). *Study on the critical raw materials for the EU 2023. Final Report*. <https://op.europa.eu/en/publication-detail/-/publication/57318397-fdd4-11ed-a05c-01aa75ed71a1>.

- a** Nb, Tb y V se refieren a niobio, tantalio y vanadio en la etapa de minería. El análisis de las materias primas críticas y estratégicas se basa en flujos comerciales bilaterales correspondientes a los códigos HS a 6 dígitos indicados en Comisión Europea (2023). En el conjunto de Mercosur se incluye Bolivia. El gráfico muestra, para cada mineral, las exportaciones de Mercosur como porcentaje de las importaciones extra-UE. Un valor mayor o igual al 100% indica que las exportaciones de Mercosur pueden cubrir todas las importaciones de la UE.

Recuadro 1.2

LA AGENDA DE SIMPLIFICACIÓN REGULATORIA Y SUPERVISORA: AVANCES DESDE EL BANCO DE ESPAÑA

Las profundas reformas regulatorias y supervisoras emprendidas tras la gran crisis financiera global han contribuido al desarrollo de un sistema bancario europeo notablemente más sólido y resiliente. No obstante, la acumulación progresiva de normas, procedimientos y estructuras institucionales ha dado lugar a un marco cada vez más complejo, que puede afectar a la competitividad del sistema y a su capacidad para apoyar de manera eficaz el crecimiento económico.

En este contexto, la simplificación del marco regulatorio y supervisor se ha consolidado como una prioridad en la agenda europea, con el objetivo de preservar los elevados estándares alcanzados al tiempo que se mejora la integración y la competitividad del sistema financiero¹. Las principales autoridades, agencias y organismos han contribuido a esta reflexión desde sus respectivos ámbitos de actuación. Tanto el Banco Central Europeo (BCE) como la Autoridad Bancaria Europea (EBA, por sus siglas en inglés) constituyeron grupos de alto nivel y han publicado sendos informes² relacionados con la simplificación y la eficiencia del marco europeo. En el caso del Banco de España, se ha impulsado una reflexión interna articulada a través de un grupo de trabajo transversal, que ha permitido identificar áreas de mejora y desarrollar propuestas concretas en el marco regulatorio y supervisor. Estos trabajos han servido de base para canalizar aportaciones técnicas en los principales foros europeos e internacionales, reforzando así el papel del Banco de España como agente activo en la agenda de simplificación.

Las propuestas se articulan en torno a cinco grandes áreas:

- **Procedimientos supervisores.** Como complemento a las iniciativas ya anunciadas por el propio Mecanismo Único de Supervisión (MUS)³, se propone profundizar en la simplificación y racionalización de los procedimientos supervisores actuales, con objeto de dotarlos de mayor predictibilidad y estabilidad y de reforzar su eficiencia y efectividad. En particular, se apoya un proceso de revisión y evaluación supervisor que evolucione desde

un enfoque excesivamente centrado en los requisitos de capital hacia una aproximación más orientada al riesgo, que incorpore de forma más sistemática elementos cualitativos y que mejore la capacidad del marco para abordar riesgos emergentes. Asimismo, se aboga por racionalizar el uso de guías y expectativas supervisoras, preservando su función como referencia común y evitando un grado de detalle excesivo que genere una complejidad innecesaria o derive en requisitos vinculantes adicionales. Por último, es importante reforzar el papel de los equipos conjuntos de supervisión, con el fin de optimizar y agilizar los procesos supervisores y avanzar así hacia una supervisión más eficiente y centrada en riesgos.

- **Complejidad normativa.** Existe margen para reducir la complejidad normativa asociada a la proliferación de normas delegadas, que deriva de la dificultad que encuentran los legisladores para alcanzar consensos en las normas principales, de nivel 1, y la consecuente acumulación de mandatos en normas técnicas y guías, de niveles 2 y 3. Esta situación puede generar una carga significativa para entidades y autoridades, sin que suponga mejoras proporcionales en la calidad normativa ni en la eficacia supervisor. En este escenario, el Banco de España ha defendido la racionalización de mandatos mediante su despriorización, eliminación o simplificación en el ámbito prudencial, así como la optimización de determinados procesos del marco de resolución. Al mismo tiempo, se apoya la priorización de mejoras estructurales, como el proyecto de la EBA *Pillar 3 data hub*⁴, y la revisión del marco regulatorio europeo, conocido como *Single Rulebook*, para avanzar hacia un marco más coherente y eficiente.
- **Marco de capital y resolución.** Se propone simplificar el marco europeo de requerimientos de capital y de resolución, preservando los niveles de resiliencia alcanzados y eliminando elementos específicos que añaden complejidad innecesaria, al tiempo que se refuerza su alineación con los estándares internacionales. En el ámbito del capital, existe margen

1 La Comisión Europea lanzó la estrategia en marzo de 2025 y tiene previsto la publicación de un informe sobre el sistema bancario y el mercado único en 2026, tras el proceso de consulta pública sobre la competitividad del sector bancario llevado a cabo a principios de 2026.

2 El BCE publicó en diciembre de 2025 las [propuestas](#) del grupo de alto nivel para la simplificación del marco regulatorio prudencial. La EBA, por su parte, publicó en octubre el [informe](#) sobre la eficiencia del marco regulador y supervisor.

3 El MUS publicó en diciembre un [informe](#) que recoge la agenda supervisor del BCE actualmente en curso, orientada a mejorar la eficacia, la eficiencia y el enfoque basado en riesgos de la supervisión bancaria en Europa.

4 Este centro de datos permitirá que, a partir de la información que ya reportan las entidades, la propia EBA elabore y difunda de manera centralizada la información que los bancos ponen a disposición del mercado.

Recuadro 1.2

LA AGENDA DE SIMPLIFICACIÓN REGULATORIA Y SUPERVISORA: AVANCES DESDE EL BANCO DE ESPAÑA (cont.)

para avanzar hacia un diseño más simple, apoyado en una estructura de dos niveles: un único colchón de capital microprudencial, que integre los principales requisitos existentes (lo que aumentaría la transparencia y predictibilidad de su calibración), y un colchón macroprudencial, resultante de la fusión del colchón de capital contracíclico y el colchón sistémico. De forma similar, en el marco de resolución, existe un margen notable para racionalizar el diseño de los actuales requerimientos, preservando sus fundamentos. En este sentido, la estructura actual se podría sustituir por un único requerimiento basado en una proporción del activo de la entidad en forma de capital y deuda subordinada o, alternativamente, se podría avanzar hacia el uso generalizado de los requerimientos que ahora se aplican a las entidades de importancia sistémica global.

- Proporcionalidad para entidades pequeñas y no complejas. Existe margen para reforzar y extender el principio de proporcionalidad dentro del marco regulatorio y supervisor actual, adecuando con ello las exigencias a la realidad de las entidades pequeñas y no complejas. Dado el menor tamaño, complejidad y perfil de riesgo de estas últimas, la aplicación uniforme de obligaciones regulatorias y supervisoras genera cargas innecesarias sin aportar beneficios adicionales a la estabilidad del sistema. Por ello, se defiende un enfoque que, manteniendo la sensibilidad al riesgo, adapte las obligaciones a la realidad operativa de estas entidades y permita simplificar determinadas exigencias en materia de capital, liquidez y procedimientos de supervisión.
- Requerimientos de información financiera. En los últimos años se ha producido un incremento significativo

de las obligaciones de reporte de las entidades. Dos tercios de esta información se solicita en función de criterios homogéneos a nivel europeo. Además de contribuir a las iniciativas europeas para racionalizar el reporte, el Banco de España ha llevado a cabo una revisión exhaustiva de las peticiones de información a partir de un análisis coste-beneficio de la utilidad y las posibles duplicidades de la información solicitada en el ámbito nacional. Este proceso ya se ha traducido en reducciones relevantes, en primer lugar mediante la publicación de la Circular 1/2025 del Banco de España y, próximamente, a través de la publicación de una nueva circular a mediados de 2026. Se espera que con ambas iniciativas se logre eliminar aproximadamente la mitad de los datos financieros requeridos a escala nacional. Al mismo tiempo, con el objetivo de dar continuidad a este esfuerzo, se han reforzado los mecanismos de gobernanza aplicables a futuras solicitudes de información.

El desarrollo de estas posiciones técnicas se enmarca en el debate europeo en curso, impulsado por la Comisión Europea, sobre cómo reforzar la competitividad del sector bancario europeo. Este debate, que incluye también otros elementos esenciales como la necesidad de completar la unión bancaria, se plasmará en un informe que la Comisión tiene previsto publicar en el tercer trimestre de 2026, tras la consulta pública lanzada a principios de 2026, y que servirá de base para una propuesta legislativa a comienzos de 2027. Dicha iniciativa permitirá avanzar hacia un marco regulatorio y supervisor más simple, coherente y predecible, que refuerce la capacidad del sistema financiero para contribuir a la competitividad europea, sin menoscabar los niveles de solidez y resiliencia ya alcanzados.

Recuadro 1.3

EL IMPACTO DEL PRECIO DEL GAS NATURAL SOBRE EL PRECIO DE LA ELECTRICIDAD EN LAS ECONOMÍAS EUROPEAS

El aumento del precio del gas natural en los mercados internacionales se acaba reflejando en el precio de la electricidad de las economías europeas a través de un aumento en los costes de generación de las centrales de ciclo combinado. Dada la preponderancia de dicha tecnología en la fijación de precios de los mercados mayoristas de la electricidad, la traslación de sus costes marginales a los precios medios de la electricidad ha sido tradicionalmente completa. Así, un incremento de 10 euros en el precio del gas natural tendía a suponer un incremento de 20 euros en el precio medio del mercado

eléctrico, reflejo del requisito tecnológico de 2 MWh de gas natural para la generación de 1 MWh de electricidad.

En el contexto del actual *shock* energético que ha elevado de forma considerable los precios internacionales de las materias primas energéticas y, en particular, del gas natural, esta relación directa con los precios de la electricidad supone un mecanismo de traslación adicional de la perturbación energética sobre las economías europeas. Sin embargo, en los últimos años, esta relación ha comenzado a debilitarse en el mercado español gracias

Gráfico 1
El precio mayorista de la electricidad en España depende cada vez menos del precio del gas natural

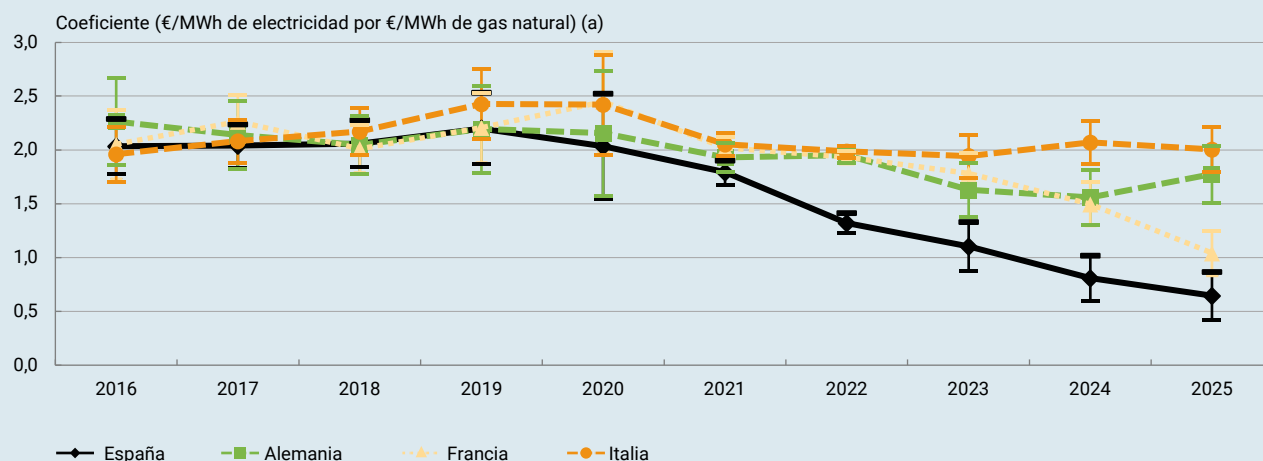
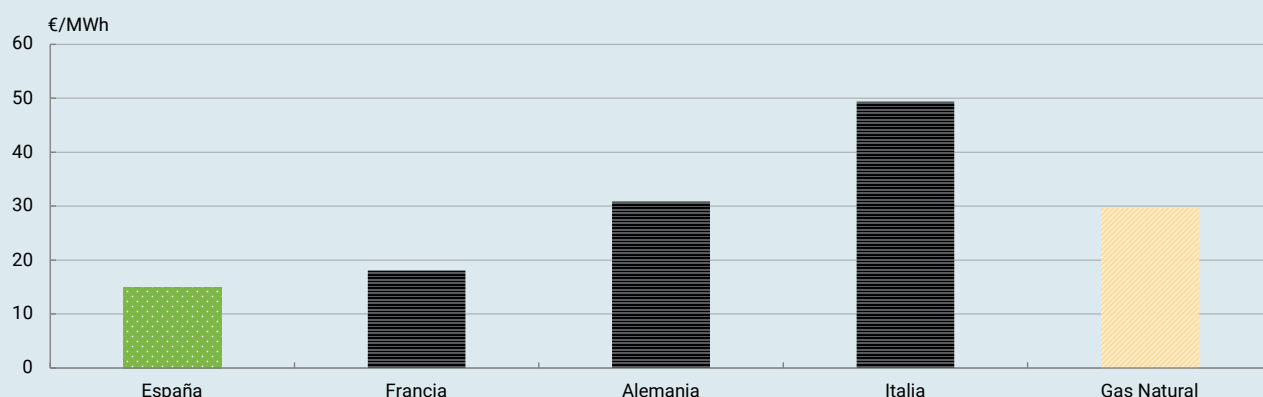


Gráfico 2
Evolución de los precios de los futuros de la electricidad y el gas natural hasta 2027 (b)



FUENTES: ENTSO-E, OIMP, MIBGAS y EEX.

- a Coeficientes estimados de la regresión Precio electricidad = β * Precio gas natural * año + γ * Precio CO₂ + ϵ con datos semanales. Intervalos de confianza del 95%.
- b Diferencia entre el promedio de los futuros eléctricos de base trimestrales con vencimiento entre el II TR 2026 y el I TR 2027 y el promedio de los futuros del gas natural en ese mismo período. Diferencia en los precios negociados entre el 23 de febrero y el 19 de marzo.

Recuadro 1.3

EL IMPACTO DEL PRECIO DEL GAS NATURAL SOBRE EL PRECIO DE LA ELECTRICIDAD EN LAS ECONOMÍAS EUROPEAS (cont.)

al aumento de la contribución de las energías renovables al mix energético.

El creciente peso de la generación eólica y fotovoltaica ha provocado que en un número cada vez mayor de tramos horarios el precio de la electricidad esté fijado por tecnologías con costes marginales inferiores a los de la generación con gas natural. Como resultado, existe un creciente desacople entre los cambios de los precios de los mercados internacionales de gas natural y los del precio mayorista de la electricidad en nuestro país.

El gráfico 1 muestra los coeficientes estimados del cambio del precio mayorista de la electricidad con respecto a un cambio en el precio del gas natural desde el año 2016 para las cuatro mayores economías de la zona del euro. Hasta 2021 existen pocas diferencias en la sensibilidad del precio eléctrico respecto al precio del gas natural, sensibilidad que se sitúa en torno a 2 como consecuencia del requerimiento técnico mencionado anteriormente. Sin embargo, desde 2022 la traslación de los precios del gas a los precios medios de la electricidad en nuestro país ha ido reduciéndose. Parte de dicha caída se debió durante los años 2022 y 2023 a la vigencia del mecanismo de excepción ibérica, que establecía un tope al incremento de la electricidad durante la crisis de precios del gas natural a consecuencia de la guerra en Ucrania. Dicho desacople ha continuado aumentando durante los dos últimos años a consecuencia del mayor peso de las tecnologías renovables en la generación eléctrica y del consecuente desplazamiento de las fuentes fósiles como tecnologías marginales. Este es un fenómeno diferencial del caso español respecto a las otras grandes economías de la zona del euro, en las que, con la excepción de Francia, dicha traslación sigue siendo similar a la relación histórica.

De este modo, en función de dichas estimaciones, si hasta 2021 un aumento de 10 euros en el precio del MWh de gas natural suponía un encarecimiento de 20 euros en el precio del MWh de electricidad en el mercado mayorista español, el mismo cambio supondría actualmente un aumento de entre 5 y 10 euros en el precio medio de la electricidad.

Este cambio se ha reflejado en la evolución reciente del precio de la electricidad. En concreto, si hasta 2021 el precio pagado por la industria española era muy similar al de otros países europeos, a partir del año 2022 se abre una importante brecha entre los precios observados en España y en el resto de la zona del euro. El progresivo desacople entre el precio eléctrico y el precio del gas natural, gracias al mayor peso de las tecnologías renovables, ha provocado que el aumento acumulado en el precio de la electricidad en la industria desde 2021 hasta el primer semestre de 2025 haya sido en nuestro país en torno a la mitad del registrado en el promedio de las economías europeas, con un incremento de 40 €/MWh, frente a los cerca de 80 €/MWh observados de media en la zona del euro.

De manera similar, estas diferencias se han reflejado en las distintas reacciones que los precios de la electricidad han mostrado en los países europeos como respuesta al reciente aumento de los precios del gas natural tras el estallido del conflicto en Irán a finales de febrero. Así, el cambio en los futuros del gas natural en las semanas posteriores al comienzo de la guerra de Irán ha sido de unos 30 euros¹. Ante este aumento, el gráfico 2 muestra que los futuros de la electricidad en España descuentan un encarecimiento algo inferior a 15 euros. Esta cifra es menor que la observada en las otras grandes economías europeas, especialmente en los casos de Italia y Alemania, cuya producción de energía eléctrica depende en mayor medida de energías fósiles.

¹ Con información hasta el 19 de marzo.

Recuadro 1.4

LAS RESPUESTAS FISCALES A SHOCKS ENERGÉTICOS INFLACIONARIOS: EXPERIENCIA PASADA Y DESARROLLOS RECIENTES

La guerra en Irán, con su repercusión sobre los precios de los combustibles fósiles y su impacto sobre el conjunto del sistema energético, ha desencadenado un encarecimiento significativo de la energía. Estos desarrollos son similares al repunte inflacionario experimentado en 2022 tras la invasión rusa a Ucrania y generan implicaciones relevantes tanto para la estabilidad macroeconómica como para el desarrollo y el bienestar de hogares y empresas, afectando de manera particularmente intensa a los colectivos más vulnerables y a aquellos con una mayor exposición a incrementos en los costes energéticos.

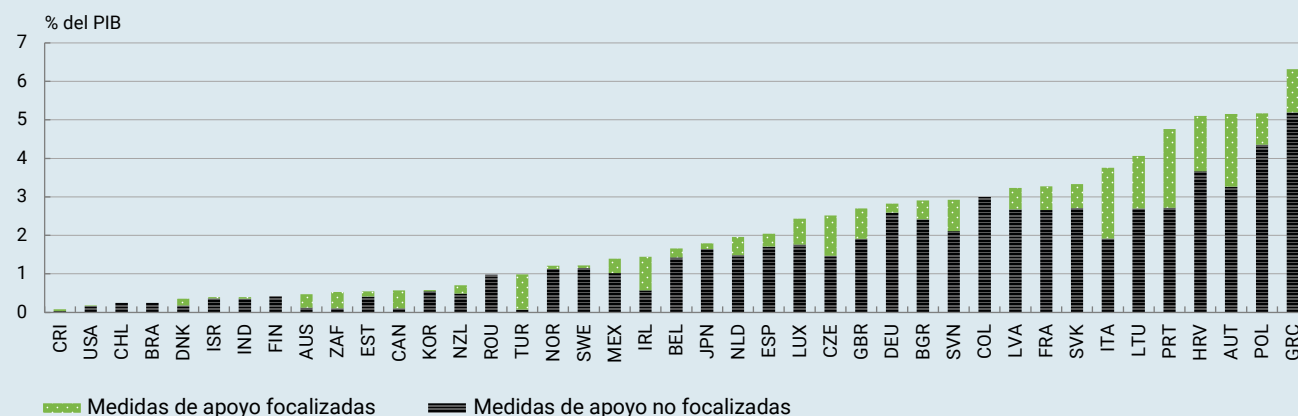
En este recuadro, por un lado, se analiza la experiencia de 2022 desde una perspectiva internacional comparada que incluye un análisis *ex post* de las medidas implementadas y, por otro, se describen las medidas que se están aplicando en el contexto actual, tanto en España, mediante el [RDL 7/2026](#)¹, como en otros países.

La evaluación de las medidas fiscales aprobadas en un contexto de repunte inflacionario debido a *shocks* energéticos puede guiarse por la recomendación de

implementar medidas focalizadas, temporales y calibradas² que ponderen dos objetivos —la protección de agentes especialmente afectados o vulnerables y la contención de la subida de precios— con sus inconvenientes —su coste presupuestario y su efecto distorsionador sobre las señales de precios, que podría dificultar una reducción del consumo de los productos energéticos encarecidos—.

El episodio inflacionario de 2022 desde una perspectiva internacional: medidas fiscales y efectos distributivos

Durante el episodio inflacionario de 2022 y 2023, los países de la OCDE desplegaron respuestas fiscales muy heterogéneas en tamaño y diseño (véase gráfico 1). En el ámbito europeo se observan diferencias significativas: mientras que Dinamarca y Finlandia aprobaron los paquetes de medidas de menor tamaño (en torno al 0,4 % del PIB), Polonia y Grecia desplegaron las respuestas fiscales más amplias (5,2 % y 6,3 % del PIB, respectivamente). En España, el conjunto de medidas desplegadas supuso en torno a un 2 % del PIB.

Gráfico 1
 Coste fiscal de las medidas de apoyo en 2022-2023 (a)

FUENTE: OECD Energy Support Measures Tracker.

a Se considera que una medida no es focalizada si sus principales beneficiarios son la totalidad de los hogares, las empresas o los consumidores de energía.

1 Real Decreto-ley 7/2026, de 20 de marzo, por el que se aprueba el Plan Integral de Respuesta a la Crisis en Oriente Medio.
 2 Comisión Europea. (2026). "Commission proposes actions to protect Europeans from the fossil energy crisis and accelerate the shift to clean, homegrown energy"; Banco Central Europeo. (2026). "Economic, financial and monetary developments". *ECB Economic Bulletin*, 2/2026; Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE). (2026). "Energy prices are spiking again. New relief measures, old lessons". Policy brief, 13 de abril.

Recuadro 1.4

LAS RESPUESTAS FISCALES A SHOCKS ENERGÉTICOS INFLACIONARIOS: EXPERIENCIA PASADA Y DESARROLLOS RECIENTES (cont.)

Solo una minoría de las medidas implementadas se diseñó con carácter focalizado y dirigido a agentes vulnerables o especialmente afectados por el *shock* energético, mientras que el resto de las medidas (en torno a un 74 %) no fueron focalizadas y a menudo se articularon mediante rebajas de impuestos a determinados bienes. No obstante, en algunos países las medidas focalizadas tuvieron un peso más elevado, como es el caso, en el ámbito europeo, de Irlanda, Dinamarca, Italia y Portugal (donde el peso de las medidas focalizadas supuso entre un 43 % y un 61 % de sus paquetes fiscales). Esto contrastaría con la situación de aquellos países donde las medidas focalizadas supusieron solo una pequeña parte (menos del 10 %) de las adoptadas; tal es el caso de Rumanía, Finlandia, Suecia, Noruega y Alemania. En España, se estima que en torno a un 16 % de las medidas habrían sido focalizadas.

Centrando el análisis en las medidas fiscales que tuvieron un impacto directo sobre los hogares, evaluaciones recientes de la repercusión del episodio inflacionario de 2022 para las grandes economías del área del euro³ y para el conjunto de la UE-27⁴ documentan que las políticas fiscales tuvieron un efecto compensador significativo sobre la reducción del poder adquisitivo de los hogares, si bien se observan diferencias tanto entre países como entre los diferentes hogares dentro de cada país.

Estas evaluaciones utilizan métodos de microsimulación para incorporar tanto el crecimiento de los precios y de las rentas como las medidas implementadas, calculando su impacto sobre los hogares a partir de datos de la encuesta EU-SILC (Estadísticas de la Unión Europea sobre Ingresos y Condiciones de Vida). Los resultados se presentan en función de dos métricas complementarias. Por un lado, el cambio en el poder adquisitivo, definido como el crecimiento de los precios netos de medidas de precios menos el crecimiento efectivo de las rentas incorporando las medidas basadas en transferencias de renta. Por otro, un cálculo del impacto en bienestar, basado en el concepto

de variación compensatoria —esto es, la renta necesaria para que los hogares puedan mantener su nivel de consumo previo—, incorporando así la capacidad de absorber parte del *shock* mediante una reducción de la tasa de ahorro.

Los resultados, resumidos en el cuadro 1, muestran que para el conjunto de los países analizados el poder adquisitivo se redujo en 2,4 puntos porcentuales (pp), lo cual se vio amortiguado por el efecto de las medidas de precios adoptadas (+1,5 pp) y las medidas de renta (+0,9 pp). En ausencia de medidas, la reducción de poder adquisitivo habría sido mayor (-5,2 pp), dado que los precios sin medidas crecieron más que las rentas sin medidas. En términos de bienestar, la reducción habría sido menor (-0,8 % de la renta disponible), ya que los hogares pudieron absorber parte del *shock* reduciendo su ahorro.

Por países, los resultados son muy heterogéneos: algunos experimentaron incrementos de poder adquisitivo, como Francia (+0,8 pp), mientras que en otros la pérdida fue muy marcada, como en Alemania (-4,7 pp), o más moderada, como en Italia (-2,3 pp)⁵. España se sitúa en una posición intermedia en términos de poder adquisitivo (-1,7 pp), ligeramente por encima de la UE-27 y mejor que Alemania, cerca de Italia y por detrás de Francia. Esta posición ventajosa se explica principalmente por la mayor efectividad de las medidas de reducción de precios en España (+2,1 pp de contribución), dado que las medidas de renta tuvieron un impacto muy limitado (+0,1 pp), notablemente inferior al observado en la UE-27 (+0,9 pp) o en Italia (+2,3 pp). En términos de bienestar, sin embargo, la posición de España empeora con respecto a la media europea: la variación compensatoria asciende al -1,5 % de la renta disponible, frente al -0,8 % para el conjunto de la UE-27, lo que la sitúa entre Alemania (-2,1 %) e Italia (-0,3 %). Esta divergencia entre las dos métricas sugiere que, aunque las medidas de precios redujeron eficazmente el coste de la cesta de consumo, los hogares españoles

3 Antonio F. Amores, Henrique Basso, Johannes Simeon Bischl, Paola De Agostini, Silvia De Poli, Emanuele Dicarlo, Maria Flevotomou, Maximilian Freier, Sofia Maier, Esteban García-Miralles, Myroslav Pidkuyko, Mattia Ricci y Sara Riscado. (2025). "Inflation, fiscal policy, and inequality: the impact of the post-pandemic price surge and fiscal measures on European households". *Review of Income and Wealth*, 71(1).

4 María Flevotomou et al. (2026). "Fiscal Policy and High Inflation in 2022". De próxima publicación. Tanto este trabajo como el anterior se han realizado en un marco de colaboración entre el Eurosistema, el Banco de España y el Centro Común de Investigación (JRC, por sus siglas en inglés) de la Comisión Europea.

5 Los países, a su vez, experimentaron diferencias en la intensidad del *shock* inflacionario de 2022, que variaría desde un 6 % en Francia hasta un 20 % en Estonia. Asimismo, dentro de cada país los hogares de menor renta registraron mayores aumentos de precios debido a la composición de su cesta de consumo. Véase Evangelos Charalampakis, Bruno Fagandini, Lukas Henkel y Chiara Osbat. (2022). "The impact of the recent rise in inflation on low-income households". *ECB Economic Bulletin*, 7/2022.

Recuadro 1.4

LAS RESPUESTAS FISCALES A SHOCKS ENERGÉTICOS INFLACIONARIOS: EXPERIENCIA PASADA Y DESARROLLOS RECIENTES (cont.)

dispusieron de menor margen de ahorro para amortiguar el *shock* real en su bienestar, al dedicar una mayor parte de su renta al consumo.

A su vez, es importante señalar que se observan diferencias significativas en el impacto distributivo de las medidas dentro de cada país, en función de las características de los hogares. Los efectos difieren, bien por el propio diseño de las medidas según las características de los hogares, bien porque los patrones de consumo varían entre hogares y estos se benefician de las rebajas de precios de manera diferenciada. En términos de poder adquisitivo, el impacto para el conjunto de la UE-27 muestra un patrón progresivo: el decil de

menor renta ganó poder adquisitivo (+1,5 pp), mientras que el decil superior registró pérdidas, un resultado influido principalmente por las medidas focalizadas de renta. En términos de bienestar, en cambio, el *shock* inflacionario —junto con las políticas adoptadas— habría tenido un efecto negativo en todos los deciles; entre ellos, el decil más pobre habría sufrido una pérdida de bienestar del -2,7 % de su renta disponible para la UE-27 en su conjunto.

En el caso de España, el efecto distributivo de las políticas fiscales implementadas en 2022 difiere del promedio europeo. En términos de poder adquisitivo, el decil de menor renta registró una pérdida de -2,4 pp, mayor que la

Cuadro 1
Impacto de las medidas implementadas en 2022 sobre el poder adquisitivo y el bienestar de los hogares

	UE-27	España	Alemania	Francia	Italia
Cambio en el poder adquisitivo (pp) (a)					
Total de hogares	-2,4	-2,1	-4,1	0,8	-1,3
Debido a medidas de precios	1,5	2,1	0,4	2,6	2,9
Debido a medidas de renta	0,9	0,1	0,9	0,3	2,3
Resto (crecimiento de precios menos crecimiento de rentas, ambos sin medidas)	-4,8	-4,3	-5,4	-2,2	-6,5
Decil 1 (10% de hogares de menor renta)	1,5	-2,4	-1,6	1,3	15,4
Debido a medidas de precios	1,6	3,1	0,4	2,7	3,1
Debido a medidas de renta	4,0	1,1	2,4	1,7	12,4
Resto (crecimiento de precios menos crecimiento de rentas, ambos sin medidas)	-4,1	-6,6	-4,5	-3,0	-0,1
Cambio en el bienestar (variación compensatoria, % de renta disponible) (b)					
Total de hogares	-0,8	-1,5	-2,1	2,0	-0,3
Debido a medidas de precios	1,2	1,9	0,3	1,7	2,5
Debido a medidas de renta	0,9	0,1	0,9	0,3	2,3
Resto (crecimiento de precios menos crecimiento de rentas, ambos sin medidas)	-2,9	-3,4	-3,3	0,0	-5,1
Decil 1 (10% de hogares de menor renta)	-2,7	-6,3	-4,8	1,0	7,9
Debido a medidas de precios	2,5	5,1	0,5	3,0	5,8
Debido a medidas de renta	4,0	1,1	2,4	1,7	12,4
Resto (crecimiento de precios menos crecimiento de rentas, ambos sin medidas)	-9,2	-12,5	-7,8	-3,6	-10,3

FUENTE: Banco de España a partir de Flevotomou et al. (2026). "Fiscal Policy and High Inflation in 2022". De próxima publicación.

- a** Cambio en el poder adquisitivo: indicador definido como la diferencia entre la tasa de crecimiento de los precios netos de las medidas adoptadas y la tasa de crecimiento efectivo de las rentas de los hogares, incorporando los efectos de las medidas instrumentadas mediante transferencias de renta.
- b** Cambio en el bienestar (variación compensatoria): medida basada en el concepto microeconómico de variación compensatoria, definido como la renta adicional necesaria para que los hogares alcancen el nivel de utilidad asociado a su patrón de consumo previo, teniendo en cuenta la heterogeneidad en las tasas de ahorro y, por tanto, en las respuestas diferenciales al cambio de precios y rentas.

Recuadro 1.4

LAS RESPUESTAS FISCALES A SHOCKS ENERGÉTICOS INFLACIONARIOS: EXPERIENCIA PASADA Y DESARROLLOS RECIENTES (cont.)

media del conjunto de hogares españoles (-1,7 pp), lo que contrasta con el patrón progresivo observado en la UE-27. En términos de bienestar, la pérdida —medida por la variación compensatoria— asciende al -6,3 % de la renta disponible para el decil más pobre, muy por encima de la media española (-1,5 %) y de la media europea para el mismo decil (-2,7 %), lo que apunta a una concentración del impacto en bienestar en los hogares más vulnerables. Estos efectos se explican en parte por el reducido tamaño de las medidas focalizadas de renta implementadas en España, si bien cabe señalar que las que se implementaron fueron particularmente eficientes, al estar muy concentradas

en perceptores del ingreso mínimo vital (IMV) y de pensiones no contributivas, lo que habría mitigado el impacto del *shock* sobre este colectivo⁶.

Medidas fiscales implementadas en 2026 en España y en Europa en respuesta a la guerra en Irán

El Gobierno de España aprobó mediante el RDL 7/2026 un conjunto de medidas fiscales cuyo detalle, duración e impacto presupuestario se recogen en el cuadro 2⁷.

Un primer grupo de medidas consiste en una reducción generalizada de los impuestos sobre la energía, cuyo

Cuadro 2

Medidas de apoyo fiscal contenidas en el RDL 7/2026 (a)

	Importe (% del PIB)	Fecha de vigencia
Reducción de impuestos energéticos (b)	0,11	
Rebaja del IVA de los combustibles (del 21 % al 10 %)		30.6.2026
Rebaja del IVA de la electricidad, el gas y la madera (del 21 % al 10 %)		31.5.2026
Rebaja del impuesto especial sobre hidrocarburos		30.6.2026
Rebaja del impuesto especial sobre la electricidad (del 5,11 % al 0,5 %)		31.5.2026
Supresión del IVPEE (c)		30.6.2026
Subvenciones, ayudas directas y otras medidas	0,15	
Bonificación adicional de 0,20 €/l de gasóleo para los sectores de transporte, agrícola y ganadero		30.6.2026
Ayudas para los sectores industriales y energéticos (d)		30.12.2026
Transferencias al sector primario y al transporte marítimo (e)		30.12.2026
Medidas de protección al consumidor energético (f)		30.12.2026
Deducciones en el IRPF para la adquisición de vehículo eléctrico: Programa Auto+		30.12.2026
TOTAL	0,26	

FUENTE: Banco de España.

- a** Las medidas recogidas en este cuadro se presentaron en el RDL 7/2026, que también incluía otras medidas sin coste presupuestario directo (por ejemplo, las financiadas mediante el Mecanismo de Recuperación y Resiliencia).
- b** La reducción del IVA, del impuesto especial sobre hidrocarburos y del impuesto especial sobre la electricidad dejaría de tener validez en junio dependiendo de la evolución del IPC durante el mes de abril.
- c** La supresión del IVPEE se acompaña de una subvención compensatoria para las empresas del sector eléctrico.
- d** Este paquete de medidas incluye también el canon cero para el almacenamiento subterráneo de gas con fecha de vigencia hasta marzo de 2027.
- e** Este paquete de medidas incluye también las ayudas a los servicios de transporte marítimo con fecha de vigencia hasta junio de 2026.
- f** Este paquete de medidas incluye también la flexibilización de contratos de electricidad y gas natural con fecha de vigencia hasta junio de 2026.

6 Una reciente exploración formal del impacto diferencial sobre el bienestar por parte de las medidas basadas en la reducción de precios o en el apoyo a la renta, para el caso de España, se presenta en Myroslav Pidkuyko y Raffaele Rossi. (2026). "Fiscal Policy during the Cost-of-Living Crisis". Documentos de Trabajo, Banco de España. De próxima publicación. Los autores muestran que, aunque ambos instrumentos generan ganancias de bienestar con respecto a la no implementación de medidas fiscales, las políticas de transferencias focalizadas en la renta son sustancialmente más efectivas.

7 Para un mayor detalle y una estimación del impacto de este conjunto de medidas sobre la actividad y sobre la inflación, véase Banco de España. (2026). *Proyecciones macroeconómicas e informe trimestral de la economía española. Marzo de 2026*.

Recuadro 1.4

LAS RESPUESTAS FISCALES A SHOCKS ENERGÉTICOS INFLACIONARIOS: EXPERIENCIA PASADA Y DESARROLLOS RECIENTES (cont.)

impacto presupuestario estimado alcanzaría en torno a un 0,15 % del PIB. Estas medidas incluyen la reducción del IVA de los combustibles, la electricidad, el gas y la madera del 21 % al 10 %, así como rebajas en el impuesto especial sobre hidrocarburos y sobre la electricidad y la supresión del impuesto sobre el valor de la producción de la energía eléctrica (IVPEE), con vigencia general hasta el 30 de junio de 2026, si bien algunas de ellas concluyeron el 31 de mayo, en función de la evolución del IPC del mes de abril.

El segundo grupo de medidas incluye, entre otras actuaciones, un conjunto de subvenciones y ayudas directas destinadas a los sectores más intensivos en el uso de la energía, cuyo impacto presupuestario estimado alcanzaría en torno al 0,14 % del PIB. Las medidas incluyen bonificaciones de 20 céntimos por litro de gasóleo para transporte y sector primario hasta junio de 2026, junto a diversas ayudas a la industria y la energía hasta diciembre de 2026, como la bonificación de peajes a industrias electrointensivas, el canon cero al almacenamiento de gas y mayores compensaciones por CO₂. A ello hay que sumar apoyos al sector agrario, pesquero y al transporte marítimo, junto con distintas medidas de protección al consumidor energético, la ampliación del bono social térmico y deducciones en el IRPF por la compra de vehículos eléctricos, vigentes hasta finales de 2026.

Las medidas aprobadas presentan importantes similitudes con las adoptadas durante la crisis inflacionaria de

2022-2023, al estar destinadas principalmente a contener la subida de precios con un alcance generalizado y al estar basadas en subvenciones a industrias particularmente afectadas. Si bien es pronto para cuantificar el impacto del *shock* energético actual sobre los hogares, su naturaleza sugiere efectos distributivos comparables a los observados en el episodio anterior^{8,9}.

Desde una perspectiva internacional, la respuesta española se enmarca en un patrón de reacción generalizado entre los países de la OCDE. Según este organismo¹⁰, a principios de abril de 2026, 26 de sus países miembros habían implementado al menos una medida de apoyo ante el *shock* energético derivado del conflicto en Irán, con las rebajas de impuestos sobre carburantes, el IVA y los impuestos especiales como intervenciones más frecuentes. Las medidas de apoyo a la renta con carácter focalizado se han empleado en menor grado: aproximadamente dos tercios de las medidas anunciadas incorporan un carácter temporal con fechas de vencimiento explícitas, mientras que solo en torno a un tercio de ellas tienen un alcance focalizado y se dirigen principalmente a los sectores más expuestos al encarecimiento de los combustibles, como la agricultura y el transporte por carretera.

En el ámbito europeo, los distintos Estados miembros han comprometido en conjunto cerca de 14.500 millones¹¹ de euros en medidas fiscales para amortiguar el impacto del *shock*, con diferencias notables tanto en magnitud como en diseño. El gráfico 2 muestra que España es el país que

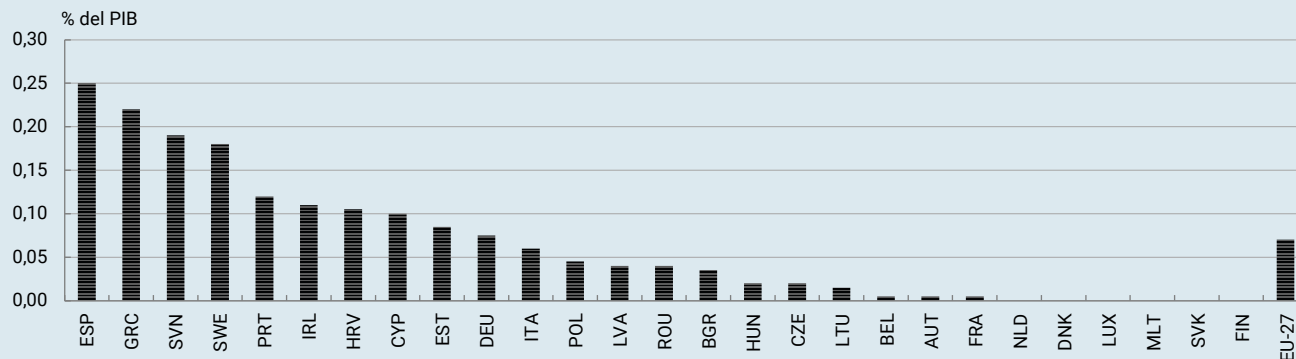
-
- 8 Los impactos de la inflación sobre los hogares son complejos y no se limitan a los precios de consumo. Su efecto distributivo también depende de otros canales, como la evolución de las rentas de los hogares [Chrysa Leventi, Alberto Mazzon y Fabrice Orlandi. (2024). "Indexing wages to inflation in the EU: fiscal drag and benefit erosion effects". EUROMOD Working Paper Series, 02/24, Centre for Microsimulation and Policy Analysis], las medidas fiscales adoptadas [Antonio F. Amores, Henrique Basso, Johannes Simeon Bischl, Paola De Agostini, Silvia De Poli, Emanuele Dicarolo, Maria Flevotomou, Maximilian Freier, Sofia Maier, Esteban García-Miralles, Myroslav Pidkuyko, Mattia Ricci y Sara Riscado. (2025). "Inflation, fiscal policy, and inequality: the impact of the post-pandemic price surge and fiscal measures on European households". *Review of Income and Wealth*, 71(1)], el efecto progresividad en frío [Esteban García-Miralles, Maximilian Freier, Sara Riscado, Chrysa Leventi, Alberto Mazzon, Glenn Abela, Laura Boyd, Baiba Brusbārde, Marion Cochard, David Cornille, Emanuele Dicarolo, Ian Debattista, Mar Delgado-Téllez, Mathias Dolls, Ludmila Fadejeva, Maria Flevotomou, Florian Henne, Alena Harrer-Bachleitner, Viktor Jászberényi-Király, ... Lara Wemans. (2026). "Fiscal drag in theory and in practice: A European perspective". *European Economic Review*, 185(105275)] o el canal de la riqueza neta [Clodomiro Ferreira, José Miguel Leiva, Galo Nuño, Álvaro Ortiz, Tomasa Rodrigo y Sirenia Vazquez. (2026). "The heterogeneous impact of inflation on households' balance sheets". *SERIEs*, 17, pp. 31-53; Filippo Pallotti, Gonzalo Paz-Pardo, Jiri Slacalek, Oreste Tristani y Giovanni L. Violante. (2024). "Who bears the costs of inflation? Euro area households and the 2021-2023 shock". *Journal of Monetary Economics*, 148, Supplement(103671)].
- 9 Para un análisis del impacto distributivo de las políticas implementadas en 2022 y 2023, véase Esteban García-Miralles. (2023). "Medidas de apoyo frente a la crisis energética y al repunte de la inflación: un análisis del coste y de los efectos distribucionales de algunas de las actuaciones desplegadas según su grado de focalización". *Boletín Económico - Banco de España*, 2023/T1, 15; para una evaluación del impacto distributivo de las medidas del RDL 7/2026, véase Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal. (2026). *Informe sobre los presupuestos iniciales de las Administraciones Públicas 2026*, 5/26, 15 de abril.
- 10 OCDE. (2026). "Energy prices are spiking again. New relief measures, old lessons". Policy brief, 13 de abril.
- 11 Comisión Europea. (2026). "Policy measures in EU Member States to address the 2026 energy price shock".

Recuadro 1.4

LAS RESPUESTAS FISCALES A SHOCKS ENERGÉTICOS INFLACIONARIOS: EXPERIENCIA PASADA Y DESARROLLOS RECIENTES (cont.)

Gráfico 2

Coste fiscal de las medidas de apoyo en 2026 (a)


FUENTE: Banco de España a partir de estimaciones de la Comisión Europea (Spring 2026 Economic Forecast).

a Se incluyen medidas adoptadas o anunciadas con detalle desde el 1 de marzo de 2026 hasta el cierre de la previsión (4 de mayo). Se recogen acciones para mitigar el impacto de los altos precios de la energía en hogares y empresas, excluyendo otras como las inversiones en transición energética, y solo se consideran medidas con impacto presupuestario directo.

Cuadro 3

Medidas de apoyo fiscal en respuesta a la guerra de Irán implementadas en España, Alemania, Francia e Italia

España (a)	Amplio paquete de rebajas fiscales energéticas de carácter general que incluyen reducciones del IVA de impuestos especiales de combustibles, gas y electricidad con carácter temporal.
	Conjunto de ayudas directas y subvenciones que incluyen bonificaciones al gasóleo profesional y transferencias a sectores específicos (transporte, primario e industrias intensivas en energía).
	Medidas de protección a consumidores vulnerables y estímulos fiscales en ámbitos como la movilidad eléctrica.
Alemania	Medidas regulatorias orientadas a limitar el incremento de los precios en el mercado de carburantes (restricciones a la frecuencia de subidas y refuerzo del marco sancionador).
	Reducción temporal de los impuestos especiales sobre carburantes con carácter general.
Francia (b)	Actuaciones regulatorias y de supervisión del mercado (inspecciones en gasolineras) para contener las subidas de precios.
	Impulso del papel de los agentes privados para estabilizar los precios de los combustibles con topes voluntarios, limitando la especulación y sancionando los márgenes injustificados.
	Medidas de apoyo a la actividad económica relativamente acotadas que incluyen aplazamientos fiscales, préstamos de emergencia y ayudas específicas para combustible.
	Instrumentos dirigidos a aliviar tensiones de liquidez en las empresas, en particular las pymes.
Italia	Reducción temporal de los impuestos especiales sobre carburantes (0,25 €/l), posteriormente ampliada, como principal instrumento de contención de precios.
	Refuerzo de la supervisión del mercado de combustibles, con medidas para limitar comportamientos especulativos y sancionar los aumentos injustificados de márgenes.

FUENTE: Banco de España.

a Para un mayor detalle, véase cuadro 2.

b Francia ha anunciado a finales de mayo de 2026 un paquete de medidas de apoyo focalizado a hogares cuyos detalles están pendientes de concretarse.

Recuadro 1.4

LAS RESPUESTAS FISCALES A SHOCKS ENERGÉTICOS INFLACIONARIOS: EXPERIENCIA PASADA Y DESARROLLOS RECIENTES (cont.)

ha movilizado mayores recursos en términos relativos a su PIB —en torno a un 0,25 %, según las estimaciones de la Comisión Europea—, seguido de Grecia, Eslovenia, Suecia y Portugal. Como en el episodio de 2022-2023, las medidas no focalizadas —esencialmente rebajas generalizadas de impuestos sobre la energía— representan alrededor del 75 % del coste fiscal total en el conjunto europeo.

Una comparación entre países muestra patrones comunes, con un elevado peso de las rebajas impositivas en España, Alemania e Italia, mientras que Francia priorizaría, en su primera respuesta fiscal, instrumentos regulatorios y acuerdos con el sector privado (véase cuadro 3). Asimismo, en España destacan las medidas de apoyo a los sectores industriales más afectados, lo que

contribuiría a explicar, en parte, el mayor peso de las medidas fiscales en nuestro país.

En conclusión, las medidas fiscales contempladas en el RDL 7/2026, similares en su diseño a las implementadas durante 2022 y 2023, y desde una perspectiva europea, tenderían a otorgar un mayor peso a los instrumentos no focalizados, como las rebajas impositivas. No obstante, para valorar adecuadamente sus efectos, tanto en términos macroeconómicos como distributivos, será necesario disponer de más tiempo y, con ello, de información más completa sobre la evolución del conflicto bélico, su impacto sobre los precios energéticos y el conjunto definitivo de medidas adoptadas para aliviar su impacto sobre los agentes afectados.

Recuadro 1.5

LA INVERSIÓN EN INTANGIBLES Y EL AVANCE DE LAS EXPORTACIONES DE SERVICIOS NO TURÍSTICOS EN ESPAÑA

En la última década, la expansión de las exportaciones¹ de servicios no turísticos se ha configurado como una de las transformaciones estructurales más importantes experimentadas por la economía española. Así, desde la recesión de 2008, esta rúbrica ha pasado a contribuir positivamente al superávit de la cuenta corriente (véase gráfico 1). Los datos de 2025 muestran el mantenimiento de esta tendencia, con un aumento de la contribución positiva de los servicios no turísticos al saldo por cuenta corriente de 0,6 puntos porcentuales (pp).

Las exportaciones de servicios no turísticos —pese a que aún se sitúan algo por debajo de lo observado en el agregado de la Unión Económica y Monetaria (UEM), donde totalizaron más del 8 % del PIB— representaron el 7,1 % del PIB en 2025 y ya superan el peso de los servicios turísticos (6,2 %). Los servicios más dinámicos se concentran en las telecomunicaciones y en las actividades más técnicas (arquitectura, ingeniería, comercio y gestión de residuos), caracterizadas por un alto valor añadido y una elevada productividad. En 2025, las exportaciones de servicios técnicos representaron el 1,7 % del PIB en España (1,2 % en la UEM), mientras que las de telecomunicaciones supusieron el 1,4 % (frente al 2,1 %

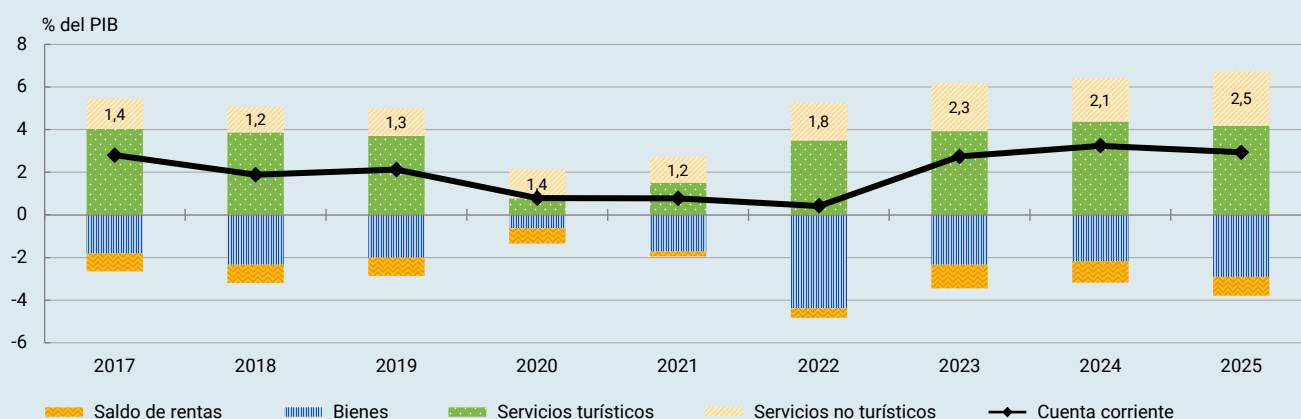
de la UEM). Desde 2019, consultoría, gestión y servicios financieros crecieron cerca del 0,2 %, alcanzando en 2024 el 0,9 % y el 0,5 % del PIB en España, respectivamente. Por destinos, las exportaciones de servicios no turísticos se dirigen sobre todo a países de la Unión Europea (UE), aunque el mercado estadounidense, si bien minoritario, ha ganado relevancia en los últimos años.

Esta evolución se ha visto beneficiada por el auge de la demanda mundial de servicios, especialmente de los servicios digitales. De hecho, las exportaciones mundiales de este tipo de servicios han aumentado en 50 pp entre 2017 y 2024. Este crecimiento ha sido aún más pronunciado en el caso de los servicios digitales, que han registrado un repunte cercano a los 80 pp en el mismo período (véase gráfico 2.a). Estos desarrollos se han visto beneficiados por los avances tecnológicos de las últimas décadas, que han propiciado una transformación significativa a nivel global, facilitando el crecimiento y la diversificación de los servicios ofrecidos. Al mismo tiempo, la integración de los servicios en el comercio de bienes ha cobrado mayor protagonismo y las cadenas globales de valor se han vuelto más complejas, lo que ha favorecido la internacionalización de los servicios no

Gráfico 1

En la última década, la expansión de las exportaciones españolas de servicios no turísticos se ha configurado como una de las transformaciones estructurales más importantes experimentadas por la economía

1.a Evolución del saldo por cuenta corriente en España



FUENTE: Banco de España.

1 A lo largo de todo este recuadro, el término «exportaciones» se refiere a los ingresos recogidos en la Balanza de Pagos (BP) y no a las exportaciones recogidas en la Contabilidad Nacional (CN). Aunque no existen diferencias entre el total de los servicios de la BP y los servicios de la cuenta del resto del mundo de la CN, hay discrepancias en la clasificación de los viajes contratados a agencias de viajes y del gasto turístico por motivo de negocios que pueden generar divergencias entre las series de servicios turísticos y no turísticos de ambas estadísticas.

Recuadro 1.5

LA INVERSIÓN EN INTANGIBLES Y EL AVANCE DE LAS EXPORTACIONES DE SERVICIOS NO TURÍSTICOS EN ESPAÑA (cont.)

turísticos. A escala europea, un factor clave ha sido la reducción de las barreras al comercio de servicios² tras la aplicación de diferentes normativas encaminadas a facilitar el intercambio de este tipo de productos.

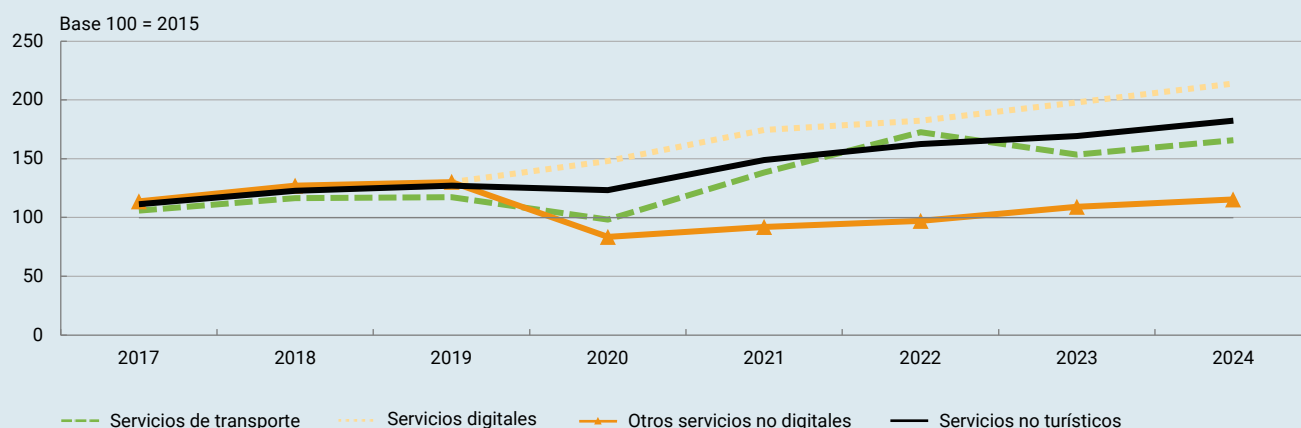
En este contexto, España se ha visto particularmente favorecida. Aunque la cuota española en el mercado mundial de exportaciones de servicios no turísticos sigue

siendo relativamente reducida —cercana al 2 %, en línea con la de Italia—, se han observado ganancias de cuota de este tipo de servicios, especialmente destacadas en los de información, financieros y otros servicios no digitales (véase gráfico 2.b). Este avance contrasta con la evolución observada en otros países europeos como Italia, Francia o Alemania, que no han logrado aumentar su peso relativo en el mercado internacional de servicios no turísticos.

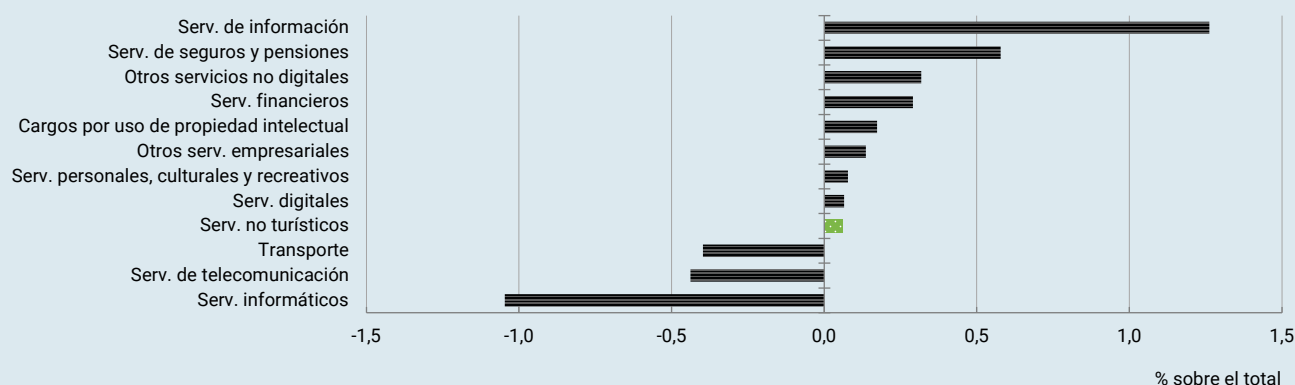
Gráfico 2

El auge de la demanda mundial de servicios, especialmente de los servicios digitales, ha sido uno de los principales motores del crecimiento de las exportaciones de servicios no turísticos, tanto en España como a nivel global

2.a Exportaciones nominales mundiales de servicios



2.b Diferencia de la cuota española en las exportaciones mundiales de servicios no turísticos (2019 vs. 2024)



FUENTE: Organización Mundial del Comercio.

2 Desde la Directiva de Servicios (2006), conocida como «Directiva Bolkestein» y que sentó las bases del mercado único de servicios, se han implementado numerosas normativas en el marco de la UE en distintos ámbitos (mercado de capitales, mercado único digital o contratación pública) que han favorecido el comercio transfronterizo de servicios. No obstante, persisten barreras a dicho comercio.

Recuadro 1.5

LA INVERSIÓN EN INTANGIBLES Y EL AVANCE DE LAS EXPORTACIONES DE SERVICIOS NO TURÍSTICOS EN ESPAÑA (cont.)

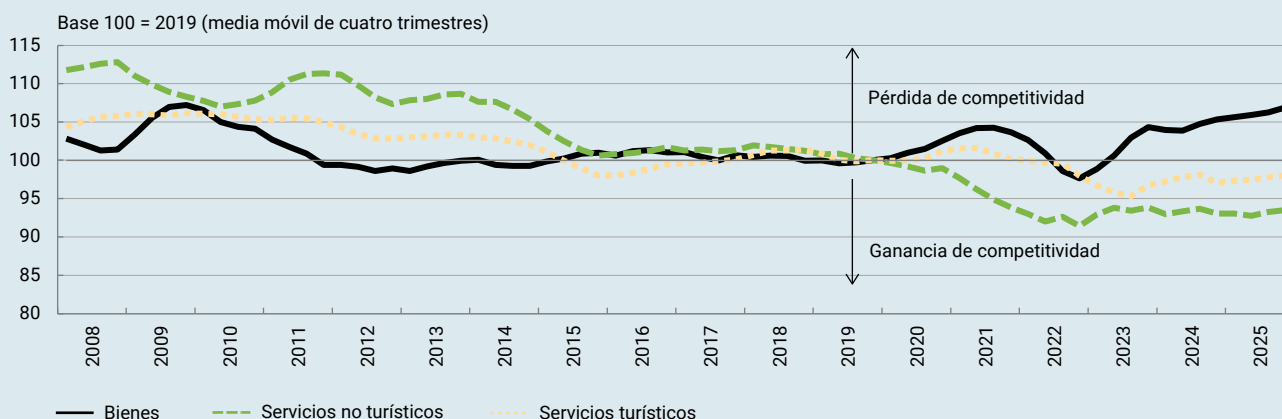
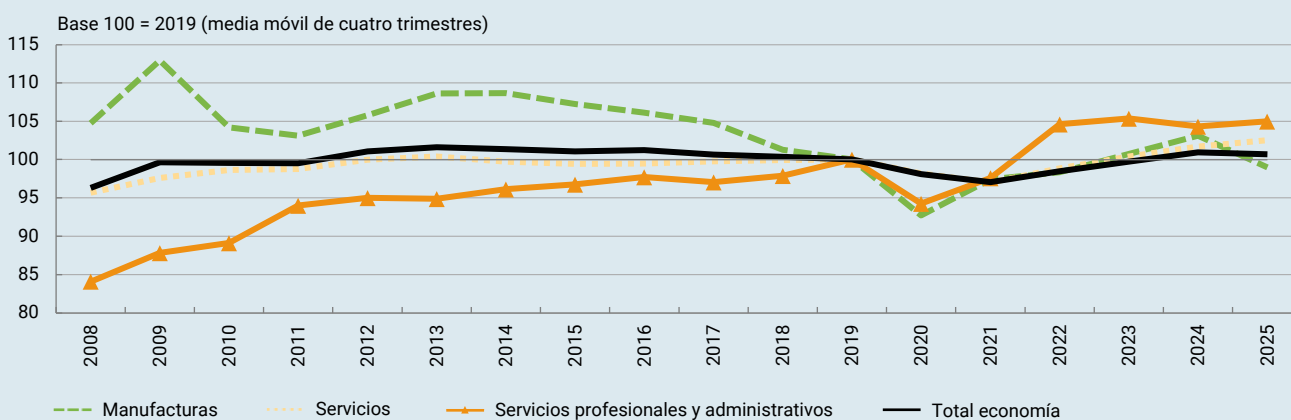
Además, en los últimos años, el sector de los servicios no turísticos en España ha experimentado ganancias de competitividad que, evaluadas a través de los términos de intercambio (véase gráfico 3.a), han superado claramente a las obtenidas por los servicios turísticos. Tales ganancias se habrían apoyado en el mejor comportamiento relativo de la productividad en estas ramas. En particular, la productividad relativa de España frente a la UEM en los servicios profesionales y administrativos ha crecido de manera más pronunciada que en el conjunto de la economía (véase gráfico 3.b).

Este proceso de intenso crecimiento del sector de los servicios no turísticos ha estado vinculado al auge de la inversión en activos intangibles. Concretamente, se observa que entre 2019 y 2023 la inversión en estas ramas mostró un incremento superior al del resto de la economía (véase gráfico 4), protagonizado además, en mayor medida que en el resto de las ramas, por la inversión en activos intangibles.

Un análisis a partir de datos individuales de empresas permite analizar el vínculo existente entre las ganancias

Gráfico 3

En los últimos años, las ramas de los servicios no turísticos han experimentado notables ganancias de competitividad, en contraste con el comportamiento de los bienes, que han sufrido pérdidas en este ámbito

3.a Términos de intercambio (a)

3.b Productividad relativa España/UEM basada en horas


FUENTES: Instituto Nacional de Estadística y Banco de España.

a Los términos de intercambio se definen como la ratio entre los precios de las exportaciones y los de las importaciones. Aumentos (descensos) en los términos de intercambio implican pérdidas (ganancias) de competitividad.

Recuadro 1.5

LA INVERSIÓN EN INTANGIBLES Y EL AVANCE DE LAS EXPORTACIONES DE SERVICIOS NO TURÍSTICOS EN ESPAÑA (cont.)

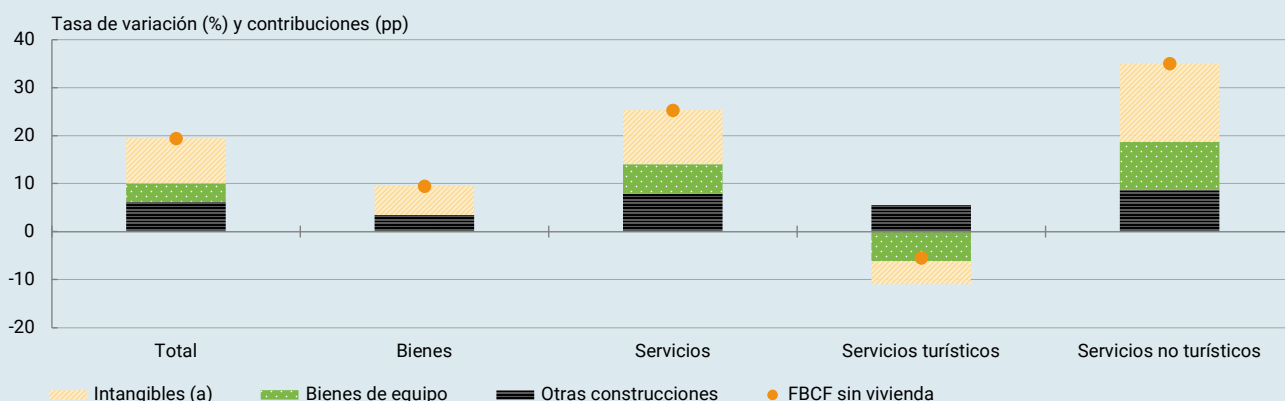
de productividad y el aumento de la inversión empresarial en las ramas de servicios no turísticos en España y en otros países europeos. Así, en el período más reciente se observa un incremento de la relación entre productividad e inversión en este tipo de servicios que resulta superior al registrado en el resto de la economía³ y en otros países

europeos. En particular, entre 2019 y 2023 se constató una intensificación significativa de la relación entre el crecimiento de la inversión y la productividad en las empresas españolas de las ramas de servicios no turísticos (véase gráfico 5), especialmente en comparación con las empresas de otros sectores económicos.

Gráfico 4

El cambio estructural experimentado en el sector de los servicios no turísticos ha estado estrechamente vinculado al auge de la inversión en activos intangibles

4.a Variación de la formación bruta de capital fijo (FBCF) por ramas entre 2019 y 2023 en España



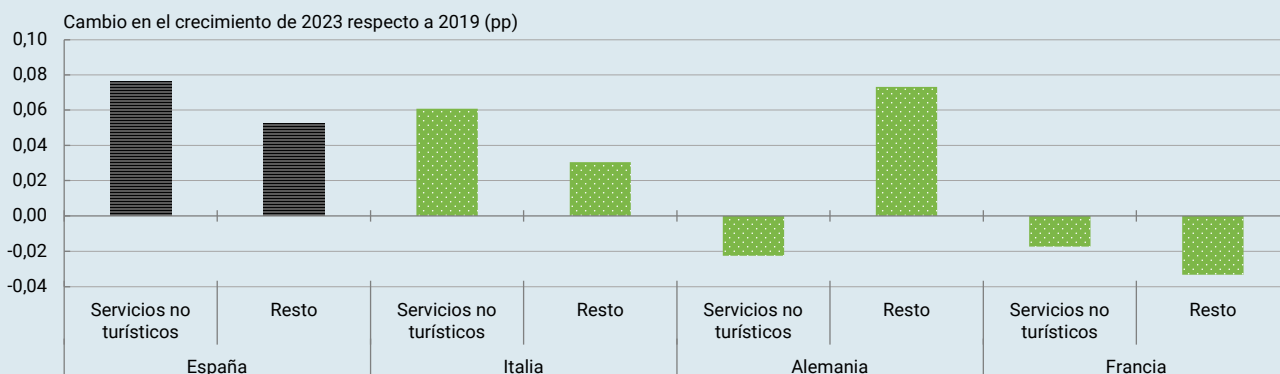
FUENTES: Instituto Nacional de Estadística y Banco de España.

a El concepto de «intangibles» incluye aquí la partida de «recursos biológicos cultivados» para hacer más sencilla la presentación. Esta partida representa una parte ínfima de la inversión.

Gráfico 5

Entre 2019 y 2023, las empresas españolas, respecto a las de otros países europeos, presentaron un incremento más intenso del vínculo entre el crecimiento de la inversión y la productividad. Este comportamiento es más acusado en las empresas de las ramas de servicios no turísticos

5.a Crecimiento de la inversión y de la productividad total de los factores (PTF) a nivel de empresa y por país (a)



FUENTE: Banco de España.

a La variable dependiente es el crecimiento de la inversión y la variable de interés es la PTF. Se incluyen efectos fijos de tamaño e industria-año.

3 Para más detalles, véase el capítulo 3 de este Informe.

Recuadro 1.6

EL SUBSIDIO DE DESEMPLEO PARA MAYORES DE 52/55 AÑOS EN ESPAÑA

En 1984 se introdujo un subsidio de desempleo para mayores de 55 años¹, extendido posteriormente a los mayores de 52 años, con dos características diferenciales respecto a otros sistemas de protección por desempleo: su duración indefinida hasta el momento de la jubilación y la cotización para la contingencia de jubilación con cargo a los servicios públicos de empleo.

El entorno macroeconómico y laboral en el que se produjo esta introducción era muy distinto al actual. Tras la crisis del petróleo de mediados de los años 70, la inserción laboral de los jóvenes evidenciaba una notable debilidad y la tasa de paro juvenil permanecía en niveles muy elevados (véase gráfico 1). Este contexto provocaba una importante preocupación que derivó en diversos cambios legislativos. Entre ellos, la introducción del subsidio objeto de este recuadro permitía dotar de protección a las personas mayores que pudieran perder su empleo, a la vez que se facilitaba el acceso de los jóvenes a los puestos de trabajo vacantes.

Desde su introducción, este subsidio ha sufrido diversos cambios en lo relativo a elegibilidad, cuantía de la prestación, edad de acceso y base de cotización, especialmente en estas dos últimas variables. En el primer caso, la edad mínima se redujo hasta los 52 años en 1989, se volvió a elevar a 55 en 2012 y finalmente retornó a los 52 años en 2019. En cuanto a la base de cotización, en un inicio era del 100 % del salario mínimo interprofesional (SMI), pero, tras la creación del Indicador Público de Renta de Efectos Múltiples (IPREM) en 2004, la cuantía de la prestación (asociada al IPREM) y la base de cotización (ligada al SMI) comenzaron a divergir. Adicionalmente, en 2007 se incrementó la cotización hasta el 125 % del SMI, cifra que regresó al 100% en 2012 y de nuevo al 125 % en 2019. Sin embargo, tanto la duración indefinida como la cotización por jubilación a cargo del Servicio Público de Empleo Estatal (SEPE) se han mantenido, a pesar de las diferencias entre las circunstancias en las que se introdujo el subsidio por primera vez y las actuales: estas últimas vienen precedidas de una expansión económica prolongada y registran tasas de paro de los mayores de

55 años que repuntaron con intensidad tras la crisis financiera (véase gráfico 2) y que no han terminado de retroceder desde entonces.

Esta coyuntura puede afectar negativamente a los incentivos a la reincorporación laboral de los beneficiarios de este subsidio. En este sentido, de entre los perceptores que no trabajaron en 2021, solo un 8,9 % consiguió volver al trabajo al menos un día en 2022, cifra muy inferior al 29,9 % que se observa para las prestaciones contributivas por desempleo. Esta reducida probabilidad de reempleo se prolonga en el tiempo, de forma que la mayor parte (55 %) de los perceptores del subsidio en 2024 habían empezado a cobrarlo antes de los 55 años (véase gráfico 3).

Al mismo tiempo, la probabilidad de reempleo depende de otros factores socioeconómicos. En particular, como muestra el gráfico 4, la existencia de otras rentas en el hogar ajenas al perceptor reduce los incentivos a la reincorporación² y las personas de mayor edad —más cercanas a la jubilación— tienen también menores probabilidades de volver al empleo, al igual que las mujeres.

La relación entre la percepción de este subsidio y la tasa de reentrada al empleo se ha estudiado de una forma causal en la literatura, aprovechando los cambios en la edad de acceso que se han sucedido a lo largo de los años. Domènech-Arumí y Vannutelli (2025)³ encuentran que el aumento de la edad de acceso de 52 a 55 aprobado en 2012 incrementó las entradas al empleo de los trabajadores afectados, especialmente entre los más jóvenes dentro del grupo. Por otro lado, explotando el mismo cambio normativo, Arranz y García-Serrano (2022)⁴ encuentran evidencia de cierto comportamiento estratégico de las empresas y los trabajadores, ya que, tras la reforma de 2012, parte de los despidos se retrasan a edades más avanzadas.

Estos trabajos, no obstante, no permiten determinar en qué medida el desincentivo se produce por su duración indefinida y en qué medida por la cotización asociada, dado que analizan

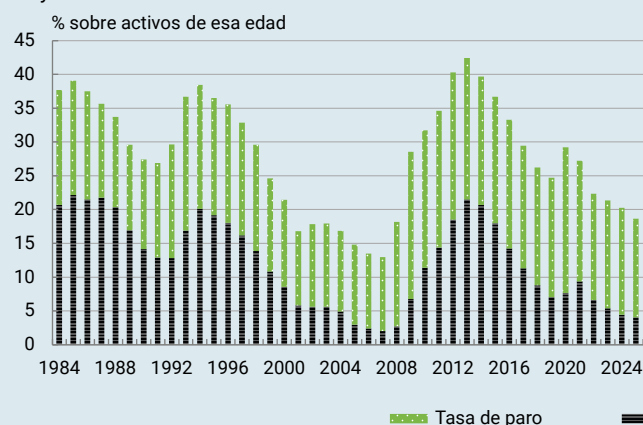
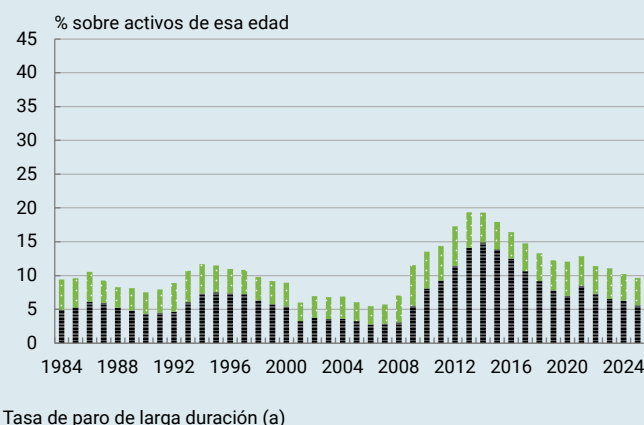
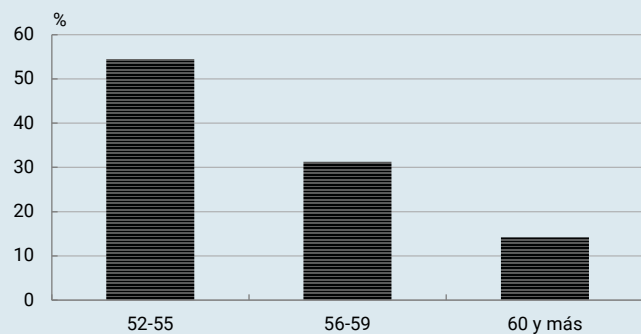
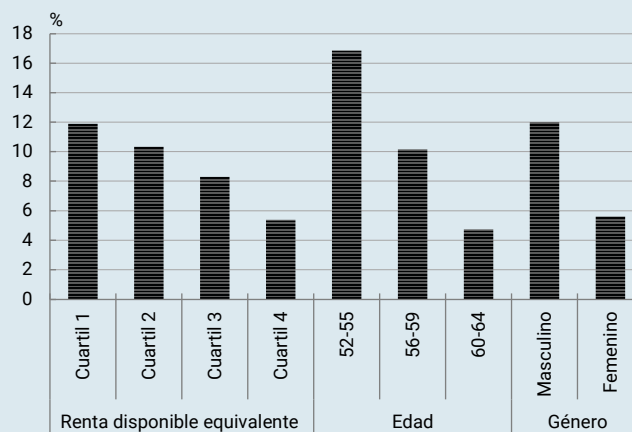
- 1 Este subsidio complementa el subsidio ordinario, sin requisito de edad y con una duración máxima de 30 meses, al que pueden acceder los desempleados que han agotado la prestación contributiva o no tienen derecho a ella por no haber cotizado el período mínimo.
- 2 Desde 2019, el requisito de renta para acceder al subsidio es individual, por lo que la renta familiar puede ser muy distinta entre perceptores debido a otras rentas presentes en el hogar.
- 3 Gerard Domènech-Arumí y Silvia Vannutelli. (2025). "Bringing Them In or Pushing Them Out? The Labor Market Effects of Pro-Cyclical Unemployment Assistance Changes". *The Review of Economics and Statistics*, 107(2), pp. 324-337.
- 4 José M. Arranz y Carlos García-Serrano. (2022). "La evaluación del impacto de las políticas públicas: el caso de las políticas del mercado de trabajo". *Papeles de Economía Española*, 172, Fundación de las Cajas de Ahorros (Funcas).

Recuadro 1.6

EL SUBSIDIO DE DESEMPLEO PARA MAYORES DE 52/55 AÑOS EN ESPAÑA (cont.)

el subsidio en su conjunto. A este respecto, existe una amplia rama en la literatura que relaciona duraciones prolongadas de las ayudas al desempleo con bajas tasas de reentrada al empleo. Para España, Guillamón, Izquierdo y Puente (2026)⁵ desarrollan un modelo de microsimulación para las

prestaciones contributivas de desempleo que vincula sus parámetros (duración y cuantía) con la probabilidad de reentrada al empleo. El resultado indica que, si bien ambos parámetros desincentivan la reentrada al empleo, el efecto de la duración es de un orden de magnitud mayor⁶.

Gráfico 1
 Tasas de paro y de paro de larga duración de los jóvenes de entre 16 y 29 años

Gráfico 2
 Tasas de paro y de paro de larga duración a partir de 55 años

Gráfico 3
 Distribución de los perceptores del subsidio para mayores de 52 años en 2024 según su edad al empezar a recibirlo (b)

Gráfico 4
 Probabilidad de encontrar trabajo en 2022 si se percibió el subsidio para mayores de 52 años en 2021 (c)


FUENTES: Instituto Nacional de Estadística, Tesorería General de la Seguridad Social, Instituto de Estudios Fiscales (IEF)/Agencia Estatal de Administración Tributaria (AEAT) y Banco de España.

- a Se consideran parados de larga duración aquellos que llevan al menos un año buscando empleo.
- b Para elaborar este gráfico se han empleado microdatos de la Muestra Continua de Vidas Laborales.
- c Personas de entre 52 y 64 años que no trabajaron en 2021. La renta bruta disponible equivalente se obtiene aplicando la escala de equivalencia modificada de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos. Panel de hogares elaborado por el IEF/AEAT.

5 Cristina Guillamón, Mario Izquierdo y Sergio Puente. (2026). "Duration vs. Replacement Ratio: A Microsimulation Analysis of Unemployment Benefits". De próxima publicación.

6 Otros trabajos acerca de esta cuestión disponibles para España son, entre otros, Yolanda Rebollo-Sanz. (2012). "Unemployment insurance and job turnover in Spain". *Labour Economics*, 19(3), pp. 403-426, y Yolanda F. Rebollo-Sanz y Núria Rodríguez-Planas. (2020). "When the Going Gets Tough...: Financial Incentives, Duration of Unemployment, and Job-Match Quality". *The Journal of Human Resources*, 55(1), pp. 119-163.

Recuadro 1.6

EL SUBSIDIO DE DESEMPLEO PARA MAYORES DE 52/55 AÑOS EN ESPAÑA (cont.)

Sin embargo, el papel específico que podría jugar la cotización no ha sido apenas estudiado en la literatura. En este sentido, los cambios normativos aprobados a lo largo del tiempo ofrecen una posibilidad de estudiar su impacto. En particular, hasta 2004 la cuantía del subsidio era del 80 % del SMI, mientras que el valor por el que se cotizaba era del 100 % del SMI, por lo que existía una ratio de sobrecotización de 1,25 veces el importe de la ayuda (véase gráfico 5). A partir de ese año, tras la creación del IPREM, la ratio de sobrecotización aumentó de forma significativa, reflejando el mayor avance del SMI respecto al IPREM y el incremento de la cotización hasta el 125 % del SMI. Estas variaciones en la cotización asociada, no observadas en la cuantía del subsidio, permiten estimar diferencialmente el efecto de la sobrecotización sobre la probabilidad de reentrada al empleo.

Para ello, se toma como base el modelo de Guillamón, Izquierdo y Puente (2026) y se amplía para estimar el efecto de los subsidios de desempleo, lo que arroja efectos distintos para el subsidio ordinario, el indefinido para mayores de 52/55 años y la sobrecotización asociada a este último⁷. Una vez estimado el modelo, se realiza una microsimulación para todos los beneficiarios del subsidio indefinido que tengan 55 años. En esta simulación, para cada individuo, se reemplaza la sobrecotización observada por una contrafactual, consistente en rebajar la cotización hasta hacerla coincidir con la cuantía de la prestación (es decir, con el 80 % del IPREM). El resultado se muestra en el gráfico 6. Como puede observarse, la probabilidad de reentrada al empleo habría sido algo superior, con un efecto especialmente intenso entre las mujeres, hasta llegar incluso a duplicar las probabilidades de reentrada al empleo para este colectivo en los años más recientes⁸.

Gráfico 5
Ratio base de cotización sobre subsidio para mayores de 52/55 años

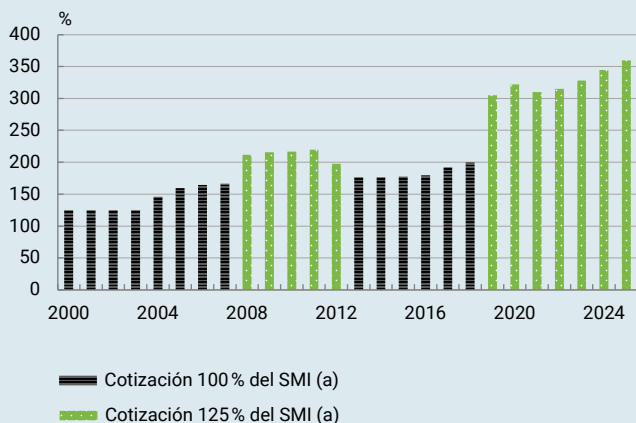
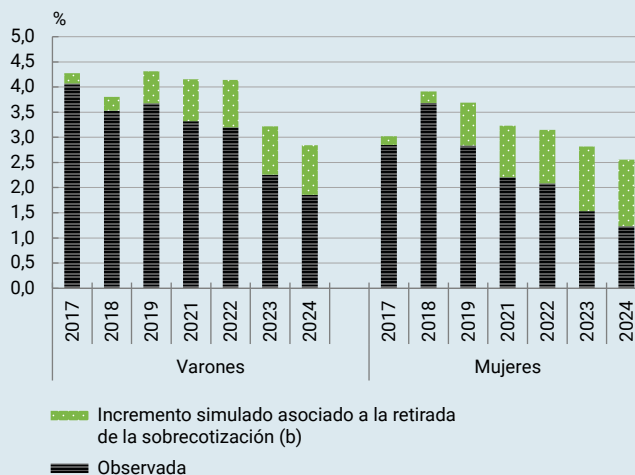


Gráfico 6
Probabilidad de encontrar empleo el próximo mes para individuos de 55 años que cobran el subsidio con cotización



FUENTES: Instituto Nacional de Estadística, Tesorería General de la Seguridad Social, Instituto de Estudios Fiscales/Agencia Estatal de Administración Tributaria y Banco de España.

- a Cociente entre la base de cotización aplicada a los perceptores del subsidio para mayores de 52/55 años (100 % o 125% del SMI, según los años) y lo que se cobra de subsidio (80 % del IPREM). Como en 2007 se empezó a cotizar por el 125 % del SMI a finales de noviembre, en el gráfico solo se han incorporado datos a partir de 2008. En 2019, el cambio se produjo en febrero, por lo que se refleja en todo el año. En 2012, el cambio en el porcentaje del SMI que se cotizaba se produjo a mitad de año, por lo que en el gráfico se ha calculado la ratio de ese año con el promedio entre ambos valores (112,5%).
- b Simulación a partir de una extensión del modelo de Guillamón, Izquierdo y Puente (2026), excluyendo el año 2020.

7 En particular, se calculan tres variables: cuantía del subsidio ordinario, cuantía del subsidio permanente y base de cotización de este último. En los tres casos, se reescala por el salario del trabajo anterior. También se hace interaccionar las tres variables con características del individuo tales como el género o la educación, dando lugar a diferentes estimaciones para cada individuo.

8 El gráfico 6 presenta efectos medios, pero el ejercicio de microsimulación ofrece un incremento de probabilidad distinto para cada individuo. Por ejemplo, para el caso de las mujeres en 2024, el incremento de probabilidad medio de 1,33 puntos porcentuales (pp) representado en el gráfico proviene de una distribución más amplia, en la que los percentiles 5 y 95 equivalen, respectivamente, a 0,85 pp y 3 pp.

Recuadro 1.6

EL SUBSIDIO DE DESEMPLEO PARA MAYORES DE 52/55 AÑOS EN ESPAÑA (cont.)

Este mayor efecto sería consecuencia tanto de la subida que experimentó el SMI en 2019 como del incremento de la cotización hasta el 125 % del SMI.

Los resultados anteriores apuntan a que una parte relevante del desincentivo a la reincorporación al empleo que genera el subsidio de desempleo para mayores de 52/55 años estaría asociado a la sobrecotización que conlleva esta prestación. No obstante, esta evidencia requiere de ciertas cautelas adicionales, ya que los datos que permiten separar el efecto de la sobrecotización del

resto de las características del subsidio proceden exclusivamente de las variaciones del SMI independientes del IPREM, así como de los cambios de base de cotización entre el 100 % y el 125 % del SMI. Estas variaciones son de una magnitud reducida en comparación con las diferencias entre individuos en la ratio de reemplazamiento, lo que dificulta una estimación precisa del efecto aislado de la sobrecotización. En consecuencia, parte de los efectos de la sobrecotización estimados en este ejercicio podrían estar en realidad asociados a otras características de este subsidio, como, por ejemplo, su duración indefinida.

Recuadro 1.7

LA EVOLUCIÓN DE LOS INGRESOS Y GASTOS PÚBLICOS DESDE LA PANDEMIA

En España, desde el desencadenamiento de la pandemia de COVID se ha observado un notable incremento de los ingresos y gastos públicos, que han visto aumentado su peso respecto al PIB. En particular, los ingresos han aumentado su peso entre 2019 y 2025 en 3,2 puntos porcentuales (pp), mientras que los gastos lo han hecho en 2,5 pp. Si se incluyen los fondos europeos del Mecanismo de Recuperación y Resiliencia (MRR), estos incrementos ascienden a 4 pp y 3,3 pp, respectivamente (véanse gráficos 1 y 2). Así, los ingresos públicos en España alcanzaron el 42,9 % del PIB en 2025 y los gastos el 45,3 % (véase cuadro 1).

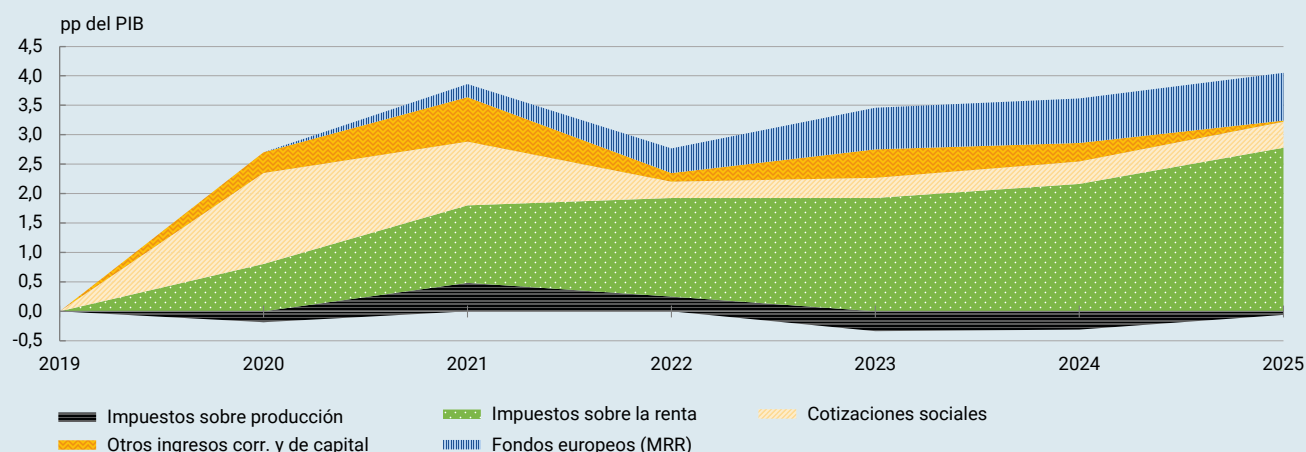
En ese mismo período, en la media de la Unión Económica y Monetaria (UEM)¹ (incluyendo el MRR), los gastos públicos en porcentaje del PIB han crecido incluso más que en España (4,5 pp), mientras que los ingresos públicos lo han hecho en menor medida (1,6 pp). Esto ha situado el nivel de gasto en la media de la UEM 1,4 pp por encima del de España (4,6 pp si se compara con el agregado de la UEM), mientras que en los ingresos se ha producido una cierta convergencia de España hacia la media de la UEM, que aún se situaría 1,8 pp por encima (4 pp para el agregado de la UEM). Como resultado de ello, los saldos

de las Administraciones Públicas (AAPP) en ambas áreas se han aproximado, deteriorándose notablemente el de la UEM (del -0,5 % al -2,9 % del PIB), frente a una cierta mejora en España (del -3,1 % al -2,4 %). En términos del saldo primario, en la UEM se ha producido un deterioro en este período, desde el superávit del 1,1 % en 2019 a un déficit del 1 % en 2025, mientras que en España se alcanzó el equilibrio en 2025, frente al déficit del 0,8 % observado en 2019.

En este recuadro se analizan las partidas y los determinantes que han influido en la evolución de los ingresos y gastos públicos en España y se estudia su persistencia a efectos de evaluar su posible evolución futura².

El análisis de la evolución reciente de los *ingresos públicos* muestra que el notable incremento observado desde 2019 se ve explicado principalmente por los impuestos directos, seguidos de las cotizaciones sociales. Esto, a su vez, estaría determinado tanto por un incremento robusto de las bases tributarias, por encima del crecimiento del PIB, como por las medidas discrecionales adoptadas y por el efecto de la progresividad en frío.

Gráfico 1
Evolución de la ratio de ingresos sobre el PIB desde 2019 y sus componentes



FUENTES: Banco de España e Intervención General de la Administración del Estado.

1 Media aritmética de las ratios de ingresos y gastos sobre PIB de los países de la UEM.
 2 Para más información, véase Esteban García-Mirallas y Juan Manuel Scarilli. "Los ingresos y los gastos públicos desde la pandemia". Documento Ocasional, Banco de España. De próxima publicación. En este informe se combina un análisis muy desagregado de la información disponible sobre los ingresos y los gastos, así como diferentes técnicas de modelización que explotan microdatos tributarios y modelos para descomponer los determinantes de los ingresos públicos.

Recuadro 1.7

LA EVOLUCIÓN DE LOS INGRESOS Y GASTOS PÚBLICOS DESDE LA PANDEMIA (cont.)

En concreto, en el gráfico 1 destaca el crecimiento de los impuestos sobre la renta, que han ganado 2,8 pp de peso sobre el PIB entre 2019 y 2025. De estos, 1,7 pp se deberían al impuesto sobre la renta de las personas físicas (IRPF) y 1 pp al impuesto sobre sociedades. Asimismo, las cotizaciones sociales han incrementado su peso en 0,4 pp, mientras que los impuestos sobre la producción lo

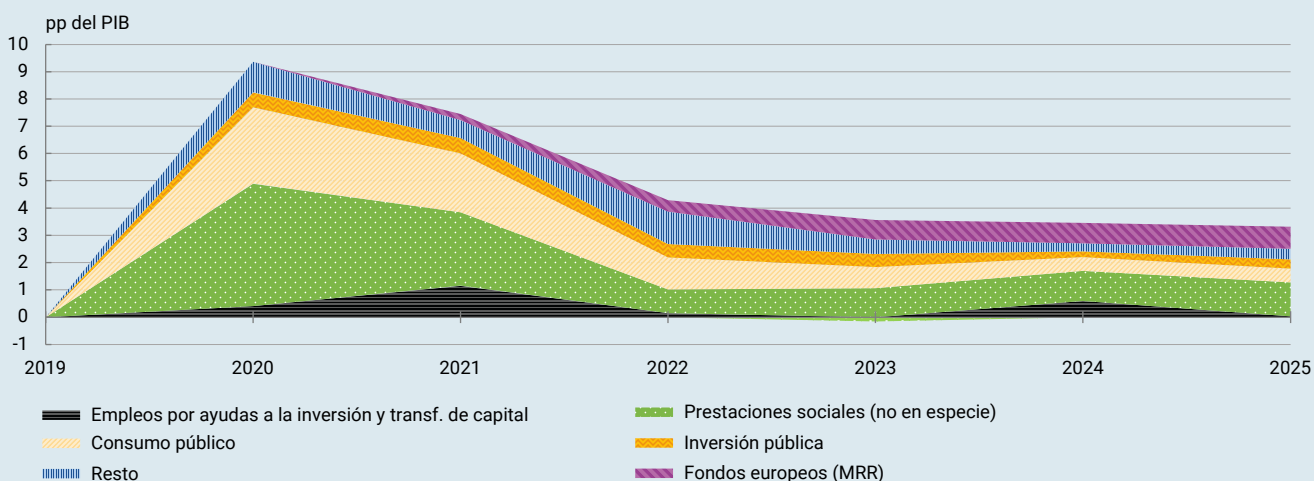
han reducido en 0,1 pp y otros ingresos corrientes y de capital se han mantenido estables en relación con el PIB. Por su parte, los fondos del MRR habrían aportado 0,8 pp de ingresos en 2025.

En relación con los factores que han causado esta evolución, de acuerdo con la metodología presentada en

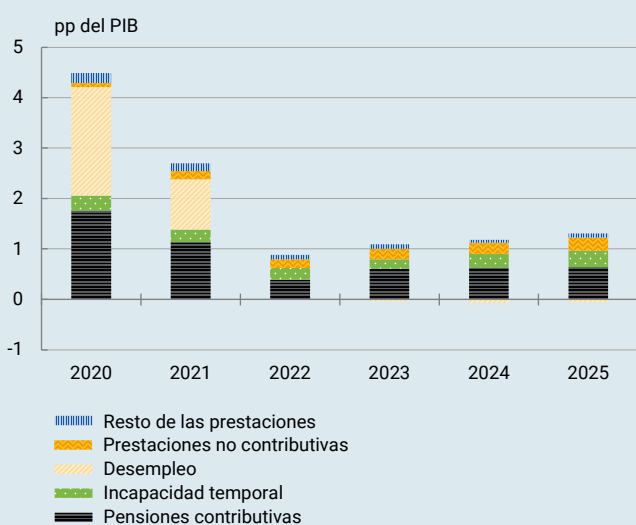
Gráfico 2

Desde la pandemia, el gasto público ha incrementado su peso sobre el PIB; destaca el aumento en prestaciones sociales, especialmente en incapacidad temporal, y la persistencia de un elevado gasto en consumos intermedios

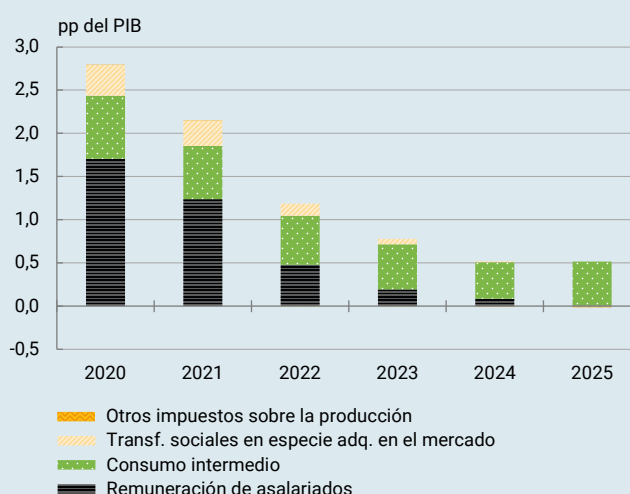
2.a Evolución de la ratio de gasto público sobre el PIB desde 2019 y sus componentes



2.b Evolución de la ratio de prestaciones sociales sobre el PIB desde 2019 y sus componentes



2.c Evolución de la ratio de consumo público sobre el PIB desde 2019 y sus componentes



FUENTES: Banco de España e Intervención General de la Administración del Estado, basado en García-Miralles y Scarilli (2026).

Recuadro 1.7

LA EVOLUCIÓN DE LOS INGRESOS Y GASTOS PÚBLICOS DESDE LA PANDEMIA (cont.)

García-Miralles y Martínez Pagés (2023)³, cabe destacar tres determinantes principales. En primer lugar, las bases

de los impuestos han crecido por encima del PIB, al concentrarse el crecimiento económico de este período en

Cuadro 1
 Evolución de los ingresos y gastos públicos, como porcentaje del PIB

pp del PIB

	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025
Total ingresos públicos	39,0	41,5	42,8	41,7	42,1	42,3	42,9
Impuestos sobre la renta y el patrimonio	10,3	11,1	11,6	12,0	12,2	12,5	13,1
IRPF (incluyendo personas físicas no residentes)	7,9	8,8	8,6	9,0	9,0	9,1	9,6
IS (incluyendo personas jurídicas no residentes)	2,1	2,0	2,6	2,7	2,8	2,9	3,1
Otros impuestos sobre la renta y el patrimonio	0,3	0,4	0,4	0,3	0,4	0,4	0,4
Impuestos sobre la producción	11,4	11,2	11,9	11,7	11,1	11,1	11,3
IVA (incluido IGIC)	6,5	6,3	6,8	6,8	6,4	6,4	6,8
Impuestos sobre los productos (IIEE, ITPAJD, etc.)	3,2	3,1	3,3	3,1	2,8	2,9	3,1
Otros impuestos sobre la prod. y las importaciones	1,7	1,9	1,9	1,7	1,8	1,7	1,5
Cotizaciones sociales	12,8	14,4	13,9	13,1	13,2	13,2	13,3
Otros recursos corrientes y de capital	4,4	4,8	5,2	4,6	4,9	4,7	4,4
Ingresos por fondos europeos (MRR)	0,0	0,0	0,2	0,4	0,7	0,8	0,8
Promedio de ingresos UEM	43,1	43,0	43,3	43,2	43,3	44,3	44,7
Agregado de ingresos UEM	46,5	46,6	46,9	46,5	45,9	46,5	46,9
Total gasto público	42,0	51,4	49,5	46,3	45,4	45,5	45,3
Prestaciones sociales	15,7	20,2	18,4	16,6	16,8	16,8	17,0
Pensiones contributivas	12,2	14,0	13,4	12,6	12,9	12,9	12,9
Incapacidad temporal	0,8	1,1	1,0	1,0	0,9	1,0	1,1
Desempleo	1,5	3,7	2,5	1,5	1,5	1,4	1,5
Prestaciones no contributivas	0,3	0,4	0,5	0,5	0,5	0,6	0,6
Resto de prestaciones	0,9	1,0	1,0	0,9	0,9	0,9	0,9
Consumo público	18,6	21,4	20,7	19,7	19,3	19,1	19,1
Remuneración de asalariados	10,7	12,5	12,0	11,2	10,9	10,8	10,8
Consumo intermedio	5,1	5,9	5,8	5,7	5,7	5,6	5,6
Transf. sociales en especie adq. en el mercado	2,6	3,0	2,9	2,8	2,7	2,6	2,6
Inversión pública	2,2	2,8	2,8	2,7	2,7	2,4	2,6
Ayudas a la inversión y transf. de capital	0,8	1,2	1,9	0,9	0,6	1,3	0,8
Atípicos (a)	0,1	0,2	1,1	0,1	0,0	0,8	0,3
Otros	0,7	0,9	0,8	0,8	0,6	0,6	0,5
Resto	4,8	5,9	5,4	6,0	5,3	5,1	5,2
Subvenciones	1,0	1,9	1,4	1,9	1,4	1,2	1,2
Intereses efectivos pagados	2,3	2,2	2,1	2,3	2,4	2,4	2,4
Otras transferencias y pagos corrientes	1,5	1,8	1,9	1,7	1,6	1,5	1,6
Total de gasto de fondos europeos (MRR)	0,0	0,0	0,2	0,4	0,7	0,8	0,8
Empleos de capital, de los cuales:	0,0	0,0	0,2	0,3	0,5	0,6	0,7
Formación bruta de capital fijo	0,0	0,0	0,0	0,1	0,3	0,3	0,3
Promedio de gasto público UEM	42,2	49,6	47,4	45,2	45,5	46,0	46,7
Agregado de gasto público UEM	47,0	53,6	52,0	49,9	49,4	49,5	49,9

FUENTES: Banco de España, Intervención General de la Administración del Estado y Eurostat.

a Transferencias de capital relacionadas con el COVID-19, los desastres naturales y las sentencias judiciales.

³ Esteban García-Miralles y Jorge Martínez Pagés. (2023). "Los ingresos públicos tras la pandemia. Residuos fiscales e inflación". *Boletín Económico - Banco de España*, 2023/T1, 16.

Recuadro 1.7

LA EVOLUCIÓN DE LOS INGRESOS Y GASTOS PÚBLICOS DESDE LA PANDEMIA (cont.)

componentes que están más sujetos a tributación, lo cual habría aportado 1,5 pp del incremento experimentado entre 2019 y 2025. Así, el dinamismo observado en las bases tributarias durante este período presentaría una evolución estrechamente vinculada al ciclo económico. Esto es coherente con el hecho de que determinadas figuras impositivas como el IRPF o el impuesto sobre sociedades tiendan a mostrar una mayor respuesta al ciclo económico (elasticidades superiores a 1 o *tax buoyancy*)⁴.

En segundo lugar, durante este período se ha producido un incremento de los tipos efectivos del IRPF debido al efecto de la progresividad en frío resultante de no actualizar plenamente los parámetros al ritmo al que han crecido las rentas de los hogares o la inflación, lo cual habría aportado 1,2 pp al crecimiento de la ratio de ingresos⁵. En ausencia de medidas destinadas a revertir el aumento registrado en los tipos medios efectivos, su efecto sería estructural y, mientras no se produzcan nuevas actualizaciones, los tipos medios efectivos seguirían incrementándose⁶.

En tercer lugar, otras medidas de ingresos han aportado en torno a 0,8 pp⁷. Entre estas, cabe destacar los aumentos de cotizaciones sociales asociados a la reforma de pensiones, el impuesto temporal a los bancos y la limitación a la compensación de pérdidas de filiales en el cálculo de la base imponible del impuesto sobre sociedades.

Por el lado del *gasto público*, tras las medidas derivadas de la crisis financiera de 2008 y la posterior recuperación económica, este se encontraba en una senda decreciente en los años previos al COVID⁸. No obstante, la pandemia supuso un punto de inflexión en esta tendencia y provocó el aumento del gasto en casi todas las partidas.

Desde 2019, la ratio de gasto público sobre el PIB ha aumentado en 2,5 pp, excluyendo el gasto relacionado con el MRR, que añadió otros 0,8 pp a esta ratio (véase gráfico 2.a).

El crecimiento del gasto público descansa sobre un amplio conjunto de partidas; no obstante, las prestaciones sociales, el consumo público y, en menor medida, la inversión pública financiada con fondos domésticos concentraron el grueso de este aumento (2,1 pp).

Por funciones (véase cuadro 2), el aumento de peso del gasto sobre el PIB hasta 2024 (último año disponible en este caso) se centra en protección social (1,4 pp), asuntos económicos (0,9 pp) y salud y servicios públicos generales (0,4 pp cada uno de ellos). Asimismo, por subsectores, se observa una ganancia de peso en el gasto total por parte de la Administración Central (0,7 pp), en detrimento de las Corporaciones Locales (-0,5 pp) y la Seguridad Social (-0,3 pp). Las comunidades autónomas ganan peso en vivienda, salud, servicios públicos generales y orden público, mientras que lo pierden en asuntos económicos y educación.

El análisis individualizado de las principales partidas de gasto resulta clave para valorar el grado de persistencia de su incremento reciente⁹.

En primer lugar, destaca el crecimiento de las prestaciones sociales no en especie, que han ganado 1,3 pp de peso sobre el PIB entre 2019 y 2025 (véase gráfico 2.b). De estos, 0,6 pp se deben a un aumento del gasto en pensiones contributivas, 0,3 pp al incremento de la incapacidad temporal (IT) —muy generalizado en España, tanto por comunidad autónoma como por edad y sector

4 Vincent Belinga, Dora Benedek, Ruud de Mooij y John Norregaard. (2014). "Tax Buoyancy in OECD Countries". IMF Working Papers, WP/14/110, International Monetary Fund.

5 Para un análisis detallado de este fenómeno en España durante el período reciente, véase Sofía Balladares y Esteban García-Miralles. (2026). "Fiscal Drag with Microsimulation: Evidence from Spanish Tax Records". *Fiscal Studies*, pp. 1-25. Asimismo, en Esteban García-Miralles et al. (2026). "Fiscal drag in theory and in practice: A European perspective". *European Economic Review*, 185(105275) se documenta este fenómeno en Europa, destacando España como uno de los países donde ha sido más prevalente.

6 No obstante, cabe señalar que los tipos efectivos se sitúan ya en niveles máximos en términos históricos, lo que podría sugerir un ajuste a la baja en el marco de futuras reformas tributarias.

7 Otros factores no contemplados explícitamente en el modelo supondrían una minoración de la ratio de ingresos sobre el PIB de 0,3 pp.

8 Francisco Martí y Javier J. Pérez. (2015). "Spanish Public Finances through the Financial Crisis". *Fiscal Studies*, 36(4), pp. 527-554.

9 Cabe señalar que las medidas adoptadas para hacer frente a la crisis sanitaria y económica asociada a la pandemia de COVID-19 tuvieron en todos los casos un carácter transitorio. Su impacto presupuestario supuso un aumento del gasto público de 3,9 pp, 2,9 pp y 0,5 pp en 2020, 2021 y 2022, respectivamente, efectos que se extinguieron en 2023. Por tanto, el aumento del gasto público observado desde 2019 parecería estar más vinculado a decisiones de carácter estructural que a medidas de naturaleza transitoria que, con el tiempo, hayan adquirido carácter permanente.

Recuadro 1.7

LA EVOLUCIÓN DE LOS INGRESOS Y GASTOS PÚBLICOS DESDE LA PANDEMIA (cont.)

de actividad¹⁰— y 0,3 pp a las prestaciones no contributivas (fundamentalmente, el ingreso mínimo vital). En cambio, el gasto en prestaciones por desempleo ha disminuido en 0,1 pp del PIB entre 2019 y 2025, reflejando la reducción de la tasa de paro.

En segundo lugar, el consumo público ha aumentado en 0,5 pp del PIB entre 2019 y 2025, incremento que se eleva hasta 0,6 pp al incorporar el gasto asociado al MRR. A pesar del carácter aparentemente transitorio del aumento registrado durante la pandemia, estos incrementos se han mantenido relativamente estables en algunas partidas. En este ámbito destacan particularmente los consumos intermedios, como muestra el gráfico 2.c. Estos se incrementaron en 0,7 pp entre 2019 y 2020¹¹, y han

sostenido la mayor parte de ese incremento (0,5 pp) hasta 2025. Esto contrasta con el resto de los componentes del consumo público, en los que el fuerte aumento observado en 2020 se diluyó en los años posteriores.

En un análisis más detallado, y con datos hasta 2024, se pueden desglosar los componentes que explican el aumento del consumo público en general y de los consumos intermedios en particular según las distintas funciones del gasto público¹². Entre 2019 y 2024, el consumo público aumentó en 0,6 pp del PIB. Algo más de la mitad de este aumento corresponde a consumos en sanidad (0,3 pp), entre los que destacan, por su mayor persistencia, la remuneración de asalariados (casi 0,2 pp, especialmente concentrada en los servicios

Cuadro 2
 Evolución del gasto público por funciones (COFOG) y subsectores (a). 2019-2024

Clasificación funcional	2019					2024				
	AAPP	AC	AASS	CCAA	CCLL	AAPP	AC	AASS	CCAA	CCLL
	% del PIB	% de gasto				% del PIB	% de gasto			
01 Servicios públicos generales	5,4	64,0	0,2	18,1	17,7	5,8	64,5	0,3	18,8	16,4
02 Defensa	0,8	100,0	—	—	—	0,9	100,0	—	—	—
03 Orden público y seguridad	1,8	53,3	—	23,4	23,3	1,8	52,2	—	24,6	23,2
04 Asuntos económicos	4,2	38,9	5,1	32,3	23,6	5,1	42,2	3,9	31,6	22,4
05 Protección del medio ambiente	0,9	6,4	—	21,5	72,1	1,0	12,7	—	22,3	65,0
06 Vivienda y servicios comunitarios	0,4	1,1	—	36,6	62,3	0,5	2,6	—	40,7	56,7
07 Salud	6,1	3,8	2,2	92,8	1,2	6,5	3,5	1,9	93,7	0,9
08 Ocio, cultura y religión	1,2	16,4	—	22,8	60,7	1,2	17,6	—	22,6	59,8
09 Educación	4,0	3,4	0,0	91,3	5,3	4,1	4,0	0,0	90,7	5,2
10 Protección social	17,3	10,1	80,4	5,9	3,6	18,7	9,9	80,3	6,4	3,4
TOTAL	42,0	22,0	33,9	32,5	11,5	45,5	22,7	33,7	32,6	11,0

FUENTES: Intervención General de la Administración del Estado y Banco de España.

a AAPP: Administraciones Públicas; AC: Administración Central; AASS: Administraciones de la Seguridad Social; CCAA: comunidades autónomas; CCLL: Corporaciones Locales.

10 Banco de España. (2025). "Recuadro 5. Un primer análisis del aumento de las bajas por incapacidad temporal en España". En Banco de España, *Informe Anual 2024*, pp. 172-175. Según el estudio sobre IT publicado por la Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal (AIReF) en el marco de la segunda fase del Spending Review 2022-2026, la incidencia de las bajas por contingencias comunes ha aumentado cerca de un 60 % entre 2017 y 2024, con una especial incidencia de las enfermedades musculoesqueléticas y respiratorias. El mayor crecimiento acumulado se observa en las enfermedades infecciosas (que duplican su impacto) y las mentales (+80 %). Las condiciones mentales presentan las mayores duraciones medias (98,5 días en 2024). Véase AIReF. (2025). *Incapacidad temporal. Estudio*.

11 Algo similar ocurrió tras la crisis financiera, cuando los consumos intermedios aumentaron en 0,7 pp del PIB entre 2007 y 2009, para retornar a su nivel de 2007 en 2017. Sin embargo, en aquel momento el incremento del gasto de remuneración de asalariados nunca retornó a su nivel previo a la crisis.

12 Si bien los datos de la Clasificación Funcional del Gasto de las Administraciones Públicas (COFOG) en los que se basa el gráfico 2.a no brindan un desglose del MRR, se utiliza una estimación del Banco de España donde las partidas reflejadas se presentan netas de gasto en MRR. En cualquier caso, la magnitud del MRR en el gasto en consumo público se estima inferior a 0,1 pp del PIB en cada año del período presentado.

Recuadro 1.7

LA EVOLUCIÓN DE LOS INGRESOS Y GASTOS PÚBLICOS DESDE LA PANDEMIA (cont.)

ambulatorios)¹³ y los consumos intermedios por servicios hospitalarios (0,2 pp del PIB). La variación positiva en el resto del consumo público más allá del sector sanidad se explica en gran parte por el aumento de los consumos intermedios en el gasto relacionado con los asuntos económicos (0,1 pp) y la protección social (0,1 pp), así como por la suma del resto de las partidas (0,1 pp).

En tercer lugar, la inversión pública ha aumentado en 0,3 pp del PIB entre 2019 y 2025. Este incremento se duplicaría, hasta los 0,7 pp, si se incluye el impulso derivado de los fondos del MRR.

Por último, el gasto en el resto de las partidas aumentó en 0,4 pp del PIB durante este período, como resultado de la evolución conjunta de algunas de ellas, entre las que destacan las subvenciones (con un incremento de 0,2 pp) y los intereses efectivos (0,1 pp).

Tras esta caracterización de las dinámicas recientes del gasto público, es importante evaluar su *grado de persistencia*. La naturaleza de las partidas que han mostrado un mayor dinamismo, combinada con un análisis de persistencia basado en su comportamiento histórico, permite anticipar cierto grado de inercia, especialmente por el lado de los gastos.

Así, las prestaciones sociales están condicionadas por el proceso de envejecimiento demográfico y por el aumento del gasto asociado a las bajas por incapacidad temporal. En este último caso, la AIReF señala en su informe que ello podría responder tanto a factores coyunturales —relacionados con las secuelas de la pandemia y las tensiones en la atención primaria— como a elementos de carácter más estructural derivados del diseño de estas prestaciones¹⁴.

En lo que respecta al consumo público, su evolución resulta especialmente relevante desde la perspectiva de la orientación fiscal y del análisis de su grado de persistencia, en tanto que constituye una de las partidas de gasto con margen de ajuste discrecional en el corto plazo. En este caso,

los componentes del consumo público que han mostrado un mayor dinamismo son aquellos vinculados a determinados servicios sanitarios que no han revertido al peso relativo sobre el PIB observado antes de la pandemia. Este aumento se concentra, además, en partidas con un comportamiento más inercial, como es la remuneración de asalariados y los consumos intermedios en servicios ambulatorios.

La partida de inversión pública (2,6 % del PIB al excluir el gasto asociado al MRR) se mantiene por debajo de su media histórica (3,4 % desde 1995) y, de cara al futuro, afronta presiones al alza derivadas de los compromisos adquiridos en materia de defensa.

Por otro lado, dentro del resto de las categorías de gasto, cabe destacar el aumento del correspondiente a las subvenciones, que incorpora diversas actuaciones orientadas a mitigar los efectos de la crisis energética, como el subsidio al transporte público, implementado en 2022 y que, tras sucesivas modificaciones, se ha mantenido en el tiempo.

El análisis presentado en este recuadro documenta un incremento significativo del tamaño de las AAPP, medido a través de las ratios de ingresos y de gasto público como porcentaje del PIB (véase cuadro 1). Por el lado del gasto, el análisis indica que el aumento de este muestra una elevada inercia en ausencia de medidas que modifiquen su trayectoria, concentrándose en mayor medida en prestaciones sociales, consumo público —especialmente gasto sanitario— e inversión pública. Por su parte, el dinamismo de los ingresos responde a una combinación de elementos vinculados al ciclo económico y factores de naturaleza más permanente asociados a medidas discrecionales, entre las que destaca la falta de indexación completa del IRPF, que ha contribuido a un incremento apreciable de la recaudación. Estas tendencias¹⁵ subrayan la necesidad de definir de manera específica y granular una estrategia fiscal de medio plazo que tenga en cuenta tanto las dinámicas recientes de estas partidas como las nuevas necesidades de gasto en materia de defensa, cambio climático o digitalización.

13 La comparación entre sanidad y educación resulta ilustrativa: ambos sectores concentran en torno a una cuarta parte del empleo público y una proporción similar de la remuneración total de asalariados. Entre 2019 y 2024, el empleo público en educación creció un 18 %, por encima del conjunto del empleo público total (10 %), pero su remuneración se mantuvo estable en porcentaje del PIB. En cambio, en sanidad el empleo aumentó un 8 %, mientras que la remuneración de asalariados incrementó su peso en el PIB en 0,2 pp. Por último, el gasto en farmacia permaneció constante en términos de PIB durante el período, a diferencia de etapas anteriores.

14 De esta forma, el gasto en protección social aumentó 1,4 pp por encima de su nivel de 2019, principalmente debido a las prestaciones sociales distintas a las transferencias sociales en especie (1,2 pp).

15 Este análisis también se corrobora al utilizar la metodología de la Comisión Europea y el Eurosistema, basada en la descomposición de ingresos en la parte cíclica —relacionada con la posición cíclica de la economía— y la estructural. Los resultados indican que, desde 2019, el componente cíclico de ingresos y gastos habría tenido una importancia relativamente contenida (en torno al 20-30 % del aumento observado).

Recuadro 2.1

HETEROGENEIDAD EN EL CRECIMIENTO DEL PRECIO DE LA VIVIENDA EN LAS GRANDES ÁREAS URBANAS DE ESPAÑA: UNA PRIMERA APROXIMACIÓN BASADA EN UN ÍNDICE DE VENTAS REPETIDAS

La disponibilidad de datos granulares sobre compraventas de vivienda permite calcular indicadores del precio de la vivienda, tanto de sus importes medios como en términos de metro cuadrado, para distintos ámbitos geográficos. Estas métricas pueden ser informativas del precio promedio de las transacciones de vivienda en un período y una localización geográfica concretos. No obstante, este tipo de indicadores están sujetos a sesgos si se usan para medir la evolución del precio de la vivienda en diferentes momentos del tiempo y no se consideran las distintas características de las viviendas transaccionadas. En este recuadro se presentan los resultados experimentales de un índice de precios de la vivienda usada, basado en la metodología de ventas repetidas —o índice Case-Shiller—, que proporciona una medición alternativa de la evolución de los precios de la vivienda para las seis grandes áreas urbanas de mayor dimensión de España durante el período de recuperación del mercado de la vivienda entre 2014 y 2024. Este índice se construye a partir de la información granular sobre las compraventas de vivienda y sus características, digitalizada desde el año 2007 por el Consejo General del Notariado.

El cálculo de la variación del precio de la vivienda a partir de los precios medios por metro cuadrado de distintos años puede ser poco informativo de la evolución del precio de la vivienda si no se efectúa un tratamiento estadístico. El principal problema radica en que la composición de las viviendas transaccionadas con las que se calculan los precios medios cambia en el tiempo y en el espacio. Por ejemplo, si en un año se transacciona una mayor proporción de viviendas de menor calidad, el precio medio podría crecer menos que si se calculan las diferencias de los precios de viviendas con características comparables. Del mismo modo, si aumenta la proporción de compraventas en zonas geográficas con una mayor renta, el precio medio para el conjunto de un territorio se podría incrementar en una mayor cuantía que el aumento del precio en las zonas con mayor renta. Por lo tanto, el cálculo de tasas de variación a partir de indicadores de precios medios por metro cuadrado mezcla cambios en los precios con cambios en la composición de las viviendas transaccionadas.

El Instituto Nacional de Estadística elabora el [índice de precios de la vivienda \(IPV\)](#) con el objetivo de medir adecuadamente la evolución de los precios de compraventa de las viviendas de precio libre, tanto nuevas como de segunda mano, a lo largo del tiempo. Este índice está disponible con frecuencia trimestral desde 2007 para todas las comunidades autónomas y el conjunto de España. La metodología adoptada por el IPV combina la agrupación de viviendas con características comunes (estratificación) y modelos de regresiones hedónicas que permiten controlar por las características observables de las viviendas. Esta aproximación metodológica calcula la variación de los precios manteniendo fijas las características observables de las viviendas y ponderando las distintas tipologías de viviendas (estratos) en función de su peso relativo en el gasto total en vivienda¹. Este índice es el más adecuado para medir la evolución del precio de la vivienda en España y fija la composición de las viviendas en función de sus características observadas. No obstante, no se dispone de este tipo de índices de precios para unidades geográficas de ámbito local, como municipios o áreas urbanas.

La literatura de índices de precios ha propuesto métodos alternativos para proporcionar una adecuada medición de la variación de los precios de la vivienda. En este recuadro se exponen los resultados experimentales para las grandes áreas urbanas de España de una de estas alternativas: un índice de ventas repetidas del tipo Case-Shiller. Esta aproximación se basa en calcular diferencias de precios de la misma vivienda cuya venta se repite en el tiempo y posteriormente agregar la información de los cambios en los precios de todas las ventas repetidas en un mercado. La comparación del precio de una misma vivienda en distintos momentos del tiempo permite controlar por la calidad o las características de la vivienda —incluidas aquellas complejas o imposibles de medir— que no varían en el tiempo. Esta aproximación, al controlar por estas características, tiene como principal ventaja limitar los potenciales sesgos causados por cambios en la composición de las viviendas, además de la simplicidad de su implementación, al reducir la necesidad de supuestos y de datos sobre las características de las viviendas².

1 El [diseño metodológico del IPV](#) se realiza de acuerdo con el indicador de precios de la vivienda armonizado de la Unión Europea (*House Price Index*), coordinado por Eurostat. El IPV es un índice de Laspeyres encadenado que pondera las viviendas con características comunes de acuerdo con el peso relativo de estas viviendas en el gasto total en los dos años previos.

2 Véanse, para detalles metodológicos, Karl E. Case y Robert J. Shiller. (1987). "Prices of single family homes since 1970: New indexes for four cities". *New England Economic Review*, September/October, pp. 45-56; Karl E. Case y Robert J. Shiller. (1989). "The Efficiency of the Market for Single-Family Homes". *American Economic Review*, 79(1), pp. 125-137, y Jan de Haan. (2013). "Repeat Sales Methods". En *Handbook on Residential Property Price Indices (RPPIs)*. Fondo Monetario Internacional.

Recuadro 2.1

HETEROGENEIDAD EN EL CRECIMIENTO DEL PRECIO DE LA VIVIENDA EN LAS GRANDES ÁREAS URBANAS DE ESPAÑA: UNA PRIMERA APROXIMACIÓN BASADA EN UN ÍNDICE DE VENTAS REPETIDAS (cont.)

No obstante, este método también presenta limitaciones, entre las que destacan las siguientes: i) la necesidad de series de compraventas largas que permitan identificar un número de ventas repetidas que garantice la robustez estadística del índice, ya que en mercados con poca liquidez —número reducido de reventas de vivienda— el índice puede ser más volátil y menos fiable³; ii) la infrarrepresentación de las viviendas nuevas en la medición de los precios; iii) la dificultad de realizar ajustes que capturen el efecto en los precios de la depreciación o de las reformas de las viviendas, o iv) un posible sesgo al alza en la medición de los precios de la vivienda en fases alcistas y una mayor volatilidad a corto plazo por la selección de viviendas que se revenden en los mercados más dinámicos⁴.

El índice de ventas repetidas calculado para este recuadro realiza una serie de supuestos y ajustes para reducir sus posibles sesgos. En concreto, el índice se calcula para las viviendas libres colectivas —no se incluyen las viviendas protegidas ni las unifamiliares, cuya muestra es menor—, y se eliminan valores atípicos⁵ y ventas repetidas en un período inferior al año con el fin de mitigar sesgos por cambios en la calidad no observada de las viviendas. El cálculo del índice se realiza a partir de la estimación estándar de una especificación basada en la variación logarítmica del precio entre dos ventas de una misma vivienda y la inclusión de indicadores del período de venta actual y del anterior⁶. Esta serie se deflacta con el IPC para disponer de una serie en términos reales.

En el gráfico 1 se muestra la variación anual de los precios reales de la vivienda en España entre 2014 y 2024 estimada según el método de ventas repetidas Case-Shiller.

En promedio, durante este período la tasa de variación de los precios de la vivienda ajustada por la inflación es del 4,7 %. Este crecimiento de los precios supera el aumento del precio medio por metro cuadrado no ajustado por efectos composición⁷. Este diferencial indicaría que se habrían producido cambios relevantes en la composición de las viviendas transaccionadas tanto en el tiempo como en la geografía, cuya omisión sesgaría a la baja el crecimiento de los precios de la vivienda. Entre las posibles causas que explicarían esta divergencia se encontrarían mecanismos de ajuste en la calidad de las viviendas que adquieren los hogares en fases alcistas de los precios, como, por ejemplo, una mayor proporción de compras de vivienda en municipios de áreas urbanas más alejados de sus centros con el objetivo de reducir el importe medio de las compras de vivienda.

La riqueza de los datos granulares disponibles permite calcular índices de precios Case-Shiller para las áreas urbanas con una mayor actividad del mercado inmobiliario, en las que se identifica un número suficiente de ventas repetidas. En este recuadro se discuten los resultados para las áreas urbanas de Madrid, Barcelona, València, Sevilla, Málaga y Zaragoza⁸. Cabe enfatizar el carácter experimental de estos indicadores, especialmente en las áreas urbanas donde se dispone de un menor número de transacciones para estimar los índices de precios y en las que los intervalos de confianza de la estimación puntual presentan una mayor magnitud. En el gráfico 2 se recoge el crecimiento anual promedio de los precios reales de la muestra de viviendas repetidas en las seis áreas urbanas en el período 2014-2024.

3 Los datos granulares de transacciones empiezan en 2007, pero los resultados se reportan solo para el período de recuperación 2014-2024, para el que existe un tamaño muestral que permite estimar estos índices de precios con fiabilidad estadística.

4 Véanse Nancy E. Wallace y Richard A. Meese. (1997). "The construction of residential housing price indices: a comparison of repeat-sales, hedonic-regression, and hybrid approaches". *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 14(1), pp. 51-73; Eric Ghysels, Alberto Plazzi, Rossen Valkanov y Walter Torous. (2013). "Forecasting real estate prices". *Handbook of Economic Forecasting*, 2, pp. 509-580, y Mick Silver. (2016). "How to better measure hedonic residential property price indexes". IMF Working Papers, 16/213.

5 No se consideran las observaciones correspondientes al 1 % más alto y al 1 % más bajo de los cambios de precios para cada período que transcurre entre ventas repetidas y para cada ámbito geográfico. Asimismo, se eliminan las observaciones con un precio por metro cuadrado situadas por debajo o por encima de los percentiles 1 y 99 de los valores observados a nivel de provincia en la que se localiza la vivienda en los 12 meses previos a la transacción.

6 Estos últimos se incluyen con signo negativo. Véase, por ejemplo, Jan de Haan. (2013). "Repeat Sales Methods". En *Handbook on Residential Property Price Indices (RPPIs)*. Fondo Monetario Internacional.

7 En el período 2014-2024, la tasa de variación anual del precio medio real por metro cuadrado de la vivienda colectiva, sin realizar ajustes por composición, ascendió en promedio al 2,1 % en la población de transacciones y al 3,3 % cuando se restringe la muestra a las ventas repetidas.

8 La proporción promedio de las transacciones incluidas en la muestra de ventas repetidas sobre el total de las transacciones de las áreas urbanas varía entre el 8,2 % de Madrid y el 11,9 % de València, con un 8,9 % para el total de la muestra de ventas repetidas. Esta proporción aumenta con el tiempo y alcanza el 20,1 % en 2024, con niveles similares en las áreas urbanas analizadas en este recuadro. En términos absolutos, el número total de ventas repetidas alcanza las 23.000 en promedio anual y las 70.000 en 2024 —de las que el máximo en las áreas urbanas consideradas corresponde a las 10.000 de Madrid y el mínimo a las 1.000 de Zaragoza—.

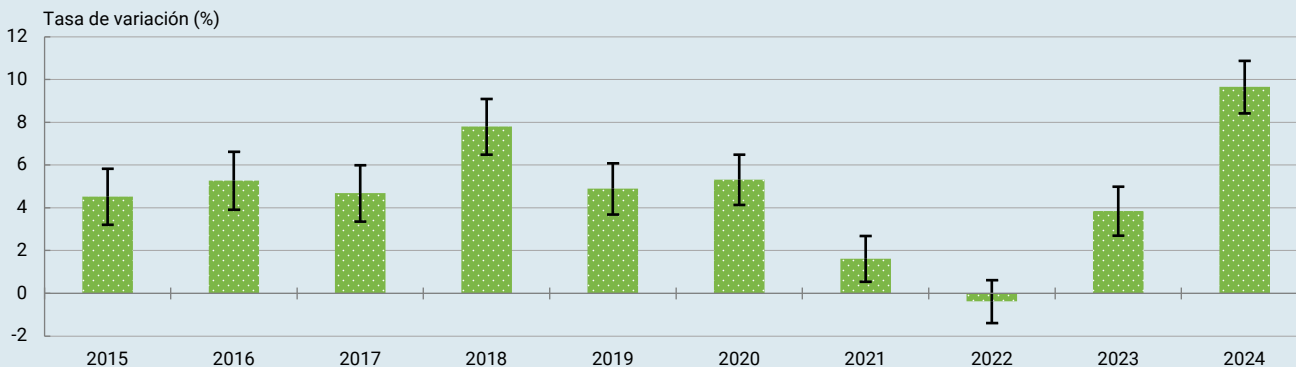
Recuadro 2.1

HETEROGENEIDAD EN EL CRECIMIENTO DEL PRECIO DE LA VIVIENDA EN LAS GRANDES ÁREAS URBANAS DE ESPAÑA: UNA PRIMERA APROXIMACIÓN BASADA EN UN ÍNDICE DE VENTAS REPETIDAS (cont.)

Gráfico 1

La estimación del crecimiento del precio real de la vivienda desde 2015 es mayor cuando se consideran las características de las viviendas

1.a Crecimiento anual del índice de precios reales de la vivienda Case-Shiller para España (a) (b)

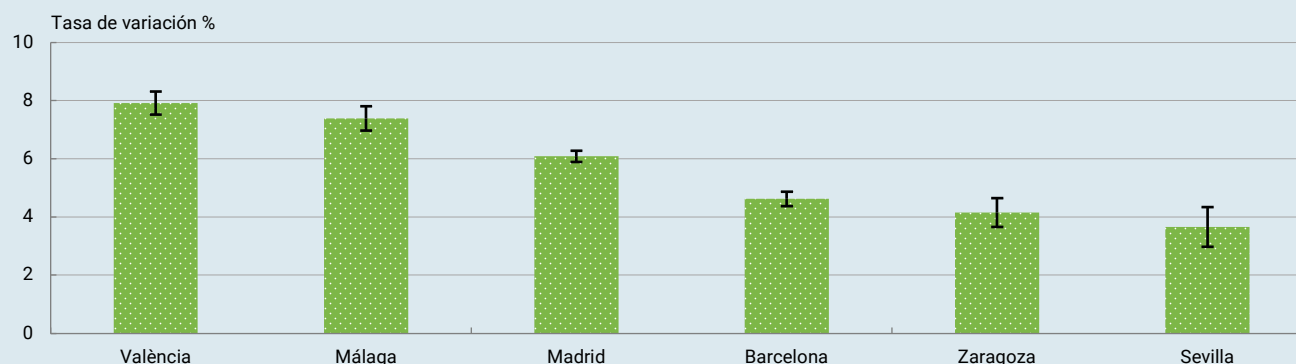

FUENTE: Banco de España con datos del Consejo General del Notariado.

- a El índice Case-Shiller se estima a partir de observaciones de ventas repetidas de una misma vivienda. Para cada inmueble, se calcula la diferencia logarítmica entre el precio de la transacción actual y el de la transacción anterior y se estima una regresión sobre efectos temporales, utilizando ponderaciones inversamente relacionadas con la varianza predicha del término de error, en función del tiempo transcurrido entre ambas ventas. La muestra incluye exclusivamente viviendas libres de tipología colectiva y excluye las reventas con un intervalo inferior a un año entre transacciones, así como los valores atípicos. La estimación se realiza con datos correspondientes al período 2007-2024. El índice se deflacta utilizando el IPC.
- b Los errores estándar y los intervalos de confianza al 95% del índice de precios están calculados utilizando *clustering* por distrito donde se localiza la vivienda y año de transacción.

Gráfico 2

La evolución de los precios de la vivienda muestra una elevada heterogeneidad entre áreas urbanas

2.a Tasa de crecimiento medio anual del índice de precios reales de la vivienda Case-Shiller en 2014-2024 (a) (b)


FUENTE: Banco de España con datos del Consejo General del Notariado.

- a Para cada área urbana, el índice se estima aplicando la metodología de ventas repetidas descrita en el gráfico 1, pero restringiendo la muestra a las observaciones correspondientes a dicha área.
- b Los errores estándar y los intervalos de confianza al 95% del índice de precios están calculados utilizando *clustering* por distrito donde se localiza la vivienda y año de transacción.

Recuadro 2.1

HETEROGENEIDAD EN EL CRECIMIENTO DEL PRECIO DE LA VIVIENDA EN LAS GRANDES ÁREAS URBANAS DE ESPAÑA: UNA PRIMERA APROXIMACIÓN BASADA EN UN ÍNDICE DE VENTAS REPETIDAS (cont.)

Los resultados señalan una elevada heterogeneidad en la evolución de los precios en las distintas áreas urbanas, donde destaca el crecimiento que se ha producido en áreas donde existe una relevante demanda de vivienda de naturaleza no residencial, como Málaga, o en áreas donde los precios del alquiler residencial presentan un elevado dinamismo, como València (véase [recuadro 2.2](#)). La gran área urbana de Madrid experimenta un crecimiento superior al índice agregado, con un importante peso relativo en el mercado de la vivienda nacional (véase el epígrafe 2 del capítulo 2), junto con el área de Barcelona, cuya evolución está alineada con el promedio del conjunto de España. Las áreas urbanas con una menor presión demográfica, como Zaragoza o Sevilla, presentan aumentos significativos, pero por debajo del promedio nacional.

La comparación entre las variaciones de precios que se derivan de los índices Case-Shiller y el aumento de los indicadores de precios medios por metro cuadrado en la muestra de ventas repetidas o en la población de transacciones sugiere que los efectos composición son también relevantes incluso a una escala local. Por ejemplo,

en Barcelona la diferencia con la muestra de ventas repetidas indica que la variación anual promedio es 2,4 puntos porcentuales (pp) mayor con el índice Case-Shiller, mientras que en Madrid o Málaga esta diferencia asciende a alrededor de 1,5 pp. Las mayores diferencias debidas a los cambios de composición en las viviendas, en torno a 2,9 pp en el promedio 2014-2024, se encuentran en el caso de València.

Los resultados de esta estadística experimental apuntan a una conclusión importante para el análisis del mercado de la vivienda en el período más reciente. La valoración de las condiciones de acceso en función de los precios medios no recogería los distintos márgenes de ajuste que habrían adoptado los hogares para acceder a una vivienda. La no consideración de estos cambios en la composición de las viviendas mitigaría el aumento de las cuantías satisfechas por los hogares para adquirir una vivienda. Este incremento, de acuerdo con los resultados de este recuadro, habría sido particularmente relevante en las grandes áreas urbanas, en zonas con mayor demanda no residencial y en aquellas áreas donde las restricciones de oferta son mayores.

Recuadro 2.2

LA EVOLUCIÓN DE LOS PRECIOS DEL ALQUILER RESIDENCIAL (2019-2024): UNA MEDICIÓN DE LOS PRECIOS DEL STOCK Y DE LOS FLUJOS A PARTIR DE LAS FUENTES TRIBUTARIAS

El análisis del mercado del alquiler residencial y de las condiciones de acceso a la vivienda requiere disponer de indicadores adecuados de los precios del alquiler. Una de las dificultades de medición de estos precios es que la regulación del mercado del alquiler da lugar a que los precios de las viviendas arrendadas se modifiquen de manera heterogénea en el tiempo de acuerdo con la normativa contractual que regula la fijación de los precios del alquiler. De ese modo, el precio medio del total o *stock* de las viviendas arrendadas en un mercado puede variar porque i) se actualizan anualmente los precios de los contratos vigentes; ii) se acuerdan nuevos precios en las renovaciones al término de los contratos; iii) se fijan nuevos precios para las viviendas que entran en el mercado, o iv) se modifican los precios medios porque hay viviendas que salen del mercado del alquiler. En este recuadro se presenta una descomposición de la evolución del precio medio del alquiler residencial en cada uno de estos componentes¹. El análisis se realiza para el período 2019-2024 tanto para el conjunto de la economía española como para las seis ciudades de España con mayor población².

La medición de los precios del alquiler residencial y de sus componentes se realiza a partir de los datos tributarios procedentes de las declaraciones del IRPF de los propietarios de las viviendas en alquiler. La información contenida en estas declaraciones permite calcular para cada vivienda arrendada un precio del alquiler, en términos de euros por metro cuadrado, a partir de las rentas brutas del alquiler que perciben los propietarios, los días en un año en los que esta vivienda ha estado alquilada y la superficie de la vivienda³. Desde 2019 esta información permite identificar el momento en que se produce un cambio de contrato de alquiler y, de ese modo, separar los precios de los flujos de los nuevos contratos.

El gráfico 1 muestra la variación anual desde 2019 hasta 2024 del precio medio real⁴ para i) el *stock* de las viviendas arrendadas; ii) las viviendas con contratos vigentes, cuyos

precios se pueden actualizar de acuerdo con la regulación establecida, y iii) las viviendas en las que se firman nuevos contratos de alquiler. Este último componente incluye situaciones como la fijación de precios con un inquilino nuevo o con el mismo de un contrato previo.

La tasa de variación anual promedio del precio real del *stock* de alquileres entre 2019 y 2024 se situó en el 0,4 %, con un crecimiento acumulado del 2 % durante ese período. Esta evolución parece contrastar con la evolución del precio de compraventa de la vivienda, que, de acuerdo con el [índice de precios de vivienda \(IPV\) del Instituto Nacional de Estadística](#), se incrementó en términos reales un 8,1 % entre 2019 y 2024 con una variación anual promedio del 1,6 %. No obstante, el menor aumento de los precios del *stock* de viviendas en alquiler se debe al reducido dinamismo de las actualizaciones de los precios en los contratos vigentes, cuyo incremento se encuentra limitado por la regulación. En efecto, las actualizaciones de los contratos de alquiler redujeron los precios reales en promedio un 1,7 % anual durante ese mismo período por su disminución durante los años 2021 y 2022. Esta evolución contrasta con el dinamismo de los precios reales de los flujos de los nuevos contratos, cuyo crecimiento es más cercano al de los precios de compra de vivienda. En concreto, la tasa de crecimiento promedio de los precios reales de los nuevos contratos es del 1,4 % entre 2019 y 2024. Además, estos precios muestran una tendencia creciente desde promedios en torno al 0 % en 2020-2022, el 2,9 % en 2023 y el 4,6 % en 2024. Esta evolución de los precios reales de los flujos del alquiler es acorde con un mercado de alquiler donde la oferta no crece a un ritmo suficiente para satisfacer la nueva demanda. De ese modo, los precios marginales de entrada son cada vez mayores, mientras que los inquilinos con contratos vigentes se encuentran protegidos temporalmente de las subidas durante la duración de los contratos.

La variación de los precios medios del alquiler también se ve afectada por los efectos composición que generan los

1 El análisis de este recuadro difiere de otras aproximaciones que miden el *coste del alquiler*, como el [índice de precios de la vivienda en alquiler del Instituto Nacional de Estadística](#), en las que se calculan índices de precios que mantienen fija la composición de las viviendas arrendadas; este recuadro, en cambio, examina cómo los cambios en la composición de las viviendas arrendadas determinan la evolución del precio medio del *stock* de la vivienda en alquiler.

2 El ámbito que aproxima en este recuadro el conjunto de la economía española se corresponde con el del territorio fiscal común. El análisis se inicia en 2019, al ser este año el primero con información sobre los nuevos contratos de alquiler.

3 La superficie también se utiliza como medida de ponderación de las viviendas arrendadas en la evolución de los precios medios.

4 Los precios se deflactan con el índice de precios de consumo (IPC). La inflación acumulada en este período es del 18,5 %, cuantía significativa que se encuentra afectada por el proceso inflacionario de 2022 con una tasa de inflación media en ese año del 8,4 %.

Recuadro 2.2

LA EVOLUCIÓN DE LOS PRECIOS DEL ALQUILER RESIDENCIAL (2019-2024): UNA MEDICIÓN DE LOS PRECIOS DEL STOCK Y DE LOS FLUJOS A PARTIR DE LAS FUENTES TRIBUTARIAS (cont.)

flujos de entradas y salidas de viviendas del mercado⁵. Una opción para cuantificar el efecto sobre los precios de

esta rotación de viviendas consiste en medir sus precios en términos de prima de entrada y de descuento de salida.

Gráfico 1
Variación anual de los precios reales de la vivienda en alquiler residencial (a)

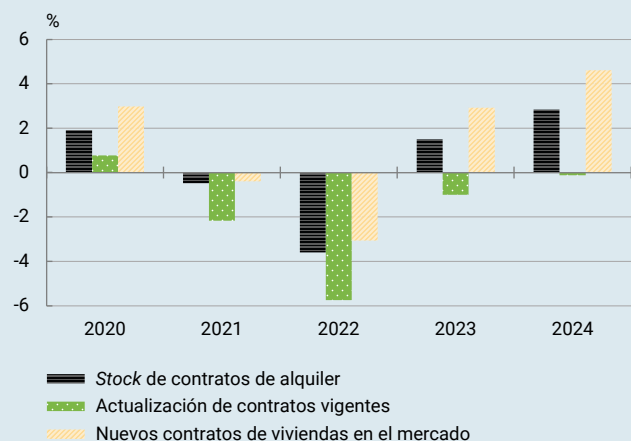


Gráfico 2
Prima de entrada y descuento de salida (b)

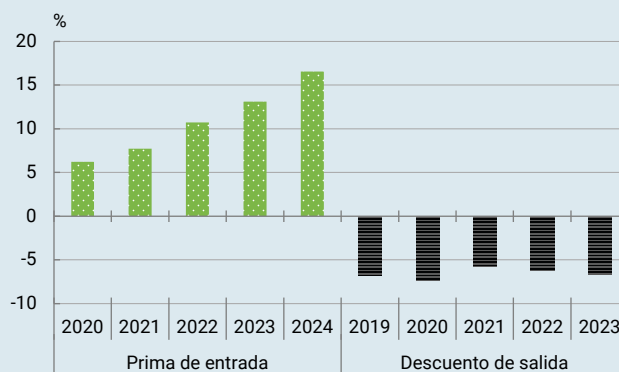


Gráfico 3
Variación anual de los precios reales de la vivienda en alquiler residencial en las grandes ciudades en 2019-2024

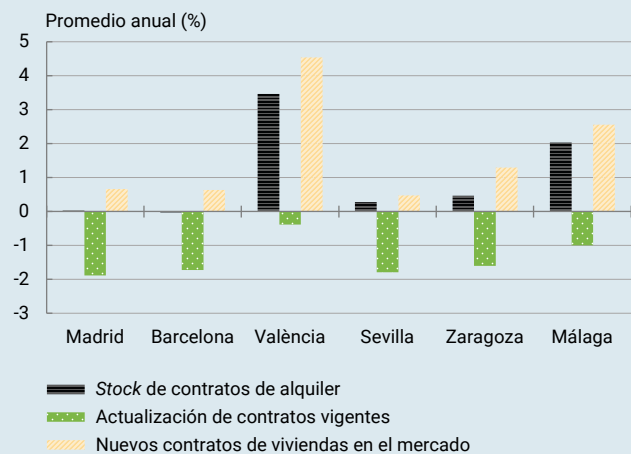
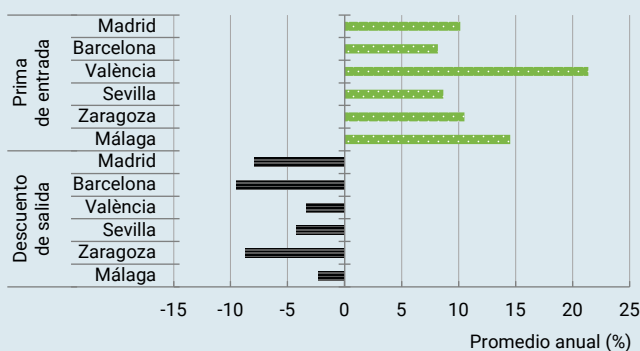


Gráfico 4
Prima de entrada y descuento de salida en las grandes ciudades en 2019-2024



FUENTE: Banco de España con datos de la Agencia Tributaria.

- a Variaciones de precios expresadas en euros por metro cuadrado. La categoría de nuevos contratos en viviendas que permanecen en el mercado del alquiler incluye tanto los contratos con nuevos inquilinos como las nuevas fijaciones de precios con el mismo inquilino en un contrato nuevo.
- b La prima de entrada en el período t se calcula como la ratio entre el alquiler medio de las viviendas que entran en el mercado en el período t y el alquiler medio de las viviendas que permanecen alquiladas en los períodos t y t-1. El descuento de salida en el período t se calcula como la ratio entre el alquiler medio de las viviendas que salen del mercado en el período t y el alquiler medio de las viviendas que permanecen alquiladas en los períodos t y t+1. Los precios están expresados en euros por metro cuadrado. La composición geográfica se ajusta calculando la prima de entrada y el descuento de salida para cada sección censal, que posteriormente se agregan mediante ponderaciones proporcionales a la superficie alquilada asociada a los flujos de altas y bajas de alquiler.

⁵ Los efectos composición se reducen cuando se computan variaciones de precios entre viviendas con contratos vigentes entre dos períodos cuyas características no cambian en el tiempo. No obstante, en estas viviendas arrendadas también pueden producirse cambios no observables en su *calidad* o en las condiciones de los contratos que den lugar a efectos composición no tratados.

Recuadro 2.2

LA EVOLUCIÓN DE LOS PRECIOS DEL ALQUILER RESIDENCIAL (2019-2024): UNA MEDICIÓN DE LOS PRECIOS DEL STOCK Y DE LOS FLUJOS A PARTIR DE LAS FUENTES TRIBUTARIAS (cont.)

La prima de entrada se define como la ratio entre el alquiler medio de las viviendas que acceden al mercado y el de las viviendas que permanecen alquiladas. De forma análoga, el descuento de salida se calcula como la ratio entre el alquiler medio de las viviendas que abandonan el mercado y el de las viviendas que permanecen alquiladas⁶. Además, con el objetivo de considerar los efectos que generan estos cambios en la composición, los precios relativos se calculan fijando la distribución geográfica de las viviendas que entran y salen del mercado del alquiler. Para ello, las primas de entrada y salida se calculan a nivel de sección censal y se agregan al nivel geográfico para el que se calculan los precios de los flujos correspondientes.

El gráfico 2 muestra la evolución de la prima de entrada y del descuento de salida a nivel agregado ajustados por composición geográfica. La prima de entrada aumenta del 6,2 % al 16,6 % entre 2020 y 2024, lo que muestra que son las nuevas viviendas en alquiler las que contribuyen en mayor medida al incremento del precio medio. En relación con el descuento de salida, este se mantiene en torno al 6,5 % durante el período. Los ajustes por composición geográfica aumentan la prima de entrada y reducen el descuento de salida en relación con los cálculos sin ajustar⁷. Este hecho implica que gran parte del descuento se debería a que las salidas de viviendas se estarían concentrando en zonas con los precios más bajos, mientras que las entradas se concentrarían de manera creciente en las zonas con mayores precios medios. Este hecho es congruente con un mercado del alquiler residencial al que acceden en mayor proporción los hogares con rentas más elevadas y en el que aumentan las dificultades de acceso de los hogares vulnerables.

La evolución de los precios del alquiler en las grandes ciudades

El gráfico 3 presenta las tasas de variación anual promedio entre 2019 y 2024 del precio real medio del *stock* de alquileres, de las actualizaciones de los contratos vigentes y de los nuevos contratos para las seis ciudades de España con mayor población. El gráfico 4 muestra la prima de entrada y el descuento de salida para estas ciudades.

Madrid y Barcelona exhiben patrones similares entre 2019 y 2024, tanto en la evolución del precio real medio del *stock* de alquileres —tasa de variación anual promedio del 0 %— como en la evolución de los distintos componentes. En el componente de los nuevos contratos de alquiler en viviendas que se encontraban ya arrendadas es donde se observa un mayor dinamismo de los precios reales (0,6 % anual, frente a una reducción del 1,9 % en las actualizaciones de contratos). Barcelona presenta primas de entrada y descuentos de salida algo inferiores a los de Madrid, hecho que sugiere que las viviendas que entran y salen del mercado del alquiler en Barcelona tienen unos precios relativamente inferiores. En ambas ciudades, las elevadas primas de entrada, entre el 8 % y el 10,5 %, muestran que son las nuevas viviendas que entran en el mercado del alquiler las que soportan el aumento de los precios medios.

La ciudad de València destaca por presentar los aumentos más elevados, tanto en precios por componentes como en primas de entrada. Los precios reales de los contratos nuevos crecen un 4,5 % anual promedio y la prima de entrada supera el 20 %. Dinámicas similares, aunque de una menor magnitud, se observan en la ciudad de Málaga, con un 2,5 % de incremento anual promedio y una prima de entrada del 14,5 %. En ambas ciudades se produce un aumento notable del número de nuevos contratos cuyos mayores precios, junto con el aumento de los precios de entrada, contribuyen al incremento del precio medio del *stock* del alquiler residencial.

Las diferencias entre los cálculos de la prima de entrada y el descuento de salida sin ajustar y con ajuste por composición geográfica son significativamente menores para las grandes ciudades que las diferencias discutidas para el agregado nacional⁸. Este hecho indica que la composición geográfica de las entradas y las salidas de viviendas es más relevante al construir indicadores de precios a escala nacional, mientras que dentro de las ciudades los ajustes de composición importan en una menor cuantía. Esta evidencia es coherente con la literatura académica que señala al mercado de la vivienda como un mercado fundamentalmente local.

El dinamismo de los precios de alquiler se ha visto acompañado de una ralentización en la rotación de las

6 Las variaciones en los precios de *entrada* y de *salida* también pueden reflejar otras diferencias en la composición de las viviendas, como serían cambios en la superficie u otras dimensiones no observables que afectan a la *calidad* de las viviendas.

7 La *prima de entrada* sin ajustar por composición geográfica es del 3,6 % en 2024, y el *descuento de salida*, del 17 %.

8 En promedio para las seis grandes ciudades, la diferencia es de 1,2 puntos porcentuales (pp) para la *prima de entrada* y de 0,2 pp para el *descuento de salida*, frente a diferencias de 11,1 pp y 9,4 pp, respectivamente, para el agregado nacional.

Recuadro 2.2

LA EVOLUCIÓN DE LOS PRECIOS DEL ALQUILER RESIDENCIAL (2019-2024): UNA MEDICIÓN DE LOS PRECIOS DEL STOCK Y DE LOS FLUJOS A PARTIR DE LAS FUENTES TRIBUTARIAS (cont.)

viviendas alquiladas. Esta disminución refleja, en parte, los cambios normativos que desde 2019 elevaron de tres a cinco años la duración de los contratos de viviendas propiedad de personas físicas⁹. Así, la cuota de mercado de los contratos renovados ha disminuido progresivamente, pasando del 25,4 % en 2019 al 21,8 % en 2023. Del mismo modo, el peso relativo de las nuevas viviendas que entran en el mercado de alquiler¹⁰ ha disminuido del 13,3 % en

2020 al 11,3 % en 2024. Este mismo indicador también ha descendido, aunque en menor magnitud, para las viviendas que salen del mercado, desde el 9,6 % en 2019 al 8,6 % en 2024. La caída de los flujos de entrada al mercado del alquiler y el aumento tanto de la prima de entrada como del precio de los nuevos contratos, sugieren una disminución de la oferta de vivienda en alquiler residencial frente a una creciente demanda de alquiler.

9 De manera adicional, esta menor rotación puede explicarse también por distintas medidas que desde 2021 han permitido la prórroga de los contratos a los hogares vulnerables.

10 El cálculo considera su contribución a la superficie total alquilada.

Recuadro 2.3

HETEROGENEIDAD EN EL ACCESO Y EN LA TENENCIA DE VIVIENDA EN ESPAÑA: EVIDENCIA DE LA ENCUESTA FINANCIERA DE LAS FAMILIAS (2002-2024)

En el último cuarto de siglo, la evolución del mercado inmobiliario español se ha caracterizado por fuertes variaciones en los precios reales de la vivienda, cambios significativos en las condiciones de concesión del crédito hipotecario y modificaciones en los patrones de tenencia de vivienda. En este contexto, resulta relevante analizar con una perspectiva temporal amplia cómo han cambiado las características de los hogares que residen en viviendas que son de su propiedad frente a aquellos que residen en alquiler, así como entender los motivos que subyacen a las decisiones de tenencia.

En el primer epígrafe se documentan, sobre la base de la información de la Encuesta Financiera de las Familias (EFF), las características en términos de edad, renta¹, nivel de estudios y lugar de nacimiento de los individuos que accedieron a una vivienda en propiedad o en alquiler en un período reciente, que abarca los tres años previos a la encuesta. Esta aproximación permite comparar la evolución de los perfiles de los colectivos expuestos a las condiciones de acceso a la vivienda en distintos períodos del mercado inmobiliario español².

En el período analizado, destaca el sustancial incremento de la tenencia de alquiler entre los hogares que acceden a una vivienda. Los datos de las tres ediciones de la EFF entre 2020 y 2024 se utilizan en el segundo epígrafe de este recuadro para documentar los motivos que subyacen a la decisión de residir en alquiler³. De acuerdo con las respuestas de los hogares, se pueden diferenciar las motivaciones basadas en preferencias frente a las restricciones financieras que dificultan el acceso a la vivienda en propiedad. Este análisis se realiza para el conjunto de los hogares en alquiler, para el que se describen en detalle la heterogeneidad de sus motivaciones por grupos de edad y renta y los principales resultados por grupos de educación y condición de nativo o nacido fuera de España.

1 Características de compradores e inquilinos

El análisis de la evolución de las características de compradores y arrendadores de vivienda principal entre 2002 y 2024 pone de manifiesto cambios relevantes a lo

largo del tiempo en su composición socioeconómica. El cuadro 1.a muestra que los individuos que acceden a una vivienda en propiedad presentan, de forma creciente en el tiempo, mayores niveles de renta y una edad media o un nivel educativo más altos⁴. Asimismo, aunque el porcentaje de propietarios nacidos fuera de España ha aumentado, la propiedad de la vivienda habitual sigue estando más extendida entre los nativos.

Los compradores de vivienda tienden a concentrarse en los grupos con mayor renta. Por ejemplo, en el período 2002-2008 la proporción de compradores que se situaban en el quintil superior de la distribución de la renta —el 23%— era 4,1 puntos porcentuales (pp) inferior a la proporción de aquellos que se situaban por debajo del percentil 40. Esta composición se modificó en el período 2011-2014. El porcentaje de compradores del quintil superior de renta fue creciendo de manera sostenida hasta situarse en el 35% en 2022-2024, frente al 17% de los compradores que se encontraban en los dos quintiles inferiores.

En el período considerado se observa una reducción continuada del peso relativo de los compradores de vivienda jóvenes —menores de 35 años— en favor de los compradores de mayor edad. En concreto, la proporción de compradores menores de 35 años descendió del 38% al 24% a lo largo del período analizado, mientras que aumentó la participación de los mayores de 45 años. No obstante, una parte de esta evolución también se explica por el progresivo envejecimiento de la población. En efecto, la edad media de la población mayor de 18 años aumentó desde los 46,7 años en 2002-2008 hasta los 50,1 años en 2022-2024.

En el caso de los compradores de vivienda recientes, el retraso de la edad de compra ha seguido una trayectoria similar: la edad media pasó de 40,5 años en los primeros períodos analizados a 43,8 años en 2022-2024. No obstante, entre los períodos 2011-2014 y 2022-2024, la edad media de los compradores recientes aumentó en torno a 4 años, frente a un incremento de 1,8 años en el conjunto de la población mayor de 18 años.

1 La medida de renta que se utiliza en este recuadro se refiere a la renta total del hogar en el año natural anterior al de la encuesta.

2 Para presentar los resultados de forma más sencilla, se han agrupado los años disponibles de la EFF en distintos períodos del mercado inmobiliario: 2002, 2005 y 2008 para el *boom inmobiliario*; 2011 y 2014 para la *crisis financiera*; 2017 y 2020 para la *recuperación*, y, finalmente, 2022-2024 para el período *expansivo* con crecimiento notable de los precios tanto de la vivienda como del alquiler.

3 La EFF incorporó nuevas preguntas que permiten analizar los motivos que subyacen a las decisiones sobre el régimen de tenencia de vivienda de los hogares.

4 En este análisis se utiliza una muestra de individuos, no de hogares, asignándose la propiedad de los activos y pasivos a cada uno de los miembros del hogar de acuerdo con la información proporcionada por el hogar.

Recuadro 2.3

HETEROGENEIDAD EN EL ACCESO Y EN LA TENENCIA DE VIVIENDA EN ESPAÑA: EVIDENCIA DE LA ENCUESTA FINANCIERA DE LAS FAMILIAS (2002-2024) (cont.)
Cuadro 1
Evolución de las características de compradores e inquilinos de vivienda
1.a Evolución de las características de los compradores recientes (%) (a)

	2002-2008	2011-2014	2017-2020	2022-2024
Percentil de renta del hogar				
Menor de 20	8,7	3,7	5,9	5,8
Entre 20 y 40	18,5	13,3	10,1	11,5
Entre 40 y 80	49,7	47,3	46,8	48,1
Entre 80 y 100	23,1	35,8	37,2	34,6
Edad				
Menor de 35 años	38,0	36,1	23,0	24,3
Entre 35 y 44 años	35,2	37,9	37,7	33,9
Mayor de 44 años	26,8	26,1	39,2	41,8
Educación				
Inferior a bachillerato	40,9	31,1	24,8	26,6
Bachillerato	36,5	29,8	33,2	32,2
Estudios universitarios	22,6	39,0	42,1	41,3
País de nacimiento				
Nacido fuera de España	12,0	13,3	17,7	21,5
Nacido en España	88,0	86,7	82,3	78,5

1.b Evolución de las características de los inquilinos recientes (%) (b)

	2002-2008	2011-2014	2017-2020	2022-2024
Percentil de renta del hogar				
Menor de 20	22,9	20,9	20,2	25,1
Entre 20 y 40	22,5	25,5	23,3	25,9
Entre 40 y 80	45,9	35,7	37,7	38,5
Entre 80 y 100	8,7	17,9	18,8	10,4
Edad				
Menor de 35 años	53,8	45,4	36,6	32,6
Entre 35 y 44 años	30,8	32,8	32,9	29,4
Mayor de 44 años	15,4	21,8	30,5	38,0
Educación				
Inferior a bachillerato	35,8	39,5	36,3	31,0
Bachillerato	44,6	34,0	33,8	36,9
Estudios universitarios	19,5	26,5	29,9	32,1
País de nacimiento				
Nacido fuera de España	42,5	36,6	38,0	53,4
Nacido en España	57,5	63,4	62,0	46,6

FUENTE: Banco de España (EFF).

a Compradores recientes: compran su vivienda en los tres años previos a cada edición de la encuesta.

b Inquilinos recientes: han iniciado su alquiler en los tres años previos a cada edición de la encuesta.

Recuadro 2.3

HETEROGENEIDAD EN EL ACCESO Y EN LA TENENCIA DE VIVIENDA EN ESPAÑA: EVIDENCIA DE LA ENCUESTA FINANCIERA DE LAS FAMILIAS (2002-2024) (cont.)

En cuanto al nivel educativo, durante este período se ha producido un fuerte aumento de la proporción de compradores con estudios universitarios. Este colectivo pasó de representar el 23 % de los compradores recientes en 2002-2008 a constituir el 39 % en 2011-2014. Desde entonces, esta proporción se ha mantenido relativamente constante, y en 2022-2024 alcanzó el 41 %. Esta evolución se produce en detrimento de la del resto de los niveles de educación, que, en 2022-2024, se reducen del 36 % al 32 % en los estudios de bachillerato y del 41 % al 27 % en estudios inferiores al bachillerato. El peso de los niveles educativos superiores entre los compradores recientes aumentó 19 pp entre 2002-2008 y 2022-2024, un aumento más acusado que el incremento del peso relativo de la educación superior en la población adulta en general, ya que en ese período la proporción con estudios universitarios aumentó 8 pp. Los inmigrantes también han aumentado su peso entre los compradores recientes (del 12 % en 2002-2008 al 21 % en 2022-2024), aunque este incremento también es inferior a su aumento en la población.

En relación con las personas que residen en viviendas de alquiler, los cambios en sus características también han sido relevantes. Si bien estas personas tienden a concentrarse en los dos quintiles inferiores de la renta, el peso de estos niveles de renta entre quienes han alquilado recientemente aumentó 6 pp en el período observado: desde el 45 % en 2002-2008 hasta el 51 % en 2022-2024 (véase cuadro 1.b). Se observa igualmente una reducción a lo largo del período en la proporción de jóvenes inquilinos, en favor de los grupos de mayor edad. Así, entre los inquilinos que han alquilado en los últimos tres años, la proporción de individuos menores de 35 años pasó del 54 % en 2002-2008 al 33 % en 2022-2024, frente al incremento del porcentaje de mayores de 44 años, que aumentó del 15 % al 38 %. La caída entre 2002-2008 y 2022-2024 del peso de los individuos menores de 35 años de quienes han alquilado en los últimos tres años —de 21 pp— es mucho mayor que la caída de su peso en la población (de 8 pp)⁵.

En cuanto al nivel educativo y a la condición de nativo o inmigrante de los arrendatarios recientes, se observa una evolución similar a la de los compradores de viviendas. Por ejemplo, la proporción de inquilinos recientes con estudios universitarios aumentó unos 12,5 pp (del 19,5 % al 32,1 %) y la de inmigrantes 11 pp (del 42,5 % al 53,5 %). El resto de los colectivos experimentaron ligeras reducciones de su peso en 2022-2024, situándose en el 37 % los inquilinos con estudios de bachillerato y en el 31 % aquellos con estudios inferiores.

2 Motivos para residir en alquiler: ¿restricciones o preferencias?

Desde 2020, la EFF proporciona información a nivel de hogar sobre los motivos que subyacen a la decisión de residir en alquiler. En concreto, la encuesta pregunta a los hogares arrendadores por las razones que los llevaron a este régimen de tenencia de vivienda. Estas respuestas permiten distinguir entre los motivos asociados a preferencias⁶ y los motivos relacionados con restricciones de liquidez, ahorro o acceso al crédito⁷.

El cuadro 2.a muestra que, a lo largo del período 2020-2024, en torno a la mitad de los hogares arrendadores declararon exclusivamente motivos relacionados con problemas de liquidez o dificultades de acceso a la financiación necesaria para la compra de una vivienda; un 20 % indicaron únicamente motivos asociados a preferencias, mientras que otro 20 % señalaron como relevantes ambos tipos de razones. En conjunto, el 72 % de los hogares arrendadores señalaron en 2020 al menos un motivo vinculado a restricciones financieras, porcentaje que aumentó hasta el 75 % en 2024.

El análisis por grupos de edad para 2024 (véase cuadro 2.b) muestra que el peso de los motivos exclusivamente relacionados con restricciones financieras es mayor en los hogares cuyo cabeza de familia tiene entre 35 y 44 años. Por el contrario, los motivos exclusivamente asociados a preferencias son relativamente más frecuentes en los hogares con cabeza de familia de entre 45 y 64 años. En

5 Además del proceso de envejecimiento poblacional, también contribuye a esta reducción la disminución de las tasas de emancipación. Por ejemplo, se observa un aumento de la proporción de jóvenes que viven con sus padres, que ha pasado del 55 % en 2002-2008 al 63 % en 2022-2024.

6 Los motivos vinculados con preferencias se asocian con tres respuestas: *es más barato alquilar que comprar vivienda*; *alquilar es una opción más flexible*; *cambio frecuente de domicilio*.

7 Los problemas de liquidez, ahorro o acceso al crédito se asocian con tres respuestas: *no reúne las condiciones para obtener una hipoteca*; *no podría hacer frente a la entrada de una vivienda*; *no podría hacer frente a los pagos de una hipoteca*.

Recuadro 2.3

HETEROGENEIDAD EN EL ACCESO Y EN LA TENENCIA DE VIVIENDA EN ESPAÑA: EVIDENCIA DE LA ENCUESTA FINANCIERA DE LAS FAMILIAS (2002-2024) (cont.)

los hogares jóvenes que viven de alquiler, destaca que el 33 % declaran ambos tipos de motivos, la proporción más elevada entre los distintos grupos de edad.

El análisis por grupos de renta para 2024 (véase cuadro 2.b) señala que el 62 % de los hogares arrendadores situados en el quintil inferior de la distribución de la renta declaran exclusivamente motivos relacionados con restricciones financieras, mientras que solo un 13 % de este grupo

mencionan únicamente motivos asociados a preferencias. Considerando ambos tipos de motivos, el 86 % de los hogares arrendadores del quintil inferior responden al menos una razón vinculada a dificultades para acceder a la vivienda en propiedad.

La importancia relativa de los motivos financieros disminuye a lo largo de la distribución de la renta, pasando del 62 % en el quintil inferior al 18 % en la decila superior.

Cuadro 2
Motivos de los hogares para alquilar una vivienda
2.a Motivos para alquilar en lugar de comprar (%)

	Liquidez	Preferencias	Ambos motivos	Otros y buscando casa
2020	51,9	22,2	19,6	6,3
2022	52,7	19,2	21,0	7,0
2024	52,6	19,8	22,5	5,1

2.b Motivos para alquilar por tipología de hogar en 2024 (%) (a)

	Liquidez	Preferencias	Ambos motivos	Otros y buscando casa
Edad				
Menor de 35 años	41,3	14,8	33,3	10,6
Entre 35 y 44 años	59,9	13,8	22,2	4,2
Entre 45 y 54 años	52,7	25,1	16,1	6,1
Entre 55 y 64 años	49,7	27,9	20,5	2,0
Mayor de 64 años	56,4	19,3	23,2	1,1
Percentil de renta del hogar				
Menor de 20	62,3	12,7	24,2	0,7
Entre 20 y 40	49,0	20,9	24,4	5,7
Entre 40 y 80	52,5	19,2	21,6	6,7
Entre 80 y 80	44,4	26,2	19,2	10,2
Entre 90 y 100	18,0	61,7	9,4	10,9
Educación				
Inferior a bachillerato	57,4	16,5	23,1	3,0
Bachillerato	53,0	18,6	22,1	6,3
Estudios universitarios	45,1	26,4	22,3	6,3
País de nacimiento				
Nacido fuera de España	58,8	16,6	22,6	1,9
Nacido en España	46,6	22,9	22,4	8,2

FUENTE: Banco de España (EFF).

a La edad, el nivel de estudios y el país de nacimiento corresponden al miembro del hogar que tiene mayor conocimiento de las finanzas del hogar y que contesta la encuesta.

Recuadro 2.3

HETEROGENEIDAD EN EL ACCESO Y EN LA TENENCIA DE VIVIENDA EN ESPAÑA: EVIDENCIA DE LA ENCUESTA FINANCIERA DE LAS FAMILIAS (2002-2024) (cont.)

La relación inversa se observa para los motivos asociados a preferencias, que aumentan desde el 13 % en el quintil inferior hasta el 62 % en la decila superior. Cabe destacar que, en esta última decila, solo un 9 % declaran ambos tipos de motivos, mientras que un 11 % señalan otros motivos, entre los que se incluye encontrarse en un proceso de búsqueda para comprar una casa, cuya relevancia también aumenta con la renta.

En todos los niveles educativos, en torno al 70 % de los arrendatarios declaran motivos relacionados con alguna restricción financiera (véase cuadro 2.b). El porcentaje alcanza el 80 % en los hogares con educación inferior a

bachillerato, el 75 % en los que cuentan con el bachillerato y el 67 % en quienes tienen estudios universitarios. En este último grupo, la razón de alquilar solo por motivos de preferencias es más elevada (26 %) que en el resto (16,5 %-18,6 %). En todos los grupos, alrededor del 22 % de los hogares declaran alquilar tanto por motivos asociados a preferencias como por liquidez. El cuadro 2.b muestra que el 59 % de los nacidos fuera de España declaran motivos únicamente relacionados con la liquidez, frente al 47 % de los nativos, y aquellos también declaran una menor preferencia por vivir de alquiler (17 %, frente al 23 %). El 22 % de ambos colectivos afirman alquilar por motivos tanto de liquidez como de preferencias.

Recuadro 2.4

EFFECTOS DEL AUMENTO DE LOS PRECIOS DE LA VIVIENDA EN LA MOVILIDAD INTERNA Y LA LOCALIZACIÓN DE INMIGRANTES EN ESPAÑA

El notable crecimiento acumulado de los precios reales de la vivienda —tanto de compra como de alquiler— en España desde 2014 podría modificar la localización geográfica de los trabajadores. En concreto, los cambios en los precios relativos de la vivienda pueden afectar al grado de movilidad interna entre distintos territorios de los residentes, así como condicionar la llegada y la localización de nuevos residentes procedentes del exterior¹. En este recuadro se presenta una primera estimación del efecto que habrían tenido sobre los flujos migratorios, tanto internos como externos, el aumento de los precios reales de la vivienda y su heterogeneidad entre las provincias españolas en el período 2014-2024.

El objetivo del recuadro es estimar el efecto que tienen los cambios de los precios reales del alquiler² de vivienda residencial en las provincias españolas sobre los flujos migratorios hacia esas provincias. Para ello se adopta un procedimiento empírico basado en la estimación de distintos modelos gravitacionales que permite examinar por separado las migraciones internas y la distribución de los nuevos inmigrantes entre provincias españolas. A partir de los datos disponibles, se pueden definir diferentes grupos de migrantes según dos tipologías: la franja de edad —menores y mayores de 35 años— y el lugar de nacimiento —España o un país extranjero—³.

El análisis empírico se basa en los datos sobre flujos de migraciones internas y externas, procedentes de la Estadística de Variaciones Residenciales y de la Estadística de Migraciones y Cambios de Residencia del Instituto Nacional de Estadística, combinados con los precios medios del alquiler a nivel provincial de la Agencia Tributaria (AEAT). Los datos de migraciones permiten observar los movimientos de residentes entre las provincias españolas y las llegadas a estas provincias desde países extranjeros. El precio del alquiler residencial, una vez ajustado en términos reales con el IPC, es una buena aproximación del coste de acceso al mercado de la vivienda en un territorio por parte de los individuos que cambian su lugar de residencia.

La estimación se lleva a cabo en dos etapas: por un lado, se estiman los efectos de los precios del alquiler sobre la composición de los flujos migratorios entre distintos destinos y, por otro, los efectos sobre la intensidad (niveles) de las migraciones desde cada origen. En la primera etapa se estiman los flujos bilaterales de migración, es decir, los flujos de residentes entre cada origen y cada destino posibles. En el caso de la movilidad interna, se consideran todas las combinaciones de provincias de origen y de destino; y, en el caso de la migración exterior, entre cada país extranjero de origen y cada provincia española de destino. La adopción de este procedimiento identifica efectos sustitución entre destinos, ya que estima cómo, para un mismo origen, grupo de individuos y año, un encarecimiento relativo de la vivienda en un destino desplaza los flujos hacia otros destinos alternativos.

El procedimiento empírico tiene en cuenta el posible impacto sobre las migraciones que tiene la existencia de redes migratorias que pueden facilitar la movilidad y la llegada de nuevos residentes. Por ese motivo, el análisis de los flujos migratorios controla por las características constantes en el tiempo de los territorios de origen y de destino y por su interacción con las distintas tipologías de individuos por franjas de edad y por país de nacimiento. Asimismo, el análisis considera las condiciones económicas y el tamaño del destino, utilizando como variables el salario medio y la población de la provincia de destino, con el fin de aislar el efecto de los precios de la vivienda de otros factores que también condicionan el atractivo migratorio de cada lugar. Al mismo tiempo, se consideran las características idiosincrásicas de los territorios de origen de las migraciones en los distintos años y por tipologías de migrantes. De ese modo, la identificación de los efectos de los precios reales de la vivienda de alquiler proviene de la comparación entre destinos migratorios alternativos para un mismo grupo de individuos con el mismo origen y en un mismo año.

Las estimaciones muestran que un aumento del 1 % en el precio real medio del alquiler en una provincia, en relación

1 Véanse Edward Glaeser y Joseph Gyourko. (2018). "The Economic Implications of Housing Supply". *Journal of Economic Perspectives*, 32(1), pp. 3-30, y Chang-Tai Hsieh y Enrico Moretti. (2019). "Housing Constraints and Spatial Misallocation". *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(2), pp. 1-39.

2 El análisis, para simplificar, se centra en el precio del alquiler, si bien el precio de adquisición de una vivienda en un territorio —otra modalidad de tenencia asociada a la movilidad— es proporcional al precio del alquiler. De ese modo, los efectos de su crecimiento en la movilidad quedarían, en buena parte, capturados en el análisis incluido en este recuadro.

3 Dado que los flujos migratorios son variables de recuento y presentan una elevada proporción de ceros, se utilizan modelos de Poisson. Para detalles metodológicos, véase Curci, Khametshin y López-Rodríguez. (2026). "Housing Affordability and Spatial Reallocation of Labor". Documento de Trabajo, Banco de España. De próxima publicación.

Recuadro 2.4

EFFECTOS DEL AUMENTO DE LOS PRECIOS DE LA VIVIENDA EN LA MOVILIDAD INTERNA Y LA LOCALIZACIÓN DE INMIGRANTES EN ESPAÑA (cont.)

con otra provincia de destino, reduce en un 0,6 % los flujos relativos de migración interna hacia la provincia afectada (véase la columna 1 del cuadro 1)⁴. En relación con la migración externa, los resultados indican que un aumento del 1 % en el precio real del alquiler de vivienda en una provincia en relación con otras provincias reduce en un 0,4 % el peso de la llegada de inmigrantes a esa provincia

(véase la columna 2 del cuadro 1). En conjunto, estos resultados sugieren la existencia de un proceso de reasignación relativa en el territorio de los flujos migratorios entre provincias españolas asociado al crecimiento diferencial de los precios del alquiler. De ese modo, las estimaciones apuntan a que el incremento acumulado del precio real de la vivienda residencial estaría

Cuadro 1

El aumento del precio real del alquiler entre 2014 y 2024 habría modificado la movilidad interna, la llegada de inmigrantes y la asignación de los flujos migratorios entre provincias (a)

Origen de los flujos	Sustitución de flujos migratorios		Niveles de flujos migratorios	
	España [1]	Exterior [2]	España [3]	Exterior [4]
Log del precio real del alquiler en destino	-0.607*** [0,0387]	-0.414*** [0,0774]		
Log del precio real del alquiler en origen			0,338*** [0,0804]	
Log del precio real del alquiler en destino Migrantes internos			-1,775*** [0,465]	
Log del precio real del alquiler en destino Inmigrantes				-5,791* [2,965]
Observaciones	115.920	138.577	2.576	3.262
Efectos fijos: Origen x Destino x Características	Sí	Sí	No	No
Efectos fijos: Origen x Características	No	No	Sí	Sí
Efectos fijos: Origen x Características x Año	Sí	Sí	No	No
Efectos fijos: Destino x Características x Año	No	No	No	No
Efectos fijos: Características x Año	No	No	Sí	Sí
Controles	Sí	Sí	Sí	Sí

FUENTE: Banco de España con datos de la Agencia Tributaria y el Instituto Nacional de Estadística.

a La tabla presenta estimaciones Poisson *pseudo-maximum likelihood* para flujos migratorios internos e internacionales. La variable dependiente es siempre un flujo migratorio en niveles. Las columnas [1] y [3] corresponden a migraciones internas dentro de España; las columnas [2] y [4], a inmigración hacia España. Las columnas [1] y [2] estiman flujos bilaterales origen-destino, mientras que las columnas [3] y [4] estiman flujos totales de salida o entrada. La variable de tratamiento es el logaritmo del precio real del alquiler en la provincia española de destino o de origen, según la especificación, o bien un índice de precios de los destinos habituales construido como media ponderada por la red migratoria observada entre 2004 y 2007. Todas las regresiones incluyen como controles el salario medio y la población, en logaritmos. En las especificaciones bilaterales, estas variables se miden en la provincia española relevante para la decisión migratoria; en las especificaciones agregadas, se construyen como medias ponderadas de los destinos habituales. Las características demográficas se recogen mediante grupos definidos por franjas de edad y condición de nativo / no nativo según el país de nacimiento. Todas las regresiones incorporan los efectos fijos reportados en la tabla. Los errores estándar robustos se muestran entre corchetes. *, ** y *** indican significatividad estadística al 10 %, al 5 % y al 1 %, respectivamente.

4 Estos resultados son mayores, aunque coherentes con los estimados en Ha Nguyen, Ashwini Arulrajhan, Carlo Pizzinelli e Ipppei Shibata. (2026). "The Impact of House Prices on Internal Migration: The Case of Spain". IMF Working Paper, 26/65. Además, las estimaciones están alineadas con los resultados para Estados Unidos de William W. Olney y Owen Thompson. (2026). "The determinants of declining internal migration". *Journal of Urban Economics*, 153.

Recuadro 2.4

EFFECTOS DEL AUMENTO DE LOS PRECIOS DE LA VIVIENDA EN LA MOVILIDAD INTERNA Y LA LOCALIZACIÓN DE INMIGRANTES EN ESPAÑA (cont.)

mitigando tanto la migración interna como la internacional hacia aquellas provincias donde los precios del alquiler crecen con una mayor intensidad⁵.

Mientras que la primera etapa de la estimación informa sobre la composición geográfica de los flujos migratorios, la segunda estima el impacto de los precios reales del alquiler sobre el nivel agregado de los flujos migratorios. Este análisis permite examinar si, en términos agregados, el incremento de los precios reales del alquiler habría modificado el nivel de inmigración hacia España o el volumen de los movimientos internos. Este análisis agregado de los flujos migratorios es especialmente relevante, dada la magnitud de dichos flujos en España⁶. Por ejemplo, entre 2021 y 2024 llegaron a España 4,7 millones de nuevos residentes, salieron 2,5 millones de residentes y unos 2,7 millones de residentes cambiaron de provincia dentro de España⁷. Por lo tanto, es de interés examinar el posible impacto agregado de los precios de la vivienda para modificar tanto la composición y destino de estos flujos como su volumen.

En el caso de la inmigración interna, se examinan los efectos de los precios reales del alquiler sobre el flujo agregado desde cada una de las posibles provincias de origen hacia el conjunto de las demás provincias de España. Este análisis requiere utilizar una especificación que controla por características que varían en el tiempo y características fijas de las provincias de origen, en ambos casos interactuadas con la tipología de individuos migrantes. Los precios reales de la vivienda de alquiler en el origen y el precio medio en todos los destinos posibles, ponderado por la distribución de inmigrantes internos (red migratoria) existente entre 2004 y 2007, actúan en las especificaciones estimadas como factores *push* y *pull*, respectivamente.

En el caso de los movimientos externos, los niveles de flujos analizados corresponden al total de la inmigración hacia España por país de origen y tipología de individuo.

Las especificaciones utilizadas controlan por características fijas de origen de las migraciones, así como por determinantes que varían en el tiempo. Estos controles se encuentran interactuados con las tipologías de individuos, con el fin de aislar el efecto de los precios reales de la vivienda de alquiler en España como factor *pull*. La variable explicativa principal es el precio real medio de la vivienda en alquiler en las provincias españolas de destino de los migrantes externos, ponderado dicho precio por la distribución de inmigrantes externos existente entre 2004 y 2007.

Las estimaciones indican que un aumento del 1 % en el precio real medio del alquiler de vivienda en las provincias típicas de destino de los migrantes internos e internacionales —factor *pull* de vivienda— reduce en un 1,8 % los flujos dentro de España y en un 5 % los flujos migratorios hacia España (véanse las columnas 3 y 4 del cuadro 1). Además, un aumento del precio del alquiler en las provincias de origen en España se asocia con un incremento de la emigración hacia otras provincias españolas del 0,4 % (véase la columna 3 del cuadro 1) —factor *push* de vivienda—.

Los resultados descritos sugieren que el aumento del precio real del alquiler entre 2014 y 2024 habría modificado la asignación de los flujos migratorios entre provincias, el volumen total de la movilidad interna entre provincias y la llegada de inmigrantes hacia España. La literatura académica ha señalado las pérdidas de productividad a las que puede dar lugar un fenómeno de esta naturaleza de reasignación geográfica de los trabajadores debida a incrementos diferenciales de los precios de la vivienda. Estas pérdidas de productividad emergen por dos motivos. En primer lugar, si los incrementos de precios de la vivienda son mayores en aquellas zonas geográficas más productivas, una reasignación de los flujos migratorios que limita la localización de trabajadores en dichas zonas disminuye la productividad agregada⁸. En segundo lugar,

5 Las estimaciones son robustas cuando se adoptan tanto especificaciones *control function* como una estrategia de estimación instrumental tipo Bartik, basada en *shocks* de demanda laboral sectoriales y en su incidencia diferencial según la distribución sectorial predeterminada de las provincias españolas. La capacidad explicativa de los modelos de Poisson de las cuatro especificaciones que incluyen los efectos fijos considerados es muy elevada, con un estadístico pseudo-R² (razón de verosimilitud) que supera el 95 %.

6 Jesús Fernández-Huertas. (2025). "The Second Spanish Immigration Boom". IZA Discussion Paper, 18185.

7 En el período 2021-2024, España se situó como el primer país receptor de inmigrantes de la Unión Europea en términos de porcentaje de población y como el segundo país en número de inmigrantes, con unos 5,2 millones de llegadas acumuladas, únicamente por detrás de Alemania. Francia e Italia recibieron alrededor de 1,6 millones cada una, mientras que Países Bajos, Polonia y Rumanía se situaron en torno a un millón.

8 Chang-Tai Hsieh y Enrico Moretti. (2019). "Housing Constraints and Spatial Misallocation". *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(2), pp. 1-39.

Recuadro 2.4

EFFECTOS DEL AUMENTO DE LOS PRECIOS DE LA VIVIENDA EN LA MOVILIDAD INTERNA Y LA LOCALIZACIÓN DE INMIGRANTES EN ESPAÑA (cont.)

la menor llegada de población limita los efectos aglomeración que aumentan la productividad y la prima salarial de los trabajadores, tanto de los existentes como

de los nuevos residentes, y reduce, por lo tanto, el crecimiento de las áreas urbanas de mayor dimensión receptoras de flujos migratorios⁹.

9 Véanse, para una revisión de la literatura, Stuart Rosenthal y Williams Strange. (2004). "Evidence on the nature and sources of agglomeration economies". En *Handbook of Regional and Urban Economics*, vol. 4, pp. 2119-2171. Elsevier, y Gilles Duranton, Laurent Gobillon y Sébastien Roux. (2010). "Estimating Agglomeration Economies with History, Geology, and Worker Effects". En *Agglomeration Economics*, pp. 15-66. University of Chicago Press. Para una estimación de los efectos aglomeración para el caso español, véase Jorge de la Roca y Diego Puga. (2017). "Learning by Working in Big Cities". *The Review of Economic Studies*, 84(1), pp. 106-142.

Recuadro 3.1

CARACTERIZACIÓN DE LA RENTABILIDAD DEL CAPITAL PRODUCTIVO DE LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS

Los beneficios empresariales y los niveles de rentabilidad juegan un papel fundamental en la dinámica económica, ya que constituyen el motor para la generación de nuevas inversiones productivas. Cuando las empresas obtienen resultados positivos y mantienen una rentabilidad adecuada, disponen de recursos para reinvertir en sus operaciones, mejorar su infraestructura, innovar en productos o servicios y aumentar su competitividad. Esta capacidad de reinversión es esencial para el crecimiento empresarial y, por ende, para la creación de empleo y el desarrollo económico de la sociedad. Además, un entorno empresarial caracterizado por niveles de rentabilidad atractivos en términos comparados genera nuevos inversores, tanto nacionales como extranjeros, que buscan oportunidades de inversión. Este círculo virtuoso fomenta el desarrollo de nuevos proyectos, la diversificación del tejido productivo y la mejora de los estándares de calidad y bienestar de la sociedad. En este recuadro se analiza la evolución de la rentabilidad productiva empresarial en el período 2000-2024 y la heterogeneidad que subyace a dicha dinámica, con el objetivo de identificar qué tipos de compañías y sectores presentan mayores niveles de

rentabilidad y un mayor potencial expansivo, así como aquellos que muestran una mayor debilidad o vulnerabilidad. También se compara la evolución de la rentabilidad de las empresas españolas con la de algunos de los países de nuestro entorno. Finalmente, se analiza el grado de influencia que tiene la rentabilidad sobre las decisiones de inversión empresarial dentro del período analizado.

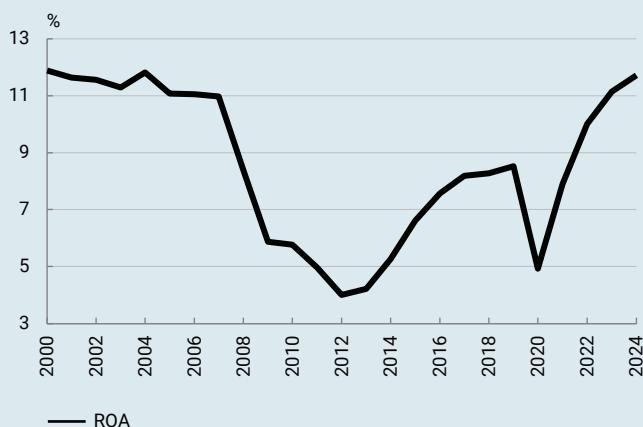
Existen distintas formas de aproximar la rentabilidad del activo productivo, que pueden diferir en función del enfoque analítico adoptado. Para este recuadro se utiliza una de las definiciones más habituales, que es, además, coherente con la teoría económica. En concreto, la rentabilidad del activo se mide como el cociente entre los beneficios ordinarios (excluyendo los ingresos de carácter financiero¹) y los activos productivos, definidos como el inmovilizado tangible e intangible (excluido el financiero), y las existencias².

A partir de esta definición, el gráfico 1.a muestra la evolución de la rentabilidad agregada desde 2000 hasta 2024 para el conjunto de la muestra de la Central de

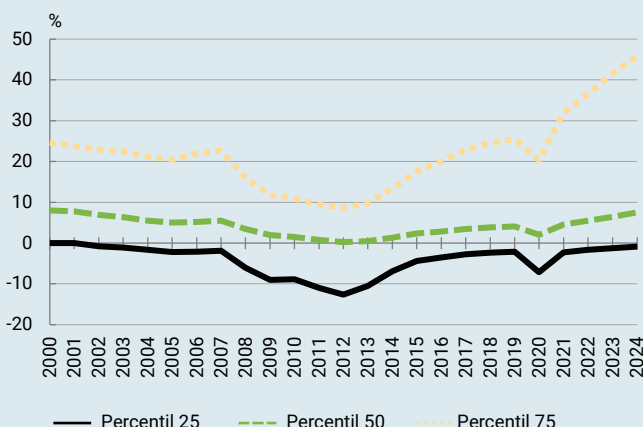
Gráfico 1

Caracterización de la rentabilidad del capital productivo (ROA) de las empresas españolas

1.a Evolución agregada (2000-2024)



1.b Distribución por percentiles


FUENTES: Banco de España (CBI) y BACH.

- Los beneficios ordinarios son los obtenidos a partir de todos los ingresos ordinarios relacionados con la actividad productiva de la empresa, deducidos los gastos necesarios para realizar dicha actividad (incluida la amortización del inmovilizado tangible e intangible). Se excluyen los ingresos de naturaleza financiera (intereses y dividendos principalmente), ya que las operaciones de carácter financiero que puedan realizar algunas empresas no financieras no constituyen su actividad principal. Por ello, también se han excluido las empresas *holdings* o cabeceras de grupos empresariales.
- Esta definición es compatible con otras aproximaciones de rentabilidad empresarial —como, por ejemplo, la utilizada en el capítulo 3 de este Informe, donde el numerador de esta ratio es el resultado final (después de impuestos) y el denominador el total activo—. En este recuadro se han adoptado un enfoque centrado en la rentabilidad ordinaria de los activos productivos, excluyendo los de naturaleza financiera.

Recuadro 3.1

CARACTERIZACIÓN DE LA RENTABILIDAD DEL CAPITAL PRODUCTIVO DE LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS (cont.)

Balances Integrada (CBI)³. Se distinguen cinco subperíodos claramente diferenciados. En primer lugar, una etapa inicial de notable estabilidad, con niveles de rentabilidad cercanos al 12 % y que se prolonga hasta 2007. Posteriormente, la crisis financiera global da lugar a un acusado descenso de la rentabilidad empresarial, que alcanza un mínimo en 2012, en torno al 4 %. En 2013 se inicia una fase de recuperación gradual, interrumpida en 2020 por el impacto de la pandemia, que provocó una caída brusca de la rentabilidad durante ese año. Superado este episodio, se abre un nuevo período expansivo, de modo que en 2024 (última información disponible) la rentabilidad del capital productivo se sitúa de nuevo en el 12 %, un nivel similar al observado en la etapa previa a la crisis financiera.

La evolución de la rentabilidad agregada resume adecuadamente el comportamiento medio del sector empresarial. No obstante, este patrón común convive con una elevada heterogeneidad entre empresas, que se hace patente al analizar la distribución de la rentabilidad, medida a través de los percentiles 25, 50 y 75. Así, se aprecia una evolución muy similar a la de la ratio agregada, si bien la empresa mediana presenta unos niveles algo menores, mientras que los percentiles extremos registran unas variaciones más acusadas (véase gráfico 1.b). Asimismo, en los últimos años se observa un aumento de la dispersión, lo que sugiere que la brecha de rentabilidad entre las empresas más rentables (percentil 75) y las situadas en el tramo inferior de la distribución (percentil 25) se ha ampliado en el período reciente.

El análisis diferenciando por sectores y tamaños revela una elevada heterogeneidad en el nivel de la ratio en

ambos ámbitos, aunque en general se mantiene un patrón similar en cuanto a la evolución temporal. Así, un desglose por tamaño evidencia que las microempresas constituyen de forma sistemática el segmento que obtiene una rentabilidad más reducida. Por su parte, las compañías más grandes, que al inicio del período analizado eran las más rentables, ya habían sido superadas antes de la pandemia por las medianas y pequeñas empresas. No obstante, esta diferencia se amplía de forma notable tras la crisis del COVID-19, período en el que la recuperación de la rentabilidad resulta especialmente intensa en estos últimos grupos (véase gráfico 2.a)⁴. Si se atiende a la dimensión sectorial, se observan notables diferencias en lo referente al nivel del retorno del capital, con cifras relativamente elevadas en las ramas manufactureras, en comercio y hostelería y en los servicios de información y comunicaciones. Si se atiende al perfil temporal, este último sería el único sector que no se ajustaría al patrón general, con un descenso continuado de sus niveles de rentabilidad (véase gráfico 2.b). Ello sería consecuencia de los profundos cambios que ha experimentado este sector en el período analizado y que han provocado un progresivo estrechamiento de sus márgenes comerciales en un contexto de apreciables incrementos de su capital productivo⁵. También cabe destacar el notable repunte de la rentabilidad que las ramas del comercio y de la hostelería han experimentado en el período más reciente, que la habría situado en torno a un 50 % por encima de sus registros del período 2000-2007⁶.

Por otra parte, al clasificar las empresas en función de su nivel de productividad, también se aprecian comportamientos claramente diferenciados⁷. Así, el

3 La CBI es una muestra que contiene información anual de cerca de 900.000 empresas no financieras. Tiene una elevada representatividad, aunque presenta un cierto sesgo hacia las compañías de mayor tamaño.

4 La definición de tamaño empresarial utilizada sigue la Recomendación 2003/361/CE de la Comisión Europea, que clasifica a las empresas en micro, pequeñas, medianas o grandes en función del número de empleados y del volumen de negocios o del activo total.

5 Entre los años 2000 y 2024, el sector de telecomunicaciones ha experimentado una apertura a la competencia que habría tenido una fuerte incidencia en su rentabilidad. Además, las medidas habituales de rentabilidad del activo productivo se habrían visto afectadas por la sucesión de importantes operaciones de fusión y reestructuración de empresas —que habrían inflado el activo intangible a través de cuantiosos fondos de comercio—, así como por las fuertes inversiones en infraestructuras que ha requerido la introducción de nuevas tecnologías. Véase, por ejemplo, Emanuele Tarantino, Chiara Atzeni, Chiara Cirignaco, Dominik Erharter y Hans Zenger. (2026). "An analysis of the EU telecom sector's ability to remunerate its cost of capital". VoxEU Column, 29 de enero.

6 Una vez superada la pandemia, el sector del comercio y, en particular, el de la hostelería han experimentado un progresivo incremento de los márgenes en un contexto de aumento de la demanda, lo que explicaría el aumento de la rentabilidad en estas empresas. Para un mayor detalle, véanse los informes periódicos del *Observatorio de Márgenes Empresariales*.

7 Las empresas se clasifican como más o menos productivas de acuerdo con la posición relativa de su productividad total de los factores (PTF) según su sector en cada año, definido a partir de la clasificación CNAE a dos dígitos. Ello implica que las empresas de cada quintil y año pueden ser distintas. La PTF se calcula a partir de la estimación de funciones de producción con datos a nivel de empresa mediante el método de Wooldridge [véase Jeffrey M. Wooldridge. (2009). "On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables". *Economics Letters*, 104(3), pp. 112-114].

Recuadro 3.1

CARACTERIZACIÓN DE LA RENTABILIDAD DEL CAPITAL PRODUCTIVO DE LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS (cont.)

gráfico 2.c, que presenta la rentabilidad de las empresas por quintiles de productividad, revela que aquellas con una mayor productividad ofrecen niveles más altos de rentabilidad. Asimismo, se observa la existencia de un patrón general, desde el punto de vista de su evolución temporal, similar al de la ratio agregada, excepto en el primer quintil, donde se sitúan las empresas con productividad más baja. Este grupo, además de mostrar valores siempre negativos, evidencia un comportamiento más desfavorable que el resto, de modo que la rentabilidad en 2024 habría empeorado ligeramente respecto a la registrada en 2019. Destaca, de igual modo, la recuperación más intensa de la rentabilidad en las empresas de los

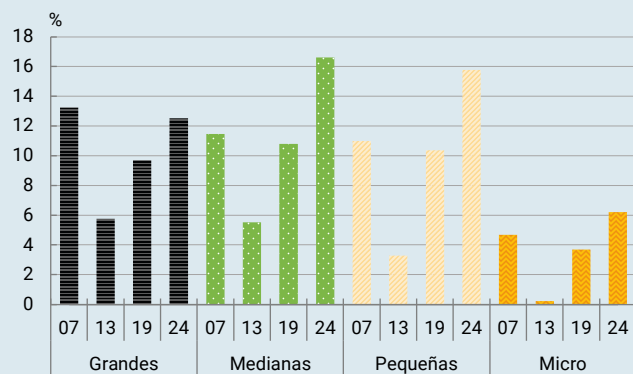
quintiles más elevados (las más productivas) en el período reciente. Ello sugeriría que, una vez superada la crisis financiera global, y en particular después de la pandemia, se habría intensificado la relación positiva entre una asignación más eficiente de los recursos y la obtención de niveles más altos de rentabilidad.

Además, la comparación de la evolución de la rentabilidad del capital en España con la de algunas economías de su entorno —Portugal, Francia, Italia y Bélgica— muestra trayectorias similares entre países, aunque con diferentes intensidades en cuanto a sus oscilaciones. Así, inicialmente existían diferencias apreciables en los niveles

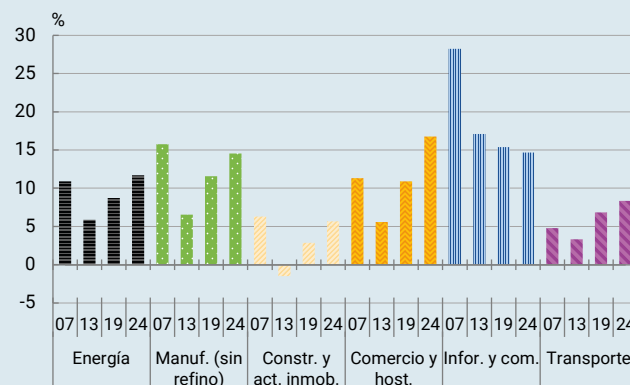
Gráfico 2

Rentabilidad del capital productivo (ROA) de las empresas españolas. Detalle por tamaños, sectores y quintil de productividad

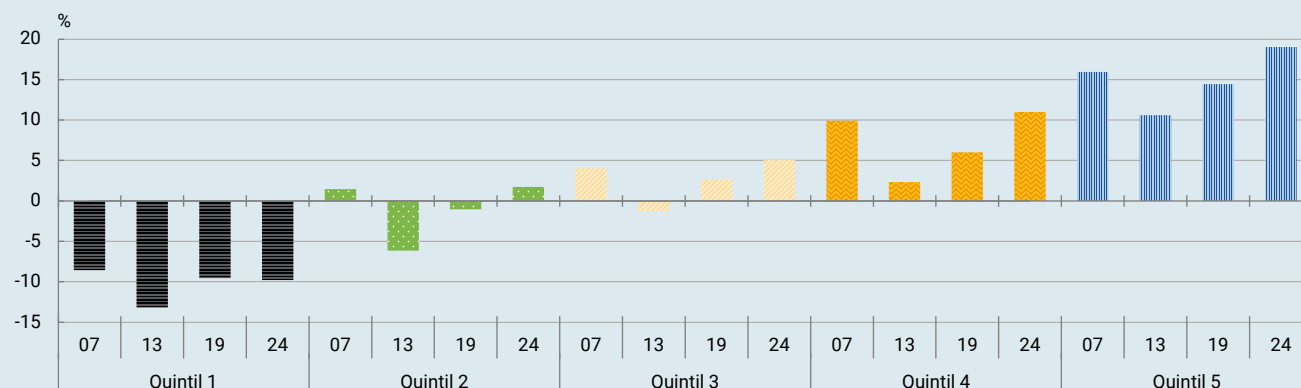
2.a Detalle por tamaños (a)



2.b Detalle por sectores



2.c Detalle por quintil de la productividad total de los factores (PTF) (b)


FUENTES: Banco de España (CBI) y BACH.

- a La definición de tamaño empresarial utilizada sigue la Recomendación 2003/361/CE de la Comisión Europea, que clasifica a las empresas en micro, pequeñas, medianas o grandes en función del número de empleados y del volumen de negocios o del activo total.
- b Los quintiles se calculan cada año por sector (clasificación CNAE a dos dígitos). La PTF se calcula a partir de la estimación de funciones de producción con datos a nivel de empresa mediante el método de Wooldridge (2009).

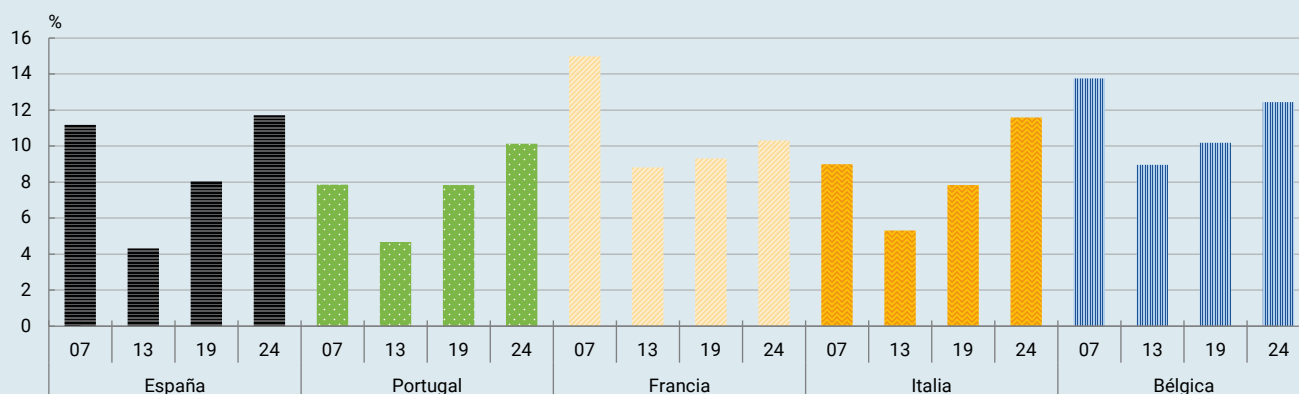
Recuadro 3.1

CARACTERIZACIÓN DE LA RENTABILIDAD DEL CAPITAL PRODUCTIVO DE LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS (cont.)

de rentabilidad del capital productivo, que en 2007 eran superiores en Francia y Bélgica, con cifras en torno al 14 % (véase gráfico 3). Sin embargo, esta distancia entre países se ha ido reduciendo de forma significativa, dando lugar a un proceso de convergencia hacia niveles más próximos, de modo que en 2024 la rentabilidad productiva de los cinco países analizados se situaba en un rango comprendido entre el 10 % y el 12 %, aproximadamente.

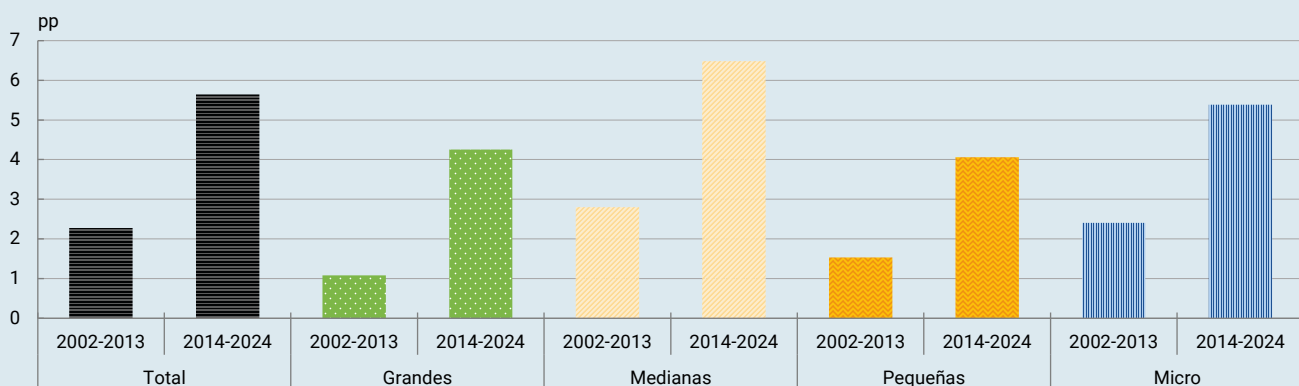
Por último, se analiza la relación entre la rentabilidad del capital y la probabilidad de que las empresas registren una inversión neta nula o positiva. Para ello, se estima un modelo de probabilidad lineal que controla por otros determinantes habituales de la inversión, como la carga financiera, el endeudamiento, el crecimiento de las ventas y la productividad total de los factores, así como por efectos fijos de año y empresa. Los resultados, recogidos en el gráfico 4,

Gráfico 3
Comparación internacional de la rentabilidad del capital productivo (ROA)



FUENTES: Banco de España (CBI) y BACH.

Gráfico 4
Relación entre la rentabilidad empresarial en un año y la probabilidad de presentar una inversión neta positiva en el año posterior (a)



FUENTES: Banco de España (CBI) y BACH.

a Impactos marginales obtenidos mediante la estimación de un modelo de probabilidad lineal con el método de efectos fijos para el período 2000-2024, sin 2020, con errores estándares corregidos y clusterizados a escala de empresa. No obstante, dado que para la construcción de las variables explicativas se requiere información correspondiente al menos a los dos ejercicios inmediatamente anteriores, la estimación comienza en 2002. La estimación se realiza con los datos de la CBI. Todas las regresiones controlan por el sector, el año y el tamaño de la empresa. La variable que se ha de explicar toma valor uno si la inversión neta es mayor o igual que cero y cero en caso contrario. Las variables explicativas son rentabilidad, carga financiera, endeudamiento, crecimiento interanual de las ventas y productividad total de los factores, todas ellas con un retardo. Los coeficientes se interpretan como el cambio en la probabilidad de invertir en puntos porcentuales (pp) ante una variación de una unidad en la rentabilidad. Dichos coeficientes, excepto el de grandes y medianas en el período 2002-2013, son significativos al 5%.

Recuadro 3.1

CARACTERIZACIÓN DE LA RENTABILIDAD DEL CAPITAL PRODUCTIVO DE LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS (cont.)

muestran una correlación positiva y estadísticamente significativa entre la rentabilidad del año previo y la decisión de inversión de las empresas, una relación que, además, se habría intensificado en el período más reciente (2013-2024) y se habría reflejado en todos los tamaños de empresa. En conjunto, estos resultados confirman que la rentabilidad del capital constituye un determinante relevante de la decisión de inversión de las empresas y habría desempeñado un papel especialmente significativo en la fase de recuperación posterior a la crisis financiera global, contribuyendo a la expansión de la actividad productiva.

En resumen, la rentabilidad productiva agregada exhibe una evolución coherente con las distintas fases del ciclo económico y en los últimos años se ha situado en niveles similares a los observados antes de la crisis financiera. No

obstante, aunque este análisis es necesario para entender la evolución del sector empresarial en su conjunto, debe complementarse con otros que tengan en cuenta la heterogeneidad de dicho sector. En el presente recuadro se han abordado algunos de estos aspectos, revelando, por ejemplo, que las compañías más pequeñas y las menos productivas serían las que sistemáticamente registran rendimientos del capital más reducidos; que la distancia entre las compañías más y menos rentables se habría ampliado estos últimos años, o que existen diferencias significativas de nivel entre sectores de actividad y entre diferentes países de nuestro entorno. Por último, el análisis de regresión realizado en este recuadro confirma la existencia de una correlación positiva entre la rentabilidad y la propensión de las empresas a invertir, que, además, se habría intensificado en el período más reciente.

Recuadro 3.2

EL ICAS DEL BANCO DE ESPAÑA

El Banco de España dispone de un sistema interno de calificación crediticia denominado ICAS BE¹ (acrónimo en inglés de *In-house Credit Assessment Systems Banco de España*), diseñado para evaluar la calidad crediticia de las sociedades no financieras españolas (en adelante, empresas), tanto públicas como privadas.

Papel en la política monetaria del Eurosistema

La principal finalidad de las calificaciones asignadas por el ICAS BE se enmarca en la política monetaria del Eurosistema, concretamente en el ámbito del colateral. En particular, el ICAS BE constituye la fuente principal de evaluación crediticia que permite a las contrapartidas de política monetaria determinar si los créditos concedidos a empresas españolas cumplen con el nivel mínimo de calidad crediticia exigido, de modo que puedan ser aportados como garantía en las operaciones de financiación solicitadas al Eurosistema. De esta forma, el ICAS BE refuerza la disponibilidad de colateral para las entidades financieras, lo que contribuye, en última instancia, a una transmisión más eficaz de la política monetaria hacia la economía real.

La relevancia del ICAS BE como fuente de calificación del marco de colateral del Eurosistema ha experimentado un notable crecimiento en los últimos años². Este incremento se refleja en el peso creciente que tiene sobre el conjunto de activos no negociables aportados como garantía por las contrapartidas españolas, que ha pasado del 25 % en 2022 al 37 % en 2025. Asimismo, el porcentaje de entidades que utilizan el ICAS BE como fuente principal para pignorar activos no negociables ha aumentado en más de 20 puntos en los últimos años, hasta superar el 40 % en 2025³.

Tipología de sistemas de calificación

El ICAS BE se compone de dos sistemas de calificación diferenciados, que se distinguen principalmente por el tipo de empresa evaluada y por la intervención o no de un analista en el proceso de asignación de la calificación.

El *Full-ICAS* (F-ICAS BE) se aplica a empresas de tamaño grande, alrededor de 600 en total, y su evaluación se basa en la combinación de un modelo estadístico y un modelo

experto, lo que permite una revisión individualizada por parte de un analista especializado. Por su parte, el *Statistical-ICAS* (S-ICAS BE) está dirigido a pymes y califica aproximadamente 900.000 empresas. En este caso, el proceso de asignación de la calificación está totalmente automatizado y no requiere la intervención de un analista.

Ambos sistemas también presentan diferencias en cuanto a su fecha de puesta en funcionamiento. En el caso del F-ICAS BE, su uso como fuente de calificación aceptada en el marco de colateral del Eurosistema se inició a finales de la década de los noventa. El S-ICAS BE, en cambio, tiene un origen mucho más reciente, ya que fue autorizado en 2020 como parte de las medidas aprobadas por el Eurosistema en respuesta a la crisis del COVID-19.

Para el desarrollo de su actividad, ambos sistemas de calificación utilizan un amplio conjunto de fuentes de información. Entre ellas, destaca la información económico-financiera contenida en los estados financieros de las empresas, así como la información procedente de la Central de Información de Riesgos del Banco de España (CIRBE), que, entre otros aspectos, permite conocer el comportamiento de pago de las empresas en los préstamos concedidos por las entidades financieras.

Escala de calificación

Como resultado de su proceso de evaluación, el ICAS BE genera una calificación crediticia para cada empresa, utilizando una escala maestra compuesta por 21 categorías de *rating*. Cada una de estas categorías tiene asociado un intervalo de probabilidades de impago en un horizonte temporal de un año. Esta asociación permite establecer una correspondencia directa con la escala armonizada de *credit quality steps* (CQS) definidos por el Eurosistema en el marco de colateral, tal como se muestra en el cuadro 1. Por ejemplo, el hecho de que la calificación 5+ del ICAS BE esté asociada a una probabilidad de impago situada entre el 0,40 % y el 0,77 % determina su correspondencia con el CQS4 de la escala del Eurosistema, cuyo rango cubre probabilidades de impago entre el 0,40 % y el 1 %.

- 1 Para una descripción más detallada del ICAS BE y sus sistemas de calificación, véase Sergio Gavilá, Alfredo Maldonado y Antonio Marcelo. (2020). "El sistema interno de evaluación del crédito del Banco de España". *Revista de Estabilidad Financiera - Banco de España*, 38, pp. 99-130.
- 2 Véase Sergio Gavilá, Lola Morales y Rafael Vivó. (2025). "El papel de los préstamos y del ICAS BE en el marco de colateral del Eurosistema en 2025". *Boletín Económico - Banco de España*, 2025/T3, 02.
- 3 Con datos a abril de 2025, un total de 17 entidades pignoran activos no negociables, de las cuales 14 utilizan el ICAS BE y 7 lo hacen como fuente principal de calificación.

Recuadro 3.2

EL ICAS DEL BANCO DE ESPAÑA (cont.)
Capacidad predictiva del riesgo de impago

La asociación de cada calificación crediticia con una probabilidad de impago a un año permite realizar comparativas entre dichas probabilidades y las tasas de impago observadas durante los 12 meses posteriores. Si nos centramos en el colectivo de las pymes, el ICAS BE ha demostrado de manera sostenida una elevada capacidad para ordenar y cuantificar el riesgo de impago de las empresas. Así lo refleja el gráfico 1.a, que muestra, para cada clase de *rating*, las tasas de impago observadas entre 2019 y 2025 en el conjunto de pymes evaluadas por el ICAS BE (línea continua), junto con el intervalo de probabilidades de impago predichas un año antes, definido por sus valores mínimo y máximo (líneas discontinuas).

En particular, se evidencian dos aspectos fundamentales. En primer lugar, el ICAS BE ordena correctamente las empresas en función de su riesgo de impago, ya que existe una relación monótonamente creciente entre las clases de riesgo y las tasas de impago⁴: un peor *rating* se traduce en una tasa de impago mayor en los siguientes 12 meses. En segundo lugar, el ICAS BE calibra adecuadamente el riesgo de impago de las empresas, dado que las tasas de impago observadas en cada clase de riesgo se encuentran dentro del rango de probabilidades de impago predichas un año antes. Estas conclusiones se mantienen también si atendemos a los diferentes tamaños de empresa, especialmente en el caso de las microempresas (véase gráfico 1.b).

Capacidad predictiva del crecimiento empresarial

Más allá de su capacidad para anticipar el comportamiento de pago de las pymes, el *rating* del ICAS BE proporciona información relevante sobre su crecimiento productivo. El gráfico 2.a muestra que las empresas con mejores calificaciones presentan un mayor crecimiento durante los tres años siguientes, medido a través de las principales variables que definen el tamaño de una empresa: número de empleados, ventas y activos. Por lo tanto, las pymes con mayor solvencia empresarial, evaluada a través del *rating* del ICAS BE, tienden a registrar un mayor crecimiento en los años posteriores.

Así, las ventas de las empresas con la mejor calificación (4+) han aumentado en torno a un millón de euros en los tres años posteriores, frente a un incremento de apenas 200.000 euros en el caso de las empresas con la peor calificación (7-). En cuanto a los activos y al empleo, la diferencia es incluso más acusada, ya que las empresas con la peor calificación muestran un crecimiento nulo, frente a aumentos de alrededor de un millón de euros en activos y de ocho empleados en las empresas con la mejor calificación.

No obstante, la relación observada en el gráfico 2.a podría estar parcialmente influida por un efecto composición, en la medida en que la distribución de las empresas por clases de riesgo no sea homogénea en términos de tamaño. Para analizar este aspecto, el gráfico 2.b desagrega el resultado por tamaño de empresa y muestra la evolución del empleo en medianas, pequeñas y

Cuadro 1

 Correspondencia entre las categorías de riesgo del ICAS BE, las probabilidades de impago y los *credit quality steps* (CQS) del Eurosistema

	CQS						
	1 y 2	3	4	5	6	7	8
	(PD ≤ 0,10%)	(0,10% < PD ≤ 0,40%)	(0,40% < PD ≤ 1,00%)	(1,00% < PD ≤ 1,50%)	(1,50% < PD ≤ 3,00%)	(3,00% < PD ≤ 5,00%)	(PD > 5,00%)
Calificación crediticia del ICAS BE	1, 2+, 2-, 3+, 3 y 3-	4+, 4 y 4-	5+ y 5	5-	6+	6 y 6-	7+, 7, 7-, 8 y D

FUENTE: Banco de España.

 NOTA: «PD» hace referencia a la probabilidad de incumplimiento (*probability of default*).

4 La definición de impago utilizada se corresponde con la que deben aplicar los ICAS y está basada en el artículo 178 del Reglamento (UE) n.º 575/2013 (CRR). Para más detalles sobre la definición de impago del ICAS, véase Laura Aria et al. (2021). "Overview of central banks' in-house credit assessment systems in the euro area". Documentos Ocasionales, 2131, Banco de España.

Recuadro 3.2

EL ICAS DEL BANCO DE ESPAÑA (cont.)

microempresas, confirmando que la relación positiva entre mejor calificación crediticia y mayor crecimiento del empleo se mantiene dentro de cada uno de estos segmentos.

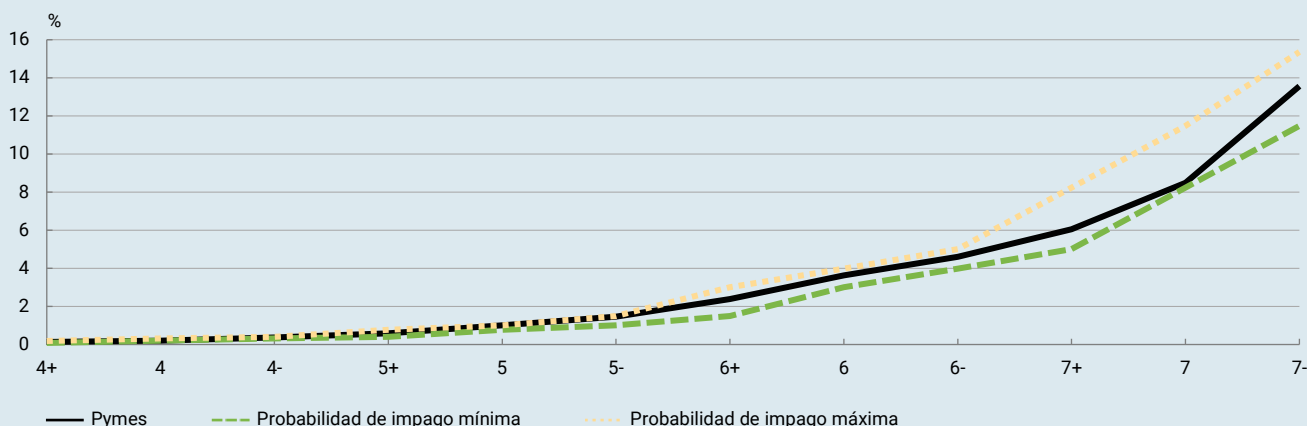
Implicaciones para la financiación empresarial y la reducción de asimetrías de información

La elevada capacidad predictiva del ICAS BE respecto a la solvencia financiera y al crecimiento productivo de las empresas le confiere un notable potencial para

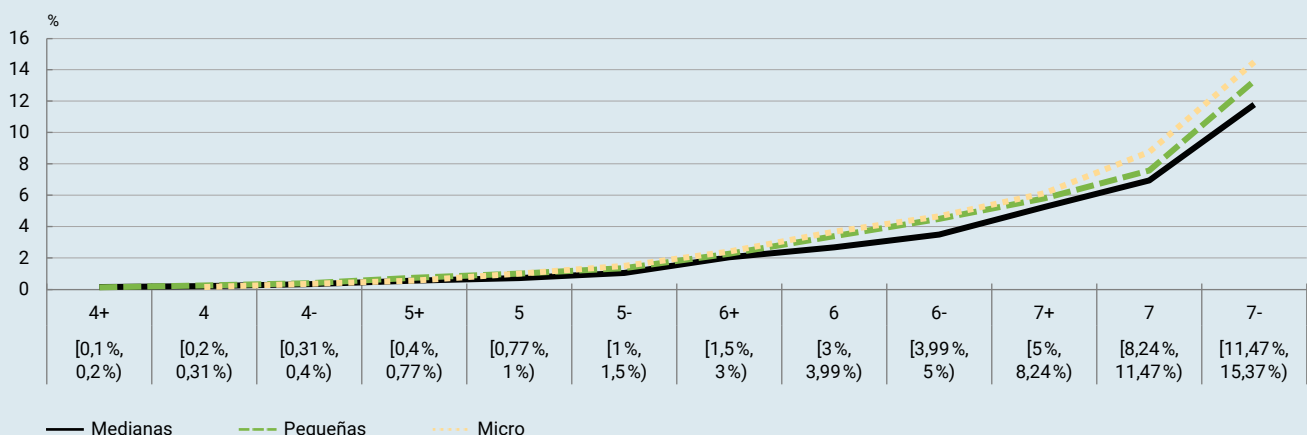
desempeñar un papel relevante en el proceso de financiación empresarial, más allá del efecto positivo previamente señalado sobre la liquidez operativa de las entidades financieras al facilitar la obtención de financiación del Eurosistema. En concreto, la evaluación crediticia independiente y objetiva del ICAS BE puede contribuir a mitigar las asimetrías de información existentes en la financiación empresarial: para las entidades financieras puede representar un complemento valioso a su valoración interna del riesgo crediticio y ser

Gráfico 1
Asociación entre la calificación crediticia y la probabilidad de impago observada a los 12 meses

1.a Tasas de impago de las pymes por clase de *rating* del ICAS BE (a) (b)



1.b Tasas de impago por tamaño de pyme y por clase de *rating* del ICAS BE (a) (b)



FUENTE: Banco de España.

- a Se definen como pymes las pequeñas y medianas empresas con menos de 250 empleados (véase el anejo metodológico del capítulo 3 de este Informe).
- b La definición de impago utilizada se corresponde con la que deben aplicar los ICAS y está basada en el artículo 178 del Reglamento (UE) 575/2013 (CRR).

Recuadro 3.2

EL ICAS DEL BANCO DE ESPAÑA (cont.)

considerada en sus decisiones de financiación, mientras que en el caso de las empresas puede reforzar su posición negociadora y contribuir a su educación financiera.

De este modo, el mayor conocimiento financiero de la empresa puede facilitar la identificación de fortalezas y vulnerabilidades en materia de solvencia financiera, así como la implementación de estrategias orientadas a fortalecer su posición financiera y, en consecuencia, ampliar sus oportunidades de acceso a financiación y crecimiento.

Proyecto de intercambio de información con las empresas

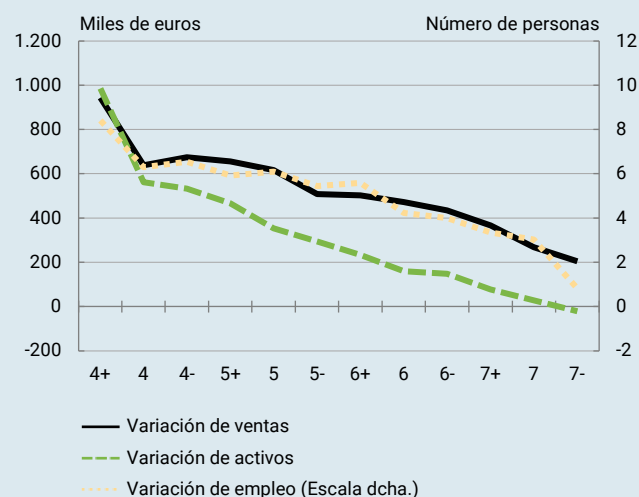
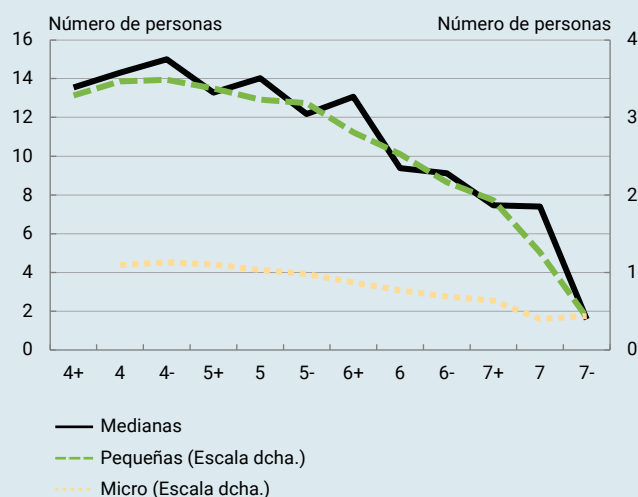
Con el objetivo de reforzar la calidad de las evaluaciones crediticias del ICAS BE y potenciar los beneficios asociados a su difusión, el Banco de España ha iniciado un proyecto de intercambio de información con las empresas evaluadas. Este intercambio incluye, por un

lado, el envío de información actualizada por parte de la empresa, tanto de carácter cuantitativo como cualitativo, y, por otro, la entrega por parte del Banco de España del informe de calificación del ICAS BE correspondiente a cada empresa.

Esta iniciativa se alinea con los objetivos institucionales del Banco de España, al reforzar su vocación de servicio público. En particular, contribuye al Plan Estratégico 2030, que incluye la iniciativa «Un Banco cercano», orientada a mejorar la transparencia, la rendición de cuentas y la conexión con la sociedad. En este contexto, el nuevo proceso operativo del ICAS BE convierte al Banco de España en un interlocutor activo y útil para el tejido empresarial. Una interacción que no solo mejora la comprensión de los criterios de solvencia, sino que también posiciona al Banco como una institución accesible, pedagógica y comprometida con el desarrollo económico.

Gráfico 2

Relación entre la calificación crediticia y el crecimiento productivo de las empresas

 2.a Variación a 3 años de las ventas, activos y empleo de las pymes por clase de *rating* del ICAS BE (a)

 2.b Variación a 3 años del empleo por tamaño de pyme y clase de *rating* del ICAS BE (a)

FUENTE: Banco de España.

a Se definen como pymes las pequeñas y medianas empresas con menos de 250 empleados (véase el anejo metodológico del capítulo 3 de este Informe).

Recuadro 3.3

LAS COOPERATIVAS DE CRÉDITO Y SU PAPEL EN LA PROVISIÓN DE FINANCIACIÓN A LAS PYMES

Este recuadro examina la distribución de los préstamos concedidos por las cooperativas de crédito atendiendo a su presencia geográfica, su especialización en sectores productivos y su tipo de cliente, así como a su evolución desde 2017 en comparación con el resto de las entidades bancarias. El análisis tiene en cuenta las diferencias estructurales entre los balances de ambos tipos de entidades, que condicionan su especialización y la asignación del crédito a las sociedades no financieras. Además, se analiza en qué medida el mayor flujo de financiación de las cooperativas hacia las pymes, con cierto sesgo hacia las unidades productivas más pequeñas y, especialmente, hacia los autónomos, puede explicarse por factores de oferta y si este se intensifica en los mercados locales, donde las cooperativas concentran la mayor parte de su actividad. Por último, se examina el riesgo asociado a la oferta de crédito dirigida, dentro de las pymes, a las microempresas, evaluando si su comportamiento difiere del observado en el resto de las entidades.

Aunque las cooperativas de crédito representan una parte relativamente pequeña del sistema bancario español (el 9,6 % del crédito dispuesto total en 2025), su papel resulta especialmente relevante para determinados segmentos de la economía. Esta importancia se pone de manifiesto a través de tres dimensiones principales: geográfica, sectorial y por tipo de cliente (véase el recuadro 3.2 de la *Memoria de Supervisión 2025* del Banco de España).

Desde una perspectiva geográfica, las cooperativas de crédito tienen una presencia destacada en las provincias menos pobladas, en las que contribuyen de forma significativa a la inclusión financiera. Así, en 2025, en algunas provincias alcanzaban cuotas superiores al 20 % —por ejemplo, en Soria y Zamora (con cuotas por encima del 50 %) y en Teruel, Almería y Cuenca (con cuotas en torno al 35 %)—, mientras que en otras su peso era reducido y no superaba el 10 % —e incluso era inferior al 4 % en las dos provincias más densamente pobladas, Madrid y Barcelona—, lo que pone de relieve una elevada heterogeneidad a nivel territorial (véase gráfico 1.a). Cabe señalar que, en los últimos 20 años, su cuota de mercado ha aumentado de forma más acusada en aquellas provincias con menor densidad de población.

En términos de especialización sectorial, estas entidades desempeñan un papel clave en determinadas ramas productivas. Destaca especialmente el sector agropecuario, en el que presentaban una cuota de mercado de crédito de en torno al 35 % en 2025. Asimismo,

su presencia era superior a su cuota media en sectores como el comercio (11,5 %) y la industria manufacturera (10,8 %) (véase gráfico 1.b).

Por último, atendiendo al tipo de cliente, las cooperativas de crédito presentan una clara orientación hacia la financiación de pymes y autónomos. En el segmento de pymes, su cuota alcanzaba el 11,4 % en 2025, lo que supone casi 2 puntos porcentuales (pp) por encima de su participación media en el crédito total, con un enfoque hacia unidades productivas de menor tamaño. En el caso de los autónomos, su cuota se elevaba hasta el 28 %, lo que subraya el papel de las cooperativas de crédito como intermediarios financieros de referencia para este colectivo.

En los últimos tiempos, esta especialización se ha traducido en una mayor resiliencia a las fluctuaciones del ciclo económico. Tanto durante la crisis financiera global como durante la posterior fase de recuperación económica —caracterizada por un intenso proceso de desapalancamiento—, las cooperativas han mostrado un comportamiento más dinámico que el resto de las entidades bancarias. En particular, desde 2017 hasta mediados de 2025, su volumen de crédito total ha aumentado en un 32,2 %, frente al crecimiento prácticamente nulo del resto del sector bancario (1,4 %). Este mayor dinamismo también se observa en el crédito concedido a las pymes y a los autónomos. Así, el crédito concedido a las pymes por las cooperativas apenas ha experimentado variación (–2 %), en contraste con el descenso de 18,9 % observado en el resto del sistema bancario (véase gráfico 1.c). Por su parte, el crédito concedido a los autónomos por este colectivo ha crecido un 11,3 %, mientras que el otorgado por el resto de las entidades bancarias ha disminuido un 29,2 %.

Por último, las cooperativas de crédito presentan, en términos generales, indicadores financieros más favorables que el resto del sector bancario: en 2025 registraban una menor tasa de morosidad (2,4 %, frente al 3 %) y mayores niveles de solvencia y liquidez. En particular, la ratio de capital ordinario de nivel 1 (*Common Equity Tier 1* o CET1) se situaba en el 20,6 %, claramente por encima del 13,8 % observado en el resto del sistema bancario. De igual modo, la ratio de cobertura de liquidez (*liquidity coverage ratio* o LCR) alcanzaba el 324 %, frente al 167 % del resto de las entidades. Por su parte, la rentabilidad —y también la eficiencia— se situaba en niveles parecidos, con una ratio (*return to assets* o ROA) de en torno al 0,96 %. Esta mejor posición en términos de

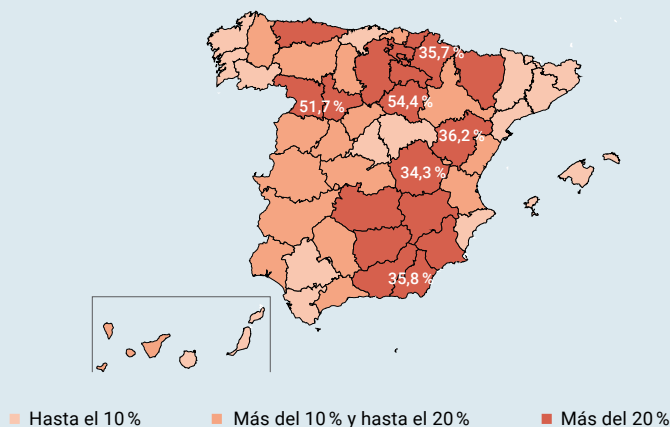
Recuadro 3.3

LAS COOPERATIVAS DE CRÉDITO Y SU PAPEL EN LA PROVISIÓN DE FINANCIACIÓN A LAS PYMES (cont.)

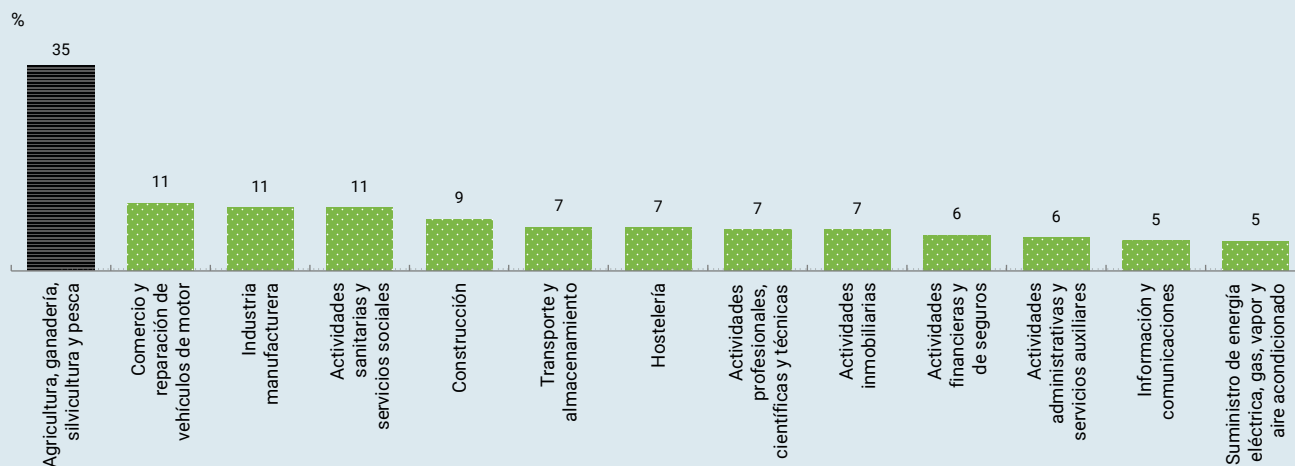
Gráfico 1

Presencia de las cooperativas de crédito y comportamiento del crédito

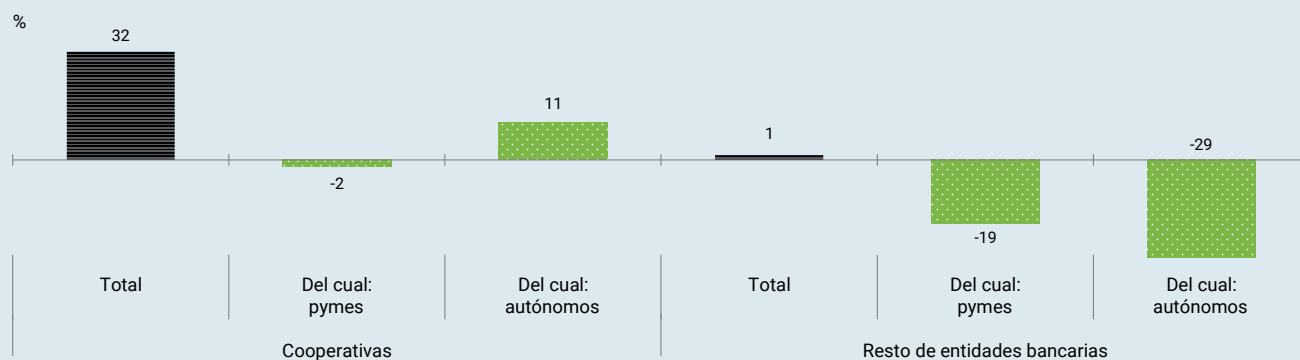
1.a Cuota por provincia de las cooperativas de crédito en junio de 2025



1.b Cuota por sector de las cooperativas de crédito en junio de 2025



1.c Variación del saldo de crédito entre diciembre de 2017 y junio de 2025



FUENTE: Banco de España.

Recuadro 3.3

LAS COOPERATIVAS DE CRÉDITO Y SU PAPEL EN LA PROVISIÓN DE FINANCIACIÓN A LAS PYMES (cont.)

calidad crediticia —una diferencia de 0,6 pp en la tasa de morosidad— se mantenía en niveles similares a los ya observados en 2017 (1 pp).

El mayor flujo de crédito de las cooperativas hacia las pymes puede explicarse tanto por factores de demanda como de oferta, así como por su ubicación en áreas donde su elevada cuota de mercado coincide con una mayor presencia de microempresas, más que por diferencias puramente asociadas a la política crediticia. De hecho, como se ha señalado previamente, las cooperativas concentran buena parte de su actividad en determinadas regiones y sectores económicos.

Para evaluar la oferta de crédito de las cooperativas a distintos segmentos de empresas, controlando por la demanda de estas, se lleva a cabo un análisis de regresión que estudia la relación entre el crecimiento del crédito bancario y el tipo de entidad (cooperativas frente al resto) durante el período 2014-2024. El modelo incorpora efectos fijos de empresa-año, lo que permite aislar los factores vinculados a la oferta al comparar cómo evoluciona el crédito concedido por ambos tipos de entidades a una misma empresa dentro de un segmento definido por su tamaño. Asimismo, se incluyen efectos fijos de banco-año para controlar por la oferta agregada de cada entidad en cada momento y por todas las características del prestamista (por ejemplo, tamaño, posición de capital, liquidez, rentabilidad, etc.).

La primera columna del cuadro 1 muestra el crecimiento anual medio del saldo de crédito concedido por las cooperativas a los distintos segmentos de pymes (microempresas, pequeñas y medianas) en comparación con el resto de las entidades. Los resultados confirman la evidencia descriptiva: incluso controlando por la demanda de la misma empresa, el crédito de las cooperativas, en comparación con el del resto de entidades, habría disminuido en menor medida para las pymes —y especialmente para las de menor tamaño—. Como se indicaba en el epígrafe 3.2 del capítulo 3 de este Informe, este patrón es coherente con la práctica de *relationship lending* propia de las cooperativas, basada en la acumulación de información blanda (*soft information*) a lo largo de relaciones prolongadas entre entidad y prestatario, lo que reduce la opacidad informativa que caracteriza a las pequeñas empresas. Para reforzar esta interpretación, se realiza un análisis de regresión adicional, análogo al anterior, pero centrado exclusivamente en las microempresas, donde las asimetrías de información son más acusadas. Las estimaciones obtenidas, mostradas en la segunda columna, confirman esta evidencia.

Con el fin de comprobar si este resultado se debe al mejor conocimiento que tienen las cooperativas de sus mercados locales —y, por tanto, a una ventaja informacional—, se lleva a cabo el siguiente ejercicio (véase cuadro 2). Para cada entidad bancaria, se clasifican los municipios en dos categorías: i) el que corresponde al principal mercado de la

Cuadro 1

Crédito concedido por las cooperativas frente al resto de las entidades, por tamaño de empresa (a)

	Impacto sobre el crecimiento del crédito	
	(1)	(2)
Micro x Cooperativa	0,039 *** (0,007)	0,014 *** (0,003)
Pequeña x Cooperativa	0,035 *** (0,007)	
Mediana x Cooperativa	0,012 * (0,006)	
Observaciones	2.685.160	2.685.160
R ²	0,371	0,371

FUENTE: Banco de España.

a Resultados obtenidos al estimar una regresión del crecimiento del crédito sobre interacciones entre variables binarias que denotan el tamaño de la empresa (microempresa, pequeña o mediana) y una variable binaria que toma valor 1 si la entidad bancaria es una cooperativa de crédito. Los controles son efectos fijos de empresa-año y banco-año. El período muestral es 2014-2024. La media del crecimiento del crédito a empresas durante dicho período es -4,82 %. Los errores estándar están agrupados a nivel empresa-banco y año-sector. Los asteriscos indican el nivel de significatividad de los coeficientes: *** 1 %, ** 5 % y * 10 %.

Recuadro 3.3

LAS COOPERATIVAS DE CRÉDITO Y SU PAPEL EN LA PROVISIÓN DE FINANCIACIÓN A LAS PYMES (cont.)

entidad (donde se concentra el mayor porcentaje de su cartera de préstamos a empresas) y ii) el resto de los municipios en los que tiene actividad. El nuevo modelo también incorpora efectos fijos de empresa-año y de banco-año. Los resultados se muestran en la segunda columna, mientras que la primera, relativa al análisis previo, se incluye como referencia. Así, puede observarse que las cooperativas expanden su crédito a microempresas mucho más en su mercado local que en el resto (2,2 pp), lo que resulta coherente con una mayor disponibilidad de información blanda en estas áreas, si bien también lo hacen fuera de su municipio principal (1,3 pp). Además, se lleva a cabo un refinamiento adicional de la definición de mercado local, comparando los municipios donde la cooperativa es el principal prestamista (es decir, donde tiene la mayor cuota de mercado) con aquellos que no son su principal mercado o en los que, pese a serlo, otras entidades concentran un mayor volumen de crédito a empresas. El efecto diferencial estimado en este nuevo ejercicio, reportado en la tercera columna, es aún más intenso (4,3 pp en el mercado local, frente a 1,4 pp en el resto), lo que refuerza la relevancia del componente informacional.

Por último, se analiza si estas prácticas, basadas en un mejor conocimiento del mercado, se reflejan en menores niveles de riesgo, en línea con la evidencia descriptiva presentada al inicio. Es decir, si la menor morosidad de las cooperativas frente al resto de las entidades se explica por la composición de su cartera o por una mejor selección de las empresas prestatarias derivada de su ventaja informacional. Para ello, se evalúa tanto el riesgo *ex ante* como el riesgo *ex post*.

Para analizar el riesgo *ex ante*, se amplía el modelo de regresión mostrado en la primera columna del cuadro 2, incorporando la interacción triple entre las variables binarias que identifican a las cooperativas y a las microempresas y la probabilidad de impago retardada (del período anterior), así como la interacción doble entre esta última y el indicador de cooperativa. Los resultados de la estimación, reportados en el cuadro 3, muestran que la oferta de crédito de las cooperativas hacia las empresas con mayor probabilidad de impago es similar a la del resto de las entidades en todos los segmentos (tanto microempresas como empresas de mayor tamaño), dado

Cuadro 2

Crédito concedido a las microempresas por parte de las cooperativas, en función de su mercado local (a)

	Impacto sobre el crecimiento del crédito		
	(1)	(2)	(3)
Micro x Cooperativa x Mercado local		0,022 *** (0,005)	
Micro x Cooperativa x Resto de municipios		0,013 *** (0,003)	
Micro x Cooperativa	0,014 *** (0,003)		
Micro x Cooperativa x Principal prestamista del mercado local			0,043 *** (0,015)
Micro x Cooperativa x Resto de municipios			0,014 *** (0,003)
Observaciones	2.685.160	2.685.160	2.685.160
R ²	0,371	0,371	0,371

FUENTE: Banco de España.

a La variable dependiente es siempre el crecimiento del crédito. En la primera columna el regresor de interés es la interacción entre una variable binaria que denota microempresa y una variable binaria que toma valor 1 si la entidad bancaria es una cooperativa de crédito. En la segunda columna los regresores de interés son la triple interacción entre microempresa, cooperativa y una variable binaria que toma valor 1 si es el mercado local de la cooperativa (el municipio donde concentra el mayor porcentaje de su cartera de préstamos a empresas) y la triple interacción entre microempresa, cooperativa y una variable binaria que toma valor 1 para el resto de los municipios en los que tiene actividad. La tercera columna muestra una variación del anterior análisis en la que el mercado local se define como el municipio donde la cooperativa es el principal prestamista (tiene la mayor cuota de mercado). En todas las especificaciones los controles son efectos fijos de empresa-año y banco-año. El período muestral es 2014-2024. La media del crecimiento del crédito a empresas durante dicho período es -4,82 %. Los errores estándar están agrupados a nivel empresa-banco y año-sector. Los asteriscos indican el nivel de significatividad de los coeficientes: *** 1 %, ** 5 % y * 10 %.

Recuadro 3.3

LAS COOPERATIVAS DE CRÉDITO Y SU PAPEL EN LA PROVISIÓN DE FINANCIACIÓN A LAS PYMES (cont.)

que los coeficientes de ambas interacciones son muy pequeños y no estadísticamente distintos de cero. Este hallazgo es coherente con la evidencia presentada en el epígrafe 3.2 del capítulo 3 de este Informe, según la cual, desde 2014, los distintos tipos de entidades de crédito han mostrado patrones de toma de riesgos similares.

Finalmente, para el estudio del riesgo *ex post*, se estiman tres modelos de probabilidad (lineal) cuyas variables dependientes son variables binarias que indican la existencia (o la no existencia) de un préstamo dudoso en el año $t+1$, $t+2$ o $t+3$ (primera, segunda y tercera columna del cuadro 4, respectivamente). En todos ellos, el regresor de interés es la interacción entre una variable binaria que denota microempresa y otra variable binaria que toma el valor 1 si la entidad bancaria es una cooperativa de crédito. En todas las especificaciones los controles son efectos fijos de banco-año y efectos fijos de sector-provincia-tamaño-año, donde tamaño corresponde a microempresas, pequeñas, medianas y grandes empresas, y sector a la clasificación CNAE a cuatro dígitos. Estos últimos se incluyen con el objeto de controlar por las principales características empresariales que pueden influir en la propensión a impagar un préstamo

bancario. Además, se restringe la muestra a empresas que no tienen ningún préstamo dudoso ni moroso en el año $t-1$, ya que este tipo de compañías pueden tener características distintas al resto, potencialmente correlacionadas con su probabilidad de impago. Los resultados de las tres especificaciones son muy similares e indican que las microempresas que reciben préstamos de cooperativas tienen una probabilidad entre 0,01 pp y 0,02 pp menor de tener algún crédito dudoso. Estos efectos son altamente significativos, si bien relativamente pequeños en relación con el porcentaje de observaciones con préstamos dudosos en las tres muestras (entre el 0,76 % y el 0,85 %).

Este hallazgo podría indicar que las cooperativas de crédito, gracias a su ventaja informacional en los mercados locales y en el segmento de las microempresas y a la mayor cercanía con sus clientes, pueden realizar tanto una mejor selección de las empresas prestatarias como una supervisión más exhaustiva de sus actividades. Todo ello se traduciría en una menor proporción de préstamos problemáticos por parte de estas, en línea con los resultados de Álvarez-Román, Mayordomo, Vergara-Alert y Vives (2024)¹ y Casado y Martínez-Miera (2025)².

Cuadro 3

 Toma de riesgos de las cooperativas frente al resto de las entidades: riesgo *ex ante* (a)

	Impacto sobre el crecimiento del crédito
	(1)
Micro x Cooperativa	0,017*** (0,004)
Micro x Cooperativa x Probabilidad de impago	-0,001 (0,001)
Cooperativa x Probabilidad de impago	0,000 (0,001)
Observaciones	2.685.160
R ²	0,371

FUENTE: Banco de España.

a Resultados obtenidos al estimar una regresión del crecimiento del crédito sobre tres interacciones. La primera es una interacción entre una variable binaria que denota microempresa y una variable binaria que toma valor 1 si la entidad bancaria es una cooperativa de crédito. La segunda es una interacción triple entre las variables binarias que identifican a las cooperativas y a las microempresas y la probabilidad de impago retardada. La tercera es una interacción doble entre la probabilidad de impago retardada y la variable binaria que denota cooperativa. En todas las especificaciones los controles son efectos fijos de empresa-año y banco-año. El período muestral es 2014-2024. La media del crecimiento del crédito a empresas durante dicho período es -4,82 %. Los errores estándar están agrupados a nivel empresa-banco y año-sector. Los asteriscos indican el nivel de significatividad de los coeficientes: *** 1 %, ** 5 % y * 10 %.

1 Laura Álvarez-Román, Sergio Mayordomo, Carles Vergara-Alert y Xavier Vives. (2024). "Climate risk, soft information and credit supply". Documentos de Trabajo, 2406, Banco de España.
 2 Alejandro Casado y David Martínez-Miera. (2025). "Banks' specialization and private information". Documentos de Trabajo, 2539, Banco de España.

Recuadro 3.3

LAS COOPERATIVAS DE CRÉDITO Y SU PAPEL EN LA PROVISIÓN DE FINANCIACIÓN A LAS PYMES (cont.)

El modelo de negocio de las cooperativas también plantea retos específicos asociados a su concentración geográfica y a su menor tamaño. En particular, la despoblación y la limitada disponibilidad de oportunidades de inversión en determinadas zonas pueden restringir su crecimiento y generar una mayor dependencia de las actividades económicas propias de su entorno, lo que incrementa su vulnerabilidad ante perturbaciones sectoriales o climáticas adversas. Asimismo, el reducido tamaño de algunas entidades dificulta la profesionalización de la gobernanza, la digitalización y el desarrollo de capacidades

avanzadas de gestión de riesgos. Todo ello se enmarca en un contexto de complementariedad con el papel que, dentro del sistema financiero, desempeñan las entidades bancarias de mayor tamaño, las cuales, gracias a su mayor diversificación geográfica y sectorial, su acceso a los mercados mayoristas y su mayor escala operativa, desempeñan un papel clave en la financiación de proyectos de mayor dimensión y en la absorción de perturbaciones macroeconómicas adversas, contribuyendo así a la estabilidad del crecimiento del crédito agregado.

Cuadro 4

 Toma de riesgos de las cooperativas frente al resto de las entidades: riesgo *ex post* (a)

	Impacto sobre la probabilidad de tener préstamos dudosos		
	(1)	(2)	(3)
Micro x Cooperativa	-0,001*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,002*** (0,000)
Observaciones	3.208.648	2.532.350	2.040.074
R ²	0,107	0,124	0,145

FUENTE: Banco de España.

a Las variables dependientes son variables binarias que indican la existencia de un préstamo dudoso en el año t+1, t+2, o t+3 (primera, segunda y tercera columna, respectivamente). El regresor de interés es siempre la interacción entre una variable binaria que denota microempresa y otra variable binaria que toma valor 1 si la entidad bancaria es una cooperativa de crédito. En todas las especificaciones los controles son efectos fijos de banco-año y efectos fijos de sector-provincia-tamaño-año, donde tamaño corresponde a microempresas, pequeñas, medianas y grandes empresas, y sector a la clasificación CNAE a cuatro dígitos. Se restringe la muestra a empresas que no tenían ningún préstamo dudoso ni moroso en el año t-1. El período muestral es 2014-2024. La proporción de observaciones con préstamos dudosos es 0,76%, 0,83% y 0,85% en las muestras de la primera, segunda y tercera columna, respectivamente. Los errores estándar están agrupados a nivel empresa-banco y año-sector. Los asteriscos indican el nivel de significatividad de los coeficientes: *** 1%, ** 5% y * 10%.

Recuadro 3.4

EL IMPACTO DEL KIT DIGITAL SOBRE LA PRODUCTIVIDAD EMPRESARIAL**Programa Kit Digital**

El programa Kit Digital constituye la iniciativa de digitalización empresarial de mayor escala puesta en marcha en España hasta la fecha. Con una dotación presupuestaria sin precedentes —3.067 millones de euros— y más de 900.000 ayudas concedidas a pymes y autónomos, el programa tiene como objetivo impulsar la adopción de soluciones digitales, reforzar la competitividad empresarial y reducir las brechas digitales por tamaño, territorio y sector.

El programa está financiado por la Unión Europea a través de los fondos *Next Generation EU*, en el marco del Plan de Recuperación, Transformación y Resiliencia (PRTR), y es gestionado por la entidad pública empresarial Red.es. Para más información sobre el programa, puede consultarse el [informe](#) elaborado por Red.es.

El acceso al programa se articula a través de distintas convocatorias, dirigidas a segmentos empresariales definidos en función del número de empleados. Cada segmento cuenta con una cuantía máxima de bono digital distinta y con un conjunto de soluciones subvencionables, lo que permite una asignación más precisa de los recursos públicos.

En concreto, el programa se estructura en cinco grandes segmentos. El segmento I comprende empresas de entre 10 y 49 empleados, con un bono digital máximo de 12.000 euros; el segmento II, empresas de entre 3 y 9 empleados, con un bono de hasta 6.000 euros, y el segmento III, microempresas y autónomos con entre 0 y 2 empleados, con un bono inicialmente dotado con 2.000 euros, cuantía que fue ampliada posteriormente hasta los 3.000 euros. Más recientemente, el programa se ha extendido a empresas de mayor tamaño mediante la creación de los segmentos IV y V, dirigidos a medianas empresas: el segmento IV (entre 50 y 99 empleados), con un bono de hasta 25.000 euros, y el segmento V (entre 100 y 249 empleados), con un máximo de 29.000 euros. Asimismo, se habilitó una convocatoria extraordinaria para entidades sin personalidad jurídica (comunidades de bienes, sociedades civiles y explotaciones agrarias de titularidad compartida), ampliando el alcance del programa a colectivos inicialmente excluidos.

Las ayudas se instrumentan mediante un bono digital, que no se transfiere directamente al beneficiario en forma de

subvención monetaria, sino que se canjea frente a proveedores acreditados —denominados agentes digitalizadores adheridos— para contratar servicios recogidos en un catálogo cerrado de soluciones. Este catálogo abarca ámbitos como la presencia web y el comercio electrónico, la gestión de clientes y procesos, la factura electrónica, la ciberseguridad, las comunicaciones seguras o las herramientas de oficina virtual. En las convocatorias más recientes se han incorporado, además, soluciones avanzadas vinculadas a inteligencia artificial y ciberseguridad gestionada.

El pago de la ayuda se realiza directamente al proveedor tras la correcta implementación y justificación de la solución, lo que reduce los problemas de liquidez para el beneficiario y limita el riesgo de uso indebido de los fondos.

El diseño del programa, junto a una estrategia de gestión orientada a promover y facilitar el acceso a las ayudas, ha reducido de forma deliberada las barreras administrativas y digitales. Ello ha permitido detectar y atender a las empresas y trabajadores autónomos con menor nivel de digitalización —incluidos aquellos sin experiencia previa en el acceso a subvenciones públicas—, ajustando la intensidad del apoyo al tamaño y al grado de desarrollo tecnológico de las empresas y asegurando una elevada capilaridad territorial. En particular, el programa ha alcanzado a más del 90 % de los municipios españoles, incluidos prácticamente todos los de carácter rural.

Evaluación de impacto

Este recuadro examina el impacto del programa Kit Digital sobre la productividad total de los factores (PTF) de las empresas beneficiarias. La PTF mide la eficiencia con que una empresa combina sus factores productivos —trabajo y capital— para generar producción y constituye uno de los determinantes fundamentales del crecimiento económico a largo plazo¹. En este contexto, se evalúa si la percepción de la ayuda a la digitalización se ha traducido en mejoras de la eficiencia productiva de las pymes receptoras.

El análisis se basa en microdatos administrativos de Red.es relativos a la totalidad de las empresas participantes en el programa Kit Digital y que cubren la totalidad de las empresas participantes en todas las convocatorias del programa. Estos registros se enlazan con información contable procedente de la Central de Balances Integrada

1 Para una descripción detallada de la medición de la PTF, véase el anejo metodológico del capítulo 3 de este Informe.

Recuadro 3.4

EL IMPACTO DEL KIT DIGITAL SOBRE LA PRODUCTIVIDAD EMPRESARIAL (cont.)

(CBI) del Banco de España, disponible únicamente hasta el año 2024.

El análisis se restringe a aquellas empresas que implementan la solución digital en el año 2023, dado que la estimación del impacto exige disponer de al menos un año de información posterior al tratamiento. La disponibilidad de datos financieros hasta 2024 impide, por tanto, incluir a las empresas tratadas con posterioridad a 2023. La muestra resultante conforma un panel de empresas para el período 2014-2024 que incluye a más de 60.000. El período pretratamiento comprende los años 2014-2022, mientras que el período postratamiento abarca los años 2023-2024.

Para identificar el efecto causal del programa sobre la PTF, se emplea una estrategia de diferencias en diferencias (DiD) que explota la variación en el uso efectivo del bono del Kit Digital. El grupo de tratamiento está formado por las empresas que utilizaron la subvención, mientras que el grupo de control comprende aquellas a las que se les concedió el bono pero se les caducó sin llegar a utilizarlo.

Este diseño permite aislar el efecto de la implementación efectiva del programa, manteniendo constantes tanto la elegibilidad del programa como el marco regulatorio aplicable, y reduce preocupaciones de selección asociadas a la decisión de participar en el programa.

La identificación del efecto causal del programa se basa en comparar la evolución de la PTF de ambos grupos antes y después de la concesión del bono, y descansa en el supuesto de que ambas trayectorias habrían seguido tendencias paralelas en ausencia de uso del bono.

La plausibilidad de este supuesto se evalúa mediante el análisis de los períodos previos al tratamiento. El gráfico 1 muestra la diferencia en términos de PTF entre ambos grupos en cada año relativo a la concesión del bono, sin aplicar ninguna corrección por características observables. Los coeficientes correspondientes a los años pretratamiento (desde el año -8 hasta el año -2) son sistemáticamente cercanos a cero y no estadísticamente significativos, lo que respalda la plausibilidad del supuesto de tendencias paralelas.

No obstante, dado que la decisión de utilizar el bono —frente a dejarlo caducar— podría estar correlacionada con características empresariales observables, como el tamaño, la situación financiera o el sector de actividad, la estimación del efecto del programa debe corregir posibles diferencias sistemáticas entre empresas tratadas y no tratadas. En particular, empresas más dinámicas, mejor gestionadas o con mayor capacidad administrativa podrían estar, *a priori*, más inclinadas a activar el bono, lo que introduciría un sesgo en la comparación directa entre ambos grupos.

En concreto, se emplea el estimador propuesto por Callaway y Sant’Anna (2021), que asigna mayor peso a las empresas del grupo de control que presentan características observables previas al tratamiento similares a las de las empresas beneficiarias antes del tratamiento, y menor peso a aquellas menos comparables. Intuitivamente, este procedimiento «reconstruye» un grupo de control que se parece, en promedio, al grupo tratado en las variables más relevantes previas a la

Gráfico 1
Diferencia en la PTF de las empresas tratadas en comparación con las no tratadas



FUENTES: Banco de España (CBI) y Red.es.

Recuadro 3.4

EL IMPACTO DEL KIT DIGITAL SOBRE LA PRODUCTIVIDAD EMPRESARIAL (cont.)

concesión del bono, de modo que la comparación posterior se realice entre empresas equivalentes².

La efectividad de la reponderación se evalúa en el cuadro 1, que recoge las diferencias en las características observables entre grupos antes y después del ajuste. Tras aplicar esta reponderación, las empresas del grupo de control presentan características muy similares a las de las empresas beneficiarias antes del tratamiento. Antes de la reponderación, las empresas tratadas ofrecen, en promedio, valores de activos, valor añadido y número de empleados ligeramente superiores a los del grupo de control, así como una mayor edad. Tras la reponderación, las diferencias en las características observables se reducen prácticamente a cero, lo que refuerza la credibilidad del escenario contrafactual utilizado para la identificación del efecto del programa.

Resultados

Los resultados muestran un efecto positivo y estadísticamente significativo del programa Kit Digital sobre la PTF de las empresas beneficiarias. La estimación principal, recogida en el gráfico 2.a, indica que la utilización

del subsidio se asocia con un incremento de la PTF de aproximadamente un 1,2% un año después de la concesión. Por construcción, el estimador elimina los *shocks* comunes a cada período y permite la existencia de diferencias permanentes en niveles entre empresas, de modo que el efecto estimado captura exclusivamente la variación inducida por el uso del bono.

En nuestra muestra, el importe medio del tratamiento asciende a aproximadamente 5.000 euros, lo que implica un aumento de la PTF de alrededor de 0,25% por cada 1.000 euros de subsidio recibido. Para poner este resultado en contexto, cabe señalar que en 2023 la PTF de estas empresas creció en torno al 2%. En este sentido, el impacto estimado del programa representa una fracción sustancial —aunque no exclusiva— del crecimiento de la PTF observado ese año entre las empresas tratadas, lo que sugiere que el Kit Digital contribuyó de forma relevante a su mejora productiva, sin ser el único factor explicativo.

Este resultado es robusto a distintas especificaciones empíricas y estrategias de identificación. En primer lugar, se sustituye el grupo de control —empresas con bono caducado— por el conjunto de empresas tratadas en 2025

Cuadro 1
Balance de características observables en 2021 (a)

Valor medio por empresa

Variable	Empresas tratadas	Empresas no tratadas (sin ponderar)	Empresas no tratadas (tras ponderar)	Diferencia (sin ponderar)	Diferencia (tras ponderar)
Valor añadido (ln)	5,7	5,4	5,7	0,3	0,0
Activos (ln)	6,7	6,5	6,7	0,2	0,0
Número de empleados (ln)	2,0	1,7	2,0	0,3	0,0
Ratio de deuda sobre activos	0,2	0,2	0,2	0,0	0,0
Edad	21,6	20,8	21,6	0,8	0,0
Número de empresas	42.818	14.909	14.909		

FUENTES: Banco de España (CBI) y Red.es.

NOTA: «ln» hace referencia al logaritmo natural.

a El cuadro muestra medias de covariables observables medidas en 2021, antes del tratamiento. Las columnas «sin ponderar» reportan medias del grupo de control sin pesos, mientras que las columnas «tras ponderar» reportan medias del grupo de control reponderado mediante ponderaciones por probabilidad inversa del tratamiento. La diferencia se define como empresas tratadas menos empresas no tratadas.

2 Alberto Abadie. (2005). "Semiparametric difference-in-differences estimators". *The Review of Economic Studies*, 72(1), pp. 1-19; Pedro H. C. Sant'Anna y Jun Zhao. (2020). "Doubly robust difference-in-differences estimators". *Journal of Econometrics*, 219(1), pp. 101-122; Brantly Callaway y Pedro H. C. Sant'Anna. (2021). "Difference-in-differences with multiple time periods". *Journal of Econometrics*, 225(2), pp. 200-230; Liyang Sun y Sarah Abraham. (2021). "Estimating dynamic treatment effects in event studies with heterogeneous treatment effects". *Journal of Econometrics*, 225(2), pp. 175-199; Kirill Borusyak, Xavier Jaravel y Jann Spiess. (2024). "Revisiting event-study designs: robust and efficient estimation". *Review of Economic Studies*, 91(6), pp. 3253-3285.

Recuadro 3.4

EL IMPACTO DEL KIT DIGITAL SOBRE LA PRODUCTIVIDAD EMPRESARIAL (cont.)

que, dentro de la ventana muestral, no han llegado aún a implementar la solución digital. Este grupo de control alternativo tiene la ventaja de estar formado por empresas que han decidido participar en el programa y que, por tanto, presentan perfiles de motivación similares a los del grupo tratado. Con esta especificación, el efecto estimado es de magnitud similar o ligeramente superior, situándose en torno al 1,6 %. En segundo lugar, el cuadro 2 recoge los resultados obtenidos bajo seis estimadores alternativos, todos ellos variantes del enfoque de DiD doblemente

robusto. En todos los casos, el efecto del tratamiento oscila entre el 1,5 % y el 1,7 %.

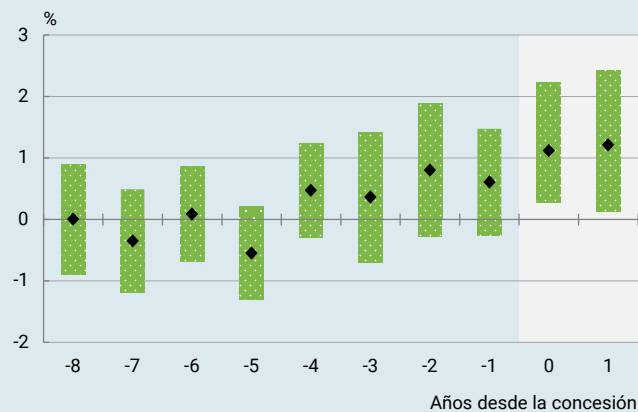
En conjunto, la evidencia sugiere que el programa Kit Digital ha contribuido de forma significativa a mejorar la PTF de las pymes beneficiarias.

Mecanismos

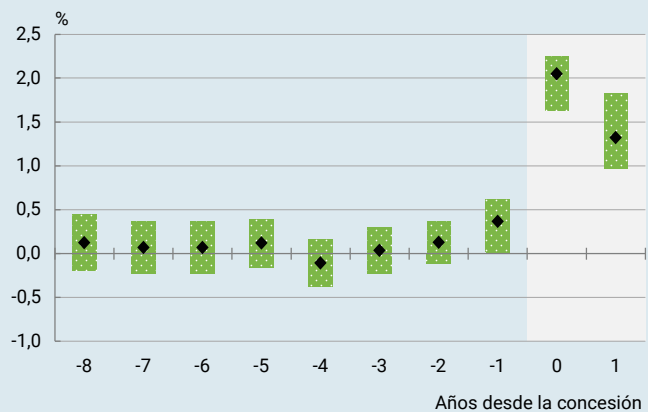
Los efectos del programa se materializan a través de un proceso de transformación productiva que incide, sobre

Gráfico 2
 Efecto estimado del programa Kit Digital sobre las empresas beneficiarias

2.a Efecto estimado del programa Kit Digital sobre la PTF



2.b Efecto estimado sobre la proporción de activos intangibles



FUENTES: Banco de España (CBI) y Red.es.

Cuadro 2
 Resultados de robustez: efecto del Kit Digital sobre la PTF (a)

Estimador	Efecto medio del tratamiento	Error estándar
dripw	0,017***	0,005
drimp	0,016***	0,005
reg	0,016***	0,005
ipw	0,015***	0,005
stdipw	0,015***	0,005
sipwra	0,016***	0,005

FUENTE: Banco de España.

a Los coeficientes muestran el efecto medio del tratamiento sobre las empresas tratadas, medido como el cambio en la PTF en logaritmos. Los asteriscos indican significatividad estadística al 1 %. Errores estándar robustos. Un coeficiente de 0,017 implica un aumento de la productividad de aproximadamente un 1,7% asociado al uso efectivo del programa. Los estimadores usados son: dripw: estimador doblemente robusto con ponderación por probabilidad inversa; drimp: estimador doblemente robusto basado en imputación; reg: regresión ajustada; ipw/stdipw: ponderación por probabilidad inversa (estándar y estandarizada), y sipwra: estimador semiparamétrico IPW con ajuste por regresión.

Recuadro 3.4

EL IMPACTO DEL KIT DIGITAL SOBRE LA PRODUCTIVIDAD EMPRESARIAL (cont.)

todo, en la manera en que las empresas organizan y combinan sus recursos. La digitalización de los procesos internos —como la facturación electrónica o la gestión de inventarios— contribuye a reducir los costes operativos y permite reasignar recursos hacia actividades de mayor valor añadido. Este ajuste se traduce en un uso más eficiente de los factores productivos, que es precisamente lo que captura la PTF.

De manera complementaria, la adopción de herramientas de comercio electrónico y de presencia digital facilita el acceso a mercados más amplios y mejora la capacidad de generación de ingresos, favoreciendo economías de escala y un aprovechamiento más intensivo del capital ya instalado. En consonancia con este mecanismo, la evidencia basada en la ratio capital-trabajo confirma la presencia de un proceso de *capital deepening* inducido por la adopción de tecnologías digitales complementarias al trabajo.

Estas ganancias de eficiencia parecen ir acompañadas de una recomposición de la estructura del capital, con un mayor peso relativo de los activos de carácter intangible y digital. Aunque dicho proceso no se refleje de forma inmediata en un aumento del *stock* total de intangibles registrado contablemente —en parte por limitaciones de medición y por la naturaleza no capitalizable de algunas soluciones—, la evidencia muestra un incremento significativo de la proporción de intangibles sobre el capital total. Este patrón sugiere una integración más

intensa de estos activos en el proceso productivo (véase gráfico 2.b).

Implicaciones de política económica

Los resultados de este análisis evidencian que el programa Kit Digital ha contribuido de forma significativa a mejorar la PTF de las pymes beneficiarias. Aunque la magnitud del efecto estimado es moderada, resulta económicamente relevante dada la elevada cobertura del programa y el amplio número de empresas beneficiarias.

No obstante, estos resultados deben interpretarse con cautela. Por un lado, no puede descartarse que el impacto observado se reduzca con el tiempo, por cuanto una parte de los efectos respondería a dinámicas transitorias —como rendimientos decrecientes de las inversiones digitales, procesos de convergencia con empresas no tratadas o cambios en el entorno tecnológico y competitivo—, lo que podría llevar a una atenuación progresiva de los beneficios iniciales. Por otro lado, es posible que el efecto total esté actualmente infraestimado, en la medida en que el horizonte temporal disponible no permita captar plenamente los beneficios asociados a la digitalización, como la innovación de procesos y productos, las complementariedades con el capital humano y organizativo o los efectos de aprendizaje y escalado, que tienden a materializarse de forma gradual. El seguimiento de las empresas en años venideros será clave para discernir cuál de estas dinámicas acaba predominando.

Recuadro 3.5

LOS EFECTOS DE LA REFORMA LABORAL DE 2021 SOBRE LA PRODUCTIVIDAD DE LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS

En el período reciente, el uso de la contratación temporal ha estado muy extendido en Europa, contexto en el que España presenta una de las mayores tasas de temporalidad. Así, según Eurostat, en 2021 la temporalidad ascendió al 24,9 % en España, frente a la media del 13 % registrada en la Unión Europea (UE). La elevada temporalidad en España ha conllevado a lo largo de las últimas décadas una considerable volatilidad del empleo, que reacciona de forma muy intensa ante crisis económicas. Además, dicha temporalidad merma la estabilidad y la calidad de los puestos de trabajo y, por ende, puede también limitar la productividad y el crecimiento de las empresas.

El objetivo de la reforma laboral contenida en el Real Decreto-ley 32/2021 era atajar estos efectos perniciosos asociados a la elevada temporalidad en España y aumentar la calidad del empleo, así como el dinamismo de las empresas, mediante medidas de flexibilidad interna y formación. En particular, el Real Decreto-ley 32/2021 limitó la posibilidad de contratar de forma temporal, principalmente mediante la eliminación del contrato de obra y servicio en la mayoría de los escenarios, favoreciendo con ello la contratación indefinida de forma continua o discontinua. Asimismo, contemplaba la conversión automática de contratos temporales en indefinidos en aquellos casos en los que las personas empleadas acumulasen 18 meses de trabajo en la empresa a lo largo de un período de 24 meses. Así, tras la entrada en vigor de la reforma laboral, la tasa de temporalidad media en España ha disminuido desde el 24,9 % registrado en 2021 hasta el 14,9 % en 2025, acercándose al 11,5 % observado en el promedio de la UE.

La finalidad de este recuadro es estudiar el impacto de la limitación de la contratación temporal que introdujo la reforma laboral de 2021 sobre la productividad de las empresas españolas¹.

La reducción de la temporalidad en las empresas puede favorecer incrementos de su productividad a través de tres canales. En primer lugar, una mayor estabilidad en el empleo permite adquirir más destrezas en la realización de tareas y acumular mayor capital humano específico en el puesto de trabajo. En segundo lugar, la estabilidad en el empleo puede incentivar a las empresas a invertir más en la formación de las personas empleadas. En tercer lugar, se puede producir un efecto de selección mediante el cual las empresas más habituadas a utilizar los contratos temporales podrían verse abocadas a salir del mercado si se restringe el uso de dichos contratos. Dado que, por lo general, el cierre de empresas se produce con mayor intensidad entre las menos productivas y con mayor uso de contratos temporales, este efecto podría contribuir a un aumento de la productividad agregada².

Al objeto de estimar el posible efecto de la reforma sobre la productividad empresarial, la estrategia de identificación considerada en este recuadro se basa en la comparación entre aquellas empresas más afectadas por la reforma, por presentar un mayor uso de contratos temporales (las que registraban en 2021 una tasa de temporalidad más elevada, en el cuartil más alto de las empresas que utilizan contratos temporales), y las menos afectadas por la reforma, por utilizar los contratos temporales de forma moderada (aquellas situadas en el segundo y el tercer cuartil). Para este ejercicio, se utilizan datos provenientes del universo de afiliados a la Seguridad Social y de la Central de Balances del Banco de España, que hacen posible identificar la tasa de temporalidad de las empresas y ofrecen información complementaria³. Por un lado, el conjunto de afiliados a la Seguridad Social permite estudiar la evolución de la temporalidad, la creación y destrucción de empleo según el tipo de contrato y la permanencia de los trabajadores en las empresas, si bien no contiene información detallada sobre las características de los balances de las empresas. Por

1 Cristina Barceló, Diego Caminero, Federico Tagliati y Ernesto Villanueva. "Firm level responses to sharp changes in the access to Fixed-Term Contracts". De próxima publicación.

2 En Josep Pijoan-Mas y Paul Roldan-Blanco. (2024). "Dual labor markets and the equilibrium distribution of firms". Documentos de Trabajo, 2442, Banco de España, se presenta un modelo teórico que permite analizar cómo las restricciones a la contratación temporal propician cierres de empresas poco productivas y aumentan la productividad agregada. Además, Joseph G. Altonji y Robert A. Shaktotko. (1988). "Do Wages Rise with Job Seniority?". *The Review of Economic Studies*, 54(3), pp. 437-459 (para Estados Unidos) y Jose Garcia-Louzao, Laura Hospido y Alessandro Ruggieri. (2023). "Dual returns to experience". *Labour Economics*, 80(102290) (para España) describen una relación positiva entre duración en el empleo y salarios o capital humano, mientras que Andrea Caggese, Ozan Güler, Mike Mariathasan y Klaas Mulier. (2024). "Heterogeneous Firing Costs, Worker Types, and Productivity: Evidence from a Natural Experiment" muestra caídas en la productividad asociadas a una mayor protección al empleo.

3 Nótese que ambas bases de datos se explotan por separado y no se utilizan, en este recuadro, de manera combinada, ante la indisponibilidad de un enlace exacto que vincule a las empresas entre las dos fuentes de datos. Los dos grupos de empresas definidos según la intensidad de uso de los contratos temporales se identifican de forma separada en cada una de estas dos fuentes de datos y ofrecen estimaciones muy similares en lo que se refiere a la distribución de la tasa de temporalidad de las empresas.

Recuadro 3.5

LOS EFECTOS DE LA REFORMA LABORAL DE 2021 SOBRE LA PRODUCTIVIDAD DE LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS (cont.)

otro lado, la Central de Balances del Banco de España proporciona información muy exhaustiva sobre el balance y la cuenta de resultados de las empresas, pero no dispone de información tan desagregada sobre el empleo de las empresas y sus características.

Tras la entrada en vigor de la reforma laboral, la temporalidad disminuyó de manera significativa en el conjunto de empresas que recurrían a contratos temporales, si bien la caída fue especialmente acusada entre aquellas que hacían un uso más intensivo de esta modalidad contractual. En particular, entre las empresas situadas en el cuartil superior de intensidad en el uso de la temporalidad, la proporción de empleo temporal había descendido en torno a 32 puntos porcentuales (pp) de media desde enero de 2022 respecto a los niveles previos a la reforma. Sin embargo, en los cuartiles intermedios, esta misma reducción fue de 16 pp, aproximadamente la mitad (véase gráfico 1.a). Con ello, la brecha de la tasa de temporalidad entre las empresas más intensivas en empleo temporal y aquellas con un uso más moderado se contrajo en 16 pp de media.

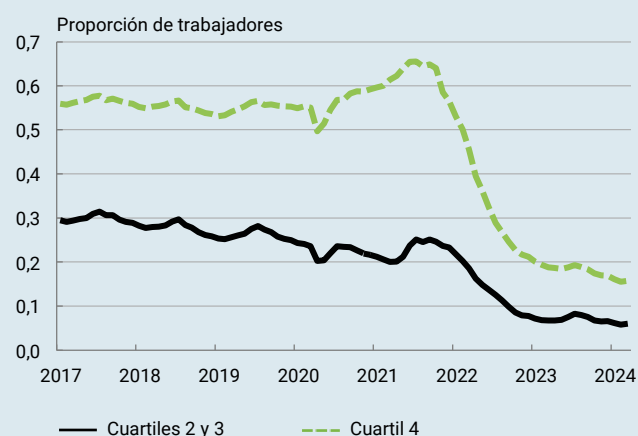
El ajuste en la composición del empleo también fue más intenso entre las empresas con un uso elevado de la

contratación temporal. Desde la entrada en vigor de la reforma, las empresas que utilizaban intensivamente los contratos temporales redujeron en 8 pp el empleo temporal respecto a las que utilizaban la temporalidad de manera moderada (véase gráfico 1.b). Esta reducción se vio compensada, principalmente, por una mayor creación de empleo indefinido con contratos ordinarios (4 pp más que las empresas con un uso moderado de la temporalidad), mientras que la aportación de los fijos discontinuos fue relativamente limitada (1 pp). En conjunto, las empresas que antes de la reforma tenían un uso elevado de la temporalidad redujeron el empleo de esta en torno a 3 pp respecto a las empresas con un uso moderado. Este efecto se explica íntegramente por una mayor destrucción de aquellas empresas que dependían más de la contratación temporal, y no por una disminución del empleo de la temporalidad entre las empresas que permanecen activas en el mercado, como se detallará posteriormente.

Para estudiar el efecto de la reforma laboral sobre la productividad de las empresas, se utiliza como indicador el valor añadido por trabajador a tiempo completo equivalente⁴.

Gráfico 1
Tasa de temporalidad y variación diferencial del empleo por tipo de contrato

1.a Tasa de temporalidad por cuartil de uso de contratos temporales



1.b Variación diferencial del empleo entre empresas de uso intenso y moderado de la temporalidad, por tipo de contrato



FUENTE: Registro de relaciones laborales del Ministerio de Inclusión, Seguridad Social y Migraciones. Véase Barceló, Caminero, Tagliati y Villanueva. "Firm level responses to sharp changes in the access to Fixed-Term Contracts". De próxima publicación.

4 La Central de Balances proporciona información sobre el número de personas empleadas equivalentes a tiempo completo. Durante la pandemia se utilizaron intensivamente los expedientes de regulación temporal de empleo (ERTE). Los empleados en ERTE contabilizan como si estuviesen trabajando, pero no generan producción, lo que distorsiona la medida de productividad. Para comparar, se estima la proporción de empleados de la empresa afectados por ERTE. Este ajuste permite contrastar de forma homogénea la evolución de la productividad entre empresas.

Recuadro 3.5

LOS EFECTOS DE LA REFORMA LABORAL DE 2021 SOBRE LA PRODUCTIVIDAD DE LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS (cont.)

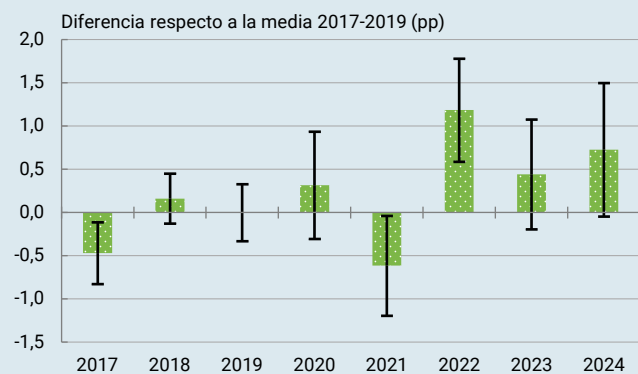
El gráfico 2.a muestra la evolución diferencial del crecimiento de la productividad en las empresas con un uso intensivo de la contratación temporal con respecto a aquellas que presentaban un uso más moderado, tomando como referencia la productividad media de cada empresa entre 2017 y 2019. El diferencial de productividad era pequeño y no estadísticamente distinto de cero entre 2017 y 2021, lo que sugiere que los dos grupos de empresas seguían patrones comparables antes de la reforma. Sin embargo, tras la reforma laboral de 2021, las empresas más intensivas en el uso del empleo temporal experimentaron un crecimiento de su productividad superior a las de uso moderado. En concreto, en 2022 la productividad entre las empresas con un uso intensivo de la temporalidad creció 1,2 pp más con respecto a 2017-2019 que entre las de uso moderado, mientras que dicho crecimiento diferencial se estima en 0,5 pp en 2023 y 0,7 pp en 2024 (véase gráfico 2.a). En conjunto, a lo largo del período 2022-2024 posterior a la reforma, el diferencial medio de crecimiento de la productividad entre las empresas con un uso intensivo de

la temporalidad fue de alrededor de 0,9 pp (error estándar de 0,2 pp)⁵. Este patrón indica que la limitación del uso de contratos temporales estuvo asociada a una mejora relativa de la productividad en las empresas más expuestas al cambio regulatorio.

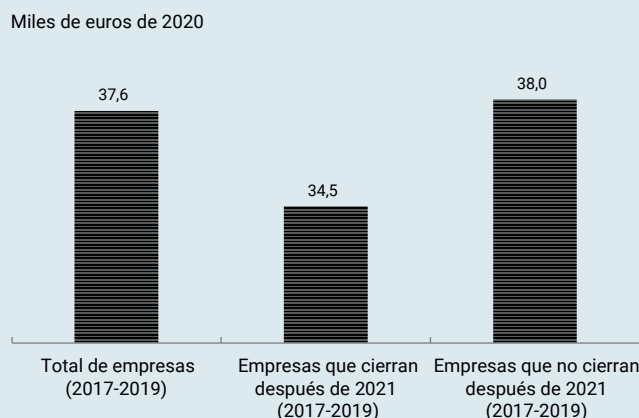
El mayor crecimiento de la productividad observado en las empresas más afectadas por la reforma es coherente con el primer canal mencionado anteriormente, vinculado a una mayor estabilidad laboral y a la consiguiente acumulación de capital humano específico en la empresa. En particular, las estimaciones disponibles sitúan el rendimiento del capital humano acumulado en el puesto de trabajo para aquellas personas empleadas con contrato indefinido —aproximado por el retorno salarial de la antigüedad— en torno al 2 % por año trabajado⁶. Así, si entre 2022 y 2024 la antigüedad/experiencia media en el puesto hubiera aumentado en una magnitud equivalente a dos años, ello implicaría —bajo el supuesto de que el retorno salarial asociado a la antigüedad como indefinido

Gráfico 2
Impacto de la reforma sobre la productividad de las empresas según su uso relativo de la contratación

2.a Diferencia en la ratio de valor añadido por empleado (ajustado por ERTE) entre empresas con uso intenso y moderado de la temporalidad



2.b Valor añadido por empleado (ajustado por ERTE) en distintos grupos de empresas con uso intensivo de la contratación temporal



FUENTE: Registro de la Central de Balances del Banco de España. Véase Barceló, Caminero, Tagliati y Villanueva. “Firm level responses to sharp changes in the access to Fixed-Term Contracts”. De próxima publicación.

5 Las regresiones tienen como variable dependiente la diferencia entre el logaritmo de la productividad de la empresa cada año y su media en el período 2017-2019. Como variables explicativas se incluyen indicadores de tamaño de la empresa y sector económico a un dígito y año, así como sus interacciones. Se incluyen también variables ficticias de región. Las estimaciones referentes a 2024 deben tomarse con cautela, ya que no incluyen la totalidad de las empresas que forman parte de la Central de Balances.

6 Véase García-Louzao, Hospido y Ruggieri (2023) para una estimación del rendimiento salarial asociado a la estabilidad en el empleo.

Recuadro 3.5

LOS EFECTOS DE LA REFORMA LABORAL DE 2021 SOBRE LA PRODUCTIVIDAD DE LAS EMPRESAS ESPAÑOLAS (cont.)

se traslada uno a uno a incrementos de productividad— un aumento medio de la productividad de alrededor de 4 pp en ese período. Dado que, además, las empresas de uso intensivo de la temporalidad registraron un incremento diferencial medio de la contratación indefinida de 16 pp respecto a las de uso moderado (véase gráfico 1.a), este mecanismo sugiere un diferencial esperado de crecimiento de la productividad de aproximadamente 0,64 pp ($0,02 \times 2 \times 16$ pp) a favor de las primeras. Esta magnitud es del mismo orden que el diferencial de productividad estimado entre ambos grupos (0,9 pp).

En cuanto al segundo canal —el posible aumento de la formación proporcionada por las empresas—, no se observa un incremento diferencial de la inversión en formación en las empresas con un uso más intensivo de la temporalidad. No obstante, es necesario tener en cuenta que los datos sobre gastos de formación solo están disponibles para un subconjunto limitado de empresas de la Central de Balances, que podría no ser plenamente representativo de la muestra de empresas objeto de estudio⁷. De este modo, la evidencia disponible no permite extraer conclusiones firmes respecto a la operatividad de este mecanismo.

Finalmente, en lo relativo al canal del margen extensivo y la destrucción de empresas, conviene destacar que las estimaciones del efecto de la reforma sobre la productividad que se presentan se basan únicamente en las empresas que permanecen activas durante todo el período de análisis, por lo que captan exclusivamente la

evolución de la productividad dentro de las firmas supervivientes. Así, este enfoque no tiene en cuenta el mecanismo relacionado con la salida del mercado de aquellas empresas menos productivas, que también puede contribuir a aumentar la productividad agregada. Si las empresas con un mayor uso de la contratación temporal experimentaron tasas de cierre superiores tras la reforma —y si entre ellas predominaban las de menor productividad—, este proceso de selección operaría como un canal adicional, no recogido en las estimaciones basadas solo en empresas activas.

En el gráfico 2.b se analiza este mecanismo. En concreto, se muestra que las empresas con un uso más intensivo de la contratación temporal que cerraron tras la reforma presentaban, antes de 2021, productividades (valor añadido por empleado) sensiblemente inferiores a las de las empresas que permanecieron activas (34.500 frente a 38.000 euros, respectivamente). Además, tras la entrada en vigor de la reforma, la tasa de cierre fue más elevada entre las empresas con mayor dependencia del empleo temporal (10,7 %, frente al 8,5 % de las empresas con un uso moderado). Esta combinación —mayor probabilidad de desaparición y menor productividad— sugiere que la salida del mercado de estas empresas habría contribuido a incrementar la productividad media del conjunto de empresas con un uso intensivo de la temporalidad a través de un efecto composición, más allá del aumento de productividad de las empresas supervivientes que se ha documentado en este recuadro.

⁷ Una vez aplicados los mismos filtros de coherencia que en la muestra original, se dispone de tan solo 56 empresas en el grupo de control y 21 en el grupo de tratamiento. La información está disponible para empresas relativamente grandes, de en torno a 150 personas empleadas en términos equivalentes a tiempo completo, 10 veces más que en la muestra utilizada en el gráfico 2.a. Se implementa la misma regresión que se ha descrito en la nota 5, si bien la variable dependiente es el gasto de formación como porcentaje del valor de la producción.

Recuadro 3.6

LICITACIONES PÚBLICAS Y CRECIMIENTO DE LAS PYMES

Las licitaciones públicas constituyen un instrumento central de la intervención económica del sector público, con efectos significativos sobre la actividad productiva y la productividad agregada, principalmente a través de su impacto en el crecimiento empresarial y en la eficiencia asignativa de los recursos.

Mediante la contratación pública, el sector público canaliza una parte relevante de la demanda agregada hacia las empresas privadas, influyendo no solo en el nivel de actividad económica, sino también en la estructura y dinámica del tejido empresarial. Más allá de su impacto directo sobre las ventas, la contratación pública puede afectar de forma significativa a las decisiones de producción, financiación y crecimiento de las empresas adjudicatarias, en particular en contextos de fricciones financieras¹.

Para evaluar el impacto de la contratación pública sobre las empresas privadas, realizamos una estimación a nivel de empresa utilizando datos de adjudicaciones en España y en otros países comparables de la Unión Económica y Monetaria (UEM) (para más detalles, véase el anejo de fuentes de datos del capítulo 3 de este Informe). Los resultados muestran que la obtención de una licitación pública tiene efectos dinámicos sobre las ventas de las empresas al sector privado. En concreto, en el año de la adjudicación se observa una reducción de las ventas privadas —un efecto de *crowding out*—, mientras que en los años posteriores se registra un aumento significativo de estas —un efecto de *crowding in*—. La inclusión de efectos fijos de empresa implica que el efecto estimado se identifica a partir de comparaciones dentro de la misma empresa, contrastando el crecimiento de sus ventas privadas en los períodos en los que obtiene una licitación con aquellos en los que no la obtiene.

En el caso de España, el impacto de las licitaciones públicas sobre las ventas privadas es sustancialmente mayor en las pequeñas y medianas empresas (pymes) que en las grandes empresas. Esta diferencia se observa tanto en la fase inicial de *crowding out* como en el posterior *crowding in* —con un impacto positivo de alrededor de 7 puntos porcentuales (pp) en las pymes, frente a aproximadamente 1 pp en el caso de las grandes empresas— (véase gráfico 1.a). Este patrón sugiere que las licitaciones públicas desempeñan un papel particularmente relevante como catalizador de crecimiento para las pymes españolas, mientras que esta heterogeneidad

por tamaño no se observa en otros países comparables de la UEM (véase gráfico 1.b).

Dicho patrón es consistente con un mecanismo basado en restricciones financieras. En el momento de la adjudicación, las empresas —y especialmente las pymes— deben reasignar recursos productivos y financieros para poder atender el nuevo contrato público. Dado su acceso limitado a financiación externa, esta reasignación se traduce inicialmente en una reducción de la actividad destinada al sector privado, lo que en el corto plazo da lugar al efecto de *crowding out*. En períodos posteriores, sin embargo, el contrato público pasa a desempeñar un papel clave como colateral implícito, mejorando el acceso de la empresa a financiación externa. Este canal, junto con los beneficios adicionales generados por el propio contrato, refuerza la capacidad de autofinanciación de la empresa y permite expandir nuevamente la producción dirigida al sector privado, dando lugar al efecto de *crowding in*.

En conjunto, este mecanismo favorece el crecimiento empresarial en el medio plazo y pone de manifiesto que la contratación pública beneficia de manera especialmente intensa a las pymes, que suelen enfrentar mayores restricciones financieras. En particular, la posibilidad de utilizar los contratos públicos como colateral refuerza su acceso a financiación externa y su capacidad de autofinanciación, amplificando sus oportunidades de crecimiento en mayor grado que en el caso de las grandes empresas. Además, en la medida en que estos efectos se concentran en pymes más productivas —que en términos generales están más restringidas financieramente por ser más jóvenes y disponer de menos colateral—, la contratación pública puede contribuir a mejorar la eficiencia asignativa y, en última instancia, la productividad agregada.

Este mayor impacto en las pymes españolas se concentra, además, en las licitaciones con mayor grado de competencia, lo que refuerza la idea de que un diseño competitivo de la contratación pública puede amplificar sus efectos sobre la eficiencia asignativa y la productividad agregada.

Para determinar el tipo de licitaciones en las que el impacto en las pymes es más intenso, examinamos cómo varía el efecto en función del número de ofertas recibidas en cada

1 Julian di Giovanni, Manuel García-Santana, Priit Jeenas, Enrique Moral-Benito y Josep Pijoan-Mas. (2025). "Buy Big or Buy Small? Procurement Policies, Firms' Financing, and the Macroeconomy". Staff Reports, 1006, Federal Reserve Bank of New York.

Recuadro 3.6

LICITACIONES PÚBLICAS Y CRECIMIENTO DE LAS PYMES (cont.)

licitación como aproximación del grado de competencia, comparando los resultados de aquellas licitaciones sin concurrencia —es decir, las que reciben una única oferta— con los de aquellas que presentan un nivel medio de concurrencia, definido como entre cuatro y seis ofertas.

Los resultados indican que el efecto de la obtención de una licitación pública sobre las ventas privadas se intensifica con el grado de concurrencia en el caso de las pymes

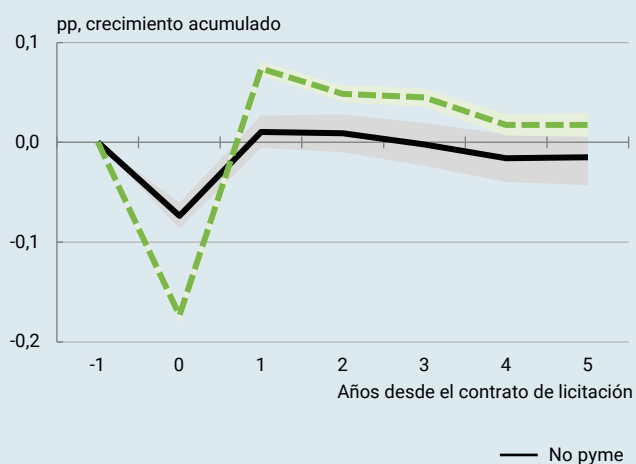
(véase gráfico 1.c). Este patrón es consistente con la idea de que la competencia en los procesos de adjudicación amplifica los efectos de la contratación pública sobre las empresas financieramente más restringidas, reforzando su papel como mecanismo de selección eficiente y de estímulo al crecimiento de las pymes.

Estos resultados subrayan el papel que el grado de concurrencia desempeña en las licitaciones públicas para

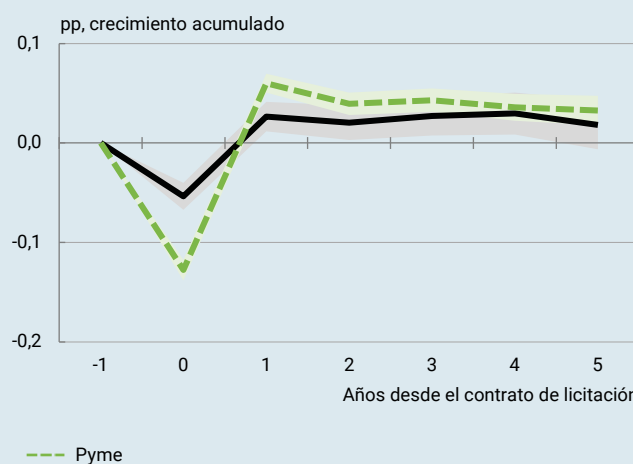
Gráfico 1

Impacto de las licitaciones públicas en el crecimiento de las pymes españolas y europeas

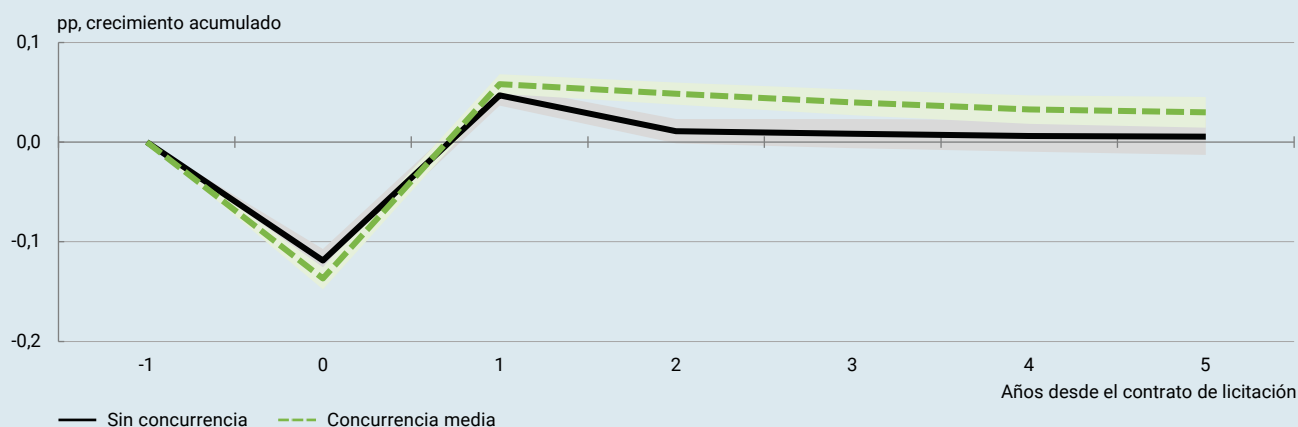
1.a Impacto en las ventas al sector privado de las empresas españolas, por tamaño empresarial (a)



1.b Impacto en las ventas al sector privado de las empresas de la UEM, por tamaño empresarial (a) (b)



1.c Impacto en las ventas al sector privado de las pymes españolas, por concurrencia (c)



FUENTES: Tenders Electronic Daily (TED) y Orbis.

- a Se definen como pymes las pequeñas y medianas empresas con menos de 250 empleados (véase el anejo metodológico del capítulo 3 de este Informe).
- b Los países incluidos son Alemania, Francia, Italia, Portugal y Bélgica.
- c «Sin concurrencia» se define como aquellas licitaciones que reciben una oferta. «Concurrencia media» se define como aquellas licitaciones que reciben entre cuatro y seis ofertas.

Recuadro 3.6

LICITACIONES PÚBLICAS Y CRECIMIENTO DE LAS PYMES (cont.)

la amplificación de los efectos positivos de la contratación pública, en particular en el caso de las pymes. A la luz de esta evidencia, resulta especialmente relevante analizar la evolución reciente de la intensidad competitiva en los procesos de contratación pública y su posible impacto sobre el acceso de las pymes a este mercado.

En España, las pymes afrontan barreras de entrada para acceder a las licitaciones públicas significativamente mayores (y crecientes) que en otros países de la UEM, en un contexto en el que, además, el porcentaje de licitaciones sin concurrencia ha aumentado de forma sostenida desde 2013.

La entrada en el mercado de la contratación pública conlleva la asunción de un coste fijo inicial que, en términos relativos, resulta más elevado para las empresas de menor tamaño. A modo ilustrativo, en 2019 entre el 18 % y el 34 % de las grandes empresas obtuvieron al menos un contrato público, frente a tan solo entre el 2 % y el 4 % de las pymes, lo que apunta a la existencia de barreras de acceso sustancialmente más elevadas para estas últimas. La evidencia muestra que este coste es significativamente mayor en España que en el resto de los países analizados y que, además, se ha intensificado desde 2013.

Desde esa fecha, la penalización asociada a ser una pyme —medida como el efecto marginal medio de ser pyme sobre la probabilidad de obtener un contrato, manteniendo constantes otras características empresariales— se ha ampliado de forma notable en España, mientras que no se observa una dinámica comparable en otros países de la UEM (véase gráfico 2.a).

Además, el porcentaje de licitaciones sin concurrencia ha pasado del 19 % en 2013 al 35 % en 2023 en España, algo por encima del incremento observado en el resto de los países de la UEM analizados (véase gráfico 2.b). Esta evolución apunta a una reducción de la intensidad competitiva en los procesos de contratación pública, un aspecto especialmente relevante a la vista de los resultados anteriores, que muestran que los mayores efectos positivos de la contratación pública —en particular para las pymes— se concentran en licitaciones con mayor concurrencia. En este escenario, el aumento de procedimientos sin concurrencia podría estar limitando el potencial dinamizador de la contratación pública sobre el crecimiento empresarial, especialmente en el caso de las empresas más pequeñas.

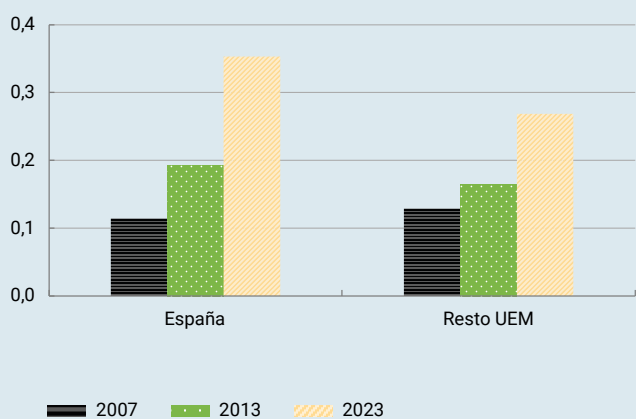
En conjunto, estos patrones sugieren que el aumento de las licitaciones sin concurrencia y el mayor coste relativo

Gráfico 2
Porcentaje de licitaciones sin concurrencia y dificultad de las pymes para acceder a licitaciones

2.a Penalización de las pymes en el acceso a contratos públicos (a)



2.b Proporción de licitaciones sin concurrencia



FUENTES: Tenders Electronic Daily (TED) y Orbis.

a La figura muestra los efectos marginales medios de ser una pequeña o mediana empresa sobre la probabilidad de obtener un contrato público. Esta probabilidad se estima mediante un modelo logit que controla por edad, tamaño, productividad y experiencia acumulada en la contratación pública. El modelo incluye efectos sectoriales y temporales específicos por país, y permite que los coeficientes difieran entre España y el resto de la UEM. Los efectos pueden interpretarse como la diferencia promedio en la probabilidad de adjudicación entre pymes y grandes empresas con características observables comparables.

Recuadro 3.6

LICITACIONES PÚBLICAS Y CRECIMIENTO DE LAS PYMES (cont.)

de acceso al mercado de la contratación pública para las pymes —particularmente acusado en España— podrían estar reduciendo la capacidad de la contratación pública para fomentar la competencia, aliviar las restricciones financieras y promover el crecimiento empresarial.

Estas barreras de acceso para las pymes resultan especialmente preocupantes en un contexto en el que las Administraciones Públicas españolas, tanto municipales

como autonómicas, presentan un marcado sesgo hacia la contratación pública con empresas locales. En concreto, la evidencia muestra que tanto corporaciones locales como comunidades autónomas favorecen de forma significativa a proveedores ubicados dentro de su propia jurisdicción, lo que reduce la competencia efectiva y puede amplificar las barreras de entrada para empresas no locales, incluidas muchas pymes².

2 Manuel García-Santana y Marta Santamaría. (2024). "Governments' Home Bias and Efficiency Losses: Evidence from National and Subnational Governments". CEPR Discussion Paper Series, 19256, Centre for Economic Policy Research.