

LOS EFECTOS DEL SALARIO MÍNIMO
INTERPROFESIONAL EN EL EMPLEO:
NUEVA EVIDENCIA PARA ESPAÑA

2021

BANCO DE **ESPAÑA**
Eurosistema

Documentos Ocasionales
N.º 2113

Cristina Barceló, Mario Izquierdo, Aitor Lacuesta,
Sergio Puente, Ana Regil y Ernesto Villanueva

**LOS EFECTOS DEL SALARIO MÍNIMO INTERPROFESIONAL EN EL EMPLEO:
NUEVA EVIDENCIA PARA ESPAÑA**

LOS EFECTOS DEL SALARIO MÍNIMO INTERPROFESIONAL EN EL EMPLEO: NUEVA EVIDENCIA PARA ESPAÑA

Cristina Barceló, Mario Izquierdo, Aitor Lacuesta, Sergio Puente,
Ana Regil y Ernesto Villanueva^(*)

BANCO DE ESPAÑA

^(*) Los autores agradecen los comentarios de los asistentes al seminario interno del Banco de España y a la presentación realizada a expertos externos. En particular agradecemos las observaciones de los comentaristas invitados, Sara de la Rica (Fundación ISEAK) y Carlos Martín (Gabinete Económico de Comisiones Obreras).

Documentos Ocasionales. N.º 2113

Junio 2021

La serie de Documentos Ocasionales tiene como objetivo la difusión de trabajos realizados en el Banco de España, en el ámbito de sus competencias, que se consideran de interés general.

Las opiniones y análisis que aparecen en la serie de Documentos Ocasionales son responsabilidad de los autores y, por tanto, no necesariamente coinciden con los del Banco de España o los del Eurosistema.

El Banco de España difunde sus informes más importantes y la mayoría de sus publicaciones a través de la red Internet en la dirección <http://www.bde.es>.

Se permite la reproducción para fines docentes o sin ánimo de lucro, siempre que se cite la fuente.

© BANCO DE ESPAÑA, Madrid, 2021

ISSN: 1696-2230 (edición electrónica)

Resumen

El artículo utiliza diferentes datos y enfoques para analizar el impacto en el empleo del incremento del salario mínimo interprofesional (SMI) decretado en 2019. Del análisis se desprende que, tras el incremento del SMI en dicho año, hubo un menor crecimiento del empleo del colectivo con menores salarios. El artículo desarrolla varios ejercicios alternativos centrados en el impacto sobre los grupos de trabajadores a los que va dirigida la reforma del SMI que sugieren un mayor impacto adverso sobre el empleo de los colectivos de mayor edad y una reducción más acusada de las horas trabajadas y del flujo de creación de empleo para los jóvenes. Finalmente, utilizando datos de la hostelería, el artículo aborda las dificultades que existen a la hora de identificar de manera inequívoca un grupo comparable al de los trabajadores cuyo salario se sitúa en el SMI y de cómo esta circunstancia obliga a ser cautelosos en la interpretación de los impactos estimados.

Palabras clave: salario mínimo, diferencias en diferencias, pérdida de empleo, creación de empleo, negociación colectiva, mínimos de convenio.

Códigos JEL: J15, J18, J31.

Abstract

This paper uses different data and approaches to analyse the impact on employment of the increase in the national minimum wage in 2019. It turns out that, following the increase, the employment of low-wage workers grew more slowly. Alternative exercises are carried out focusing on the impact on the workers targeted by the reform. These suggest a larger adverse impact on the job losses of elder workers and a sharper reduction in hours worked and in job creation for younger workers. Finally, using accommodation and food service activities data, the article addresses the difficulties of unequivocally identifying a control group comparable to workers whose wages are at the national minimum level, meaning that the estimated impacts should be interpreted with caution.

Keywords: minimum wage, difference in differences, job losses, job creation, collective bargaining, minimum wages under collective agreements.

JEL classification: J15, J18, J31.

Índice

Resumen 5

Abstract 6

1 Introducción 8

2 Evolución reciente del salario mínimo interprofesional 12

3 Evolución del empleo agregado en 2019 17

4 Evolución de las relaciones laborales alrededor del salario mínimo interprofesional en 2019 21

5 El impacto en el empleo desde una perspectiva de flujos de contrataciones en el entorno del salario mínimo interprofesional en 2019 28

5.1 El impacto de la subida del salario mínimo interprofesional en 2019 sobre la probabilidad de perder el empleo 28

5.2 Efectos sobre otras situaciones laborales 32

5.3 Efectos sobre la probabilidad individual de encontrar empleo 34

6 Discusión de los resultados 37

Recuadro 1 Algunas reflexiones a partir de datos de la hostelería sobre las estrategias de identificación de efectos causales del salario mínimo interprofesional en la literatura 40

Bibliografía 44

1 Introducción

El debate acerca de las herramientas de política económica más adecuadas para amortiguar el incremento de la desigualdad y mejorar el bienestar social se ha avivado recientemente a escala global¹. Nuestro país, que presenta una elevada desigualdad de renta disponible per cápita respecto a otras economías europeas [véase [Anghel et al. \(2018\)](#)], no ha sido ajeno a estas discusiones. Asimismo, los efectos de la pandemia iniciada en 2020 habrían agravado este problema, aunque la evidencia disponible es aún reducida [[Banco de España \(2020\)](#)]².

Una de las medidas que más atención ha recibido en este debate ha sido el incremento del salario mínimo interprofesional (SMI). Esta medida presenta dos elementos favorables respecto a otras alternativas: no tiene un impacto fiscal inmediato y es relativamente fácil de decretar por parte de un Gobierno. Quizás por estos motivos, en los últimos años, han abogado por incrementos del SMI varios organismos internacionales, como la Organización Internacional del Trabajo, la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), el Fondo Monetario Internacional y el Banco Mundial [véase [Organización Internacional del Trabajo \(2012\)](#)]. La propia Comisión Europea ha publicado una propuesta de directiva en favor de adecuar la cuantía de los salarios mínimos en los Estados miembros al coste de vida en cada uno de ellos y facilitar un acceso más generalizado de los trabajadores a los mismos³. En general, los Gobiernos han sido favorables a estas demandas y han incorporado el salario mínimo a su legislación (como en el caso de Alemania) o han incrementado su cuantía en algunos países en los que ya existía (como en el caso de Hungría o en el del Reino Unido para trabajadores mayores de 25 años). Desde 2019, el Gobierno español ha iniciado una senda de aumento gradual del SMI con el objetivo de situarlo en el 60 % del salario medio a lo largo de la legislatura.

La literatura académica empírica que ha estudiado el posible impacto de incrementos del SMI en múltiples dimensiones es amplia. En particular, existen artículos que analizan el impacto de un incremento del SMI en el empleo [[Neumark y Shirley \(2021\)](#)], la desigualdad salarial [[Autor, Manning y Smith \(2016\)](#)], los precios [[Aaronson \(2001\)](#)], las condiciones laborales [[Brown \(1988\)](#) y [Neumark y Wascher \(2008\)](#)], las migraciones [[Monras \(2019\)](#) y [Dube y Lindner \(2021\)](#)], la reasignación de trabajadores hacia empresas de mayor productividad [[Dustmann et al. \(2020\)](#)], el nivel de consumo de las familias [[Aaronson, Agarwal y French \(2012\)](#)], los niveles de pobreza [[Dube \(2019\)](#)], el nivel educativo o la salud infantil dentro del hogar [[Hill y Romich \(2017\)](#)].

Por tanto, dada la compleja naturaleza poliédrica en torno a esta cuestión, la decisión de subir o no el SMI no puede circunscribirse al impacto de este instrumento en un solo factor. Para realizar un análisis normativo de esta naturaleza se requeriría un

1 Entre las múltiples iniciativas incoadas por organismos internacionales destaca la [Agenda para el Desarrollo Sostenible](#) de Naciones Unidas.

2 El [Monitor de la Desigualdad](#) de Caixabank, que se nutre de datos de clientes bancarios, ofrece alguna información acerca de la evolución en tiempo real de los ingresos antes y después de transferencias en España y, por consiguiente, permite hacer una evaluación preliminar del impacto de la pandemia.

3 Véase [Comisión Europea \(2020\)](#).

marco conceptual o modelo que tuviera en cuenta los diferentes canales relevantes desde el punto de vista de las autoridades económicas. Asimismo, el modelo debería ponderar adecuadamente resultados potencialmente positivos y resultados potencialmente negativos en las diferentes dimensiones mencionadas y, dentro de cada una de ellas, las consecuencias favorables o desfavorables para diferentes colectivos. En este sentido, por ejemplo, en el caso de haber agentes beneficiados y agentes perjudicados por una medida de este tipo, sería conveniente analizar la importancia de los cambios en la renta de los diferentes colectivos, así como el impacto de estos cambios en variables agregadas relevantes, como el consumo, la inversión y el ahorro. Asimismo, podrían existir argumentos de mejoras en la equidad que podrían compensar el incremento del desempleo involuntario que podría derivarse de un aumento del SMI⁴. El desarrollo de un enfoque de estas características, no obstante, está fuera del alcance de los objetivos de este artículo, que se limita a aportar evidencia adicional para España sobre el impacto del incremento del SMI en el empleo.

En general, la evidencia muestra de forma robusta que un incremento del SMI supone un aumento del coste laboral para los empleadores. Sin embargo, la evidencia acerca del efecto sobre el empleo tiende a ser mixta y diferentes estudios que recopilan el resultado de numerosos trabajos muestran una dispersión grande en el impacto de la subida del SMI, con elasticidades del empleo estimadas positivas, nulas y negativas⁵.

El enfoque predominante para el análisis económico del impacto de los salarios mínimos se ha desplazado progresivamente en la última década desde el marco conceptual de los mercados de trabajo competitivos al de los mercados monopsonísticos, en vista de la evidencia creciente sobre el poder de monopsonio de algunos empleadores⁶. En condiciones de competencia perfecta, y en ausencia de otros cambios en la demanda de bienes y en la productividad de los trabajadores, el encarecimiento de los costes laborales normalmente conllevaría tanto una disminución de las nuevas contrataciones como un aumento de los despidos, llevando por tanto a una subida de los salarios, pero en paralelo también a una caída del empleo de los trabajadores afectados. En lo que sigue, el término «afectado» se refiere al grupo de trabajadores a los que va dirigida la reforma del SMI, en la medida en que su salario y/o empleabilidad se podrían ver directamente impactados por ella (de forma positiva o negativa). Por el contrario, en mercados de trabajo no competitivos, aparecen distintos factores en juego, que podrían ayudar a explicar que esa reducción de la ocupación fuera más moderada o, incluso, no llegara a producirse. Estas razones se podrían resumir en: 1) una reducida transmisión del incremento del SMI a los costes empresariales (al compensarse con la reducción de otros costes, como los componentes retributivos extrasalariales, los asociados al control por parte de la empresa del esfuerzo de los trabajadores o los de búsqueda de nuevos trabajadores —que se reducen al disminuir la rotación—, y con incrementos de la productividad); 2) un reducido cambio en la demanda de trabajo (porque la proporción de trabajadores que cobran el salario mínimo en la empresa

4 Véase, por ejemplo, [Lee y Saez \(2012\)](#).

5 Véase, por ejemplo, [Belman y Wolfson \(2014\)](#).

6 Véase [Manning \(2021\)](#) para una revisión de la literatura.

sea baja o porque la empresa pueda llevar a cabo una elevada transmisión de los costes a los precios); 3) una compensación de la subida salarial con una reducción de los márgenes empresariales, y 4) un incremento de la oferta de trabajo alentada por el incremento salarial.

Este artículo pretende contribuir al debate sobre el impacto de los aumentos de los salarios mínimos sobre el empleo analizando, a partir de diferentes aproximaciones, el efecto del incremento del SMI aprobado en España en 2019. Este episodio tiene un interés especial, dada la elevada magnitud de ese aumento (22 %). Tras su aprobación, diferentes estudios intentaron simular el impacto de esa subida sobre el empleo a partir del efecto observado en episodios anteriores. En particular, [Lacuesta, Izquierdo y Puente \(2019\)](#), a partir de un análisis de la pérdida de empleo basado en los microdatos de la Muestra Continua de Vidas Laborales de 2017 (MCVL-2017), estimaron una disminución de empleo asalariado a tiempo completo para 2019 de hasta el 0,8 %. La AIReF utilizó datos de la MCVL-2017 para estimar un impacto esperado para 2019 de unos 24.000 puestos de trabajo afectados o un 0,15 % del empleo a tiempo completo total⁷. BBVA Research estimó, con datos anteriores a la subida, que en el bienio 2019-2020 se podrían crear entre 75.000 y 195.000 empleos menos que en ausencia del alza del SMI que tuvo lugar en 2019⁸.

Los estudios que evalúan el impacto de la medida sobre el empleo a partir de los datos realmente observados en 2019 son menos numerosos. Además, los ejercicios publicados hasta la fecha hacen uso de datos agregados, con los que calculan, para distintos colectivos de trabajadores, correlaciones entre el grado de afectación por el aumento del salario mínimo y la evolución del empleo. En particular, el Gabinete Económico de Comisiones Obreras⁹ calculó, con datos de flujos del primer trimestre de la Encuesta de Población Activa (EPA), la probabilidad de un asalariado con pocos estudios (de primaria o inferiores) de seguir ocupado tras la subida. Según sus cálculos, esta probabilidad era equivalente a la del promedio de los cuatro trimestres anteriores e incluso más elevada en el caso de los trabajadores que presentaban menos de un año de antigüedad. Además, el estudio encuentra que la probabilidad de que una persona desempleada con pocos estudios consiga un empleo asalariado mejora tras la subida del SMI. De ambos resultados se concluía que hasta el primer trimestre de 2019 no se había observado un impacto del incremento del SMI en forma de una mayor destrucción o una menor creación de empleo. De modo análogo, la AIReF combinó datos agregados de empleo por celdas e incidencias calculadas con datos individuales de la MCVL-2019 adelantados por la Seguridad Social¹⁰. Este ejercicio cifraba el impacto en el empleo del régimen general (esto es, sin incorporar los sistemas especiales agrario y de empleados del hogar) en una pérdida de entre 0,13 puntos porcentuales (pp) y 0,23 pp de empleo en 2019 (entre 19.000 y 33.000 afiliados).

A diferencia de los anteriores artículos, el presente trabajo utiliza extensivamente los datos microeconómicos que se pusieron a disposición de la comunidad investigadora en

⁷ Véase el anexo 2 de [AIReF \(2018\)](#).

⁸ [Domenech \(2019\)](#).

⁹ [Comisiones Obreras \(2019\)](#).

¹⁰ Se construyen 22.000 celdas por Comunidad Autónoma, actividad económica a dos dígitos de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE-2009), edad y sexo. Véanse más detalles en [AIReF \(2020\)](#).

la segunda mitad de 2020. En el siguiente epígrafe se compara el nivel del SMI en España con el de otros países y se analiza la evolución del SMI español en el tiempo. También se indaga en las cifras de trabajadores afectados por el SMI en 2019 y en sus características. El tercer epígrafe analiza la evolución del empleo desde una perspectiva agregada, tal y como lo han hecho los estudios anteriormente citados. Para intentar aproximar un efecto causal entre el incremento del SMI y la evolución del empleo, el cuarto epígrafe analiza, a partir de los datos de registros laborales, la evolución de los contratos cuyos niveles salariales se sitúan en el entorno del SMI. El quinto epígrafe analiza desde una perspectiva individual los posibles mecanismos que están detrás de los impactos estimados. Finalmente, en el último epígrafe y en el recuadro que acompaña a este artículo, se discuten algunos de los resultados, poniendo especial énfasis en los problemas de identificación de un grupo de control adecuado.

2 Evolución reciente del salario mínimo interprofesional

Entre 1981 y 2020, el SMI se ha incrementado a una tasa media anual del 5 % nominal (véase gráfico 1). A efectos meramente ilustrativos, esta evolución es similar a la observada para las pensiones mínimas (5,1 %) y más dinámica que la de los salarios pactados en convenio (4,2 %). Para poner en contexto estas subidas, en el gráfico 1.2 se muestra la ganancia o pérdida acumulada de poder adquisitivo de cada una de estas tres variables a lo largo de estos años. En particular, las tres variables se actualizan año a año con su crecimiento real obtenido a partir de abstraer la inflación de cada período al crecimiento nominal. De esta forma se observa que, entre 1981 y 2004, el SMI fue reduciendo su poder adquisitivo, hasta alcanzar una pérdida acumulada respecto a 1983 del 14 % al final del período. Esta merma de poder adquisitivo de los perceptores del SMI fue compensada a partir de las subidas que se sucedieron entre 2005 y 2009, período en el que el SMI creció a una tasa nominal media anual del 6 %. Entre 2009 y 2016, el crecimiento nominal del SMI permitió que el poder adquisitivo de quienes lo perciben se mantuviera en línea con el de los salarios pactados en convenio colectivo. Entre 2017 y 2020, el crecimiento medio anual del SMI fue del 10 % en términos nominales, lo que ha supuesto una ganancia de poder adquisitivo acumulada con respecto a 1983 del 38 %, similar a la de otra variable nominal aprobada por el Gobierno, como son las pensiones mínimas (40 %), y claramente superior a la de los salarios pactados en convenio (4 %).

En España, se estima que el SMI de 2021 se situaría en el 66 % de la mediana de los ingresos anuales de 2018¹¹. Sin embargo, si se utilizaran otros valores como medida de ingreso (denominador de esta ratio), como el ingreso mediano de los trabajadores con contrato a tiempo completo, el ingreso medio de todos los trabajadores o el ingreso medio de los trabajadores con contrato a tiempo completo, la ratio sería menor, del 57 %, 55 % y 47 %, respectivamente, lo que se explica por la elevada incidencia de los contratos a tiempo parcial y por la asimetría de la distribución salarial¹².

11 Esta ratio se calcula como el cociente entre los ingresos brutos derivados de las catorce pagas de salario mínimo a tiempo completo en el año 2020, por un lado, y la mediana de los ingresos anuales de la Encuesta de Estructura Salarial (EES) de 2018, por otro lado. Este valor de referencia parece el más apropiado, ya que los ingresos anuales de la EES incluyen pagos extraordinarios de vencimiento superior al mes que los ingresos mensuales y horarios de la misma encuesta no incluirían. Hay que tener en cuenta que la EES muestrea a las personas que trabajan todo el mes de octubre y ajusta los valores obtenidos de modo que reflejen los ingresos anuales de una persona que hubiera trabajado todo el año. No obstante, el denominador está sesgado al alza por dos motivos. En primer lugar, muchos trabajadores no trabajan todo el mes o todo el año en su empresa y, en general, suelen cobrar salarios algo inferiores a los de los trabajadores que sí lo hacen. En segundo lugar, quedan excluidas de la encuesta actividades con salarios inferiores a la mediana, como las agrícolas, ganaderas y pesqueras, el personal doméstico, los organismos extraterritoriales y, parcialmente, las Administraciones Públicas, Defensa y Seguridad Social obligatoria (aunque sí están incluidos los empleados públicos pertenecientes al régimen general de la Seguridad Social). En sentido contrario, incorpora información salarial de trabajadores a tiempo completo y parcial. Por otro lado, no se dispone de la EES, más reciente, de 2021, con lo que no se puede actualizar el denominador por la variación de los salarios entre 2018 y 2021. Una aproximación de ese valor actualizado, calculado asumiendo una subida salarial anual del 2 % para toda la distribución, conduciría a una reducción de la ratio hasta el 62 %. Dado que el cálculo realizado es una aproximación imperfecta y que las variaciones de la ratio son pequeñas, se ha optado por mantener la ratio con el valor de referencia de la EES-2018.

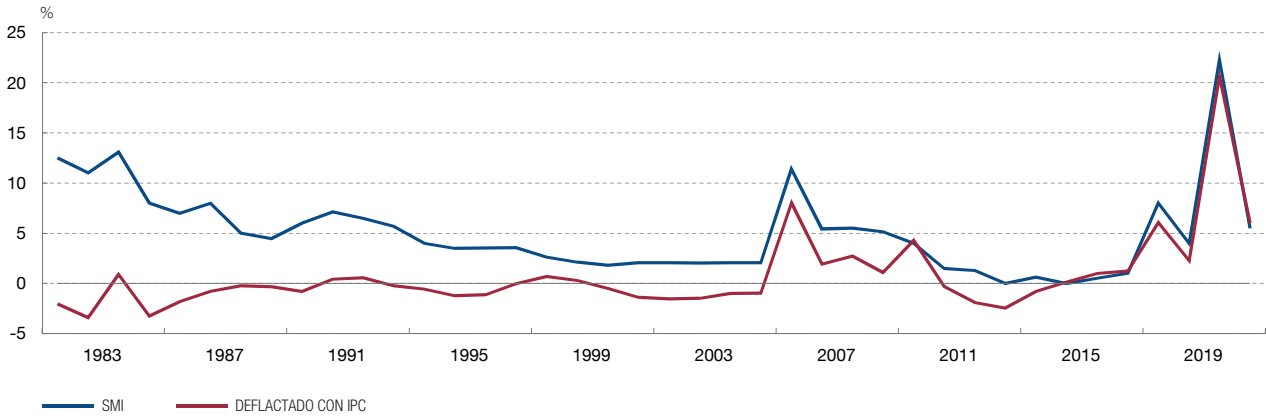
12 La ratio sería del 55 % si se calculara como el cociente entre el salario mínimo mensual prorrateando las 14 pagas respecto a la media de los ingresos mensuales reportados en la EES. Si se obtuviera utilizando en el denominador los ingresos salariales medios de los trabajadores a tiempo completo, la ratio se reduciría al 46 %. Finalmente, la ratio disminuiría aún más, hasta el 39 %, si se comparara el salario mínimo por hora (4,62 euros) con la media de los ingresos salariales por hora (11,95 euros). La reducción cuando se usa la medida mensual en lugar de la anual se debe a que la primera no tiene en cuenta los pagos con frecuencia inferior a la mensual. Si se toma en consideración la duración de la jornada laboral también disminuye la ratio, al evitar que se mezclen en la media los ingresos de trabajadores a tiempo parcial con los de trabajadores a jornada completa.

Gráfico 1

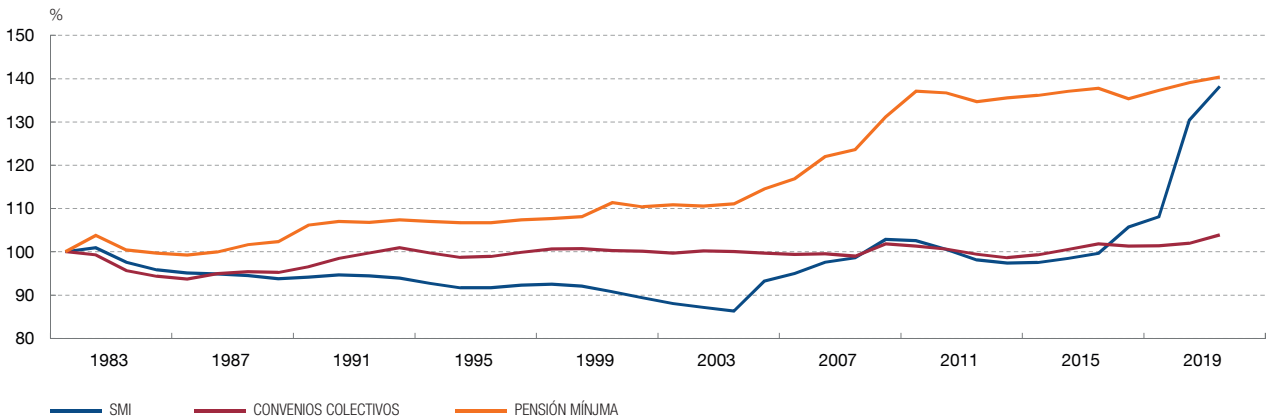
EVOLUCIÓN DEL SALARIO MÍNIMO INTERPROFESIONAL

Las subidas del salario mínimo interprofesional (SMI) entre 2005 y 2009 permitieron recuperar el poder adquisitivo perdido en términos de IPC entre 1980 y 2005. Las subidas posteriores han incrementado el poder adquisitivo del SMI hasta alcanzar una revalorización del 38 %, similar a la de las pensiones mínimas y muy superior a la observada para los convenios colectivos.

1 TASAS DE VARIACIÓN PORCENTUAL



2 TASA DE VARIACIÓN ACUMULADA



FUENTES: Ministerio de Trabajo, Migraciones y Seguridad Social, y Banco de España.

Estas consideraciones, y alguna adicional¹³, dificultan la comparación de la relación entre el SMI y el salario en España con la del resto de los países del área del euro (AE) cuando se usa la Encuesta de Estructura Salarial¹⁴. El gráfico 2 proporciona algunas ratios que se han calculado a partir de muestras comparables según la definición de Eurostat para 2018.

13 La inclusión de empresas con menos de diez trabajadores es voluntaria en la EES europea, lo que genera un sesgo importante. Asimismo, hay que tener en cuenta que la inclusión de empresas del grupo de NACE S de las Administraciones Públicas y Defensa (AAPP y Defensa) no es obligatoria, como se detalla en la nota al pie número 11. Para asegurar la comparabilidad, se presentan resultados por países sin las empresas de las AAPP y Defensa.

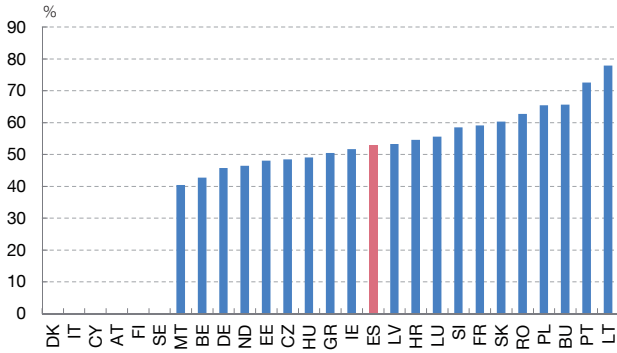
14 La OCDE publica información sobre «Minimum relative to average wages of full-time workers», pero en algunos países, como Francia, esta información se calcula a partir de los datos anuales, y en otros, como España, a partir de los mensuales, con lo que realmente no son series homogéneas.

Gráfico 2

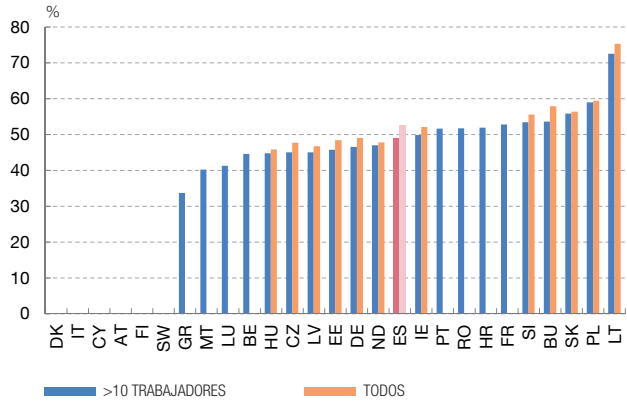
EL SALARIO MÍNIMO Y DIFERENTES REFERENCIAS SALARIALES EN EUROPA (a)

Para comparar la relevancia del SMI en relación con los salarios en términos homogéneos es importante utilizar la misma referencia salarial en términos de cobertura sectorial y de tamaño empresarial, así como de periodicidad a lo largo del año. Diferentes medidas homogéneas sugieren que la ratio entre SMI y salario medio en España se sitúa en el rango intermedio de los diferentes países de la Unión Europea.

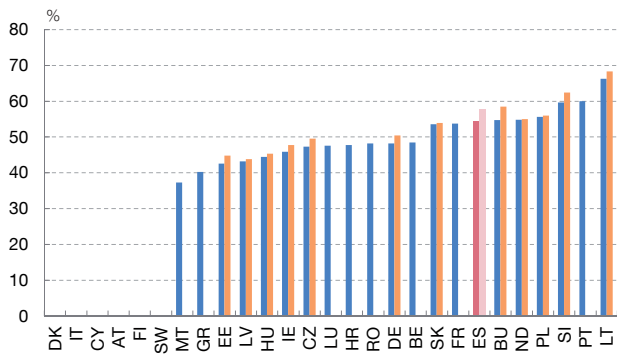
1 SMI / MEDIA ANUAL P50



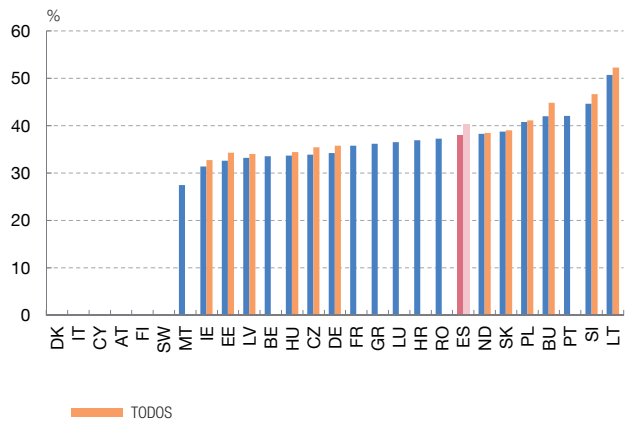
2 SMI / MEDIA ANUAL



3 SMI / MEDIA MENSUAL



4 SMI / MEDIA HORARIA



FUENTE: Eurostat (Encuesta de Estructura Salarial 2018).

a Sectores B-S de NACE Rev2, excluyendo Administraciones Públicas, Defensa y Seguridad Social obligatoria. Dinamarca, Italia, Chipre, Austria, Finlandia y Suecia no disponen de SMI, si bien fijan salarios mínimos en la negociación colectiva.

En ellas, España ocupa una posición intermedia dentro de los países del AE¹⁵. Por ejemplo, si se compara el SMI con el salario mediano de los trabajadores en empresas de diez o más trabajadores, en España se sitúa en el 53 %, por encima de países como Alemania, los Países Bajos y Bélgica (donde esta ratio se situaría cerca del 45 %), algo por detrás de Francia (59 %) y bastante alejada de Portugal (que, con un 73 %, es el segundo país del AE

15 Por ejemplo, para los casos en que se puede comparar el SMI con el salario por hora de todos los trabajadores (incluidos aquellos en empresas de más de diez trabajadores), el orden sería el siguiente: Lituania (45%), los Países Bajos (40%), Eslovenia (40%), España (38%), Alemania (35%), Eslovaquia (33%), Irlanda (32%), Eslovenia (32%) y Letonia (29%).

Cuadro 1

INCIDENCIA DEL SALARIO MÍNIMO INTERPROFESIONAL APROBADO PARA 2019 (a)

Las mayores incidencias del incremento del SMI aprobado para 2019 se encuentran entre los jóvenes, temporales, de estudios bajos, en establecimientos pequeños.

%

Datos MCVL	
Total	10,0
Por género	
Hombre	10,1
Mujer	9,8
Por edades	
De 16 a 24 años	22,9
De 25 a 32 años	13,0
De 33 a 44 años	8,5
De 45 a 64 años	7,4
Por tipo de contrato	
Temporal	17,0
Indefinido	5,3
Por estudios	
Grupo cotización 1 o 2	1,5
Grupo cotización 3 o más	11,7
Por tamaño de establecimiento	
Hasta 5 trabajadores	33,8
De 6 a 10 trabajadores	10,9
De 11 a 50 trabajadores	8,4
De 51 a 100 trabajadores	7,1
Más de 100 trabajadores	4,5
Por ramas de actividad	
Agricultura	59,2
Industria	3,4
Construcción	2,7
Servicios de mercado	9,3
Servicios de no mercado	6,0

FUENTES: MCVL de la Dirección General de Ordenación de la Seguridad Social y Banco de España.

a Porcentaje de asalariados que en diciembre de 2018 tienen una base de cotización normalizada a 30 días y jornada completa inferior al SMI aprobado para 2019 (1.050 € en 12 pagas).

con mayor SMI relativo). La posición relativa de España en esta dimensión se mantiene o incluso aumenta si se consideran otras referencias¹⁶.

Como se ha mencionado anteriormente, la subida del SMI realizada en 2019 destacó por su cuantía (22 %, hasta 900 euros con 14 pagas al año, o 1.050 euros con 12 pagas), en términos porcentuales el mayor incremento llevado a cabo en España desde 1978.

¹⁶ Estos cálculos presentan la comparativa con el salario medio anual añadiendo pagos de periodicidad superior al mes, con el salario mensual de los trabajadores y con el salario por hora calculado a partir de los salarios mensuales y de las horas efectivamente trabajadas de la EES.

A continuación, antes de proceder a analizar la evolución del empleo en 2019 de diferentes colectivos, a partir de los datos de la MCVL-2018, se analiza el número y las características de los registros laborales que a diciembre de 2018 están por debajo de 1.050 euros con 12 pagas (SMI-19) y que, por tanto, se consideran afectados por la subida aprobada.

En concreto, en diciembre de 2018, un 10 % de las relaciones laborales presentaban bases de cotización igual o por debajo de la referencia del SMI-19¹⁷. Nótese que este porcentaje supone un notable aumento respecto al 4 % de relaciones laborales que estaban afectadas por el SMI del año anterior (en 2018, el SMI era de 735,90 euros al mes con 14 pagas, lo que equivale a 858,55 euros al mes con 12 pagas). En todo caso, en diciembre de 2018, el 90 % de los trabajadores tenían ingresos laborales superiores al SMI, por lo que no estaban afectados directamente por la subida.

Como muestra el cuadro 1, la incidencia del SMI-19 es heterogénea por colectivos. Las diferencias no son grandes entre hombres y mujeres, pero sí por edades. Concretamente, la incidencia se eleva al 22,9 % en el caso de los trabajadores más jóvenes, disminuyendo a medida que aumenta la edad, hasta ser más reducida en el caso de los registros laborales de personas mayores de 45 años, entre los cuales un 7,4 % estaban directamente afectados por la subida. También existen diferencias por tipo de contrato, ya que la incidencia sube al 17 % para los contratos temporales, mientras que es algo más de tres veces menor para los contratos indefinidos. Como no podría ser de otra manera, el SMI-19 se concentra en trabajadores en los grupos de cotización del 3 al 11, esto es, las ocupaciones de menor grado de cualificación. De acuerdo con algunas características de los establecimientos, es interesante notar que la incidencia del SMI-19 es mayor en los que tienen hasta cinco trabajadores (del 34 %), y se reduce paulatinamente con su tamaño. Finalmente, destaca la incidencia del SMI-19 en los servicios de mercado (9,3 %) y, sobre todo, en la agricultura (59,2 %).

17 Para poder utilizar el conjunto de todos los contratos del régimen general (incluyendo los generales y los del sistema especial agrario y sistema especial de empleados del hogar) independientemente de que duren menos de un mes o de que se hayan firmado a tiempo parcial, se calculan para cada uno de ellos los ingresos que se hubieran derivado si el contrato fuera a tiempo completo y se hubieran trabajado 30 días. En los contratos a tiempo parcial se utiliza el coeficiente de parcialidad que va de 0 a 1, con lo que si este coeficiente es de 0,5 se multiplica por 2 la base de cotización. Se verá afectado todo aquel trabajador cuya base normalizada a tiempo completo y 30 días no supere los 1.050 euros mensuales.

3 Evolución del empleo agregado en 2019

En 2019, el empleo equivalente a tiempo completo creció un 2,3 % según la Contabilidad Nacional, lo que supuso una creación neta de empleo ligeramente por encima de los 400 mil ocupados equivalentes a tiempo completo. No obstante, la Contabilidad Nacional y los distintos indicadores disponibles sobre la evolución del empleo a lo largo de 2019 coincidieron en mostrar una desaceleración del crecimiento de la ocupación que, en casi todos los casos, superó a la observada en el PIB (véase gráfico 3.1). En concreto, según los registros de afiliados, el empleo pasó de mostrar un crecimiento interanual del 3,1 % en diciembre de 2018 a uno del 1,8 % en diciembre de 2019. Otros indicadores de empleo señalaron también una moderación en su ritmo de avance, aunque algo inferior a la observada en los registros de afiliados. En particular, en el caso de la EPA, el empleo se desaceleró desde un crecimiento del 3 % a finales de 2018 hasta el 2,1 % del cuarto trimestre de 2019. En cuanto a la Contabilidad Nacional Trimestral (CNTR), el empleo total creció un 2,1 % en el último trimestre de 2019, seis décimas por debajo del avance registrado un año antes. Salvo en el caso de la CNTR, la desaceleración del empleo superó a la observada en la actividad económica, ya que el crecimiento interanual del PIB en el cuarto trimestre de 2019 fue de 1,7 %, seis décimas inferior al del mismo período de 2018.

Si se analizan los indicadores de empleo en términos de horas trabajadas, en el caso de la EPA, las horas totales pasaron de crecer un 4,1 % a finales de 2018 a mostrar un avance del 1,8 % en el cuarto trimestre de 2019, mientras que, en el caso de la CNTR, esta desaceleración fue de 1 pp a lo largo del 2019, hasta presentar un crecimiento del 1,4 % a finales de año. En ambos casos, las desaceleraciones fueron superiores a las observadas en la actividad económica.

En términos trimestrales, la moderación del ritmo de crecimiento del empleo fue ganando intensidad a lo largo del año, especialmente en los registros de afiliados, siendo dicha desaceleración muy suave y más en línea con la evolución del PIB en el primer semestre. En el caso de las horas, la ralentización comenzó antes, en el segundo trimestre del año, especialmente en los datos de la EPA, que mostraron una caída acusada del crecimiento de las horas totales trabajadas en dicho trimestre.

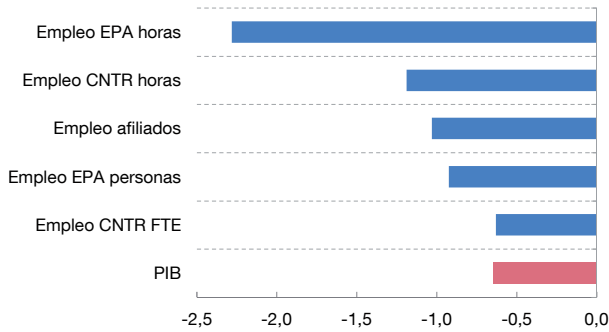
Atendiendo a una frecuencia mayor, los datos mensuales de afiliados presentaron una pauta de moderación similar a lo largo de 2019 y principios de 2020. La tasa mensual de variación de los afiliados se había mostrado muy estable entre el inicio de la recuperación, a principios de 2014, y finales de 2018, oscilando en torno a una media del 0,25 %. Pero desde principios de 2019, esa tasa empezó a hacer visible una senda descendente, con un promedio del 0,15 % en el conjunto del año (del 0,21 % entre enero y abril, y del 0,11 % desde mayo). En la economía de mercado, es decir, excluyendo del agregado las ramas de AAPP y Defensa, Educación y Sanidad, esta desaceleración fue incluso algo más apreciable, con un crecimiento medio mensual del 0,09 % desde mayo, frente al 0,25 % medio entre 2014 y 2018.

Por ramas, los registros de afiliados mostraron una desaceleración bastante generalizada entre los principales sectores de actividad. En el conjunto de la economía de

EVOLUCIÓN DEL EMPLEO AGREGADO Y POR ALGUNOS COLECTIVOS

A lo largo de 2019 la mayoría de los indicadores del empleo agregado mostraron una desaceleración mayor que la observada en el PIB. Desagregando por grupos de edad y provincia, se estima una correlación negativa significativa entre la evolución de la afiliación y la incidencia del SMI para los trabajadores más jóvenes y para aquellos de entre 45 y 60 años.

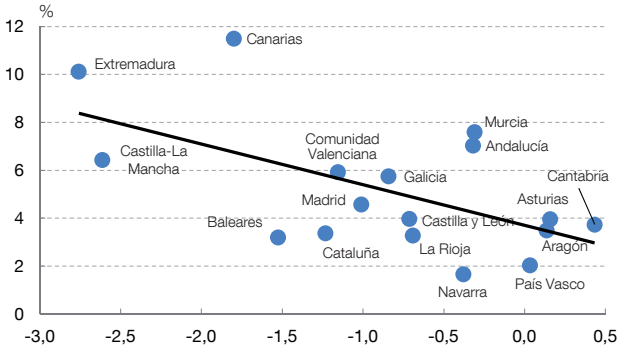
1 DESACELERACIÓN DEL PIB Y EL EMPLEO EN 2019 ENTRE EL CUARTO TRIMESTRE DE 2018 Y EL CUARTRO TRIMESTRE DE 2019



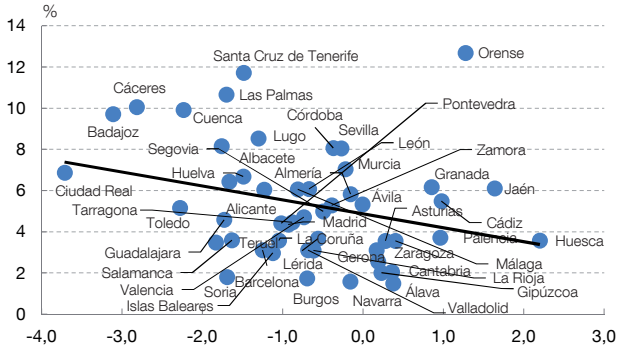
2 RELACIÓN ENTRE LA DESACELERACIÓN DE LA AFILIACIÓN POR PROVINCIAS EN 2019 E INCIDENCIA DEL SMI POR GRUPOS DE EDAD (a) (b)



3 CAMBIO EN LA VARIACIÓN INTERANUAL DE LA AFILIACIÓN ENTRE DICIEMBRE DE 2018 Y ENERO DE 2020 E INCIDENCIA DEL SMI POR COMUNIDADES AUTÓNOMAS (a)



4 CAMBIO EN LA VARIACIÓN INTERANUAL DE LA AFILIACIÓN ENTRE DICIEMBRE DE 2018 Y DICIEMBRE DE 2019 E INCIDENCIA DEL SMI POR PROVINCIA (a)



FUENTES: Ministerio de Inclusión, Seguridad Social y Migraciones, MCVL de la Dirección General de Ordenación de la Seguridad Social (datos de 2016-2019), Instituto Nacional de Estadística y Banco de España.

- a La incidencia se calcula para todas las relaciones laborales en el régimen general de trabajadores a tiempo completo que hubieran trabajado todo el mes como el porcentaje de trabajadores que cobraban un sueldo inferior al nuevo salario mínimo establecido para 2019 para cada celda de provincia y rama de actividad.
- b Coeficiente de la regresión entre cambio en la tasa de variación de la afiliación entre diciembre de 2018 y diciembre de 2019 e incidencia del SMI y bandas de confianza.

mercado¹⁸, la moderación fue muy similar a la observada en el total de la economía, al pasar de un crecimiento del 2,9% en diciembre de 2018 a uno de 1,3% en enero de 2020. Dentro de la economía de mercado, el ajuste del empleo fue superior en la agricultura y la construcción, pero se observó en la mayoría de las ramas. En concreto, en la agricultura, la afiliación disminuyó un 4% interanual en enero de 2020 (frente a un crecimiento del 1,3% en diciembre de 2018); en la industria, el empleo se desaceleró del 2% al 0,9% entre los meses de diciembre de 2018 y 2019; en la construcción, del 6,5% al 2,3%; y, en los servicios de mercado, del 2,8% al 1,8%.

18 Definida, en adelante, como el total tras excluir las ramas de AAPP y Defensa, Educación y Sanidad.

Dentro de estas ramas de servicios, la moderación en la senda de avance de las afiliaciones fue también bastante generalizada, salvo en la hostelería, que mostró un crecimiento del empleo del 2,9 % en diciembre de 2019, solo una décima menos que a finales de 2018. En el resto de las ramas de servicios, la ralentización fue más suave en el comercio (del 0,6 % al 1,1 % entre esas fechas) y más acusada en transporte (2,3 %, frente al 4,3 %), actividades financieras (-0,5 %, frente al 0,8 %), actividades profesionales y administrativas (2,6 %, frente al 3,8 %), actividades artísticas (2,8 %, frente al 3,7 %) y resto de los servicios (1,7 %, frente al 3,9 %).

Si se analiza la evolución del empleo de los regímenes con mayor incidencia del SMI, se puede detectar una evolución negativa de la afiliación en 2019 en el régimen especial agrario, que ha pasado de mostrar un avance interanual del 1,2 % en diciembre de 2018 a señalar un descenso del 4,2 % a finales de 2019. De forma menos acusada, esta evolución negativa se observa también en el régimen especial de empleados del hogar, que ha hecho visible una desaceleración de 1,1 pp en su tasa de variación de la afiliación, hasta revelar una caída interanual del 3,4 % en diciembre de 2019.

A grandes rasgos, la información desagregada proporcionada por la EPA coincide en mostrar una pauta de desaceleración similar por ramas productivas a la de las afiliaciones a la Seguridad Social, con mayor ajuste del empleo a lo largo de 2019 en agricultura y construcción. En este caso, sin embargo, la evolución de las ramas de servicios de mercado fue mejor que la observada en los afiliados a la Seguridad Social.

Por colectivos de trabajadores, la información de la EPA mostró una desaceleración del empleo en 2019 concentrada en los trabajadores temporales, que disminuyeron un 0,5 % a finales de año (3,9 % a finales de 2018), mientras que los indefinidos mantuvieron un crecimiento elevado (3,4 %). La pérdida de empuje del empleo temporal fue generalizada, pero se produjo con mayor intensidad entre aquellos trabajadores temporales con menor antigüedad en el empleo, con un descenso interanual del 2,2 % de aquellos con menos de seis meses de antigüedad. Por su parte, la evolución positiva de los trabajadores indefinidos escondió comportamientos muy dispares, con crecimientos a finales de 2019 superiores a los de un año antes para aquellos con más antigüedad, pero caídas acusadas entre los que han entrado recientemente (-4,1 % entre aquellos con menos de seis meses en el empleo). No obstante, es preciso subrayar que el ajuste inicial del empleo temporal sucede habitualmente cuando se produce una desaceleración de la actividad económica.

A continuación, se utiliza la información desagregada disponible en los registros de afiliación para analizar la evolución diferencial del empleo a lo largo de 2019 de diferentes colectivos según la cantidad de contratos con salarios por debajo de la referencia del SMI 2019 en 2018. En particular, se analiza la relación entre el cambio en la tasa interanual de la afiliación entre diciembre de 2018 y diciembre de 2019 y la incidencia de la subida del SMI¹⁹.

¹⁹ Calculada a partir de la información individual procedente de la MCVL-2018. En concreto, se calcula, para todas las relaciones laborales en el régimen general de trabajadores a tiempo completo que hubieran trabajado todo el mes, el porcentaje de trabajadores que cobraban un sueldo inferior al nuevo salario mínimo establecido para 2019 para cada celda correspondiente por comunidad autónoma, provincia y edad o rama de actividad dentro de cada provincia.

Cuadro 2

CORRELACIÓN ENTRE EVOLUCIÓN DEL EMPLEO E INCIDENCIA DEL SALARIO MÍNIMO INTERPROFESIONAL

Variables	Afiliados diciembre							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Incidencia SMI a dic-18 (a)	-0,047* [0,079]	-0,043 [0,147]	-0,100*** [0,005]	-0,110** [0,015]	-0,044* [0,085]	-0,040 [0,158]	-0,088** [0,012]	-0,091** [0,043]
Constante	-0,515** [0,021]	-0,90 [0,394]	-0,43 [0,279]	-0,79 [0,435]	-0,535** [0,015]	-0,88 [0,401]	-0,23 [0,919]	-0,51 [0,844]
Sectores incluidos	Sin agric. e ind. extractivas	Sin agric. e ind. extractivas	Sin agric. e ind. extractivas	Sin agric. e ind. extractivas	Todos	Todos	Todos	Todos
<i>Dummies</i> de sector	No	No	Sí	Sí	No	No	Sí	Sí
<i>Dummies</i> de provincia	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí
Observaciones	850	850	850	850	950	950	950	950
R-cuadrado	0,004	0,036	0,205	0,238	0,003	0,034	0,183	0,213

FUENTES: Ministerio de Inclusión, Seguridad Social y Migraciones, Dirección General de Ordenación de la Seguridad Social (MCVL, datos de 2018) y Banco de España.

NOTAS: P-valor entre paréntesis. *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

a La incidencia se calcula para todas las relaciones laborales en el régimen general de trabajadores a tiempo completo que hubieran trabajado todo el mes como el porcentaje de trabajadores que cobraban un sueldo inferior al nuevo salario mínimo establecido para 2019 para cada celda de provincia y rama de actividad.

En el gráfico 3.2, se observa un peor comportamiento del empleo en aquellas celdas con mayor incidencia del SMI desagregadas por provincia y grupos de edad, y esto, además, es estadísticamente significativo. Por grupos de edad, es decir, analizando la diferente evolución provincial de la afiliación dentro de cada grupo de edad, hay una correlación negativa significativa entre afiliación e incidencia del SMI para los trabajadores más jóvenes y también para aquellos de entre 45 y 60 años.

Por comunidades autónomas (CCAA) y provincias, se observa también una asociación negativa entre la evolución del empleo y la incidencia del SMI, de forma que, en aquellas provincias o CCAA con mayor incidencia, el empleo habría tendido a comportarse peor a lo largo de 2019 (véanse gráficos 3.3 y 3.4). Utilizando la información disponible sobre la evolución de la afiliación por provincias y ramas (50 provincias por 19 ramas, la máxima desagregación disponible en estas series), se encuentra de nuevo que la correlación negativa entre incidencia del SMI y evolución de la afiliación en 2019 es estadísticamente significativa, manteniéndose este resultado robusto al utilizar diferentes especificaciones (véase cuadro 2).

Hay que tener en cuenta que esta correlación no puede entenderse como causal, ya que un peor comportamiento del empleo de algunos colectivos puede deberse a muchos otros factores distintos al incremento del SMI. En el siguiente epígrafe se usa una metodología que intenta delimitar de manera aproximada el impacto causal del incremento del SMI en el empleo.

4 Evolución de las relaciones laborales alrededor del salario mínimo interprofesional en 2019

Como se ha señalado previamente, las correlaciones anteriores no pueden considerarse evidencia robusta que sustente una conclusión inequívoca acerca del papel del incremento del SMI a la hora de mejorar o empeorar las oportunidades laborales de los grupos afectados en relación con otros. Esto es así por la elevada dificultad para identificar con precisión quién resulta verdaderamente afectado por la subida del SMI. Además, existen múltiples motivos que pueden afectar a la demanda y la oferta de empleo relativa de los distintos colectivos de trabajadores y que pueden no tener que ver con la subida del SMI. En otras palabras, por su naturaleza, los ejercicios anteriores no permiten definir de forma precisa el grupo de trabajadores verdaderamente afectados (el denominado «grupo de tratamiento» desde el punto de vista estadístico) y, sobre todo, no permiten comparar dicho grupo con un grupo de control (con características similares al anterior, pero que no resulte directamente afectado por la medida) que posibilite establecer una relación de causalidad nítida.

Este epígrafe se basa en los datos individuales de la MCVL-2019 que se pusieron a disposición de la comunidad investigadora a mediados de 2020. Esta muestra proporciona información acerca de las bases de cotización mes a mes, así como de características socioeconómicas de los trabajadores y las empresas. Así, a partir de esa información se puede calcular el número de contratos de trabajadores por cuenta ajena con remuneración en cualquier entorno del SMI-19 que están vigentes en cada día, mes y año.

El ejercicio parte de considerar un umbral salarial amplio más allá del cual se supone que el SMI no ha tenido efecto, por lo menos a corto plazo. Este umbral salarial se establece en 1.250 euros con 12 pagas en los cálculos de base que se presentan, junto con varios umbrales alternativos para verificar la robustez del análisis²⁰. La variación en el número de contratos en este segmento (con salarios iguales o inferiores a 1.250 euros) se compara con los de los contratos en un segmento algo superior (entre 1.251-1.350 euros en los cálculos de base). Como se mostrará más adelante, el umbral se ha escogido de tal manera que por debajo de él se observan bajadas o subidas de cierta magnitud en el histograma de contratos por celdas salariales de 50 euros entre diciembre de 2018 y enero de 2019, mientras que no se ven cambios apreciables en celdas por encima de él. Como también se describirá posteriormente, el ejercicio se basa en la observación de que, por heterogéneo que sea el grupo con salarios iguales o inferiores a 1.250 euros y por distinto que sea del de 1.251-1.350 euros, antes de la reforma, las tasas de variación en el número de contratos de ambos grupos (distintas entre sí y cambiantes en el tiempo) evolucionan con una diferencia constante entre ellas. Dado esto, bajo el supuesto de que en ausencia de la reforma del SMI las diferencias entre tasas hubiesen seguido siendo constantes, podemos interpretar las discrepancias con respecto a esa diferencia constante (las diferencias de las diferencias) como el efecto a corto plazo de la reforma sobre el número de contratos con

²⁰ Si el umbral es demasiado bajo, se corre el riesgo de incluir en el grupo de control un empleo más elevado (por ejemplo, por subidas de sueldo de colectivos que estuvieran cobrando por debajo del nuevo SMI), lo que incrementaría de forma artificial el impacto estimado. Si el umbral es demasiado elevado, se corre el riesgo de añadir colectivos que no están afectados para nada por este cambio en el corto plazo, lo que reduciría de forma artificial el impacto estimado.

salarios inferiores al umbral seleccionado. A título ilustrativo, la estrategia de identificación se basaría en que, con anterioridad a la reforma, la diferencia en las tasas de crecimiento del grupo con salarios iguales o inferiores a 1.250 euros ha sido, por ejemplo, un 5% menor que la del colectivo de entre 1.251 y 1.350 euros. No importaría en este caso que las tasas de crecimiento no fueran iguales en los dos grupos mientras la diferencia se mantuviera constante entre ambas. Por tanto, de observarse un cambio brusco en la tasa de crecimiento relativa de ambos grupos tras implantarse la reforma, este cambio se atribuiría a la reforma.

Para dar una visión de la variación relevante en los datos, el gráfico 4 muestra la evolución en el tiempo de las afiliaciones según los salarios correspondientes sean inferiores o iguales al nuevo salario mínimo (1.050 euros) y para otros segmentos salariales por encima de esta referencia²¹. Según la MCVL, el número de contratos por cuenta ajena con bases menores o iguales a 1.050 euros ha presentado una ligera tendencia a la baja, que le ha llevado de alrededor de 1,6 millones de contratos en enero de 2016 a entre 1,2 millones y 1,4 millones en 2018. Tras la subida del SMI del 1 de enero de 2019, se observa una caída brusca de los contratos con bases menores o iguales a 1.050 euros, hasta situarse alrededor de los 800 mil²². De forma inversa, los contratos de entre 1.051 y 1.250 euros, que permanecían constantes en alrededor de 1,6 millones, experimentaron un repunte a partir de enero de 2019 hasta 1,8 millones. Esto puede suponer un cierto trasvase de contratos de nivel salarial inferior hasta esta referencia. Por otro lado, las afiliaciones de entre 1.251 y 1.450 euros mensuales se mantuvieron constantes a lo largo de los cuatro años de muestra en el millón de afiliaciones. En términos agregados, el colectivo que ha ido soportando el crecimiento del empleo ha sido el de contratos por encima de 1.400 euros, que han pasado de representar más de 8,5 millones de contratos en enero de 2016 a estar por encima de los 11 millones en 2019. En este grupo no se observa ningún cambio de tendencia apreciable a partir de enero de 2019, si bien, al ser un colectivo mucho mayor, es más difícil apreciar gráficamente cambios en su tendencia.

Esta estrategia se ciñe a colectivos que tienen contratos con un nivel salarial como máximo de un 30% del SMI (o, lo que es lo mismo, de hasta 1.350 euros), de tal manera que efectos del SMI por encima de este umbral no estarían adecuadamente recogidos en el análisis. De hecho, se podría pensar en la posibilidad de que algunas personas afectadas por el SMI podrían incrementar su salario por hora más de un 30%; por ejemplo, manteniendo la cuantía que cobran al mes y reduciendo las horas trabajadas en más de un 30%, al tratarse de un colectivo que puede sufrir cambios de horas trabajadas mayores que otros colectivos, lo que añade variabilidad a su remuneración por hora.

Aunque las comparaciones entre el número de contratos *antes* y *después* de la subida del SMI son informativas, sería aventurado sacar conclusiones causales, porque se pueden mezclar los cambios del SMI con los del entorno económico. Como se ha

21 Este nivel salarial corresponde a un salario normalizado si el empleado trabajara a tiempo completo 30 días al mes.

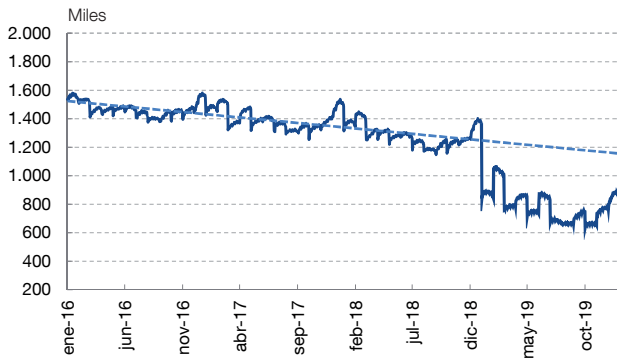
22 En particular, el incremento de contratos que ocurre en los de 1.050 euros no compensa la fuerte caída de contratos por debajo de 1.050 euros.

Gráfico 4

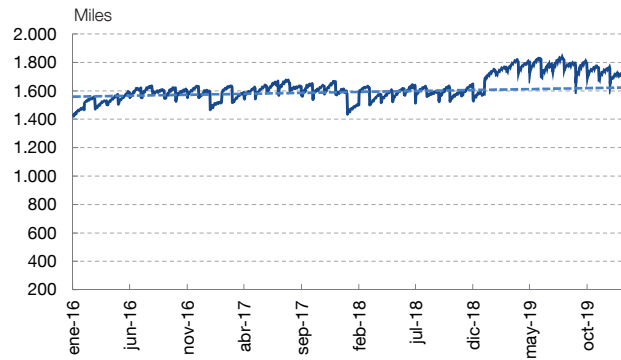
EVOLUCIÓN DE LOS REGISTROS LABORALES POR NIVEL SALARIAL (a)

A partir del 1 de enero de 2019 se observa una caída brusca de los contratos con bases de cotización inferiores o iguales a 1.050 euros, mientras que los contratos con salarios entre 1.051 y 1.250 euros, que permanecían estables alrededor de los 1,6 millones de contratos en años anteriores, repuntaron en 2019 hasta 1,8 millones.

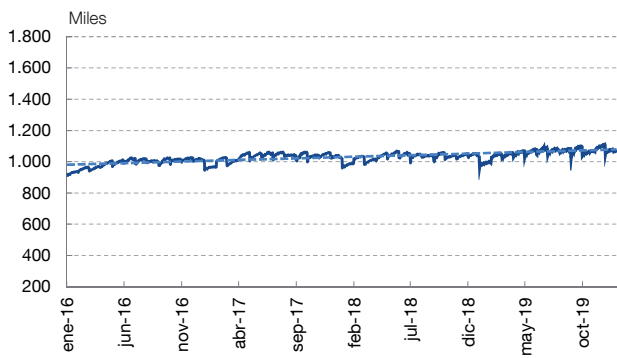
1 MENOR O IGUAL A 1.050 EUROS



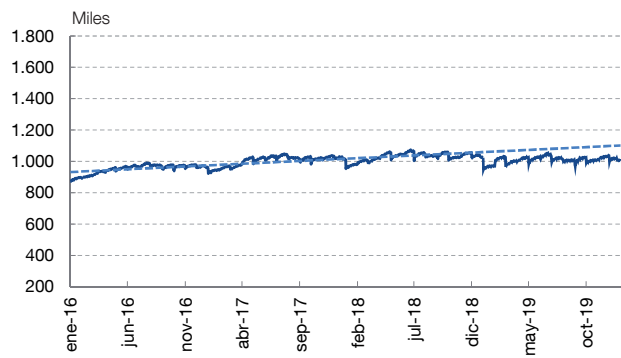
2 ENTRE 1.051 Y 1.250 EUROS



3 ENTRE 1.251 Y 1.350 EUROS



4 ENTRE 1.351 Y 1.450 EUROS



FUENTES: MCVL de la Dirección General de Ordenación de la Seguridad Social (datos de 2016-2019) y Banco de España.

a Se está usando la base de cotización como salario, y para atribuir un contrato a un tramo salarial primero se calculan para cada registro laboral los ingresos que se hubieran derivado de disponer de un contrato a tiempo completo y habiendo trabajado el mes. En los contratos a tiempo parcial se utiliza el coeficiente de parcialidad que va de 0 a 1, con lo que si este coeficiente es de 0,5 se multiplica por 2 la base de cotización. El número de registros se divide por 0,04 para elevarlo al total de la población.

argumentado, una comparativa entre las tasas de crecimiento interanual en los contratos de trabajadores afectados y no afectados por la subida del SMI puede tener un valor causal mayor, especialmente si no se observan cambios en las diferencias en las tasas de crecimiento relativas de ambos grupos antes de la subida del SMI²³. Para tal fin se procede a hacer una media mensual de las cifras diarias de los contratos que están activos en la MCVL dentro de diferentes niveles salariales. Para ello, se realiza el ejercicio con tasas interanuales del promedio mensual calculado a partir de los datos *diarios* de la MCVL para

23 En el próximo epígrafe y en el recuadro se utilizan estrategias de identificación diferentes para estimar el impacto del incremento del SMI en un canal concreto, como la pérdida de empleo.

evitar problemas de diferencias sistemáticas en la duración de los contratos y en el número de contratos que se tienen al mes, así como evitar oscilaciones intrames, derivadas, entre otros factores, de cambios en el día de la semana de un año a otro²⁴.

Considerando como potencialmente afectados aquellos contratos con salarios iguales y por debajo de 1.250 euros y como no afectados los contratos de entre 1.251 y 1.350 euros mensuales, se calcula el siguiente coeficiente de «diferencias en diferencias» para cada uno de los meses t del período muestral:

$$\beta_t^{\leq 1.250} = \left(\ln \left(L_t^{\leq 1.250} \right) - \ln \left(L_{t-12}^{\leq 1.250} \right) \right) - \left(\ln \left(L_t^{(1.251, 1.350)} \right) - \ln \left(L_{t-12}^{(1.251, 1.350)} \right) \right)$$

La comparación de evoluciones entre los dos grupos no es perfecta porque el grupo de comparación también se podría ver afectado indirectamente por el cambio en el SMI; por ejemplo, por la vía del cese de actividad de empresas o el reajuste de las escalas salariales de las plantillas. Sin embargo, se esperaría que la relevancia a corto plazo de estos posibles efectos fuese menor. El ejercicio se apoya en el supuesto de que, en ausencia de reforma, la diferencia en las tasas de variación entre los dos grupos se habría mantenido constante, tal como se observaba en el período previo a la reforma. La validez del ejercicio no requiere que la diferencia entre las tasas de crecimiento en ausencia de la reforma sea pequeña, sino simplemente que, sea cual sea dicha diferencia, esta se mantenga constante en el tiempo.

El gráfico 5.1 muestra que los contratos con ingresos como máximo de 1.250 euros presentaron un crecimiento inferior, aunque paralelo, al de los contratos con un salario de entre 1.251 euros y 1.350 euros desde principios de 2017. La tasa de crecimiento diferencial entre ambas referencias era de unos 5 pp en media. Este peor comportamiento se fue agravando de forma continua a lo largo de 2019, desde el -6,4 pp de diciembre de 2018 hasta el -15,7 pp a finales de diciembre de 2019²⁵. Por lo tanto, el efecto causal estimado del cambio en el SMI entre los trabajadores cuyo salario a finales de 2018 estaba por debajo de 1.250 euros es de unos 10 pp de descenso en el número de contratos.

Este peor comportamiento en los contratos con salarios iguales o inferiores a 1.250 euros respecto al del colectivo de entre 1.251 y 1.350 euros se ha concentrado en los contratos que se situaban como máximo en la referencia del SMI de 1.050 euros, ya que el comportamiento de los contratos de entre 1.056 y 1.250 euros ha sido mejor que el del grupo de control. En particular, el gráfico 5.2 muestra $\beta_t^{(1.056, 1.250)}$ definido como:

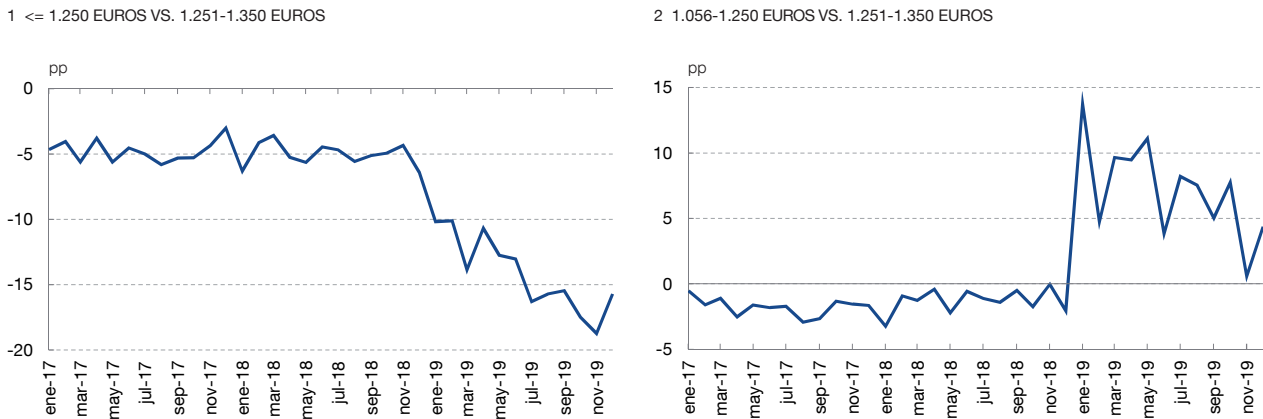
$$\beta_t^{(1.056, 1.250)} = \left(\ln \left(L_t^{(1.056, 1.250)} \right) - \ln \left(L_{t-12}^{(1.056, 1.250)} \right) \right) - \left(\ln \left(L_t^{(1.251, 1.350)} \right) - \ln \left(L_{t-12}^{(1.251, 1.350)} \right) \right)$$

24 Se ha realizado un ejercicio similar con tasas interanuales diarias y se han obtenido resultados parecidos, si bien la serie presenta más oscilaciones diarias en sus tasas de crecimiento.

25 Se obtienen resultados similares si se tienen en cuenta posibles errores de medida. En particular, los resultados son parecidos si se eliminan todos aquellos registros laborales que tenían salarios por debajo de la referencia del SMI. Igualmente, se obtienen resultados similares si se realiza el ejercicio con los trabajadores a tiempo completo del régimen general que han trabajado 30 días.

DIFERENCIAL DE LA TASA DE CRECIMIENTO DE DISTINTOS COLECTIVOS SEGÚN EL NIVEL SALARIAL (a)

Los contratos con ingresos como máximo de 1.250 euros presentaron un menor crecimiento que los que cobraban salarios de entre 1.251 y 1.350 euros. Dicho diferencial negativo era relativamente estable y se situaba en torno a los 5 pp, hasta que en enero de 2019 se fue haciendo más negativo, lo que continuó a lo largo del año, hasta alcanzar -15,7 pp a finales del ejercicio. Este peor comportamiento se ha concentrado en los que se situaban por debajo o cerca del SMI de 2019 (1.050 euros), ya que los contratos de entre 1.056 y 1.250 euros han evolucionado mejor que la banda superior (1.251-1.350 euros).



FUENTES: MCVL de la Dirección General de Ordenación de la Seguridad Social (datos de 2016-2019) y Banco de España.

a Diferencia entre las tasas de crecimiento interanual del número medio mensual de registros laborales en dos bandas salariales. Se está usando la base de cotización como salario, y para atribuir un contrato a un tramo salarial primero se calculan para cada registro laboral los ingresos que se hubieran derivado de disponer de un contrato a tiempo completo y habiendo trabajado el mes completo.

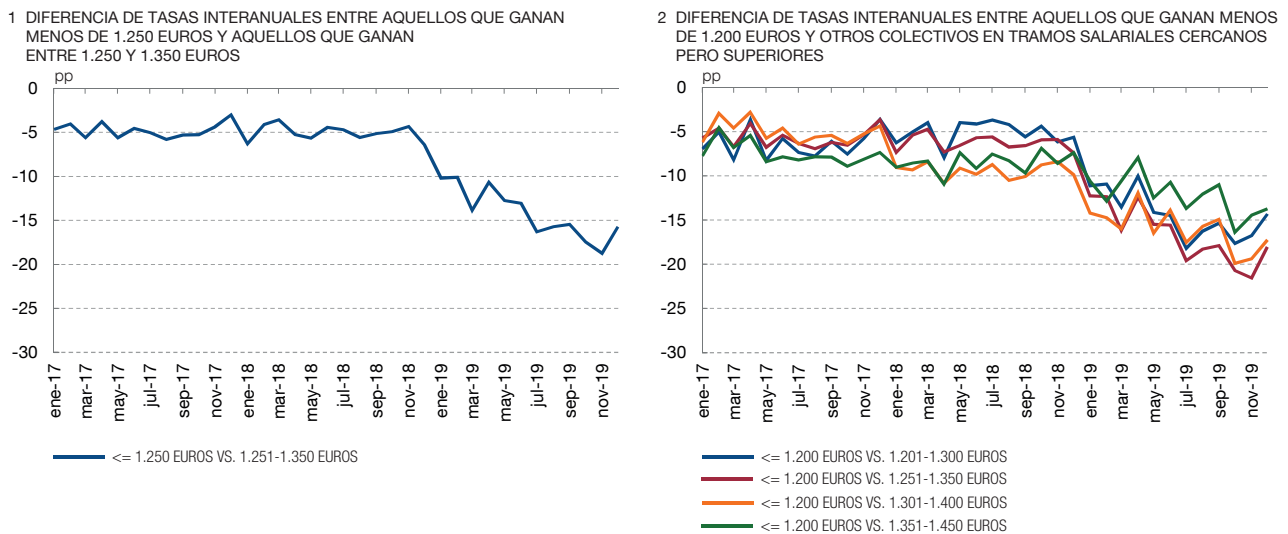
El colectivo de contratos con salarios de entre 1.056 y 1.250 euros se comportaba ligeramente peor (-2%) que el colectivo de contratos de entre 1.251 y 1.350 euros con anterioridad al 31 de diciembre de 2018, pero la evolución de ambas tasas era paralela. Sin embargo, el 1 de enero de 2019, el número de contratos del primer colectivo creció 16 pp más que el segundo. Este mejor comportamiento se fue moderando a lo largo de 2019, si bien al finalizar el año siguió mostrando un mejor comportamiento, de 4 pp.

El gráfico 6 muestra el resultado de aplicar el mismo ejercicio a diferentes valores de los umbrales. Esto es útil para analizar en qué medida el resultado se mantiene si se consideran diferentes bandas salariales en el grupo de tratamiento y de control. En el gráfico 6.2, se analiza el colectivo de contratos con salarios de, como máximo, 1.200 euros como grupo de tratamiento en comparación con distintos colectivos de control. Concretamente, se analizan grupos de control alternativos formados por contratos con salarios de entre 1.201 y 1.300 euros, 1.251 y 1.350 euros, 1.301 y 1.400 euros, y 1.351 y 1.450 euros. En los cuatro nuevos casos se observa un patrón similar al del modelo base, con un comportamiento parecido de ambos grupos con anterioridad a diciembre de 2018 y aumentos de las caídas de las tasas de crecimiento relativas del colectivo con salarios iguales o inferiores a 1.200 euros entre diciembre de 2018 y diciembre de 2019 de entre 6 pp y 11 pp.

Gráfico 6

DIFERENCIAL DE LA TASA DE CRECIMIENTO DE DISTINTOS COLECTIVOS SEGÚN EL NIVEL SALARIAL. OTROS UMBRALES (a)

El peor comportamiento observado en 2019 para los contratos con ingresos que no superan los 1.250 euros, frente a los que están en una banda salarial de entre 1.251 y 1.350 euros, también se aprecia si se modifican levemente los umbrales considerados. Esto ofrece una horquilla de entre 6 pp y 11 pp de menor crecimiento a final de año de los contratos afectados.



FUENTES: MCVL de la Dirección General de Ordenación de la Seguridad Social (datos de 2016-2019) y Banco de España.

a Diferencia entre las tasas de crecimiento interanual del número medio mensual de registros laborales en dos bandas salariales. Se está usando la base de cotización como salario, y para atribuir un contrato a un tramo salarial primero se calculan para cada registro laboral los ingresos que se hubieran derivado de disponer de un contrato a tiempo completo y habiendo trabajado el mes completo.

También se han explorado grupos de control alternativos con segmentos salariales más altos, manteniendo el grupo de tratamiento con salarios iguales o inferiores a 1.250 euros. Concretamente, los formados por contratos con salarios de entre 1.301 y 1.400 euros y de entre 1.351 y 1.450 euros. Quizá no sorprenda que para estos segmentos no se observe una diferencia constante con las tasas de variación del grupo afectado antes de la subida del SMI. En vista de la evidencia de que estos grupos tienen evoluciones distintas con anterioridad a la reforma, se descarta la validez de estas comparaciones.

Como consecuencia de los resultados del gráfico 6 y bajo el supuesto de que el incremento del SMI no provocó un cambio en los puestos de trabajo con salarios por encima de 1.250 euros, se podría inferir una cota superior del impacto del incremento del SMI en el empleo. En ese caso, a partir de los anteriores ejercicios de robustez, el incremento del 22 % del SMI habría reducido el empleo neto de los afectados entre 6 pp y 11 pp a final de año. Este impacto equivaldría a una elasticidad del empleo de los afectados de entre $-0,3$ y $-0,5$ ²⁶. Como los afectados por el SMI representaban aproximadamente el 10 % del total

26 Estas elasticidades estarían algo por encima de la elasticidad media de $-0,14$ reportada en la figura 1 de Newmark y Shirley (2021) para un conjunto de trabajos con datos de Estados Unidos en diferentes periodos y con definiciones diferentes del grupo de afectados. En el mismo informe, Newmark y Shirley (2021) mencionan una elasticidad media mayor (de $-0,27$, figura 12) para trabajos que analizan el comportamiento de colectivos cercanos al SMI, como se hace en este epígrafe. El rango inferior de esta elasticidad estaría en línea con esta elasticidad; el rango superior, por encima.

del empleo en diciembre de 2018, el incremento del 22 % del SMI habría supuesto entre 0,6 pp y 1,1 pp de menos empleo, lo que equivaldría a una elasticidad del empleo total de entre $-0,03$ y $-0,05$ ²⁷.

Dado que la MCVL sigue en el tiempo el historial laboral de los trabajadores incluidos en la muestra, se puede estudiar el efecto del SMI sobre la probabilidad de extinción de un contrato o sobre la probabilidad de salir del desempleo. Este tipo de estudio, que se realiza en el siguiente epígrafe, es complementario al que se lleva a cabo aquí, que se centra directamente en los efectos sobre el empleo con independencia de los flujos de creación o destrucción subyacentes. La identificación de efectos causales sobre flujos requiere por lo general supuestos más restrictivos, y reconstruir indirectamente efectos sobre el empleo a partir de efectos sobre flujos añade una complejidad adicional. No obstante, los efectos sobre flujos pueden proporcionar información valiosa acerca de los mecanismos a través de los cuales se producen los cambios en el empleo.

27 Estas elasticidades estarían en el rango de las estimaciones de la elasticidad una vez que se tiene en cuenta el posible sesgo de selección (tabla 4.4) del estudio de [Belman y Wolfson](#) (2014) de entre $[-0,018; -0,048]$ que realiza un ejercicio de metaanálisis de muchos trabajos sobre el tema, si bien no es evidente en algunos casos si la elasticidad es del grupo de afectados o del empleo total. En comparación con estudios recientes con datos de Estados Unidos que claramente mencionan el cálculo de una elasticidad del empleo total, el rango superior de la elasticidad sería algo inferior a la estimación reciente de [Meer y West](#) (2016) de $-0,07$ y el rango inferior sería algo superior al 0 de [Cengiz et al.](#) (2019).

5 El impacto en el empleo desde una perspectiva de flujos de contrataciones en el entorno del salario mínimo interprofesional en 2019

En este apartado se analizan distintos posibles impactos de la subida del salario mínimo en 2019 sobre la probabilidad de perder el empleo en ese mismo año, desde una perspectiva individual, usando para ello los microdatos de la MCVL-2019. Esta perspectiva permite analizar cómo la subida del SMI puede haber afectado a la probabilidad de mantener el empleo a los individuos que con anterioridad a la subida estaban trabajando y percibían un salario inferior al nuevo salario mínimo. El efecto sobre el empleo total dependerá del efecto neto sobre los flujos de entrada y de salida de la situación de empleo; esto es, dependerá de los efectos sobre las probabilidades de los trabajadores afectados de encontrar un nuevo empleo compatible con los nuevos salarios mínimos y, de manera más general, de los efectos sobre la creación de empleo. Por ello, en este epígrafe también se proporciona una primera aproximación a los efectos del SMI sobre las nuevas contrataciones, centrando el análisis en un subgrupo de desempleados que pueden identificarse como directamente afectados por el SMI.

Los efectos de las subidas del SMI en España, aplicadas a lo largo de los años 2005-2009 y 2017, sobre las transiciones al desempleo han sido extensamente analizados en diversas publicaciones del Banco de España [Galán y Puente (2015), Lacuesta, Izquierdo y Puente (2019) y Barceló y Villanueva (2021)]. En este apartado se presenta, en primer lugar, el impacto estimado con datos hasta 2019 sobre la probabilidad de perder el empleo de la subida del SMI ocurrida en dicho año, que, como se ha señalado, fue del 22 %. Además, en este epígrafe se analiza el impacto del incremento del salario mínimo sobre otras dimensiones de la actividad laboral (como las horas trabajadas o la transición a una situación de autoempleo), para las cuales se muestra por primera vez algún tipo de estimación. Finalmente, se presentan resultados preliminares para el posible efecto negativo del SMI sobre las nuevas contrataciones.

5.1 El impacto de la subida del salario mínimo interprofesional en 2019 sobre la probabilidad de perder el empleo

El efecto de la subida del salario mínimo en 2019 sobre la probabilidad de perder el empleo se estima aplicando la metodología de Galán y Puente (2015) a los datos de la MCVL entre 2013 y 2019. El análisis se centra exclusivamente en las transiciones de un grupo concreto de trabajadores para los que es posible identificar con bajo error de medida su afectación por la subida del SMI. En particular, este análisis se aplica a los trabajadores asalariados del régimen general a tiempo completo que han trabajado todos los días de un mes determinado. Al restringir el análisis a este colectivo, se gana precisión, si bien se pierde una gran cantidad de relaciones laborales afectadas por el SMI. Por ello, los resultados no son extrapolables al total de las relaciones laborales²⁸.

²⁸ Asimismo, el ingreso mensual no está condicionado al tipo de jornada, cuya información puede estar sujeta a error de medida en la MCVL, ni al número de días trabajados en el mes. Esta limitación puede reducir la potencia del ejercicio, ya que la afectación del SMI en el colectivo analizado (esto es, quienes trabajaron todo un mes a tiempo completo) es menor.

Dentro del colectivo escogido, se identifica a los trabajadores afectados por la subida del salario mínimo como aquellos cuya cotización se encuentra en un mes concreto por debajo del SMI del año siguiente²⁹, y se estima qué efecto ha tenido la subida del SMI sobre la probabilidad de no estar empleado al cabo de doce meses, teniendo en cuenta además otros condicionantes, como el sexo, la edad, la nacionalidad, la antigüedad en el puesto de trabajo, la condición de pluriempleado, la estructura del hogar y el nivel de salario real. Se considera que la persona sigue empleada el año siguiente solo si ha trabajado al menos un día del correspondiente mes, independientemente de que lo hubiera hecho a tiempo completo o parcial. Se analiza la situación laboral doce meses después para evitar posibles sesgos derivados de la fuerte estacionalidad característica del mercado de trabajo español, si bien se reconoce que estudiar la situación laboral doce meses después impide analizar el impacto del SMI en transiciones más cortas, que pueden ser importantes para estos colectivos.

Para estimar el efecto de la subida del SMI sobre la variable de interés, en un primer modelo se permite que ese efecto varíe por grupos de edad, y según la distancia entre el salario que se percibía y el nuevo mínimo legal (al que llamamos modelo 1), como en el modelo de Galán y Puente (2015). Además, se ha estimado un modelo alternativo (modelo 2), en el que se ha sustituido la variable que mide la brecha entre la base de cotización y el SMI del año siguiente por un indicador de si el trabajador está dentro del colectivo afectado por la subida o no, sin tener en cuenta el tamaño de dicha brecha.

Conviene precisar que para aislar el efecto del salario mínimo sobre la transición al desempleo no es suficiente con cuantificar el número de trabajadores que perdieron el empleo de un año a otro, ya que la pérdida de empleo, especialmente en el colectivo de trabajadores con salarios bajos, puede estar relacionada con otros factores, como la elevada rotación laboral, la reducida formación, la mayor incidencia de empleos en sectores estacionales, etc., que no están directamente asociados con el incremento de coste que supone el aumento del salario mínimo legal. Para ello, la estrategia de identificación de este epígrafe se basa en una comparación entre la situación laboral del colectivo directamente afectado por la subida del SMI y la de trabajadores similares en términos de características y salarios, pero que no están afectados directamente por las subidas del SMI, que actúa como grupo de control. En concreto, dicho grupo de control está compuesto, por un lado, por trabajadores que en años anteriores percibían salarios reales iguales a los del grupo de tratamiento, pero sin estar afectados por una subida del salario mínimo al no haberse producido en esos años alzas comparables, y, por otro, por trabajadores que cobraban un salario ligeramente superior al nuevo SMI del año siguiente³⁰: de este modo, se restringe la

29 Pueden existir trabajadores cuya base de cotización sea superior al SMI pero cuyo salario base no lo sea al recibir complementos, con lo que estarían afectados por la subida. En este sentido, se estarían introduciendo en el grupo de control trabajadores que deberían estar en el grupo de tratamiento. Sea cual sea el impacto estimado, este tipo de error sesga a la baja el impacto, ya que se reducen de forma artificial las diferencias entre los dos colectivos de tratamiento y de control.

30 Por ejemplo, serían parte del grupo de tratamiento los individuos que cobraron 900 euros con 14 pagas en 2018 y del grupo de control tanto los que cobraban 900 euros con 14 pagas en 2017 (una vez deflactados) como los que cobraban 1.100 euros con 14 pagas en 2018.

estimación a las relaciones laborales de otros trabajadores del régimen general a tiempo completo que hayan trabajado todo el mes pero cuyo salario esté comprendido entre el nuevo SMI y los 1.300 euros³¹.

En el cuadro 3 se presentan los resultados de las microsimulaciones realizadas a partir de los datos de hasta 2019, para los dos modelos mencionados anteriormente, y desglosados en cuatro grupos de edad. En la primera columna se observa la incidencia, esto es, el porcentaje de afectados sobre el total de trabajadores de cada grupo de edad en 2018. La incidencia del SMI de 2019, según la información más actualizada de la MCVL, se sitúa en el 4,8 % del total, cifra algo inferior a la que se obtenía en el trabajo de [Lacuesta, Izquierdo y Puente \(2019\)](#) con información solo disponible para 2017 (6,2 %), y que sería coherente con la disminución de entre 2017 y 2019 del porcentaje de trabajadores con niveles salariales más bajos observada en el gráfico 4. Sin embargo, y aunque se ha moderado en todos ellos respecto a lo estimado con la información de 2017, la incidencia sigue mostrando una gran disparidad por grupos de edad, siendo los más jóvenes los afectados en mayor proporción, como entonces.

En las columnas (2) y (3) se muestra, para el total y para cada grupo de edad, la probabilidad estimada de que una persona afectada por la subida del salario mínimo de 2019 pierda su empleo, según el modelo 1 (que incluye la brecha entre el salario obtenido en 2018 y el nuevo salario mínimo de 2019 para los trabajadores afectados) y el modelo 2 (con un indicador de si el trabajador está dentro del colectivo afectado por la subida sin tener en cuenta la distancia entre su salario y el nuevo SMI). Para la totalidad del colectivo de trabajadores afectados por la subida, sin distinguir por edades, se estima un incremento de la probabilidad de perder el empleo respecto al escenario contrafactual, de mantenimiento del SMI inalterado, de entre un 2,3 % y un 3,2 %, dependiendo del modelo considerado. Estas probabilidades muestran cierta variabilidad por grupos de edad (entre 0,7 % y 5,4 %, dependiendo del modelo y grupo de edad), aunque, bajo ambos modelos, los afectados mayores de 45 años muestran una propensión a perder el empleo más elevada. Así, en el modelo 1, se estima que perderían su empleo un 3 % de los trabajadores de ese grupo de edad, frente a cifras de en torno al 2 % estimadas para el resto de los grupos. En el modelo 2, que solo tiene en cuenta si el individuo está afectado o no por la subida del SMI en 2019, pero no la distancia entre su salario y dicha referencia, este mayor impacto sobre los trabajadores de este grupo de edad es más intenso (5,4 %), aunque también se deja notar sobre aquellos que están entre los 33 y los 44 años (4 %), y es bastante más moderado para los colectivos más jóvenes.

En la mitad derecha del cuadro 3 se muestran los resultados de un ejercicio idéntico de microsimulación, pero utilizando en este caso un modelo estimado únicamente con los datos de la MCVL de hasta 2017 (excluyendo con ello de la estimación las subidas más recientes del SMI, de 2018 y 2019), y aplicado por tanto tan solo a la subida del SMI del 8 % que se produjo en 2017. Este ejercicio tiene interés, en comparación con el que incluye los datos de 2019, porque permite estudiar si se mantienen o no los efectos que se estimaban

31 Se han estimados ambos modelos sin restringir a que no se gane más de 1.300 euros, y los resultados sobre el empleo de los afectados también son negativos y significativos.

Cuadro 3

EFFECTOS DE LA SUBIDA DEL SALARIO MÍNIMO EN 2017 Y 2019 SOBRE LA PROBABILIDAD DE PERDER EL EMPLEO PARA LOS ASALARIADOS AFECTADOS

% y pp

	Impacto del SMI de 2019 (a)			Impacto del SMI de 2017 (b)		
	Afectados (%) (c)	Pérdida de empleo de los afectados		Afectados (%) (d)	Pérdida de empleo de los afectados	
		Modelo 1	Modelo 2		Modelo 1	Modelo 2
		Distancia al SMI	Indicador		Distancia al SMI	Indicador
(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	
Edad						
De 16 a 24 años	19,1	-2,2***	-1,9***	19,6	-1,6***	-1,9***
De 25 a 32 años	8,0	-2,0***	-0,7***	5,2	-0,4**	0,0
De 33 a 44 años	3,7	-1,9***	-4,0***	0,8	-6,4***	-6,7***
De 45 a 64 años	3,3	-3,0***	-5,4***	0,8	-7,9***	-9,1***
De 16 a 64 años	4,8	-2,3	-3,2	2,2	-2,6	-2,8

FUENTES: MCVL de la Dirección General de Ordenación de la Seguridad Social y Banco de España.

NOTA: Significatividad de los coeficientes correspondientes: *** al 99 %, ** al 95 %.

- a Microsimulación basada en la reestimación con datos de la MCVL de 2013-2019 siguiendo la metodología de Galán y Puente (2015), para salarios inferiores a 1.300 euros, y tomando la estructura salarial de la MCVL de 2018. Estimando por separado cada grupo de edad. Variables de control incorporadas en la estimación, además de la distancia al SMI o el indicador de estar afectado por la subida del SMI: salario real, sexo, grupo de edad, nacionalidad española/extranjera, indicador de temporalidad, indicador de pluriafiliación, antigüedad en el puesto de trabajo, estructura del hogar (n.º de menores de 6 años, n.º de menores de entre 7 y 15, n.º de personas de entre 16 y 65, y n.º de personas de 65 años o más), año y mes.
- b Lo mismo que en (a) pero estimando el modelo con datos de 2013-2017, y usando la información de 2016 para la microsimulación. Se ha impuesto efecto nulo en el modelo 2 (con indicador) para el grupo de edad de entre 25 y 32 años por no ser significativo el coeficiente correspondiente.
- c Entre los trabajadores a jornada y mes completo del régimen general, aquellos que cobran menos que el SMI de 2019 en 2018.
- d Entre los trabajadores a jornada y mes completo del régimen general, aquellos que cobran menos que el SMI de 2017 en 2016.

con una subida menor del SMI una vez se analiza la subida más pronunciada de 2019. Como puede observarse, el número de afectados fue mucho menor en aquella ocasión, y alcanzó solamente al 2,2 % de los trabajadores. En particular, el número de trabajadores afectados de más edad en 2017 era mucho más reducido. En cuanto a las probabilidades individuales de perder el empleo de los afectados de entre 16 y 64 años, el efecto medio sin distinguir por edad es de cuantía similar en ambas subidas del SMI. Este hecho es, en principio, un tanto sorprendente, dado que la subida de 2019 es mucho mayor que la de 2017 y, por tanto, cabría esperar impactos más que proporcionales cuanto mayor sea el incremento del SMI, al estar el nuevo mínimo más alejado de los salarios que cobraban los trabajadores con anterioridad a la subida. Existe literatura económica que indica que los efectos del SMI varían con el nivel del salario mínimo en relación con el salario mediano, concretamente que son reducidos hasta un 60 % y que se evidencian no linealidades a partir de ese número. En este sentido, sería posible que incluso con la subida de 2019 no se hubiera alcanzado un nivel de salario mínimo en relación con el salario mediano lo suficientemente elevado como para evidenciar una no linealidad³².

32 Existe literatura reciente para Estados Unidos que encuentra efectos pequeños para índices de Kaitz (SMI sobre salario mediano) por debajo del 60 % y más altos para valores del índice por encima de esa ratio [Manning (2021)]. En el caso de España, el índice de Kaitz, como ratio del SMI sobre la mediana de los ingresos salariales anuales, habría pasado al 63 % en 2019, desde el 49 % de 2017.

Este comportamiento medio esconde importantes diferencias por grupos de edad. Así, quienes en 2016 eran mayores de 33 años y tenían salarios inferiores al SMI de 2017 se enfrentaron a una probabilidad mucho mayor de perder el empleo que los trabajadores del mismo grupo de edad afectados por la subida del SMI de 2019. El efecto contrario se produjo entre los más jóvenes, que en el alza de 2017 vieron mermadas sus posibilidades de mantener el empleo de forma algo más leve que en la subida de 2019. Estos cambios en la respuesta del empleo por edades ponen de manifiesto la dificultad de estimar *ex ante* el efecto de una subida del SMI como la acontecida en 2019 a partir de las experiencias del pasado, de cuantía mucho menor y con información desactualizada de los posibles afectados.

En resumen, la información microeconómica más actual apunta a un incremento limitado de entre 2 pp y 3 pp en la probabilidad de perder el empleo de los trabajadores directamente afectados por la subida del SMI de 2019, en un colectivo relativamente apegado al mercado laboral, como los trabajadores del régimen general que han trabajado un mes a tiempo completo. Teniendo en cuenta que el SMI aumentó entre 2018 y 2019 un 22 %, la respuesta de la pérdida porcentual de empleos de este colectivo asociada a la subida porcentual del SMI (o elasticidad del empleo al SMI) se situaría entre $-0,1$ y $-0,15$. Esta magnitud está próxima a la mediana de los estudios con datos de Estados Unidos en diferentes períodos que compendian [Neumark y Shirley \(2021\)](#) en su reciente revisión de la literatura³³.

5.2 Efectos sobre otras situaciones laborales

Más allá de los efectos sobre el empleo, el salario mínimo puede afectar a otros márgenes laborales, siendo uno de los más importantes el número de horas trabajadas. En efecto, tras una subida del SMI, algunos puestos de trabajo pueden haber permanecido activos, pero con una reducción en las horas trabajadas, por ejemplo, mediante el paso de un contrato a tiempo completo a uno a tiempo parcial. Esto puede ser especialmente relevante en sectores como la hostelería o el comercio, en los que la productividad de las horas del trabajador varía mucho a lo largo de los días, e incluso dentro del día, dependiendo del propio ritmo de la actividad comercial. En estos casos, la empresa ha podido decidir mantener el puesto de trabajo, pero solo en las horas más productivas o reduciendo los horarios de apertura, por ejemplo. El resultado en estos casos sería una caída en las horas trabajadas, y no en el empleo. Asimismo, es posible que haya empresas que decidan externalizar algunos servicios que tenían interiorizados en sus estructuras para reducir sus costes de cotización a la Seguridad Social, lo que favorecería el autoempleo, bastante extendido en España [véase [García Perea y Román \(2019\)](#)]. Por ello, en este epígrafe se estudian, de forma empírica, ambos márgenes (reducción de horas y externalización), además de la transición hacia el paro o la inactividad.

Para analizar estas transiciones, se parte de una muestra y de un esquema muy similares a los empleados en el anterior estudio microeconómico de pérdida de empleo.

³³ Como ya se ha mencionado anteriormente, el trabajo de [Neumark y Shirley \(2021\)](#) presenta elasticidades medias de $-0,14$ para diferentes definiciones de afectados y $-0,27$ para aquellos colectivos cercanos al SMI.

Los afectados por subidas del SMI se identifican de igual forma: aquellos trabajadores a tiempo y mes completo que, en un año dado, cobran un salario inferior al SMI vigente el 1 de enero siguiente. Pero en este caso, en vez de limitar el análisis a la probabilidad de estar trabajando al año siguiente, se amplía el rango de posibles situaciones. Así, se consideran cuatro posibles situaciones doce meses después de la subida: permanecer trabajando por cuenta ajena a jornada completa; permanecer trabajando por cuenta ajena, pero a tiempo parcial; trabajar por cuenta propia, y, finalmente, no trabajar. El resultado de las estimaciones para los afectados se presenta en el cuadro 4³⁴.

Como puede observarse, para todos los grupos de edad, e independientemente del modelo utilizado, la probabilidad de mantenerse trabajando por cuenta ajena a tiempo completo disminuye entre los afectados por la subida del SMI de 2019 (columna 2). En concreto, la probabilidad de mantenerse en este estado disminuye entre 0,96 pp y 6,01 pp, dependiendo del modelo y del grupo de edad considerado. Al igual que sucedía con el análisis anterior, este efecto es máximo para los trabajadores mayores de 45 años.

Para estos trabajadores que no mantienen su estatus de tiempo completo por cuenta ajena, hay tres posibilidades, representadas en las restantes columnas del cuadro: no trabajar (columna 1); seguir trabajando por cuenta ajena, pero a tiempo parcial (columna 3), o trabajar por cuenta propia (columna 4). En el caso de los mayores de 33 años, la mayoría de ellos pasan a situación de paro o inactividad, como puede verse, por ejemplo, en el grupo de 33-44 años del modelo 2: para este grupo, se reduce la probabilidad de estar trabajando por cuenta ajena a tiempo completo en 2,88 pp, magnitud que se debe en casi su totalidad al aumento de la probabilidad de pasar a una situación de paro o inactividad (2,83 pp). Esto confirma que, para estos grupos de edad, el principal efecto del SMI se produce a través de la pérdida de empleo. Por el contrario, para los menores de 33 años también se detecta un importante y significativo incremento en la probabilidad de pasar de tiempo completo a tiempo parcial, siendo la magnitud de este efecto relativamente similar a la del paso a desempleo o inactividad. Por ejemplo, en el mismo modelo 2, si nos centramos en los jóvenes de entre 16 y 24 años, se reduce la probabilidad de que estén trabajando por cuenta ajena a tiempo completo en 2,04 pp, mientras que se incrementa 1,02 pp la probabilidad de que pasen a trabajar a tiempo parcial (1,02 pp) y en 0,9 pp la probabilidad de que pasen a desempleo o inactividad.

Las columnas 5 a 8 repiten el ejercicio, pero aplicado a la subida de 2017. Al igual que sucedía en el modelo del epígrafe 5.1, las probabilidades de seguir trabajando a tiempo completo eran en general menores, especialmente en el modelo 1. La mayor parte de esa diferencia viene explicada por una mayor probabilidad de acabar en situación de paro.

34 El modelo está estimado con datos tomados desde 2013, pero los efectos presentados en el cuadro son los atribuibles solo a la reciente subida del año 2019 (junto con la de 2017, a efectos de comparación). Además de la variable de afectación por el SMI (la brecha entre el salario y el SMI del año siguiente, o el indicador de si esa brecha existe), se tienen en cuenta otras variables: edad, sexo, nacionalidad (española o no), tipo de contrato (temporal o no), pluriempleo, antigüedad en el puesto de trabajo, estructura del hogar y salario (interaccionado con la edad). En cuanto a las situaciones de permanecer trabajando por cuenta ajena a jornada completa o a tiempo parcial, se consideran tanto las situaciones en las que ha habido un cambio de empresa como aquellas en las que no lo ha habido.

Cuadro 4

EFFECTO DE LA SUBIDA DEL SALARIO MÍNIMO EN 2019 Y 2017 SOBRE LAS PROBABILIDADES DE CAMBIAR DE SITUACIÓN LABORAL PARA LOS ASALARIADOS AFECTADOS

pp

	Impacto del SMI de 2019 (a)				Impacto del SMI de 2017 (b)			
	Está en paro	Sigue trab. a jornada compl. por cta. ajena	Trabaja a jornada parcial por cta. ajena	Trabaja por cuenta propia	Está en paro	Sigue trab. a jornada compl. por cta. ajena	Trabaja a jornada parcial por cta. ajena	Trabaja por cuenta propia
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Modelo 1 (distancia al SMI) (c)								
Edad								
De 16 a 24 años	1,87***	-3,15***	1,33***	-0,04	0,25	-2,18***	1,56***	0,37***
De 25 a 32 años	1,94***	-3,20***	1,23***	0,03	0,05	-0,79***	0,74***	0,00
De 33 a 44 años	1,74***	-2,25***	0,48***	0,02	6,65***	-7,07***	0,20	0,21**
De 45 a 64 años	3,35***	-4,25***	0,72***	0,19***	8,82***	-9,11***	-0,13	0,42***
De 16 a 64 años	2,29***	-3,21***	0,85***	0,07**	4,91***	-5,73***	0,54***	0,28***
Modelo 2 (indicador)								
Edad								
De 16 a 24 años	0,90***	-2,04***	1,02***	0,12**	0,53***	-1,17***	0,36**	0,28***
De 25 a 32 años	0,22***	-0,96***	0,66***	0,08**	-0,81***	0,67***	0,13	0,02
De 33 a 44 años	2,83***	-2,88***	0,01	0,03	4,81***	-4,66***	-0,25**	0,10
De 45 a 64 años	5,23***	-6,01***	0,32***	0,45***	8,46***	-8,86***	-0,15	0,54***
De 16 a 64 años	2,58***	-3,17***	0,41***	0,18***	3,47***	-3,70***	0,00	0,22***

FUENTES: MCVL de la Dirección General de Ordenación de la Seguridad Social y Banco de España.

NOTA: Significatividad de los coeficientes correspondientes: *** al 99 %, ** al 95 %.

- a Efectos marginales del año 2018 del modelo correspondiente (con distancia al SMI o con indicador de estar afectado por la subida del SMI), del modelo mlogit multinomial estimado con datos de la MCVL de 2013-2019, para asalariados a jornada y mes completo, y con salarios inferiores a 1.300 euros. Variables de control incorporadas en la estimación, además de la distancia al SMI o el indicador de estar afectado por la subida del SMI (interaccionadas con el grupo de edad): salario real (interaccionado con el grupo de edad), sexo, grupo de edad, nacionalidad española/extranjera, indicador de temporalidad, indicador de pluriafiliación, antigüedad en el puesto de trabajo, estructura del hogar (n.º de menores de 6 años, n.º de menores de entre 7 y 15, n.º de personas de entre 16 y 65, y n.º de personas de 65 años o más), año y mes.
- b Efectos marginales del año 2016 del modelo correspondiente (con distancia al SMI o con indicador de estar afectado por la subida del SMI), del modelo mlogit multinomial estimado con datos de la MCVL de 2013-2017, para asalariados a jornada y mes completo, y con salarios inferiores a 1.300 euros.
- c Efectos marginales por grupos de edad correspondientes a la distancia media al SMI de cada grupo o del total del año correspondiente.

Finalmente, los efectos del SMI sobre la probabilidad de pasar al autoempleo son de una magnitud mucho menor, y en la mayoría de los casos no significativos, con la excepción de los mayores de 45 años en ambos años considerados, y de los menores de 24 solo en la subida de 2017. Pero, incluso en estos casos, el paso a una situación de trabajo por cuenta propia explica una parte muy pequeña de la disminución del empleo a tiempo completo por cuenta ajena.

5.3 Efectos sobre la probabilidad individual de encontrar empleo

En los ejercicios anteriores que analizan transiciones desde el empleo a tiempo completo, la identificación del colectivo de tratamiento, aun no estando exenta de problemas,

es relativamente sencilla, ya que es suficiente centrar el análisis en el conjunto de los trabajadores que cobran un salario por debajo del SMI del año siguiente. En el caso de los efectos sobre la creación de empleo, esta identificación individual de afectados se torna más complicada, ya que es necesario distinguir, de entre todos los parados, los que están dejando de encontrar empleos de bajos salarios porque estos no son ofertados debido a la subida del SMI.

La aproximación que se realiza a este problema en este epígrafe es la de acotar el grupo de tratamiento a un colectivo que, con bastante seguridad, podría estar afectado. En particular, se analiza la probabilidad de encontrar empleo de aquellos parados que tuvieron una relación laboral anterior en la que recibían un salario menor que el nuevo SMI. Lógicamente, esta aproximación es imperfecta, ya que desde ese último episodio de empleo han podido suceder muchas cosas que modifiquen su productividad y, por tanto, el valor de mercado de su trabajo, en una u otra dirección, como un aumento de la formación del trabajador o una depreciación de su capital humano. Asimismo, no se analiza el efecto del SMI sobre la creación del primer empleo, ya que, en el caso de nuevos entrantes, no se dispone de un salario anterior de referencia. Todas estas cuestiones hacen que la identificación de afectados sea necesariamente más imperfecta que en el caso de la estimación de los efectos sobre la pérdida de empleo.

Dados estos problemas, se han filtrado los datos de varias maneras. En primer lugar, se ha limitado la muestra a desempleados cuyo salario anterior a tiempo y mes completo era inferior a 1.300 euros. De esta forma, el grupo de control se restringe a desempleados que cobraron un salario anterior relativamente similar, aunque mayor. En segundo lugar, se han excluido de la muestra los desempleados cuyo último empleo a tiempo y mes completo tuvo lugar hace más de dos años, para tratar de minimizar los posibles sucesos que hayan podido afectar a la productividad del trabajador en períodos más largos en el desempleo.

La variable objetivo que se quiere estudiar es la probabilidad de encontrar un empleo doce meses después. Se incluyen otros controles, como tamaño del hogar, salario anterior en el nivel, indicadores de sexo, edad y cobro de prestaciones de desempleo, para intentar captar la heterogeneidad observable e inobservable que se esconde en las diferentes transiciones de los desempleados³⁵. Análogamente a los ejercicios anteriores, se ha estimado el efecto del SMI de dos maneras: teniendo en cuenta la distancia desde el anterior salario hasta el nuevo SMI, y mediante una variable indicador de afectación. Los resultados se muestran en el cuadro 5.

Como puede verse, y a pesar de la menor precisión en la identificación de afectados, se estiman efectos negativos significativos para los afectados sobre la probabilidad de encontrar un empleo. A diferencia de lo que ocurría con la pérdida de empleo, los efectos más perjudiciales se encuentran ahora entre los desempleados más jóvenes, en concreto,

35 Véase [Bentolila, García-Pérez y Jansen \(2018\)](#).

Cuadro 5

EFFECTOS DE LA SUBIDA DEL SALARIO MÍNIMO EN 2017 Y 2019 SOBRE LA PROBABILIDAD DE REINCORPORACIÓN AL EMPLEO DE PARADOS QUE LLEVAN MENOS DE DOS AÑOS SIN EMPLEO ASALARIADO

% y pp

	Impacto del SMI de 2019 (a)			Impacto del SMI de 2017 (b)		
	Afectados (c) (%)	Creación de empleo de los afectados		Afectados (d) (%)	Creación de empleo de los afectados	
		Modelo 1 Distancia al SMI	Modelo 2 Indicador		Modelo 1 Distancia al SMI	Modelo 2 Indicador
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Edad						
De 16 a 24 años	44,7	-4,3***	-1,9***	41,2	-3,8***	-1,9***
De 25 a 32 años	27,5	-1,9***	0,0	19,8	-1,0***	0,0
De 33 a 44 años	15,8	-2,4***	-1,9***	6,4	-2,7***	-2,0***
De 45 a 64 años	14,7	-1,7***	-1,2***	6,1	-1,9***	-1,5***
De 16 a 64 años	21,9	-2,7	-1,2	13,5	-2,4	-1,2

FUENTES: MCVL de la Dirección General de Ordenación de la Seguridad Social y Banco de España.

NOTA: Significatividad de los coeficientes correspondientes: *** al 99 %, ** al 95 %.

- a Microsimulación basada en la estimación con datos de la MCVL de 2000-2019 de un modelo logit de reincorporación al empleo asalariado para parados que tuvieron hace menos de dos años un empleo asalariado a jornada y mes completo con un salario real inferior a 1.300 euros (y que no estaba por debajo del SMI vigente), partiendo de los datos de la MCVL de 2018. Estimando por separado cada grupo de edad. Variables de control incorporadas en la estimación, además de la distancia al SMI o el indicador de estar afectado por la subida del SMI: último salario a jornada y mes completo, días trabajados por cuenta ajena en los últimos cinco años (en cuatro grupos), días trabajados por cuenta propia en los últimos cinco años (en cuatro grupos), indicador de cobro de prestación por desempleo, indicador de haber cotizado la última vez por el grupo 1 o 2 de cotización, sexo, nacionalidad española/extranjera, estructura del hogar (n.º de menores de 6 años, n.º de menores de entre 7 y 15 años, n.º de personas de entre 16 y 65, y n.º de personas de 65 años y más), año y mes. Se ha impuesto un efecto nulo en el modelo 2 (con indicador) para el grupo de entre 25 y 32 años, por no ser significativo el coeficiente correspondiente.
- b Lo mismo que en (a) pero estimando el modelo con datos de hasta 2017, y usando la información del año 2016 para la microsimulación.
- c Dentro del colectivo de parados de 2018 que hace menos de dos años tuvieron un empleo asalariado a jornada y mes completo, los que cobraron menos que el SMI aprobado para 2019.
- d Dentro del colectivo de parados de 2016 que hace menos de dos años tuvieron un empleo asalariado a jornada y mes completo, los que cobraron menos que el SMI aprobado para 2017.

entre los menores de 24 años³⁶. Concretamente, para las estimaciones del impacto del SMI de 2019, el modelo 1 estima una reducción en la creación de empleo de 4,3 pp para la población de entre 16 y 24 años y de 2,7 pp para la población de entre 16 y 64 años. Por otro lado, el modelo 2 estima una reducción en la creación de empleo de 1,9 pp para la población de entre 16 y 24 años y de 1,2 pp para la población de entre 16 y 64 años. Además, este es el grupo que tiene más porcentaje de desempleados afectados por el SMI (hasta un 44,7 % de ellos tuvieron un último salario inferior). La comparación con la subida del SMI de 2017, más allá del distinto número de afectados, arroja resultados muy similares en las probabilidades individuales de encontrar empleo, como ocurría con la destrucción.

³⁶ Nótese que se obtiene este resultado a pesar de que el análisis no tiene en cuenta nuevos entrantes al mercado de trabajo, que serán especialmente numerosos en ese grupo de edad.

6 Discusión de los resultados

Mediante diferentes enfoques, ese trabajo pretende contribuir al análisis del impacto en el empleo de la subida del SMI del 22 % decretada en España en 2019. El trabajo no entra, por tanto, en la evaluación global del SMI, ya que esta evaluación no se puede ceñir únicamente a la evolución del empleo de la población afectada. En particular, pueden existir argumentos de equidad y de mejora en el nivel de vida de algunos trabajadores, que son relevantes a la hora de determinar el nivel del SMI y que no son objeto del análisis de este trabajo³⁷. Es evidente que las decisiones de subida del SMI deben reposar en un estudio detallado de muchas otras consideraciones, algunas de ellas complementarias al objeto de este artículo. Por ejemplo, se debería entender el impacto de esta medida en otros mecanismos de ajuste de las empresas que no han podido ser estudiados en el presente artículo por falta de datos, como el impacto en los precios y los márgenes empresariales, los pagos extrasalariales u otros atributos del puesto de trabajo, como la formación o la flexibilidad horaria.

Del análisis aquí realizado se desprende que, tras la subida del SMI, la cifra de las relaciones laborales retribuidas por debajo de los 1.250 euros mensuales experimentó una moderación inmediata en el diferencial entre su tasa de crecimiento y la de un colectivo que percibía una remuneración algo mayor con anterioridad a esa fecha. Además, esa caída del citado diferencial se fue agravando a lo largo de 2019.

La estimación del impacto del incremento del SMI en el empleo para el episodio analizado en España sería consistente con una pérdida de empleo neta de los trabajadores directamente afectados de entre 6 pp y 11 pp, lo que equivaldría en este caso a un impacto en el empleo asalariado total de entre 0,6 pp y 1,1 pp. Esto supone una elasticidad del empleo de los afectados al incremento del SMI de entre -0,3 y -0,5, lo que implica que, por cada punto porcentual de subida del SMI, se produce un menor crecimiento del empleo de los trabajadores directamente afectados de entre 0,3 pp y 0,5 pp³⁸.

Este efecto podría estar reflejando la operativa de dos canales diferentes. En primer lugar, podría ser que los trabajadores con menor salario perdieran el trabajo con mayor probabilidad que lo habitual tras la subida del SMI. En segundo lugar, y aunque no hubiera habido cambios en los despidos, la creación de empleo a esos niveles salariales se podría haber visto reducida sin haber sido compensada con nuevos puestos de trabajo a salarios algo superiores. La estimación de estos efectos para colectivos particulares a partir de datos individuales indicaría que ambos márgenes habrían podido contribuir a la destrucción neta de contratos observada.

Los resultados de otros trabajos que utilizan datos similares para Estados Unidos o Alemania³⁹ sugieren que la caída del empleo en España se debe, sobre todo, al hecho de

³⁷ Véase, por ejemplo, [Lee y Saez \(2012\)](#).

³⁸ Como los afectados suponían un 10% del empleo total asalariado, de manera automática se hacen las mismas cuentas para el empleo total asariado. Concretamente, cada punto porcentual de subida del SMI ofrecería un menor crecimiento del empleo asalariado de entre 0,03 pp y 0,05 pp.

³⁹ [Cengiz et al. \(2021\)](#) para Estados Unidos y [Dustmann et al. \(2020\)](#) para Alemania.

que el menor crecimiento de contratos con salarios por debajo del nuevo SMI no ha sido compensado totalmente por una subida similar de contratos en referencias algo superiores al nuevo SMI. Sobre esto hay que tener en cuenta que, desde la crisis financiera iniciada en 2008, la creación de empleo en España, en especial de trabajos de poca cualificación, ha estado rezagada respecto a los niveles que se observaban precrisis, y la participación en el mercado laboral de los jóvenes ha estado mermada por un alargamiento de su período de formación.

En la literatura, una estrategia popular de identificación del efecto del incremento del SMI sobre el empleo de los afectados parte de una comparación entre los desarrollos del colectivo que cobra exactamente el SMI y otro cuya retribución se sitúa algo por encima de ese nivel. Sin embargo, podría suceder que los colectivos con una mayor incidencia del SMI fueran colectivos menos apegados al mercado de trabajo y por tanto se caracterizaran por una participación mucho más volátil que la de colectivos que cobren salarios algo más elevados, y que esto supusiera un riesgo al alza para las estimaciones. El recuadro 1 muestra este problema de identificación a partir de una estrategia adicional aplicada al sector de la hostelería. Concretamente, se explotan similitudes en el comportamiento laboral de trabajadores de un mismo sector cuyo salario se sitúa en el mínimo del convenio regional y aquellos trabajadores afectados por la subida del SMI, para concluir que la forma de seleccionar los controles habituales basados en comparar los trabajadores afectados por el incremento del SMI con aquellos trabajadores que se sitúan justo por encima del salario mínimo no tendría por qué ser adecuada, dado que las características de estos trabajadores podrían ser muy distintas y no se comportan de forma similar incluso antes del cambio en el salario mínimo.

A pesar de los diferentes enfoques que se han seguido en el documento, y de las lógicas limitaciones de cada uno de ellos, los resultados obtenidos en los epígrafes 4 y 5 y en el recuadro 1 revelan una notable coherencia entre sí. Así, la estimación del impacto del incremento del SMI en el empleo presentada en el epígrafe 4, que incorpora creación y destrucción de puestos de trabajo, ofrecería una pérdida de empleo neto asalariado del colectivo afectado de entre 6 pp y 11 pp a finales del año 2019. Por otro lado, el análisis individual centrado únicamente en la pérdida de empleo de los trabajadores a tiempo completo durante 30 días al mes del epígrafe 5 estimaría un impacto de la subida del SMI en la pérdida de empleo de entre 2 pp y 3 pp. Finalmente, el análisis individual de pérdida de empleo en términos de jornada equivalente (por tanto, incluyendo la reducción de días y horas trabajados) de los trabajadores de la hostelería que se presenta en el recuadro ofrece un impacto de 4 pp.

En el artículo se muestran además algunas estimaciones del impacto de la subida del SMI sobre otros márgenes que son particularmente difíciles de identificar a partir de los datos disponibles. En particular, se estima que los jóvenes que trabajaban a tiempo completo durante 30 días podrían haber sufrido una caída de sus horas trabajadas tras la subida del SMI. Asimismo, para aquellos parados que, con anterioridad a la subida de 2019, habían tenido un empleo cobrando el SMI, se estima una reducción de la probabilidad de obtener un empleo.

Por último, nótese que el análisis del impacto del SMI se podría beneficiar en gran medida de la utilización de los microdatos del universo de registros de la Seguridad Social. La disponibilidad de estos datos contribuiría a añadir mayor robustez a las estimaciones, que así, además, podrían reflejar mejor la heterogeneidad en el posible impacto del incremento del SMI (por sector, variables sociodemográficas o región). Si asimismo se añadiera información de convenios colectivos y resultados empresariales, se podría ampliar el análisis del recuadro sobre la hostelería a otros sectores, y explorar los efectos sobre variables como la supervivencia de las compañías, la productividad, las ventas o los márgenes, que no pueden abordarse satisfactoriamente con los datos disponibles actualmente.

Recuadro 1

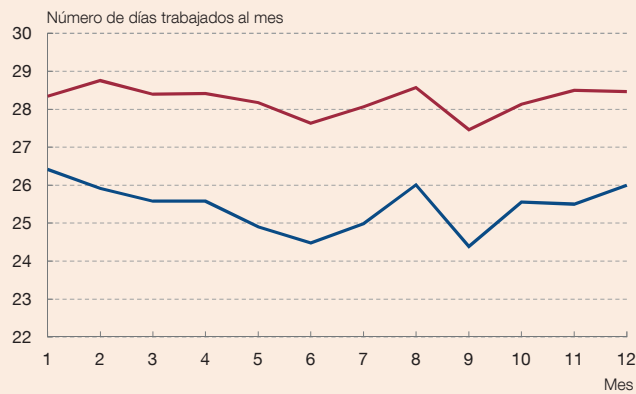
ALGUNAS REFLEXIONES A PARTIR DE DATOS DE LA HOSTELERÍA SOBRE LAS ESTRATEGIAS DE IDENTIFICACIÓN DE EFECTOS CAUSALES DEL SALARIO MÍNIMO INTERPROFESIONAL EN LA LITERATURA

Este recuadro analiza críticamente la estrategia ampliamente utilizada en la literatura de identificación del efecto causal del incremento del salario mínimo interprofesional (SMI) en el empleo a partir de la comparación de trabajadores con salarios «justo por debajo» del nuevo SMI con los trabajadores con salarios «justo por encima»¹. A partir de datos del sector de la hostelería de entre 2005 y 2019 se muestra que los trabajadores de uno de estos grupos no tienen por qué ser estrictamente comparables con los del otro.

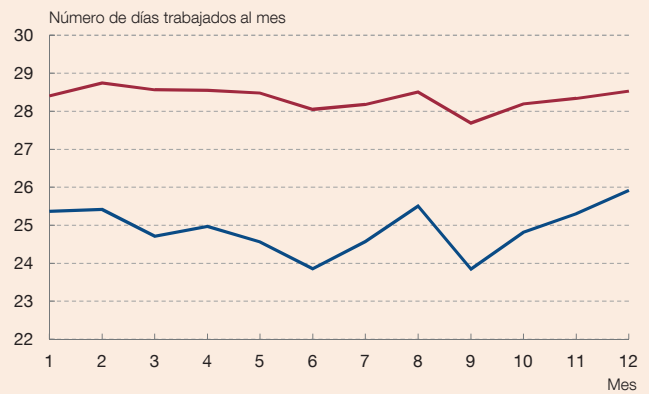
Los trabajadores de la hostelería cuyo salario en un año dado está por debajo del SMI del año siguiente trabajaron en el año anterior a la subida aproximadamente un 10 % menos de días que aquellos cuyo salario está ligeramente por encima del SMI del año siguiente (en este caso, hasta 300 euros por encima respecto al salario mínimo de cada año) —véase el gráfico 1—. Por otra parte, en el período considerado este último grupo de trabajadores tenía una probabilidad de trabajar a tiempo parcial entre 20 pp y 30 pp inferior

Gráfico 1
DÍAS TRABAJADOS EN CADA MES ANTES DE LA SUBIDA DEL SALARIO MÍNIMO INTERPROFESIONAL (SMI), AFECTADOS POR EL AUMENTO DEL SMI, VS. TRABAJADORES QUE GANABAN ANTES DE LA SUBIDA UN SALARIO ENTRE EL SMI Y EL SMI + 300 EUROS (a)

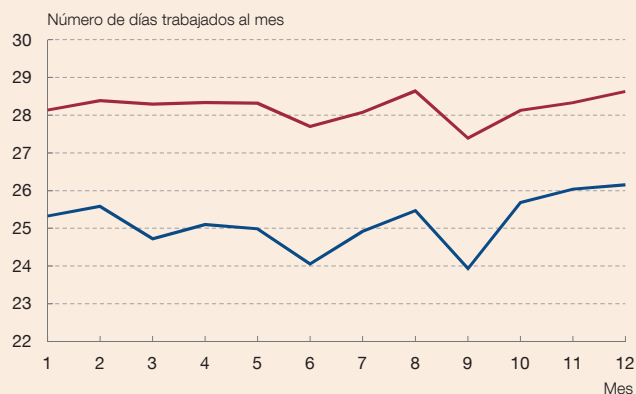
1 AÑO ANTERIOR A LA SUBIDA DEL SMI DE 2005



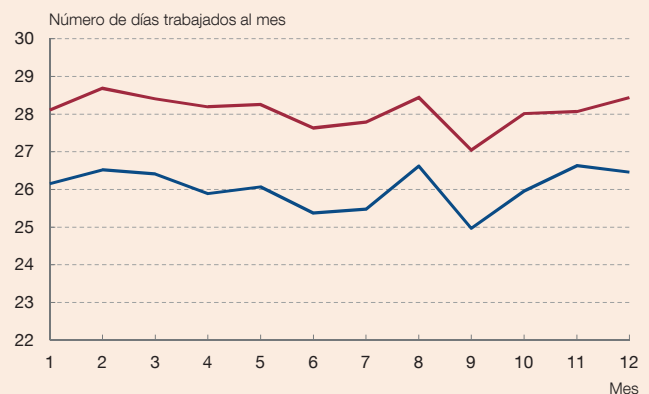
2 AÑO ANTERIOR A LA SUBIDA DEL SMI DE 2007



3 AÑO ANTERIOR A LA SUBIDA DEL SMI DE 2008



4 AÑO ANTERIOR A LA SUBIDA DEL SMI DE 2009



— AFECTADOS — GRUPO DE CONTROL

FUENTE: Banco de España. Elaboración propia con datos de la MCVL (extracción de 2015).

a Relaciones laborales en alojamiento y comida y bebidas (grupos 55 y 56 de la CNAE-2009). Las bandas salariales se definen según su equivalente a tiempo completo.

1 Basado en C. Barceló y E. Villanueva (2021), «Comparing comparables. Minimum wage impacts using binding collective contracts as controls», mimeo, Banco de España.

ALGUNAS REFLEXIONES A PARTIR DE DATOS DE LA HOSTELERÍA SOBRE LAS ESTRATEGIAS DE IDENTIFICACIÓN DE EFECTOS CAUSALES DEL SALARIO MÍNIMO INTERPROFESIONAL EN LA LITERATURA (cont.)

a la de los trabajadores afectados por una subida del salario mínimo —véase el gráfico 2—. En este sentido, se podría argumentar que quienes cobraban por encima del SMI del año siguiente disfrutaban de mayor empleabilidad que los afectados por el SMI.

Una posible razón de esta discrepancia sería que el grupo de trabajadores con salarios más bajos está en el margen del mercado de trabajo. En este sentido, convendría identificar un grupo de referencia (o grupo de control) que trabajase un número similar de días a tiempo completo pero cuyo salario no se viera afectado de la misma manera por subidas del SMI. El sistema de negociación colectiva en España permite identificar un colectivo de estas características. En particular, los trabajadores cuya base salarial mensual está por encima del SMI, pero cercana a la tarifa mínima estipulada en su convenio colectivo para su provincia y grupo de cotización, podrían formar un grupo de control más adecuado. Concretamente, es un colectivo cuyo salario está limitado a la baja por el convenio, pero cuya remuneración no se ve directamente afectada por un cambio en el SMI.

Enlazando las tarifas salariales establecidas en los convenios colectivos provinciales del sector de hostelería (códigos CNAE 55 y 56) con los datos de la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL), se observa que entre 2005 y 2009 la evolución de los días trabajados de este grupo de control se pareció más a la de los afectados por la subida del SMI (véase gráfico 3) que la del grupo

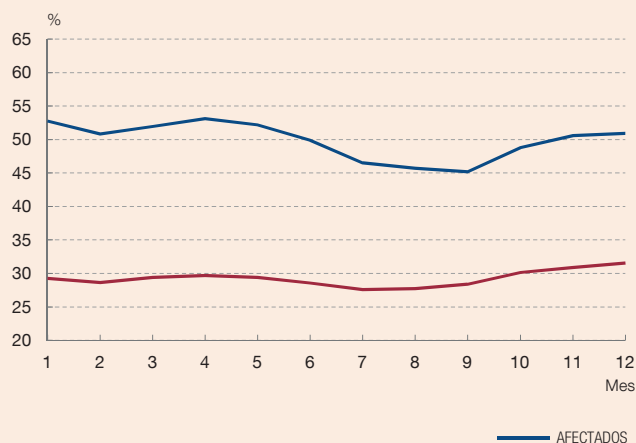
de trabajadores que cobran por encima del SMI (véanse gráficos 1 y 2), lo que, en principio, lo convierte en un grupo de referencia adecuado. Esta disparidad en la evolución del empleo previo a la subida sugiere que el empleo de los afectados por el SMI y el de quienes cobran «algo más» depende de factores distintos, y que su evolución puede diferir aun en una situación en la que el SMI permanece constante.

Así, es interesante evaluar el efecto de la subida del SMI de 2019 sobre el empleo en el sector de la hostelería utilizando dos grupos de control: el grupo habitualmente utilizado y el que tiene salarios próximos a la tarifa salarial de convenio. Como sucedió también en el caso de las subidas que se produjeron entre 2004 y 2009, los trabajadores que cobraban salarios cercanos a la tarifa de convenio trabajaron cada mes de 2018 un número de días equivalentes a tiempo completo muy similar al de los afectados por el alza del SMI de 2019 (solo 0,03 meses más de media) (véase gráfico 4). Por tanto, es de esperar que cualquier cambio en el entorno económico, aparte de la subida del SMI, afecte de manera similar a ambos grupos.

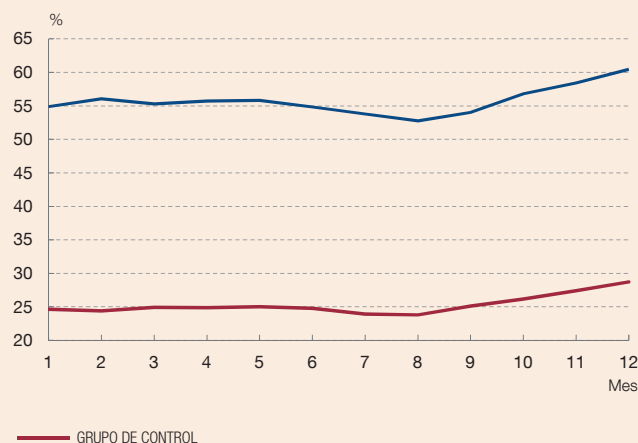
En el gráfico 4 se estiman los impactos con el grupo de control habitual y esta nueva fuente de identificación. A lo largo de 2019, el grupo de trabajadores con salarios cercanos a los mínimos del convenio colectivo trabajó 7,2 meses equivalentes a tiempo completo, 4% más que los 6,9 meses de los afectados por la

Gráfico 2
 PROPORCIÓN DE TRABAJADORES A TIEMPO PARCIAL ANTES DE LA SUBIDA DEL SALARIO MÍNIMO INTERPROFESIONAL (SMI). TRABAJADORES AFECTADOS POR EL AUMENTO DEL SMI VS. TRABAJADORES QUE GANABAN ANTES DE LA SUBIDA UN SALARIO ENTRE EL SMI Y EL SMI + 300 EUROS (a)

1 AÑO ANTERIOR A LA SUBIDA DEL SMI DE 2005



2 AÑO ANTERIOR A LA SUBIDA DEL SMI DE 2007



FUENTE: Banco de España. Elaboración propia con datos de la MCVL.

a Relaciones laborales en alojamiento y comida y bebidas (grupos 55 y 56 de la CNAE-2009). Las bandas salariales se definen según su equivalente a tiempo completo.

ALGUNAS REFLEXIONES A PARTIR DE DATOS DE LA HOSTELERÍA SOBRE LAS ESTRATEGIAS DE IDENTIFICACIÓN DE EFECTOS CAUSALES DEL SALARIO MÍNIMO INTERPROFESIONAL EN LA LITERATURA (cont.)

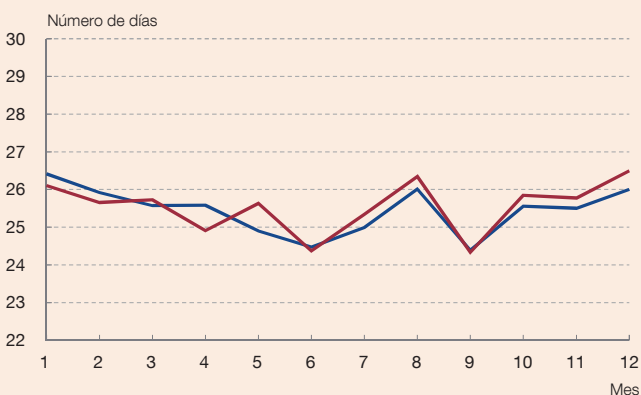
subida del SMI, lo que sugiere que hubo pérdidas de empleo a tiempo completo en este último colectivo². Teniendo en cuenta que el SMI aumentó entre 2018 y 2019 un 22%, la respuesta de la pérdida porcentual de empleos asociada a la subida porcentual del SMI (o elasticidad del empleo al SMI) fue del -0,18. Esta magnitud está próxima a la mediana de los estudios que analizan Neumark y Shirley en su reciente revisión de la literatura sobre el impacto de subidas del SMI en el empleo. Si, por el contrario, el ejercicio se hubiese realizado con los grupos de control utilizados

habitualmente en la literatura, esta elasticidad en la pérdida de empleo habría sido del -0,7, es decir, cuatro veces superior.

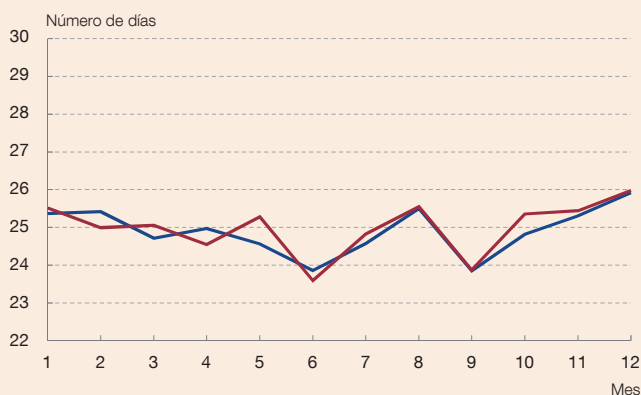
Finalmente, cabe señalar que la comparación entre los resultados de este recuadro y los de pérdida de empleo del epígrafe 5 no es inmediata, por diferentes razones. En particular, el epígrafe 5 estima la destrucción de empleo asalariado de trabajadores que estuvieron empleados todo un mes con contrato a tiempo completo, mientras que este recuadro se enfoca en la pérdida de empleo asalariado

Gráfico 3
DÍAS TRABAJADOS EN CADA MES ANTES DE LA SUBIDA DEL SALARIO MÍNIMO INTERPROFESIONAL (SMI) POR TRABAJADORES AFECTADOS POR EL AUMENTO DEL SMI VS. POR TRABAJADORES CON COLCHÓN SALARIAL INFERIOR AL 30% CON RESPECTO A SU TARIFA EN CONVENIO COLECTIVO (a)

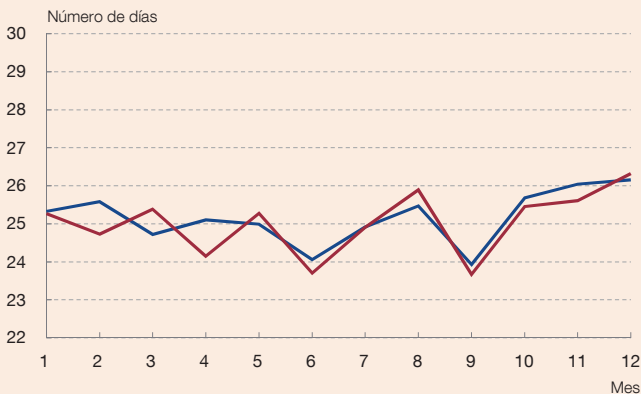
1 AÑO ANTERIOR A LA SUBIDA DEL SMI DE 2005



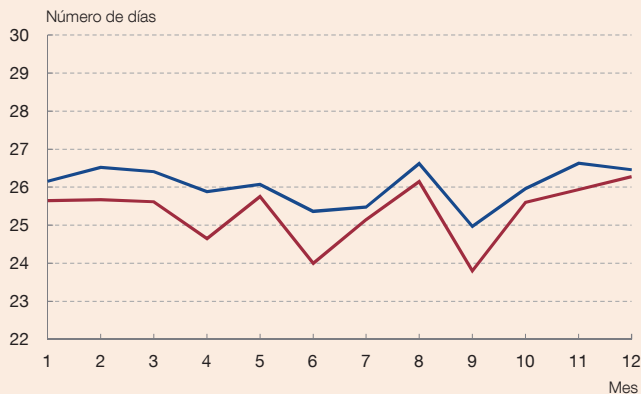
2 AÑO ANTERIOR A LA SUBIDA DEL SMI DE 2007



3 AÑO ANTERIOR A LA SUBIDA DEL SMI DE 2008



4 AÑO ANTERIOR A LA SUBIDA DEL SMI DE 2009



— AFECTADOS — GRUPO DE CONTROL BASADO EN CONVENIO COLECTIVO

FUENTE: Banco de España. Elaboración propia con datos de la MCVL (extracción de 2015).

a La tarifa mínima es la correspondiente a hoteles de dos estrellas o restaurantes de dos tenedores y varía según el grupo de cotización de la persona empleada.

2 La diferencia entre las dos evoluciones sería del 4%. La elasticidad del empleo ante subidas del SMI se calcula como la ratio entre la pérdida de empleo (4%) y la subida porcentual del SMI (22%).

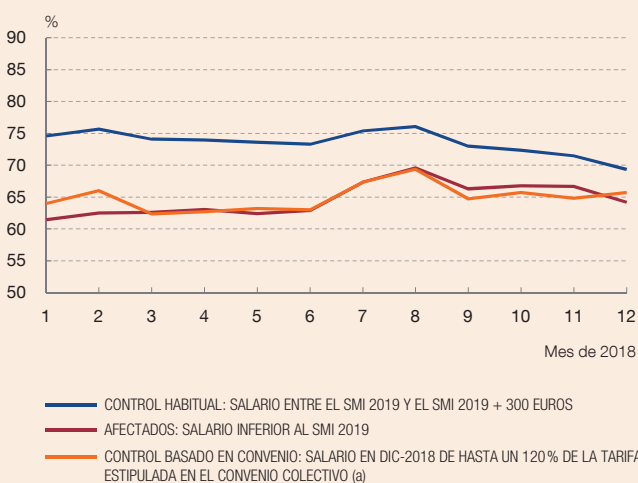
ALGUNAS REFLEXIONES A PARTIR DE DATOS DE LA HOSTELERÍA SOBRE LAS ESTRATEGIAS DE IDENTIFICACIÓN DE EFECTOS CAUSALES DEL SALARIO MÍNIMO INTERPROFESIONAL EN LA LITERATURA (cont.)

en tiempo equivalente en la hostelería. Así, el recuadro incorpora el impacto sobre el número de horas trabajadas además de sobre la pérdida de empleo. En este sentido, es esperable que el recuadro estime un impacto ligeramente superior (4 pp) al estimado en el epígrafe 5 (entre 2 pp y 3 pp). En cualquier caso, el análisis expuesto en este recuadro pone de manifiesto la importancia de los criterios con que se seleccionan los grupos de tratamiento y de control, a fin

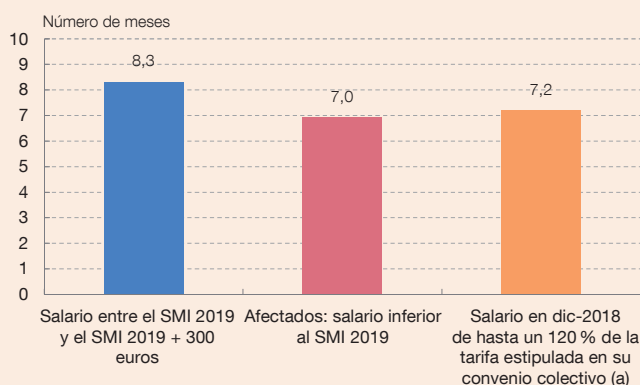
de que sus diferencias sean mínimas antes de la reforma. En este sentido, en el epígrafe 5 se minimizan estas diferencias restringiendo la muestra a personas que trabajan a tiempo completo durante 30 días al mes y controlando por sus características observables. Por su parte, en el epígrafe 4 se minimizan las diferencias seleccionando cuidadosamente un colectivo cuya evolución del empleo antes de la reforma es similar a la del colectivo de afectados.

Gráfico 4
TRABAJO A JORNADA COMPLETA ANTES Y DESPUÉS DE LA SUBIDA DEL SALARIO MÍNIMO INTERPROFESIONAL DE 2019 POR LOS ASALARIADOS AFECTADOS Y DISTINTOS GRUPOS DE CONTROL

1 PROPORCIÓN DE DÍAS DENTRO DEL MES TRABAJADOS A JORNADA COMPLETA EN 2018



2 MESES TRABAJADOS A JORNADA COMPLETA EN 2019



FUENTE: Banco de España. Elaboración propia con datos de la MCVL.

a La tarifa mínima es la estipulada en convenio provincial/autonómico para hoteles de dos estrellas o restaurantes de dos tenedores y varía según el grupo de cotización de la persona empleada

Bibliografía

- Aaronson, D. (2001). «Price Pass-Through and the Minimum Wage», *Review of Economics and Statistics*, 83 (1), pp. 158-69.
- Aaronson, D., S. Agarwal y E. French (2012). «The Spending and Debt Response to Minimum Wage Hikes», *American Economic Review*, vol. 102, n.º 7, pp. 3111-3139.
- AlReF (2018). *Informe sobre las líneas fundamentales de los presupuestos de las Administraciones Públicas 2019*, Informe 45/2018.
- AlReF (2020). «Impacto sobre el empleo de la subida del Salario Mínimo Interprofesional a 900 € mensuales», julio.
- Anghel, B., H. Basso, O. Bover, J. M. Casado, L. Hospido, M. Izquierdo, I. A. Kataryniuk, A. Lacuesta, J. M. Montero y E. Vozmediano (2018). «Income, consumption and wealth inequality in Spain», *SERIEs* 9, pp. 351-387.
- Autor, D., A. Manning y C. L. Smith (2016). «The Contribution of the Minimum Wage to US Wage Inequality over Three Decades: A Reassessment», *American Economic Journal: Applied Economics*, vol. 8 (1), pp. 58-99.
- Banco de España (2017). «Los efectos sobre el empleo y los salarios de la reciente subida del salario mínimo», recuadro 5 del «Informe Trimestral de la Economía Española», *Boletín Económico*, 1/2017, Banco de España, pp. 19-21.
- Banco de España (2020). «Retos para la economía española ante el escenario pos-COVID-19», capítulo 5 del *Informe Anual 2019*, Banco de España.
- Barceló, C., y E. Villanueva. (2021). «Comparing comparables? Minimum wage impacts using binding collective contracts as controls», mimeo, Banco de España.
- Belman, D., y P. J. Wolfson (2014). «What Does the Minimum Wage Do?», Kalamazoo, MI, W. E. Upjohn Institute for Employment Research.
- Bentolila, S., J. I. García-Pérez y M. Jansen (2018). «Los problemas del mercado de trabajo y las reformas pendientes», *Papeles de Economía Española*, vol. 156.
- Brown, C. (1988). «Minimum Wage Laws: Are They Overrated?», *Journal of Economic Perspectives*, vol. 2, n.º 3, pp. 133-145.
- Cengiz, D., A. Dube, A. Lindner y B. Zipperer (2019). «The Effect of Minimum Wages on Low-Wage Jobs», *Quarterly Journal of Economics*, 134 (3), pp. 1405-1454.
- Comisión Europea (2020). «Proposal for a Directive of the European Parliament and of the Council on adequate minimum wages in the European Union», 2020/0310 (COD).
- Comisiones Obreras (2019). «La subida del salario mínimo en 2019: Una visión territorial y por federaciones de CCOO», *Informe del Gabinete Económico de CCOO*, junio.
- Domenech, R. (2019). «Is a higher minimum wage good or bad?», *La Voz de Galicia*, 11 de febrero.
- Dube, A. (2019). «Minimum Wages and the Distribution of Family Incomes», *American Economic Journal: Applied Economics*, 11 (4), pp. 268-304.
- Dube, A., y A. Lindner. (2021). «City Limits: What do local-area minimum wages do?», *Journal of Economic Perspectives*, 35(1), pp. 27-50.
- Dustmann, C., A. Lindner, U. Schönberg, M. Umkehrer y P. Vom Berge (2020). *Reallocation Effects of the Minimum Wage*, CREAM Discussion Paper n.º 07/20, Centre for Research and Analysis of Migration, University College London.
- Galán, S., y S. Puente. (2015). «Minimum Wages: Do They Really Hurt Young People?», *BE Journal of Economic Analysis & Policy*, vol. 15, n.º 1, pp. 299-328.
- García Perea, P., y C. Román (2019). «Caracterización del empleo no asalariado en España desde una perspectiva europea», Artículo Analítico, *Boletín Económico*, 2/2019, Banco de España.
- Harasztosi, P., y A. Lindner. (2019). «Who Pays for the Minimum Wage?», *American Economic Review*, 109(8), pp. 2693-2727.
- Hill, H., y J. Romich (2017). «How Will Higher Minimum Wages Affect Family Life and Children's Well-Being?», *Child Development Perspectives*, vol. 12, n.º 2, pp. 109-114.
- Lacuesta, A., M. Izquierdo y S. Puente (2019). *Un análisis del impacto de la subida del salario mínimo interprofesional en 2017 sobre la probabilidad de perder el empleo*, Documentos Ocasionales, n.º 1902, Banco de España.
- Lee, D., y E. Saez. (2012). «Optimal minimum wage policy in competitive labour markets», *Journal of Public Economics*, vol. 96 (9-10), pp. 739-749.
- Manning, A. (2021). «The Elusive Employment Effect of the Minimum Wage», *Journal of Economic Perspectives*, vol. 35, n.º 1, pp. 3-26.
- Meer, J., y J. West (2016). «Effects of the Minimum Wage on Employment Dynamics», *Journal of Human Resources*, vol. 51, pp. 500-522.

- Monrás, J. (2019). «Minimum Wages and Spatial Equilibrium: Theory and Evidence», *Journal of Labour Economics*, 37(3), pp. 853-904.
- Neumark, D., y P. Shirley (2021). *Myth or Measurement: What Does the New Minimum Wage Research Say about Minimum Wages and Job Loss in the United States?*, NBER WP 28388.
- Neumark, D., y W. L. Wascher (2008). *Minimum Wages*, Cambridge, MA, MIT Press.
- Organización Internacional del Trabajo (2012). «Boosting Jobs and Living Standards in G20 Countries: A Joint Report by the ILO, OECD, IMF and the World Bank», Ginebra.

PUBLICACIONES DEL BANCO DE ESPAÑA

DOCUMENTOS OCASIONALES

- 2001 ÁNGEL ESTRADA, LUIS GUIROLA, IVÁN KATARYNIUK y JAIME MARTÍNEZ-MARTÍN: The use of BVARs in the analysis of emerging economies.
- 2002 DAVID LÓPEZ-RODRÍGUEZ y M.^a DE LOS LLANOS MATEA: La intervención pública en el mercado del alquiler de vivienda: una revisión de la experiencia internacional. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2003 OMAR RACHEDI: Structural transformation in the Spanish economy.
- 2004 MIGUEL GARCÍA-POSADA, ÁLVARO MENÉNDEZ y MARISTELA MULINO: Determinants of investment in tangible and intangible fixed assets.
- 2005 JUAN AYUSO y CARLOS CONESA: Una introducción al debate actual sobre la moneda digital de banco central (CBDC). (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2006 PILAR CUADRADO, ENRIQUE MORAL-BENITO e IRUNE SOLERA: A sectoral anatomy of the Spanish productivity puzzle.
- 2007 SONSOLES GALLEGO, PILAR L'HOTELLERIE-FALLOIS y XAVIER SERRA: La efectividad de los programas del FMI en la última década.
- 2008 RUBÉN ORTUÑO, JOSÉ M. SÁNCHEZ, DIEGO ÁLVAREZ, MIGUEL LÓPEZ y FERNANDO LEÓN: Neurometrics applied to banknote and security features design.
- 2009 PABLO BURRIEL, PANAGIOTIS CHRONIS, MAXIMILIAN FREIER, SEBASTIAN HAUPTMEIER, LUKAS REISS, DAN STEGARESCU y STEFAN VAN PARYS: A fiscal capacity for the euro area: lessons from existing fiscal-federal systems.
- 2010 MIGUEL ÁNGEL LÓPEZ y M.^a DE LOS LLANOS MATEA: El sistema de tasación hipotecaria en España. Una comparación internacional.
- 2011 DIRECCIÓN GENERAL DE ECONOMÍA Y ESTADÍSTICA: La economía española en 2019. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2012 MARIO ALLOZA, MARIEN FERDINANDUSSE, PASCAL JACQUINOT y KATJA SCHMIDT: Fiscal expenditure spillovers in the euro area: an empirical and model-based assessment.
- 2013 DIRECCIÓN GENERAL DE ECONOMÍA Y ESTADÍSTICA: El mercado de la vivienda en España entre 2014 y 2019. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2014 ÓSCAR ARCE, IVÁN KATARYNIUK, PALOMA MARÍN y JAVIER J. PÉREZ: Reflexiones sobre el diseño de un Fondo de Recuperación europeo. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2015 MIGUEL OTERO IGLESIAS y ELENA VIDAL MUÑOZ: Las estrategias de internacionalización de las empresas chinas.
- 2016 EVA ORTEGA y CHIARA OSBAT: Exchange rate pass-through in the euro area and EU countries.
- 2017 ALICIA DE QUINTO, LAURA HOSPIDO y CARLOS SANZ: The child penalty in Spain.
- 2018 LUIS J. ÁLVAREZ y MÓNICA CORREA-LÓPEZ: Inflation expectations in euro area Phillips curves.
- 2019 LUCÍA CUADRO-SÁEZ, FERNANDO S. LÓPEZ-VICENTE, SUSANA PÁRRAGA RODRÍGUEZ y FRANCESCA VIANI: Medidas de política fiscal en respuesta a la crisis sanitaria en las principales economías del área del euro, Estados Unidos y Reino Unido. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2020 ROBERTO BLANCO, SERGIO MAYORDOMO, ÁLVARO MENÉNDEZ y MARISTELA MULINO: Las necesidades de liquidez y la solvencia de las empresas no financieras españolas tras la perturbación del Covid-19. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2021 MAR DELGADO-TÉLLEZ, IVÁN KATARYNIUK, FERNANDO LÓPEZ-VICENTE y JAVIER J. PÉREZ: Endeudamiento supranacional y necesidades de financiación en la Unión Europea. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2022 EDUARDO GUTIÉRREZ y ENRIQUE MORAL-BENITO: Medidas de contención, evolución del empleo y propagación del Covid-19 en los municipios españoles. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2023 PABLO HERNÁNDEZ DE COS: La economía española ante la crisis del Covid-19. Comparecencia ante la Comisión de Asuntos Económicos y Transformación Digital del Congreso de los Diputados, 18 de mayo de 2020. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2024 PABLO HERNÁNDEZ DE COS: Los principales retos de la economía española tras el Covid-19. Comparecencia en la Comisión para la Reconstrucción Social y Económica de España tras el Covid-19 / Congreso de los Diputados, el 23 de junio de 2020. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2025 ENRIQUE ESTEBAN GARCÍA-ESCUADERO y ELISA J. SÁNCHEZ PÉREZ: Los *swaps* de divisas entre bancos centrales. (Existe una versión en inglés con el mismo número).

- 2026 PABLO AGUILAR, ÓSCAR ARCE, SAMUEL HURTADO, JAIME MARTÍNEZ-MARTÍN, GALO NUÑO y CARLOS THOMAS: La respuesta de la política monetaria del Banco Central Europeo frente a la crisis del Covid-19. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2027 EDUARDO GUTIÉRREZ, ENRIQUE MORAL-BENITO y ROBERTO RAMOS: Tendencias recientes de la población en las áreas rurales y urbanas de España.
- 2028 ÁNGEL LUIS GÓMEZ: Efectos de los cambios en la composición del empleo sobre la evolución de los salarios en la zona del euro: un análisis con datos de panel. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2029 MIGUEL GARCÍA-POSADA GÓMEZ: Análisis de los procedimientos de insolvencia en España en el contexto de la crisis del Covid-19: los concursos de acreedores, los preconcursos y la moratoria concursal. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2030 ÁNGEL GÓMEZ-CARREÑO GARCÍA-MORENO: Juan Sebastián Elcano: 500 años de la Primera vuelta al mundo en los billetes del Banco de España. Historia y tecnología del billete.
- 2031 OLYMPIA BOVER, NATALIA FABRA, SANDRA GARCÍA-URIBE, AITOR LACUESTA y ROBERTO RAMOS: Firms and households during the pandemic: what do we learn from their electricity consumption?
- 2032 JÚLIA BRUNET, LUCÍA CUADRO-SÁEZ y JAVIER J. PÉREZ: Fondos públicos de contingencia para situaciones de emergencia: lecciones de la experiencia internacional. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2033 CRISTINA BARCELÓ, LAURA CRESPO, SANDRA GARCÍA-URIBE, CARLOS GENTO, MARINA GÓMEZ y ALICIA DE QUINTO: The Spanish Survey of Household Finances (EFF): description and methods of the 2017 wave.
- 2101 LUNA AZAHARA ROMO GONZÁLEZ: Una taxonomía de actividades sostenibles para Europa.
- 2102 FRUCTUOSO BORRALLO, SUSANA PÁRRAGA-RODRÍGUEZ y JAVIER J. PÉREZ: Los retos de la fiscalidad ante el envejecimiento: evidencia comparada de la Unión Europea, Estados Unidos y Japón. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2103 LUIS J. ÁLVAREZ, M.ª DOLORES GADEA y ANA GÓMEZ LOSCOS: La evolución cíclica de la economía española en el contexto europeo. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2104 PABLO HERNÁNDEZ DE COS: Proyecto de Presupuestos Generales del Estado para 2021. Comparecencia ante la Comisión de Presupuestos del Congreso de los Diputados, el 4 de noviembre de 2020. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2105 PABLO HERNÁNDEZ DE COS: La independencia de las autoridades y supervisores económicos. El caso del Banco de España. Comparecencia del gobernador del Banco de España ante la Comisión para la Auditoría de la Calidad Democrática / Congreso de los Diputados, el 22 de diciembre de 2020. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2106 PABLO HERNÁNDEZ DE COS: El sistema de pensiones en España: una actualización tras el impacto de la pandemia. Contribución del Banco de España a los trabajos de la Comisión de Seguimiento y Evaluación de los Acuerdos del Pacto de Toledo. 2 de septiembre de 2020. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2107 EDUARDO BANDRÉS, MARÍA-DOLORES GADEA y ANA GÓMEZ-LOSCOS: Datado y sincronía del ciclo regional en España. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2108 PABLO BURRIEL, VÍCTOR GONZÁLEZ-DÍEZ, JORGE MARTÍNEZ-PAGÉS y ENRIQUE MORAL-BENITO: Real-time analysis of the revisions to the structural position of public finances.
- 2109 CORINNA GHIRELLI, MARÍA GIL, SAMUEL HURTADO y ALBERTO URTASUN: Relación entre las medidas de contención de la pandemia, la movilidad y la actividad económica. (Existe una versión en inglés con el mismo número).
- 2110 DMITRY KHAMETSHIN: High-yield bond markets during the COVID-19 crisis: the role of monetary policy.
- 2111 IRMA ALONSO y LUIS MOLINA: A GPS navigator to monitor risks in emerging economies: the vulnerability dashboard.
- 2112 JOSÉ MANUEL CARBÓ y ESTHER DIEZ GARCÍA: El interés por la innovación financiera en España. Un análisis con Google Trends.
- 2113 CRISTINA BARCELÓ, MARIO IZQUIERDO, AITOR LACUESTA, SERGIO PUENTE, ANA REGIL y ERNESTO VILLANUEVA: Los efectos del salario mínimo interprofesional en el empleo: nueva evidencia para España.