

PAPELES DE TRABAJO

13/2022

La subida del salario mínimo de 2019 en España:
una evaluación del impacto sobre la permanencia en el
empleo con registros administrativos

JOSÉ M. ARRANZ

CARLOS GARCÍA-SERRANO

ANA M. SILVA

Universidad de Alcalá



ÍNDICE

Resumen

1. INTRODUCCIÓN

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

2.1. Efectos teóricos

2.2. Evidencia empírica

2.3. Evidencia para España

3. METODOLOGÍA

4. LA BASE DE DATOS

4.1. La MCVL

4.2. La muestra seleccionada

5. RESULTADOS

5.1. Resultados básicos

5.2. Análisis de robustez

5.3. Análisis de heterogeneidad por colectivos

6. DISCUSIÓN DE RESULTADOS Y CONCLUSIONES

ANEXO

Bibliografía

Resumen

Este estudio examina el impacto que la subida del Salario Mínimo Profesional (SMI) aprobada por el gobierno español en enero de 2019 (de 735,9 euros mensuales en 14 pagas en 2018 a 900 euros mensuales en 2019, un aumento del 22,3%) pudo producir sobre el empleo. Para ello, se utilizan registros administrativos de la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL) de los años 2017 a 2019 y técnicas de evaluación de impacto de dobles diferencias (DD). Los resultados de las estimaciones indican que el aumento del SMI en 2019 en España no produjo efectos adversos sobre la probabilidad de que los trabajadores afectados por la subida continuasen empleados en la misma empresa varios meses después de la subida en comparación con otros trabajadores similares no afectados por dicha medida. Estos resultados se mantienen cuando se utiliza como variable dependiente la probabilidad de estar ocupado en general (no necesariamente en la misma empresa) y se realizan varias pruebas de robustez, como utilizar distintas definiciones de los grupos de tratamiento y de control y restringir la muestra utilizando las variables de grupo de cotización y tamaño de empresa.

1. INTRODUCCIÓN

El objetivo de este estudio consiste en examinar el impacto que produjo sobre el empleo (si tuvo alguno) la enorme subida del Salario Mínimo Interprofesional (SMI) establecida por el gobierno español a partir del 1 de enero de 2019. El Real Decreto (RD) 1462/2018, de 21 de diciembre, estableció que el SMI en 14 pagas pasaría de 735,9 euros/mes en 2018 a 900 euros/mes en el año 2019, un aumento del 22,3% en términos nominales (un 21,6% en términos reales). La justificación de un alza tan considerable era, según el RD, ayudar a prevenir la pobreza en el trabajo e impulsar un crecimiento salarial más dinámico, garantizando el derecho a una remuneración equitativa que asegure a los trabajadores el sustento económico suficiente para obtener un nivel de vida digno, a la vez que contribuir a lograr una reducción progresiva de la desigualdad salarial y la pobreza general.

Además, esta subida se enmarca en el contexto del compromiso adoptado por el gobierno español de situar el SMI en un nivel equivalente al 60% del salario medio de la economía en 2023, para cumplir con el objetivo que recomienda la Carta Social Europea. Con datos de mediados/finales de la década de 2010 (véase OCDE, 2014; Eurostat, 2022), el “índice de Kaitz” (el cociente entre el salario mínimo y el salario medio/mediano) en España se situaba en torno al 45%, alejado del índice de países como Eslovenia, Francia, Portugal y Nueva Zelanda (con cifras superiores al 60%) o Luxemburgo, Países Bajos, Bulgaria y Hungría (alrededor del 55%).

Esta subida del SMI en España no tiene parangón cuando se considera su evolución en las últimas tres décadas (véase el gráfico A.1 del Anexo). Desde 1980 hasta 2005, las subidas nominales sirvieron para mantener el SMI en términos reales apenas sin cambios, aunque con algunas pérdidas de poder adquisitivo a principios de las décadas de 1980, 1990 y, sobre todo, 2000. Sin embargo, el SMI ha experimentado dos grandes aumentos en términos reales en los últimos veinte años: en el periodo 2005-2009, con una subida del 8% en 2005 e incrementos menores los años siguientes; y en el periodo 2017-2019, con la subida del 21,6% en 2019 e incrementos del 6% en 2017 y del 2,3% en 2018. Entre estos dos periodos de aumento de su capacidad de compra, el SMI se mantuvo prácticamente inalterado, coincidiendo con el final de la Gran Recesión y el inicio de la recuperación económica posterior.

Desde un punto de vista de política económica, social y del mercado de trabajo, el salario mínimo es relevante, porque establece un suelo salarial, es decir, un umbral inferior del salario que los demandantes de trabajo (los empleadores) pagan a los oferentes de trabajo (las personas trabajadoras), que trata de garantizar unos ingresos mínimos para las personas con un empleo asalariado. Su fijación y su ámbito de aplicación difieren según los países. El salario mínimo puede fijarse a través de la negociación colectiva o mediante una decisión gubernamental y, a su vez, puede afectar a todo el conjunto de la población asalariada o ser diferente en función de la edad de los trabajadores o el sector económico en el que estén ocupados. En el caso español, el SMI se fija por el gobierno y es igual para toda la población trabajadora sin distinción de edad o sector productivo.

Las subidas del salario mínimo pueden producir impactos sobre el empleo. Esto se debe a que el salario mínimo afecta a los salarios (al precio del trabajo en el mercado laboral) y, por tanto, pue-

de influir en la oferta y la demanda de trabajo (en las decisiones de los oferentes y demandantes de trabajo), alterando el nivel y la composición del empleo. Sin embargo, los efectos de un incremento del salario mínimo van más allá de su potencial impacto en la demanda de trabajo y en el empleo, que es la dimensión que más han estudiado los economistas. En realidad, sus efectos pueden extenderse a diversas variables, como las condiciones laborales, las migraciones, la reasignación de trabajadores entre empresas, el consumo, la desigualdad salarial y la pobreza. En este último caso, ello se debe a que el salario mínimo, a diferencia de otros precios controlados institucionalmente, afecta directamente a una porción específica de la población, en concreto, a la parte baja de la distribución salarial, lo cual lo convierte en una herramienta de política económica con capacidad de reducir la desigualdad y la pobreza de las personas y los hogares.

Este estudio se centra en los posibles efectos que un alza del salario mínimo puede provocar sobre el empleo, en particular, sobre la permanencia en el empleo de los trabajadores ocupados. En torno a esta cuestión existe gran cantidad de literatura económica, tanto teórica como empírica.

Por un lado, desde el punto de vista teórico, el aumento del salario mínimo puede afectar a la creación y la destrucción de puestos de trabajo y a las transiciones laborales entre ocupación y desocupación de los trabajadores, dando lugar a variaciones netas del empleo total que pueden ser negativas, nulas o positivas (Manning, 2021). El resultado depende fundamentalmente de si el entorno que se considera es el de un mercado laboral competitivo, en el que una subida del salario mínimo produce de manera inequívoca una reducción del empleo neto, o el de un mercado monopsonístico, en el que dicho incremento puede dar lugar a efectos distintos (incluido un aumento del empleo) dependiendo de varios factores.

Por otro lado, desde el punto de vista empírico, la evidencia no muestra un consenso claro sobre los efectos laborales de una subida del salario mínimo (Belman y Wolfson, 2014). Los resultados pueden variar, entre otros factores, debido a las variables (tanto la dependiente como la que mide la variación del salario mínimo) que se utilicen, el colectivo, el periodo y el país analizado, el horizonte temporal examinado e incluso la metodología empleada (Baker *et al.*, 1999; Neumark y Wascher, 2002, 2007; Sorkin, 2015). Como veremos más adelante, la literatura empírica ofrece muchos ejemplos de estudios que encuentran efectos negativos (Neumark y Shirley, 2022), pero también hay muchos otros trabajos que han obtenido efectos negativos no significativos e incluso positivos, especialmente tras las investigaciones sobre la “nueva economía del salario mínimo” (Ehrenberg, 1992; Card y Krueger, 1995).

La contribución de este trabajo a la literatura económica es aportar evidencia de los efectos sobre el empleo de la excepcional subida del SMI español del año 2019, utilizando datos administrativos de gran calidad, lo que permite identificar adecuadamente el grupo de tratamiento y definir un grupo de control muy similar al anterior, mejorando la delimitación realizada en estudios previos. En este análisis, se sigue la metodología utilizada por diversos autores (Zavodny, 2000; Stewart, 2004a, 2004b; Portugal y Cardoso, 2006), que han empleado la técnica de diferencias-en-diferencias (DD) usando datos individuales, para responder a la pregunta de cómo (positiva o negativamente) y cuánto (en qué magnitud) una subida del salario mínimo afecta a la

probabilidad de que el colectivo de los trabajadores directamente afectados por el aumento permanezcan ocupados posteriormente en comparación con otro colectivo similar de trabajadores no afectados por la subida. Sin embargo, a diferencia de la mayoría de estudios previos que definen como tratados al total de asalariados que reciben una retribución inferior al salario mínimo del año siguiente, nosotros restringimos el colectivo de trabajadores afectados a aquellos que antes de la subida del SMI ganan al menos el antiguo mínimo, pero menos que el nuevo (tal como hace Zavodny, 2000). Hacer que los grupos de tratamiento y de control se encuentren cercanos en la distribución salarial implica que ambos son similares en términos de características no observadas, lo que permite una aplicación apropiada de la técnica de DD.

Otra contribución (quizás la principal) es que, a diferencia de los estudios anteriores, nuestro análisis identifica a los trabajadores que continúan ocupados en la misma empresa en que estaban empleados anteriormente, lo que permite aportar información mucho más precisa sobre el impacto “directo” del alza del salario mínimo sobre la permanencia en el mismo empleo/con el mismo empleador. Esta variable, que debería ser la variable relevante en este tipo de estudios (cuando se utilizan datos individuales), no es la que se emplea habitualmente (solo Portugal y Cardoso, 2006, lo hacen) debido a las limitaciones de las bases de datos existentes, que no suelen permitir identificar el emparejamiento empleado-empleador. Nuestro estudio supera esta limitación, porque la base de datos que utilizamos dispone de un identificativo anonimizado de la empresa que permite comprobar si el trabajador permanece o no en la misma empresa a lo largo del tiempo. En cualquier caso, nuestro estudio también examina el impacto más general sobre el empleo (sobre la probabilidad de estar ocupado, bien como asalariado en la misma o en otra empresa bien como trabajador por cuenta propia) como variable dependiente alternativa.

Para medir este efecto, se utilizan los registros administrativos de la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL) de los años 2017 a 2019. La variable de interés es la probabilidad de que un individuo empleado antes del incremento del SMI (octubre de 2018) continúe ocupado seis meses después (abril de 2019) y un año después (octubre de 2019). La técnica de evaluación de impacto que se emplea es la de DD, con el objetivo de aislar el efecto causal de la subida del SMI sobre la variable de interés. Para ello, se define un periodo *ex post*, que se refiere a la evolución del empleo de los trabajadores en los años 2018-2019, cuando el SMI aumentó un 21,6% en términos reales, y un periodo *ex ante*, que se refiere a la evolución del empleo en los años 2017-2018, cuando el SMI apenas varió. El grupo de tratamiento del periodo *ex post* está formado por los trabajadores que antes de la subida del SMI ganan al menos el mínimo vigente, pero menos que el nuevo mínimo, mientras que el grupo de control *ex post* lo conforman quienes ganan un salario por encima del nuevo mínimo hasta un 10% más. En el periodo *ex ante* se definen grupos de tratamiento y de control similares. Además, se utilizan otras definiciones de ambos colectivos, así como dos muestras restringidas, para comprobar la robustez de los resultados obtenidos.

El esquema del estudio es el siguiente. En la sección dos, se revisa la literatura sobre los efectos que produce una subida del salario mínimo sobre el empleo. En la sección tres, se expone la técnica de evaluación de impacto de DD utilizada en la investigación. En la sección cuatro, se presenta la base de datos y la muestra empleada para el análisis empírico. En la sección cinco, se presentan los resultados de las estimaciones principales, así como las pruebas de sensibilidad

de los resultados y un análisis por colectivos de trabajadores. La sección seis recoge una discusión de los resultados y las conclusiones.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

2.1. Efectos teóricos

La teoría económica solo ofrece predicciones claras del impacto de la introducción o el aumento del salario mínimo sobre el empleo en el caso de un mercado de trabajo competitivo (Boeri y Van Ours, 2021). El modelo tradicional del mercado laboral considera que la demanda de trabajo es descendente y la oferta de trabajo ascendente con el salario. Por tanto, los empleadores reducen la cantidad demandada de mano de obra a medida que el coste laboral aumenta, mientras que los trabajadores ofertan más trabajo al subir los salarios. Por ello, cuando se impone un salario mínimo o se eleva este por encima del salario que vacía el mercado, se reduce la cantidad demandada de trabajo y aumenta la cantidad ofrecida: personas que antes estaban trabajando a un salario inferior (recibiendo su productividad marginal) son desplazadas por la introducción/alza del salario mínimo, mientras que otras que antes no participaban en el mercado ahora desean trabajar al salario mínimo. Como resultado de estos dos efectos (salida/despido de algunos trabajadores y participación de otros), la introducción/subida de un salario mínimo por encima del nivel salarial que vacía el mercado reduce el empleo y genera desocupación en un entorno competitivo.

Sin embargo, los mercados de trabajo no funcionan en la mayoría de los casos como mercados competitivos, puesto que pueden existir problemas asociados con la información y la búsqueda de trabajadores y vacantes, de modo que las empresas pueden tener cierto poder de “monopsonio” en la fijación de los salarios. En este caso, una subida del salario mínimo podría ser inocua si existen fricciones en el mercado de trabajo que afectan al emparejamiento entre empleadores y empleados, como costes de búsqueda o limitaciones a la movilidad laboral (Manning, 2003). En este contexto, los costes de reemplazar a los trabajadores afectados por la subida del salario mínimo podrían superar el incremento de la remuneración, por lo que las empresas minimizarían el número de despidos. Este funcionamiento “imperfectamente competitivo” del mercado laboral es el que permitiría explicar por qué un número relevante de estudios empíricos no obtienen el impacto negativo sobre el empleo que predice el modelo competitivo (Manning, 2003; Brochu y Green, 2013; Dube *et al.*, 2016; Azar *et al.*, 2019).

2.2. Evidencia empírica

En efecto, los trabajos empíricos muestran una cierta diversidad de resultados.¹ De acuerdo con la revisión realizada por Neumark y Wascher (2008), dos tercios de los trabajos revisados (la

¹ Hay revisiones muy amplias que se centran en el caso de EE.UU. (Neumark, 2019; Wolfson y Belman, 2019). También hay revisiones que incluyen trabajos de otros países ricos y algunos de países de renta media y baja (Neumark y Wascher, 2008; Belman y Wolfson, 2014; Dube, 2019) y otros específicos de países emergentes (Fang y Ha, 2022).

mayor parte referidos a EE.UU.) encuentran efectos negativos de las subidas del salario mínimo sobre el empleo (aunque una parte de los efectos negativos encontrados no siempre son estadísticamente significativos). Neumark y Shirley (2022), a partir de su revisión de 130 estimaciones procedentes de 70 estudios con datos de EE.UU., obtienen que un 46% de las estimaciones presentan un coeficiente negativo y significativo (al 5% de significatividad), siendo la elasticidad mediana $-0,115$. Eso significa que más de la mitad de las estimaciones revisadas obtuvieron efectos nulos o incluso positivos. Por tanto, los resultados de estos estudios apuntarían, sobre todo, hacia elasticidades negativas cercanas a cero, pero significativas, aunque también se han encontrado algunas de mucha mayor magnitud, en torno a $-0,8$ (Burkhauser et al., 2000; Sabia, 2008) e incluso cercanas a $-1,0$ (Clemens y Wither, 2019).

Muchos de estos trabajos, referidos sobre todo a EE.UU., utilizan el modelo de datos de panel con efectos fijos y series temporales de datos agregados de unidades territoriales dentro de los países, como estados o regiones, explotando las diferencias en los niveles del salario mínimo vinculante (federal o estatal) entre zonas geográficas. Por ejemplo, Neumark et al. (2014), utilizando esta estrategia metodológica, encuentran que los aumentos en el salario mínimo produjeron efectos adversos sobre el empleo tanto de adolescentes como de jóvenes adultos, durante el periodo 1997-2006, con elasticidades en el rango de $-0,15$ a $-0,2$.

Esta estrategia también se ha utilizado en estudios referidos a otros países, como Alemania o Reino Unido. En estos países, como el salario mínimo no difiere geográficamente, la variable de impacto que se utiliza es el cociente entre el salario mínimo y el salario medio regional (el denominado “índice de Kaitz”), identificando el efecto del salario mínimo sobre la tasa de empleo de las regiones a través de la variación de ese cociente a lo largo del tiempo. La revisión realizada por Bruttel (2019) de nueve estudios llevados a cabo en Alemania tras la implantación del salario mínimo nacional en 2015, utilizando datos agregados por región (como Caliendo et al., 2018) o por región/sector (como Holtemöller y Pohle, 2020), sugiere que los efectos del salario mínimo fueron adversos para el empleo total, pues la mayoría de los estudios encuentran efectos negativos estadísticamente significativos, con impactos negativos sobre el empleo marginal (mini-jobs) pero positivos (de una magnitud menor) o nulos sobre el empleo regular. Sin embargo, en el caso del Reino Unido, los resultados de los estudios apuntan a impactos (negativos o positivos) no significativos de los aumentos del salario mínimo sobre el empleo (Stewart, 2002; Dolton et al., 2012, 2015).

Este enfoque de datos de panel agregado ha sido criticado y modificado por diversos autores, aduciendo que la falta de controles adecuados a nivel regional (sus limitaciones para tener en cuenta la heterogeneidad espacial) da lugar a estimaciones sesgadas debido a la existencia de una relación negativa espuria entre las variaciones del empleo y del salario mínimo (Card, 1992; Dube et al., 2010; Allegretto et al., 2011).

A diferencia de los anteriores, otros estudios (en un número menor) utilizan microdatos (datos individuales de personas) en vez de datos agregados. Este enfoque tiene la ventaja de que permite identificar de manera más adecuada el colectivo de personas asalariadas afectadas por el salario mínimo.

Uno de los primeros trabajos es Zavodny (2000), que estudia los aumentos que se produjeron en EE.UU. en dos periodos (1979-1980 y 1992-1993), utilizando tres variables dependientes (la variación en la tasa de desempleo como variable de interés a nivel macro; y la variación de horas trabajadas de los individuos y la probabilidad de que un trabajador continuase empleado 12 meses después de la subida a nivel micro) y centrando su análisis en las personas potencialmente más afectadas por aumentos del salario mínimo: los adolescentes (definidos como aquellos personas de 16-19 años). En el estudio micro, el autor realiza un emparejamiento entre trabajadores afectados (trabajadores cuyo salario está por debajo del nuevo mínimo) y no afectados (trabajadores cuyo salario está por encima del nuevo mínimo). Sus resultados indican que los trabajadores afectados tienen un 2,2% menos de probabilidad de continuar empleados que aquellos no afectados. Sin embargo, este autor no obtiene resultados negativos significativos en sus análisis sobre el empleo (a nivel macro) y tampoco sobre el número de horas trabajadas (a nivel individual).

Dickens *et al.* (2015) sigue una estrategia similar para analizar el caso del Reino Unido, comparando la permanencia en el empleo de trabajadores afectados por el salario mínimo y de trabajadores con un salario ligeramente por encima del nuevo mínimo en un periodo con subidas del salario mínimo (1999-2010) y en un periodo de referencia previo a la introducción del salario mínimo (1994-1997). Este autor encuentra efectos adversos sobre la permanencia en el empleo, en particular para las mujeres que trabajan a tiempo parcial. En la misma línea, Yuen (2003) y Campolieti *et al.* (2014) encuentran efectos adversos para los adolescentes y los jóvenes (15-24 años) en el caso de Canadá, con impactos negativos para los trabajadores que están en empleos de bajos salarios de manera permanente y nulos para los trabajadores temporales.

Junto a estos trabajos cuyos resultados apuntan a un efecto negativo (aunque normalmente no muy grande) de las subidas del salario mínimo, también hay estudios (realizados sobre todo en los últimos 25 años) que encuentran impactos nulos (no significativos) e incluso positivos, lo que viene a sugerir que los efectos estimados (en media) podrían encontrarse cerca de cero, una vez que se mejoran ciertos aspectos relacionados con el análisis y la especificación econométrica realizada (Dube *et al.*, 2010). A este resultado llegan nuevos trabajos y meta-análisis (de trabajos realizados con anterioridad) que se refieren tanto a países concretos, como EE.UU. (Doucouliagos y Stanley, 2009) y Reino Unido (Leonard *et al.*, 2014; Hafner *et al.*, 2017), como a un grupo más amplio de países (Betcherman, 2014; Belman y Wolfson, 2014).

Esto sucede incluso cuando el análisis se circunscribe a los grupos de trabajadores (adolescentes/jóvenes; de baja cualificación; empleados en sectores de bajos salarios –como la restauración o el comercio–) que presentan una mayor incidencia de los empleos que pagan igual o menos que el salario mínimo, es decir, aquellos en que “debería” encontrarse un considerable efecto negativo sobre el empleo, si el salario mínimo aumenta sus ingresos laborales y los costes de las empresas significativamente (Manning, 2021). Por ello, este autor se refiere al efecto “esquivo” del salario mínimo sobre el empleo en la literatura empírica.

Uno de los primeros trabajos empíricos que no encuentra efectos adversos de una subida del salario mínimo sobre el empleo es el realizado por Card y Krueger (1994), en el que se analiza el

aumento realizado en marzo de 1992 en el estado de Nueva Jersey (EE.UU.). Estos autores centran su análisis en las cadenas de restaurantes de comida rápida de Nueva Jersey, empleando como variable dependiente la variación del empleo en dichas cadenas entre febrero-marzo (antes del aumento del SMI) y noviembre-diciembre (después de la subida del SMI) del año 1992 y utilizando la técnica de DD, usando el estado de Pensilvania como grupo de control (donde el salario mínimo no varió durante el año 1992). Sus resultados indican que después del alza del salario mínimo el nivel de empleo en el sector de la comida rápida de Nueva Jersey creció más rápido que en Pensilvania.

Después de este estudio, y de otros realizados en la década de 1990 que desafiaron el saber “convencional” sobre los impactos del salario mínimo, otros trabajos tampoco han obtenido impactos claramente adversos. Algunos de estos estudios vinculan los efectos negativos con el modelo de efectos fijos estimado con datos regionales, encontrando que la relación negativa entre empleo y salario mínimo desaparece, cambiando a un coeficiente nulo o positivo, pero no significativo, cuando se usa una especificación que pretende controlar la heterogeneidad espacial, es decir, las condiciones económicas locales que cambian en el tiempo, utilizando tendencias específicas de los estados/regiones (Addison *et al.*, 2009, 2013; Manning, 2021) o mediante el uso de la variación del salario mínimo entre pares de condados fronterizos (Dube *et al.*, 2010), aunque hay autores que no llegan a los mismos resultados (Neumark y Wachter, 2014; Jha *et al.*, 2022).

Por ejemplo, Allegretto *et al.* (2011) no encuentran ningún efecto adverso significativo sobre el empleo y las horas en el caso de los adolescentes en EE.UU. para el periodo 1990-2009 (como además el impacto sobre los salarios es positivo, ello implicaría un efecto neto positivo sobre sus ingresos). Allegretto *et al.* (2017), con datos de 1979 a 2014 referidos también al empleo de la población adolescente, encuentran efectos no significativos y elasticidades cercanas a cero (entre -0,01 y -0,06 dependiendo del método de corrección de la heterogeneidad espacial empleado). Manning (2021), utilizando siete especificaciones diferentes, obtiene efectos negativos significativos solo con una de ellas (aquella que contiene menos variables de control) y efectos nulos o positivos pero no significativos con el resto, centrándose en los adolescentes en EE.UU. Cengiz *et al.* (2019) analizan 138 subidas salariales de los estados de EE.UU. en el periodo 1979-2016 y se centran en la parte baja de la distribución salarial, comparando el número de puestos desaparecidos que pagan por debajo de los nuevos mínimos y el número de puestos creados que pagan ligeramente por encima de los nuevos mínimos. Sus resultados indican que el número total de empleos de salarios bajos permanece inalterable durante los cinco años siguientes a la subida.

Con respecto a otros países, el caso más estudiado es el de Reino Unido. Muchas de las investigaciones realizadas han mostrado que la mayoría de los aumentos que se han llevado a cabo desde la introducción del salario mínimo nacional en 1999 no han producido efectos significativos sobre el empleo (véase el meta-análisis realizado por Leonard *et al.*, 2014, o la revisión crítica de Brewer *et al.*, 2019). Este resultado es el que se obtiene en los estudios que utilizan datos agregados de regiones y explotan el hecho de que el salario mínimo se fija en el ámbito nacional pero la distribución salarial varía entre territorios (Stewart, 2002; Dolton *et al.*, 2012, 2015).

Otros estudios utilizan datos individuales y la técnica econométrica de DD. Stewart (2004a) investiga, utilizando tres bases de datos, los efectos de la introducción del salario mínimo en 1999, comparando los resultados con respecto a la probabilidad de continuar en el empleo de los individuos que tenían un salario inicial por debajo del salario mínimo y de los que tenían un salario un poco superior, antes y después de dicha introducción. Este autor repite este ejercicio con varios grupos de la distribución salarial. En ningún caso obtiene efectos diferenciales adversos para los perceptores del salario mínimo sobre la probabilidad de permanencia. Los mismos resultados se obtienen en otros estudios que siguen la misma estrategia metodológica y analizan las subidas de los años 2000 y 2001 (Stewart, 2004b), 2003 (Dickens y Draca, 2005) y todas las del periodo 2000-2011 (Bryan *et al.*, 2013).

También con datos individuales, Portugal y Cardoso (2006) estudian el caso de Portugal, centrándose en el impacto del aumento del salario mínimo que afectó a los adolescentes en 1987. En su caso, la variable dependiente es la probabilidad de continuar ocupado con el mismo empleador entre 1986 (antes del aumento) y 1988 (después del aumento). Aplicando la técnica de DD y tres especificaciones distintas del grupo de tratamiento, los autores obtienen que los trabajadores cuyos salarios habían subido tras el aumento del salario mínimo (trabajadores de 15-19 años/aquellos que efectivamente ganaban por debajo del mínimo) tenían una probabilidad más elevada de continuar empleados con el mismo empleador que aquellos que no se habían visto afectados por la medida (trabajadores de 20-24 años/aquellos que se encontraban ligeramente por encima del mínimo).

En la misma línea, Bezooijen *et al.* (2021) estudian el alza del salario mínimo específico de los trabajadores jóvenes de 20-22 años (15-19%) en Países Bajos en 2017. Utilizando como grupo de comparación a quienes tienen 23-25 años (cuyo salario mínimo apenas cambió), sus resultados indican que esta subida no tuvo efectos negativos ni sobre las horas trabajadas ni sobre el empleo de los trabajadores afectados. Por el contrario, los autores encuentran efectos positivos sobre las horas trabajadas en algunos grupos, como los trabajadores (a tiempo completo) con salarios bajos y poco cualificados.

2.3. Evidencia para España

En el caso de España, existen algunos estudios sobre el impacto en el empleo de las subidas más significativas del SMI, aquellas que se produjeron en la década de los 2000 y en la segunda mitad de la década de los 2010.

Con respecto a los aumentos del periodo 2004-2008, varios estudios, utilizando datos agregados, encuentran efectos poco importantes sobre el empleo total y el de los colectivos potencialmente más afectados, como las personas jóvenes (Cebrián *et al.*, 2010; Blázquez *et al.*, 2011). Sin embargo, Galán y Puente (2015), con datos micro de la Seguridad Social (Muestra Continua de Vidas Laborales) y utilizando los años 2005-2010 como periodo de tratamiento y los años 2000-2004 como periodo de comparación (cuando el SMI real no aumentó), encuentran efectos negativos y significativos de los incrementos del SMI. En concreto, la probabilidad de perder el empleo doce meses después es mayor entre los trabajadores afectados (aquellos cuyo salario es

menor al nuevo SMI) que entre los trabajadores no afectados (aquellos con salarios por encima del nuevo SMI –hasta un umbral– y aquellos que recibían salarios similares a los del grupo de tratamiento, pero en años sin alzas del SMI). Los efectos estimados son de una magnitud muy grande y más elevados para los trabajadores mayores (45 años o más) que para los más jóvenes (16-24 años), de manera que la probabilidad de perder el empleo se multiplicaría casi por cuatro entre aquellos y por dos entre estos.

En relación con subidas más recientes, Banco de España (2017), basándose en los resultados de Galán y Puente (2015), simula los efectos sobre el empleo de un incremento del SMI hasta los 950 euros en 2020, obteniendo que el empleo agregado se reduciría en un 1,4% y el empleo de los trabajadores directamente afectados (principalmente, jóvenes y mayores de 45 años) en un 11,3%. En la misma línea, Barceló *et al.* (2021) se centran en el aumento del SMI de 2019 y, siguiendo la metodología de los autores anteriores, obtienen un aumento en la probabilidad individual de perder el empleo (doce meses después de la subida) de 2-3 puntos porcentuales (pp), dependiendo de la especificación del modelo, del grupo de tratamiento en comparación con el grupo de control, cifras que implican elasticidades de 0,10-0,15. Con datos agregados, estiman una reducción de la creación neta de empleo asalariado total de 0,6-1,1 pp, lo que podría implicar una menor creación de empleo superior a los 100.000 efectivos.

Sin embargo, otros autores no obtienen resultados tan negativos. Archondo *et al.* (2017) estiman *ex ante* que la subida del SMI nominal de un 8% en 2017 tendría un impacto sobre el empleo (y el PIB) muy reducido: alrededor de una décima en el largo plazo (planteando varios escenarios). De igual manera, AIRef (2018) simula los efectos de la subida del SMI en 2019 y estima una pérdida del empleo total del 0,15% en 2019 (24.000 empleos menos). Finalmente, CCOO (2019), utilizando datos individuales de trabajadores (los microdatos de la EPA de flujos), analiza la probabilidad de que un asalariado (con estudios bajos o con menos de un año de antigüedad en la empresa) se mantenga en el empleo entre el cuarto trimestre de un año y el primero del siguiente. Sus resultados indican que esta probabilidad no disminuyó en 2019 en comparación con la de 2018 o la media de los cuatro años anteriores.

3. METODOLOGÍA

En este apartado, se describe la metodología utilizada para estimar el efecto causal de la subida del SMI en el año 2019 sobre la probabilidad de que un trabajador afectado continúe empleado varios meses después de la subida (variable de interés Y). Para evaluar el impacto de esta política hay que cuantificar el efecto en Y cuando se aplica el alza del SMI a los trabajadores afectados (grupo de tratamiento) y no afectados (grupo de control). Como no es posible observar simultáneamente a los mismos trabajadores en estas dos situaciones (afectados o no por la subida del SMI), se utilizan técnicas de evaluación de impacto para solventar el problema del contrafactual (véase Khandker *et al.*, 2009; Moral y Pérez, 2015; Gertler *et al.*, 2016).

Las técnicas de evaluación de impacto pueden ser experimentales y no experimentales. En las primeras la selección de los individuos que reciben o no el tratamiento se realiza de manera aleatoria, mientras que en las segundas los grupos de tratamiento y control son elegidos con

procedimientos cuasi-experimentales. En este trabajo se utiliza el método cuasi-experimental de DD, apropiado en nuestro contexto porque disponemos de datos individuales antes y después del momento de la subida del SMI.

El análisis tiene como objetivo establecer si el aumento del SMI modifica las probabilidades del individuo de continuar empleado seis/doce meses después de haber sido observado como ocupado. Por tanto, la primera variable resultado toma el valor 1 si el trabajador está empleado seis meses después de la primera observación, 0 en caso contrario; y la segunda variable resultado toma el valor 1 si el trabajador está empleado doce meses más tarde de la primera observación, 0 en caso contrario. Se considera que la persona sigue empleada seis/doce meses después si ha trabajado al menos un día del mes correspondiente.

El punto de partida del enfoque es que, en igualdad de condiciones, uno esperaría que el grupo de trabajadores cuyos salarios tuvieron que aumentar para cumplir con el nuevo mínimo se viera más afectado que un grupo de trabajadores con salarios algo más altos en la distribución salarial. Lo ideal es que ambos grupos se encontrasen cercanos en la distribución salarial, porque de esa manera ambos serían similares en términos de características no observadas. Sin embargo, una comparación directa de los dos grupos no será adecuada para identificar ningún efecto causal ya que, incluso en ausencia de un aumento del salario mínimo, aquellos que están situados en la parte inferior de la distribución salarial presentan menores probabilidades futuras de empleo. Esto hace que el enfoque de DD sea el más apropiado. La diferencia entre los dos grupos en un período afectado por la subida del salario mínimo puede compararse con la diferencia equivalente en un período anterior en el que no se produjo tal incremento.

Nuestra estrategia (similar a la de Zavodny, 2000; Stewart, 2004a, 2004b; Portugal y Cardoso, 2006) consiste en seleccionar personas que son observadas como ocupadas tres meses antes de la modificación del SMI-2019, es decir, en octubre de 2018, para conocer su situación laboral seis meses después de dicha observación (en abril de 2019, es decir, tres meses después de la subida del SMI) o doce meses después de dicha observación (en octubre de 2019, es decir, nueve meses después de la subida del SMI). Esta información se refiere al periodo *ex post*, posterior al alza del SMI-2019. La metodología utilizada exige disponer de un periodo *ex ante*, en el que el SMI no fue modificado o su cambio fue menor, como ocurrió en España en enero de 2018. Por tanto, también se seleccionan a los trabajadores ocupados en octubre de 2017, a los que se les sigue en el tiempo para conocer su situación laboral seis meses más tarde (abril de 2018) y doce meses más tarde (octubre de 2018).

El efecto de la subida del SMI se puede medir con la técnica DD a partir de la estimación de un modelo econométrico que permita cuantificar la probabilidad de que los trabajadores ocupados continúen o no empleados con posterioridad a la subida del SMI, considerando tanto las características personales como los atributos del puesto de trabajo. Con este objetivo, se procede a estimar la probabilidad no condicionada (p_i) de que una persona que trabaja como asalariada esté ocupada varios meses después de la subida del SMI-2019, sujeto a un conjunto de características personales y laborales, con la siguiente especificación:

$$P_i(Y|X) = F(\beta_1 + \beta_2 T + \beta_3 D + \beta_4 T \cdot D + \beta_5 Z) \quad (1)$$

El cálculo de esta probabilidad se realiza mediante la estimación de un modelo logit binomial. En este modelo, la variable endógena (Y) toma dos valores, 1 (estar ocupado seis/doce meses después) y 0 (no estar ocupado), tal como se ha mencionado anteriormente. Formalmente, el modelo logit sería:

$$Pr(Y = 1|X) = \frac{1}{1 + e^{-(\beta_1 + \beta_2 T + \beta_3 D + \beta_4 T \cdot D + \beta_5 Z)}} \quad (2)$$

En esta expresión, T toma el valor 1 si el individuo se ve afectado por el alza del SMI, formando parte del grupo de tratamiento, y 0 en caso contrario, formando parte del grupo de control; D toma el valor 1 después de la subida de 2019 (periodo *ex post*) y 0 antes de la subida de 2019 (periodo *ex ante*); Z contiene las variables explicativas personales y laborales.

En la estimación, β_2 es la probabilidad media de permanecer ocupado varios meses después de la subida del SMI de los individuos pertenecientes al grupo de tratamiento respecto al grupo de control. β_3 mide el efecto del momento del tiempo (calendario) en la probabilidad de continuar ocupado varios meses después del alza del SMI que es independiente del estado de elegibilidad de la observación i . El efecto DD del cambio de política es capturado por el parámetro β_4 . Este parámetro mide el cambio en la evolución de la probabilidad de continuar ocupado varios meses después de los trabajadores afectados por la subida del SMI (grupo de tratamiento) con respecto a los trabajadores no afectados por la subida del SMI (grupo control) tras la intervención en comparación con la evolución de la probabilidad de continuar ocupado de los trabajadores afectados por la subida del SMI (grupo de tratamiento) con respecto a los trabajadores no afectados por el SMI (grupo control) antes de la intervención.

La validez del supuesto de “tendencias paralelas” es clave para la correcta identificación del modelo y la validez del estimador de DD (β_4). Este supuesto indica que, en ausencia de la subida del SMI, las diferencias en los resultados entre el grupo de tratamiento y el grupo de control tendrían que haber evolucionado en paralelo, es decir, los resultados aumentarían o disminuirían al mismo ritmo en ambos colectivos en ausencia de la intervención. No obstante, es difícil demostrar este supuesto porque no puede observarse qué hubiera ocurrido con el grupo de tratamiento en ausencia del tratamiento, es decir, no puede observarse el contrafactual. Por tanto, cuando se emplea este método de DD se debe “suponer” que esas tendencias paralelas existen y mostrar evidencia de la validez de este supuesto fundamental.

Una primera verificación de la validez de este supuesto consiste en contrastar los cambios en los resultados en los grupos de tratamiento y control en repetidas ocasiones antes de la implementación del cambio en el SMI. Para ello, el gráfico A.2 del Anexo muestra el número de ocupados tratados y no tratados en el año 2018. Como puede verse, estos evolucionaban de forma paralela antes del alza del SMI, y es razonable suponer que habrían seguido evolucionando de la misma manera después de la intervención. Adicionalmente, se lleva a cabo una verificación de la igualdad de tendencias a través de una prueba placebo, realizándose una estimación de DD con un “falso” grupo de tratamiento, es decir, no afectado por la subida del SMI (Gertler *et al.*, 2016). Los resultados de esta estrategia se ofrecen en la sección cinco, en el apartado correspondiente a las pruebas de robustez de los resultados principales.

4. LA BASE DE DATOS

4.1. La MCVL

La base de datos utilizada para evaluar el impacto de la subida del SMI sobre el empleo es la MCVL. Esta base de datos contiene registros administrativos con información de las personas afiliadas a la Seguridad Social, el Padrón Continuo Municipal proporcionado por el Instituto Nacional de Estadística (INE) y el resumen anual de retenciones e ingresos del Impuesto sobre la Renta de las Personas Físicas (IRPF) proporcionado por la Agencia Estatal de Administración Tributaria (AEAT) a través del modelo 190.²

La población de referencia en la MCVL se corresponde con los trabajadores que están de alta laboral en la Seguridad Social y también con los perceptores de pensiones y de prestaciones por desempleo tanto contributivas (seguro de desempleo) como asistenciales (subsidijs de desempleo). No se encuentran incluidos las personas demandantes de empleo cuando no reciben prestaciones o subsidijs ni las personas inactivas (distintos de las pensionistas), además de los trabajadores que tienen un sistema de previsión social distinto de la Seguridad Social (los funcionarios de Clases Pasivas) o no tienen ninguno (como quienes trabajan en la economía informal o sumergida o en ciertas actividades marginales).

La información de cada edición de la MCVL se refiere al 4% (según muestreo aleatorio simple) de la población de referencia de cada año cuyo código de identificación personal contenga en una determinada posición las cifras que se seleccionaron aleatoriamente. Estas cifras son idénticas todos los años. Este método garantiza que sean seleccionadas las mismas personas, siempre y cuando sigan teniendo relación con la Seguridad Social, y que las entradas sean representativas de las altas en la población. El número de personas a nivel nacional para las que se dispone de información cada año ha pasado de 1.095.808 en 2004 a 1.255.522 en 2020 (último año disponible). Como el factor de elevación es 25, eso significa que la población de referencia estaba formada por 27.395.200 personas en 2004 y 31.388.050 personas en 2020.

La MCVL de cada año está organizada en 22 ficheros diferentes: uno contiene información sobre la persona; otro de los convivientes en el hogar; cuatro recogen relaciones de afiliación a la Seguridad Social; trece las bases de cotización; otro las relaciones de afiliación por percepción de una pensión; otro el módulo fiscal; y finalmente otro (denominado “división”) no contiene datos, sino que refleja cómo alguna información de la MCVL se ha repartido en los diferentes ficheros. La forma de enlazar todos estos ficheros distintos es mediante el identificador anonimizado de la persona perteneciente a la muestra, que es el mismo para dicha persona a lo largo de los diferentes ficheros y de los diferentes años.

En relación con el espacio temporal de referencia para el análisis de la situación de las personas, dado que la MCVL se realiza teniendo en cuenta un año de referencia, la población seleccionada y sus diferentes registros sólo son representativos para dicho año. Esto significa que una edición

² Una descripción detallada de la MCVL se encuentra en Arranz y García-Serrano (2011, 2013).

dada de la MCVL, si bien recoge las afiliaciones de dichas personas en el pasado, no recoge las afiliaciones de personas que, por ejemplo, fallecieron o abandonaron la vida activa sin causar pensión o sin recibir prestaciones por desempleo y no aparecieron más al no tener relaciones con la Seguridad Social. Por tanto, la muestra de la MCVL de cada año (por ejemplo, 2019) solo es representativa del conjunto poblacional de dicho año (y no de años anteriores), lo que implica que para analizar un periodo determinado (por ejemplo, 2017-2019) es necesario enlazar y organizar los datos de todos los años en los que se realiza la MCVL para poder captar no solo a las personas con alguna relación con la Seguridad Social en 2019 (y toda su información de afiliación pasada) sino también a las personas que tuvieron alguna relación con la Seguridad Social en años anteriores (2017 o 2018) pero sin relación en 2019 (y la correspondiente información de afiliaciones de años anteriores de estos individuos).³ Además, como la base de datos dispone de la información del número de la cuenta de cotización de las empresas (identificativo único), es posible saber si una persona que trabaja con un empleador determinado en un momento dado continúa trabajando con él posteriormente.

En este trabajo, se utilizan el fichero de personas, los cuatro correspondientes a afiliaciones y el correspondiente a las diferentes bases de cotización de todos los años para construir el fichero de vidas laborales del periodo 2004-2019 según el procedimiento diseñado por Arranz *et al.* (2013), aunque solamente van a explotarse los datos del periodo 2017-2019.

4.2. La muestra seleccionada

A partir de los datos de la MCVL, se procede a seleccionar una muestra adecuada de trabajadores para poder realizar la evaluación del impacto de la subida del SMI sobre el empleo.

En primer lugar, se seleccionan los individuos que trabajan: (a) por cuenta ajena, es decir, están afiliados al régimen general de la Seguridad Social; (b) a tiempo completo, y (c) durante todo un mes (octubre). Esto se hace para las personas que están ocupadas en octubre de 2018, a quienes se siguen laboralmente en los meses siguientes, por un lado, y en octubre de 2017, a los quienes se siguen en los meses siguientes, por otro lado. El número de observaciones es de 328.920 en octubre de 2018 y 339.139 en octubre de 2017, lo que equivale a 8.223.000 y 8.478.475 personas asalariadas a tiempo completo, respectivamente.

El primer colectivo de trabajadores (ocupados en octubre de 2018) va a servir para disponer de información referida a la evolución del empleo en el periodo posterior a la subida del SMI (a partir de enero de 2019, el periodo *ex post*), mientras que el segundo colectivo (ocupados en octubre de 2017) permite tener información de un periodo similar al anterior pero previo a la subida del SMI de 2019 (periodo *ex ante*). A pesar de que el SMI también se incrementó en enero de 2018, el aumento fue bastante pequeño, un 2,3% en términos reales, por lo que se considera que en este periodo el SMI se mantuvo prácticamente inalterado.

³ En ARRANZ *et al.* (2013) se presenta de manera exhaustiva este procedimiento de organización de los datos de la MCVL para obtener una base longitudinal que permita recoger vidas laborales de individuos a lo largo del tiempo de manera correcta, ofreciendo varias aplicaciones que ilustran la pérdida de muestra y los posibles sesgos en que se incurre si no se hace un tratamiento correcto de la misma. En esta investigación se utiliza la metodología propuesta en dicho artículo.

El cuadro 1 ofrece la distribución de los trabajadores asalariados a tiempo completo según diversas características personales y laborales, distinguiendo el total de personas asalariadas en octubre de cada año (columnas 1 y 2) de aquellas empleadas en octubre que ganan un salario igual o inferior al SMI de cada año (columnas 3 y 4). El porcentaje que supone este colectivo respecto al total (la tasa de incidencia del SMI) es un 2,9% en 2017 y un 2,7% en 2018.

Cuadro 1

DISTRIBUCIÓN DE LAS PERSONAS ASALARIADAS TOTALES Y CON SALARIOS IGUALES/INFERIORES AL SMI DE CADA AÑO (octubre de 2017 y octubre de 2018). MCVL 2017-2019

	Todos los asalariados		Asalariados que ganan igual/menos que el SMI	
	2017	2018	2017	2018
<i>Sexo</i>				
Varón	0,596	0,595	0,518	0,522
Mujer	0,404	0,405	0,482	0,478
<i>Grupos de edad</i>				
18-30	0,125	0,125	0,371	0,312
31-45	0,444	0,431	0,357	0,373
46-55	0,296	0,299	0,201	0,227
56-64	0,136	0,146	0,071	0,088
<i>Nacionalidad</i>				
Española	0,940	0,935	0,888	0,880
Extranjera	0,060	0,065	0,112	0,120
<i>Nivel de estudios</i>				
Iguales/inferiores a los obligatorios	0,355	0,355	0,457	0,461
Bachiller superior	0,201	0,199	0,164	0,168
Formación profesional	0,162	0,163	0,159	0,147
Estudios universitarios	0,281	0,283	0,220	0,224
<i>Grupo de cotización (ocupación)</i>				
Grupos 1-2 (no manuales + cualificados)	0,211	0,212	0,168	0,177
Grupos 3-7 (no manuales -cualificados)	0,413	0,409	0,275	0,298
Grupos 8-10 (manuales)	0,376	0,378	0,557	0,526
<i>Antigüedad en el empleo</i>				
Menos de 6 meses	0,113	0,113	0,237	0,278
6-12	0,082	0,084	0,158	0,159
1-2 años	0,124	0,130	0,177	0,158
>2 años	0,681	0,673	0,429	0,406

La subida del salario mínimo de 2019 en España: una evaluación del impacto sobre la permanencia en el empleo con registros administrativos

	Todos los asalariados		Asalariados que ganan igual/menos que el SMI	
	2017	2018	2017	2018
<i>Tipo de contrato</i>				
Valores perdidos	0,088	0,083	0,026	0,030
Indefinidos/fijos discontinuos	0,769	0,769	0,625	0,649
Obra o servicio/eventuales	0,080	0,080	0,107	0,146
Otros temporales	0,064	0,067	0,242	0,175
<i>Rama de actividad</i>				
Agricultura y ganadería	0,007	0,007	0,030	0,033
Industria	0,180	0,179	0,109	0,106
Construc., transporte y almacenamiento	0,116	0,120	0,080	0,074
Comercio y hostelería	0,223	0,223	0,326	0,287
Información y servicios profesionales	0,161	0,162	0,155	0,167
Administración, educación y sanidad	0,248	0,245	0,224	0,254
Otras actividades de servicios	0,065	0,064	0,076	0,078
<i>Tamaño de empresa</i>				
0-9 trabajadores	0,252	0,230	0,564	0,492
10-49 trabajadores	0,224	0,236	0,179	0,204
50-249 trabajadores	0,214	0,221	0,116	0,137
250+ trabajadores	0,309	0,313	0,141	0,167
<i>Comunidad Autónoma</i>				
Noroeste	0,091	0,089	0,087	0,087
Noreste	0,107	0,108	0,077	0,081
Madrid	0,174	0,173	0,126	0,135
Centro	0,109	0,108	0,131	0,133
Este	0,311	0,312	0,286	0,287
Sur	0,162	0,162	0,239	0,212
Canarias	0,047	0,047	0,053	0,064
<i>Variables de resultado</i>				
Sigue en la misma empresa en t+6	0,914	0,914	0,750	0,724
Sigue en la misma empresa en t+12	0,851	0,850	0,661	0,640
Continúa empleado en t+6	0,964	0,965	0,925	0,911
Continúa empleado en t+12	0,955	0,951	0,918	0,896
Personas (sin ponderar)	328.920	339.139	9.540	9.137
Personas (ponderando)	8.223.000	8.478.475	238.500	228.425

Nota: la agrupación de las Comunidades Autónomas en siete grupos se refiere a las Unidades Territoriales Estadísticas de nivel 1 (NUTS1): 'Noroeste' (Galicia, Asturias y Cantabria); 'Noreste' (País Vasco, Navarra, Rioja y Aragón); 'Madrid' (Comunidad de Madrid); 'Centro' (Castilla y León, Castilla-La Mancha y Extremadura); 'Este' (Cataluña, Comunidad Valenciana e Islas Baleares); 'Sur' (Andalucía, Murcia, Ceuta y Melilla); y Canarias (Islas Canarias). Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL.

Los empleos que ocupan los trabajadores con salarios iguales o inferiores al SMI, al encontrarse en la parte baja de la distribución salarial, son en promedio más inestables que el resto: en comparación con el total, hay una mayor proporción de trabajadores en puestos de trabajo que pertenecen a ocupaciones manuales, empresas pequeñas y ramas de actividad como agricultura, comercio/hostelería y otras actividades de servicios.

Comparando el peso de cada característica entre el colectivo-SMI y el de los asalariados totales es posible calcular la sobrerrepresentación o la infrarrepresentación de los empleos que pagan el SMI o menos según colectivos (esto se haría dividiendo la primera por la tercera columna y la segunda por la cuarta columna). Los grupos de trabajadores en los que hay una sobrerrepresentación de estos empleos son los siguientes: las mujeres, los jóvenes, las personas extranjeras, quienes tienen estudios iguales/inferiores a los obligatorios, quienes tienen menos antigüedad en el empleo (menos de dos años) y quienes trabajan con un contrato temporal, en ocupaciones manuales, en la agricultura y en ramas de actividad de servicios (especialmente comercio y hostelería y otras actividades de servicios), en empresas pequeñas y en regiones del centro y del sur (Extremadura, Andalucía, Murcia) y en Canarias. Este panorama de la incidencia del empleo que paga el SMI o menos es similar al que han ofrecido otros estudios previos (por ejemplo, Archondo *et al.*, 2017, con la Encuesta Cuatrienal de Estructura Salarial de 2016; CCOO, 2019, con datos de la Encuesta de Población Activa referidos a 2017; y Barceló *et al.*, 2021, con la MCVL de 2019).

Como información adicional, la parte final del cuadro suministra información sobre los indicadores de resultados que se utilizan posteriormente como variables dependientes en el modelo econométrico estimado. La proporción (en tanto por uno) de trabajadores en octubre de 2017 o 2018 que continúan ocupados (en general) seis/doce meses después es inferior en el colectivo de asalariados que ganan el SMI o menos en comparación con el total de asalariados (la diferencia es de unos 5 pp).⁴ Este diferencial entre ambos colectivos es mayor (alrededor de 20 pp) cuando se considera la proporción de quienes siguen empleados en la misma empresa. Todo ello indica que los trabajadores que tienen salarios iguales/inferiores al SMI ocupan empleos más inestables y están sujetos a una mayor rotación laboral.

En segundo lugar, dado que las bases de cotización mínimas son iguales al SMI para la mayoría de los grupos de cotización (todos ellos excepto los dos de mayor cualificación), se utiliza la información de las bases de cotización mensuales por grupos de cotización para delimitar los colectivos de trabajadores que reciben un salario inferior, igual o superior al SMI. El cuadro A.1 del Anexo ofrece los datos sobre las bases de cotización en cada uno de los años del periodo 2017-2019.

A partir de esta información referida a los periodos anterior y posterior a la subida del SMI de 2019, es posible definir, por un lado, un grupo de tratamiento (formado por aquellos trabajadores afectados directamente por el alza del SMI) y un grupo de control (formado por aquellos tra-

⁴ Hay que tener en cuenta que la proporción de ocupados seis/doce meses después incluye la proporción de quienes continúan como asalariados en la misma empresa, la proporción de quienes son asalariados en otra empresa y la proporción de quienes son trabajadores autónomos: la primera es la mayoritaria, seguida de la segunda, mientras que la tercera es marginal (supone alrededor de un 2% de los casos entre quienes ganan el SMI o menos y un 1% en el total). La diferencia hasta el 100% recoge a quienes se encuentran desocupados.

bajadores que, siendo similares a los anteriores, no se ven afectados por el alza) en el periodo *ex post* referido a los años 2018-2019; y, por otro lado, sendos grupos de comparación (tratamiento y control) en el periodo *ex ante* referido a los años 2017-2018.

En el periodo *ex post*, el grupo de tratamiento (posterior a la intervención) incluye aquellos trabajadores que en octubre de 2018 tienen un salario igual o superior al mínimo de 2018 pero inferior al nuevo SMI de 2019. Este criterio se basa en el supuesto de que estos serán los trabajadores que con mayor probabilidad van a verse afectados por la subida del SMI. En cuanto al grupo de control (posterior a la intervención), este agrupa a quienes en octubre de 2018 tienen un salario que es igual al SMI de 2019 o está por encima hasta un umbral que es un 10% superior a dicho SMI. Estos grupos de tratamiento y de control serán modificados en una parte posterior del análisis para comprobar la robustez de los resultados obtenidos.⁵

En el periodo *ex ante*, los grupos se construyen de manera similar. Por un lado, el grupo de tratados (previo a la intervención) está formado por los trabajadores ocupados en octubre de 2017 potencialmente afectados por la subida del SMI de 2018, cuyo salario es igual o mayor que el SMI de 2017 pero inferior al SMI de 2018. Por otro lado, el grupo de control (previo a la intervención) está constituido por quienes tienen un salario en octubre de 2017 que coincide con el SMI de 2018 o se encuentra por encima hasta un 10% más que dicho SMI.⁶

La muestra resultante suministra información sobre 35.587 personas, de las cuales 9.535 pertenecen al periodo *ex ante* (ocupados en octubre de 2017), de las cuales 5.191 son tratadas y 4.344 no tratadas, y 26.052 pertenecen al periodo *ex post* (ocupados en octubre de 2018), de las cuales 14.579 son tratadas y 11.473 no tratadas. El cuadro 2 ofrece la distribución de los grupos de tratamiento y de control de ambos años según diversas características personales y laborales.

Cuadro 2

COMPOSICIÓN DE LA MUESTRA: DISTRIBUCIÓN DE PERSONAS TRATADAS Y NO TRATADAS SEGÚN CARACTERÍSTICAS PERSONALES Y LABORALES (octubre de 2017 y octubre de 2018). MCVL 2017-2019

	2017		2018	
	Tratados	Control	Tratados	Control
Sexo				
Varón	0,527	0,496	0,486	0,453
Mujer	0,473	0,504	0,514	0,547

⁵ Esto significa que, en el periodo *ex post*, el salario del grupo de tratamiento se encuentra entre 858,6€ y 1.050€, mientras que el del grupo de control se sitúa entre 1.050€ y 1.155€ (1.050€+105€) para aquellos que tienen bases de cotización correspondientes a los grupos de cotización desde el 4 hasta el 10 (véase el cuadro A.1 del Anexo). Para los grupos 1, 2 y 3, que tienen bases más elevadas, el cálculo de los salarios del grupo de tratamiento y de control se realiza de manera similar.

⁶ En el periodo *ex ante*, el salario del grupo de tratamiento se sitúa entre 825,6€ y 858,6€, mientras que el del grupo de control se encuentra entre 858,6€ y 944,6€ (858,6€+86€) para aquellos que tienen bases de cotización correspondientes a los grupos de cotización desde el 4 hasta el 10. Para los grupos 1, 2 y 3, el cálculo de los salarios del grupo de tratamiento y de control se realiza de manera similar.

La subida del salario mínimo de 2019 en España: una evaluación del impacto sobre la permanencia en el empleo con registros administrativos

	2017		2018	
	Tratados	Control	Tratados	Control
<i>Grupos de edad</i>				
18-30	0,495	0,321	0,354	0,250
31-45	0,281	0,390	0,370	0,426
46-55	0,159	0,216	0,194	0,230
56-64	0,065	0,073	0,083	0,093
<i>Nacionalidad</i>				
Española	0,892	0,880	0,872	0,883
Extranjera	0,108	0,120	0,128	0,117
<i>Nivel de estudios</i>				
Iguales/inferiores a los obligatorios	0,543	0,523	0,515	0,526
Bachiller superior	0,142	0,161	0,161	0,168
Formación profesional	0,164	0,165	0,157	0,170
Estudios universitarios	0,151	0,151	0,168	0,135
<i>Grupo de cotización (ocupación)</i>				
Grupos 1-2 (no manuales + cualificados)	0,102	0,112	0,116	0,070
Grupos 3-7 (no manuales - cualificados)	0,210	0,363	0,336	0,370
Grupos 8-10 (manuales)	0,687	0,525	0,548	0,560
<i>Antigüedad en el empleo</i>				
Menos de 6 meses	0,313	0,277	0,275	0,205
6-12	0,170	0,145	0,161	0,134
1-2 años	0,183	0,186	0,180	0,188
>2 años	0,334	0,392	0,384	0,474
<i>Tipo de contrato</i>				
Valores perdidos	0,001	0,002	0,003	0,001
Indefinidos/fijos discontinuos	0,601	0,699	0,650	0,793
Obra o servicio/eventuales	0,196	0,248	0,215	0,164
Otros temporales	0,201	0,051	0,132	0,042
<i>Rama de actividad</i>				
Agricultura y ganadería	0,012	0,018	0,015	0,013
Industria	0,083	0,090	0,084	0,105
Construcc., transporte y almacenamiento	0,073	0,070	0,069	0,095
Comercio y hostelería	0,286	0,259	0,280	0,329
Información y servicios profesionales	0,214	0,274	0,248	0,194
Administración, educación y sanidad	0,254	0,201	0,198	0,144
Otras actividades de servicios	0,077	0,087	0,105	0,121

	2017		2018	
	Tratados	Control	Tratados	Control
<i>Tamaño de empresa</i>				
0-9 trabajadores	0,556	0,458	0,483	0,463
10-49 trabajadores	0,262	0,245	0,230	0,266
50-249 trabajadores	0,120	0,174	0,159	0,153
250+ trabajadores	0,062	0,122	0,127	0,118
<i>Comunidad autónoma</i>				
Noroeste	0,087	0,076	0,090	0,111
Noreste	0,052	0,059	0,059	0,058
Madrid	0,110	0,175	0,162	0,157
Centro	0,190	0,106	0,120	0,114
Este	0,233	0,277	0,265	0,264
Sur	0,252	0,203	0,201	0,213
Canarias	0,075	0,104	0,103	0,084
<i>Variables de resultado</i>				
Sigue en la misma empresa en t+6	0,714	0,795	0,805	0,855
Sigue en la misma empresa en t+12	0,583	0,696	0,685	0,752
Continúa empleado en t+6	0,805	0,883	0,889	0,931
Continúa empleado en t+12	0,814	0,883	0,871	0,912
Personas (sin ponderar)	5.191	4.344	14.579	11.473
Personas (ponderando)	129.775	108.600	364.475	286.825

Nota: véase la nota del cuadro 1. Elaboración propia a partir de los datos de la MCVL.

Las características personales y laborales predominantes de los trabajadores asalariados de la muestra de los grupos de tratamiento y control son similares a las que presentan los trabajadores que ganan el SMI o menos: personas jóvenes y de edad media, con estudios iguales/inferiores a los obligatorios, que trabajan en una ocupación manual, con un contrato indefinido, con una antigüedad baja en el empleo y en empresas pequeñas y pertenecientes al sector terciario. En relación con las variables de permanencia en el empleo, el grupo de tratados muestra unas proporciones de trabajadores que siguen ocupados (en general y, sobre todo, en la misma empresa) inferiores a las del grupo de controles, si bien en ambos colectivos dichas proporciones mejoran entre 2018 y 2019.

En general, bien los grupos de tratamiento y de control comparten la misma composición en cuanto a sus características tanto en el periodo *ex ante* como en el periodo *ex post*, bien esta composición ha cambiado en el mismo sentido entre ambos periodos. Esto nos indica que los colectivos de las personas afectadas y no afectadas por la subida del SMI que se identifican en el análisis eran similares antes de la intervención y/o no se han producido cambios relevantes de distinto signo o intensidad en ambos grupos entre los periodos anterior y posterior a la intervención.

5. RESULTADOS

Este apartado recoge los resultados de las estimaciones del modelo presentado en la sección metodológica. La variable dependiente es la probabilidad de que los trabajadores asalariados permanezcan ocupados varios meses después de la subida del SMI. Se llevan a cabo estimaciones con cuatro especificaciones diferentes del modelo, dependiendo (a) de la medición de la permanencia en el empleo que realiza la variable dependiente, y (b) del periodo temporal al que se refiere esta variable.

Con respecto al primer aspecto, distinguimos entre seguir empleado en la misma empresa y continuar ocupado en general. Esta distinción es importante. Cuando se trata de medir el impacto de un alza del salario mínimo en el empleo lo que se querría saber es si las empresas, como consecuencia del aumento de los costes laborales, despiden a algunos trabajadores o no, es decir, si toda o una parte de la plantilla de las empresas continúa empleada en ellas. Sin embargo, la mayoría de los estudios no tienen en cuenta esta distinción, bien porque utilizan datos agregados y se centran en las tasas agregadas de empleo, bien porque utilizan datos individuales y las bases de datos no disponen de información sobre el emparejamiento empleado-empleador. Una de las contribuciones de nuestro estudio consiste precisamente en ofrecer estimaciones sobre la probabilidad de seguir ocupado en la misma empresa, que es la variable de mayor interés cuando se realiza un estudio sobre el impacto de una subida del salario mínimo en el empleo utilizando datos individuales.

En relación con el segundo aspecto, la permanencia en el empleo se mide seis y doce meses después de haber observado a las personas como ocupadas (en octubre de 2017 o 2018), lo que significa que se mide el efecto del alza del SMI tres meses (en abril) y nueve meses (en octubre) después de dicha subida.

Además, se realizan estimaciones con y sin variables de control para comprobar hasta qué punto los resultados son sensibles a la inclusión de estas. El conjunto de variables de control está formado por características personales (sexo, edad, nivel educativo, nacionalidad) y del puesto de trabajo (grupo de cotización, antigüedad en la empresa, actividad económica y tamaño de la empresa). El interés en el texto principal se centra en los efectos de las variables relacionadas con el aumento del SMI sobre la permanencia en el empleo. Las estimaciones completas con los coeficientes de todos los regresores de uno de los modelos logit se ofrecen en el cuadro A.2 del Anexo.

Los resultados obtenidos se presentan a continuación. En primer lugar, se ofrecen los resultados para toda la muestra, utilizando como grupos de tratamiento y de control los que se identificaron anteriormente. En segundo lugar, se realiza un análisis de robustez, donde se incluyen: (a) estimaciones con grupos de tratamiento y de control diferentes; (b) estimaciones restringiendo la muestra a determinados puestos de trabajo utilizando las variables de grupo de cotización y tamaño de empresa; y (c) pruebas placebo. Por último, se presentan los resultados del análisis principal, pero aplicado a diferentes colectivos definidos por diversas características personales (sexo, grupos de edad y nivel de estudios) y laborales (tipo de contrato, ocupación y tamaño de empresa).

5.1. Resultados básicos

El cuadro 3 muestra los coeficientes de las variables relacionadas con el cambio del SMI sobre la probabilidad de permanecer ocupado, bien en la misma empresa (panel A), bien de manera amplia en cualquier empleo (panel B) seis y doce meses más tarde de ser observado como asalariado, con dos tipos de especificaciones (sin y con variables de control).

Cuadro 3
RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE UN MODELO LOGIT DE LA PROBABILIDAD DE
PERMANECER OCUPADO [ecuación (2)]: INDICADOR “Tratamiento 1”.
COEFICIENTES Y ERRORES ESTÁNDAR (entre paréntesis). MCVL 2017-2019.

Panel A. Probabilidad de continuar empleado en la misma empresa

	En 6 meses		En 12 meses	
	Sin regresores	Con regresores	Sin regresores	Con regresores
$\beta_2 (T)$	-0,439*** (0,049)	-0,192*** (0,053)	-0,492*** (0,043)	-0,254*** (0,047)
$\beta_3 (D)$	0,418*** (0,046)	0,254*** (0,049)	0,280*** (0,039)	0,113*** (0,042)
$\beta_4 (T*D)$	0,080 (0,059)	0,038 (0,064)	0,161*** (0,052)	0,118** (0,056)
Constante	1,356*** (0,038)	1,176*** (0,107)	0,827*** (0,033)	0,394*** (0,091)
LR chi2(3/30)	444,70	4460,76	478,26	4800,70
Prob > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R2	0,013	0,128	0,011	0,109
Personas (ponderando)	889.675	889.675	889.675	889.675

Panel B. Probabilidad de estar ocupado

	En 6 meses		En 12 meses	
	Sin regresores	Con regresores	Sin regresores	Con regresores
$\beta_2 (T)$	-0,606*** (0,059)	-0,296*** (0,066)	-0,540*** (0,059)	-0,311*** (0,063)
$\beta_3 (D)$	0,576*** (0,060)	0,389*** (0,064)	0,316*** (0,058)	0,138** (0,060)
$\beta_4 (T*D)$	0,088 (0,074)	0,012 (0,081)	0,112 (0,072)	0,080 (0,076)
Constante	2,022*** (0,047)	2,081*** (0,138)	2,019*** (0,047)	1,803*** (0,127)
LR chi2(3/30)	544,95	4.448,93	313,71	2.871,14
Prob > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R2	0,022	0,180	0,012	0,108
Personas (ponderando)	889.675	889.675	889.675	889.675

Nota: los niveles de significatividad se indican como ** si $p < 0,05$ y *** si $p < 0,01$. Cada casilla corresponde a la estimación de un modelo. Las variables de control incluidas en las estimaciones con regresores son sexo, edad, nacionalidad, nivel de estudios, grupos de cotización, antigüedad, tipo de contrato, sector de actividad y tamaño de la empresa.

En primer lugar, los coeficientes de la variable de tratamiento (T) son negativos y estadísticamente significativos en todas las especificaciones del modelo. Los efectos marginales son -1,9 pp (-2,7 pp) después de seis (doce) meses con la variable de permanencia en la ocupación en general (estimaciones con regresores); estos efectos negativos son de mayor magnitud (-2,6 pp y -5,1 pp, respectivamente) con la variable de permanencia en la misma empresa. La interpretación es que el colectivo de los trabajadores tratados habría presentado una probabilidad de continuar en el empleo varios meses después de haberle observado como asalariado menor que el colectivo de los trabajadores del grupo de control incluso si no hubiese habido una subida del SMI que le hubiese afectado. Esto sucede porque, aunque el colectivo de tratados es similar al de los controles, se encuentra más abajo en la distribución salarial, de modo que los puestos de trabajo del grupo de tratamiento son ligeramente más inestables que los del grupo de control, presentando una probabilidad de permanencia en el empleo más baja.

En segundo lugar, la variable de tiempo (D) presenta coeficientes positivos y estadísticamente significativos. Los efectos marginales son 2,8 pp (1,2 pp) al cabo de seis (doce) meses con la variable de permanencia en la ocupación en general; estos efectos son algo mayores (3,5 pp y 2,3 pp, respectivamente) con la variable de permanencia en la misma empresa. Por tanto, los trabajadores asalariados de octubre de 2018 tienen una probabilidad de continuar empleado mayor que los trabajadores asalariados de octubre de 2017, independientemente de que se trate de trabajadores del grupo de tratamiento o del grupo de control. Este resultado se puede explicar porque en 2018-2019 fue la producción y el empleo crecieron con respecto a 2017-2018.

El impacto de la subida del SMI sobre la permanencia en el empleo viene reflejado en la interacción entre la variable de tratamiento y la de tiempo ($T*D$). Esta interacción cuantifica el efecto de la doble diferencia (β_4). Los resultados de las estimaciones de todas las especificaciones del panel B indican que el SMI no produjo efectos adversos sobre la probabilidad de que los trabajadores afectados estuviesen ocupados seis o doce meses después de ser observados como asalariados tras la subida del SMI-2019, cuando se les compara tanto con trabajadores similares no afectados como con trabajadores similares de un periodo anterior en que el SMI apenas varió. Este efecto nulo (no significativo) se mantiene tanto en las especificaciones que no incluyen variables de control como en aquellas que incluyen variables personales y laborales, si bien en este último caso el tamaño de los coeficientes es menor.

La variable anterior es la que se ha usado habitualmente como variable endógena en los estudios previos sobre el impacto del salario mínimo en el empleo empleando la técnica de DD. Nosotros también realizamos estimaciones utilizando una variable más estricta de permanencia en el empleo: seguir empleado en la misma empresa. Esta es la variable dependiente que mejor recoge el impacto más inmediato y directo de la subida del SMI, puesto que las empresas tienen que decidir si continuar o no con la relación laboral, una vez que el salario mínimo ha subido. Los resultados ofrecidos en el panel A van en la misma línea que los obtenidos previamente: la subida del SMI en 2019 no produjo efectos adversos sobre la permanencia en el mismo empleo (en la misma empresa) de los trabajadores afectados. El efecto nulo (no significativo) se da cuando el periodo de

observación es de seis meses, obteniéndose un impacto positivo y estadísticamente significativo (efecto marginal de 2,4 pp) cuando el periodo de observación es de doce meses.

5.2. Análisis de robustez

Una vez presentados los resultados obtenidos con la muestra principal, en este apartado se lleva a cabo una serie de pruebas cuyo objetivo es examinar la robustez de los resultados y su sensibilidad a cambios en la muestra y en su composición con el fin de mostrar la validez del análisis. Todas las pruebas de robustez se realizan sobre las dos variables endógenas definidas anteriormente: la probabilidad de seguir empleado en la misma empresa y la probabilidad de continuar ocupado seis o doce meses más tarde de ser observado como asalariado. Las pruebas se dividen en tres bloques.

En el primer bloque, se replica el análisis principal, pero modificando el criterio que se utiliza para construir tanto el grupo de tratamiento como el grupo de control. La metodología de DD depende de que haya una diferencia significativa entre el grupo de tratamiento y el grupo de comparación no tratado. Esta distinción puede verse amenazada por efectos de arrastre o contaminación de los salarios (*spillover effects*), si las subidas del SMI influyen en los salarios de los trabajadores que se encuentran más arriba en la distribución salarial, o por la propia delimitación de los colectivos. Por ello, merece la pena investigar la sensibilidad de los resultados a la definición de ambos grupos.

Al seleccionar el grupo de comparación, hay que poner en la balanza dos aspectos. Por un lado, es deseable una definición bastante estricta para mantener el grupo de comparación lo más similar posible al grupo directamente afectado en términos de no observables. Por otro lado, ampliar la definición del grupo de comparación (o alejarlo más del grupo de tratamiento) hace que los salarios subyacentes sean menos similares, a la vez que reduce el impacto de las amenazas de los efectos de arrastre de los salarios. Algo similar sucede cuando se selecciona el grupo de tratamiento. Una posible limitación de la ampliación del grupo de tratamiento es que esta estrategia puede reducir la similitud en características no observables entre ambos colectivos. Una ventaja es que el número de observaciones aumenta (igual que si se amplía el grupo de control), lo que puede redundar en un incremento de la precisión de la estimación.

El punto de partida es la variable de tratamiento utilizada en el análisis básico (“Tratamiento 1”), que en el periodo posterior (anterior) a la intervención incluye como tratados a aquellos trabajadores que en octubre de 2018 (octubre de 2017) tienen un salario igual o superior al mínimo de 2018 (2017) pero inferior al nuevo SMI de 2019 (2018) y como controles a quienes en octubre de 2018 (2017) tienen un salario que es igual al SMI de 2019 (2018) o está por encima hasta un umbral que es un 10% superior a dicho SMI de 2019 (2018). En primer lugar, se modifican los tratados sin alterar los controles. Este procedimiento es novedoso debido a que nuestro grupo de tratamiento inicial es muy restringido en comparación con el que se utiliza en estudios previos (Stewart, 2004a, plantea algo similar). En este caso, se va suavizando el criterio de selección de los tratados, ampliando este grupo hacia colectivos que ganan un salario más bajo en el año inicial: el mínimo de 2018 menos el 10% (“Tratamiento 2”), el mínimo de 2018 menos el 20%

(“Tratamiento 3”) y el mínimo de 2018 menos el 30% (“Tratamiento 4”). También se prueba a ampliar el grupo de tratados al total de trabajadores que se encuentran por debajo del nuevo mínimo (“Tratamiento 5”). Se hace lo mismo con el año 2017.

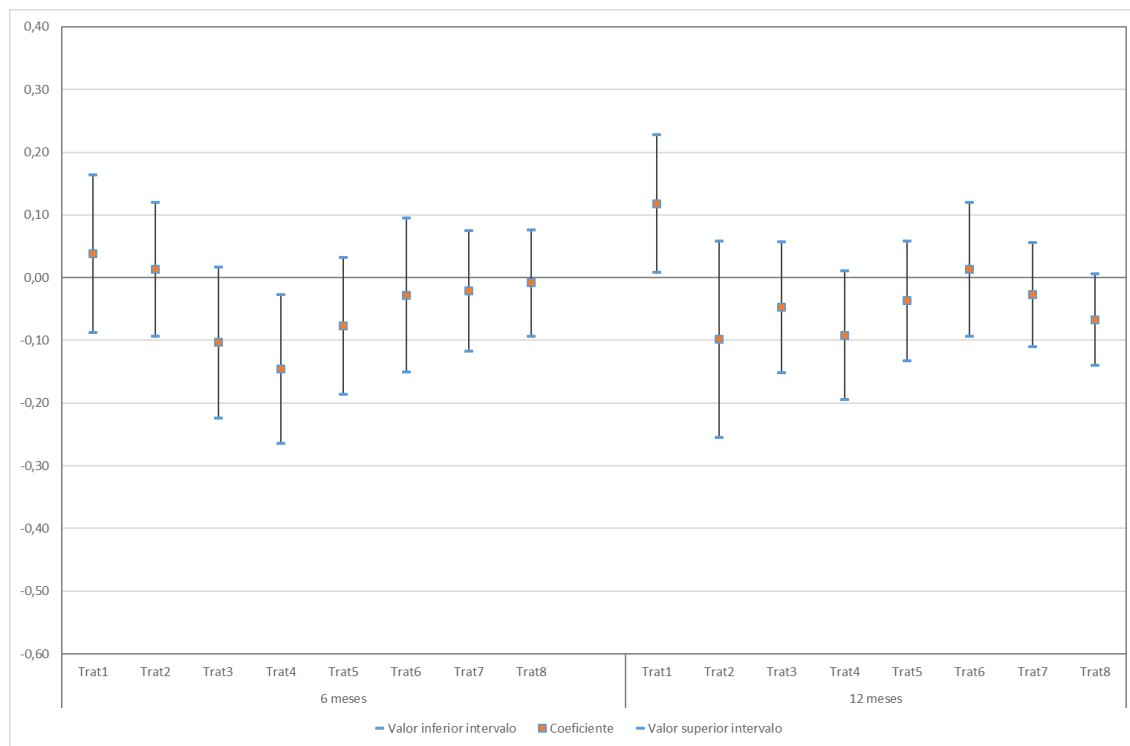
En segundo lugar, partiendo del escenario básico se altera simultáneamente el criterio de selección de los tratados y de los controles, incrementando los umbrales salariales de ambos grupos hasta un 10% (“Tratamiento 6”), hasta un 20% (“Tratamiento 7”) y hasta un 30% (“Tratamiento 8”). De este modo, ambos colectivos son sucesivamente más amplios. Estudios anteriores también han seguido una estrategia de ampliación, al menos, del grupo de control (Stewart, 2004a; Portugal y Cardoso, 2006; Barceló *et al.*, 2021).

Los resultados del análisis de robustez se ofrecen en el gráfico 1. Este gráfico muestra exclusivamente el coeficiente de la variable de interacción (β_4) de las estimaciones de la ecuación (3) y los correspondientes intervalos de confianza. El gráfico del panel A ofrece los coeficientes cuando la variable dependiente es seguir empleado en la misma empresa, mientras que el gráfico del panel B lo hace cuando la variable dependiente es continuar ocupado de manera general. Todas las especificaciones están estimadas con regresores.

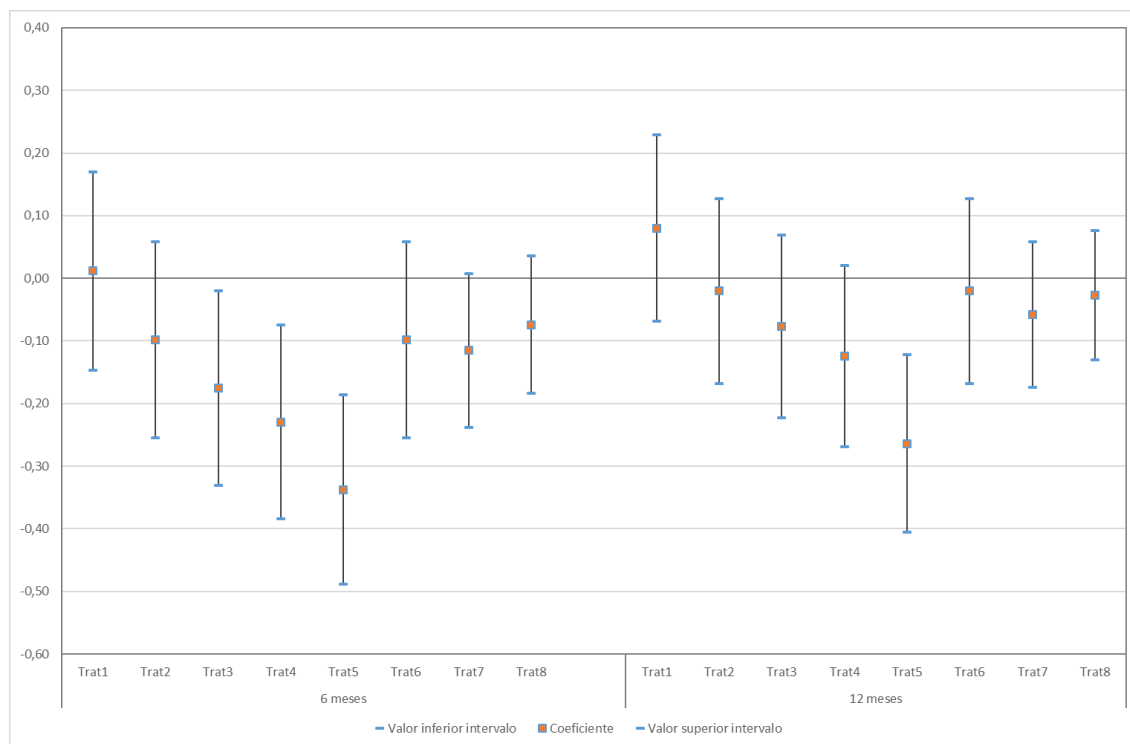
Gráfico 1

RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE UN MODELO LOGIT DE LA PROBABILIDAD DE PERMANECER OCUPADO [ecuación (2)] CON DIFERENTES VARIABLES DE TRATAMIENTO. ESTIMACIONES CON REGRESORES: COEFICIENTES (solo β_4) E INTERVALOS DE CONFIANZA (del 95%). MCVL 2017-2019

Panel A. Probabilidad de continuar empleado en la misma empresa



Panel B. Probabilidad de estar ocupado



Al igual que en el análisis principal, la mayor parte de los efectos estimados de la subida del SMI sobre la probabilidad de continuar empleado en la misma empresa no son estadísticamente significativos (panel A). Tanto cuando se amplía el grupo de tratamiento (hacia salarios más bajos) como cuando se amplía el grupo de control (hacia salarios más elevados), el resultado es que los coeficientes se sitúan en torno a cero y no son estadísticamente significativos. Solo se alejan algo de cero haciéndose negativos y marginalmente significativos en términos estadísticos cuando el grupo de tratamiento se amplía considerablemente, estando más alejado del grupo de control en términos salariales (“Tratamiento 4”). En resumen, cuando los tratados y los controles son colectivos cercanos en términos salariales y, por tanto, son más similares entre sí, los coeficientes estimados de la variable de interacción son estadísticamente iguales a cero, indicando que la subida del SMI no habría tenido un impacto adverso en la probabilidad de seguir empleado en la misma empresa.

Estos resultados son algo diferentes cuando se utiliza como variable dependiente la variable dependiente más amplia que mide la probabilidad de continuar ocupado, ya sea en la misma empresa, en otra empresa o por cuenta propia (panel B). Esta es la variable que se emplea habitualmente en los estudios sobre el impacto del salario mínimo en el empleo. En este caso, se observa claramente que la ampliación del grupo de tratamiento, que se va haciendo más diferente del grupo de control, da lugar a coeficientes que se hacen cada vez más negativos y estadísticamente significativos, especialmente cuando se considera un periodo de cuatro meses tras la subida del SMI. De esta manera, con el indicador “Tratamiento 5” (que recoge como tratados a todos los que se encuentran por debajo del nuevo mínimo) se obtiene un resultado similar al de

otros estudios de la literatura empírica, en el sentido de que una subida del salario mínimo afecta negativamente al empleo de los trabajadores potencialmente afectados. Sin embargo, los coeficientes de los indicadores “Tratamiento 6”, “Tratamiento 7” y “Tratamiento 8” no son estadísticamente distintos de cero.

En el segundo bloque de pruebas, se crean dos muestras restringidas: en una, se excluyen las personas que están clasificadas dentro de alguno de los tres primeros grupos de cotización; en otra, se excluyen las personas que están empleadas en empresas con menos de cinco trabajadores.

Por un lado, la razón de la eliminación de los grupos de cotización 1-3 es comprobar cuáles son los cambios en los resultados cuando no se tienen en cuenta los puestos de trabajo más cualificados y cuyo salario mínimo corresponde a bases de cotización diferentes y más elevadas que las del resto de grupos de cotización. Esos tres grupos de cotización aglutinan a algo menos del 15% de los colectivos de tratados y controles de la muestra inicial (véase el cuadro 2).

Por otro lado, las empresas más pequeñas son las que están sujetas a una mayor probabilidad de desaparición de un año para otro (su probabilidad de supervivencia es inferior a las empresas de tamaño medio y grande). Por este motivo, se trata de ver si los resultados cambian cuando se excluye una posible causa “exógena” de terminación de una relación laboral, como es el cierre de la empresa. Hay que tener en cuenta que en torno al 94% (86%) de las empresas en España tienen un tamaño inferior a los 10 trabajadores, incluyendo (sin incluir) los autónomos sin asalariados, que suponen en torno a un 55% del total, a la vez que la proporción de la población asalariada que hay en los centros de trabajo (con asalariados) de menor tamaño apenas supera el 20%.⁷ Este último dato coincide con la información proporcionada por la MCVL, siendo superior (alrededor de un 50%) para el colectivo de trabajadores que ganan el SMI o menos (véase el cuadro 2).

A partir de estas dos muestras restringidas, se realizan las mismas pruebas que antes, ampliando los tratados y los controles. El gráfico 2 ofrece los resultados cuando se utiliza la muestra que excluye los grupos de cotización de mayor cualificación. Como puede verse, los resultados son prácticamente idénticos a los obtenidos con la muestra completa.

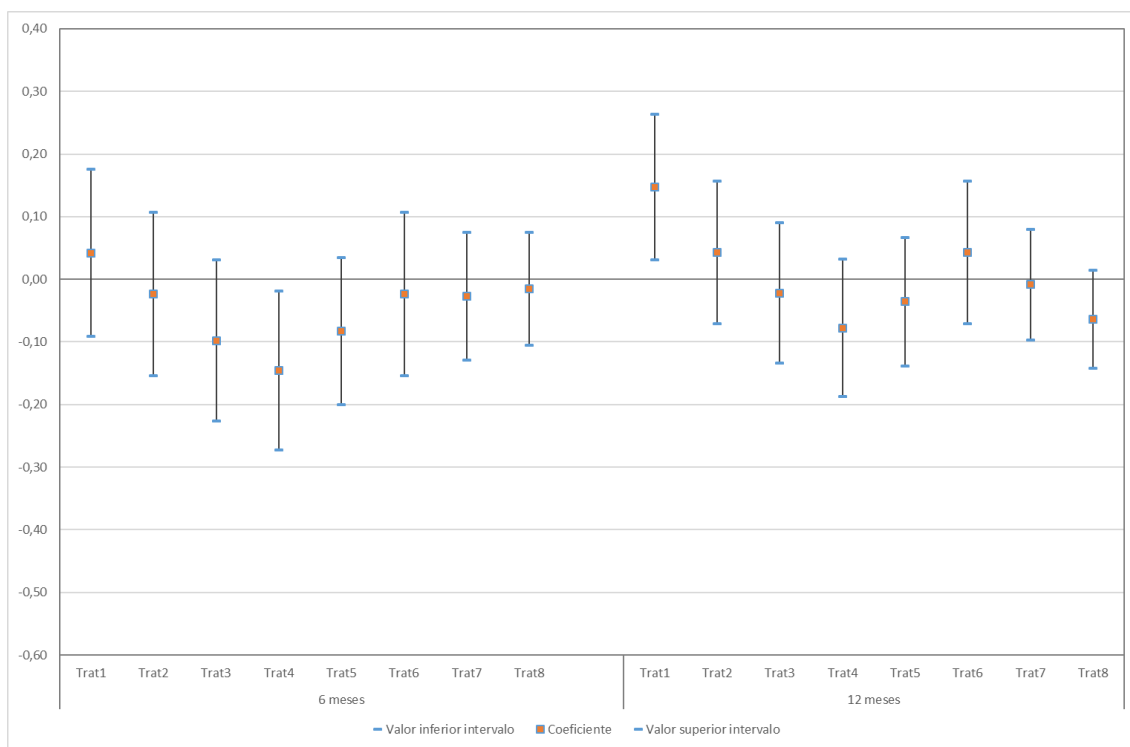
Los resultados con la muestra que elimina los puestos de trabajo en empresas de tamaño más reducido (menos de cinco empleados) se muestran en el gráfico 3. En este caso, los coeficientes de la variable de interacción del tratamiento y el tiempo con los distintos indicadores de tratamiento no son estadísticamente significativos en casi ningún caso (la única excepción es “Tratamiento 5”, que considera tratados a quienes se encuentran por debajo del nuevo mínimo, en un periodo de seis meses tras observar a las personas como asalariadas), no solo con la variable de permanencia en la misma empresa, sino también con la variable de permanencia en la ocupación en general. Por tanto, las conclusiones son esencialmente las mismas que las obtenidas con la muestra inicial completa.

⁷ Estos datos, referidos al 31 de diciembre del año 2021, proceden de la estadística de “Empresas inscritas en la Seguridad Social” que ofrece el Ministerio de Trabajo y Economía Social.

Gráfico 2

RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE UN MODELO LOGIT DE LA PROBABILIDAD DE PERMANECER OCUPADO [ecuación (2)] CON DIFERENTES VARIABLES DE TRATAMIENTO: TRABAJADORES EN GRUPOS DE COTIZACIÓN 4 A 7. ESTIMACIONES CON REGRESORES: COEFICIENTES (solo β_4) E INTERVALOS DE CONFIANZA (95%). MCVL 2017-2019

Panel A. Probabilidad de continuar empleado en la misma empresa



Panel B. Probabilidad de estar ocupado

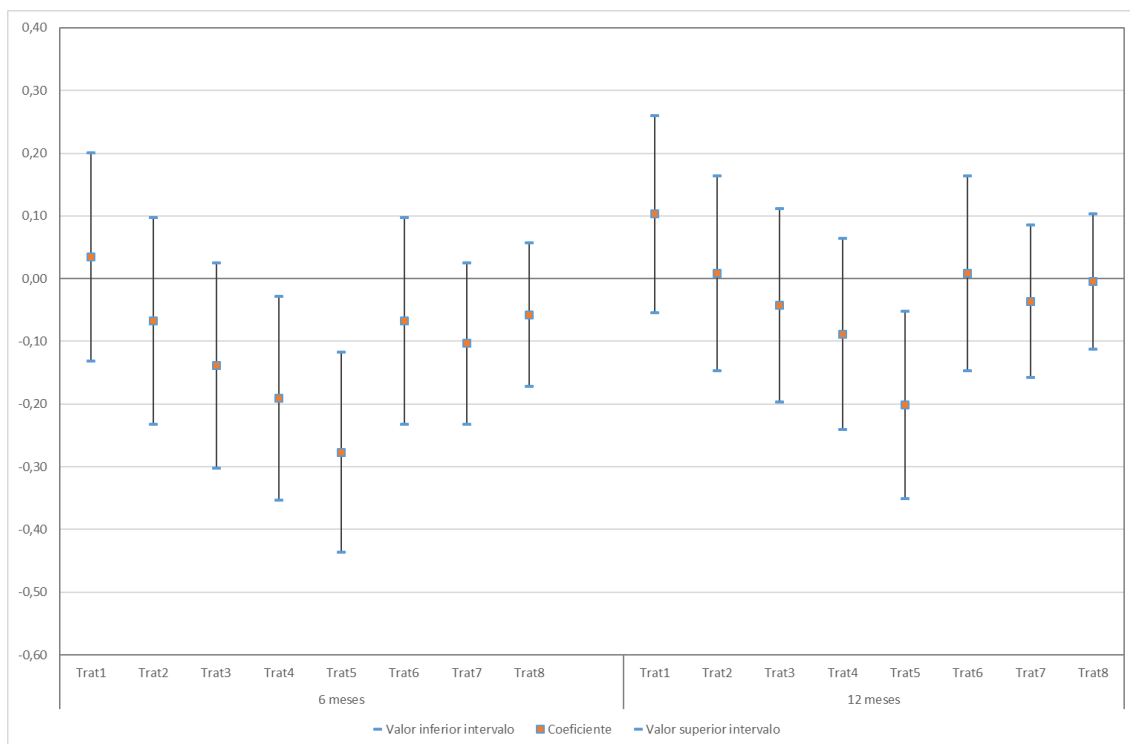
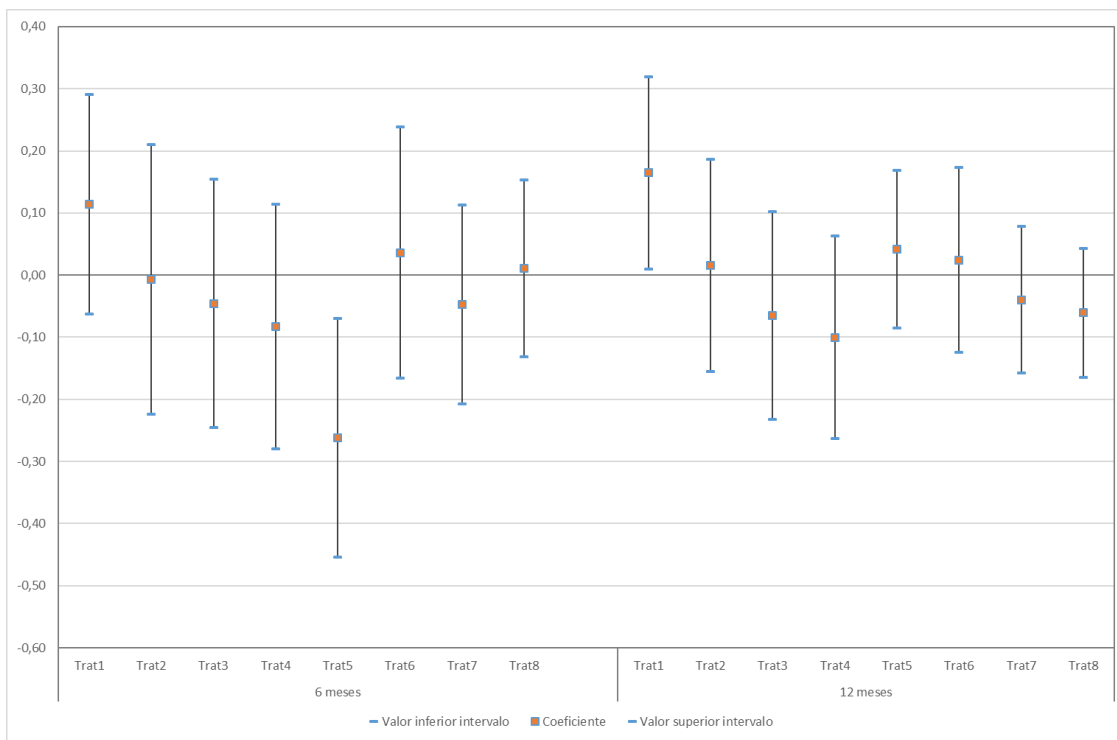


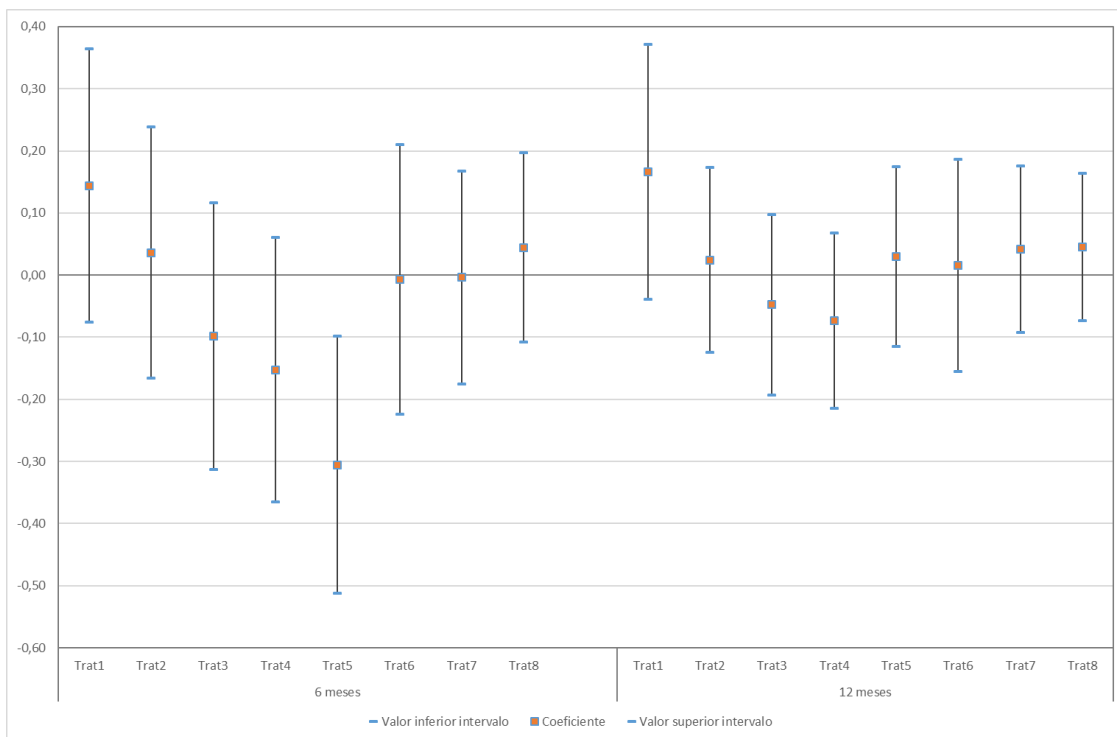
Gráfico 3

RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE UN MODELO LOGIT DE LA PROBABILIDAD DE PERMANECER OCUPADO [ecuación (2)] CON DIFERENTES VARIABLES DE TRATAMIENTO: TRABAJADORES EN EMPRESAS DE CINCO EMPLEADOS O MÁS. ESTIMACIONES CON REGRESORES: COEFICIENTES (solo β_4) E INTERVALOS DE CONFIANZA (95%). MCVL 2017-2019

Panel A. Probabilidad de continuar empleado en la misma empresa



Panel B. Probabilidad de estar ocupado



Finalmente, el tercer bloque de pruebas de robustez consiste en la realización de una prueba placebo (Gertler et al., 2016, pp. 137), en la que el grupo de tratamiento no está afectado por el aumento del SMI, creándose así un “falso” grupo de tratamiento. En este caso, se han clasificado como “falsamente” tratados aquellos trabajadores cuyo salario se sitúa un 10-20% por encima del SMI vigente el año siguiente a ser observados como asalariados, no habiendo sido realmente afectados por la subida del SMI, y se comparan con los controles, que son quienes tienen un salario por encima del nuevo SMI hasta un 10% más. La intención de esta prueba placebo es comprobar si β_4 es significativo. Si no es significativo, se demostraría que el análisis tiene robustez, dado que el “falso” grupo de tratamiento no está realmente afectado por el aumento del SMI y el modelo es capaz de captarlo. Es por ello por lo que el coeficiente de la interacción en esta prueba debería ser no significativo, en cuyo caso puede asumirse que el grupo de control y el verdadero grupo de tratamiento tienen tendencias paralelas en ausencia de la intervención (la subida del SMI). Los resultados, que se suministran en el cuadro A.3 del Anexo, indican que el coeficiente de la variable $T*D$ es no significativo estadísticamente en todos los casos (menos en uno).

5.3. Análisis de heterogeneidad por colectivos

Una vez examinada la robustez de los resultados obtenidos con la muestra seleccionada, en este apartado se utiliza esta última (aquella que se basa en la definición “Tratamiento 1” de los grupos de tratamiento y de control) para analizar los posibles efectos heterogéneos que el alza del SMI pudo provocar en distintos colectivos de trabajadores. Para ello, se estiman las especificaciones del modelo con regresores utilizando las dos variables dependientes empleadas hasta el momento distinguiendo colectivos de acuerdo con las siguientes variables: características de las personas como sexo, edad y nivel de estudios; y atributos de los puestos de trabajo como ocupación, tipo de contrato y tamaño de empresa. Los resultados de las estimaciones separadas para los distintos grupos de trabajadores se ofrecen en el cuadro 4. En el cuadro solo se muestran los coeficientes (β_4) de la variable de interacción $T*D$.

Cuadro 4

RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE UN MODELO LOGIT DE LA PROBABILIDAD DE PERMANECER OCUPADO [ecuación (2)] SEGÚN CARACTERÍSTICAS PERSONALES Y LABORALES: INDICADOR “Tratamiento 1”. ESTIMACIONES CON REGRESORES: COEFICIENTES (solo β_4) Y ERRORES ESTÁNDAR (entre paréntesis). MCVL 2017-2019

	Misma empresa		Ocupado en general	
	6 meses	12 meses	6 meses	12 meses
<i>Características personales</i>				
Varones	0,042 (0,090)	0,169** (0,078)	0,030 (0,117)	0,193 (0,112)
Mujeres	0,044 (0,092)	0,079 (0,080)	-0,004 (0,113)	-0,011 (0,104)
18-30	0,067 (0,102)	0,241** (0,089)	0,046 (0,132)	0,142 (0,121)

La subida del salario mínimo de 2019 en España: una evaluación del impacto sobre la permanencia en el empleo con registros administrativos

	Misma empresa		Ocupado en general	
	6 meses	12 meses	6 meses	12 meses
31-45	0,020 (0,109)	-0,035 (0,095)	-0,016 (0,139)	0,120 (0,137)
46-64	0,020 (0,133)	0,127 (0,116)	0,065 (0,160)	0,043 (0,145)
Estudios primarios	0,146 (0,089)	0,233*** (0,078)	0,017 (0,107)	0,053 (0,102)
Estudios secundarios	-0,059 (0,114)	0,112 (0,099)	0,081 (0,151)	0,216 (0,139)
Estudios terciarios	-0,270 (0,166)	-0,307** (0,141)	-0,307 (0,232)	-0,183 (0,209)
<i>Características laborales</i>				
Ocupación manual	0,049 (0,083)	0,178** (0,074)	-0,001 (0,100)	0,019 (0,096)
Ocupación no manual	-0,044 (0,106)	-0,036 (0,089)	-0,040 (0,145)	0,132 (0,129)
Contrato indefinido	-0,065 (0,109)	-0,006 (0,085)	0,072 (0,157)	0,347*** (0,138)
Contrato temporal	-0,146 (0,093)	-0,201** (0,090)	-0,178 (0,106)	-0,285*** (0,102)
Empresa 0-9	-0,053 (0,133)	-0,080 (0,113)	-0,036 (0,171)	0,182 (0,158)
Empresa 10-49	0,222 (0,142)	0,288** (0,126)	0,219 (0,173)	0,285 (0,165)
Empresa 50+	0,081 (0,134)	0,149 (0,117)	0,155 (0,166)	0,051 (0,153)

Nota: los niveles de significatividad se indican como ** si $p < 0,05$ y *** si $p < 0,01$. Cada casilla corresponde a la estimación de un modelo en el que se han incluido las siguientes variables de control: sexo, edad, nacionalidad, nivel de estudios, grupos de cotización, antigüedad, tipo de contrato, sector de actividad y tamaño de la empresa. En cada estimación se ha excluido la variable correspondiente al colectivo que se analiza (por ejemplo, el sexo en las estimaciones separadas de varones y mujeres).

Los resultados (columnas 3 y 4) indican que el coeficiente β_4 que recoge el impacto del alza del SMI sobre la probabilidad de estar ocupado en general no es significativamente distinto de cero para todos los colectivos considerados cuando el periodo de observación se refiere a tres meses después de la subida y para todos los colectivos menos dos cuando el periodo de observación se refiere a nueve meses después de la subida. En este último caso, lo que se obtiene es un efecto negativo para los trabajadores con contrato temporal y positivo para los trabajadores con contrato indefinido. En particular, en el caso de los temporales, los trabajadores tratados tienen una probabilidad de continuar empleados doce meses más tarde de ser observados como asalariados que es 5,1 pp inferior a la de los no tratados cuando el SMI aumenta (en 2019) que cuando

permanece casi inalterado (en 2018). En el caso de los trabajadores indefinidos, esa probabilidad es 1,7 pp más elevada.

Cuando la variable dependiente es la probabilidad de seguir empleado en la misma empresa (columnas 1 y 2), los resultados son iguales a los anteriores cuando el periodo de observación es más corto (el coeficiente β_4 no es estadísticamente distinto de cero en ningún caso) y algo distintos cuando el periodo de observación es más largo. En este último caso, se confirma el impacto adverso sobre los trabajadores temporales (el diferencial de probabilidad es de 4,9 pp). Pero a la vez se obtienen impactos positivos sobre los varones, los jóvenes y quienes tienen estudios básicos, por un lado, y quienes trabajan en puestos de trabajo manuales y en empresas de tamaño pequeño/medio (10-49 empleados), por otro lado. De este modo, en el caso de estos colectivos, los trabajadores del grupo de tratamiento presentan unas probabilidades que son 3,5 pp, 5,6 pp, 4,8 pp, 3,8 pp y 5,2 pp, respectivamente, más elevadas de continuar empleados doce meses más tarde que el grupo de control cuando se altera el SMI en comparación con un periodo en el que el SMI permanece prácticamente inalterado.

6. DISCUSIÓN DE RESULTADOS Y CONCLUSIONES

El alza del SMI de 2019 tuvo una fuerte repercusión en la opinión pública española debido al inusual incremento que supuso en términos nominales (y en términos reales). Durante la década anterior los aumentos del SMI habían sido muy bajos en comparación con el que se produjo en 2019, lo que suscitó el interés por los posibles efectos (potencialmente negativos) que la subida podría tener sobre el empleo.

En este estudio se han aplicado técnicas de DD y se han definido grupos de tratamiento y de control basados en una muestra de trabajadores asalariados formada por quienes con mayor probabilidad se ven afectados por el aumento del SMI (aquellos que, antes de la subida, tenían un salario que estaba entre el anterior mínimo y el nuevo mínimo) y quienes se encuentran cerca de los anteriores en la distribución salarial (aquellos que, antes de la subida, ganaban entre el nuevo mínimo y hasta un 10% por encima del nuevo mínimo). Además, se han considerado dos variables de interés (seguir empleado en la misma empresa y continuar ocupado de manera general –por estar empleado en la misma empresa, en otra empresa o como autónomo–) y dos periodos de observación distintos (tres meses y nueve meses después de la subida del SMI).

Los resultados del análisis realizado apuntan a que el incremento del SMI en 2019 no produjo efectos adversos sobre el empleo de los trabajadores directamente afectados en los meses siguientes tras la subida. Esto sucede cuando se considera el impacto sobre la probabilidad de continuar empleado tanto en la misma empresa como ocupado en general y tanto a corto plazo como en un plazo más largo. Estos resultados se mantienen cuando se realizan pruebas de robustez consistentes en ampliar los grupos de tratamiento y de control y en restringir la muestra a los trabajadores en puestos de cualificación media/baja o en empresas con cinco trabajadores o más (para limitar el impacto que puede tener la menor supervivencia de las empresas de tamaño más reducido), especialmente si la variable dependiente es la probabilidad de seguir empleado en la misma empresa. Los efectos solo se convierten en negativos cuando la variable dependien-

te es la probabilidad de continuar ocupado en general en el caso en que los grupos de tratamiento y de control son muy distintos (es decir, los colectivos se encuentran más lejos uno de otro dentro de la distribución salarial).

Este resultado podría sugerir que los estudios que utilizan como variable dependiente esta última y obtienen efectos adversos de la subida del salario mínimo sobre los trabajadores afectados podrían estar recogiendo la mayor rotación asociada a los puestos de trabajo que ocupan, de modo que, aunque sus probabilidades de permanecer empleado en la empresa no cambiasen, podría resultarles más difícil encontrar un nuevo empleo, permaneciendo más tiempo en la desocupación. Para analizar esta cuestión sería necesario examinar si la subida del SMI afecta a las entradas en el empleo, es decir, las contrataciones.

Además, el análisis de heterogeneidad no sugiere la existencia de diferencias entre colectivos de trabajadores definidos según diversas variables (sexo, edad, nivel de estudios, ocupación) cuando se utiliza como variable dependiente la probabilidad de continuar ocupado en general (a corto y más largo plazo). Sin embargo, cuando el periodo de observación es más largo, sí aparecen diferencias según el tipo de contrato, con efectos negativos sobre los trabajadores temporales y positivos sobre los trabajadores indefinidos. Esto se confirma cuando la variable dependiente es la probabilidad de seguir empleado en la misma empresa. Este resultado podría estar recogiendo algún tipo de sustitución entre trabajadores o de conversión de contratos provocada por la subida del SMI, aunque también podría estar vinculado a otras dinámicas laborales internas de las empresas o del mercado de trabajo e incluso a la labor de la Inspección de Trabajo.⁸

La conclusión de que el aumento del SMI en 2019 no produjo efectos negativos sobre el empleo coincide con la de algunos estudios (CCOO, 2019), pero difiere de la obtenida en otros (Barceló *et al.*, 2021). En este último caso, los autores también utilizan la MCVL como base de datos para realizar su análisis. No obstante, algunas diferencias que pueden hacer que los resultados difieran de los nuestros se refieren tanto a la forma de tratar los datos mensuales de los salarios como a la definición del grupo de tratamiento (todos los trabajadores con salarios iguales o inferiores al mínimo) y del grupo de control (los trabajadores con salarios hasta un límite de 1.300€ en el año 2018 pero también los trabajadores que el año anterior ganaban por debajo del mínimo). Esto significa que los colectivos utilizados por Barceló *et al.* (2021) son más amplios que los utilizados por nosotros y que los autores no emplean un grupo de tratados y de controles similares en el periodo *ex ante* como se hace en este trabajo.

⁸ Por ejemplo, ARRANZ y GARCÍA-SERRANO (2014) señalan la importancia de las “recontrataciones” (salidas del empleo de trabajadores que vuelven posteriormente a la misma empresa tras un periodo de percepción de prestaciones por desempleo) en el mercado laboral español, pues algo más de un tercio de los episodios de los trabajadores que perdían un empleo y entraban en el sistema de protección por desempleo implicaban la vuelta de éstos a la misma empresa (en los periodos 2005-2007 y 2010-2012). Al mismo tiempo, hay que tener en cuenta que todos los años la Inspección de Trabajo y Seguridad Social, a través tanto de su actuación ordinaria como de campañas especiales (Planes de Choque en aplicación del “Plan Director por un Trabajo Digno” de 2018, 2019 y 2020), convierte decenas de miles de contratos temporales en contratos indefinidos, muchos de los cuales se concentran en los puestos de trabajo más inestables y los niveles salariales más bajos. Por ejemplo, estas conversiones ascendieron a 93 mil en 2017, 194 mil en 2018, 169 mil en 2019 y 84 mil en 2020, tal como puede verse en los Informes Anuales de la Inspección de Trabajo y Seguridad Social (pueden consultarse en https://www.mites.gob.es/itss/web/Que_hacemos/Estadisticas/index.html).

Este estudio se inscribe en el amplio campo de la literatura económica que ha estudiado el impacto de las alzas del salario mínimo sobre los resultados económicos, especialmente el empleo. Las predicciones que se obtienen a partir del modelo de competencia perfecta son muy claras y apuntan a impactos negativos. Parte de la literatura empírica apoya este resultado teórico, pero también hay muchos estudios que encuentran efectos nulos (no significativos) de las subidas del salario mínimo sobre el empleo agregado o sobre el empleo de los colectivos directamente afectados. Los resultados obtenidos en este trabajo son similares a los que han obtenido otros autores que han estudiado subidas del salario mínimo concretas en otros países (Stewart, 2004a, 2004b; Portugal y Cardoso, 2006).

Este resultado puede explicarse por el funcionamiento no competitivo del mercado de trabajo y la existencia de fricciones que afectan a las decisiones de empresas y trabajadores. En este sentido, el modelo del monopsonio muestra que, como el coste marginal de contratar un nuevo trabajador es el salario mínimo, la empresa se enfrenta a un coste marginal constante, de manera que, si el valor del producto marginal es superior al coste marginal salarial, el resultado podría ser que el empleo no variase. En este caso, las empresas podrían absorber el aumento de los costes laborales de otros modos: a través de aumentos de la productividad, de aumentos de las horas de trabajo, de reducción de algunos componentes no salariales del coste laboral, de incrementos de precios o de disminución de los márgenes empresariales (incluso sin traspasar a los precios el alza de los salarios). Evidencia empírica de estas vías de respuesta empresarial puede encontrarse en diversos estudios (Riley y Bondibene, 2017; Harasztosi y Linder, 2019; Drucker *et al.*, 2021). Otros trabajos recientes también encuentran evidencia de que el grado de competencia monopsonística en el mercado de trabajo afecta al efecto que la subida salarial produce en el empleo, siendo menos negativo o incluso positivo en los mercados más concentrados (Azar *et al.*, 2019; Munguía, 2020; Bamford, 2021).

Además, la diferencia entre el nivel de productividad y los salarios era relativamente elevada (al menos antes de 2019) en España en comparación con otros países europeos.⁹ Esto significa que existía un margen para incrementar el salario mínimo sin dañar el empleo, si las empresas podían enfrentarse al incremento de los costes del trabajo utilizando otros canales, en un contexto económico expansivo.

Para terminar, hay que señalar que el análisis realizado en este estudio presenta algunas limitaciones. En primer lugar, el análisis se centra en los trabajadores a tiempo completo, excluyendo a los trabajadores a tiempo parcial y no considerando, por tanto, los empleados que, teniendo jornadas parciales, podrían verse afectados por el alza del SMI. Esto hace que los resultados no sean extrapolables a todo el conjunto de los trabajadores asalariados, en la medida que las empresas puedan centrar en los trabajadores con jornada parcial los posibles ajustes como respuesta a una subida del SMI. Para resolver esta limitación tendría que realizarse el análisis para el conjunto de trabajadores que trabajan a jornada completa y parcial, algo que la base de datos podría permitir, pero haciendo supuestos fuertes.

⁹ Según CCOO (2019), la productividad de la economía española era casi igual que la productividad de los países europeos con salario mínimo (representaba el 97% en 2019), mientras que el SMI español era muy inferior al salario mínimo de estos países, ponderado por el tamaño de sus economías (solo suponía el 75%).

En segundo lugar, el análisis no examina la tasa agregada de empleo y solo se centra en la probabilidad de permanencia en el empleo (frente a salir a la desocupación) de los trabajadores afectados. Hay otras variables laborales que podrían ser relevantes y no se examinan, como el número de horas trabajadas o la contratación de las empresas. Este último caso es importante, porque el flujo de entrada (las transiciones desde la desocupación hacia el empleo) determina, junto con el flujo de salida (las transiciones desde el empleo hacia la desocupación), la variación neta del empleo de los trabajadores afectados, así como la tasa agregada de empleo.

ANEXO

Cuadro A.1

BASES MÍNIMAS DE COTIZACIÓN MENSUALES POR GRUPO DE COTIZACIÓN (en euros de cada año)

Grupos de cotización	Años		
	2017	2018	2019
1. Ingenieros, licenciados y alta dirección	1.152,90	1.199,10	1.466,40
2. Ingenieros técnicos, peritos y ayudantes	956,10	994,20	1.215,90
3. Jefes administrativos y de taller	831,60	864,90	1.057,80
4. Ayudantes no titulados	825,60	858,60	1.050,00
5. Oficiales administrativos	825,60	858,60	1.050,00
6. Subalternos	825,60	858,60	1.050,00
7. Auxiliares administrativos	825,60	858,60	1.050,00
8. Oficiales de primera y segunda	825,60	858,60	1.050,00
9. Oficiales de tercera y especialistas	825,60	858,60	1.050,00
10. Mayores de 18 años no cualificados	825,60	858,60	1.050,00
11. Trabajadores menores de 18 años	825,60	858,60	1.050,00
12. Trabajadores menores de 17 años	825,60	858,60	1.050,00

Nota: elaboración propia a partir de las órdenes por las que se desarrollan las normas legales de cotización a la Seguridad Social, desempleo, protección por cese de actividad, Fondo de Garantía Salarial y formación profesional en cada uno de los ejercicios (Orden ESS/106/2017, de 9 de febrero, para el año 2017; Orden ESS/55/2018, de 26 de enero, para el año 2018; y Orden TMS/83/2019, de 31 de enero, para el año 2019).

Cuadro A.2

RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE UN MODELO LOGIT DE LA PROBABILIDAD DE PERMANECER EMPLEADO EN LA MISMA EMPRESA U OCUPADO EN GENERAL SEIS MESES DESPUÉS [ecuación (2)]: INDICADOR "Tratamiento 1". COEFICIENTES Y ERRORES ESTÁNDAR (entre paréntesis). MCVL 2017-2019

	Empleado en la misma empresa			Ocupado		
	Coef.	E. E.	Signif.	Coef.	E. E.	Signif.
Constante	1,176	0,107	***	2,081	0,138	***
Tratamiento (<i>T</i>)	-0,192	0,053	***	-0,296	0,066	***
Tiempo (<i>D</i>)	0,254	0,049	***	0,389	0,064	***
Interacción (<i>T*D</i>)	0,038	0,064		0,012	0,081	
Sexo						
Varón	-0,020	0,030		0,134	0,039	***
Mujer (ref.)						
Grupos de edad						
18-30 (ref.)						
31-45	-0,077	0,035	**	-0,147	0,045	***
46-55	0,033	0,043		-0,188	0,054	***
56-64	-0,062	0,060		-0,407	0,072	***
Nacionalidad						
Española	0,149	0,043	***	0,160	0,055	***
Extranjera (ref.)						

La subida del salario mínimo de 2019 en España: una evaluación del impacto sobre la permanencia en el empleo con registros administrativos

	Empleado en la misma empresa			Ocupado		
	Coef.	E. E.	Signif.	Coef.	E. E.	Signif.
<i>Nivel de estudios</i>						
Iguales/inferiores a los obligatorios (ref.)						
Bachiller superior	-0,082	0,052		-0,312	0,070	***
Formación profesional	0,011	0,058		-0,053	0,079	
Estudios universitarios	0,095	0,058		0,079	0,080	
<i>Grupo de cotización (ocupación)</i>						
Grupos 1-2 (no manuales + cualificados) (ref.)						
Grupos 3-7 (no manuales - cualificados)	-0,211	0,064	***	-0,316	0,092	***
Grupos 8-10 (manuales)	-0,587	0,064	***	-0,832	0,091	***
<i>Rama de actividad</i>						
Agricultura e industria (ref.)						
Construcción, transporte y almacenamiento	-0,428	0,071	***	-0,287	0,091	***
Comercio y hostelería	-0,245	0,058	***	-0,139	0,074	
Información y servicios profesionales	-0,541	0,060	***	-0,307	0,078	***
Administración, educación y sanidad	-1,054	0,059	***	-1,202	0,073	***
Otras actividades de servicios	-0,260	0,069	***	-0,138	0,090	
<i>Comunidad Autónoma</i>						
Noroeste (ref.)						
Noreste	0,142	0,079		0,343	0,104	***
Madrid	-0,014	0,063		0,238	0,083	***
Centro	-0,346	0,060	**	-0,431	0,073	***
Este	0,032	0,056		0,180	0,072	**
Sur	0,103	0,058		0,110	0,072	
Canarias	-0,038	0,068		0,043	0,087	
<i>Tamaño de empresa</i>						
0-9 trabajadores (ref.)						
10-49 trabajadores	0,317	0,037	***	0,208	0,047	***
50-249 trabajadores	0,415	0,044	***	0,354	0,056	***
>250 trabajadores	0,530	0,053	***	0,400	0,070	***
<i>Antigüedad en el empleo</i>						
Menos de 6 meses (ref.)						
6-12	0,421	0,039	***	0,550	0,048	***
1-2 años	1,286	0,044	***	1,548	0,062	***
>2 años	1,739	0,039	***	1,989	0,053	***
LR Chi2(30)	4.460,76			4.448,93		
Prob > Chi2	0,000			0,000		
Pseudo R2	0,128			0,180		
Personas (ponderando)	889.675			889.675		

Nota: los niveles de significatividad se indican como ** si $p < 0,05$ y *** si $p < 0,01$.

Cuadro A.3

RESULTADOS DE LAS ESTIMACIONES DE UN MODELO LOGIT DE LA PROBABILIDAD DE PERMANECER OCUPADO [ecuación (2)]: PRUEBAS PLACEBO CON FALSO GRUPO DE TRATAMIENTO. COEFICIENTES Y ERRORES ESTÁNDAR (entre paréntesis). MCVL 2017-2019

Panel A. Probabilidad de continuar empleado en la misma empresa

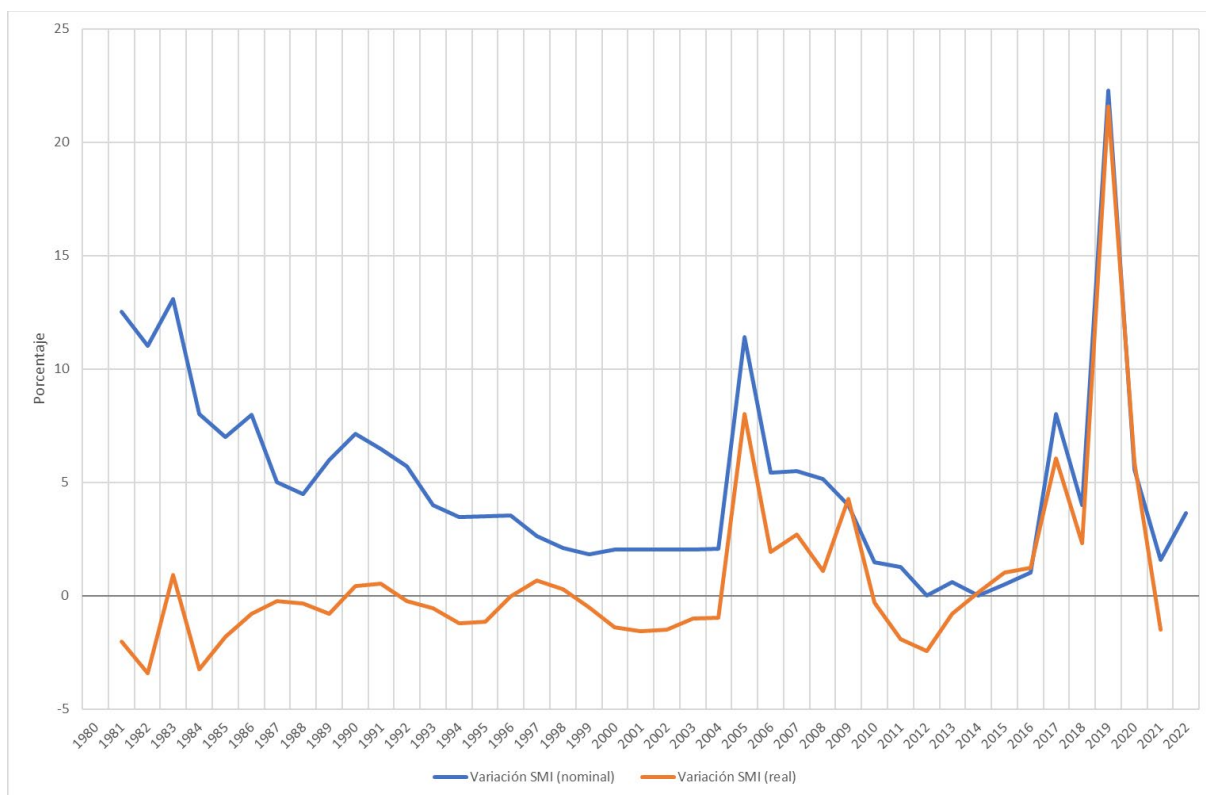
	En 6 meses		En 12 meses	
	Sin regresores	Con regresores	Sin regresores	Con regresores
$\beta_2 (T)$	0,206*** (0,050)	0,141*** (0,053)	0,139*** (0,043)	0,082 (0,046)
$\beta_3 (D)$	0,418*** (0,046)	0,254*** (0,049)	0,280*** (0,039)	0,119*** (0,042)
$\beta_4 (T^*D)$	-0,169** (0,061)	-0,173** (0,065)	-0,047 (0,052)	-0,049 (0,055)
Constante	1,356*** (0,038)	0,588*** (0,109)	0,827*** (0,033)	0,004 (0,092)
LR chi2(3/30)	127,33	3301,95	115,76	3975,53
Prob > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R2	0,004	0,101	0,003	0,093
Personas (ponderando)	905.925	905.925	905.925	905.925

Panel B. Probabilidad de estar ocupado

	En 6 meses		En 12 meses	
	Sin regresores	Con regresores	Sin regresores	Con regresores
$\beta_2 (T)$	0,253*** (0,064)	0,148** (0,067)	0,225*** (0,063)	0,158** (0,065)
$\beta_3 (D)$	0,576*** (0,060)	0,380*** (0,064)	0,316*** (0,058)	0,154*** (0,060)
$\beta_4 (T^*D)$	-0,172 (0,083)	-0,124 (0,085)	-0,084 (0,077)	-0,058 (0,080)
Constante	2,022*** (0,047)	1,362*** (0,146)	2,019*** (0,047)	1,399*** (0,135)
LR chi2(3/30)	155,53	2.495,08	69,33	1.599,89
Prob > chi2	0,000	0,000	0,000	0,000
Pseudo R2	0,008	0,121	0,003	0,007
Personas (ponderando)	905.925	905.925	905.925	905.925

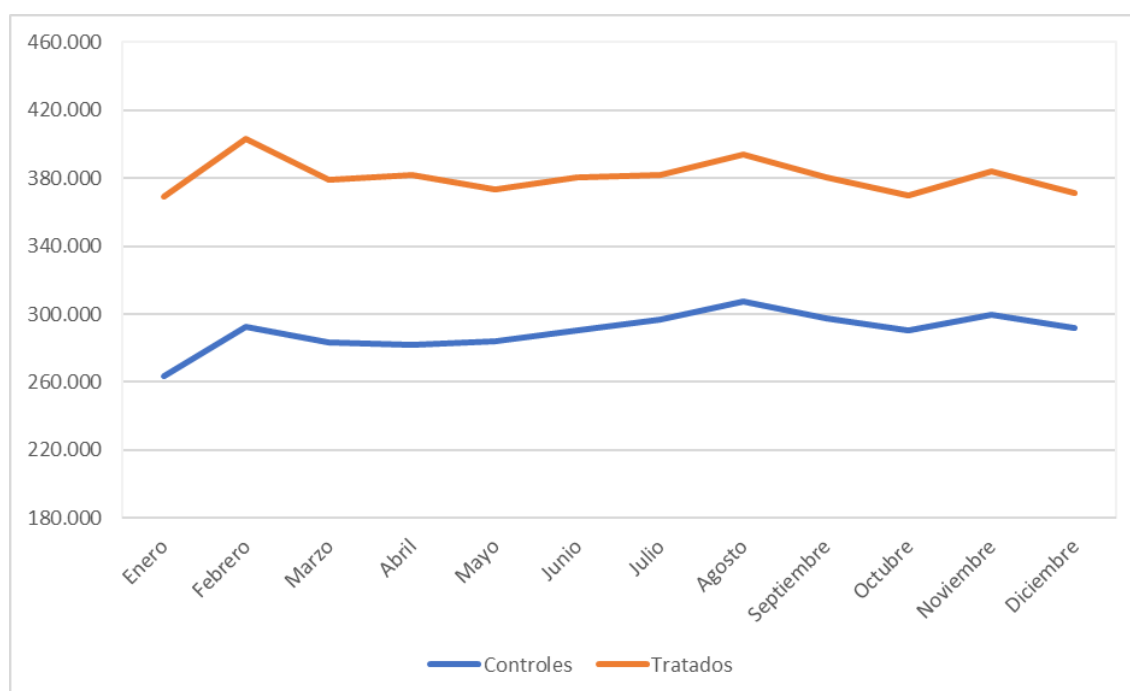
Nota: los niveles de significatividad se indican como ** si $p < 0,05$ y *** si $p < 0,01$. Cada casilla corresponde a la estimación de un modelo. Las variables de control incluidas en las estimaciones con regresores son sexo, edad, nacionalidad, nivel de estudios, grupos de cotización, antigüedad, tipo de contrato, sector de actividad y tamaño de la empresa.

Gráfico A.1
EVOLUCIÓN DE LA VARIACIÓN DEL SMI EN ESPAÑA (1980-2022)



Nota: elaboración propia a partir de los datos del Ministerio de Trabajo y Economía Social y del INE.

Gráfico A.2
TENDENCIAS PARALELAS DE LA EVOLUCIÓN DEL EMPLEO DE LOS GRUPOS DE TRATAMIENTO Y DE CONTROL EN EL PERIODO ANTERIOR A LA SUBIDA DEL SMI (2018). MCVL 2017-2019



Bibliografía

- ADDISON, J. T.; BLACKBURN, M. L., y COTTI, C. D. (2009): "Do minimum wages raise employment? Evidence from the US retail-trade sector", *Labour Economics*, 16, 397-408.
- ADDISON, J. T.; BLACKBURN, M. L., y COTTI, C. D. (2013): "Minimum wages increases in a recessionary environment", *Labour Economics*, 23, 30-39.
- AIREF (2018): *Informe sobre las líneas fundamentales de los presupuestos de las Administraciones Públicas 2019*, Informe 45/18, Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal: Madrid.
- ALLEGRETTO, S. A.; DUBE, A., y REICH, M. (2011): "Do minimum wages really reduce teen employment? Accounting for heterogeneity and selectivity in State panel data", *Industrial Relations*, 50(2), 205-240.
- ALLEGRETTO, S. A.; DUBE, A.; REICH, M., y ZIPPERER, B. (2017): "Credible research designs for minimum wages studies", *Industrial and Labor Relations Review*, 70(3), 559-592.
- ARCHONDO, I.; GARCÍA, J. R., y ULLOA, C. (2017): "Repercusiones del aumento del salario mínimo en España", *Observatorio Económico España*, BBVA Research.
- ARRANZ, J. M., y GARCÍA-SERRANO, C. (2011): "Are the MCVL tax data useful? Ideas for mining", *Hacienda Pública Española*, 199(4), 151-186.
- ARRANZ, J. M., y GARCÍA-SERRANO, C. (2014): "The interplay of the unemployment compensation system, fixed-term contracts and rehiring: The case of Spain", *International Journal of Manpower*, 35(8), 1236-1259.
- ARRANZ, J. M.; GARCÍA-SERRANO, C., y HERNANZ, V. (2013): "How do we pursue labourmetrics? An application using the MCVL", *Revista de Estadística Española*, 55(181), 231-254.
- AZAR, J.; HUET-VAUGHN, E.; MARINESCU, I.; TASKA, B., y VON WACHTER, T. (2019): "Minimum wage employment effects and labor market concentration", *NBER Working Paper Series N.º 26101*, National Bureau of Economic Research.
- BAKER, M.; BENJAMIN, D., y STANGER, S. (1999): "The highs and lows of the minimum wage effect: A time-series cross-section study of the Canadian law", *Journal of Labor Economics*, 17, 318-350.
- BAMFORD, I. (2021): "Monopsony power, spatial equilibrium, and minimum wages", Columbia University (mimeo).
- BANCO DE ESPAÑA (2017): "Los efectos sobre el empleo y los salarios de la reciente subida del salario mínimo", *Boletín Económico* 1/2017, Banco de España.
- BARCELÓ, C.; IZQUIERDO, M.; LACUESTA, A.; PUENTE, S.; REGIL, A. V., y VILLANUEVA, E. (2021): "Los efectos del Salario Mínimo Interprofesional en el empleo: nueva evidencia para España", *Documentos ocasionales* 2113, Banco de España.
- BELMAN, D., y WOLFSON, P. (2014): *What does the minimum wage do?*, Kalamazoo: W.E. Upjohn Institute for Employment Research.
- BEZOOIJEN, E.; VAN DEN BERGE, W., y SALOMONS, A. (2021): "The young bunch: Youth minimum wages and labor market outcomes", CPB Netherlands Bureau for Economic Policy Analysis.
- BETCHERMAN, G. (2014): "Labor market regulations: What do we know about their impacts in developing countries?", World Bank Research Observer.
- BLÁZQUEZ, M.; LLORENTE, R., y MORAL, J. (2011): "Minimum wage and youth employment rates, 2000-2008", *Revista de Economía Aplicada*, 56 (XIX), 35-57.
- BOERI, T., y VAN OURS, J. (2021): *The economics of imperfect labor markets*, Princeton University Press.

- BREWER, M.; CROSSLEY, T., y ZILIO, F. (2019): "What do we really know about the employment effects of the UK's National Minimum Wage", *IZA DP 12369*, Institute of Labor Economics.
- BROCHU, P., y GREEN, D. A. (2013): "The impact of minimum wages on labour market transitions", *The Economic Journal*, 123(573), 1203-1235.
- BRUTTEL, J. (2019): "The effects of the new statutory minimum wage in Germany: A first assessment of the evidence", *Journal of Labour Market Research*, 53(10), 1-13.
- BRYAN, M.; SALVATORI, A., y TAYLOR, M. (2013): "The impact of the National Minimum Wage on employment retention, hours and job entry", *Technical Report, Research Report for the Low Pay Commission*, Institute for Social and Economic Research, University of Essex.
- BURKHAUSER, R. V.; COUCH, K. A., y WITTENBURG, D. C. (2000): "Who minimum wage increases bite: An analysis using monthly data from the SIPP and the CPS", *Southern Economic Journal*, 67, 16-40.
- CALIENDO, M.; FEDORETS, A.; PREUSS, M.; SCHRÖDER, C., y WITTBRODT, L. (2018): "The short-run employment effects of the German minimum wage reform", *Labour Economics*, 53, 46-62.
- CAMPOLIETI, M.; GUNDERSON, M., y LEE, B. (2014): "Minimum wage effects on permanent versus temporary minimum wage employment", *Contemporary Economic Policy*, 32(3), 578-591.
- CARD, D. (1992): "Using regional variation in wages to measure the effects of the federal minimum wage", *Industrial and Labor Relations Review*, 46(1), 22-37.
- CARD, D., y KRUEGER, A. B. (1994): "Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry", *The American Economic Review*, 84(4), 772-793.
- CARD, D., y KRUEGER, A. B. (1995): *Myth and measurement: The new economics of the minimum wage*, Princeton, NJ: Princeton University Press.
- CCOO (2019): *La subida del salario mínimo en 2019*, Gabinete Económico de CCOO.
- CEBRIÁN, I.; PITARCH, J.; RODRÍGUEZ, C., y TOHARIA, L. (2010): "Análisis de los efectos del aumento del salario mínimo sobre el empleo de la economía española", *Revista de Economía Laboral*, 7, 1-37.
- CENGIZ, D.; DUBE, A.; LINDNER, A., y ZIPPERER, B. (2019): "The effect of minimum wages on low-wage jobs", *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), 1405-1454.
- CLEMENS, J., y WITHER, M. (2019), "The minimum wage and the Great Recession: Evidence of effects on the employment and income trajectories of low-skilled workers", *Journal of Public Economics*, 170, 53-67.
- DICKENS, R., y DRACA, M. (2005): "The employment effects of the October 2003 increase in the National Minimum Wage", *Technical report, Research Report for the Low Pay Commission*, Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.
- DICKENS, R.; RILEY, R., y WILKINSON, D. (2015): "A Re-examination of the impact of the UK National Minimum Wage on employment", *Economica*, 82(328), 841-864.
- DOLTON, P.; BONDIBENE, C. R., y WADSWORTH, J. (2012): "Employment, inequality and the UK National Minimum Wage over the medium-term", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 74(1), 78-106.
- DOLTON, P.; BONDIBENE, C. R., y STOPS, M. (2015): "Identifying the employment effect of invoking and changing the minimum wage: A spatial analysis of the UK", *Labour Economics*, 37, 54-76.
- DOUCOULIAGOS, H., y STANLEY, T. D. (2009): "Publication selection bias in minimum wage research", *British Journal of Industrial Relations*, 47(2), 406-428.
- DRUCKER, L.; MAZIROV, K., y NEUMARK, D. (2021): "Who pays for and who benefits from minimum wage increases? Evidence from Israeli tax data on business owners and workers", *NBER Working Paper Series* N.º 26571, National Bureau of Economic Research.

- DUBE, A. (2019): "Impacts of minimum wages: Review of the international evidence", University of Massachusetts, United Kingdom: HM Treasury.
- DUBE, A.; LESTER, T. W., y REICH, M. (2010): "Minimum wage effects across state borders: Estimates using contiguous counties", *Review of Economics and Statistics*, 92(4), 945-964.
- DUBE, A.; LESTER, T. W., y REICH, M. (2016): "Minimum wage shocks, employment flows, and labor market frictions", *Journal of Labor Economics*, 34(3), 663-704.
- EHRENBERG, R. G. (1992): "New minimum wage research: Symposium introduction", *Industrial and Labor Relations Review*, 46, 3-5.
- EUROSTAT (2022): "Minimum wage statistics", *Statistics Explained*, Eurostat.
- FANG, T., y HA, V. A. (2022): "Minimum wages in developing countries", IZA DP 15340, Institute of Labor Economics.
- GALÁN, S., y PUENTE, S. (2015): "Minimum wages: Do they really hurt young people?", *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 15(1), 299-328.
- GERTLER, P. J.; MARTÍNEZ, S.; PREMAM, P.; RAWLINGS, L. B., y VERMEERSCH, C. M. (2016): *La evaluación de impacto en la práctica*, Washington, DC: Inter-American Development Bank and World Bank.
- HAFNER, M.; TAYLOR, J.; PANKOWSKA, P.; STEPANEK, M.; NATARAJ, S., y VAN STOLK, C. (2017): *The impact of the National Minimum Wage on employment: A meta-analysis*, RAND Corporation.
- HARASZTOSI, P., y LINDNER A. (2019): "Who pays for the minimum wage?", *American Economic Review*, 109(8), 2693-2727.
- HOLTEMÖLLER, O., y POHLE, F. (2020): "Employment effects of introducing a minimum wage: The case of Germany", *Economic Modelling*, 89, 108-121.
- JHA, P.; NEUMARK, D., y RODRÍGUEZ-LÓPEZ, A. (2022): "What's across the border? Re-evaluating the cross-border evidence on minimum wage effects", IZA DP 15282, Institute of Labor Economics.
- KHANDKER, S. R.; KOOLWAL, G. B., y SAM, H. A. (2009): *Handbook on impact evaluation*, World Bank Publications.
- LEONARD, M.; STANLEY, T. D., y DOUCOULIAGOS, H. (2014): "Does the UK minimum wage reduce employment? A meta-regression analysis", *British Journal of Industrial Relations*, 52(3), 499-520.
- MANNING, A. (2003): *Monopsony in motion: Imperfect competition in labor markets*, Princeton: Princeton University Press.
- MANNING, A. (2021): "The elusive employment effect of the minimum wage", *Journal of Economic Perspectives*, 35(1), 3-26.
- MORAL ARCE, I., y PÉREZ LÓPEZ, C. (2015): *Técnicas de evaluación de impacto*, Madrid: Garceta Grupo Editorial.
- MUNGUÍA, L. F. (2020): "Minimum wages in monopsonistic labor markets", *IZA Journal of Labor Economics*, 9(1), 1-28.
- NEUMARK, D. (2019): "The econometrics and economics of the employment effects of minimum wages: Getting from known unknowns to known knowns", *German Economic Review*, 20, 293-329.
- NEUMARK, D., y WASCHER, W. (2002): "State-level estimates of minimum wage effects: New evidence and interpretations from disequilibrium models", *Journal of Human Resources*, 37, 35-62.
- NEUMARK, D., y WASCHER, W. (2007): "Minimum wages and employment." *Foundations and Trends in Microeconomics*, 3, 1-182.

- NEUMARK, D., y WASCHER, W. (2008): *Minimum wages*, MIT Press.
- NEUMARK, D., y SHIRLEY, P. (2022): "Myth and measurement: What does the new minimum wage research say about minimum wages and job loss in the United States?", *NBER Working Paper Series* N.º 28388, National Bureau of Economic Research.
- NEUMARK, D.; IAN SALAS, J. M., y WASCHER, W. (2014): "Revisiting the Minimum Wage-Employment Debate: Throwing Out the Baby with the Bathwater?", *Industrial and Labor Relations Review*, 67, 608-648.
- OCDE (2014), "Sharing the pain equally? Wage adjustments during the crisis and recovery", *Employment Outlook 2014*, Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico, París.
- PORTUGAL, P., y CARDOSO, A. R. (2006): "Disentangling the minimum wage puzzle: An analysis of worker accessions and separations", *Journal of the European Economic Association*, 4(5), 988-1013.
- RILEY, R., y BONDIBENE, C. (2017): "Raising the standard: Minimum wages and firm productivity", *Labour Economics*, 44, 27-50.
- SABIA, J. J. (2008): "Minimum wages and the economic well-being of single mothers", *Journal of Policy Analysis and Management*, 27(4), 848-866.
- SORKIN, I. (2015): "Are there longer-run effects of the minimum wage?", *Review of Economic Dynamics*, 18, 306-333.
- STEWART, M. B. (2002): "Estimating the impact of the minimum wage using geographical wage variation", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 64(supplement), 583-605.
- STEWART, M. B. (2004a): "The impact of the introduction of the UK Minimum Wage on the employment probabilities of low wage workers", *Journal of the European Economic Association*, 2(1), 67-97.
- STEWART, M. B. (2004b): "The employment effects of the National Minimum Wage", *The Economic Journal*, 114(494), C110-C116.
- YUEN, T. (2003): "The effect of minimum wages on youth employment in Canada: A panel study", *The Journal of Human Resources*, 38(3), 647-672.
- WOLFSON, P., y BELMAN, D. (2019): "15 years of research on US employment and the minimum wage", *Labour*, 33, 488-506.
- ZAVODNY, M. (2000): "The effect of the minimum wage on employment and hours", *Labour Economics*, 7(6), 729-750.