Impacto sobre el empleo de la subida del Salario Mínimo Interprofesional a 900€ mensuales

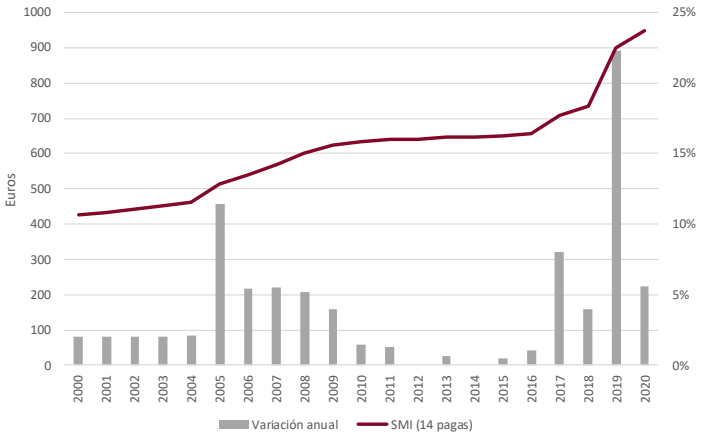
Julio 2020

Medida a evaluar

La subida del SMI mensual hasta los 900 euros en enero de 2019 supuso un aumento de más de un 22% en términos nominales respecto al vigente hasta el 31 de diciembre de 2018.

Un incremento de esta magnitud era inédito en la economía española e hizo que el número de trabajadores directamente afectados, superior al millón en media, fuese también muy elevado: alrededor de un 7,1% de los trabajadores por cuenta ajena recibían un salario inferior en el momento del anuncio de la propuesta.

GRÁFICO 1. EVOLUCIÓN DEL SALARIO MÍNIMO INTERPROFESIONAL EN ESPAÑA



La literatura del efecto del salario mínimo sobre el empleo es muy extensa y el rango de elasticidades estimadas es enorme. En las distintas evaluaciones ex ante de la medida, diferentes organismos e instituciones previeron efectos variados en el corto plazo, basándose, en muchos casos, en la subida que tuvo lugar en 2017, de un 8%. La magnitud muy superior a las registradas con anterioridad, la posibilidad de efectos no lineales para incrementos elevados y la dependencia de los efectos del SMI del contexto macroeconómico y de factores institucionales hace que la incertidumbre alrededor de aquellas previsiones fuera grande.

Tras el anuncio de la subida del SMI a 900€ para 2019, la AIReF estimó[1] un aumento de la remuneración de asalariados en 1.700 millones €, que vendría parcialmente compensado por una reducción en 1.000 millones € por sus posibles efectos negativos sobre el empleo, cifrados en una pérdida de

[1] Ver informe de Líneas fundamentales de los presupuestos de las administraciones públicas para 2019.

40.000 empleos. En conjunto, desde una perspectiva macroeconómica se estimaba que el incremento en el SMI implicaría un incremento en la tasa de variación del consumo privado real de aproximadamente una décima, efecto que se vería parcialmente compensado por el incremento en el nivel de precios y la consiguiente pérdida de competitividad exterior relativa que arrastraría al sector exportador.

Posteriormente, a lo largo de 2019, el análisis de los datos agregados publicados por el entonces Ministerio de Trabajo y Seguridad Social no permitió constatar la existencia de efectos en el empleo atribuibles al incremento del SMI. La evaluación ex post, una vez se dispone de datos del año completo, del posible impacto inicial de la medida sobre el empleo es, por todo ello, especialmente relevante.

En esta nota se adopta un enfoque novedoso que combina el uso de microdatos con información muy desagregada de las afiliaciones a la Seguridad Social desde el año 2015 hasta 2019. La AIReF agradece a la Tesorería General de la Seguridad Social su colaboración y la preparación y envío, en el mes de marzo de 2020, de los datos necesarios para este estudio. A partir de los datos individuales anonimizados de la Muestra Continua de Vidas Laborales, se construye en primer lugar un indicador que trata de determinar, para cada grupo de trabajadores, en qué magnitud les afecta la subida del salario mínimo. En segundo lugar, con las series desagregadas, se trata de cuantificar la incidencia de esta medida en las afiliaciones de 2019.

El análisis realizado encuentra evidencia de que, con los datos disponibles y las limitaciones descritas más adelante, la subida del SMI en 2019 tuvo un efecto negativo sobre la afiliación de entre 1 y 2 décimas del total de afiliados al régimen general, pero con un impacto mayor en determinados colectivos[2], como mujeres, jóvenes, trabajadores del sector primario y en comunidades autónomas con menor renta per cápita.

Metodología de evaluación

En ausencia de microdatos individuales, los análisis realizados por la mayor parte de analistas hasta la fecha han utilizado los distintos datos agregados que proporcionan las estadísticas publicadas por el INE, el SEPE o la Seguridad Social. Una aproximación al impacto de la subida del SMI en el empleo usando este tipo de datos agregados busca la presencia de discontinuidades en la trayectoria de aquellas magnitudes en los grupos potencialmente más

[2] Una cuantificación fina del impacto diferenciado por colectivos requeriría de un análisis futuro más detallado. En esta nota, se calcula un efecto global de la medida y es el indicador de impacto potencial de cada grupo el que sugiere efectos mayores en los grupos donde este indicador es mayor (ver Tabla 1).

afectados por el aumento, como los jóvenes, los trabajadores con un nivel educativo menor o aquellas comunidades autónomas con salarios más bajos, es decir, en aquellos colectivos donde el SMI, previsiblemente, supone un porcentaje mayor del salario medio. Si se detectara un descenso relativo en la evolución del empleo en aquellos colectivos supuestamente más afectados que no se produjese en otros grupos, la evidencia se iría acumulando en favor de la hipótesis de que la subida del SMI podría haber tenido un impacto negativo sobre el empleo – no es posible hablar rigurosamente de causalidad en este punto--.

La aproximación que se explica en este trabajo trata de formalizar, refinar y acercar a un enfoque más microeconómico este tipo de análisis, mediante la construcción de un indicador de la incidencia potencial del SMI. Si se acepta que el efecto dominante de la subida del SMI se produce a través de los trabajadores directamente afectados, un indicador relevante sería el porcentaje de trabajadores que ganan menos que el nuevo SMI en cada colectivo analizado[3]. Un mayor valor de este indicador aproximaría una mayor intensidad del tratamiento, en la jerga de la evaluación de impacto, y de haber tenido la subida algún efecto significativo sobre el empleo, este sería mayor en aquellos colectivos o celdas donde la intensidad del tratamiento haya sido mayor.

Sin embargo, el coste que tiene la medida analizada para una empresa depende también del salario inicial de los trabajadores afectados y su distancia al salario mínimo establecido. Así, el indicador utilizado en esta nota, descrito en detalle más adelante, proporciona una caracterización más precisa del impacto potencial de la medida, ya que no solo cuantifica el porcentaje de trabajadores afectados *directamente* por la subida en distintos subgrupos, sino que lo pondera por la distancia entre el nuevo umbral y la base de cotización[4] del individuo.

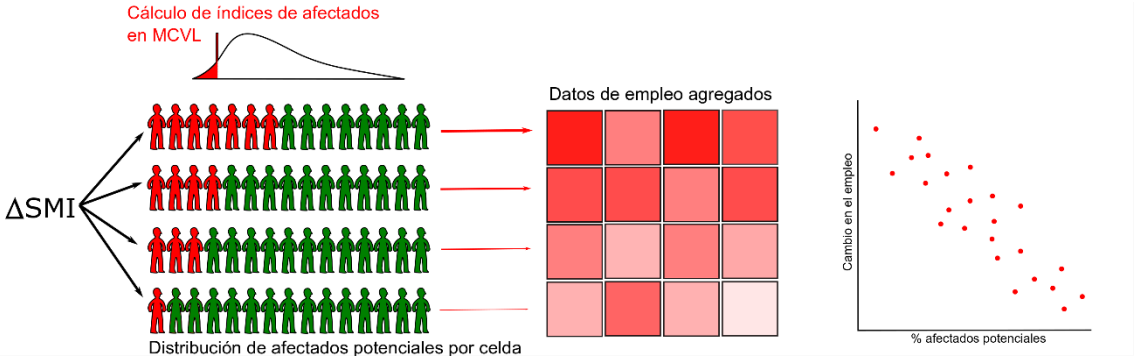
En la definición de los grupos, emplear el mayor número de características posibles permite hacer una aproximación más cercana al tipo de análisis individual que intentara controlar por el mayor número posible de características individuales[5].

[3] Véase, por ejemplo, Bailey, M. J., DiNardo, J., & Stuart, B. A. (2020). The Economic Impact of a High National Minimum Wage: Evidence from the 1966 Fair Labor Standards Act (No. w26926). National Bureau of Economic Research.

[4] Se utiliza la base de cotización como aproximación del salario.

[5] La validez de este ejercicio parte del supuesto de identificación clave de que el efecto es proporcional al indicador de afectados por el SMI en cada colectivo y por lo tanto de que otros efectos que no actúen directamente a través de los trabajadores directamente afectados, como efectos de segunda ronda, deslizamientos en niveles salariales superiores o sustitución por trabajadores más cualificados no ocurren, al menos simultáneamente, o son de

El siguiente esquema pretende representar esta metodología:



Para el análisis se han utilizado, por un lado, los microdatos de afiliación de la Muestra Continua de Vidas Laborales, que es una selección aleatoria de un 4% de las personas que fueron afiliadas o pensionistas de la Seguridad Social durante el año de referencia. Por otro lado, la Tesorería General de la Seguridad Social ha proporcionado a la AIReF, en el mes de marzo de 2020, las series mensuales – desde enero de 2015 hasta diciembre de 2019- de afiliados al régimen general en las celdas anteriormente descritas, identificando separadamente los afiliados al sistema especial agrario y al sistema especial de empleados de hogar. Estos dos sistemas especiales no se han incluido en el presente análisis, dado que sus características especiales de cotización requieren un tratamiento específico.

Así, utilizando la MCVL de 2018, última disponible, se ha dividido el colectivo de trabajadores que han trabajado en algún mes de ese año en distintas celdas en función de su comunidad autónoma, su actividad económica a dos dígitos de la Clasificación Nacional de Actividades Económicas (CNAE2009),edad y sexo. De este cruce ha resultado una partición de unas 22.000 celdas en las que se ha calculado el porcentaje de trabajadores que cobraron en 2018 un salario[6] inferior a 900 euros mensuales. Además, en cada celda se ha calculado la diferencia entre el nuevo umbral y la base media de cotización de los trabajadores que estaban por debajo del mismo. Esta diferencia se normaliza dividiéndola entre su valor máximo, que viene dado por la distancia entre el salario mínimo del año 2019 y el de 2018. El producto entre estas dos cifras es la variable de interés, correspondiente a esa intensidad del tratamiento, y que se puede interpretar como el coste que tiene, en un grupo determinado, subir a 900€ el salario de los trabajadores

segundo orden. Tampoco se han tenido en cuenta posibles trasvases de afiliados por cuenta ajena al régimen de trabajadores por cuenta propia.

[6] Se utiliza la base de cotización como aproximación del salario.

que cobren por debajo, en relación con el coste máximo que tendrían que asumir si todos los trabajadores del grupo cobrasen el mínimo de 2018.

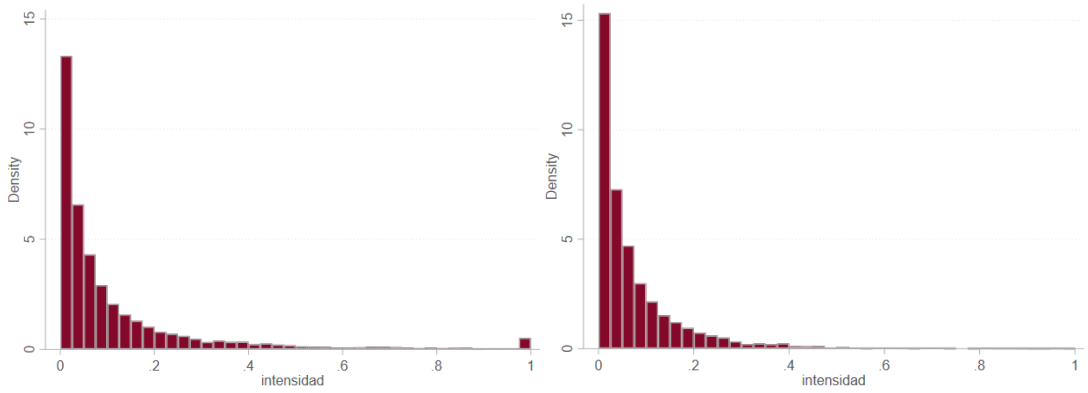
Matemáticamente,

$$Intensidad_i = \frac{n_smi_i}{n_i} \times \frac{\overline{dif_i}}{dif_max} = \frac{\sum_{si\ b_{ij}<900}(900 - b_{ij})}{(900 - 735{,}90) \times n_i}$$

donde, para una celda i, n_smi_i es el número de trabajadores por debajo del SMI de 2019, n_i el número de trabajadores de la celda, $\overline{dif_i}$=900 - $\bar{b}_i$ la diferencia al umbral de la base media de cotización en la celda y dif_max la diferencia entre el SMI de 2019 (900€) y el de 2018 (735,90€). En la segunda parte de la expresión, el subíndice j representa a los individuos que forman parte de la celda i y b_{ij} su base de cotización.

El indicador así construido toma el valor 0 en cerca de un 45% de las celdas en que se ha dividido la MCVL y la distribución de sus valores positivos es la que se puede ver en el gráfico 2 (izda.), con cierta acumulación en el valor 1. Esta concentración en 0 y en 1 viene en parte determinada por la existencia de celdas con muy pocos trabajadores. Si bien contar con un gran número de celdas muy detalladas permite trabajar con una variabilidad que facilita un análisis más preciso del fenómeno, tamaños excesivamente reducidos de las mismas puede introducir "ruidos aritméticos" derivados de la concentración en los extremos del indicador. Para evitar estos posibles efectos artificiales, en el análisis se usan solo las celdas de más de 30 trabajadores[7]: cerca de 15.000 grupos, con valor 0 en el 32% de los casos y valores positivos distribuidos según el gráfico 2(dcha.).

GRÁFICO 2. DISTRIBUCIÓN DE LOS VALORES POSITIVOS DE LA VARIABLE INTENSIDAD, CON TODAS LAS CELDAS Y CON CELDAS MAYORES DE 30



La distribución marginal del indicador en las variables que determinan los grupos se muestra en la tabla 1, donde se observa un mayor impacto

[7] Las celdas menores de 30 trabajadores, que no se utilizan en el estudio, representan un 1,4% de la media de afiliados en el periodo considerado.

potencial del incremento del SMI a 900€ en las comunidades autónomas con menor renta per cápita, entre las mujeres, los jóvenes y en el sector primario.

TABLA 1. INTENSIDAD DE LA SUBIDA DEL SMI A 900€.

CCAA	Intensidad
Extremadura	8,9%
Canarias	7,8%
Andalucía	5,3%
Murcia, Región de	5,2%
Castilla - La Mancha	5,0%
Comunitat Valenciana	4,5%
Galicia	4,5%
Madrid, Comunidad de	4,3%
Asturias, Principado de	3,6%
Cantabria	3,6%
Castilla y León	3,3%
Cataluña	3,2%
Aragón	2,9%
Balears, Illes	2,9%
Rioja, La	2,6%
Melilla	2,4%
País Vasco	2,4%
Ceuta	2,1%
Navarra, Comunidad Foral de	1,8%
Total	4,3%

Sexo	Intensidad
Hombre	3,7%
Mujer	4,9%

Edad	Intensidad
16-19	13,6%
20-24	13,9%
25-29	8,7%
30-34	4,5%
35-39	3,0%
40-44	2,6%
45-49	2,7%
50-54	2,7%
55-59	2,6%
>=60	2,4%

Sector*	Intensidad
Primario	7,0%
Industria, energía, construcción	2,0%
Servicios	4,2%
Resto	6,5%

* Sector Primario incluye la sección A de la CNAE2009, Industria, energía y construcción, de la B a la F, Servicios, de la G a la N, y Resto las no incluidas anteriormente

Fuente: Elaboración propia a partir de la MCVL 2018

El segundo paso para la evaluación, una vez construido el indicador de tratamiento, consiste en la introducción de esta variable, construida a partir de microdatos, en una regresión frente a un indicador de comportamiento del mercado laboral correspondiente a la misma partición, en este caso, el número de afiliados a la Seguridad Social[8].

El modelo considerado se puede expresar de la siguiente forma:

$$Y_{i,m} = \alpha \cdot Intensidad_i + \beta \cdot SMI \cdot Intensidad_i + \gamma X_i + \delta \cdot t + \varepsilon_{i,t}$$

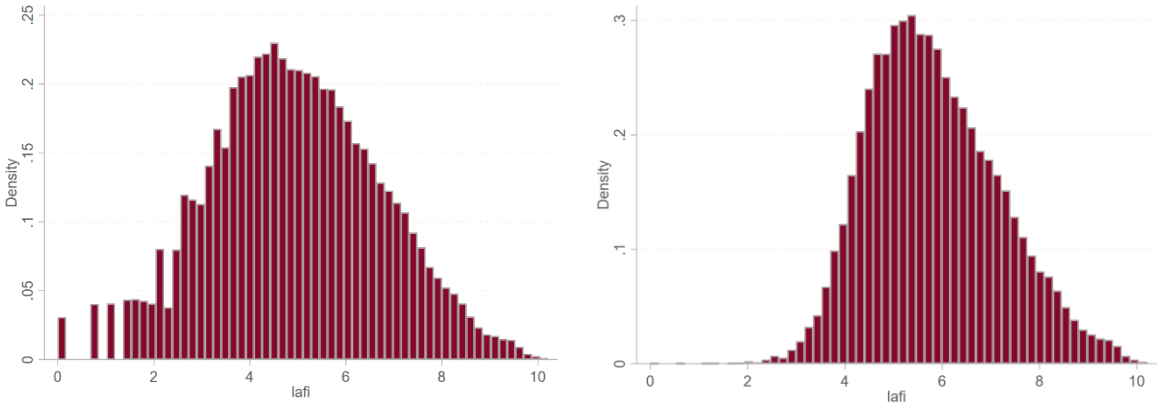
[8]. Además, se han utilizado otras variables, como el número de contratos firmados, cuyos microdatos han sido cedidos por el SEPE para el estudio. Sin embargo, los flujos mensuales de contratos representan alrededor del 10% de la media de afiliados, por lo que las celdas consideradas resultan demasiado pequeñas para realizar estimaciones fiables y, al utilizar celdas más agregadas, se pierde la variabilidad que permite identificar los posibles efectos.

donde $Y_{i,m}$ es el logaritmo del número de afiliados en el mes m y en el grupo i; $Intensidad_i$ es el indicador de intensidad anteriormente descrito en el grupo i, SMI es una variable dicotómica que toma el valor 1 a partir de enero de 2019 y 0 en el resto, y los controles X_i incluyen las variables utilizadas para definir los grupos, el logaritmo de los afiliados en el periodo t-12 en el grupo i, el logaritmo del tamaño de la celda i en la MCVL y el salario medio de los trabajadores en la celda i. Por último, t denota el conjunto de variables dicotómicas para cada uno de los periodos incluidos en el análisis, con la finalidad de captar los efectos del ciclo.

Bajo esta formulación, el parámetro de interés es β, que recoge el efecto diferencial del indicador sobre la variación[9] de los afiliados tras la subida con respecto al periodo anterior. Si, antes de la subida, α representa la correlación, controlando por otros factores, del indicador con la tasa de variación de afiliados, después de la subida esta correlación sería $\alpha + \beta$. Así, si β toma valores positivos significa que la subida afecta positivamente al crecimiento del número de afiliados, y, si toma un valor negativo, significará que, tras la subida, el ritmo de crecimiento de los afiliados se ha reducido en los grupos donde la intensidad es positiva.

En el gráfico 3 se puede ver la distribución de la variable dependiente, considerando todas las celdas y solo las que tienen un tamaño mayor que 30, que son las incluidas en el análisis.

GRÁFICO 3. DISTRIBUCIÓN DEL LOGARITMO DEL Nº DE AFILIADOS, CON TODAS LAS CELDAS Y CON CELDAS MAYORES DE 30



[9] Al trabajar con logaritmos, además de una distribución más adecuada de la variable, se puede interpretar el efecto como una aproximación al impacto en la tasa de variación.

Discusión de los resultados

Teniendo en cuenta la especificación estimada, para obtener evidencia de un impacto negativo procedente de la subida del SMI habría que encontrar un coeficiente beta negativo y estadísticamente distinto de cero.

Se estima la ecuación anterior sobre un panel de más de 700 mil observaciones, que resultan de la observación de los afiliados a fin de mes en las celdas de tamaño mayor de 30 trabajadores de la partición descrita anteriormente, para el periodo que va desde enero de 2016[10] a agosto de 2019.

Los valores estimados para los parámetros de interés son los siguientes:

Variable	Coeficiente	Error estándar	p-valor	[Intervalo confianza 95%]	
Intensidad	0,003446	0,003371	0,310	-0,003182	0,010031
Intensidad*SMI	-0,038996	0,005598	0,000	-0,049968	-0,028024

El coeficiente no significativo estimado para la intensidad quiere decir que, antes[11] de la subida del SMI a 900€, no se observaba, en los grupos considerados en el análisis, una relación entre la evolución del número de afiliados y la intensidad: el porcentaje de trabajadores que cobraban menos de 900€, ponderado por la distancia de su salario medio a ese umbral, no era un factor influyente en la evolución del empleo. Sin embargo, tras la entrada en vigor del nuevo SMI, en enero de 2019, se encuentra un efecto negativo y significativo de la intensidad en el crecimiento del número de afiliados: por cada punto de aumento de la intensidad, el empleo deja de crecer 0,039 puntos logarítmicos. Haciendo los cálculos necesarios para revertir las transformaciones aplicadas a la variable dependiente para su introducción en el modelo, esta estimación supondría una pérdida de entre 19.000 y 33.000 afiliados en 2019, es decir, una reducción entre 0,13 y 0,23 puntos porcentuales en la tasa de variación del número de afiliados[12], que para el promedio de 2019 se situó en el 3,2%

Pruebas de robustez

Para comprobar la solidez del resultado anterior, se analiza en primer lugar su sensibilidad a las celdas consideradas en función de su tamaño: utilizando

[10] Aunque se dispone de datos desde enero de 2015, las observaciones del panel comienzan en enero de 2016 puesto que, entre las variables explicativas, se incluye la variable dependiente observada en el mismo mes del año anterior.
[11] Periodo desde enero de 2016 a diciembre de 2018 considerado en su conjunto.
[12] Régimen general, sin incluir sistemas especiales agrario y de hogar ni cuidadores no profesionales.

todas las celdas, las mayores de 30 o las mayores de 50 trabajadores. Como puede verse en la tabla 2, se encuentra en todos los casos un efecto negativo significativo, con valores en el intervalo de confianza de la estimación de referencia.

TABLA 2. COEFICIENTES ESTIMADOS Y P-VALOR EN LAS MUESTRAS SELECCIONADAS POR EL TAMAÑO DE LA CELDA

Variable	RBASE	RBASE30	RBASE50
smi_ene# c.intensidad			
1	-.04950405	-.03899626	-.03914513
	0.0000	0.0000	0.0000
N	1060272	712176	596832

legend: b/p

El comportamiento anterior se mantiene al estimar la ecuación sin tener en cuenta los valores en los extremos de la distribución de la variable dependiente, como se observa en la tabla 3, donde se muestran los coeficientes estimados en la especificación de referencia, en la segunda columna el obtenido eliminando las observaciones en el primer y el último percentil de la distribución del logaritmo de los afiliados y, en la tercera, eliminando los 5 primeros y 5 últimos percentiles.

TABLA 3. COEFICIENTES ESTIMADOS Y P-VALOR EN LAS MUESTRAS RESULTANTES DE EXCLUIR VALORES EXTREMOS

Variable	RBASE30	R30PERC299	R30PERC695
smi_ene# c.intensidad			
1	-.03899626	-.04203914	-.04372136
	0.0000	0.0000	0.0000
N	712176	701527	658713

legend: b/p

Por otro lado, y como tests de placebo, se han realizado pruebas estimando el modelo en distintos periodos temporales para comprobar si esa relación negativa de la intensidad con la evolución del empleo ya se producía antes de la puesta en marcha de la medida. Para ello, se han eliminado las observaciones del año 2019 y se ha estimado el modelo definiendo como periodo de análisis, en primer lugar, el comprendido entre junio y diciembre

de 2018 y, en segundo lugar, el que va de junio de 2017 a diciembre de 2018, teniendo en cuenta que el inicio de dichos periodos no coincide con ningún hito conocido relevante para este análisis[13].

En el primer caso, se encuentra (tabla 4) que en los seis meses previos a la subida del SMI a 900€ se estaba generando más empleo en los grupos con mayor intensidad (mayor porcentaje de trabajadores por debajo del umbral), por lo que nuestra estimación base reflejaría un cambio en esa tendencia. Si nos remontamos a junio de 2017, donde los dos coeficientes estimados son significativos, se observa que, a partir de ese momento, la generación de empleo también era mayor en las celdas de menor intensidad, pero en una magnitud menor, determinada por la suma de los coeficientes. De nuevo, esto refuerza el cambio de comportamiento ocurrido a partir de enero de 2019.

TABLA 4. COEFICIENTES ESTIMADOS Y P-VALOR CONSIDERANDO DISTINTOS PERIODOS POST NO RELACIONADOS CON LA SUBIDA DEL SMI

Variable	PLJUN18	PLJUN17
intensidad	-.00444686	-.01743476
	0.2498	0.0001
smi_jun18# c.intensidad 1	.02244169	
	0.0004	
smi_jun17# c.intensidad 1		.0328817
		0.0000
N	534132	534132

legend: b/p

Por último, se ha analizado la dependencia del efecto encontrado de la partición de la muestra de trabajadores que se use para el análisis. Cuando se consideran celdas definidas únicamente por la comunidad autónoma y la actividad a dos dígitos de la CNAE2009, se sigue encontrando un efecto

[13] Se han elegido los meses de junio para evitar la coincidencia con las subidas del SMI producidas en los meses de enero. Cabe recordar en este punto que, de los análisis realizados, no se puede inferir una causalidad estricta de la subida del SMI en la evolución del empleo, ya que, a pesar de que se controla por el ciclo económico y otra información relevante disponible, puede haber otros factores no identificados coincidentes en el tiempo que no se pueden aislar de la subida del SMI.

negativo, significativo, de magnitud ligeramente superior al estimado en la especificación base, pero con menor precisión. Asimismo, si se agregan todavía más las celdas y se considera una partición por comunidad autónoma y sección de la CNAE2009, se observa el mismo comportamiento.

TABLA 5. COEFICIENTES ESTIMADOS Y P-VALOR EN CELDAS DETERMINADAS POR LA COMUNIDAD AUTÓNOMA Y LA ACTIVODAD (2 DÍGITOS – CNAE2009), BASE Y ELIMINANDO EXTREMOS

Variable	RRa30	RRa30P299	RRa30P695
smi_ene# c.intensidad 1	-.05836631 0.0003	-.05292001 0.0009	-.05086228 0.0009
N	66288	65556	62245

legend: b/p

TABLA 5. COEFICIENTES ESTIMADOS Y P-VALOR EN CELDAS DETERMINADAS POR LA COMUNIDAD AUTÓNOMA Y LA ACTIVODAD (SECCIÓN – CNAE2009), BASE Y ELIMINANDO EXTREMOS

Variable	RRb30	RRb30P299	RRb30P695
smi_ene# c.intensidad 1	-.06993237 0.0172	-.07094402 0.0160	-.06651422 0.0191
N	17952	17766	16755

legend: b/p

Conclusión

El análisis realizado muestra que la subida del SMI en 2019, con los datos disponibles para el conjunto del año, tuvo un efecto negativo sobre la afiliación que supuso una reducción de entre 0,13 y 0,23 puntos porcentuales en su ritmo de crecimiento, lo que se traduce en una pérdida de entre 19.000 y 33.000 afiliados en 2019.

El planteamiento de este análisis supone que este efecto se habría distribuido desigualmente por colectivos, con los jóvenes y las regiones con salarios más bajos soportando un peso mayor de este coste. Las estimaciones realizadas así lo confirman, pero en este primer estudio no se ha realizado un análisis adicional de la heterogeneidad del efecto por características sociodemográficas. El distinto impacto vendría dado únicamente por las diferencias en el indicador de impacto potencial en los distintos grupos. Estas

estimaciones no incorporan posibles efectos indirectos asociados a que el incremento de los salarios de algunos trabajadores puede tener cierto impacto en su consumo que amortigüe en alguna medida la caída del empleo estimada.

Cuando se disponga de la MCVL de 2019 se podrá abordar el análisis desde una perspectiva puramente microeconómica, incorporando, además, otros aspectos como el impacto en los salarios.