

LA REFORMA LABORAL DE 2021: EFECTOS SOBRE ENTRANTES EN EL MERCADO LABORAL¹

2021 LABOUR MARKET REFORM: EFFECTS ON ENTRANTS IN THE LABOR MARKET

Alejandro J. García Pérez
Universidad Pablo de Olavide, España
Investigador Independiente
alexandegines@gmail.com

RESUMEN: Este estudio analiza el efecto de la reforma laboral de 2021 sobre una muestra de 329.422 entrantes en el mercado de trabajo entre 2011 y 2023. Los resultados muestran un fuerte aumento en la probabilidad de obtener un primer contrato indefinido, especialmente en sectores con alta temporalidad. Además, la reforma ha mejorado de media en los años posteriores a la reforma la duración de los contratos, en un 25%, y las bases de cotización medias mensuales, en un 35,5%, en el primer año de experiencia laboral, en comparación con lo observado en 2011-2012, lo que es en gran parte debido al aumento del número de días trabajados durante ese primer año de experiencia laboral.

PALABRAS CLAVE: Reforma laboral; temporalidad; entrantes; contrato indefinido.

ABSTRACT: This study analyzes the effect of the 2021 labor reform on a sample of 329,422 new entrants to the labor market between 2011 and 2023. The results show a sharp increase in the probability of obtaining a first permanent contract, especially in sectors with high temporary employment. In addition, in the years following the

1. Me gustaría agradecer la labor de supervisión de este Trabajo Fin de Grado al profesor Dr. Daniel Oto Peralías. También agradezco al tribunal que juzgó dicho trabajo todos sus comentarios y sugerencias, así como las recibidas del Comité Editorial de esta Revista. Todas las erratas o posibles mal interpretaciones son de mi entera responsabilidad.

Recibido: 29 septiembre 2025; Aceptado: 21 octubre 2025

Copyright: © Editorial Universidad de Sevilla. Este es un artículo de acceso abierto distribuido bajo los términos de la licencia de uso y distribución Creative Commons Atribución-NoComercial-CompartirIgual 4.0 Internacional (CC BY-NC-SA 4.0)

e-ISSN: 2660-4884

Trabajo, Persona, Derecho, Mercado 11 (2025) 289-325
<https://dx.doi.org/10.12795/TPDM.2025.i11.09>

reform, it has improved the average duration of contracts by 25% and the average monthly contribution bases by 35.5% in the first year of work experience, compared to what was observed in 2011-2012, which is largely due to the increase in the number of days worked during that first year of work experience.

KEYWORDS: Labor reform; temporary employment; entrants; permanent contract.

SUMARIO: 1. INTRODUCCIÓN. 2. CONTEXTO INSTITUCIONAL Y LITERATURA. 3. METODOLOGÍA. 3.1. Descripción de la base de datos: Muestra Continua de Vidas Laborales. 3.2. Principales metodologías a utilizar en el trabajo. 4. RESULTADOS. 5. CONCLUSIONES. BIBLIOGRAFÍA

1. INTRODUCCIÓN

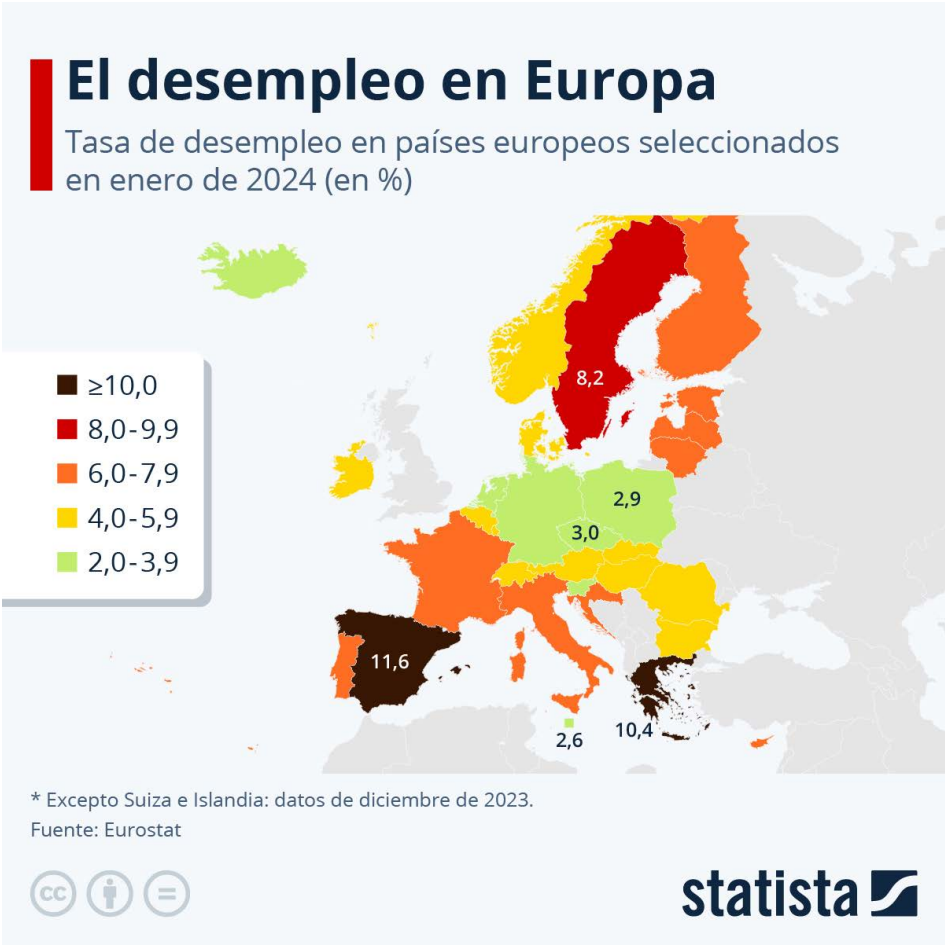
Uno de los principales motivos de la elevada desigualdad entre las economías de España y las del resto de países europeos es el funcionamiento tan ineficiente de su mercado laboral. En particular, la gran variabilidad cíclica del empleo (Doménech, 2022), y sobre todo su elevada tasa de temporalidad (Esade, 2022), hacen que la tasa de paro española sea desde hace décadas muy superior a la media europea.

Este mal funcionamiento del sistema español provoca como principal resultado una alta tasa de desempleo, siendo esta, como observamos en la Figura 1.1, la mayor en el entorno europeo en el año 2023, al igual que viene pasando durante las últimas tres décadas. Este decepcionante resultado de la economía española ha provocado que diversos gobiernos desde 1984 hayan aprobado múltiples reformas laborales en este tiempo, cuyo principal objetivo era conseguir atajar el problema del alto desempleo y la excesiva temporalidad españolas. Sin embargo, como veremos en el próximo punto, ninguna de estas reformas ha conseguido resolver esta situación, y hasta la actualidad somos el país, junto con Grecia, que mayores tasas de desempleo y temporalidad presentan en Europa (Eurostat, 2023).

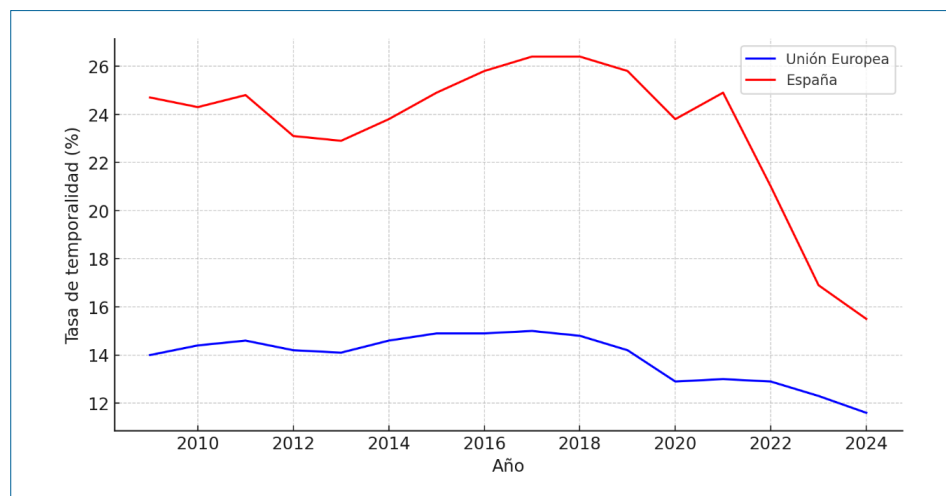
En efecto, como se observa en la Figura 1.2, la tasa de temporalidad presente en España durante décadas ha sido casi el doble que la media de la Unión Europea. No obstante, y esta es la principal novedad en el mercado de trabajo español desde hace décadas, justo cuando se aprueba la reforma laboral de 28 de diciembre de 2021,² vemos cómo el margen entre ambas tasas disminuye de manera notable hasta llegar al mínimo de temporalidad en estos últimos 15 años en el año 2024: un 15,5% (Eurostat, 2024).

2. *Real Decreto-ley 32/2021* publicado en el BOE número 313 del 30 de diciembre de 2021.

Figura 1.1.
La tasa de desempleo en Europa 2023.



Nota: Excepto Suiza e Islandia. Datos de diciembre 2023.
Fuente: Statista (2024). Eurostat.

Figura 1.2.*Evolución de la tasa de temporalidad en España y la Unión Europea.**Fuente:* Elaboración propia (Eurostat).

En la siguiente tabla podemos apreciar como la dimensión del problema de la temporalidad presente en nuestro país es un hecho diferencial con la mayoría de países europeos. Así en la Tabla 1.1, se muestran las tasas de temporalidad de los países europeos de los que se tienen datos en el año 2021 (año en el que todavía no se había implementado la nueva reforma laboral), y como podemos apreciar, España es el país que presenta la mayor tasa entre todos los demás con los que se está comparando. Solo algunos países como Noruega, Bélgica o Dinamarca, junto con los del sur de Europa (Francia, Italia, Portugal y Croacia) muestran tasas superiores al 10%. Y solo dos Países Bajos y Serbia, tienen tasas cercanas al 24,9% que muestra España en ese año. Esto es un hecho bastante preocupante, ya que, aunque por las características de su sector productivo España debería tener tasas de temporalidad superiores a la de sus pares en Europa, estas diferencias eran muy elevadas antes de finales del año 2021. La media europea ese año era del 13% y muchos de los países europeos más desarrollados, como Alemania, Dinamarca, Bélgica o Suiza, tenían tasas bastante menores a dicha media.

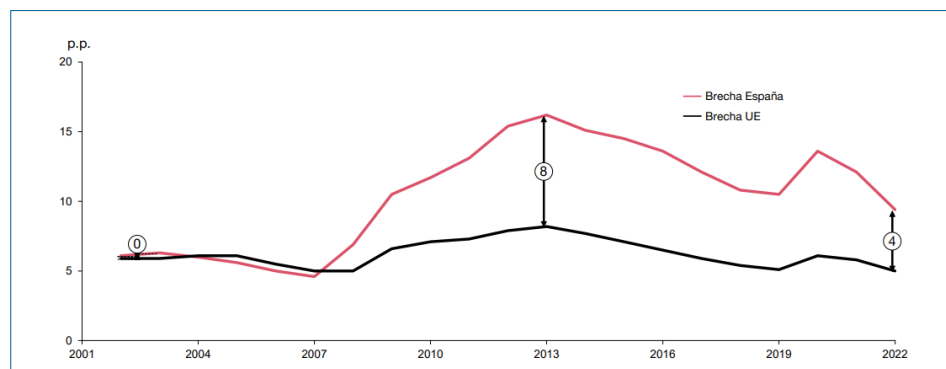
Para paliar este problema, el Gobierno Español decidió en diciembre de 2021 atajarlo con la aprobación del Real Decreto-ley 32/2021, del 28 de diciembre, de Medidas Urgentes para la Reforma Laboral, la Garantía de la Estabilidad en el Empleo y la Transformación del Mercado de Trabajo. Esta nueva reforma, como se describirá más adelante, suprimió el Contrato de Obra y Servicio, principal contrato usado hasta entonces como medio de contratación en España, además de introducir otras medidas cuyo fin fue impulsar la contratación indefinida y penalizar la contratación temporal.

Tabla 1.1.
Tasas de temporalidad de países europeos en el año 2021.

Países	Valor
Estonia	1,5
Lituania	1,8
Rumania	2,3
Letonia	2,7
Bulgaria	3,3
Eslovaquia	4,0
Hungría	5,7
Chequia	6,3
Austria	6,5
Malta	7,5
Irlanda	7,9
Noruega	8,0
Luxemburgo	8,8
Bélgica	9,2
Suiza	9,4
Dinamarca	9,6
Turquía	9,9
Alemania	10,1
Grecia	10,1
Eslovenia	11,1
Islandia	11,2
Bosnia y Herzegovina	12,6
Croacia	12,8
Suecia	12,8
Chipre	13,1
Francia	13,6
Polonia	14,6
Finlandia	14,8
Italia	16,3
Portugal	16,8
Serbia	21,7
Países Bajos	23,0
España	24,9

Elaboración propia (Eurostat).

Si nos centramos en los jóvenes, en (Fundación PwC & Círculo de Empresarios, 2024) se cuenta como, tal y como muestra la Figura 1.3, la representación de la brecha joven es enorme. Esta brecha supone la diferencia entre el paro general de toda la población y el paro juvenil, en España y en el conjunto de la Unión Europea. Se observa cómo antes de la crisis de 2008 no existe apenas diferencia entre ambas, pero desde la salida de la Gran Recesión, la diferencia entre España y la Unión Europea ha sido notoria, llegando a su punto más alto en el año 2013, aunque vemos como en el último año de estudio ese margen es la mitad. Esto nos indica la peor situación que presentan jóvenes españoles frente a los europeos.

Figura 1.3.*Evolución brecha joven de España y la Unión Europea, 2001-2022 (p.p)*

Nota: La brecha joven representa la diferencia en puntos porcentuales entre la tasa de desempleo joven y la total.

Fuente: PwC España (Eurostat).

Si nos enfocamos en el empleo juvenil y en la contratación temporal, cabe destacar que esta última se emplea de manera generalizada para la incorporación de jóvenes al mercado laboral, pero esto no solo ocurre en España sino también en otros países. Sin embargo, en nuestro país, es prácticamente la única forma de acceder al mercado para los jóvenes, lo que se convierte, por lo tanto, en una temporalidad obligada, y esta inestabilidad laboral provoca un efecto desmotivador en la formación de los jóvenes debido a la incertidumbre de lo que ocurrirá en el largo plazo. En contraste, en Alemania, los jóvenes recurren a la contratación laboral de manera voluntaria, ya que les permite compaginar los estudios con el trabajo, facilitándole mejores oportunidades laborales en el futuro. Como indica Hernández Bejarano (2022) “esta diferencia se observa en los datos obtenidos de Eurostat que sitúan la tasa de empleo temporal parcial no deseado de los jóvenes en España en el 51,6% y en Alemania en el 6,7%, siendo la media de la UE-27 del 25,7%” (véase Figura 1.4).

Partiendo de estas premisas, el principal objetivo de este trabajo es analizar el impacto de la reforma laboral aprobada a finales de 2021 en la estabilidad laboral, los salarios y el tipo de contrato de los entrantes al mercado laboral, estableciendo comparaciones con la situación del periodo previo a la reforma.

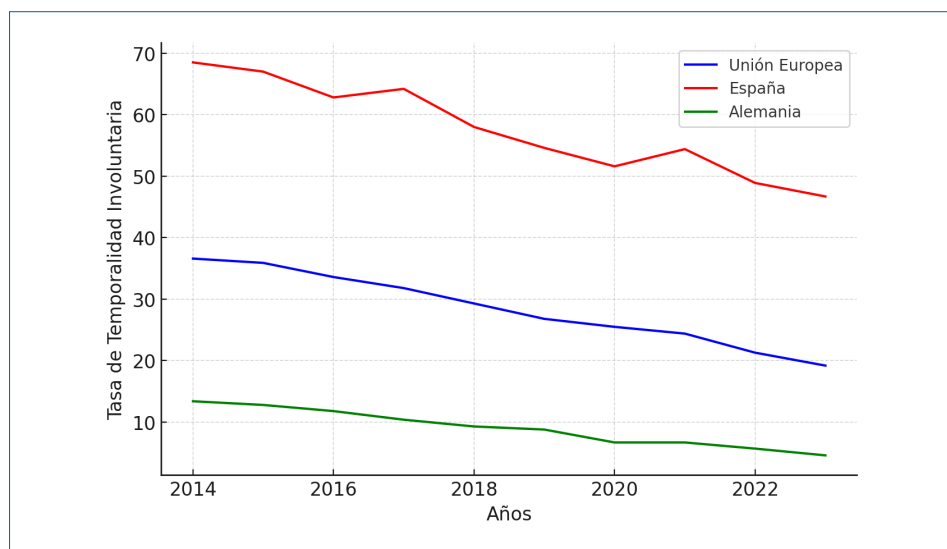
Inicialmente, lo que se hará en este trabajo es estudiar la probabilidad de empezar la vida laboral con un contrato fijo mediante un modelo logístico. Posteriormente, usaremos un modelo logístico multinomial para ver si existen cambios en la probabilidad de empezar la vida laboral con un contrato fijo discontinuo, o bien, con un contrato indefinido ordinario respecto a la alternativa de hacerlo bajo un contrato temporal. Ambas regresiones contarán con una serie de variables de control para que

podamos aislar mejor el posible efecto de la reforma. En tercer lugar, se estudiará si la reforma ha impactado sobre las duraciones medias de los primeros empleos conseguidos por los jóvenes incluidos en nuestra muestra y, finalmente, mediante una regresión de mínimo cuadrados ordinarios se estudiará si la reforma ha impactado sobre el salario anual conseguido durante el primer año de experiencia laboral. Nuestra estrategia de identificación para analizar el impacto de la reforma de 2021 sobre cada una de las variables antes expuestas se basa en Bailey et al. (2021) y trata de captar el impacto diferencial de la reforma en base a la variación sectorial en la intensidad de uso de la contratación temporal durante los años 2011-2021.

En las líneas que siguen, primero revisamos el contexto institucional en el que se explicarán las anteriores reformas fallidas, y además se presenta un pequeño resumen de la literatura reciente en la que se introducirán algunos estudios empíricos relevantes sobre esta reforma laboral y sobre el estado del mercado laboral español. Seguidamente, la sección 3 presenta la base de datos que se emplea en el estudio, además de la metodología que se empleará en el trabajo, es decir, los modelos con los que se estudiarán los temas indicados anteriormente. En la sección 4 se presentan los resultados de estos modelos, en los que, tanto con tablas como con gráficos, se intentará mostrar de la mejor manera los resultados que obtenemos. Y finalmente, la última sección presenta las principales conclusiones del trabajo.

Figura 1.4.

Evolución de la tasa de temporalidad involuntaria de España, Alemania y la Unión Europea.



Fuente: Elaboración propia (Eurostat).

2. CONTEXTO INSTITUCIONAL Y LITERATURA

La alta temporalidad en el mercado de trabajo es un problema muy relevante de la economía española desde el año 1984 en que se liberalizó totalmente dicha forma de contratación (Sola Espinosa, 2010). Como se ha visto en la sección anterior, el peso de los contratos temporales sobre el total de la población asalariada es hasta 10 puntos porcentuales superior en España que la media europea. Para solucionar este gran problema, se han introducido en España muchas reformas laborales en los últimos 30 años, pero sin mucho éxito, dado que a finales de 2021 dicha tasa se mantenía en niveles máximos en comparación con la totalidad de países europeos. (Esade, 2022). En lo que sigue, describimos brevemente las principales reformas introducidas en España en los últimos 30 años:

- Reforma 1994: Pretendía fomentar el empleo de los más jóvenes con el fomento de la contratación en prácticas. Por otro lado, se pretendía dar mayor protagonismo a la contratación indefinida, eliminando el Contrato de Fomento del Empleo introducido en la reforma de 1984 (Sola Espinosa, 2010), siendo este el contrato más utilizado en la mayoría de sectores productivos. En esta reforma, se legalizó la posibilidad de actuación de las Empresa de Trabajo Temporal (ETT). También, se intentó flexibilizar la disponibilidad horaria de los trabajadores. El despido se facilitó ampliando las posibilidades del despido objetivo (Gómez, Contreras y Gracia, 2008), aumentando a su vez el poder de las empresas en la negociación colectiva.
- Reforma 1997: Esta reforma buscaba aumentar la tasa de contratación indefinida, llevar a cabo un estricto control sobre la temporalidad y modificar las condiciones de los contratos de formación y prácticas. Otro cambio que se introdujo con esta reforma fue la creación del Contrato de Fomento de la Contratación Indefinida, un contrato que abarataba el despido improcedente a 33 días por año trabajado (frente a los 45 días anteriores). Este contrato iba dirigido a jóvenes, a mayores de 45 años y a parados de larga duración. Y finalmente, se adoptaron numerosas y generosas bonificaciones y reducción de las cuotas a la Seguridad Social (SS) en los casos de contrataciones estables (Gómez, Contreras y Gracia, 2008).
- Reforma 2001: Esta reforma pretendía, de nuevo, reducir la temporalidad de los contratos. Se quería seguir una serie de pautas en las que se fijaban sobrecostes a las empresas que abusaran de dichos contratos. También se quería favorecer la conversión del contrato temporal a indefinido (Gómez, Contreras y Gracia, 2008). Esta reforma, a diferencia de las anteriores, sí que consiguió cumplir los objetivos, ya que, aunque

aumentaron los contratos temporales, también lo hicieron los fijos, y la tasa de paro disminuyó.

- Reforma 2006: De nuevo, se fomentó la contratación indefinida, además de la conversión del contrato temporal al indefinido (como la reforma anterior), aportando importantes bonificaciones a las empresas que lo realizaran. Se quería limitar la formalización de contratos temporales, y por ello se reforzó la labor de los inspectores de trabajo para que hubiese un seguimiento exhaustivo en los casos de contratos sucesivos para un mismo puesto y empresa. Esta reforma tuvo éxito los primeros meses, pero posteriormente no cumplió los objetivos.
- Reforma 2010: Una de las características principales de esta reforma es el abaratamiento del despido para los contratos indefinidos. Las empresas que pudiesen justificar problemas económicos indemnizarían a sus trabajadores con una cantidad menor (20 días por año trabajado). En el caso de los contratos temporales, la indemnización aumenta a 12 días por año trabajado (frente a los 8 días anteriores) para que, así, se opte por la adopción de otros tipos de contratos. En el caso de los Expedientes de Regulación de Empleo (ERE) se podrán aplicar reducciones de jornada de forma temporal, es decir, a unas determinadas horas de la jornada de trabajo. Las horas no trabajadas se cobrarían como prestaciones por desempleo. Pero tras todos estos cambios, de nuevo la reforma no logró solucionar la situación económica ni reducir la tasa de temporalidad.
- Reforma 2012: Uno de los principales objetivos de esta reforma era la de crear empleo, ya que España se encontraba en este año en una de las peores situaciones económicas de su historia reciente (la Gran Recesión) así como entre uno de los más afectados por ésta en comparación con otros países de Europa. Con esta reforma se redujo de manera definitiva el coste de despido para todos los contratos indefinidos a 33 días por año trabajado, así como se favoreció una mucho mayor flexibilidad de contratación y despido a las empresas, con un nuevo impulso a la contratación indefinida. No obstante, se redujeron algunos derechos de los trabajadores y se flexibilizó enormemente la capacidad de bajar salarios de manera unilateral por parte de las empresas (Redondo Minayo, 2022).

Tras todas estas reformas laborales, como ya se ha dicho antes, no se consiguió reducir de manera apreciable ni la tasa de temporalidad ni la tasa de desempleo de la Economía Española. Por eso, tras el cambio de Gobierno en España producido en el año 2018, el nuevo gobierno decidió suprimir gran parte del contenido de la Reforma de 2012, así como introducir nuevas medidas para cambiar de manera radical la manera de contratar en España. Así, en diciembre de 2021 se aprueba una

última reforma, la reforma que será evaluada en este artículo, y que trata de dar prioridad a la contratación indefinida frente a la temporal, de manera que solo se dejará hacer contratos temporales en los casos muy puntuales de aumentos temporales y demostrables de producción o por sustitución de algún trabajador, esto es, por medio de la contratación eventual. Para el resto de los contratos, se obliga a las empresas a usar los contratos indefinidos ordinarios o, como medio de ajuste, los contratos fijos-discontinuos. Además, se incrementa la penalización en base a una subida de cotizaciones sociales a cargo de la empresa para los contratos temporales muy cortos de cara a disminuir la rotación. Existirán además dos tipos de contratos formativos, uno para la formación dual y otro por obtención de práctica profesional. Finalmente, se revierten las medidas introducidas en el año 2012 en términos de negociación colectiva, de manera que se mantendrán los convenios colectivos hasta que se renueven, buscando con ello reducir la capacidad unilateral de las empresas (Esade, 2022; Calvo Gallego, 2022).

Calvo Gallego (2022) destaca que esta reforma, al introducir limitaciones claras a la contratación temporal coyuntural y fomentar un uso más racional del contrato fijo discontinuo, busca generar un cambio profundo en la cultura empresarial española respecto al uso de la temporalidad. En esa línea, Gil y Gil (2017) ya advertían de la necesidad de avanzar hacia un modelo de “trabajo decente” que supere el modelo dual y precarizado consolidado tras las reformas anteriores, resaltando los efectos adversos de una legislación laboral basada en la desprotección del trabajador y en la excesiva rotación de contratos.

En definitiva, la reforma de 2021 ha reducido el menú de contratos, existiendo desde entonces básicamente tres tipos: el contrato indefinido, el contrato fijo discontinuo (que se flexibiliza enormemente) y el contrato temporal. Además, aunque restringidos a trabajadores jóvenes en formación, continúan existiendo los contratos de formación y prácticas. Por otra parte, el contrato de obra en el sector de la construcción pasa a ser contrato indefinido de obra, donde se flexibiliza mucho la causa objetiva de despido, lo que ayudará a un enorme crecimiento de la contratación indefinida en este sector productivo.

Existen varios artículos que indican que la reforma laboral de 2021 no es suficientemente ambiciosa de cara a corregir de manera definitiva los importantes problemas del mercado de trabajo español. Así, por ejemplo, Dómenech (2022) indica que esta reforma ha restringido la contratación temporal en lugar de favorecer la contratación indefinida, como por ejemplo bajando los costes de indemnización por despido, o también favoreciendo la prevalencia de los convenios de ámbito superior al de la empresa en salarios.

Lo que según este autor hay que ver para saber si la reforma ha sido en verdad efectiva es tener en cuenta la duración de los contratos y no solo la temporalidad agregada de la economía. Hay que tener cuidado también con que la reducción de

la temporalidad no suponga un menor crecimiento del empleo. Y también estudiar si ese cambio de los contratos ha afectado a elevar la remuneración que perciben los trabajadores.

En definitiva, se prevé que la reforma reduzca la temporalidad debido a las mayores restricciones, pero no por una mayor flexibilidad de los contratos indefinidos, ya que la incertidumbre jurídica y coste de despido sigue siendo mayor que en los temporales por lo que se prevé que el crecimiento del empleo se resienta. (Doménech, 2022)

3. METODOLOGÍA.

En este apartado, fundamental para la obtención de los resultados, en primer lugar, describiremos la base de datos utilizada para la realización del estudio. En segundo lugar, se presentarán las técnicas cuantitativas o modelos econométricos empleados para la consecución de los principales resultados.

3.1. Descripción de la base de datos: Muestra Continua de Vidas Laborales.

La Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL) es una base de datos que se construye a partir de una muestra aleatoria del 4% de la población inscrita en la Seguridad Social en cada ola anual. De la unión de las últimas 13 olas de esta muestra obtendremos la base de datos que empleamos en el estudio, es decir, las olas que van desde el año 2011 al 2023. Y de esa base de datos, nos quedamos con los individuos que han entrado al mercado de trabajo a partir del año 2011, por lo que emplearemos un nuestro estudio una muestra compuesta por los entrantes en el mercado de trabajo que tienen su primer empleo entre los 16 y los 40 años. Así y mientras que en la base inicial había observaciones de 1,5 millones de personas, tras esta restricción, nuestra muestra de estimación contiene la información de las vidas laborales completas de 329.422 personas. Esta muestra tiene variables como la nacionalidad, que nos va a permitir diferenciar entre los trabajadores españoles y los extranjeros, el régimen de afiliación, que nos permite diferenciar entre asalariados, autónomos entre otros regímenes. También existe una variable que nos indica el tipo de contrato, el grupo de cotización que declara la empresa y que nos ayuda a diferenciar entre grupos de tarifa, esto es, entre niveles de cualificación, el código de clasificación nacional de actividades económicas (CNAE) a dos dígitos de la empresa, o la provincia de residencia.

Sin embargo, existen algunas limitaciones en esta muestra. Por ejemplo, la variable que mide el nivel educativo proviene del Padrón de Habitantes que depende de los ayuntamientos, es decir, de su registro administrativo, el cual no siempre se

actualiza cuando cambia, por lo que esta variable puede presentar algún problema de medición.

Además, existe también una pequeña limitación con una variable dependiente de los últimos modelos que estudiaremos, y se trata de la variable que muestra la duración de los empleos, los empleos que se inician en el año 2023, puede ser que no hayan terminado en el momento de extracción de la muestra, febrero de 2024. Por eso, solo disponemos de una duración censurada o no completa para estos empleos. Este problema se solucionará mediante la creación de una variable binaria que medirá si la duración de los contratos de trabajo es mayor o menor a dos meses (duración mínima de los contratos censurados). Al estimar un modelo para esta variable binaria se evita el error de no saber exactamente cual es la duración completa de observaciones que no han terminado en febrero de 2024.

Finalmente, otra limitación presente en la MCVL es que solo recoge información de los individuos que están afiliados a la Seguridad Social, excluyendo tanto a los españoles o inmigrantes que, en un momento dado de su vida laboral, salen de España así como los posibles trabajos de estos en la economía sumergida.

Este panel de datos lo emplearemos en el estudio de la probabilidad de contratos fijos, en ver la probabilidad de los contratos fijos ordinarios y fijos discontinuos frente a los contratos temporales, y también en estudiar la duración de los contratos de esos individuos, para saber si la reforma ha servido para disminuir la rotación laboral, y que se trabajen más días a lo largo del año. Para este ejercicio, como se ha explicado antes, se estudiará si la duración es mayor o no a dos meses. En un ejercicio alternativo donde nos quedamos solo con los empleos que comienzan antes de agosto de 2023, estimaremos otro modelo logit que tiene como variable dependiente la posibilidad de que dicha duración de los contratos sea mayor a seis meses, y se compararán los resultados para ver la diferencia entre ambos modelos. Finalmente, también analizaremos un modelo de regresión lineal para ver la evolución de los salarios con la reforma.

Las variables dependientes en estos modelos serán el tipo de contrato (fijo o temporal), en el primer caso. De nuevo el tipo de contrato, pero con tres valores posibles: fijo ordinario, fijo discontinuo y temporal, en el segundo modelo. La variable que mide si la duración es mayor de 2 (o alternativamente 6 meses) en el tercer modelo y finalmente, en el cuarto modelo estimado, serán el logaritmo neperiano de las bases de cotización (salarios) anuales. Y el periodo en el que se van a estudiar estas variables es el que va entre los años 2011 y 2023, siendo los dos primeros años, 2011 y 2012, los años de control que se tomarán como periodo base en todos los modelos, es decir, que los resultados que obtengamos serán comparados con los datos presentes en esos años en su conjunto.

La Tabla 3.1.1. presenta las principales características, esto es, la estadística descriptiva de las personas entrantes en el mercado laboral según nuestra muestra

de estimación. Como se ha indicado antes, nos hemos quedado con el primer empleo de cada persona. Por tanto, estas características corresponden con dicho inicio de su vida laboral. En la primera columna, observamos las medidas para cada variable para el total de la muestra, y en las siguientes columnas, observamos la distribución característica a característica de nuestra muestra cuando distinguimos entre aquellos que entran al mercado de trabajo con un contrato temporal de aquellos que lo hacen con un contrato indefinido. En la primera de ellas, se observa cómo la cantidad de mujeres y hombres que tenemos en la base de datos es muy similar, sin embargo, las mujeres tienen más contratos temporales y los hombres tienen más contratos fijos. En cuanto al grupo de tarifa, se ve cómo la mayoría de las entrantes se localizan en el grupo de tarifa bajo, de hecho, solo los grupos de tarifa bajo y medio bajo suponen casi un 75% de todas las observaciones de la muestra, y son los que más contratos temporales y fijos tienen entre los 4 grupos, aunque existe una mayor correlación positiva entre los grupos y el porcentaje de uso de contratos indefinidos. En cuanto a la edad se muestra una relación lógica, la mayoría de los individuos entrantes en el mercado, obtienen su primer empleo entre los 16 y 39 años, de hecho, los que entran entre los 40-65 años los eliminaremos para realizar los modelos solo para aquellos que entran en el mercado antes de cumplir 40 años, ya que los que entran a una edad posterior seguramente responden a características muy distintas al resto de la población. Cabe destacar en esta tabla la gran cantidad de extranjeros que tiene la muestra de entrantes: suponen casi el 40% del total. Además, suponen más del 40% de los contratos fijos comparando con los nacionales.

Por otra parte, las variables que describen las principales características de los primeros empleos que vamos a analizar en este trabajo muestran un cambio considerable en el periodo muestral entre antes y después de 2021: el número de individuos que empiezan su vida laboral con un contrato fijo, ya sea fijo discontinuo o indefinido ordinario, es para el periodo pre-reforma (2011-2021), de 57.816 (un 28% del total), mientras que en el periodo post-reforma (2022-2023) este número alcanza un total de 65.725 (un 53,5% del total). En cuanto a días trabajados en el primer año de experiencia laboral, pasamos de 125 a 166,3 días entre esos dos mismos periodos. Finalmente, la base media de cotización mensual pasa de 407,5€ a 896,3€ como resultado principalmente del aumento anterior en días trabajados, ya que la base de cotización diaria aumenta menos de un 1%: de 59,1 a 59,8 euros.

Tabla 3.1.1.

Análisis descriptivo de las variables.

Sexo	Total		Contratos Temporales		Contratos Fijos	
	N	%	N	%	N	%
Mujeres	160.504	48,73%	93.963	50,30%	58.423	47,29%
Hombres	168.871	51,27%	92.843	49,70%	65.118	52,71%
Grupo Tarifa						
Bajo	154.180	46,81%	87.967	47,09%	47.539	38,48%
Medio Bajo	86.033	26,12%	50.793	27,19%	35.061	28,38%
Medio Alto	47.661	14,47%	25.667	13,74%	21.916	17,74%
Alto	41.468	12,59%	22.398	11,99%	19.013	15,39%
Edad						
16-19 años	56.749	17,23%	35.232	18,86%	19.519	15,80%
20-29 años	213.558	64,84%	125.422	67,14%	77.324	62,59%
30-39 años	59.088	17,94%	26.153	14,00%	26.697	21,61%
Educación						
< Obligatorio	68.642	20,84%	41.247	22,08%	23.201	18,78%
Obligatorio	96.705	29,36%	53.539	28,66%	37.532	30,38%
Bach o FP Sup	83.068	25,22%	46.347	24,81%	32.516	26,32%
Universidad	80.927	24,57%	45.674	24,45%	30.280	24,51%
Sector						
Agricultura	24.143	7,33%	16.850	9,02%	6.041	4,89%
Industria	23.649	7,18%	11.731	6,28%	10.933	8,85%
Construcción	12.154	3,69%	5.287	2,83%	5.510	4,46%
Comercio	48.748	14,80%	23.949	12,82%	20.891	16,91%
Hostelería	57.707	17,52%	29.833	15,97%	26.203	21,21%
Serv baja	31.159	9,46%	14.365	7,69%	14.257	11,54%
Serv alta	62.417	18,95%	31.832	17,04%	26.512	21,46%
Educación / Sanidad	36.758	11,16%	26.526	14,20%	9.018	7,30%
AAPP	8.267	2,51%	6.874	3,68%	1.384	1,12%
ETT	20.817	6,32%	18.214	9,75%	2.533	2,05%
Hogar	3.524	1,07%	1.345	0,72%	247	0,20%
Nacionalidad						
Española	224.173	68,06%	134.724	72,12%	78.374	63,44%
Inmigrante	105.202	31,94%	52.082	27,88%	45.167	36,56%
Grandes Ciudades						
Madrid	25.927	30,27%	13.813	30,00%	11.285	30,70%
Barcelona	41.412	48,35%	21.198	46,04%	19.001	51,69%
Valencia	6.158	7,19%	3.960	8,60%	1.992	5,42%
Sevilla	7.717	9,01%	4.402	9,56%	2.871	7,81%
Zaragoza	4.437	5,18%	2.666	5,79%	1.614	4,39%

Elaboración propia.

3.2. Principales metodologías a utilizar en el trabajo.

Los modelos econométricos que usaremos en la mayoría de las regresiones de este trabajo son modelos de elección binaria, y concretamente, modelos *logit* o logísticos. Su objetivo principal es analizar cómo las variables explicativas (x) influyen en la probabilidad de que ocurra un determinado evento, es decir, en la probabilidad de que la variable dependiente tome uno de sus dos posibles valores, 1 o 0. Sin embargo, debido a la forma en que funcionan estos modelos, esta relación no es directa ni lineal, lo que hace que los coeficientes obtenidos no sean tan fáciles de interpretar como en una regresión normal. (Wooldridge, 2009)

Como se explicó antes, el primer modelo que vamos a realizar es uno de tipo logístico [3.2.1], con el que se obtiene la probabilidad de tener contratos fijos para cada sector s :

$$P(fijo = 1 | x, s) = F(\beta_{0,s} + \sum_{t=2013}^{2023} \theta_t \cdot y_t \cdot intensidad_{t,s} + \beta \cdot x + \sum_{t=2013}^{2023} \rho_t \cdot y_t + \epsilon_{t,s}) \quad [3.2.1]$$

Donde y_t recoge las variables binarias para los años de alta de cada contrato, de 2013 a 2023 (2011 y 2012 se consideran como efectos iniciales incluidos en la constante del modelo,), x es el vector de variables de control que incluye variables individuales, características del puesto de trabajo y variables que tratarán de recoger el efecto del ciclo económico, recoge el término de error, que se supone sigue una distribución logística y, finalmente, la variable “intensidad” recoge la tasa de temporalidad media para cada sector en el periodo 2011-2021, esto es, en el periodo pre-reforma, diferenciando por sectores con la CNAE a dos dígitos.

El término fundamental de cada uno de los modelos estimados es la interacción entre las variables binarias de año de alta y esta variable “intensidad”. Este término de interacción trata de medir el impacto de la reforma laboral comparando el impacto de ésta en los sectores que presentan una mayor temporalidad, considerados como tratados, frente a los sectores de baja temporalidad, que serían los sectores considerados como controles. Esta manera de estimar sigue la estrategia utilizada por Bailey et al. (2021) en su estudio sobre el salario mínimo, así como en el de la Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal (AIReF) para analizar el impacto sobre el empleo de la subida del salario mínimo interprofesional (SMI) a 900 euros mensuales (AIReF, 2020).

Posteriormente, se estima un modelo logístico multinomial [3.2.2], el cual indica las probabilidades de tener un contrato temporal, fijo discontinuo o fijo ordinario para cada sector s :

$$P(\text{contrato} = i | x, s) = F(\beta_{0,s} + \sum_{t=2013}^{2023} \theta_t \cdot y_t \cdot \text{intensidad}_{t,s} + \beta \cdot x + \sum_{t=2013}^{2023} \rho_t \cdot y_t + \varepsilon_{t,s}) \quad [3.2.2]$$

$i = 0 \rightarrow \text{Contratos temporales}$

$i = 1 \rightarrow \text{Contratos fijos discontinuos}$

$i = 2 \rightarrow \text{Contratos fijos ordinarios}$

Donde, de nuevo el término de error, ε , sigue una distribución logística y donde la interacción entre la variable binaria de años de alta y la variable “intensidad” es la que recogerá el posible efecto de la reforma.

En tercer lugar, para estudiar las duraciones de los primeros contratos obtenidos por los individuos de nuestra muestra vamos a realizar un modelo logístico [3.2.3] cuya variable dependiente será una variable binaria que mide si la duración de los empleos es mayor de dos meses y se compararán con un modelo similar donde se estudia la duración mayor o menor de seis meses para cada sector s .

$$P(\text{duremp} > 2 | x, s) = F(\beta_{0,s} + \sum_{t=2013}^{2023} \theta_t \cdot y_t \cdot \text{intensidad}_{t,s} + \beta \cdot x + \sum_{t=2013}^{2023} \rho_t \cdot y_t + \varepsilon_{t,s}) \quad [3.2.3]$$

Donde, de nuevo el término de error, ε , sigue una distribución logística y también se usa la interacción entre el año de alta y la variable “intensidad” para medir el posible impacto de la reforma laboral de 2021.

Finalmente, se estudiarán los salarios con un modelo lineal [3.2.4], en el que la variable dependiente es el logaritmo neperiano de la media de los salarios del primer año de contrato del individuo para cada sector s .

$$P(\text{duremp} > 2 | x, s) = F(\beta_{0,s} + \sum_{t=2013}^{2023} \theta_t \cdot y_t \cdot \text{intensidad}_{t,s} + \beta \cdot x + \sum_{t=2013}^{2023} \rho_t \cdot y_t + \varepsilon_{t,s}) \quad [3.2.3]$$

Cabe destacar, finalmente, que se ha incluido entre las variables explicativas una variable que muestra el ciclo económico a nivel provincial. Para ello, esta variable recoge la tasa de crecimiento anual de la serie de ocupados a nivel provincial. Es importante incluir esta variable, ya que con ella tendremos una mayor certeza de que los resultados obtenidos son debidos a la reforma y no al buen o mal estado de la economía en los sectores o provincias de los individuos en nuestra muestra.

Las variables independientes que se incluyen en los modelos, aparte de la intensidad y de la variable que indica el año de alta, que son las más importantes, son el género, la edad, la nacionalidad, el grupo de tarifa y el nivel educativo de los individuos en la muestra. La razón fundamental de por qué se incluyen es para que los resultados sean lo más cercanos posible al verdadero efecto de la reforma, ya que al controlar por todas estas variables se está comparando el efecto de la reforma para tratados y

controles con similares características observables, esto es, para un mismo individuo representativo, con el mismo género, nacionalidad, edad, nivel educativo, estado del ciclo económico en su provincia, etc.

4. RESULTADOS

Los resultados que siguen, tal y como se ha descrito en las secciones anteriores, se obtienen en base a la submuestra de entrantes en el mercado de trabajo de la Muestra Continua de Vidas Laborales compuesta por todos los individuos que empiezan su vida laboral con edad inferior a 40, en los años 2011 a 2023. Como se ha explicado en la sección anterior, se utilizarán modelos de elección discreta (modelo logístico y modelo logístico multinomial) así como modelos de regresión lineal, para el caso del análisis de los salarios, todos ellos estimados mediante procedimientos realizados con Stata.

En la Ecuación [3.2.1], el vector de variables explicativas, x , contiene las variables de control del modelo, que son género, edad, grupo de tarifa, nivel educativo, nacionalidad, la variable que capta el ciclo económico (ocupados), tal y como se ha definido anteriormente, y finalmente efectos fijos de año, de sector (a dos dígitos) y de comunidad autónoma.

En la Tabla 4.1, observamos los resultados de la estimación del modelo logístico [3.2.1] en el que vemos la probabilidad de que los individuos en nuestra muestra empiecen su vida laboral con un contrato temporal (0) o con un contrato fijo discontinuo o indefinido (1). En este modelo, como se explicó en la sección anterior, la variable principal para ver el efecto de la reforma se mide con la interacción de las variables binarias de año con la variable “intensidad”. Vemos unos coeficientes estimados bastante similares y cercanos a cero para esta variable durante los años 2011 a 2021, pero cuando llega la reforma, es decir, para los años 2022 y sobre todo 2023, este impacto pasa a ser muy positivo y significativo, por lo que *a priori* podemos interpretar que la reforma laboral de 2021 ha cumplido el objetivo de aumentar sustancialmente la probabilidad de comenzar la vida laboral con un contrato indefinido, sobre todo en los sectores que presentan una alta temporalidad pre-reforma. Ciertamente, estos coeficientes nos muestran cómo, al aumentar esta probabilidad especialmente para los sectores de alta temporalidad en comparación a los de baja temporalidad que actúan como grupo de control, lo que estamos obteniendo es evidencia de que la reforma está funcionando de una manera más intensa para estos sectores de alta temporalidad antes de la reforma.

Además, observamos cómo los hombres tienen más probabilidad de obtener contratos indefinidos que las mujeres. En los grupos de edad vemos cómo, al igual que ha recogido la literatura reciente (por ejemplo, Verd et al., 2024), la probabilidad

de tener un contrato indefinido crece con la edad. En los grupos de tarifa, esto es, por niveles de cualificación vemos una relación lógica, ya que todos ellos comparados con el nivel de más baja cualificación (recogido en la constante), tienen más probabilidad de contratos indefinidos, siendo el grupo de tarifa alto el que mayor probabilidad tiene. En los grupos educativos, no obstante, nos sale algo más difícil de interpretar, ya que los coeficientes estimados nos indican que cuanto menor sea el nivel educativo mayor probabilidad de contratos indefinidos existe, pero hay que tener en cuenta que, en primer lugar, este efecto es neto del de grupo de tarifa que puede estar recogiendo en mejor manera el efecto de la cualificación. Además, como ya se indicó anteriormente, el nivel educativo se mide en base al padrón municipal, lo que puede incluir algunos errores de medida al no actualizarse regularmente. Donde sí se observa algo interesante es en la variable de nacionalidad, ya que los resultados indican que los trabajadores extranjeros tienen una mayor probabilidad de obtener contratos indefinidos que los nativos, aunque con esta variable también hay que tener cuidado porque los de origen extranjero pueden venir con experiencia anterior que no se contabiliza en la base de datos usada, ya que esos empleos no son en España. Finalmente, la variable final, “ocupados”, es una variable que muestra el ciclo de la economía, en este caso con la tasa de crecimiento anual de los individuos ocupados de cada provincia, y se incluye en el modelo para que el coeficiente de año de alta muestre realmente lo que ha cambiado la probabilidad de contrato temporal o indefinido por factores no relacionados con lo que puede ser un mejor o peor funcionamiento de la economía. En este caso, esta variable nos indica que el ciclo económico no parece influir demasiado en el número de entrantes en el mercado cuyo primer empleo sea indefinido.

Tabla 4.1.
*Modelo logístico de contrato fijo.*³

Variable dependiente	Fijo
int_year13	0.007
	(0.459)
int_year14	-0.280
	(0.404)
int_year15	-0.317
	(0.382)

3. Variables incluidas en la regresión pero no mostradas: variables ficticias de año de alta 2011-2023, de código CNAE (2 dígitos) y de comunidad autónoma.

Variable dependiente	Fijo
int_year16	-0.163
	(0.362)
int_year17	-0.121
	(0.351)
int_year18	0.510
	(0.340)
int_year19	0.475
	(0.338)
int_year20	1.095***
	(0.341)
int_year21	1.588***
	(0.331)
int_year22	5.974***
	(0.322)
int_year23	7.798***
	(0.321)
hombre	0.116***
	(0.009)
edad16_19	-0.440***
	(0.015)
edad20_29	-0.233***
	(0.012)
gtarifa_medioabajo	0.590***
	(0.011)
gtarifa_medioalto	0.943***
	(0.013)
gtarifa_alto	1.422***

Variable dependiente	Fijo
	(0.017)
educ_obligatorios	0.228***
	(0.013)
educ_bach_fpsup	0.148***
	(0.013)
educ_univ	0.004
	(0.014)
extranjeros	0.253***
	(0.010)
ocupados	-0.174
	(0.143)
Constante	-2.978***
	(0.105)
Observaciones	325,816

Elaboración propia.

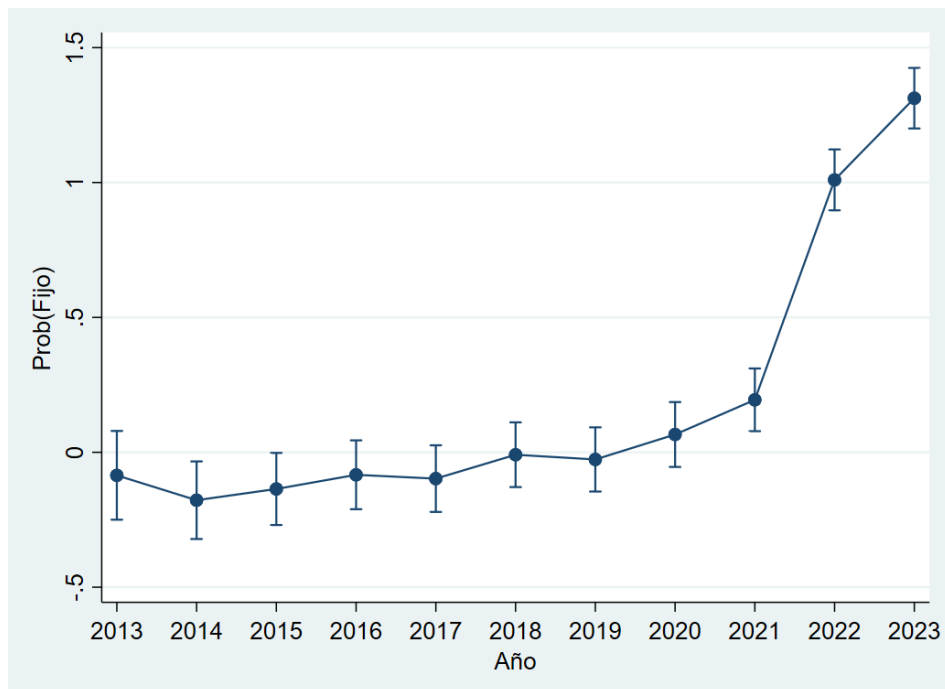
Error estándar entre paréntesis.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

En la Figura 4.1. se muestra de una forma visual el impacto estimado sobre la probabilidad de empezar la vida laboral bajo un contrato indefinido para todos los años incluidos en nuestra muestra, mostrando además los intervalos de confianza de cada coeficiente, y así lo mostraré en las demás figuras. Así, se ve claramente cómo los contratos fijos después de la reforma laboral son mucho más probables que en el periodo anterior. Concretamente, se estima un efecto marginal de en torno al 110%, esto es, la probabilidad de que un entrante en el mercado obtenga un contrato indefinido en el año 2023 más que se duplica con respecto al valor de esta probabilidad en los años base, los años 2011 y 2012. Cabe destacar, que el resultado que obtenemos para el año 2020 puede estar muy influenciado por la pandemia que sufrimos durante ese año. Sin embargo, en el año 2021, que ya todo volvió a funcionar de nuevo, observamos un pequeño avance en la probabilidad de la contratación indefinida, lo que podría ser debido a las medidas de reactivación introducidas ese año.

Figura 4.1.

Efectos marginales y anualizados de la variable intensidad sobre la probabilidad de contrato indefinido: años 2013-2023.

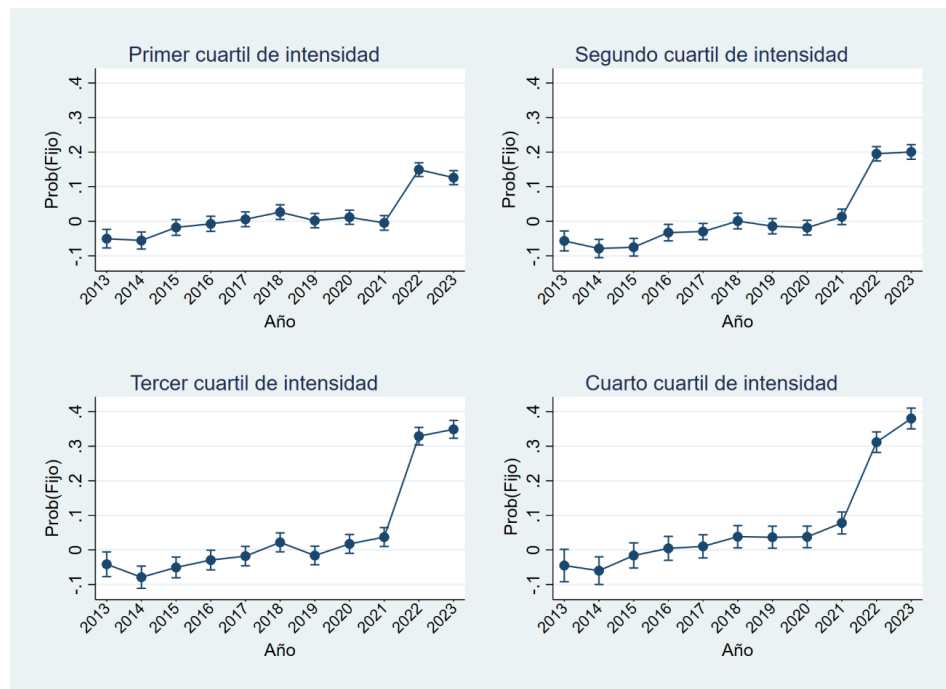


Elaboración propia.

Para analizar con mayor profundidad el impacto de la reforma en función de la intensidad de contratación temporal año a año, se ha realizado una nueva estimación de este mismo modelo, pero para cuatro grupos distintos: hemos dividido nuestra muestra diferenciando en base a los cuatro cuartiles de la variable intensidad y hemos estimado un modelo logístico como el anterior [3.2.1.] por cada cuartil. En la Figura 4.2, se observa cómo, en efecto, en los sectores que tienen una temporalidad menor, el efecto de la reforma ha sido menor, mientras que los sectores que presentan una elevada tasa de temporalidad, esto es, en el tercer y cuarto cuartil de la variable intensidad, el efecto es casi el triple que el estimado en el primer cuartil de dicha variable. Así, por tanto, con esta figura, podemos confirmar que la reforma laboral de 2021 parece haber tenido un impacto positivo e importante sobre la probabilidad de empezar la vida laboral con un contrato indefinido.

Figura 4.2.

Efectos marginales de la variable año de alta sobre la probabilidad de contrato indefinido diferenciando por cuartiles de la variable intensidad: años 2013-2023.



Elaboración propia.

A continuación, en la Tabla 4.2, observamos los resultados del modelo [3.2.2.], esto es del modelo logístico multinomial, en el que la probabilidad de los contratos fijos discontinuos (1), y de los contratos fijos ordinarios (2) se comparan a la probabilidad de los contratos temporales (0). En esta estimación, el vector de regresores “x” consta de las mismas variables de control que en la ecuación [3.2.1.]. Los resultados nos muestran de nuevo coeficientes muy positivos y significativos para las variables de interacción entre año de alta e intensidad en contratación temporal a nivel sectorial. Este resultado nos indica que, tras la reforma, la probabilidad de contrato fijo discontinuo y, sobre todo, la de fijo ordinario aumentan sustancialmente respecto a la probabilidad de contrato temporal, lo que tiene el efecto de reducir el gap en la probabilidad relativa de contrato indefinido entre sectores de alta temporalidad y aquellos con nivel más bajo de temporalidad. También cabe destacar como los contratos fijos ordinarios son más frecuentes en personas con grupos de tarifa superiores.

Tabla 4.2.*Modelo logístico multinomial de los tipos de contratos.⁴*

Variable dependiente	Contratos fijos discontinuos	Contratos fijos ordinarios
int_year13	-0.671	-0.079
	(1.564)	(0.538)
int_year14	-2.198	-0.050
	(1.432)	(0.472)
int_year15	0.310	-0.492
	(1.347)	(0.448)
int_year16	-0.650	-0.146
	(1.298)	(0.426)
int_year17	-0.173	-0.123
	(1.269)	(0.414)
int_year18	1.771	0.188
	(1.233)	(0.404)
int_year19	1.857	-0.140
	(1.222)	(0.401)
int_year20	1.490	0.492
	(1.221)	(0.409)
int_year21	1.692	1.263***
	(1.209)	(0.394)
int_year22	3.539***	4.743***
	(1.188)	(0.386)
int_year23	4.461***	6.077***
	(1.186)	(0.384)
hombre	-0.019	0.171***

4. Variables incluidas en la regresión pero no mostradas: variables ficticias de año de alta 2011-2023, de código CNAE (2 dígitos) y de comunidad autónoma.

Variable dependiente	Contratos fijos discontinuos	Contratos fijos ordinarios
	(0.016)	(0.010)
edad16_19	-0.088***	-0.763***
	(0.029)	(0.017)
edad20_29	-0.072***	-0.403***
	(0.024)	(0.013)
gtarifa_mediobajo	-0.013	0.368***
	(0.020)	(0.012)
gtarifa_medioalto	0.135***	0.739***
	(0.026)	(0.015)
gtarifa_alto	-0.705***	1.333***
	(0.043)	(0.019)
educ_obligatorios	-0.002	0.307***
	(0.022)	(0.014)
educ_bach_fpsup	0.037	0.213***
	(0.024)	(0.015)
educ_univ	-0.267***	0.160***
	(0.030)	(0.016)
extranjeros	0.014	0.376***
	(0.020)	(0.011)
ocupados	-1.426***	0.366**
	(0.255)	(0.159)
	(0.111)	(0.062)
Constante	-4.044***	-3.697***
	(0.334)	(0.127)
Observaciones	308,606	308,606

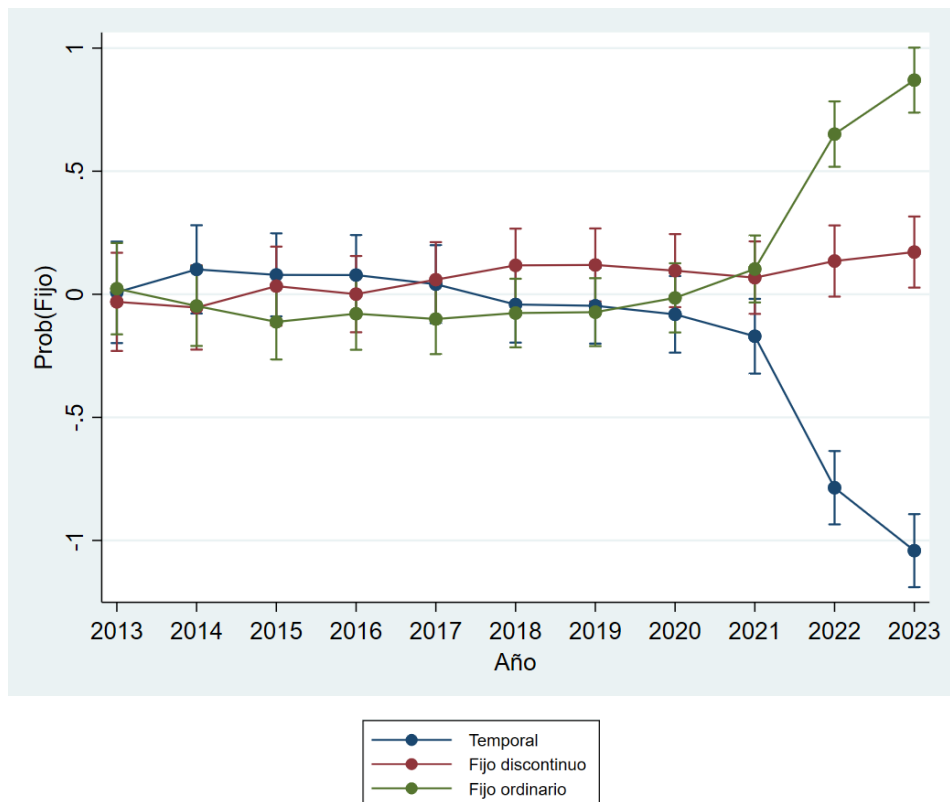
Elaboración propia.

Error estándar entre paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Figura 4.3.

Efectos marginales y anualizados de la variable intensidad sobre la probabilidad de tipos de contrato: años 2013-2023.



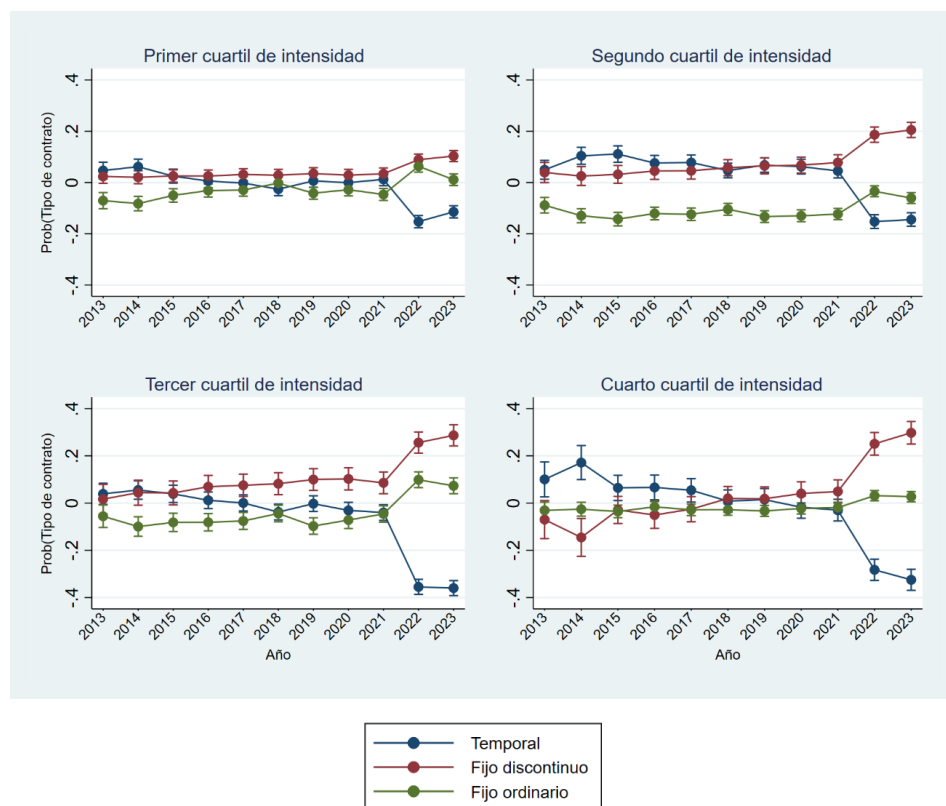
Elaboración propia.

Los siguientes gráficos muestran lo mismo que en la Figura 4.3, pero en este caso para la probabilidad de los tipos de contrato que están en la variable dependiente del modelo de la tabla 4.2. En la Figura 4.4, ocurre una situación común en todos los cuartiles de la tasa de temporalidad, y es un aumento de los contratos fijos ordinarios y discontinuos, y una disminución de los contratos temporales tras la reforma. Esta variación ocurre en mayor medida conforme mayor es la temporalidad de los sectores, por lo que podemos seguir afirmando, que los mayores beneficiados por la reforma son los trabajadores de los sectores de mayor temporalidad. Es posible que ocurra un efecto que sea engañoso, ya que se observa que el contrato que más aumenta tras la reforma es el de los fijos discontinuos, que es el más parecido al temporal, y puede ser que, debido a la prohibición de firmar este tipo de contratos tras la reforma, se han adoptado los contratos fijos discontinuos como la principal forma

de contratación en las empresas pero siguiendo con las condiciones laborales previas del contrato temporal, esto es, de baja duración del contrato, por ejemplo. Por esta razón, haremos el siguiente estudio a continuación.

Figura 4.4.

Efectos marginales de la variable año de alta sobre la probabilidad de tipos de contrato diferenciando por cuartiles de intensidad: años 2013-2023.



Elaboración propia.

En efecto, para analizar si la reforma ha aumentado o no las duraciones de los empleos conseguidos en su primer año de vida laboral, analizamos en la Tabla 4.3. la probabilidad de empezar esta vida laboral con un contrato con duración de más de dos meses (para omitir los contratos censurados como se indicó anteriormente). Los resultados muestran que ciertamente la reforma no ha provocado simplemente que cambien de nombre los contratos, pero sigan con las mismas características, sino que,

por lo menos para los primeros empleos de los entrantes en el mercado, su duración, y más concretamente la probabilidad de que ésta sea superior a dos meses aumente en un 52,8% en el año 2022 (respecto al periodo base, 2011-2012). Este aumento es del 97,9% en el año 2023. Por otra parte, observamos cómo la probabilidad de tener duraciones mayores a dos meses es mayor para hombres, extranjeros, edades más avanzadas y grupos de tarifa altos.

Tabla 4.3.
*Modelo logístico de empleos de duración mayor de dos meses.*⁵

Variable dependiente	Contratos de duración mayor a dos meses
int_year13	0.483
	(0.355)
int_year14	0.117
	(0.309)
int_year15	0.164
	(0.297)
int_year16	0.367
	(0.286)
int_year17	0.196
	(0.279)
int_year18	0.284
	(0.274)
int_year19	0.297
	(0.271)
int_year20	1.060***
	(0.273)
int_year21	1.080***
	(0.267)
int_year22	1.528***
	(0.263)

5. Variables incluidas en la regresión pero no mostradas: variables ficticias de año de alta 2011-2023, de código CNAE (2 dígitos) y de comunidad autónoma.

Variable dependiente	Contratos de duración mayor a dos meses
int_year23	1.979***
	(0.260)
hombre	0.133***
	(0.008)
edad16_19	-0.647***
	(0.015)
edad20_29	-0.256***
	(0.012)
gtarifa_mediobajo	0.005
	(0.010)
gtarifa_medioalto	0.228***
	(0.013)
gtarifa_alto	0.867***
	(0.018)
educ_obligatorios	0.185***
	(0.012)
educ_bach_fpsup	0.139***
	(0.013)
educ_univ	0.266***
	(0.014)
extranjeros	0.429***
	(0.010)
ocupados	0.284**
	(0.134)
Constante	-0.486***
	(0.075)
Observaciones	325,816

Elaboración propia.

Error estándar entre paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Si aumentamos el umbral de duración, para contrastar si el resultado anterior se mantiene cuando elevamos este a una duración mínima de seis meses. En efecto, como vemos en la Tabla 4.4, esta probabilidad aumenta para los años 2022 y 2023 de una manera similar al modelo anterior: en el primer año de implementación de la reforma en un 62,8% y en el segundo en un 87,3%. Nuevamente, ocurre básicamente lo mismo que en la Tabla 4.3. para el resto de variables explicativas.

Comparando ambos resultados, vemos un aumento de la probabilidad mayor en los años 2022 y 2023 en los contratos que tienen una duración mayor a seis meses, lo que parece confirmar que la reforma ha generado una mayor duración de los contratos en los sectores que presentan una mayor temporalidad.

Tabla 4.4.
Modelo logístico de empleos de duración mayor de seis meses.⁶

Variable dependiente	Contratos de duración mayor a seis meses
int_year13	0.559
	(0.359)
int_year14	-0.204
	(0.323)
int_year15	-0.100
	(0.308)
int_year16	-0.253
	(0.298)
int_year17	-0.273
	(0.289)
int_year18	-0.201
	(0.282)
int_year19	0.212
	(0.278)
int_year20	0.683**
	(0.280)
int_year21	0.987***
	(0.272)

6. Variables incluidas en la regresión pero no mostradas: variables ficticias de año de alta 2011-2023, de código CNAE (2 dígitos) y de comunidad autónoma.

Variable dependiente	Contratos de duración mayor a seis meses
int_year22	1.628***
	(0.267)
int_year23	1.873***
	(0.276)
hombre	0.166***
	(0.009)
edad16_19	-0.952***
	(0.016)
edad20_29	-0.392***
	(0.012)
gtarifa_mediobajo	-0.083***
	(0.011)
gtarifa_medioalto	0.233***
	(0.013)
gtarifa_alto	0.902***
	(0.017)
educ_obligatorios	0.415***
	(0.013)
educ_bach_fpsup	0.345***
	(0.014)
educ_univ	0.426***
	(0.014)
extranjeros	0.186***
	(0.011)
ocupados	0.118
	(0.142)
Constante	-1.299***
	(0.081)
Observaciones	295,727

Elaboración propia.

Error estándar entre paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Finalmente, vamos a ver cómo han evolucionado los salarios, o más concretamente las bases de cotización, ante la reforma laboral en la Tabla 4.5. De nuevo analizando el impacto de las variables de interacción entre el año de alta y la variable intensidad, observamos cómo el salario de los entrantes en el mercado aumenta, con respecto a los años 2011 y 2012, solo a partir del año 2021. En este año 2021 el efecto estimado puede estar respondiendo a las medidas introducidas tras la pandemia. Y ya para 2022, el impacto positivo de la reforma se traduce en un aumento marginal del salario inicial de un 10% con respecto al año previo y de casi un 65% en el año 2023 en comparación con el año 2021, lo que resulta un avance bastante notorio. Además, si observamos el resto de variables podemos observar que, como recoge toda la literatura sobre la distribución salarial entre los jóvenes (ver por ejemplo Bentolila et al., 2022) el salario de los hombres es un 16,3% mayor que el de las mujeres, que los entrantes con una edad más avanzada cobran más que los más jóvenes, que conforme va aumentando el grupo de tarifa también va aumentando el salario y que los trabajadores extranjeros presentan un salario que resulta casi un 6% mayor que el de los nativos. Este último resultado contrasta con el obtenido en la literatura, pero hemos de recordar de nuevo que los extranjeros en nuestra muestra pueden no estar en el primer empleo de su vida laboral y que, por tanto, pueden mostrar más experiencia laboral a su entrada en España que un entrante nativo.

Tabla 4.5.
Modelo lineal de la media de las bases de cotización mensuales.⁷

Variable dependiente	Ln (bases de cotización mensuales)
int_year13	-0.222
	(0.195)
int_year14	-0.583***
	(0.169)
int_year15	-0.511***
	(0.162)
int_year16	-0.330**
	(0.157)
int_year17	-0.272*
	(0.153)

7. Variables incluidas en la regresión pero no mostradas: variables ficticias de año de alta 2011-2023, de código CNAE (2 dígitos) y de comunidad autónoma.

Variable dependiente	Ln (bases de cotización mensuales)
int_year18	-0.291*
	(0.150)
int_year19	-0.000
	(0.148)
int_year20	0.177
	(0.150)
int_year21	0.367**
	(0.146)
int_year22	0.468***
	(0.144)
int_year23	0.993***
	(0.143)
hombre	0.163***
	(0.005)
edad16_19	-1.156***
	(0.008)
edad20_29	-0.266***
	(0.006)
gtarifa_medioabajo	0.048***
	(0.006)
gtarifa_medioalto	0.234***
	(0.007)
gtarifa_alto	0.914***
	(0.009)
educ_obligatorios	0.352***
	(0.007)
educ_bach_fpsup	0.206***
	(0.007)
educ_univ	0.405***

Variable dependiente	Ln (bases de cotización mensuales)
	(0.008)
extranjeros	0.059***
	(0.006)
ocupados	0.122
	(0.077)
Constante	5.301***
	(0.044)
Observaciones	324,231
R-squared	0.248

Elaboración propia.
Error estándar entre paréntesis.
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

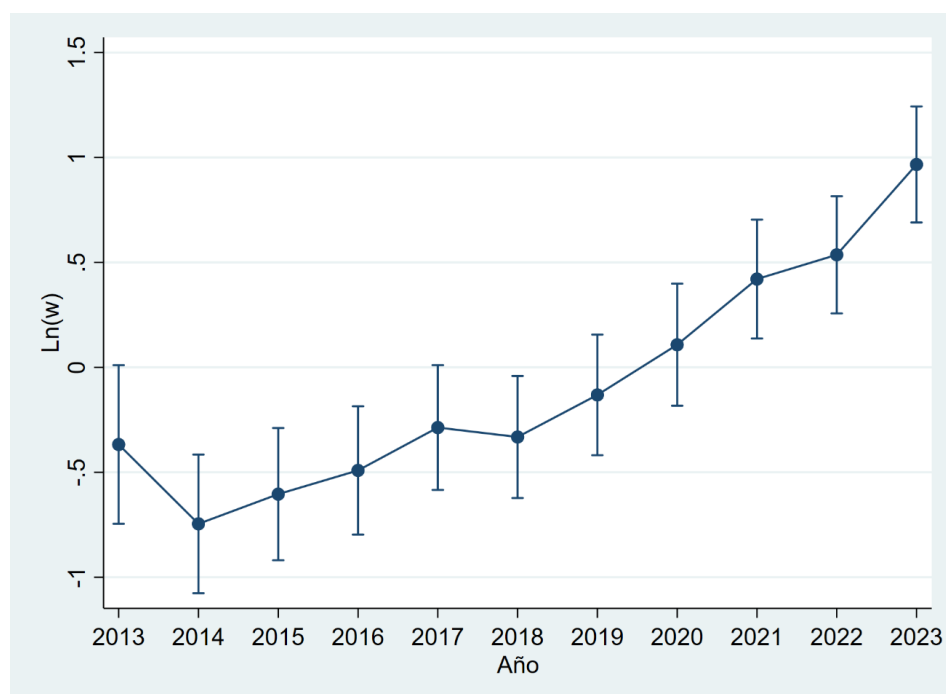
En la Figura 4.5. se muestra de nuevo de manera visual el impacto estimado de la reforma sobre las bases de cotización mensuales de los entrantes en el mercado laboral para todos los años incluidos en nuestra muestra. Así, se ve claramente como la base media aumentó en el año 2021, el año posterior al confinamiento por el Covid-19, en el primer año de reforma aumentó solamente un 10% y el aumento notable llegó en el año 2023, cuando aumentaron las bases de cotización mensuales un 46% con respecto al año anterior.

Finalmente, en la Figura 4.6, podemos observar de manera visual como la reforma afectade manera relativamente más intensa a los salarios de los trabajadores en los sectores con mayor tasa de temporalidad. En efecto, mientras que para los individuos de los sectores que presentan menor temporalidad vemos que los salarios apenas se benefician de la reforma, los individuos de los sectores con una mayor temporalidad vemos como sí que muestran un considerable mayor aumento en sus bases de cotización. En términos numéricos, la diferencia entre los sectores del cuarto cuartil y aquellos en el primer cuartil fue del 27% en el año 2022 y en el año 2023 fue del 44%, lo que resulta un aumento medio del 35,5%. No obstante, hay que tener en cuenta que este aumento provocado por la reforma puede ser debido a dos motivos: en primer lugar, puede deberse a un aumento del salario real de estos individuos, pero, en segundo lugar, estas bases de cotización también aumentarán simplemente porque aumente el número total de días trabajados. En efecto, en nuestro caso los salarios diarios aumentan en una pequeñísima proporción, de 59.1€ a 59,8€, esto es

menos de un 1%. Sin embargo, el aumento en días trabajados sí que es notable, ya que, al tener, como hemos visto antes, una mayor duración en sus contratos iniciales resulta que trabajan 3,4 días más al mes (13,8 días de media en 2022-2023 frente a apenas 10,4 días en los años 2011-2012), siendo esta es la razón fundamental de este aumento de la base de cotización mensual.

Figura 4.5.

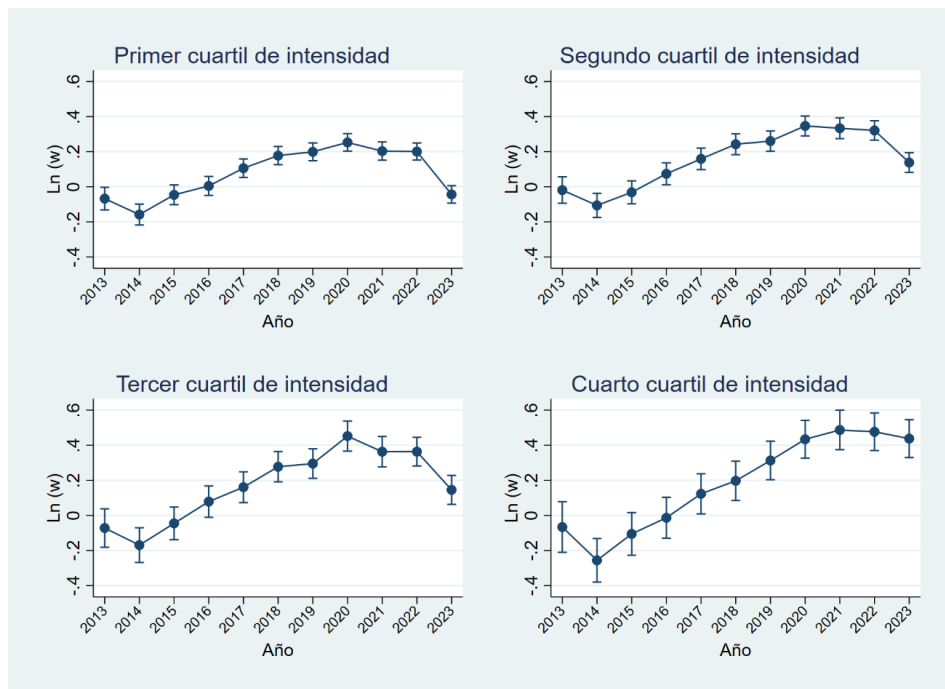
Efectos marginales y anualizados de la variable intensidad sobre la probabilidad de las bases de cotización mensuales: años 2013-2023.



Elaboración propia.

Figura 4.6.

Efectos marginales de la variable año de alta sobre las bases de cotización mensual por cuartiles de intensidad: años 2013-2023.



Elaboración propia.

5. CONCLUSIONES

Este estudio muestra, mediante evidencia empírica detallada, los efectos de la reforma laboral aprobada por el gobierno español en diciembre de 2021 sobre los primeros empleos de los entrantes en el mercado laboral español. Los principales resultados recogen un aumento importante en la contratación indefinida, una mejora de las duraciones de los contratos y un incremento en las bases de cotización de estos individuos. Estos efectos se alinean con los observados en otros análisis recientes.

Por ejemplo, Fedea reportó en el Observatorio Trimestral del Mercado de Trabajo del tercer trimestre de 2024 una reducción de la temporalidad en los primeros empleos del 80% al 35% tras la reforma (Felgueroso et al., 2024), lo que nuestros datos confirman, mostrando que la probabilidad de que un entrante obtenga un primer contrato indefinido aumenta a más del doble del valor observado al inicio del

periodo estudiado (2011-2023), especialmente en sectores que presentan una alta temporalidad previa.

Por otro lado, existen estudios como el de Conde-Ruiz (2023) que señalan que las duraciones de los empleos no han mejorado proporcionalmente a la reducción de la contratación temporal. Sin embargo, nuestros resultados indican que sí que existen mejoras notables en la duración de los contratos, aumentando la probabilidad de que los contratos iniciales sean de duración mayor a dos meses, y mayor a seis meses, en aproximadamente un 20% en ambos casos entre el año 2021 y el año 2023, siendo este aumento el causante de la mejora de las bases de cotización mensuales. Esta diferencia entre ambos estudios se puede deber a los individuos en los que nos centramos en nuestro estudio, es decir, los entrantes en el mercado laboral menores a 40 años, por lo que proporcionamos una perspectiva diferente a los análisis existentes.

En resumen, nuestro estudio confirma y amplía la evidencia sobre los efectos positivos de la reforma laboral de 2021 en la calidad del empleo para los jóvenes. Este análisis aporta una visión más detallada que análisis ejecutivos previos, contribuyendo así a una comprensión más completa del impacto de la reforma en el mercado laboral español.

Como resultado de esta reforma, si comparamos la tasa de temporalidad del año previo a la reforma, el año 2021, con la del año 2024, se ve una disminución en el valor de esta tasa de casi 10 puntos porcentuales, del 24% al 15%, alejándose así del último puesto en temporalidad en Europa que se citaba en la Tabla 1.1.

Por último, cabe destacar que este estudio está sujeto a una serie de consideraciones que obligan a ser precavidos con la atribución de los efectos encontrados en exclusiva a la reforma laboral. Estas consideraciones son los efectos de la pandemia del COVID de los años 2020 y 2021, y las medidas introducidas para remediarlos. Concretamente, las medidas para aliviar a las empresas con problemas mediante la promoción de ERTes que podrían estar cambiando alguno de los elementos y variables que estamos estudiando en este trabajo. No obstante, estos potenciales efectos se han tratado de controlar en el trabajo considerando variables cíclicas y variables ficticias de control de lo ocurrido en esos dos años.

BIBLIOGRAFÍA

- Autoridad Independiente de Responsabilidad Fiscal. (2020, 23 de julio). *Impacto sobre el empleo de la subida del Salario Mínimo Interprofesional a 900 € mensuales*. <https://www.airef.es/wp-content/uploads/2020/07/Impacto-sobre-el-empleo-de-la-subida-del-Salario-M%C3%ADnimo-Interprofesional-a-900%E2%82%AC-mensuales.pdf>
- Bailey, M. J., DiNardo, J., & Stuart, B. A. (2021). The economic impact of a high national minimum wage: Evidence from the 1966 Fair Labor Standards Act. *Journal of Labor Economics*, 39(S2), 329–367. DOI: 10.1086/712554
- Bentolila, S., Felgueroso, F., Jansen, M. (2022). Lost in recessions: youth employment and earnings in Spain. *SERIEs* 13, 11–49. DOI: 10.1007/s13209-021-00244-6
- Calvo Gallego, F. J. (2022). La reforma de la contratación temporal coyuntural en el RDL 32/2021. *Trabajo, Persona, Derecho, Mercado: Revista de Estudios sobre Ciencias del Trabajo y Protección Social*, 89–155.
- Cárdenas del Rey, L. (2022). *Las siete claves de la reforma laboral de 2021*. Universidad Complutense de Madrid. <https://www.ucm.es/otri/noticias-claves-reforma-laboral-ucm>
- Conde Ruiz, J. I., García, M., Puch, L., & Ruiz, J. (2023). *Reforming Dual Labor Markets: “Empirical” or “Contractual” Temporary Rates?* FEDEA, Estudios sobre la Economía Española, no. 2023-36.
- De la Fuente Lavín, M., & Zubiri Rey, J. B. (2022). La reforma laboral de 2021 en España, cambio de tendencia en la regulación de la contratación temporal. *Revista Crítica de Relaciones de Trabajo*, (3), 199–223.
- Doménech, R. (2022). La reforma laboral de 2021: Una evaluación preliminar. *Cuadernos de Información Económica*, (287), marzo–abril.
- Felgueroso, F., Doménech, R., García, J. R., Jansen, M., Jiménez, S., Vázquez, S., & Viola, A. (2024). *Observatorio trimestral del mercado de trabajo. Boletín n.º 11 (Apuntes 2024/32)*. Fundación de Estudios de Economía Aplicada (FEDEA). <https://documentos.fedea.net/pubs/ap/2024/ap2024-32.pdf>
- Fundación PwC, & Círculo de Empresarios. (2024). *Juventud y empresa: La brecha juvenil como prioridad nacional*. PwC España. <https://www.pwc.es/es/fundacion/assets/informe-pwc-juventud-empresa.pdf>
- Gil y Gil, J. L. (2017). Trabajo decente y reformas laborales. *Revista Derecho Social y Empresa*, 7, 21–78.
- Gómez, S., Contreras, I., & Gracia, L. (2008). *Las reformas laborales en España y su impacto real en el mercado de trabajo en el periodo 1985–2008* (Documento de Investigación No. DI-764). IESE Business School - Universidad de Navarra. <https://www.iese.edu/media/research/pdfs/DI-0764.pdf>