
El impacto de los ERTE en la estabilidad del empleo en España durante el COVID-19

José M. Arranz y Carlos García- Serrano

EL IMPACTO DE LOS ERTE EN LA ESTABILIDAD DEL EMPLEO EN ESPAÑA DURANTE EL COVID-19

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es examinar si el programa español de reducción del tiempo de trabajo (Expediente de Reducción Temporal de Empleo, ERTE) puesto en marcha al inicio de la pandemia del COVID-19 tuvo éxito en la retención de los trabajadores ocupados (bien en la misma empresa, bien en cualquier puesto de trabajo). En el estudio, se utilizan microdatos individuales a nivel de trabajador procedentes de los registros administrativos de la Muestra Continua de Vidas Laborales para el periodo 2020-2021; se emplean diferentes variables de resultado; se definen grupos de tratamiento y control; y se estiman modelos de emparejamiento para diferentes horizontes temporales. Los resultados sugieren que los trabajadores tratados presentan menos probabilidades que los trabajadores similares no tratados de permanecer empleados en la misma empresa varios trimestres después de participar en un ERTE. Sin embargo, este impacto negativo se vuelve casi nulo cuando se utiliza un indicador más amplio de estabilidad laboral, es decir, permanecer trabajando en cualquier empleo.

Palabras clave: ERTE; empleo; registros administrativos; evaluación de impacto; modelo de emparejamiento

Clasificación JEL: J23, J63, J65

ABSTRACT

The aim of this paper is to examine whether the Spanish short-time work (STW) programme launched at the onset of the COVID-19 pandemic was successful in retaining employed workers (either in the same firm or in any job). We use individual, worker-level microdata from an administrative dataset based on social security records, employ different outcome variables, define treatment and control groups, and estimate propensity score matching models for different time horizons. Our results suggest that treated individuals were less likely than similar untreated workers to remain employed in the same firm several quarters after participating in STW. However, this negative impact becomes almost null when we use a broader indicator of employment stability—i.e. remaining working in any job.

Keywords: short-time work; employment stability; administrative data; impact evaluation; propensity score matching

JEL Classification: J23, J63, J65

AUTORÍA

JOSÉ M. ARRANZ. Universidad de Alcalá. Facultad de Ciencias Económicas, Empresariales y Turismo. Alcalá de Henares, Madrid, España.
josem.arranz@uah.es <https://orcid.org/0000-0001-8112-2867>

CARLOS GARCÍA-SERRANO. Universidad de Alcalá. Facultad de Ciencias Económicas, Empresariales y Turismo. Alcalá de Henares, Madrid, España.
carlos.garcia@uah.es <https://orcid.org/0000-0002-5143-8278>

Agradecimientos: *Los autores agradecen el apoyo financiero del Ministerio de Ciencia, Innovación y Universidades (Programa Estatal de Investigación Científica, Técnica y de Innovación, "Proyectos de Generación de Conocimiento", PID2021-123566OB-I00). También desean dar las gracias al Ministerio de Inclusión, Seguridad Social y Migraciones por proporcionar los datos de la Muestra Continua de Vidas Laborales. Evidentemente las opiniones y los análisis son responsabilidad de los autores.*

Fecha de envío: 4 de julio de 2024

Fecha de aceptación: 3 de septiembre de 2024

LICENCIA DE USO

Este documento de trabajo puede ser utilizado bajo licencia Creativecommons



<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/legalcode.es>

ÍNDICE

Índice	5
1. Introducción.....	6
2. Revisión de la literatura	8
3. Modelo econométrico.....	11
4. Datos y descriptivos	14
4.1. La base de datos	14
4.2. Delimitación de los trabajadores tratados y no tratados	16
4.3. Transiciones en el mercado laboral	17
5. Resultados	21
5.1. Principales resultados	21
5.2. Evaluación de la calidad de la correspondencia.....	26
6. Conclusiones	28
7. Referencias bibliográficas.....	30
Queremos saber su opinión sobre este documento de trabajo	35

1. INTRODUCCIÓN

El objetivo principal de esta investigación es evaluar el impacto del programa 'Expediente de Reducción Temporal de Empleo' (ERTE) aprobado por el Gobierno español cuando dio comienzo la paralización de la actividad económica vinculada a la pandemia del COVID-19. Su propósito era evitar despidos permanentes y proporcionar apoyo a los trabajadores y a las empresas, al tiempo que se trataba de contribuir a reducir la propagación de la pandemia. La evaluación, realizada en términos de estabilidad en el empleo, es relevante por el elevado número de trabajadores afectados y el volumen de recursos públicos destinados al programa.

El empleo y las horas de trabajo se vieron afectados negativamente por el bloqueo y las restricciones de las actividades económicas decretadas por muchos gobiernos a partir de marzo de 2020. Sin embargo, los efectos sobre el desempleo parecen haber sido menores. Una de las razones es el uso de los ERTE, también llamados programas de reparto del trabajo (short-time work, STW por sus siglas en inglés), que permiten a los trabajadores continuar su relación laboral con las empresas sin trabajar realmente y sin convertirse en desempleados, de modo que los empleados son despedidos temporalmente (o trabajan menos horas de lo normal), pero no están legalmente desempleados. El aspecto crucial es que el contrato de trabajo del trabajador con la empresa se mantiene durante el periodo de despido temporal (o de reducción de jornada).

Estos programas, que ya existían en la mayoría de los países de la OCDE, se utilizaron a gran escala como respuesta a la paralización de la actividad económica decretada por los gobiernos. Los recursos destinados fueron muy significativos al inicio del periodo pandémico. Estos recursos suponían el 1,8% del PIB en España en 2020, una cifra sólo superada en seis países de la UE (Drahokoupil y Müller, 2021). En mayo de 2020, estos programas protegían unos 50 millones de puestos de trabajo en toda la OCDE, aproximadamente diez veces más que durante la crisis financiera mundial de 2008-2009 (OCDE, 2020a). Uno de cada cinco empleados de la OCDE en promedio se acogió a un programa de mantenimiento del empleo en marzo/abril/mayo (OCDE, 2022). Esta proporción se situaba en torno a uno de cada tres empleados en Italia y Francia; España se situaba ligeramente por encima de la media (21,6%), con más de 3,5 millones de trabajadores. Algunos análisis comparativos internacionales sugieren que los aumentos del desempleo en los primeros meses de la pandemia fueron, por término medio, menores en aquellos países cuyos gobiernos proporcionaron más apoyo a las empresas y a los trabajadores a través de programas de reparto del empleo o de subsidios salariales (OCDE, 2020b; Giupponi et al., 2022).

Desde principios de los años ochenta del siglo XX existe en España un programa de reparto del empleo como instrumento destinado a proteger el empleo en circunstancias excepcionales, que permite a las empresas bien reducir temporalmente la jornada laboral de los trabajadores, bien llevar a cabo despidos temporales.¹ En realidad, su tasa de uso solo ha aumentado en tiempos de crisis (véase Arranz et al., 2018). El Gobierno modificó su normativa en marzo de 2020 mediante un decreto (Real Decreto-Ley 8/2020, RDL-2020, de 17 de marzo) que promovía que las empresas usaran el reparto del trabajo para suspender temporalmente los contratos y reducir la jornada laboral como alternativa a los despidos por la necesidad de ajustes en el uso de la mano de obra del COVID en 2020. El cierre ordenado por el Gobierno comenzó el 15 de marzo y duró tres meses.²

Nuestra contribución a la literatura económica sobre el impacto de los programas de reparto del trabajo es triple. En primer lugar, utilizando datos a nivel de trabajador, evaluamos si los ERTEs introducidos al comienzo de la pandemia de COVID-19 tuvieron éxito en mantener el empleo y mantener a los trabajadores empleados (ya sea en la misma empresa o en cualquier empleo en otras empresas). Este análisis es bastante novedoso, ya que los estudios que utilizan datos individuales para examinar el impacto de los programas de reparto del trabajo durante la pandemia (y durante la Gran Recesión) son escasos y no tienen en cuenta si el trabajador permanece ocupado en la misma empresa. Además, este estudio complementa los estudios que examinan los efectos agregados de dichos programas (Albertini et al., 2022; Gertler et al., 2022).

En segundo lugar, utilizamos técnicas de evaluación de impacto, definimos grupos de tratados y no tratados (trabajadores afectados y no afectados, respectivamente, por ERTEs entre marzo y mayo de 2020), y examinamos las transiciones en el mercado laboral de ambos grupos durante 2020 y 2021 en periodos sucesivos de tres meses.

En tercer lugar, mejoramos el análisis realizado previamente en otros estudios que han examinado la misma cuestión, especialmente en el caso español (García-Clemente et al., 2023). Para ello, utilizamos datos

¹ Para una descripción de los Expedientes de Regulación de Empleo (ERE) y, en particular, del procedimiento a través del cual una empresa en mala situación económica pretende obtener autorización bien para despedir trabajadores, bien para suspender/reducir temporalmente su jornada laboral, con especial referencia a las modificaciones realizadas durante la crisis de 2008-2012, puede consultarse Garrido Pérez (2012) y García-Serrano (2015).

² Los principales cambios fueron los siguientes: los trabajadores temporales podían acogerse al STW; los trabajadores podían ser colocados en STW sin el periodo de cotización necesario; una vez que se reincorporaban al empleo normal, la duración de la futura prestación por desempleo de los trabajadores no se reducía por el tiempo consumido en STW; las empresas quedaban exentas de cotizar a la Seguridad Social (75% para las empresas con 50 o más empleados; 100% para las empresas más pequeñas); y el proceso de solicitud se simplificaba sustancialmente.

administrativos en lugar de datos de encuestas, lo que permite definir los grupos de tratamiento y control con mayor precisión y medir y realizar un seguimiento más detallado de la situación laboral de los individuos; llevamos a cabo estimaciones del modelo para un período de tiempo más largo, no sólo uno o dos trimestres después de la participación; y utilizamos grupos de control alternativos en lugar de individuos no participantes que pierden su empleo al mismo tiempo que los trabajadores que participan en el programa. Comparamos a los trabajadores en ERTE que siguen (estadísticamente) empleados porque su relación laboral continúa (el grupo tratado) con trabajadores similares que también están empleados (el grupo no tratado) para examinar cuántos siguen empleados en ERTE, empleados con la misma empresa, empleados con otra distinta o en otra situación.

El método de evaluación que utilizamos es el emparejamiento por puntuación de propensión (propensity score matching, PSM en inglés). Examinamos la sensibilidad de las estimaciones de impacto del programa a algoritmos alternativos para emparejar a participantes y no participantes y realizamos varias comprobaciones de robustez para evaluar si las características no observadas (el llamado sesgo oculto) pueden tener algún efecto. Para llevar a cabo nuestro análisis empírico, utilizamos información de registros administrativos, la Muestra Continua de Vidas Laborales (en adelante MCVL), para los años 2020 y 2021.

El documento se estructura como sigue. En la sección 2 se revisa la literatura empírica sobre los programas de reparto de trabajo y los resultados sobre el mercado laboral. En la sección 3 se describe la metodología econométrica de evaluación de impacto PSM. En la sección 4 se presenta la base de datos, se definen los grupos de tratamiento y de control y se ofrece información descriptiva. La sección 5 presenta los resultados del análisis empírico. Por último, la sección 6 ofrece las conclusiones.

2. REVISIÓN DE LA LITERATURA

Los estudios teóricos han constatado en la literatura que, en ausencia de intervención gubernamental, los empresarios pueden preferir los despidos al reparto del trabajo para ajustarse a una perturbación en su demanda, lo que implica que los programas de reparto del trabajo requieren la intervención de un tercero (el gobierno) que los subvencione y penalice los despidos (Fitzroy y Hart, 1985; Rosen, 1985). Así pues, un sistema que combine el reparto del trabajo con las prestaciones por desempleo parece más equitativo y eficiente que las prestaciones únicamente (Abraham y Houseman, 1994; Cahuc y Carcillo, 2011). La evidencia empírica obtenida primero durante el período relativamente largo de la Gran Recesión y luego durante el período más corto, pero mucho más intenso, de la crisis COVID-19, confirma esta perspectiva.

En primer lugar, durante la Gran Recesión, la mayoría de los gobiernos de los países de la OCDE adoptaron medidas específicas para promover el uso de programas de reparto de trabajo, debilitando los requisitos de elegibilidad y condicionalidad y aumentando la generosidad, mientras que otros países establecieron nuevos programas (Eurofound, 2010; Panteia, 2012). Los efectos de estos programas se han examinado en varios trabajos empíricos. En la literatura empírica se han hecho evaluaciones macroeconómicas (a nivel de país) y microeconómicas (a nivel de empresa). En algunos trabajos se ha considerado la posible endogeneidad de los programas de reparto de trabajo para identificar efectos causales instrumentando la tasa de uso o participación de las empresas. Se dispone de muchos menos resultados empíricos sobre el impacto de estos programas en las trayectorias laborales de los trabajadores.

Los macroestudios han encontrado efectos positivos de los programas de reparto de trabajo en el empleo agregado durante la recesión de 2008-2009, aunque los costes de peso muerto también parecen ser sustanciales, especialmente a medio plazo. Los efectos positivos estimados por Boeri y Bruecker (2011) varían según los países, encontrando grandes costes de peso muerto. Hizjen y Venn (2011) también encuentran efectos positivos, con menores pérdidas de peso muerto. Hizjen y Martin (2013) estiman que los programas de reparto de trabajo tuvieron un impacto significativo en la conservación de puestos de trabajo durante la crisis, especialmente para algunos países, pero también con grandes costes de peso muerto a corto plazo y cuando la recesión es transitoria. Además, algunos estudios subrayan que los programas de reparto de trabajo actúan como estabilizador automático de la demanda agregada para explicar el impacto positivo estimado (Balleer et al., 2016; Gehrke y Dengler, 2022). En la misma línea, Brey y Hertweck (2020) constatan que el efecto amortiguador de los programas de reparto de trabajo sobre la tasa de desempleo disminuyó a mayores tasas de uso y fue mayor cuando el crecimiento del PIB era profundamente negativo al inicio de la recesión, por lo que dichos programas fueron más eficaces cuando se utilizan como estabilizador automático de reacción rápida.

Los resultados empíricos de microestudios que utilizan datos a nivel de empresa son menos claros y muestran efectos positivos pequeños o ningún efecto en absoluto. Mientras que algunos estudios muestran efectos positivos de los programas de reparto de trabajo en el empleo (Boeri y Bruecker, 2011), otros no encuentran efectos para salvar puestos de trabajo o evitar despidos (Bellmann et al., 2012; Kruppe y Scholz, 2014). Estudios más recientes muestran que los efectos de los programas de reparto de trabajo pueden ser heterogéneos a lo largo del tiempo y variar en función de la magnitud del shock experimentado por las empresas. Por ejemplo, Cahuc et al. (2021), utilizando datos franceses, no encuentran ganancias de empleo ni a corto plazo (un año) ni a medio plazo (tres años) para el

empleador medio tratado en comparación con los empleadores no tratados, pero sí grandes efectos positivos para las empresas que sufren grandes perturbaciones de demanda. En la misma línea, Giupponi y Landais (2023), centrándose en el programa italiano, encuentran un impacto positivo a corto plazo concentrado en el año de participación, especialmente para las empresas con mayores restricciones de liquidez y mayores niveles de productividad. Por otra parte, Kopp y Siegenthaler (2021), utilizando datos suizos, señalan un impacto positivo no sólo a corto plazo, sino también a largo plazo (4,5 años después de la participación en el programa).

Por último, pocos estudios empíricos han analizado el impacto de los programas de reparto de trabajo en los resultados de los trabajadores. Arranz et al. (2018) investigaron una reforma que tuvo lugar en España en marzo de 2009 y que aumentó los incentivos financieros para utilizar estos acuerdos entre trabajadores y empresas. Sus estimaciones sugieren que la reforma tuvo un ligero éxito en lograr el mantenimiento de los empleos y los trabajadores a las empresas, aunque el efecto fue muy pequeño o nulo (menos de 1 punto porcentual o estadísticamente no significativo). En un trabajo complementario, Arranz et al. (2021) constataron que el impacto de la participación en ERTes era nulo a corto plazo (al cabo de un año) y negativo a medio plazo (al cabo de dos o tres años) en términos de permanencia en el empleo para los trabajadores tratados en comparación con los trabajadores no tratados en empresas participantes o no participantes. Giupponi y Landais (2023) obtienen resultados similares utilizando datos italianos para comparar trabajadores participantes con trabajadores similares empleados en empresas no participantes. En cambio, Pavlopoulos y Chkalova (2022), que investigan los efectos del programa de reparto de trabajo en las empresas supervivientes de los Países Bajos en 2009-2011, constatan un impacto positivo: el riesgo de desempleo y de separación del empleo es menor para los participantes en el programa que para los no participantes durante los dos primeros años. Sin embargo, después de 25-30 meses, los participantes presentan el mismo riesgo de desempleo (separación del empleo) que los trabajadores de empresas no participantes (no participantes de empresas que utilizan el programa).

En segundo lugar, la literatura empírica ha analizado los programas que fueron aprobados rápidamente por los gobiernos y que se pusieron en marcha casi simultáneamente con la hibernación de parte de la economía decretada para intentar detener la propagación de la pandemia de COVID-19. En Eurofound (2020), Drahokoupil y Müller (2021) y OCDE (2021a) se puede encontrar una visión general de los nuevos programas puestos en marcha en los Estados Miembros de la UE y de los cambios en los programas existentes al principio y durante la pandemia.

Algunos estudios de evaluación para países específicos durante este período muestran que los efectos a corto plazo de los programas de reparto de trabajo fueron claramente positivos. Por ejemplo, Hubbard y Strain (2020)

y Autor et al. (2022) encuentran efectos positivos de recibir el Paycheck Protection Program de EE.UU. en comparación con no recibirlo tanto en la supervivencia de las empresas como en los niveles de empleo. Del mismo modo, Bishop y Day (2020) estiman que las pérdidas de empleo habrían sido dos veces mayores en el primer semestre de 2020 en Australia sin el programa "Jobkeeper Payment". En el caso del programa español, García-Clemente et al. (2023), utilizando microdatos trimestrales de la encuesta de población activa para 2020, y aplicando PSM, encuentran que la probabilidad de ser reemplazado en el siguiente trimestre aumentó significativamente para los trabajadores tratados (aquellos en ERTE) en comparación con los no tratados (aquellos que fueron despedidos y recibían prestaciones por desempleo), aunque el efecto fue menor después de dos trimestres.

Además, otros estudios examinan en qué medida habría aumentado el desempleo agregado durante la recesión de COVID-19 en ausencia de programas de reparto de trabajo. Peltonen (2023) realiza una estimación bayesiana de un modelo de equilibrio general con una política de reparto de trabajo, de modo que la simulación de un modelo contrafactual muestra que la tasa de desempleo alemana habría sido 4,2 puntos porcentuales más alta sin la política. Del mismo modo, Osuna y García-Pérez (2022) utilizan un modelo macroeconómico dinámico de creación y destrucción de empleo con búsqueda y emparejamiento en un mercado laboral dual y obtienen efectos positivos muy grandes al modelizar un programa similar al puesto en marcha en marzo de 2020. Estos resultados sugieren que los esquemas de reparto de trabajo puestos en vigor durante la pandemia tuvieron éxito a la hora de prevenir la destrucción excesiva de empleo y estabilizar el desempleo durante la recesión económica inducida.

3. MODELO ECONÓMICO

Utilizamos el modelo econométrico de Roy-Rubin (véase Roy, 1951; Rubin, 1974) para estimar el impacto de la participación de los trabajadores en ERTE sobre la estabilidad en el empleo. Este modelo consiste en determinar cuál habría sido el impacto del tratamiento de los individuos sobre una variable de interés si estos no hubieran sido tratados. El problema es que debemos comparar el resultado de un grupo de control o contrafactual (Y_0) con el del grupo tratado (Y_1), para calcular el efecto medio del tratamiento (EMT) del ERTE:

$$EMT = E(Y_1|T = 1) - E(Y_0|T = 0) \quad (1)$$

donde T es una variable binaria de tratamiento que toma el valor 1 si el individuo recibe el tratamiento (participa en ERTE) y 0 en caso contrario (está empleado, pero no en ERTE), e $Y(T)$ es el resultado potencial para todos los que reciben el tratamiento (Y_1) o no lo reciben (Y_0). El EMT

corresponde a una situación en la que un individuo de la población elegido al azar es asignado a participar en el programa, de modo que los individuos participantes y no participantes tienen la misma probabilidad de recibir el tratamiento T .

El problema en este caso es que la delimitación de los trabajadores que participan (grupo de tratamiento) y los trabajadores que no participan (grupo de control) no se ha realizado mediante un experimento aleatorio. En este caso, cuando no se puede aleatorizar un tratamiento, podemos estimar el efecto medio del tratamiento sobre los tratados (EMTT) del programa, que viene dado por la siguiente expresión:

$$EMTT = E(Y_1|T = 1) - E(Y_0|T = 1) \quad (2)$$

donde el valor esperado del EMTT es la diferencia entre los valores esperados del resultado con y sin tratamiento (primer y segundo términos, respectivamente) para los que participan en el tratamiento. En este contexto (véase Caliendo y Kopeinig, 2008; Khandker et al., 2009), el impacto de la intervención es $EMT = EMTT + \text{Sesgo}$, donde este sesgo es la magnitud del sesgo de selección que aparece porque no tenemos un experimento aleatorio. Como el segundo término de la ecuación (2) no es observable y no disponemos de una regla de asignación específica al programa, utilizaremos un método cuasi-experimental, es decir, el emparejamiento por puntuación de propensión (PSM), para identificar el EMTT (véase Rosenbaum y Rubin, 1983; Rubin, 1974). Este método consiste en emparejar a individuos de los grupos de tratamiento y control que comparten las mismas características, de forma que a cada observación del grupo de tratamiento se le asigne el resultado de una observación con las mismas características, pero perteneciente al grupo de control, para luego comparar los resultados y estimar el EMTT.

Llevar a cabo el método de PSM puede resultar difícil si está condicionado a muchas variables, ya que implicaría encontrar un par para todos los participantes entre los no participantes con las mismas características observables. Para evitar este problema, Rosenbaum y Rubin (1983) propusieron sintetizar toda la información de varias variables en una única variable y , a continuación, calcular para cada unidad de los grupos de tratamiento y control la probabilidad de participar en el programa, dados los valores observados de sus características (la denominada puntuación de propensión). Esta puntuación de propensión es un número real entre 0 y 1 que resume todas las características observadas de las unidades y su influencia en la probabilidad de participación en el programa. Esta probabilidad se estima normalmente utilizando un modelo de elección discreta (logit o probit). Así, la puntuación de propensión se calcula de la siguiente manera, donde $0 < P(X) < 1$:

$$P(X) = Pr(T = 1|X) \quad (3)$$

Las personas tratadas y no tratadas se emparejan mediante algoritmos de emparejamiento basados en esta probabilidad o puntuación. Los trabajadores no tratados más cercanos forman el grupo de comparación y se utilizan para estimar el contrafactual. Al emparejar a los individuos tratados con trabajadores no tratados que tienen una probabilidad similar de participar en el programa, se evita el problema del sesgo de selección de la muestra. Tras el emparejamiento, se comparan los resultados de los participantes y los no participantes y se calcula el EMTT.

Existen dos supuestos sólidos para identificar las estimaciones del EMTT de un programa de reparto del trabajo utilizando PSM: el supuesto de independencia condicional (IC) y la presencia de soporte común (SC). El supuesto de IC (véase Rosenbaum y Rubin, 1983) establece que, dado un conjunto de variables explicativas (X) que no se ven afectadas por el tratamiento (T), los resultados potenciales (Y) son independientes de la asignación al tratamiento (T), es decir, $(Y_1, Y_0) \perp T | X$. Esto implica que la participación en el ERTE se basa en características observadas y que no hay diferencias entre los grupos de tratados y de control en función de X . Esto se corrobora incorporando muchas características observadas que afecten a la participación en el programa (suponiendo que la selección no observada es limitada). Sin embargo, si hay factores no observados que afectan al estado de participación y al resultado de interés, existe un sesgo oculto o heterogeneidad no observada (véase Rosenbaum, 2002).³ Más adelante, comprobamos que no hay sesgo oculto y que, por lo tanto, se mantiene el supuesto de IC. Con respecto al supuesto de soporte común, debe cumplirse lo siguiente $0 < P(T=1|X_i) < 1$. Esto significa que debe haber al menos un individuo similar en el grupo de control por cada individuo tratado.⁴

Si el supuesto de IC y el soporte común en $P(X)$ entre individuos tratados y no tratados se mantienen, el estimador PSM para el EMTT puede escribirse como la diferencia media en Y sobre el soporte común, ponderando el grupo de control por la distribución de la puntuación de propensión del grupo tratado:⁵

$$EMTT_{PSM} = E_{P(X) | T=1} \{E[Y_1 | T=1, P(X)] - E[Y_0 | T=0, P(X)]\} \quad (6)$$

³ Este sesgo está relacionado con el posible impacto de variables no disponibles para los investigadores, como historiales laborales, habilidades blandas o rasgos de personalidad (Lechner y Wunsch, 2013; Caliendo et al., 2017).

⁴ Este supuesto garantiza que las observaciones de tratamiento tengan observaciones de comparación cercanas en la distribución del puntaje de propensión (Heckman et al., 1999).

⁵ Para la identificación del EMTT, el supuesto de IC puede relajarse a $Y_0 \perp T | X$ y el soporte común a $0 < P(D=1|X_i) < 1$ (véase Caliendo y Kopeinig, 2008; Khandker et al., 2009).

Todos los métodos de emparejamiento utilizan algoritmos para calcular el EMTT que difieren en la definición de los vecinos para el individuo tratado y el peso que se les asigna. Caliendo y Kopeinig (2008) comparan los diferentes algoritmos de emparejamiento teniendo en cuenta el sesgo (distancia entre el efecto del tratamiento estimado y el efecto real) y la varianza o eficiencia (precisión del efecto del tratamiento estimado). Su conclusión es que la elección del algoritmo depende de la estructura de los datos, de modo que si los resultados son similares la elección puede carecer de importancia. Además, asintóticamente todos los estimadores PSM deberían dar los mismos resultados a medida que se acercan a la comparación de emparejamientos exactos con muestras de gran tamaño (Smith, 2000).

En nuestro caso, la base de datos nos proporciona una muestra amplia. Probamos varios enfoques y comprobamos la sensibilidad de los resultados con respecto al algoritmo elegido. Al final, elegimos el vecino más cercano con calliper (0,01) con reemplazo. Este algoritmo aumenta la calidad media del emparejamiento y disminuye el sesgo en comparación con otros estimadores sin reemplazo (véase Caliendo y Kopeinig, 2008). No obstante, probamos otros estimadores de PSM con resultados similares (véase el cuadro A.3 del Anexo).

4. DATOS Y DESCRIPTIVOS

4.1. La base de datos

La MCVL es una base de datos que proporciona información procedente de los registros administrativos de la Seguridad Social española, el Instituto Nacional de Estadística (INE) y la Agencia Tributaria española. La población de referencia incluye a los trabajadores que están dados de alta en la Seguridad Social como ocupados, así como a los perceptores de pensiones y prestaciones por desempleo. De esta población se selecciona un 4% mediante un sistema de muestreo aleatorio simple, de forma que la base de datos resultante proporciona información anual de más de un millón de personas que han tenido algún tipo de relación con la Seguridad Social cada año.⁶ Esta información se refiere a las características individuales, del puesto de trabajo y del empleador, así como al tipo de prestación por desempleo recibida por cada trabajador –prestación contributiva (PC) o prestación asistencial (PA)- y el número de días de percepción de la misma, en caso de que perdiera su empleo y tuviera derecho a recibir la prestación. Esto también se aplica a los periodos de percepción de prestaciones

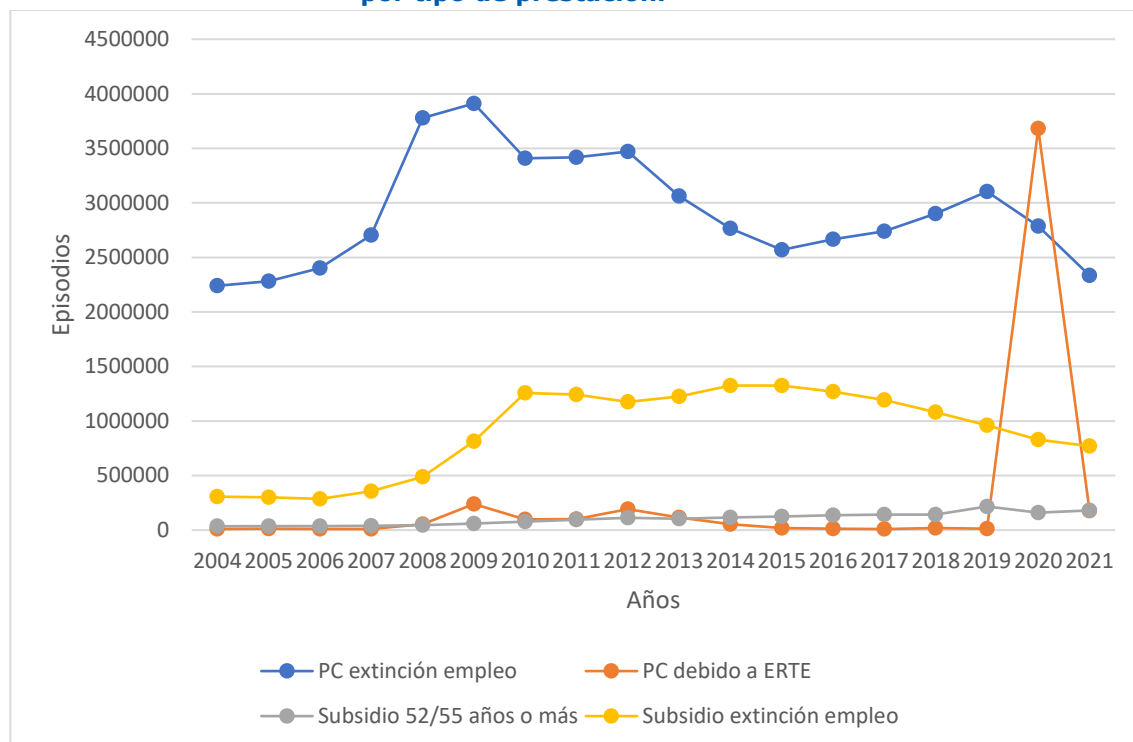
⁶ Véase Arranz y García-Serrano (2011) y Arranz et al. (2013) para más detalles sobre la MCVL.

mientras se está en ERTE, ya sea por suspensión del contrato o por reducción del tiempo de trabajo.

La MCVL tiene un diseño longitudinal, y la muestra se actualiza con nuevas personas, permaneciendo representativa de la población en cada edición. Su carácter longitudinal permite conocer la situación posterior en el mercado laboral de una persona determinada después de que se haya adoptado un acuerdo de ERTE en una empresa o se haya producido una separación del empleo (despido o finalización de contrato). Además, como cada empresa tiene un código de identificación, la base de datos contiene un número de identificación anónimo del empleador asociado a cada período de empleo. Estas características de la MCVL son muy importantes para nuestro estudio, ya que permiten identificar a los participantes y a los no participantes en ERTE y determinar si los trabajadores permanecen con el mismo empleador, están empleados en un nuevo puesto de trabajo en una empresa diferente o están desempleados posteriormente.

En el gráfico 1 se muestra la información sobre el número de períodos de prestaciones por desempleo iniciados cada año durante el período 2004-2021, desglosada por tipos de prestación. Sólo se tienen en cuenta aquellos individuos que iniciaron un periodo de percepción después de haber perdido un empleo o iniciado una nueva prestación. Es decir, excluimos a aquellos individuos que reciben una prestación justo después de haber agotado otra. Este cálculo pretende aproximar el flujo de nuevos entrantes en el sistema de protección por desempleo.

Gráfico 1
Número de nuevos episodios de prestaciones que se inician cada año (excluidos los agotamientos seguidos de la percepción de otra prestación), por tipo de prestación.



Fuente: MCVL 2004-2021.

El número de episodios de desempleo que se inician cada año es elevado, debido principalmente a las altas en la Seguridad Social. Por lo que respecta a los episodios de asociados a ERTE, su número aumentó de unos 10.000 anuales en 2004-2007 a 240.000 en 2009; durante la larga crisis financiera y económica, se mantuvieron en niveles elevados (por encima de 100.000 anuales), con un máximo en 2012, y luego se estabilizaron en 2015-2019 por debajo de 20.000. A raíz del inicio de la pandemia, el número aumentó a 3,7 millones en 2020 (lo que representa el 49% del total) y luego disminuyó a 179.000 en 2021 (el 5% del total). Las altas (datos no mostrados) se concentraron en los meses de marzo (2,63 millones), abril (630.000) y mayo (170.000). En total, el 23% de los empleados del sector privado se acogieron a ERTE durante el cierre parcial de la economía. Todos estos datos coinciden con las estadísticas oficiales de la Seguridad Social.

4.2. Delimitación de los trabajadores tratados y no tratados

Utilizando el conjunto de datos de la MCVL, construimos grupos de tratamiento y de control, es decir, participantes y no participantes en ERTE, para el periodo COVID-19. Para definir estos grupos nos centramos en los trabajadores de entre 18 y 59 años y utilizamos una ventana de observación

determinada. Los individuos que empezaron a recibir prestaciones de suspensión/reducción entre marzo y mayo de 2020 forman el grupo de tratamiento, mientras que el grupo de control está formado por un grupo de trabajadores empleados que no participaron en ERTE entre marzo y mayo de 2020. Los individuos de ambos grupos estaban empleados al menos durante los dos meses anteriores (enero-febrero de 2020), es decir, justo antes del inicio del confinamiento y la utilización del nuevo régimen de ERTE (este periodo constituye el punto de partida o línea de base). La permanencia en cada uno de los estados correspondientes o la salida a una situación diferente (no empleo, un empleo diferente en otra empresa o ERTE) puede tener lugar hasta noviembre de 2021 para cada grupo. La variable de resultado de interés es la situación en el mercado laboral de los trabajadores varios trimestres después (hasta seis) de su participación en el ERTE entre marzo y mayo de 2020.

El cuadro A.1 del Anexo presenta la distribución de los individuos en los grupos de tratamiento y de control y la incidencia de la participación en ERTE en diferentes características.⁷ Los trabajadores participantes (el grupo de tratamiento) se concentran entre los mayores de 40 años; quienes trabajan en el comercio, la hostelería o la industria; en empresas con menos de 50 trabajadores; en empleos no manuales poco cualificados o en empleos manuales de cualificación alta y media; con una antigüedad en el empleo de entre uno y tres años; con un contrato indefinido; y trabajando a tiempo completo. Si se comparan con los trabajadores no participantes (el grupo de control), aparecen diferencias: las personas tratadas tienden a estar sobrerrepresentadas entre los trabajadores de más edad y los que trabajan a tiempo parcial, con contratos temporales, con menos antigüedad, en ocupaciones manuales, en determinados sectores (comercio, hostelería, servicios personales y otros servicios) y en pequeñas empresas. La información sobre la incidencia de los ERTE que figura en la última columna del cuadro confirma este perfil.

4.3. Transiciones en el mercado laboral

El carácter longitudinal del conjunto de datos administrativos de la MCVL permite conocer la situación laboral de los individuos en cualquier momento. Así, tanto para el grupo de tratados como para el grupo de control, conocemos si continúan empleados en ERTE, empleados en la misma empresa, empleados en una empresa diferente, son autónomos, son desempleados que reciben prestaciones o están desocupados. Las ventanas de observación son uno, dos, tres, cuatro, cinco y seis trimestres después de que el tratamiento tuviera lugar en marzo-mayo de 2020 (trimestre 0).

⁷ Hemos suprimido algunos individuos que trabajaban en la agricultura, la pesca o el servicio doméstico, o con errores administrativos en la variable de comunidad autónoma. Todas estas observaciones representan menos del 0,2% del total de la muestra.

El cuadro 1 proporciona datos descriptivos sobre los resultados en el mercado laboral de las muestras de los grupos de tratamiento y de control durante los seis trimestres posteriores a marzo-mayo de 2020. Las filas del panel A muestran las transiciones a las diferentes situaciones laborales desde el trimestre inicial (Q_0 , marzo-mayo de 2020) hasta los seis trimestres sucesivos (Q_1 a Q_6) para las personas que inicialmente (en el periodo de referencia) estaban empleadas en ERTE (el grupo de tratamiento) o no (el grupo de control). Las filas del panel B muestran la evolución de dos indicadores: la diferencia entre los grupos de tratamiento y de control en la proporción media de empleados que mantuvieron su relación laboral con el mismo empleador (ya sea trabajando efectivamente o en ERTE); y la diferencia entre los grupos en la proporción media de empleados que tenían un empleo en sentido amplio (en la misma empresa, en ERTE, en una empresa diferente o por cuenta propia).

Cuadro 1

**Resultados laborales de los grupos de tratamiento (T) y control (C):
proporción de personas en diferentes estados e indicadores laborales (uno,
dos, tres, cuatro, cinco y seis trimestres después de marzo-mayo de 2020).**

Panel A. Información detallada

			ERTE	Ocupado misma empresa	Ocupado otra empresa	Autónomo	PC tras despido	Otros subsidijs desempleo	Des- ocupa do	Total
Un trim. después (Q₁)	C	Obs. %	2.125.000 18,1	8.670.000 73,7	487.850 4,2	120.975 1,0	317.775 2,7	39.500 0,3	7.075 0,1	11.768.175 100
	T	Obs. %	1.835.600 57,3	1.044.150 32,6	195.075 6,1	11.725 0,4	86.025 2,7	11.675 0,4	17.775 0,6	3.202.025 100
Dos trim. después (Q₂)	C	Obs. %	1.261.900 10,7	9.066.200 77,0	776.475 6,6	131.475 1,1	349.100 3,0	47.250 0,4	135.775 1,2	11.768.175 100
	T	Obs. %	1.046.600 32,7	1.583.325 49,5	328.425 10,3	25.025 0,8	140.750 4,4	20.850 0,7	57.050 1,8	3.202.025 100
Tres trim. después (Q₃)	C	Obs. %	1.140.575 9,7	8.725.425 74,1	968.725 8,2	161.575 1,4	475.650 4,0	61.350 0,5	234.875 2,0	11.768.175 100
	T	Obs. %	943.400 29,5	1.507.550 47,1	383.125 12,0	36.625 1,1	209.750 6,6	30.500 1,0	91.075 2,8	3.202.025 100
Cuatro trim. después (Q₄)	C	Obs. %	946.800 8,1	8.564.725 72,8	1.260.800 10,7	185.675 1,6	440.850 3,8	66.675 0,6	302.650 2,6	11.768.175 100
	T	Obs. %	770.375 24,1	1.545.600 48,3	514.700 16,1	49.775 1,6	187.275 5,9	31.525 1,0	102.775 3,2	3.202.025 100
Cinco trim. después (Q₅)	C	Obs. %	615.275 5,2	8.450.175 71,8	1.514.575 12,9	200.575 1,7	561.675 4,8	69.850 0,6	356.050 3,0	11.768.175 100
	T	Obs. %	484.700 15,1	1.682.425 52,5	647.700 20,2	56.800 1,8	198.425 6,2	29.375 0,9	102.600 3,2	3.202.025 100
Seis trim. después (Q₆)	C	Obs. %	459.825 3,9	8.303.375 70,6	1.798.200 15,3	227.325 1,9	467.425 4,0	73.650 0,6	438.375 3,7	11.768.175 100
	T	Obs. %	350.325 10,9	1.704.525 53,2	751.525 23,5	69.525 2,2	182.275 5,7	31.500 1,0	112.350 3,5	3.202.025 100

Panel B. Indicadores

	Un trimestre después (Q ₁)	Dos trimestres después (Q ₂)	Tres trimestres después (Q ₃)	Cuatro trimestres después (Q ₄)	Cinco trimestres después (Q ₅)	Seis trimestres después (Q ₆)
Ocupado en la misma empresa						
Control	91,8	87,7	83,8	80,9	77,0	74,5
Tratado	89,9	82,2	76,6	72,4	67,6	64,1
Diferencia T-C	-1,9	-5,5	-7,2	-8,5	-9,4	-10,4
Ocupado en cualquier empleo						
Control	97,0	95,4	93,4	93,2	91,6	91,7
Tratado	96,4	93,3	89,7	90,1	89,6	89,8
Diferencia T-C	-0,6	-2,1	-3,7	-3,1	-2,0	-1,9

Fuente: MCVL, 2020-2021.

De los 11,7 millones de trabajadores ocupados del grupo de control en el Q₀, el 73,7% seguía trabajando efectivamente en la misma empresa y el 18% estaba en ERTE un trimestre después (Q₁). Ambas proporciones disminuyen en los trimestres siguientes: del 77% en el Q₂ al 70,6% en el Q₆, y del 18% al 4%, respectivamente. Sumando ambas, como se muestra en el panel B, la permanencia en la misma empresa cae del 91,8% un trimestre después (Q₁) al 74,5% seis trimestres después (Q₆). Este descenso se debe principalmente a un aumento de las transiciones a otra empresa (15,3%), al desempleo debido a despidos (4,0%) y al no empleo (3,7%).

En cuanto al grupo de tratamiento (3,2 millones en ERTE en el Q₀), el 57,3% permanece en ERTE y el 32,6% vuelve a trabajar en la misma empresa un trimestre después (Q₁). Posteriormente, la proporción de personas en ERTE desciende, del 57% al 4% seis trimestres más tarde; simultáneamente, las transiciones de ERTE al empleo en la misma empresa aumentan del 32% al 53%. Sumando ambas como se muestra en el panel B, obtenemos que la estabilidad en la misma empresa disminuye del 89,9% un trimestre después (Q₁) al 64,1% seis trimestres después (Q₆) debido al aumento de las transiciones a una empresa diferente (23,5%), al desempleo (5,7%) y al no empleo (4,5%).

Combinando la evolución de los grupos de tratamiento y control en términos de empleo (Panel B), los datos brutos muestran que la estabilidad en el empleo medida utilizando el indicador más restrictivo de mantenimiento del empleo (empleados en la misma empresa) es menor en el grupo de tratamiento que en el grupo de control, y que la diferencia entre ambos grupos aumenta con el tiempo (de casi el 2% al cabo del primer trimestre a más del 10% al cabo de seis trimestres). La razón de este comportamiento es que, aunque la proporción de trabajadores que permanecen en la misma empresa disminuye para ambos grupos, cae con mayor intensidad en el caso

del grupo de tratamiento. Algo similar ocurre a un nivel inferior cuando se utiliza el indicador menos restrictivo de estabilidad en el empleo (ocupado en cualquier empleo). En este caso, el diferencial entre los dos grupos aumenta inicialmente (de menos del 1% al cabo de un trimestre al 3,7% al cabo de tres trimestres), pero luego tiende a disminuir y estabilizarse (en torno al 2%).

Así pues, a pesar del efecto amortiguador del ERTE sobre el desempleo en un periodo sin precedentes debido a la paralización de la economía tras la propagación del COVID-19, parece que los trabajadores participantes sufrieron un impacto relativamente desfavorable sobre su estabilidad laboral en comparación con los trabajadores no participantes. Sin embargo, la correlación negativa entre el ERTE y la estabilidad puede no reflejar una relación causal. Para responder a la pregunta de si el ERTE contribuyó a mantener formalmente a los trabajadores en el empleo, utilizamos métodos de PSM.

5. RESULTADOS

5.1. Principales resultados

La técnica utilizada para realizar la evaluación es el PSM descrito anteriormente. La aplicación de esta técnica consta de dos pasos. El primer paso consiste en estimar la probabilidad de participar en un ERTE a partir de la observación de las personas tratadas y no tratadas que estaban trabajando justo antes del inicio del programa. Para medir esta probabilidad, se estima un modelo probit binomial, donde la variable dependiente (Y) toma el valor 1 si la persona participa y el valor 0 en caso contrario, utilizando como variables explicativas el sexo, la edad, la nacionalidad, la categoría laboral, el tipo de contrato, la jornada laboral, la antigüedad, el tamaño de la empresa, la industria y la región.

En el cuadro 2 se presentan los resultados de la estimación del modelo probit sobre la probabilidad de que los trabajadores participen en un ERTE. Los resultados sugieren que los trabajadores extranjeros, de mediana edad (40-49 años), a tiempo parcial, ocupados en puestos manuales (especialmente de cualificación media) y no manuales de cualificación baja, empleados en pequeñas y medianas empresas y quienes trabajan en hoteles y restaurantes, tienen más probabilidades de participar en un ERTE.

Cuadro 2

Estimación de la probabilidad de ser tratado, es decir, estar en ERTE entre marzo y mayo de 2020 (modelo probit). Coeficientes, errores estándar y significatividad.

	Coeficiente	Error estándar	Significat.
Sexo (varón)	0,013	0,004	***
Nacionalidad (española)	-0,112	0,006	***
Grupo de edad			
<30 años	-0,507	0,006	***
30-39 años	-0,394	0,006	***
40-49 años	-0,196	0,006	***
≥ 50 años	-	-	-
Grupo de cotización			
NMCA y NMCM	-	-	-
NMCB	0,214	0,006	***
MCA	0,175	0,006	***
MCM	0,273	0,007	***
MCB	0,093	0,007	***
Sector de actividad			
Industria y energía	-0,243	0,009	***
Construcción	-0,324	0,013	***
Comercio	-0,105	0,009	***
Hoteles y restaurantes	0,240	0,009	***
Transporte	-0,484	0,010	***
Intermediación financiera	-0,474	0,012	***
Servicios inmobiliarios y alquiler	-0,371	0,010	***
Adm. pública, educación y salud	-0,776	0,010	***
Servicios personales y otros	-	-	-
Tamaño de empresa			
0 trabajadores	0,542	0,008	***
1-9 trabajadores	0,472	0,006	***
10-19 trabajadores	0,458	0,007	***
20-49 trabajadores	0,403	0,007	***
50-249 trabajadores	0,263	0,006	***
250 +trabajadores	-	-	-
Jornada (tiempo completo)	-0,205	0,005	***
Regiones			
Andalucía, Ceuta y Melilla.	0,095	0,013	***
Aragón, Navarra y La Rioja	0,079	0,015	***
Asturias, Galicia y Cantabria	0,045	0,013	***
Extremadura, Castilla-La Mancha y Castilla y León	0,199	0,014	***
Cataluña	0,171	0,013	***
Valencia	0,094	0,013	***
Madrid	0,159	0,013	***
Murcia	-	-	-
País Vasco	0,045	0,015	***
Constante	-0,570	0,018	***
Observaciones (muestra)		598.808	
Población (pesada)		14.970.200	
Log-likelihood		-279.176,85	

Nota: véase la clasificación de 'Grupo de cotización' en el cuadro A.1. del Anexo. Niveles de significatividad: * 10%, ** 5%, *** 1%.

Fuente: MCVL.

El segundo paso consiste en emparejar a los individuos del grupo de tratamiento con los del grupo de control. El algoritmo utilizado para el emparejamiento es el del vecino más próximo con reemplazo, con calliper (0,01). Este algoritmo cuantifica el impacto de los ERTEs en un conjunto de indicadores que miden la probabilidad de permanecer en el empleo varios trimestres después de la participación en marzo-mayo de 2020.

El cuadro 3 presenta las estimaciones PSM. Los paneles A y B muestran los resultados cuando utilizamos los indicadores empleados anteriormente (en el apartado 4.3) como variable dependiente en la estimación, es decir, la probabilidad de permanecer empleado en la misma empresa (ya sea trabajando realmente o en ERTE) y la probabilidad de permanecer empleado en sentido amplio (en la misma empresa o en otra distinta, en ERTE o por cuenta propia). Los paneles C y D presentan los resultados utilizando dos indicadores diferentes: los mismos que en los paneles A y B, respectivamente, pero excluyendo a los trabajadores que siguen empleados en ERTE. La comparación entre los paneles A y B y entre los paneles C y D sirve para ilustrar el impacto que la disponibilidad de los ERTE puede haber tenido en el empleo en comparación con una situación en la que las empresas no hubieran podido utilizarlos.

Cuadro 3

Propensity score matching: probabilidad de permanecer ocupado (diferentes indicadores). Algoritmo: 'vecino más cercano con calliper (0.01) con reemplazo'. Observaciones: en el soporte común, 598.808; fuera del soporte común, 0.

Panel A. Ocupado en la misma empresa (trabajando o en ERTE)

	Muestra	Tratados	Controles	Diferencia	E.S.	t-stat
Un trim. después (Q₁)	No emparej.	0,899	0,917	-0,018	0,001	-20,27
	EMTT	0,899	0,920	-0,021	0,004	-5,66
Dos trim. después (Q₂)	No emparej.	0,821	0,878	-0,056	0,001	-52,49
	EMTT	0,821	0,871	-0,050	0,004	-11,14
Tres trim. después (Q₃)	No emparej.	0,765	0,838	-0,073	0,001	-60,78
	EMTT	0,765	0,826	-0,060	0,005	-12,14
Cuatro trim. después (Q₄)	No emparej.	0,723	0,808	-0,085	0,001	-66,44
	EMTT	0,723	0,794	-0,071	0,005	-13,44
Cinco trim. después (Q₅)	No emparej.	0,677	0,770	-0,094	0,001	-68,84
	EMTT	0,677	0,756	-0,080	0,006	-14,38
Seis trim. después (Q₆)	No emparej.	0,642	0,745	-0,103	0,001	-73,27
	EMTT	0,642	0,724	-0,082	0,006	-14,41

Panel B. Ocupado en la misma empresa (trabajando o en ERTE) o en otro empleo

	Muestra	Tratados	Controles	Diferencia	E.S.	t-stat
Un trim. después (Q ₁)	No emparej.	0,964	0,969	-0,005	0,001	-9,19
	EMTT	0,964	0,971	-0,007	0,002	-2,98
Dos trim. después (Q ₂)	No emparej.	0,932	0,955	-0,023	0,001	-33,57
	EMTT	0,932	0,946	-0,014	0,003	-4,67
Tres trim. después (Q ₃)	No emparej.	0,897	0,934	-0,038	0,001	-46,09
	EMTT	0,897	0,915	-0,018	0,004	-5,11
Cuatro trim. después (Q ₄)	No emparej.	0,900	0,931	-0,032	0,001	-37,96
	EMTT	0,900	0,912	-0,013	0,004	-3,54
Cinco trim. después (Q ₅)	No emparej.	0,897	0,916	-0,019	0,001	-21,58
	EMTT	0,897	0,902	-0,006	0,004	-1,46
Seis trim. después (Q ₆)	No emparej.	0,898	0,917	-0,019	0,001	-20,94
	EMTT	0,898	0,898	0,001	0,004	0,16

Panel C. Ocupado en la misma empresa (no en ERTE)

	Muestra	Tratados	Controles	Diferencia	E.S.	t-stat
Un trim. después (Q ₁)	No emparej.	0,326	0,737	-0,411	0,001	-291,74
	EMTT	0,326	0,613	-0,287	0,006	-48,91
Dos trim. después (Q ₂)	No emparej.	0,494	0,770	-0,276	0,001	-199,54
	EMTT	0,494	0,668	-0,173	0,006	-30,11
Tres trim. después (Q ₃)	No emparej.	0,471	0,741	-0,271	0,001	-190,13
	EMTT	0,471	0,627	-0,156	0,006	-26,51
Cuatro trim. después (Q ₄)	No emparej.	0,483	0,728	-0,245	0,001	-170,05
	EMTT	0,483	0,630	-0,147	0,006	-24,93
Cinco trim. después (Q ₅)	No emparej.	0,525	0,718	-0,193	0,001	-132,60
	EMTT	0,525	0,660	-0,134	0,006	-22,82
Seis trim. después (Q ₆)	No emparej.	0,532	0,706	-0,173	0,001	-118,13
	EMTT	0,532	0,657	-0,125	0,006	-21,21

Panel D. Ocupado en la misma empresa o en otro empleo (no en ERTE)

	Muestra	Tratados	Controles	Diferencia	E.S.	t-stat
Un trim. después (Q₁)	No emparej.	0,391	0,788	-0,398	0,001	-295,85
	EMTT	0,391	0,664	-0,273	0,006	-48,04
Dos trim. después (Q₂)	No emparej.	0,605	0,848	-0,243	0,001	-197,08
	EMTT	0,605	0,742	-0,138	0,005	-26,03
Tres trim. después (Q₃)	No emparej.	0,602	0,837	-0,236	0,001	-187,92
	EMTT	0,602	0,716	-0,114	0,005	-20,99
Cuatro trim. después (Q₄)	No emparej.	0,659	0,851	-0,192	0,001	-158,18
	EMTT	0,659	0,748	-0,089	0,005	-17
Cinco trim. después (Q₅)	No emparej.	0,745	0,864	-0,118	0,001	-102,95
	EMTT	0,745	0,806	-0,060	0,005	-12,21
Seis trim. después (Q₆)	No emparej.	0,789	0,878	-0,089	0,001	-81,47
	EMTT	0,789	0,831	-0,042	0,005	-9,1

Fuente: MCVL, 2020-2021.

Los resultados indican que el impacto de ser despedido al comienzo de la pandemia COVID-19 sobre la probabilidad de permanecer en el empleo fue negativo para los participantes en ERTE en relación con los no participantes cuando utilizamos el indicador más restrictivo de estabilidad del empleo (Panel A). Obtenemos una reducción significativa del 2,1% en la permanencia en el empleo para los trabajadores tratados (en ERTE) en relación con los no tratados un trimestre después (Q1) de la participación inicial. Este efecto negativo aumenta con el tiempo, hasta el 5% dos trimestres después (Q2) y hasta el 8% cinco (Q5) y seis trimestres después (Q6). Sin embargo, si se utiliza un indicador menos restrictivo como variable dependiente (ocupado en la misma empresa bien trabajando bien en ERTE, o en otro empleo), los resultados son algo diferentes (panel B). De hecho, el impacto de estar en ERTE durante las primeras semanas del cierre de la economía fue ligeramente negativo para los participantes en relación con los no participantes en los cuatro trimestres siguientes (inferior al 1% al principio y menos del 2% después), pero el efecto estimado no es estadísticamente significativo para los trimestres posteriores.

Por último, los demás resultados (paneles C y D) sugieren que, en ausencia de los ERTEs, el impacto de las restricciones de la actividad económica y del cierre de la economía sobre el desempleo habría sido mayor. Es posible que los empresarios, ante la drástica reducción de la actividad económica y las dificultades de duración incierta para seguir produciendo bienes o prestando

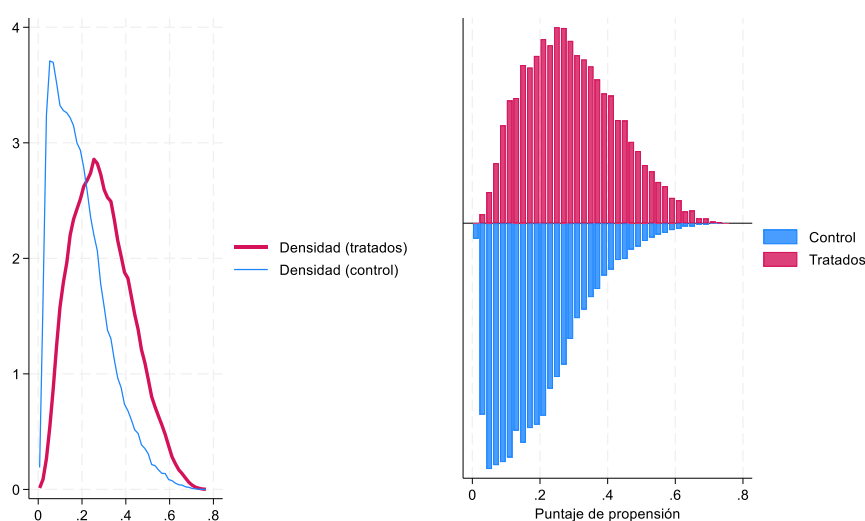
servicios, hubieran decidido despedir trabajadores y rescindir contratos. Nuestras estimaciones sugieren que la estabilidad laboral dentro de la empresa (ocupado en la misma empresa, no en ERTE) habría sido aproximadamente un 29% inferior para los participantes que para los no participantes un trimestre después del cierre de la economía y un 12,5% inferior seis trimestres después (Panel C). Como era de esperar, el impacto habría sido menor utilizando el indicador más amplio de estabilidad en el empleo (ocupado en la misma empresa o en cualquier empleo, no en ERTE), en cuyo caso la diferencia habría sido del 27% un trimestre después del cierre y del 4,2% seis trimestres después (Panel D).

En resumen, observamos que la probabilidad de permanecer en el empleo tras la participación en el programa de ERTE es similar para los individuos tratados y no tratados, pero sólo si definimos 'permanecer en el empleo' en un sentido amplio, es decir, en cualquier empleo, con cualquier empleador. Al mismo tiempo, la ausencia de dicho programa habría provocado un aumento significativo del desempleo en los meses posteriores a la recesión económica inducida.

5.2. Evaluación de la calidad de la correspondencia

La validez del PSM depende de la condición del soporte común y del supuesto de IC. En primer lugar, comprobamos el grado de solapamiento alcanzado. Para ello, el gráfico 2 muestra la distribución de la puntuación de propensión para los grupos de tratamiento y de control. Los resultados sugieren que el solapamiento es bastante bueno, aunque parece que existen algunas diferencias en las colas de la distribución.

Gráfico 2
Distribución del PSM y puntos de soporte común.



Fuente: MCVL, 2020-2021.

En segundo lugar, evaluamos la calidad del emparejamiento. Esto significa comprobar si se cumple o no la propiedad de 'equilibrio o balanceo'. Un buen equilibrio significa que la media de cada variable es similar en los grupos de tratamiento y control. En este caso, utilizamos el sesgo porcentual estandarizado propuesto por Rosenbaum y Rubin (1985). El cuadro A.2 del Anexo proporciona las medias no emparejadas (NU) y emparejadas (E) de las covariables para ambos grupos, el sesgo porcentual y la prueba t de la hipótesis de que la media de cada variable es la misma en ambos grupos tras estimar un PSM con calliper (0,01) con reemplazamiento. Los resultados indican que los niveles de sesgo normalizado son muy bajos, siempre inferiores a 20, y que la hipótesis nula no puede rechazarse al nivel de significación del 5% para cada variable tras el emparejamiento (obsérvese el estadístico t).

Además, el cuadro A.3 del Anexo ofrece las estimaciones del ATT con distintos algoritmos, como el de vecino más próximo único con y sin reemplazo, con o sin calliper (0,01, 0,02, 0,05 o 0,1) y con emparejamiento de vecinos múltiples (5, 10 o 15). Los resultados son coherentes con los de la especificación del modelo que figura en la fila (1) del cuadro 3, panel A ('un trimestre después, Q1'). Las magnitudes del EMTT con algoritmos de emparejamiento alternativos son bastante similares a las obtenidas con el utilizado anteriormente. Además, se repitió el ejercicio que figura en el cuadro 3 utilizando los algoritmos mencionados y se cumplió la propiedad de balanceo (los resultados no se muestran, pero están disponibles para el lector).

Por último, suponemos que los resultados son independientes del tratamiento una vez que controlamos las características medidas y que dependen de los atributos observables disponibles (el supuesto de IC). Esto implica que cualquier sesgo de selección viene determinado por los atributos utilizados como variables en la estimación de la puntuación de propensión. Sin embargo, las características no observables también pueden influir.

Cualquier característica que se asocie a la probabilidad de participar en ERTE y a la variable de resultado, condicionada a las variables explicativas observables, puede introducir un sesgo oculto. Por lo tanto, se realiza una prueba de sensibilidad para evaluar la solidez de nuestros resultados ante su presencia utilizando la estrategia de límites de Rosenbaum: esta prueba supone que la probabilidad de ser tratado es una función de factores observados y no observados (Rosenbaum, 1987). Si no hay sesgo oculto, entonces el efecto de los factores no observados (γ) toma el valor cero, es decir, no tiene ningún efecto sobre la probabilidad de participación, lo que significa que los factores no observados en el grupo tratado son los mismos que en el grupo no tratado.⁸ Los resultados de esta prueba, referidos a las

⁸ Suponiendo que la probabilidad de ser tratado sigue una distribución logística, el único caso en el que los individuos tratados y no tratados tienen la misma

estimaciones que figuran en el panel A del cuadro 3, se presentan en el cuadro A.4 del Anexo, y sugieren que el estimador del EMTT está libre de sesgo oculto. Por lo tanto, podemos concluir que nuestras estimaciones son bastante robustas a la presencia de características no observadas.⁹

6. CONCLUSIONES

El objetivo de este artículo ha sido evaluar si el programa de ERTE puesto en marcha por el gobierno español al inicio de la paralización de la actividad económica en el contexto de la pandemia COVID-19 tuvo un impacto positivo sobre la estabilidad laboral de los trabajadores que participaron en él, y si se alcanzó su objetivo de preservar el empleo y limitar el aumento del paro. Para ello, utilizamos datos administrativos longitudinales, adoptamos un enfoque a nivel de trabajador (no de empresa o país), aplicamos métodos PSM y estimamos el EMTT de participar en un ERTE. También utilizamos dos variables de resultado alternativas: la probabilidad del individuo de seguir empleado en la misma empresa y la probabilidad de seguir ocupado en cualquier empleo.

Nuestra principal conclusión es que el nuevo régimen de ERTE introducido en marzo de 2020, en un periodo excepcional a nivel mundial, pues la actividad económica se redujo de manera sustancial, retuvo a los participantes en sus empresas a corto plazo en un grado parecido al de los no participantes. Encontramos que los individuos tratados sólo tienen alrededor de un 2% menos de probabilidades que los trabajadores similares no tratados de seguir trabajando con el mismo empleador un trimestre después de la participación en ERTE, aunque el efecto negativo de la participación aumentó con el tiempo, ascendiendo al 8% cinco trimestres después. Esto implica la existencia de un efecto negativo del tratamiento bastante pequeño al comienzo en cuanto al mantenimiento del empleo, efecto que parece aumentar con el paso del tiempo.

Sin embargo, este impacto casi desaparece si utilizamos un indicador más amplio de estabilidad en el empleo, medido como la probabilidad de permanecer ocupado en cualquier empleo. En este caso, los trabajadores que participan en ERTE tienen una probabilidad ligeramente inferior (en

probabilidad es cuando $e^{\gamma} = 1$. En este caso, no hay sesgo oculto y se cumplen las condiciones de IC. Valores más altos de e^{γ} implican que existe un sesgo oculto. Rosenbaum (2002) y Becker y Caliendo (2007) muestran que para valores de $\gamma > 1$ la QMH (la prueba Q de Mantel-Haenszel) está limitada por dos distribuciones, QMH+ y QMH-. Estas representan el caso en el que el TCA se ha sobrestimado y infraestimado respectivamente.

⁹ Los valores más altos de e^{γ} representan el efecto que tendría un factor no observado sobre las probabilidades de recibir tratamiento para justificar el ATT estimado. QMH- y QMH+ son siempre significativos.

torno al 1%) de seguir empleados en los cuatro trimestres siguientes a su participación, en comparación con los trabajadores similares que no participan. Este efecto se hace nulo después. Por último, también constatamos que, en ausencia de ERTE, es decir, sin considerar la posibilidad de utilizar este tipo de programa, el desempleo habría aumentado sustancialmente en los meses siguientes a la recesión económica autoinfligida.

Dado que nuestro análisis se basa en la comparación de las trayectorias laborales de los participantes y los no participantes en el programa, nuestros resultados deben considerarse complementarios a los de los estudios que utilizan principalmente datos nacionales para examinar el efecto del programa sobre (los cambios en) el empleo en el conjunto de la economía. Los efectos generalmente observados de amortiguación del desempleo no excluyen la posibilidad de que una parte de los trabajadores despedidos en el marco de programas de reparto del empleo sean despedidos posteriormente, es decir, serían compatibles con los efectos negativos de programas como los ERTE sobre el mantenimiento de los trabajadores en las empresas. Este sería el caso, por ejemplo, si los trabajadores (empleos) que participaron tienen algunas características que los hacían más propensos a ser despedidos (destruidos) posteriormente, por ejemplo, porque las empresas de determinados sectores que se vieron más permanentemente afectados por las medidas restrictivas posteriores (como la hostelería, las actividades artísticas, recreativas y de entretenimiento, los servicios personales) experimentaron dificultades adicionales para sobrevivir financieramente y mantener el empleo. Esto podría explicar el creciente impacto negativo de la participación observado en los trimestres siguientes cuando utilizamos la probabilidad de permanecer en la misma empresa como variable dependiente.

7. REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abraham, K. y Houseman, S. (1994), "Does employment protection inhibit labor market flexibility? Lessons from Germany, France, and Belgium", in R. Blank (ed.), *Social protection versus economic flexibility: Is there a trade-off?*, 59-94, University of Chicago Press, Chicago.
- Albertini, J.; Fairise, X.; Poirier, A. y Terriau, A. (2022), "Short-time work policies during the Covid-19 pandemic", *Annals of Economics and Statistics*, 146, 123-172.
- 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., García-Serrano, C. y Hernanz, V. (2013), "How do we pursue 'labourmetrics'? An application using the MCVL", *Revista Estadística Española*, 55(181), 231-254.
- Arranz, J.M., García-Serrano, C. y V. Hernanz (2018), "Short-time work and employment stability: Evidence from a policy change", *British Journal of Industrial Relations*, 56(1), 189-222.
- Arranz, J.M., García-Serrano, C. y V. Hernanz (2021), "Hope for the best and prepare for the worst. Do short-time work schemes help trabajadores remain in the same firm?", *International Journal of Manpower*, 42(5), 935-959.
- Autor, D.; Cho, D.; Crane, L.D.; Goldar, M.; Lutz, B.; Montes, J.; Peterman, W.B.; Ratner, D.; Villa, D. y Yildirmaz, A. (2022), "An evaluation of the Paycheck Protection Program using administrative payroll microdata", *NBER Working Papers 29972*, National Bureau of Economic Research.
- Balleer, A., Gehrke, B., Lechthaler, W. y Merkl, Ch. (2016), "Does short-time work save jobs? A business cycle analysis", *European Economic Review*, 84, 99-122.
- Bellman, L., Gerner, H. y Upward, R. (2012), "The response of German establishments to the 2008-2009 economic crisis", *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, N° 137, OECD Publishing.
- Bishop, J. y Day, I. (2020), "How many jobs did JobKeeper keep?", *RBA Research Discussion Papers rdp2020-07*, Reserve Bank of Australia.

- Boeri, T. y Bruecker, H. (2011), "Short-time work benefits revisited: Some lessons from the Great Recession", *Economic Policy*, 26(68), 697-765.
- Brey, B. and Hertweck, M. (2020), "The extension of short-time work schemes during the Great Recession: A story of success?", *Macroeconomic Dynamics*, 24(2), 360-402.
- Cahuc, P. y Carcillo, S. (2011), "Is short-time work a good method to keep unemployment down?", *Nordic Employment Policy Review*, 1(1), 133-169.
- Cahuc, P., Kramarz, F. y Nevoux, S. (2021), "The heterogeneous impact of short-time work: From saved jobs to windfall effects", No. 14381, IZA Discussion Papers.
- Caliendo, M. y Kopeinig, S. (2008), "Some practical guidance for the implementation of propensity score matching", *Journal of Economic Surveys*, 22(1), 31-72.
- Caliendo, M., Mahlstedt, R. y Mitnik, O.A. (2017), "Unobservable, but unimportant? The relevance of usually unobserved variables for the evaluation of labor market policies", *Labour Economics*, 46(June), 14-25.
- Dolado, J.J., Felgueroso, F. y Jimeno, J.F. (2021), "Past, present and future of the Spanish labour market: When the pandemic meets the megatrends", *Applied Economic Analysis*, 29(85), 21-41.
- Drahokoupil, J. y Müller, T. (2021), "Job retention schemes in Europe. A lifeline during the Covid-19 pandemic", ETUI Working Paper 2021-07, Brussels: European Trade Union Institute.
- Eurofound (2010), ERM Report 2010. Extending flexicurity – The potential of short-time working schemes, European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Eurofound (2020), COVID-19: Policy responses across Europe. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions, Luxembourg: Publications Office of the European Union.
- Fitzroy, F.R. y Hart, R.A. (1985), "Hours, layoffs and unemployment insurance funding: Theory and practice in an international perspective", *Economic Journal*, 95(379), 700-713.

- García-Clemente, J., Rubino, N. y Congregado, E. (2023), "Reemployment premium effect of furlough programs: Evaluating Spain's scheme during the COVID-19 crisis", *Journal of Labour Market Research*, 57, 1-17.
- García-Serrano, C. (2015), "Las reformas dirigidas a la flexibilidad interna de las empresas: suspensión de contratos y reducción de jornada", *Revista de Economía Laboral*, 12(1), 248-284.
- Garrido Pérez, E. (2012), "La suspensión del contrato y la reducción de la jornada por causas empresariales", *Temas Laborales*, 115, 249-273.
- Gehrke, B. y Dengler, T. (2022), "Short-time work and precautionary savings", *CESifo Working Paper*, No. 9873.
- Gertler, M.; Huckfeldt, Ch.K. y Trigari, A. (2022), "Temporary layoffs, loss-of-recall and cyclical unemployment dynamics", No. w30134, *National Bureau of Economic Research*.
- Giupponi, G. y Landais, C. (2023), "Subsidizing labour hoarding in recessions: The employment and welfare effects of short-time work", *The Review of Economic Studies*, 90(4), 1963-2005.
- Giupponi, G.; Landais, C. y Lapeyre, A. (2022), "Should we insure trabajadores or jobs during recessions?", *Journal of Economic Perspectives*, 36(2), 29-54.
- Heckman, J.J.; Lalonde, R.J. y Smith, J.A. (1999), "The economics and econometrics of active labor market programs", 1865-2095, in O. Ashenfelter and D. Card (Eds.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3A, Elsevier: Amsterdam and New York.
- Hijzen, A. y Venn, D. (2011), "The role of short-time work schemes during the 2008-09 recession", *OECD Social, Employment and Migration Working Papers*, Nº 115, OECD Publishing.
- Hijzen, A. y Martin, S. (2013), "The role of short-time work schemes during the global financial crisis and early recovery: a cross-country analysis", *IZA Journal of Labor Policy*, 2(5), 1-31.
- Hubbard, G. y Strain, M.R. (2020), "Has the Paycheck Protection Program succeeded?", *Brookings Papers on Economic Activity*, 3, 335-390.
- Imbens, G. (2004), "Nonparametric estimation of average treatment effects under exogeneity: A review", *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 4-29.

- Khandker, S.K.; Koolwal, G.B. y Samad, H.A. (2009), Handbook on impact evaluation: Quantitative methods and practices, World Bank Publications.
- Kopp, D. y Siegenthaler, M. (2021), "Short-time work and unemployment in and after the Great Recession", Journal of the European Economic Association, 19(4), 2283-2321.
- Kruppe, T. y Scholz, T. (2014), "Labour hoarding in Germany. Employment effects of short-time work during the crises", IAB-Discussion Paper, 17/2014.
- Lechner, M. y Wunsch, C. (2013), "Sensitivity of matching-based program evaluations to the availability of control variables", Labour Economics, 21(April), 111-121.
- OECD (2020a), Job retention schemes during the COVID-19 lockdown and beyond, Organisation for Economic Co-operation and Development: Paris.
- OECD (2020b), "Issue Note 5: Flattering the unemployment curve? Policies to support trabajadores' income and promote a speedy labour market recovery", OECD Economic Outlook, 107, 114-127.
- OECD (2022), Riding the waves: Adjusting job retention schemes through the COVID-19 crisis, OECD Report 15 March 2022, Organisation for Economic Co-operation and Development: Paris.
- Osuna, V. y García-Pérez, J.I. (2022), "Temporary layoffs, short-time work and COVID-19: The case of a dual labour market", Applied Economic Analysis, 30(90), 248-262.
- Panteia (2012), Short-time working arrangements during the crisis and lessons to learn, Report for the European Commission DG Employment.
- Pavlopoulos, D. y Chkalova, K. (2022), "Short-time work: A bridge to employment security or a springboard to unemployment?", Economic and Industrial Democracy, 43(1), 168-197.
- Rosen, S. (1985), "Implicit contracts: A survey", Journal of Economic Literature, 23(3), 1144-1175.
- Rosenbaum, P.R. (2002), Observational Studies, NY: Springer, New York.

- Rosenbaum, P.R. y Rubin, D.B. (1983), "The central role of the propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika*, 70, 41-55.
- Rosenbaum, P.R. y Rubin, D.B. (1985), "Constructing a control group using multivariate matched sampling methods that incorporate the propensity score", *The American Statistician*, 39(1), 33-38.
- Roy, A. (1951), "Some thoughts on the distribution of earnings", *Oxford Economics Papers*, 3, 135-146.
- Rubin, D.B. (1974), "Estimating causal effects of treatments in randomized and nonrandomized studies", *Journal of Educational Psychology*, 66(5), 688-701.
- Sianesi, B. (2004) "An evaluation of the active labour market programmes in Sweden", *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 133-155.
- Smith, J. (2000), "A critical survey of empirical methods for evaluating active labor market policies", *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 136(3), 1-22.
- Smith, J. y Todd, P.E. (2005), "Does matching overcome LaLonde's critique of nonexperimental estimators?", *Journal of Econometrics*, 125(1-2), 305-353.
- Van Audenrode, M. (1994), "Short-time compensation, job security, and employment contracts: Evidence from selected OECD countries", *Journal of Political Economy*, 102(1), 76-102.

QUEREMOS SABER SU OPINIÓN SOBRE ESTE DOCUMENTO DE TRABAJO

La serie Documentos de Trabajo que edita el Instituto Universitario de Análisis Económico y Social (IAES), pretende servir de cauce para compartir aproximaciones, avances y resultados de investigaciones o cuestiones debatidas en el seno del Instituto.

En su mayoría, los DT recogen resultados preliminares de trabajos de investigación realizados como parte de los programas y proyectos del Instituto y por colaboradores del mismo y uno de los objetivos de su publicación es poder compartir con el resto de la comunidad científica estos resultados.

Por ello, te animo a que accedas al enlace y nos puedas dar una opinión (se hace de manera anónima) sobre este trabajo, críticas constructivas, sugerencias de mejora, estrategias de investigación alternativas, etc. que permitan a los autores mejorar sus investigaciones, contribuyendo así a la mejora del conocimiento.

Contestar a este cuestionario no te llevará más de 5 minutos.

<https://forms.office.com/e/JuZW0VUtXQ>

El Instituto Universitario de Análisis Económico y Social reconoce el apoyo financiero recibido por



dentro del Convenio de Mecenazgo firmado con la Universidad de Alcalá que permite elaborar estos documentos de trabajo y la incorporación al Instituto de alumnos de Grado y Máster en prácticas curriculares y extracurriculares.

DOCUMENTOS DE TRABAJO

La serie Documentos de Trabajo que edita el Instituto Universitario de Análisis Económico y Social (IAES), incluye avances y resultados de los trabajos de investigación realizados como parte de los programas y proyectos del Instituto y por colaboradores de este.

Los Documentos de Trabajo se encuentran disponibles en internet

<https://iaes.uah.es/es/publicaciones/documentos-del-trabajo/>

ISSN: 2172-7856

ÚLTIMOS DOCUMENTOS PUBLICADOS

WP-04/04: EXPLORATORY ANALYSIS OF THE RELATIONSHIP BETWEEN SOCIAL CAPITAL VARIABLES AND PREDICTORS OF OECD COUNTRY RISK RATING.

Francisco Rabadán, M^a Victoria Ramírez-Muñoz y Sergio A. Berumen

WP-03-24: DETERMINANTS OF SPANISH FOREIGN DIRECT INVESTMENT.

Carlos F. Cea, José Antonio Gonzalo-Angulo y José Luis Crespo-Espert

WP-02/24: «MILAGRO BOLIVIANO» LA REDUCCIÓN DE LA POBREZA 2016-2021.

Fernando Medina y Marco Galván

WP-01/24: OPTIMAL PUBLIC DEFICIT AND TAX-SMOOTHING IN THE SPANISH ECONOMY, 1850-2022.

Emilio Congregado, Vicente Esteve y María A. Prats

WP-10/23: UNA INTERPRETACIÓN NO MONETARIA DE LA INFLACIÓN ARGENTINA DURANTE EL PERÍODO 2019-2023.

Carlos Legna Verna

WP-09/23: DIMENSIONES DEL CAPITAL SOCIAL: ANÁLISIS DE COMPONENTES PRINCIPALES SOBRE LA ENCUESTA MUNDIAL DE VALORES WVS

María Victoria Ramírez-Muñoz, Francisco Rabadán Pérez y Sergio A. Berumen



Facultad de Económicas, Empresariales y Turismo
Plaza de la Victoria, 2. 28802. Alcalá de Henares. Madrid - Telf. (34)918855225
Email: iaes@uah.es <https://iaes.uah.es/es/>