

Fedea Policy Papers - 2016/06

**El efecto de la Reforma Laboral de 2012 sobre la dualidad y el empleo:
Cambios en la contratación y el despido por tipo de contrato**

J. Ignacio García Pérez
U. Pablo de Olavide & FEDEA

Marzo de 2016

fedea

El efecto de la Reforma Laboral de 2012 sobre la dualidad y el empleo: Cambios en la contratación y el despido por tipo de contrato

J. Ignacio García Pérez
U. Pablo de Olavide & FEDEA

Resumen

En el presente trabajo se analizan los efectos de la última reforma laboral sobre el empleo y sobre el grado de dualidad del mercado de trabajo español. El trabajo replica un estudio de la OCDE realizado pocos meses después de la reforma, confirmando sus resultados positivos con una muestra sustancialmente más larga, e introduce algunas extensiones que corroboran la robustez de los resultados y permiten afinar las estimaciones del impacto de la reforma dependiendo del tamaño de la empresa y de otras variables como la duración en el desempleo, la edad y el género de los trabajadores.

El impacto de la reforma se cuantifica mediante la estimación con datos individuales de la Muestra Continua de Vidas Laborales de modelos estadísticos que relacionan las tasas de salida del desempleo al empleo y del empleo al desempleo con las características personales y el historial de cada trabajador, con indicadores de la situación macroeconómica general y del estado del mercado laboral provincial y con una variable dicotómica que distingue entre antes y después de la reforma.

Los resultados del estudio sugieren que la reforma ha tenido un efecto positivo sobre el empleo por dos vías: aumentando la probabilidad de salir del desempleo hacia un empleo indefinido y reduciendo la probabilidad de despido para los trabajadores con un contrato temporal, seguramente porque las empresas están haciendo uso de las nuevas medidas de flexibilidad interna puestas a su disposición de cara a acomodar sus necesidades de ajuste.

1. INTRODUCCIÓN

La grave crisis financiera y económica sufrida en todos los países desarrollados desde el año 2008 ha afectado al mercado de trabajo español de una manera particularmente dura. La tasa de paro alcanzó el 26,9% en el primer trimestre de 2013, siendo la segunda más alta de la OCDE (por detrás de la de Grecia) y más de tres veces la tasa de paro media de la OCDE en ese momento (8,0%). Aún hoy, esta tasa es ligeramente superior al 20% y, lo que es aún más preocupante, el desempleo de larga duración, definido como el de aquéllos que llevan 12 meses o más en este estado, está actualmente afectando a casi 6 de cada 10 parados en España. Sin embargo, y a pesar de este aumento masivo del desempleo, el componente salarial de los costes laborales unitarios tardó más de cuatro años en ajustarse a la baja y su nivel a finales de 2011 estaba todavía por encima del existente al inicio de la crisis, en el verano de 2007.

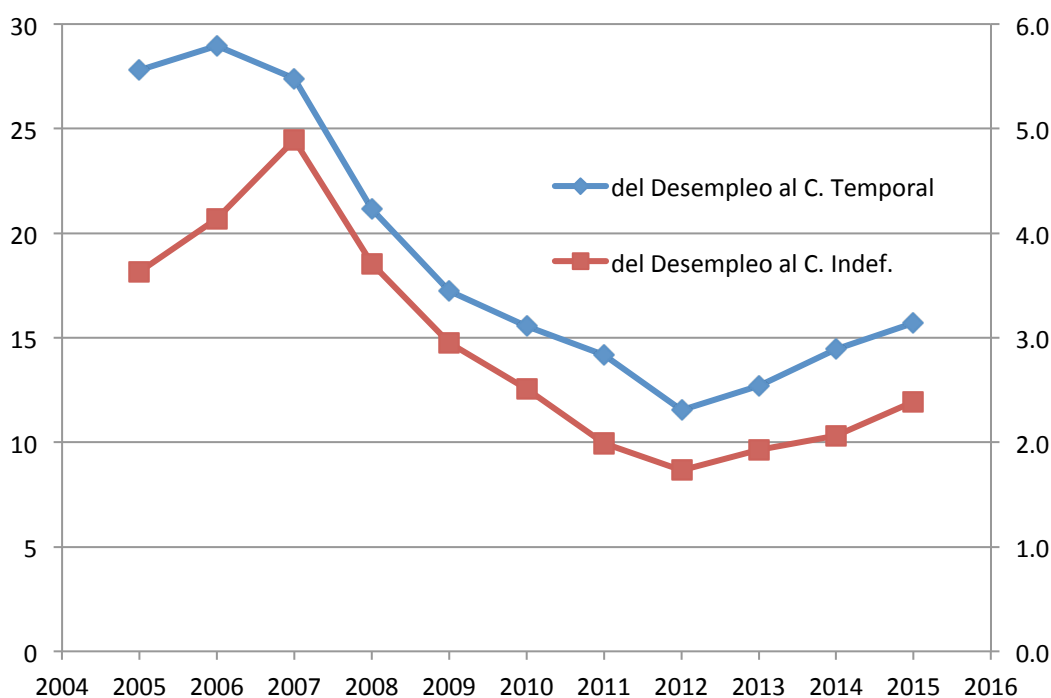
El deterioro de la competitividad de la economía española se remonta, no obstante, a comienzos de la primera década del siglo XXI (Bentolila et al. 2012), pero el nuevo descenso de ésta observado durante las primeras fases de la crisis y el extremo aumento del desempleo que tuvo lugar en los dos primeros años de la misma llevó a una reacción por parte del gobierno español que resultó en la aprobación de una serie de reformas estructurales que trataron de adaptar el mercado de trabajo español a estas nuevas circunstancias. Así, una primera reforma laboral aprobada en 2010, entre otras disposiciones, redujo la indemnización por despido improcedente para las nuevas contrataciones indefinidas a 33 días de salario (en lugar de 45 días) por año de antigüedad a la par que elevaba, de manera gradual durante cuatro años, de 8 a 12 días por año trabajado la indemnización por despido para los contratos temporales. También amplió las condiciones en las que un despido por causas objetivas podría justificarse. En este caso, el empleador paga 20, en lugar de 45, días de salario por año de antigüedad. Adicionalmente, esta reforma introdujo una bonificación por parte del FOGASA de 8 días por año trabajado para los despidos en empresas con menos de 25 empleados.

Tras el cambio de gobierno en España, en febrero de 2012 se aprobó una segunda reforma laboral que introdujo dos cambios principales. En primer lugar, se dio prioridad a los acuerdos de negociación colectiva a nivel de empresa sobre los establecidos en el sector o a nivel regional y se hizo más fácil que las empresas puedan no aplicar el convenio colectivo que las cubre y poner en práctica medidas de flexibilidad interna como alternativa a la destrucción de empleo. En segundo lugar, las disposiciones de protección del empleo se modificaron de nuevo de manera significativa. Así, por ejemplo, se trató de clarificar la definición de despido por causas objetivas, se redujeron las indemnizaciones por despido improcedente tanto para los contratos ya existentes como para las nuevas contrataciones y se

eliminó la exigencia de autorización administrativa para los despidos colectivos.¹ Además, se introdujo un nuevo contrato indefinido, el *contrato de apoyo a emprendedores*, para los empleados a tiempo completo en las pequeñas empresas, cuya principal novedad es la extensión del período de prueba a un año.

El mes pasado se cumplieron cuatro años desde la aprobación de la última reforma laboral en España. Parece por tanto deseable hacer ahora una evaluación del impacto de dicha reforma sobre algunas de las principales magnitudes del mercado de trabajo español. Ya existen algunas evaluaciones de la misma pero todas concentran su atención en los primeros meses de su aplicación (BBVA, 2013, Izquierdo et al., 2013, OCDE, 2014). En los últimos cuatro años, no obstante, se han sucedido dos etapas totalmente distintas en cuanto a crecimiento del empleo. En los primeros 12 meses tras la aprobación de la reforma, la afiliación a la Seguridad Social siguió descendiendo y acumuló una caída de más de 700.000 afiliados. Sin embargo, desde febrero de 2013 y hasta finales de 2015 se han conseguido recuperar algo más de 1.1 millones de afiliados, siendo el saldo neto de estos cuatro años positivo: casi 400.000 afiliados a la Seguridad Social más que en febrero de 2012.

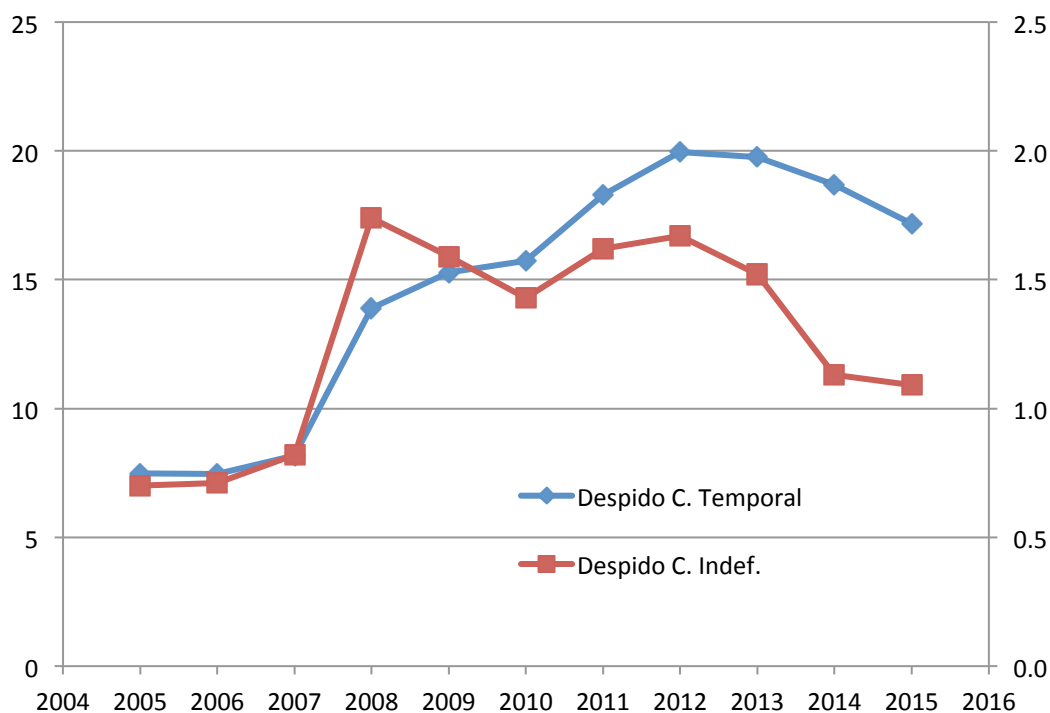
Figura 1: Transiciones trimestrales desde el Desempleo al Empleo Temporal (izquierda) e Indefinido (derecha) en porcentaje respecto al stock de desempleados en el trimestre anterior (EPA Flujos, INE)



¹ Esta reforma mantuvo los cambios introducidos antes en la indemnización por despido de los contratos temporales así como las bonificaciones del FOGASA para empresas de menos de 25 trabajadores, aunque restringiendo estas solo para casos de despidos declarados procedentes.

Por otro lado, los flujos laborales también parecen haber experimentado cambios importantes en los últimos cuatro años. Así, el número de desempleados que ha encontrado empleo ha pasado de 837 mil al trimestre en media para los cuatro años anteriores a febrero de 2012 a 922 mil en los últimos cuatro años. De manera paralela, las salidas del empleo al desempleo parecen haberse ralentizado tras la aprobación de la reforma laboral: el número medio de despidos ha pasado de 898 mil por trimestre en media para el periodo 2008-2012 a 809 mil en los últimos cuatro años. Tal y como apunta la Figura 1, la transición desde el desempleo al empleo parece haberse empezado a recuperar desde mediados del año 2012 tanto para la contratación indefinida como, sobre todo, para la temporal.² Asimismo, parece que el riesgo de despido de ambos tipos de contrato se ha visto algo reducido desde el año 2012, sobre todo, en este caso para los empleados con contrato indefinido (ver Figura 2).

Figura 2: Transiciones trimestrales desde el Empleo Temporal (izda.) y el Empleo Indefinido (dcha.) al Desempleo como porcentaje del stock de empleados de cada tipo en el trimestre anterior (EPA Flujos, INE)



² Jansen et al (2016) describen de manera mucho más detallada estas transiciones desde el desempleo al empleo con la Encuesta de Población Activa, encontrando diferencias muy acusadas entre parados de corta y de larga duración especialmente debidas a diferencias en la edad y en la cualificación, así como entre sectores, donde destaca el caso de la construcción.

La pregunta fundamental, no obstante, es si la reforma laboral ha contribuido de forma significativa a este cambio en la tendencia en las series de afiliación y flujos o si, por el contrario, fueron otros factores los que, al animar el crecimiento económico del país, lograron este importante cambio de tendencia observado desde el año 2013. Como se decía en García Pérez y Jansen (2015), la única manera de aportar rigor a este debate es a través de una evaluación rigurosa en base a técnicas que permitan la identificación de efectos causales atribuibles de forma inequívoca a la reforma. En este trabajo se propone avanzar en este sentido, tratando de contestar la siguiente pregunta: ¿Cuál habría sido y estaría siendo el comportamiento actual de estas series si la reforma no se hubiera adoptado?

En el verano de 2013 el Gobierno publicó un primer informe de evaluación de la reforma laboral (MEySS, 2013) y unos meses después la OCDE publicó su propio informe de evaluación (OCDE, 2014). Los resultados de este último informe apuntan a que la reforma podría haber contribuido a un aumento de tres puntos en la proporción de empleos permanentes en las nuevas contrataciones a la vez que aporta evidencia de que los incentivos a las medidas de flexibilidad interna dentro de las empresas han contribuido sobre todo a salvar los puestos de trabajo de los trabajadores con contratos temporales. Sin embargo, este informe solo utiliza datos de unos meses tras la aprobación de la reforma para evaluar su impacto en el mercado de trabajo. Estos meses, además eran meses de recesión por lo que puede que sus resultados estén afectados por el contexto económico de los meses usados para su obtención. Parece, por tanto, del todo procedente realizar ahora una evaluación causal de la reforma en base a la información sobre lo ocurrido en este periodo de tiempo más largo que incorpora, como se indicaba antes, tanto meses de recesión como meses de fuerte crecimiento económico. Este último aspecto es importante porque los efectos de reformas en el mercado laboral suelen producirse gradualmente y el efecto potencial de este tipo de reformas suele manifestarse solo de manera plena en periodos de crecimiento.

La reforma laboral de 2012 incluía numerosas medidas y cambios en importantes y diversas instituciones laborales. Sin embargo, el presente informe se centrará en los efectos que los cambios en las reglas de contratación y despido pueden haber tenido en estas dos decisiones empresariales. Por tanto, lo que se presenta en este informe no es una evaluación general del impacto de la reforma laboral sobre el mercado de trabajo en general sino sobre dos de sus principales magnitudes: las transiciones desde el desempleo al empleo o tasas de contratación y las transiciones desde el empleo al desempleo o tasas de despido.³

La estimación de modelos de duración para las tasas de salida del desempleo al empleo y del empleo al desempleo son un buen primer paso para ver si la reforma laboral de febrero de 2012 ha conseguido mejorar las probabilidades de obtener un empleo (estable) en el caso de los desempleados o ha ayudado a mantener el empleo en el caso de los ocupados. Asimismo, la estimación de la tasa de salida del empleo al desempleo también arrojará luz

³ Es importante tener en cuenta que la reforma también tendrá impacto sobre el resto de magnitudes laborales no estudiadas en este informe. Esto es especialmente cierto de las medidas que afectan a la fijación de salarios y jornada y a otras dimensiones de flexibilidad interna no analizadas aquí.

sobre el impacto que las importantes modificaciones contenidas en la Reforma Laboral relativas a las reglas de despido puedan haber tenido sobre las decisiones empresariales en este sentido.

Estas estimaciones, ya realizadas en OCDE (2014) para los primeros meses de aplicación de la reforma y definidas realmente para el colectivo de trabajadores no empleados (potencialmente desempleados o inactivos, por tanto), deben incluir controles por las características de los trabajadores así como efectos fijos de sector y de provincia y una buena especificación para la evolución cíclica de la economía que ayude a aislar el efecto causal del cambio introducido en el momento de implementación de la medida a analizar. Esta metodología está especialmente diseñada para evaluar qué colectivos se han beneficiado más de la reforma, permitiendo así también la comparación entre parados de corta y de larga duración. Asimismo, puede ser utilizada para comparar empresas que están por debajo o por encima de los distintos umbrales establecidos en la reforma para recibir bonificaciones a la contratación, para firmar la nueva modalidad de contratación indefinida, el Contrato de Emprendedores, o para analizar el efecto de las subvenciones del FOGASA.⁴

El supuesto básico de identificación en este ejercicio se basa en que, condicional en las variables de control incluidas en el modelo, la salida del empleo o del desempleo de un colectivo homogéneo de individuos se comporta de manera suave a lo largo del tiempo por lo que la existencia de un cambio o discontinuidad en dicha serie puede ser atribuido a cualquier cambio exógeno ocurrido en dicho momento. La metodología a emplear será por tanto un diseño de discontinuidad o “discontinuity design” similar al descrito en Hahn et al. (2001). Concretamente, en este ejercicio atribuiremos el cambio que se pueda identificar en torno a febrero del año 2012 al efecto de la reforma laboral aprobada en ese momento (aunque dicho efecto también puede ser atribuido al Acuerdo sobre Empleo y Negociación Colectiva firmado un mes antes por los agentes sociales).⁵ Para aislar adecuadamente el efecto de la reforma de cualquier efecto cíclico o estacional, lo que es clave para la validez del supuesto de identificación empleado, el modelo econométrico a estimar tratará de controlar lo más precisamente posible por la evolución cíclica y estacional de la economía. Para ello, además de incorporar variables cíclicas con variación nacional y provincial, se incluirá un polinomio en la tendencia temporal de la serie a estudiar, introduciendo además la posibilidad de que los coeficientes de este polinomio sean distintos antes y después del momento de aprobación de la reforma.

En cualquier caso, la estrategia de identificación aquí seguida no permite distinguir el efecto de cada disposición implementada por la reforma, sino sólo el efecto general de todas ellas sobre los flujos entre empleo y desempleo. No obstante, sí que hay dos disposiciones

⁴ También pueden utilizarse para evaluar el efecto del aumento en el límite de edad de 25 a 30 años para la firma de Contratos de Formación.

⁵ Sin embargo, parece poco probable que este acuerdo tuviera un efecto inmediato importante en las entradas y salidas del desempleo, ya que el acuerdo era sólo una guía para empresas y sindicatos que se refería sobre todo a las condiciones salariales y las medidas de flexibilidad interna dentro de las empresas.

contenidas en la reforma que tienen sin duda un efecto diferencial en las empresas por encima y por debajo de un umbral determinado de tamaño: en primero lugar, el contrato de emprendedores, disponible para las empresas con no más de 50 trabajadores y, en segundo lugar, la bonificación de 8 días por año trabajado en caso de despido procedente para empresas con menos de 25 empleados. El modelo a estimar sí que puede identificar causalmente el efecto de estas medidas sobre los flujos laborales a estudiar.

Obviamente, sin embargo, una mala especificación del modelo empírico podría llevar a identificar un cambio discontinuo en el rendimiento en torno a la fecha de una reforma, incluso cuando este cambio se hubiera producido antes o después de la misma (y que por lo tanto no se puede atribuir a él). Para validar el modelo empírico, por lo tanto, se realizarán distintas pruebas de efecto placebo que tratan de "anticipar" la fecha del cambio en las series a analizar a distintos meses anteriores a la reforma como por ejemplo diciembre, septiembre, junio o marzo de 2011.

Nuestros resultados indican que la reforma laboral de 2012 parece haber animado la salida del desempleo hacia un empleo indefinido tanto en términos absolutos como relativos frente a la alternativa del contrato temporal. Como resultado, el mercado laboral español está mostrando algunos signos de mayor dinamismo y de menor dualismo en la contratación. Nuestro análisis confirma que, como se obtuvo en OCDE (2014), la reforma ha aumentado la probabilidad de salir del desempleo al empleo indefinido en un 51.3 % haciendo que esta tasa de transición mensual aumente de un 1,7% a un 2.6%, en promedio, durante los primeros doce meses en el desempleo.⁶ No obstante, debido a que la salida al empleo temporal no ha variado significativamente y sigue siendo, con diferencia, la opción más probable (11.8% en media para los doce primeros meses de desempleo), el efecto agregado de este aumento en la transición al empleo indefinido sobre el stock de trabajadores con contrato indefinido no es muy relevante a corto plazo.

Por otra parte, el efecto de la reforma sobre las transiciones desde el empleo indefinido al desempleo no es muy significativo aunque, cuando lo es, muestra el esperado signo negativo. Por el contrario, encontramos evidencia de una reducción de entorno al 11% en la tasa de despido para trabajadores temporales, posiblemente como resultado de la aplicación de medidas de flexibilidad interna como alternativa a la terminación del contrato. Sin embargo estas medidas parecen no haber tenido efecto sobre los trabajadores con contrato indefinido. Aunque es necesario un análisis más detallado sobre este asunto, parece que su efecto haya quedado compensado con el mayor incentivo al despido que puede haber supuesto la bajada en las indemnizaciones por despido improcedente para dichos contratos también aprobados en esta reforma. En definitiva, nuestros resultados apuntan a un efecto positivo pero pequeño de la reforma en términos de reducción de la extrema dualidad laboral del mercado de trabajo español ya que todavía la salida del desempleo al empleo temporal es casi cinco veces más

⁶ El efecto es también positivo y significativo para parados de mayor duración pero por ser la tasa de salida del desempleo a esas duraciones muy reducida la discusión se centra aquí en parados de menos de 12 meses. En la sección 4 se analiza también el efecto de la reforma sobre los parados de larga duración.

probable que al empleo indefinido (11.8% frente a 2.6%), lo que indica que será necesario un mayor esfuerzo para reducir de manera sustancial dicha dualidad de cara a conseguir un mercado más eficiente y con mayores tasas de crecimiento de la productividad.

La estructura de lo que sigue es la siguiente. Tras una descripción breve de los cambios introducidos en la Reforma 2012 en materia de contratación y despido, se presenta la metodología econométrica utilizada en este informe para pasar en las secciones 4 y 5 a presentar los principales resultados de las estimaciones realizadas tanto para la probabilidad de salir del desempleo como para la tasa de despido. La sección final recoge las principales conclusiones de este trabajo.

2. REFORMA 2012: CAMBIOS EN LA CONTRATACIÓN Y EL DESPIDO

La Reforma Laboral aprobada en febrero de 2012 mediante el RDL 3/2012 y posteriormente ratificada en julio mediante la Ley 3/2012 fijó como uno de sus principales objetivos el avance en la "flexiseguridad", desarrollando para ello diversas medidas que buscan el equilibrio entre la flexibilidad interna y la externa; entre la regulación de la contratación indefinida y la temporal y entre la movilidad interna en la empresa y la de los mecanismos extintivos del contrato de trabajo. En este último punto, la ley apunta al problema de la dualidad laboral, asegurando que ésta es "consecuencia, en buena medida, de un sistema de instituciones laborales inadecuado". Por todo ello articula una serie de instrumentos concretos que reforman dichas instituciones y que se estructuran en cuatro grandes grupos que abordan medidas relativas a la intermediación laboral y a la formación profesional (capítulo I); al fomento de la contratación indefinida y otras formas de trabajo (capítulo II); incentivos a la flexibilidad interna en la empresa como medida alternativa a la destrucción de empleo (capítulo III); y, finalmente, a la reducción de la dualidad laboral, con medidas que afectan principalmente a la extinción de contratos de trabajo (capítulo IV).

En lo que sigue, y siguiendo la descripción hecha en García Pérez y Jansen (2015) se resumen las principales medidas concretas adoptadas en la Ley y que afectan a dos aspectos que son los estudiados en el ejercicio de evaluación que contiene este informe: Contratación y Despido.

2.1. CAMBIOS EN LAS REGLAS DE CONTRATACIÓN

- Se introduce una nueva modalidad contractual, el Contrato Indefinido de Apoyo a los Emprendedores, para empresas de menos de 50 trabajadores y con un periodo inicial de prueba de un año. Este contrato tiene los mismos costes de despido que el resto de contratos indefinidos pero lleva aparejados importantes incentivos en materia fiscal y de bonificaciones a la Seguridad Social.

- Prohibición de encadenar contratos temporales más allá de 24 meses y elevación del coste de despido de dichos contratos hasta 12 días (a partir de 2015).

- Fomento del trabajo a tiempo parcial y regulación del teletrabajo, permitiendo la realización de horas extraordinarias de una manera más flexible en los contratos a tiempo parcial,⁷ e incluyendo las mismas en la base de cotización por contingencias comunes.

2.2. CAMBIOS EN LAS REGLAS DE DESPIDO

Además de las medidas de flexibilidad interna introducidas en la reforma y que básicamente consistieron en la mayor capacidad otorgada a las empresas para modificar unilateralmente las condiciones de trabajo de sus trabajadores (ver García Pérez y Jansen, 2015 para un mayor detalle), las principales medidas introducidas para modificar las reglas de despido son:

- Generalización de la indemnización de 33 días por año de servicio con un máximo de 24 mensualidades en las indemnizaciones por despido improcedente.⁸

- Eliminación del denominado "despido exprés" por el cual el empresario podía despedir sin necesidad de juicio siempre que depositara en el juzgado el importe de la indemnización por despido improcedente y el trabajador aceptara dicha indemnización en el plazo de 48 horas.

- Eliminación del pago de salarios de tramitación mientras el despido está siendo considerado judicialmente.

- Modificación de los subsidios al despido introducidos en la Reforma de 2010 para que queden solo para los despidos clasificados como procedentes en empresas de menos de 25 trabajadores. En estos casos, el Fondo de Garantía Salarial (FOGASA) abonará al trabajador una parte de la indemnización en cantidad equivalente a ocho días de salario por año de servicio. De esta forma se equipara, en la práctica, el coste de despido para temporales e indefinidos en empresas de menos de 25 trabajadores.⁹

- Introducción en la ley de nuevos criterios para la valoración de las causas económicas, técnicas, organizativas y productivas del despido, de cara a hacerlas más objetivas. Concretamente se permitió clasificar un despido como procedente cuando la empresa acredite que su nivel de ingresos (ventas) ha disminuido en términos interanuales durante al menos tres trimestres consecutivos.

- Supresión de la autorización administrativa en los despidos colectivos.

⁷ Esta medida ha sido eliminada en enero de 2014.

⁸ La reforma del año 2010 ya extendió dicha cuantía para la mayoría de nuevos contratos indefinidos firmados a partir de esa fecha, frente a la de 45 días por año trabajado existente hasta entonces, pero esta reforma de 2012 aprueba la aplicación de los 33 días tanto para todos los contratos indefinidos de nueva creación como para los ya en curso a esa fecha.

⁹ Estos subsidios fueron eliminados totalmente a partir de enero de 2014.

- Refuerzo de elementos sociales en los despidos colectivos, que tendrán que ser pactados en convenio colectivo o durante el periodo de consultas para determinados trabajadores (mayores, con discapacidad, etc.). Así, por ejemplo, las empresas que adopten un despido que afecte a más de 50 trabajadores deberán ofrecer un plan de recolocación.

- Nulidad del despido por errores de forma en los despidos colectivos. Estos errores se materializan, según el artículo 23.5 de la Ley 3/2012 en la no realización del periodo de consultas, la falta de entrega de la documentación prevista en el artículo 51.2 del Estatuto de los Trabajadores o la falta de seguimiento del procedimiento establecido en el artículo 51.7 del mismo texto legal.

- Además, se reduce la brecha en los costes de despido entre contratos indefinidos y temporales al continuar con la medida adoptada ya en la reforma de 2010 consistente en aumentar gradualmente desde los 8 a los 12 días por año trabajado (a razón de un día por año entre 2011 y 2015) la indemnización por despido en los contratos temporales.

3. MODELO EMPÍRICO Y TÉCNICAS ECONOMETRICAS

Las transiciones entre el desempleo y el empleo se analizan utilizando la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL) que contiene la vida laboral completa de más de un millón de afiliados a la Seguridad Social. La MCVL contiene información sobre una muestra aleatoria de en torno al 4% de las personas inscritas en la Seguridad Social y es, por tanto, representativa de toda la población que tenía una relación con la Seguridad Social en un año determinado.¹⁰ Para el análisis de las transiciones entre el empleo y el desempleo, haciendo uso de estos datos, y tal y como se hace entre otros en Sueyoshi (1995), Jenkins (1995), García Pérez (1997), Bover, Arellano y Bentolila (2001) o García Pérez y Muñoz Bullón (2001), estimaremos las tasas de salida del desempleo al empleo, o tasa de contratación, y la tasa de salida del empleo al desempleo, o tasa de despido, mediante un modelo de duración para datos discretos o agrupados. En lo que sigue, se explica este modelo particularizado para la tasa de salida del desempleo al empleo pero todo lo que sigue es válido también para la otra tasa de salida estimada.

Consideremos que el número de meses transcurridos entre la entrada y la salida del desempleo, en adelante T , es una variable aleatoria discreta sujeta a censura por la derecha, esto es, puede haber desempleados a los que se les observa entrar pero no salir del desempleo (por seguir en el mismo estado en el momento de extracción de la MCVL) además de parados que encuentran empleo en el momento $T = t$.

¹⁰ Esta base de datos, no obstante, no tiene información sobre si el individuo no empleado está realmente buscando empleo o no por lo que su situación laboral cuando no está trabajando es realmente la de “no empleado”, no pudiéndose por tanto distinguirse la situación de desempleado de la inactivo. En lo que sigue del texto, no obstante y por centrar el análisis en la muestra de trabajadores de entre 16 y 64 años que por lo general muestran tasas de participación laboral muy altas en España se usará la palabra “desempleado” para referirnos a la situación observada de “no empleado”.

Por otro lado, sea C el número de períodos que como máximo observamos desempleado a un individuo. En este caso hemos supuesto que dicho periodo es como máximo 36 meses es decir, que vamos a analizar la salida del desempleo solamente durante los primeros 36 meses de estancia en el mismo. El resto de observaciones con una duración superior están incluidas en la muestra de estimación pero solo se usan para estimar la salida del desempleo en los primeros 36 meses.¹¹ Dado el problema de censura, anteriormente apuntado, sólo podemos conocer la duración T , si se verifica que $T < C$.

Definamos la función de riesgo o tasa de salida discreta (*hazard function*) como:

$$\varphi(t) = P(T = t | T \geq t, C > t),$$

es decir, $\varphi(t)$ es una función que mide la probabilidad de estar desempleado exactamente t meses, para aquellos que han estado al menos t meses desempleados.

Supondremos que las duraciones están condicionadas por una serie de características individuales –genero, nacionalidad, edad, nivel de formación, cualificación, sector productivo en el anterior puesto de trabajo, cobro de prestaciones por desempleo, tiempo total que el individuo ha estado empleado, número de veces que se ha estado desempleado en el pasado, etc. - y por una serie de factores del entorno económico (evolución del nivel de afiliación en la provincia y tasa de paro nacional) todas ellas estrictamente exógenas que denotaremos por $x(t)$. Normalmente, para parametrizar el modelo se utiliza una función logística, por lo que el modelo se puede expresar como:

$$\varphi(t, x(t)) = P(T = t | T \geq t, C > t, x(t)) = F(\theta_0(t) + \theta_1(t)x(t))$$

donde F denota la función de distribución acumulada de una variable aleatoria logística y en la que $\theta_0(t)$ es un polinomio en el logaritmo de la duración (*Indur*) que trata de capturar la dependencia aditiva de la duración de la tasa de salida. Por último, $\theta_1(t)$ refleja la interdependencia entre la duración y el resto de variables explicativas, esto es, vamos a permitir que el efecto de algunas variables explicativas, como por ejemplo el hecho de cobrar prestaciones por desempleo, no sea constante en la duración del desempleo sino que pueda ser distinto para parados de corta y de larga duración.

Un modelo de duración discreto puede considerarse como una secuencia de modelos de elección binaria sobre las submuestras conformadas por los supervivientes en cada duración – los que permanecen en situación de desempleo hasta esa duración-, por lo que el método de estimación puede considerarse como la maximización de las funciones de verosimilitud logarítmicas de diferentes *logit* definidos sólo sobre los supervivientes para cada duración pero con restricciones de igualdad entre dos distintos parámetros. Así pues, la técnica de

¹¹ En el caso de la salida del empleo al desempleo, la duración máxima es de 42 meses.

estimación empleada consiste en expandir cada episodio de desempleo observado para los meses en los que el individuo está desempleado (ver Jenkins, 1995 ó Sueyoshi, 1995).

Finalmente, si el posible destino de una salida del desempleo (o del empleo) no es único, sino que hay varios destinos potenciales a donde salir cuando se abandona el desempleo, tendremos un modelo de riesgos en competencia o “competing risks”. En este caso, el modelo a estimar se convierte en un *multinomial logit* donde existirán distintos destinos potenciales cuando se sale del desempleo. Así, por ejemplo, en alguno de los modelos estimados aquí se distinguirá entre la salida del desempleo al empleo temporal y al empleo permanente pero en otros se ampliará el número de destinos para considerar no solo el tipo de contrato sino el tamaño de la empresa contratante. Así, por ejemplo, se analizará la salida al empleo temporal en empresas de más o de menos de 50 trabajadores y la salida al empleo indefinido en ambas tipos de empresas, esto es, en total cuatro destinos potenciales. Por otro lado, en la salida desde el empleo se distinguirán dos destinos potenciales: el desempleo y un nuevo empleo sin pasar por el desempleo, lo que se conoce como “job-to-job movements”. En este caso, se considerará que el trabajador cambia de empleo sin pasar por el desempleo cuando el periodo de interrupción entre una relación laboral y otra sea inferior a 15 días. Consecuentemente, se considerará que el individuo pasa al desempleo cuando esté no empleado durante más de 15 días. En lo que sigue, cuando hablemos de tasas de salida del desempleo solo se tendrán en cuenta, por tanto, las duraciones en el estado de no empleo superiores a 15 días.¹²

Adicionalmente, se ha procedido (como en García Pérez, 2008) a unir en un único registro de empleo aquéllos distintos registros de empleo que se producen en la misma empresa y que tienen entre sí una interrupción de menos de 15 días por considerarse que dicha interrupción es debida a causas que no suponen un episodio real de desempleo (cambio de contrato, vacaciones no remuneradas, etc.). Tampoco se van a considerar en lo que sigue los episodios de desempleo que se producen tras un empleo en un régimen de la Seguridad Social que no es el General ya que, además de no dar lugar en la mayoría de las veces a derecho a cobrar prestaciones por desempleo, no tienen información sobre el grupo de tarifa o cualificación requerida del puesto ocupado en el anterior empleo.

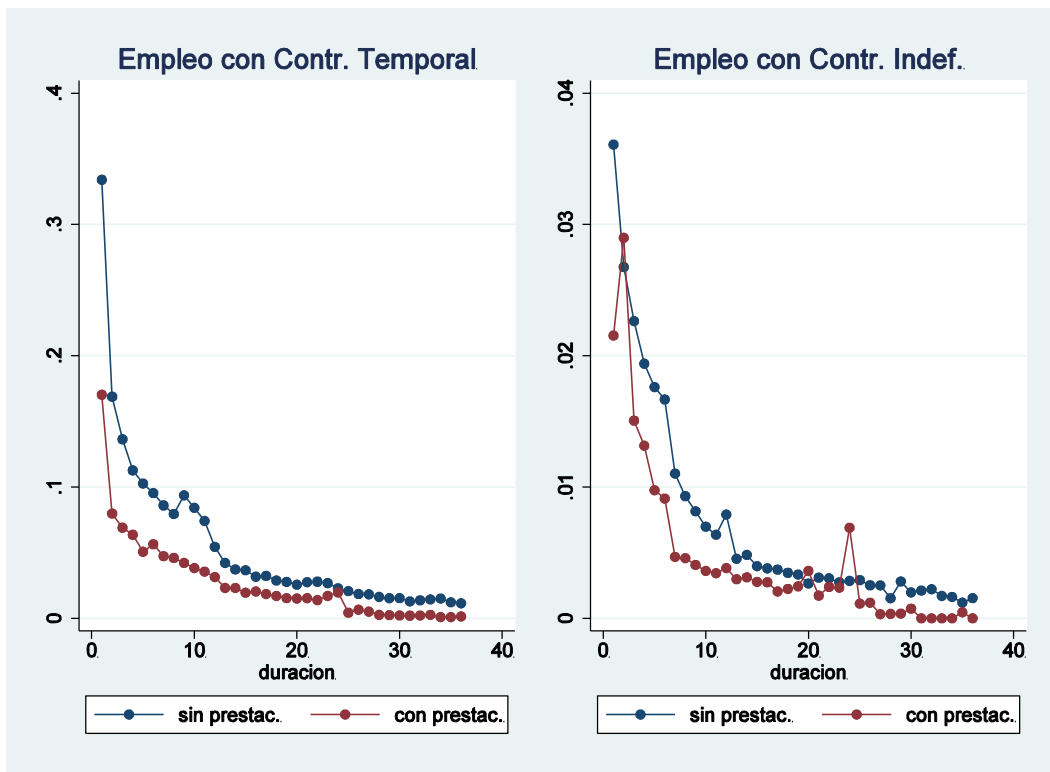
Dadas estas restricciones, las muestras de estimación que se usan en las siguientes dos secciones de resultados parten de la muestra de trabajadores incluidos en alguna de las olas de la Muestra Continua de Vidas Laborales (MCVL) de los años 2006 a 2014. Por tanto, cualquier individuo de la MCVL que haya cotizado al menos un día (ya sea como empleado o como receptor de alguna prestación contributiva o asistencial) entre los años 2006 y 2014 está incluido en nuestra muestra de estimación. Las únicas restricciones aplicadas a estas

¹² Adicionalmente se podría considerar si esta transición directa entre empleos se realiza o no dentro de la misma empresa. En nuestra muestra de estimación este hecho ocurre con cierta frecuencia pero la interrupción entre empleos casi nunca es tan corta como para que podamos considerarla una transición directa entre empleos (menos de 15 días). Por eso, para no tener demasiados destinos alternativos (en alguno de los modelos a estimar ya tenemos 6 destinos) se ha optado por no analizar estas transiciones dejando este importante tema para investigación futura.

muestras es la inclusión de los trabajadores considerados en el Régimen General de la Seguridad Social y el contar con una edad comprendida entre los 16 y los 64 años, ambos inclusive. La muestra final de estimación estará compuesta de 196.585 individuos para los que observamos 362.957 episodios de desempleo, 79.53% de los cuales son episodios completos (esto es, terminan antes del mes 36 de desempleo) y 341.642 episodios de empleo, 68.42% de los cuales son episodios completos (terminan antes del mes 42 de empleo). Para estos últimos, tenemos 97.708 episodios de empleos indefinidos, cuya duración media (para los episodios completos) es de 13,7 meses. El resto son empleos temporales cuya duración media, cuando se observan transitar al desempleo o a otro empleo, es de 6.7 meses.¹³

Las tasas de salida empíricas analizadas en este informe, y estimadas no paramétricamente usando la metodología de Kaplan-Meier (ver Lancaster, 1990) se presentan en la Figura 3, donde además se muestra el impacto no paramétrico de cobrar prestaciones por desempleo. Como es tradicional en la literatura de búsqueda de empleo (ver, por ejemplo, Meyer, 1990), el impacto de cobrar prestaciones por desempleo en la tasa de salida del desempleo es muy negativo tanto hacia el empleo indefinido como, sobre todo, en la salida hacia el empleo temporal.

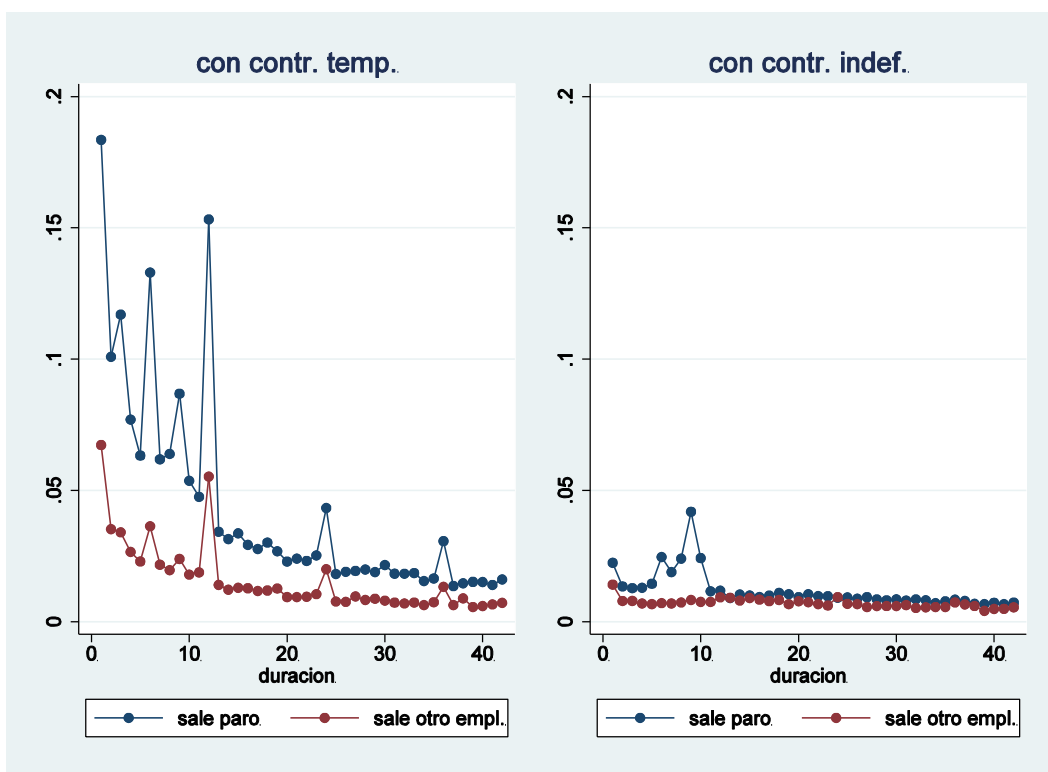
Figura 3: Tasas Empíricas de Salida del Desempleo al Empleo



¹³ La estadística descriptiva de la muestra de estimación está a disposición del lector interesado pero no se muestra en ninguna tabla por la ya excesiva longitud del texto. En cualquier caso, la muestra de estimación es similar a la usada por el autor en otros trabajos con la MCVL (véase, por ejemplo, García Pérez y Rebollo, 2015)

Finalmente, la tasa de salida del empleo temporal e indefinido al desempleo o a otro empleo se presenta en la Figura 4, donde como ya se apuntaba antes en la Figura 2, se observa como es mucho más importante la inestabilidad laboral que sufren los trabajadores con empleo temporal que los que tienen un empleo con contrato indefinido.

Figura 4: Tasas Empíricas de Salida del Empleo



4. RESULTADOS PARA LA SALIDA DEL DESEMPLEO AL EMPLEO

En lo que sigue se presentan los resultados de estimar la tasa de salida del desempleo a cualquier empleo, en primer lugar, y distinguiendo entre la salida al empleo temporal y al empleo indefinido, en un segundo modelo. Seguidamente se presentarán modelos complementarios a estos dos donde se permite que la salida al empleo temporal o indefinido sea distinta en función del tamaño de la empresa que contrate al desempleado. Para ello, consideraremos como valores críticos los tamaños 25 y 50 trabajadores por ser estos los que, tal y como se explicó en la Sección 2, determinan el acceso a subvenciones del FOGASA (25 trabajadores) y la posibilidad de firmar el nuevo Contrato de Emprendedores (50 trabajadores).

La Tabla 1 en el Anexo muestra el valor de los coeficientes estimados para los dos primeros modelos. La especificación de la tasa de salida del desempleo incluye como es común en

estos modelos una especificación polinómica para la dependencia de la duración del desempleo. Así la dependencia de la duración de esta tasa de salida se recoge mediante un polinomio de tercer grado en el logaritmo de la duración del desempleo. Asimismo, se ha modelizado la tendencia temporal de los datos en la muestra mediante un polinomio de segundo grado con coeficientes distintos para el periodo pre y post reforma, esto es, para antes y después de febrero de 2012. Con esta especificación se pretende dar más flexibilidad al modelo de cara a estimar una posible discontinuidad en la evolución de la variable dependiente en el momento de aprobación de la reforma. Finalmente, y además de variables binarias que controlan por el mes del año en que se produce la salida del desempleo, la comunidad autónoma de residencia y el sector productivo del que viene el trabajador desempleado, los principales regresores incluidos en los modelos estimados son: género, nacionalidad, edad (los menores de 30 años están en la constante), cualificación (los de cualificación baja están en la constante), si cobra o no prestaciones por desempleo, número de episodios previos de desempleo, porcentaje del tiempo que el individuo ha estado empleado en su vida laboral, la variación interanual del total de afiliados a nivel provincial, como indicador del estado cíclico del mercado de trabajo a nivel provincial, y la tasa de variación del índice FEDEA, para captar el estado del ciclo a nivel nacional. Concretamente, el modelo a estimar tiene la siguiente especificación:

$$\Pr(U_{it} = d, L_{it} | U_{it} \geq d) = F \left[\alpha_0 + \alpha_1 \ln(U_{it}) + \alpha_2 \ln(U_{it})^2 + \alpha_3 \ln(U_{it})^3 + \alpha_4 X_{1it} + \alpha_5 X_{2it} + \alpha_6 X_{1it} * \ln(U_{it}) + \alpha_7 PrevEmpl_{it} + \gamma FEDEA_t + \beta_1 \Delta \log E_{jt} + \beta_2 \Delta \log E_{jt} * \ln(U_{it}) + \delta_0 I_{t>R} + \sum_{s=1}^N (\lambda_s + \delta_s I_{t>R}) * (t - R)^s + m_t \right]$$

donde $\ln(U_{it})$ representa el logaritmo neperiano de la duración en el desempleo para el individuo i que finaliza en el mes t , L_{it} representa el tipo de contrato al que se accede al salir del desempleo y X_1 y X_2 son dos vectores de características individuales como las descritas en el párrafo anterior, estando las primeras interaccionadas con el logaritmo de la duración para permitir efectos potencialmente distintos de estas variables en momentos distintos del episodio de desempleo. $PrevEmpl$ es el vector que recoge las características del anterior empleo así como las de la historia previa del trabajador (número de episodios de desempleo y porcentaje de tiempo empleado desde que empezó su vida laboral). La estimación del ciclo se recoge con la variación interanual del índice FEDEA de actividad económica ($FEDEA$) y con el cambio del nivel de afiliación (en logaritmos) a nivel provincial ($\Delta \log E$). R es el momento en el que se aprueba la reforma (febrero de 2012) y por tanto $I_{t>R}$ es la variable binaria que recoge el efecto de la reforma, siendo igual a 1 a partir de febrero de 2012 e igual a cero antes de dicha fecha. La tendencia de la serie analizada se especifica como un polinomio de N términos y se permite, mediante una interacción con la variable $I_{t>R}$, que dicho polinomio pueda tener coeficientes distintos después de febrero de 2012. Finalmente, m representa las variables binarias mensuales que recogen la variación estacional. Los resultados de esta estimación se presentan en la Tabla 1.

Como es habitual en este tipo de modelos (Véase Meyer, 1990, por ejemplo), la duración del desempleo disminuye significativamente la probabilidad de salir del desempleo de una manera no lineal. Por otra parte, las prestaciones por desempleo reducen fuertemente la probabilidad de re-empleo, aunque el impacto disminuye con la duración del episodio de desempleo (Véase García-Pérez y Rebollo, 2015).¹⁴ La edad tiene también un impacto importante en la probabilidad de salir del desempleo: en particular, los individuos más jóvenes tienen menos probabilidades de salir a un empleo permanente que sus colegas mayores. El nivel de cualificación tiene un impacto diferencial en la probabilidad de salir al empleo temporal o indefinido: los más cualificados salen con mayor probabilidad al empleo indefinido que los menos cualificados, que van más frecuentemente al empleo temporal. Ser inmigrante penaliza la probabilidad de salir del desempleo, en particular, hacia un empleo con contrato indefinido, y los hombres salen más rápidamente al empleo temporal que las mujeres, que tienen algo más de probabilidad de salir hacia un empleo indefinido. La especificación del impacto del ciclo económico recoge los efectos esperados a priori: el índice FEDEA de actividad económica tiene un impacto positivo y significativo en la probabilidad de salir del desempleo, así como es también muy positivo el impacto en la salida del desempleo de un mayor crecimiento del empleo a nivel provincial. Finalmente, las tendencias polinómicas de segundo orden parecen también ser muy significativas y recogen un evolución diferente de la salida del desempleo antes y después de la reforma lo que puede estar indicando que, independientemente de cómo ha evolucionado el mercado de trabajo a partir de febrero de 2012, la tendencia de las series analizadas es algo más positiva desde esa fecha.

Tal y como refleja la parte final de la Tabla 1, y queda resumido también en el cuadro 1 del texto, el impacto de la reforma laboral de febrero de 2012 sobre la transición desde el desempleo a cualquier tipo de empleo, sin distinguir entre temporal e indefinido, es positiva y significativa. El coeficiente estimado de la *dummy* que recoge la reforma es +0.0882, lo que implica que la tasa de salida del desempleo al empleo aumenta gracias a la reforma en un 9.2%, es decir, pasa de 0,095 a 0,104.¹⁵

Si distinguimos entre la salida del desempleo a un contrato temporal y a un contrato indefinido, vemos que el impacto estimado de la reforma es mayor, y solo significativo en el caso de la salida al empleo indefinido (el coeficiente estimado es 0.414 frente a 0.041 en la salida al empleo temporal). Esto quiere decir que la reforma laboral, según estos resultados, ha elevado la probabilidad de salida del desempleo al empleo indefinido en un 51.3% frente a un impacto no significativo sobre la salida al empleo temporal. Como la tasa media de salida del desempleo al empleo temporal es en nuestra muestra de un 8.15% (11.8% para los primeros 12 meses) y a un empleo indefinido de un 1.2% (1.7% en los 12 primeros meses),

¹⁴ No obstante, en nuestra estimación no se tiene en cuenta, como sí se hace en García-Pérez y Rebollo (2015) el tiempo que resta hasta el agotamiento de las prestaciones. El cambio del 60 al 50% aprobado por el Gobierno en Julio de 2012 en la tasa de reposición de las prestaciones por desempleo puede estar detrás del acusado efecto negativo que muestra esta variable en nuestras estimaciones.

¹⁵ Este cálculo se deriva de la siguiente fórmula, comúnmente denominada *odds ratio*: $[\text{Pr}(\text{después})/\text{Pr}(\text{antes})]/\text{Pr}(\text{antes})=\exp(0.0882)-1$.

esto quiere decir que la tasa media de salida del desempleo al empleo temporal en nuestra muestra no ha variado significativamente con la reforma mientras que la probabilidad de salir del desempleo al empleo indefinido ha pasado en media a ser de un 1.75% al mes (2.6% en media para los primeros 12 meses de desempleo).

Cuadro 1: Resultados de la Estimación para la Tasa de Salida del Desempleo

Salida a:	Cualquier Empleo	Contrato Temporal	Contrato Indefinido
t	-0.00747*** (0.00167)	-0.00526*** (0.00172)	-0.0238*** (0.00366)
t ²	-1.82e-05 (2.33e-05)	1.25e-05 (2.42e-05)	-0.000243*** (5.06e-05)
t $I_{I>R}$	0.0174*** (0.00354)	0.0183*** (0.00353)	0.0123 (0.00906)
t ² $I_{I>R}$	-0.000546*** (0.000102)	-0.000647*** (0.000104)	0.000155 (0.000260)
$I_{I>R}$	0.0882** (0.0345)	0.0411 (0.0365)	0.414*** (0.0736)

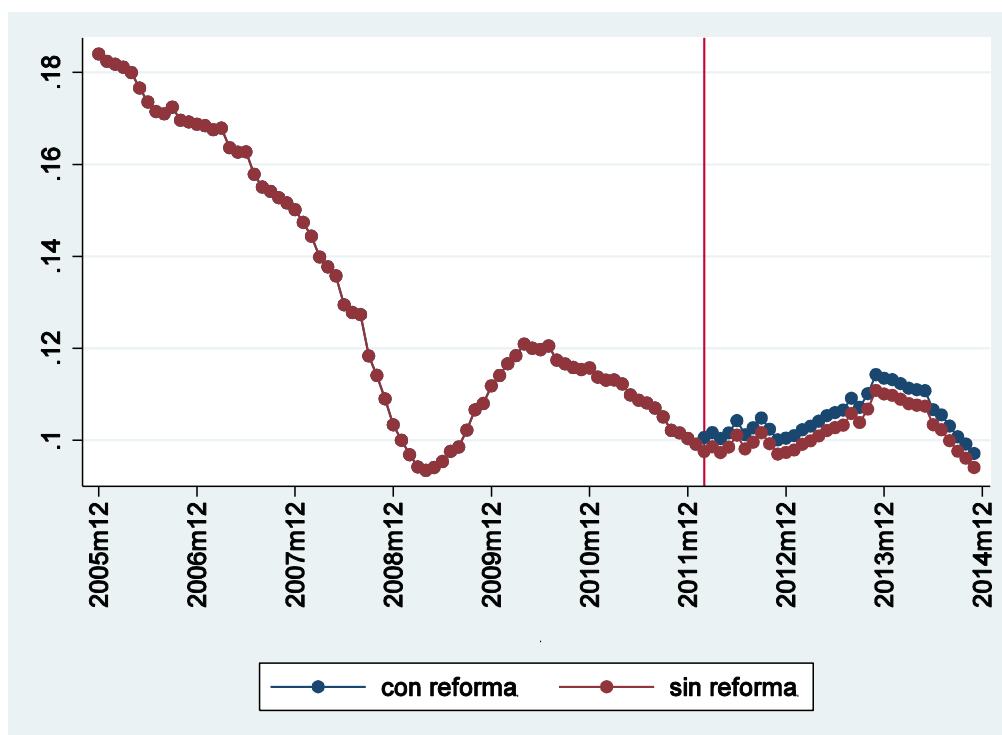
Notas: N° de observaciones: 3,099,026. Errores Estándar robustos a Heteroscedasticidad entre paréntesis.

Tal y como recoge el Cuadro 1, el comportamiento estimado de la salida del desempleo al empleo en general es muy distinto para el periodo anterior y posterior al momento de la reforma laboral, esto es, a febrero de 2012. Así, observamos que aunque la tendencia general de esta serie (independientemente de las características individuales y agregadas consideradas) es decreciente antes del año 2012, tras la introducción de la reforma la serie pasa a tener una tendencia creciente y cuadrática con derivada negativa. Algo parecido ocurre en el modelo donde se distingue por tipo de contrato en el nuevo empleo, si bien en este caso la tendencia que parece cambiar con la introducción de la reforma es la de la salida del desempleo al empleo temporal que, toma una evolución más positiva que antes de la reforma. Sin embargo, en la salida del desempleo al empleo indefinido no se estima ningún cambio en la tendencia de la serie adicional al efecto escalón ya comentado antes y que eleva esta salida en un 51.3%.

Para evaluar la evolución completa de estas series es necesario tomar en consideración, además de los coeficientes del Cuadro 1, los correspondientes al efecto del ciclo económico (tasa de variación de la afiliación a nivel provincial e índice FEDEA de actividad económica) sobre las tasas de salida estimadas. Así, las Figuras 5 y 6 muestran, respectivamente, el efecto previsto de la reforma sobre las transiciones desde el desempleo al empleo temporal y al empleo indefinido para duraciones en el desempleo iguales o inferiores a seis meses. Las series dibujadas en ambas figuras son las predicciones del modelo incluido en la Tabla 1 para los valores medios de todas las variables salvo los de la tendencia y las variables que recogen el ciclo económico (índice FEDEA y tasa de crecimiento del empleo a nivel provincial),

además de la variable que trata de recoger la discontinuidad provocada por la reforma de 2012. En estos gráficos, realizados para las tasas de salida medias en los seis primeros meses de desempleo para así captar mejor el impacto del ciclo económico, podemos comprobar claramente como el impacto de la reforma es mayor en la salida a un empleo indefinido que la que considera la salida hacia un empleo temporal. De hecho, el coeficiente que captura el impacto de la reforma sobre la salida a un empleo temporal no es significativamente distinto de cero. Tomando como valores de referencia los indicados en los párrafos anteriores, nuestro modelo predice que, mientras que antes de la reforma la salida al empleo temporal era casi 7 veces más probable que la salida al empleo indefinido, tras febrero de 2012 y, según nuestra estrategia de identificación, gracias a las medidas incluidas en la reforma laboral aprobada en ese momento, dicho ratio se ha reducido a un nivel de en torno a 4.6 veces. No obstante, es importante remarcar que la salida al empleo indefinido sigue siendo muy poco probable en el mercado de trabajo español, aun tras la aprobación de las medidas incluidas en la reforma de 2012.

FIGURA 5: Tasa predicha de salida del desempleo al empleo temporal para duraciones en el desempleo de 6 o menos meses.



Comparando con los resultados obtenidos en OCDE (2014), nuestros resultados muestran un impacto mayor de la reforma sobre la salida al empleo indefinido (0.391 frente al coeficiente

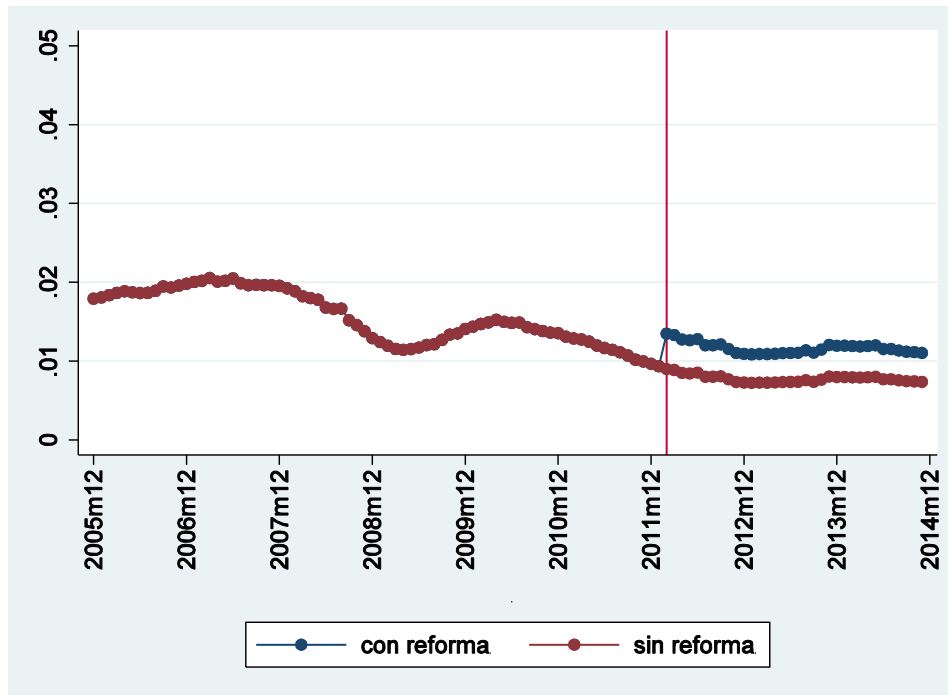
estimado antes que era igual a 0.256) y un mismo impacto no significativo de la reforma sobre la salida al empleo temporal. Aparte del distinto periodo muestral utilizado en este informe (hasta finales de 2014 aquí, frente solo hasta finales de 2012 en OCDE, 2014), la principal diferencia entre nuestro modelo y el estimado en este informe es la distinta especificación para la tendencia de las series pre y post reforma lo que permite identificar mejor el posible efecto causal de la política. De hecho, la estimación puntual de nuestro modelo con tendencia común para ambos subperiodos es casi idéntica a la señalada antes (0.265).¹⁶

Como los resultados en este tipo de modelos que tratan de captar el impacto causal de un cambio de política económica mediante la discontinuidad temporal en la serie objeto de estudio pueden ser muy dependientes de la especificación concreta de la tendencia antes y después del momento en el que se produce dicha discontinuidad, en la Tabla 2 se muestran los coeficientes estimados de la dummy de reforma para distintas especificaciones de la tendencia temporal. Además, en esta tabla se recoge también el impacto de la reforma en otras especificaciones alternativas donde se amplía el número de destinos al que se puede salir desde el desempleo. En los dos primeros paneles se recogen los coeficientes estimados en los modelos ya mostrados en la Tabla 1. El tercer panel recoge un modelo alternativo donde se permite la salida al contrato temporal o indefinido distinguiendo entre empresas de más y de menos de 50 trabajadores. El objetivo aquí es ver si el límite impuesto en la reforma para el nuevo contrato de emprendedores, solo disponible para empresas de menos de 50 trabajadores, supone un impacto diferencial en términos de salida del desempleo. Finalmente, el modelo del cuarto panel en la Tabla 2 permite la salida en competencia a seis destinos alternativos, permitiendo en este caso que las salidas sean distintas para tamaños de empresa menores a 25 trabajadores, de entre 25 y 50 trabajadores y de más de 50 trabajadores. El objetivo ahora es ver si las bonificaciones del FOGASA disponibles hasta finales del año 2013 suponen un incentivo adicional para las empresas de menos de 25 trabajadores.

En primer lugar, los resultados de la Tabla 2 reflejan la alta estabilidad de los coeficientes estimados para el impacto de la reforma independientemente de la especificación que se haga del polinomio de tendencia, tanto cuando se impone una tendencia común antes y después de la reforma como cuando se permiten diferencias entre los subperiodos anteriores y posteriores a febrero de 2012. Aunque en algunos casos, el modelo que no distingue entre empleos temporales o indefinidos estima efectos no significativos para la reforma de 2012, cuando se permite un impacto diferencial en la salida a ambos tipos de contrato, el efecto estimado sobre la salida al empleo indefinido es siempre significativo.

¹⁶ Los coeficientes estimados no son iguales porque en nuestra estimación hemos usado el índice FEDEA para controlar el estado del ciclo a nivel nacional y porque hemos decidido no usar algunos indicadores de la historia laboral previa del desempleado (por ejemplo el indicador de si el desempleado fue despedido o no de su anterior empleo) usados en OCDE (2014) por posibles problemas de endogeneidad de estos. Además, en este ejercicio se ha decidido unificar episodios consecutivos de empleo en la misma empresa con interrupciones de menos de 15 días. Esto hace que la muestra de estimación sea ligeramente distinta a la utilizada en OCDE (2014) y por eso los resultados no pueden ser exactamente los mismos a los obtenidos allí.

FIGURA 6: Tasa predicha de salida del desempleo al empleo indefinido para duraciones en el desempleo de 6 o menos meses.



Por otra parte, en el tercer panel de la Tabla 2 podemos comprobar como el impacto de la reforma laboral de 2012 es más relevante entre las empresas de menos de 50 trabajadores. Centrándonos en nuestra especificación preferida, la mostrada en la Tabla 1 con un polinomio cuadrático y distinto para los dos subperiodos pre y post reforma, el coeficiente estimado para la salida al empleo temporal es no significativo en ambos tipos de empresa pero para la salida hacia el empleo indefinido el coeficiente estimado para empresas de menos de 50 trabajadores es más del doble del estimado para empresas de tamaño superior a ese (0.609 frente a 0.183). Estos resultados parecen estar recogiendo que son las empresas de menos de 50 trabajadores, por tanto aquellas que pueden acceder a las subvenciones y bonificaciones asociadas al nuevo contrato de emprendedores, las que más se están animando a ofrecer contratos indefinidos tras la aprobación de la reforma. Un ejercicio adicional que confirma esta conclusión y consistente en comparar la salida del desempleo al empleo indefinido en torno a este límite de los 50 trabajadores indica que para empresas de entre 40 y 50 trabajadores el coeficiente estimado es +0.392 mientras que para empresas muy similares pero de entre 51 y 60 trabajadores el coeficiente no es significativo.

Finalmente, el modelo recogido en el último panel de la Tabla 2 nos muestra que son las empresas de menos de 25 trabajadores las que más están contratando desempleados en base a un contrato indefinido tras la introducción de la reforma (+0.650 frente a 0.407 para empresas de entre 26 y 50 trabajadores y 0.183 para empresas de más de 50 trabajadores). Este resultado es especialmente llamativo ya que son las empresas de tamaño inferior a 25 trabajadores las que, como se explicaba en la Sección 2, tienen un mayor incentivo a firmar contratos indefinidos ya que, en caso de despido posterior, los costes de indemnización, con la bonificación del FOGASA disponible hasta finales de 2013, son prácticamente iguales a los de un contrato temporal. De hecho, si de nuevo ajustamos aún más el margen de tamaño para comparar salidas a empresas muy similares en tamaño pero ligeramente por encima o por debajo de este límite de 25 trabajadores obtenemos resultados muy clarificadores que indican que este margen es importante para la salida hacia el empleo indefinido. Comparando empresas de entre 20 y 25 trabajadores con empresas de entre 26 y 30, el coeficiente estimado para la salida al empleo indefinido es +0.677 frente a +0.393, siendo esta diferencia solo significativa para el periodo en que las bonificaciones del FOGASA estuvieron disponibles, esto es, hasta finales de 2013.

La Tabla 3 muestra los resultados de la estimación general recogida en la Tabla 1 pero para distintos colectivos de la población analizada. Así, por ejemplo, podemos observar en dicha tabla como el impacto de la reforma parece haber sido algo mayor para hombres que para mujeres y también bastante mayor para menores de 30 años que para mayores de dicha edad. Especialmente intenso es el impacto estimado de la reforma laboral en la tasa de salida del desempleo al empleo indefinido entre los jóvenes. Así, por ejemplo, el coeficiente estimado para la salida al empleo indefinido de estos trabajadores es de 0.634 frente a 0.314 en el resto de trabajadores. Esto quiere decir que, si computamos el ratio de probabilidad estimado para estos casos, la salida al empleo indefinido para los jóvenes ha crecido en casi un 88.5% frente a un crecimiento estimado del 36.9% en el caso de mayores de 30 años. Como esta salida al empleo indefinido entre los jóvenes está, en media, en torno al 1.1% mensual, nuestra estimación está indicando que dicha tasa puede haberse elevado gracias a la reforma a niveles de entorno al 2.07%.

Un ejercicio distinto es el que se presenta en la Tabla 4 donde se muestran los resultados cuando el modelo se estima por separado para parados de corta y de larga duración. Concretamente, se estima el modelo por separado para duraciones en el desempleo menores o iguales y mayores a 12 meses. Aunque a nivel agregado, para toda la población, se observan pocas diferencias en el impacto de la reforma sobre parados de corta o de larga duración (los coeficientes estimados para el impacto de la reforma son similares en magnitud aunque no en significatividad), los impactos tienden a ser más significativos para parados de corta duración. Cuando distinguimos adicionalmente por el género o la edad del desempleado, emergen algunas diferencias interesantes. Así, parece que la reforma ha tenido un impacto más positivo para mujeres paradas de larga duración que para hombres en esta situación: la salida al empleo indefinido es mayor para aquéllas (0.825) que para estos (0.212). Los jóvenes, sin

embargo, siguen mostrando un mayor impacto positivo de la reforma, tanto si son parados de corta duración (0.612) como si lo son por más de 12 meses (0.660).

Parece que el impacto de la reforma no tuvo lugar de manera inmediata: el coeficiente estimado sobre la salida del desempleo al empleo indefinido usando sólo datos de un año después de la reforma es algo más pequeño (0.397) que cuando se utilizan datos de hasta dos (0.439) o tres años (0.414) después de la reforma (ver Tabla 5). En cualquier caso, las diferencias no son demasiado significativas. La primera columna de esta tabla también nos sirve para comparar nuestros resultados con los obtenidos en OCDE (2014). En este informe se usaban solo datos para el año 2012 y se obtenía que el efecto de la reforma en la transición al empleo indefinido era positivo y significativo, con un coeficiente estimado en esta transición de +0.256. Comparando con la primera columna de la Tabla 5, vemos como ahora con los mismos datos nuestro coeficiente estimado es algo superior (+0.397). Esta diferencia debe provenir de los cambios en la base de datos que se han llevado a cabo en nuestra estimación y que, como se indicaba en el apartado 3, han consistido en la unión de episodios de empleo con interrupciones inferiores a 15 días así como a la no consideración de variables explicativas con posibles problemas de endogeneidad. En cualquier caso, nuestros resultados van en la misma dirección que los obtenidos en OCDE (2014) y contienen, en nuestra opinión, un mayor grado de fiabilidad por la mayor muestra de estimación considerada y por los ejercicios de robustez realizados.

Finalmente, la Tabla 6 recoge los resultados de distintas estimaciones con efectos placebo que tratan de "anticipar" la fecha del cambio en las series a analizar a noviembre, agosto, mayo y febrero de 2011 y a noviembre y agosto de 2010. Como se puede comprobar en dicha tabla, solo cuando anticipamos las fechas unos meses antes de la real el efecto en la salida del desempleo es algo significativo aunque menor en valor absoluto al encontrado cuando consideramos el cambio verdadero acaecido en febrero de 2012. Si anticipamos el efecto de la reforma al menos 12 meses, el efecto ya nunca es significativo y si lo es, el efecto aparece con signo contrario al encontrado en nuestro ejercicio de evaluación por lo que podemos concluir que, con alta seguridad, el efecto de la discontinuidad de febrero de 2012 es el único que identifica el verdadero efecto de la reforma.

5. RESULTADOS PARA LA SALIDA DEL EMPLEO AL DESEMPLEO

La reforma laboral también puede haber afectado a los patrones de despido de las empresas españolas ya que, como se indicó en la Sección 2, dicha reforma ha cambiado tanto las reglas de despido en España como las alternativas al mismo que tienen disponibles las empresas desde febrero de 2012, al haber introducido formas alternativas de ajuste de plantillas en las mismas. De manera complementaria, por tanto, a las estimaciones de la tasa de salida del desempleo ya analizadas, en lo que sigue se muestran los principales resultados de la estimación de sendos modelos para la probabilidad de salir del empleo al desempleo para

trabajadores con contrato temporal o con contrato indefinido. Asimismo, también se analizará si alternativamente al despido, también la reforma puede estar afectando a otros destinos alternativos vía movimientos a nuevos empleos sin pasar por el desempleo. En este último caso, conocido en la literatura como *job-to-job*, vamos a permitir también la posibilidad de que dicha transición entre empleos se haga a un nuevo empleo con contrato temporal o a un empleo con contrato indefinido.

La especificación de estas tasas de salida del empleo sigue la siguiente expresión:

$$\Pr(J_{it} = d | J_{it} \geq d) = F \left[\alpha_0 + \alpha_1 \ln(J_{it}) + \alpha_2 \ln(J_{it})^2 + \alpha_3 \ln(J_{it})^3 + \alpha_4 X_{1it} + \alpha_5 X_{2it} + \alpha_6 X_{1it} * \ln(J_{it}) + \alpha_6 \text{ContractDur}_{it} + \gamma \text{FEDEA}_t + \beta_1 \Delta \log E_{jt} + \beta_2 \Delta \log E_{jt} * \ln(J_{it}) + \delta_0 I_{t>R} + \sum_{s=1}^N (\lambda_s + \delta_s I_{t>R}) * (t - R)^s + m_t \right]$$

donde J se refiere a la duración del empleo y X_1 recoge características individuales (edad y cualificación) que se especifican, además, con un término de interacción con el logaritmo de la duración. X_2 incluye controles por el género, la nacionalidad y la comunidad autónoma de residencia. Las variables *ContractDur* reflejan duraciones específicas del contrato (1, 6, 12, 24 o 36 meses). La estimación del ciclo se recoge con la variación interanual del índice FEDEA de actividad económica (*FEDEA*) y con el cambio del nivel de afiliación (en logaritmos) a nivel provincial ($\Delta \log E$). Al igual que en el caso anterior, R es el momento en el que se aprueba la reforma (febrero de 2012) y por tanto $I_{t>R}$ es la variable binaria que recoge el efecto de la reforma. La tendencia de la serie analizada se especifica como un polinomio de N términos y se permite que éste pueda tener coeficientes distintos antes y después de febrero de 2012. Finalmente, m representa las variables binarias mensuales que recogen la variación estacional.

Los resultados de estas estimaciones se presentan en la Tabla 7, donde la variable que controla el efecto de la reforma laboral, $I_{t>R}$, es una variable binaria igual a 1 a partir de febrero de 2012 e igual a cero antes de dicha fecha. Esta tabla muestra tanto los coeficientes para la salida desde el empleo temporal como desde el empleo indefinido y presenta los coeficientes de dos estimaciones alternativas, una con una especificación con tendencia común para el periodo anterior y posterior a febrero de 2012 y otro con una especificación distinta de la tendencia para ambos sub-periodos. El Cuadro 2 recoge los coeficientes de la tendencia en ambas especificaciones así como los de la variable que recoge el efecto de la reforma tanto para la probabilidad de despido en el caso del empleo temporal como indefinido. La especificación de la tendencia que mejor recoge el comportamiento de serie temporal de la muestra de estimación para el empleo temporal es un polinomio de orden tres mientras que en el caso del empleo indefinido es un polinomio de orden cuatro. Cuando se permite que dicho polinomio tenga un comportamiento distinto en el periodo posterior a febrero de 2012, el modelo solo permite la introducción de una interacción del nivel de la tendencia con la variable que recoge el efecto de la reforma. En el caso de la probabilidad de

despido de los trabajadores con empleo indefinido, el polinomio de tendencia solo se estima de manera significativa en el caso cuadrático y con una interacción lineal con la *dummy* de reforma.

El efecto de la reforma en la probabilidad de despido de los trabajadores con contrato temporal es negativo y significativo en las dos especificaciones mostradas en el cuadro 2. Tanto si el polinomio que recoge la tendencia de la serie es común antes y después del momento de la reforma como si es distinto, el efecto estimado de la reforma es negativo: la probabilidad de pasar del empleo al desempleo, *ceteris paribus*, es en torno a un 14% menor tras la introducción de la reforma. La Figura 7 muestra este efecto predicho sobre la transición desde el empleo temporal (en los 6 primeros meses) al desempleo, para los valores medios de todas las variables salvo los de la tendencia y las variables que recogen el ciclo económico (índice FEDEA y tasa de crecimiento del empleo a nivel provincial). Por el contrario, el efecto de la reforma en la probabilidad de despido de los trabajadores con empleo indefinido no es significativamente distinto de cero. Cuando la tendencia es común para el periodo anterior y posterior a la reforma, el coeficiente estimado es positivo pero no significativo y cuando se permite un coeficiente distinto de la tendencia después de la reforma se obtiene que éste tiene un signo positivo que indica que la tendencia de esta probabilidad de despido es menos decreciente después de febrero de 2012 pero en cualquier caso el efecto de la reforma es ahora negativo y de nuevo no significativo.

Cuadro 2: Resultados de la Estimación para la Tasa de Salida del Empleo

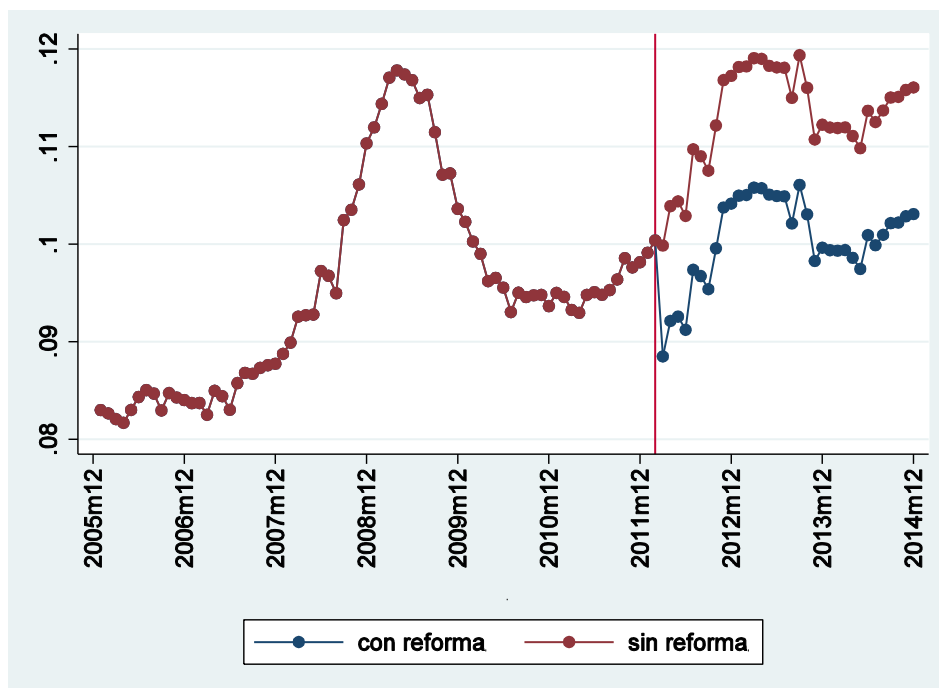
Salida al desempleo desde:	Empleo Temporal		Empleo Indefinido	
	t	0.00351** (0.00172)	0.0156*** (0.00559)	-0.00707*** (0.00251)
t ²	0.000123** (5.44e-05)	0.000485*** (0.000176)	0.000122*** (3.94e-05)	-0.000172*** (6.67e-05)
t ³	2.01e-06*** (5.88e-07)	4.97e-06*** (1.54e-06)	7.21e-06*** (1.74e-06)	4.99e-08* (2.70e-08)
t $I_{I>R}$		-0.0277** (0.0108)		0.0210*** (0.00569)
$I_{I>R}$	-0.156*** (0.0555)	-0.150*** (0.0488)	0.0738 (0.0599)	-0.0564 (0.0630)

Notas: Número de observaciones: 1,996,781 para la salida desde el empleo indefinido y 1,719,607 para la del empleo temporal. Errores Estándar robustos a heteroscedasticidad entre paréntesis.

El resto de variables en estas estimaciones muestran impactos que coinciden con los obtenidos anteriormente en la literatura para la probabilidad de despido en España. Así, por ejemplo, dicha probabilidad es mucho menor para trabajadores con contrato indefinido y mucho menos dependiente de la duración del contrato que es el caso para el empleo temporal. En este último caso, no solo la dependencia de la duración es mucho más negativa (se despide mucho menos

conforme la duración del contrato es mayor) sino que existen importantes momentos específicos donde es mucho más probable despedir (ver Guell y Petrongolo, 2007). En efecto, la probabilidad de despido para los contratos temporales es especialmente relevante en los meses 12, 24 y 36 que es la duración típica que mantienen las empresas en España con sus trabajadores temporales. En cuanto al resto de determinantes de esta probabilidad de despido, se obtiene que los trabajadores de mayor edad tienen mucho menor riesgo de despido, sobre todo para duraciones largas del contrato. Lo mismo ocurre para trabajadores más cualificados y para los hombres frente a las mujeres. Por otra parte, aquéllos trabajadores con más experiencia laboral y menos episodios de desempleo en su vida laboral tienen una probabilidad de despido muy inferior a los que, por el contrario, han pasado muchas veces por el desempleo en el pasado. Finalmente, el ciclo económico, medido por la variación del empleo a nivel provincial, tiene un impacto muy importante en la probabilidad de despido, sobre todo, de los trabajadores con contrato temporal. Sin embargo, el estado del ciclo a nivel nacional, medido por el índice FEDEA de actividad económica, no parece tener un impacto muy importante en la salida del empleo al desempleo.

FIGURA 7: Tasa predicha de salida del empleo temporal al desempleo para duraciones de 6 o menos meses.



En la Tabla 8 tenemos los resultados de los ejercicios de robustez realizados para estas dos estimaciones de cara a comprobar si especificaciones distintas en la tendencia de las series comportan resultados distintos en cuanto al impacto de la reforma en alguno de los modelos

analizados. La primera columna muestra estos ejercicios para toda la muestra mientras que las siguientes tres columnas muestra los resultados para tres submuestras en función del tamaño de las empresas en que trabajan los trabajadores estudiados. Como se puede comprobar, los ejercicios con otras especificaciones no son del todo homogéneos. En el caso del empleo temporal, casi todas las especificaciones, salvo una, muestran un coeficiente negativo y significativo, e igual ocurre para cualquier tamaño de empresa. Sin embargo, para los trabajadores con contrato indefinido, los resultados son mucho menos robustos y solo significativos para todos sus coeficientes (tanto en el coeficiente de la reforma como en el del polinomio de la tendencia) en algunos casos. Hay muchos resultados no significativos y solo cuando la tendencia es lineal o, en algunos casos, con tendencia cuadrática, el resultado es ligeramente significativo y negativo aunque solo para empresas de menos de 25 trabajadores. Esta falta de robustez indica que debemos mostrar cierta precaución sobre las conclusiones en este apartado.

Finalmente, en la Tabla 9 se muestran los resultados de las estimaciones anteriores, las de las especificaciones mostradas en la Tabla 7, para distintos grupos poblacionales así como las de los modelos de riesgos en competencia donde, además del riesgo de despido se tiene en cuenta la posibilidad de salir de un empleo a otro sin pasar por el desempleo. Podemos ver como la reforma ha reducido la probabilidad de despido de los empleados con contrato temporal con algo más de intensidad en el caso de las mujeres y de los trabajadores menores de 30 años. Cuando se consideran conjuntamente el riesgo de despido y la transición directa a otro empleo, ya sea temporal o indefinido, los trabajadores con contrato temporal transicionan directamente a otro contrato indefinido con mayor probabilidad tras la aprobación de la reforma laboral de 2012, lo que es sin duda un efecto positivo adicional de la reforma. Este efecto es algo mayor entre los hombres y entre los menores de 30 años. Con respecto a las salidas desde el empleo indefinido, que ya veíamos antes no muestran ningún cambio significativo tras la aprobación de la reforma en lo que se refiere a su probabilidad de transición al desempleo, sí que parecen mostrar algo de mayor transición hacia otros empleos temporales, lo cual podría estar indicando un mayor uso de las empresas de las medidas de flexibilidad interna que ofrece la reforma laboral a las empresas para adaptarse a las necesidades de las mismas como alternativa al despido. Como muestran las líneas finales de la Tabla 9, este tipo de transiciones son algo más probables entre los hombres y los jóvenes con contrato indefinido, si bien hay que tener en cuenta que la movilidad de estos trabajadores con contrato indefinido son ya de por sí muy bajas (las tasas medias de despido y transición entre empleo y empleo mensuales de los trabajadores indefinidos en nuestra muestra son inferiores al 1.3% y 0.7% respectivamente).

6. CONCLUSIONES

España ha reformado su mercado de trabajo en más de una decena de ocasiones en los últimos treinta años. La última gran reforma ha sido la reforma del año 2012. Aunque ésta ha sido, sin duda, una de las reformas más amplias y profundas junto con las de 1984 y 1994, hasta el momento no contábamos con una evaluación rigurosa de sus efectos. El objetivo de este informe es aportar evidencia causal sobre el impacto de la reforma sobre algunos de los aspectos más controvertidos de la misma: las nuevas reglas de contratación y de despido.

Usando información sobre una muestra de casi 200.000 trabajadores empleados y desempleados en España durante los años 2006-2014 y aplicando una estrategia de identificación basada en un diseño de discontinuidad o “discontinuity design” similar al descrito en Hahn et al. (2001), tratamos de identificar el cambio en las series temporales de contratación y despido ocurrido en España a partir de febrero de 2012 que puede ser atribuido al efecto de la reforma aprobada en esa fecha, utilizando un modelo econométrico de duración para la tasa de salida del empleo y el desempleo.

Nuestros resultados indican que la reforma laboral de 2012 parece haber aumentado la probabilidad de salida del desempleo hacia un empleo indefinido, tanto en términos absolutos como relativos frente a la alternativa del contrato temporal. Como resultado, podemos decir que la reforma tiende a reducir en cierta medida el grado de dualidad de nuestro mercado laboral. En efecto, nuestro análisis confirma que, como se obtuvo en OCDE (2014), la reforma ha aumentado la probabilidad de salir del desempleo al empleo indefinido haciendo que la correspondiente tasa mensual de transición aumente desde un 1,7% hasta un 2.6%, en promedio, durante los primeros doce meses en el desempleo. No obstante, debido a que la salida al empleo temporal sigue siendo, con diferencia, la opción más probable, el efecto agregado de este aumento en la probabilidad de transición al empleo indefinido sobre el *stock* de trabajadores con contrato indefinido no es muy relevante a corto plazo.

Por otra parte, el efecto de la reforma sobre las transiciones desde el empleo al desempleo parece ser muy distinto para el empleo temporal y el indefinido. Por una parte, para los trabajadores con contrato temporal, la reforma sí que ha supuesto una cierta reducción en sus ritmos de destrucción de empleo, seguramente porque las empresas están haciendo uso de las nuevas medidas de flexibilidad interna puestas a su disposición de cara a acomodar sus necesidades de ajuste. Sin embargo, para los trabajadores con contrato indefinido no encontramos evidencia de que la reforma haya supuesto ningún efecto significativo en sus pautas de despido. Este resultado podría deberse a la reducción de los costes de despido de los trabajadores con contrato indefinido, que podría haber contrarrestado los efectos de las medidas de flexibilidad sobre las tasas de despido.

Los resultados del estudio sugieren que la reforma laboral aprobada hace ahora cuatro años ha supuesto, sin duda, un cambio relevante en las relaciones laborales en España. Las mayores

tasas de salida del desempleo al empleo, especialmente al empleo indefinido, hacen que las duraciones medias estimadas en el desempleo en nuestra muestra pasen de 12.5 a 11 meses a causa de la reforma y las menores tasas de despido de los trabajadores con contrato temporal hacen que las duraciones en el empleo de estos trabajadores pasen, en media, de 10.5 a 13.3 meses. Estos cambios supondrán, sin duda, una menor tasa de paro de equilibrio para la economía española. Sin embargo un cálculo riguroso de este nuevo nivel de equilibrio exigiría una modelización más cuidadosa que queda fuera del ámbito de estudio de este informe.¹⁷ En cualquier caso, podemos usar la variación predicha por nuestro modelo en la salida del desempleo al empleo indefinido (de en torno a un 50%) y la caída en un 11% en la probabilidad de ser despedido si se está trabajando con un contrato temporal para hacernos una idea aproximada del cambio en los flujos entre empleo y desempleo que pueden haberse producido a causa de la reforma laboral. Si aplicamos la primera variación al stock de desempleados observado en promedio entre 2012 y 2015 se obtiene una reducción anual del desempleo de en torno a 24.000 efectivos que son, en su totalidad, nuevos puestos de trabajo indefinidos creados anualmente gracias a la reforma. Si hacemos lo mismo con la caída en la probabilidad de ser despedido para los trabajadores con contrato temporal, obtenemos una reducción adicional del desempleo de otros 47.000 efectivos anuales. Aunque estas cifras han de interpretarse con precaución por nuestra imposibilidad de distinguir entre desempleo e inactividad y por la existencia de efectos adicionales de la reforma no considerados en nuestro modelo, la suma acumulada de estos efectos sugieren que la reforma podría haber sido responsable de aproximadamente un 32% de la reducción observada en la serie de desempleo desde marzo de 2012 a diciembre de 2015.

En cualquier caso, el hecho de que en España todavía siga siendo casi cinco veces más probable salir del desempleo a un empleo temporal que a uno indefinido apunta a un efecto positivo pero aún insuficiente de la reforma en términos de reducción de la extrema dualidad laboral de este mercado, lo que indica que será necesario un mayor esfuerzo para reducir de manera sustancial dicha dualidad de cara a conseguir un funcionamiento más eficiente del mismo que genere unas mayores tasas de crecimiento de la productividad y del bienestar.

¹⁷ Como se indica en García Pérez y Jansen (2015) sería necesario utilizar un modelo de Búsqueda en Equilibrio *à la* Mortensen y Pissarides (1994) para poder estudiar bien el impacto en la tasa de paro de equilibrio de la reforma laboral.

REFERENCIAS:

Bover, Arellano y Bentolila (2001): “Unemployment Duration, Benefit Duration, and the Business Cycle.” *The Economic Journal*, 112, 2002, 223–65

García Pérez (1997): “Las tasas de salida del empleo y el desempleo en España (1978-1993)”, *Investigaciones Económicas*, vol. 9, pp. 29-53.

García Pérez y Muñoz Bullón (2001): “Transitions into permanent employment in Spain: An empirical analysis for young workers”, *British Journal of Industrial Relations*, vol 49(1), pp. 103-143.

García Pérez J.I. y M. Jansen (2015): “Reforma Laboral de 2012: ¿Qué sabemos sobre sus efectos y que queda por hacer?”, Fedea Policy Papers - 2015/04
<http://documentos.fedea.net/pubs/fpp/2015/04/FPP2015-04.pdf>

Hahn, J., Todd, P., & Van der Klaauw, W. (2001): “Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design”. *Econometrica*, 69(1), 201-209.

Jenkins (1995): “Easy estimation methods for discrete time duration models”. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 57(1):129–137.

Mortensen y Pissarides (2004), “Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment”, *Review of Economic Studies*, Vol. 61(3), pp. 397-415.

Sueyoshi (1995), “A Class of Binary Response Models for Grouped Duration Data”, *Journal of Applied Econometrics*, 10(4): 411-431.

BBVA (2013), Spain Economic Outlook, Second Quarter 2013, BBVA Research, Madrid.

Bentolila S., P. Cahuc, J. Dolado and T. Le Barbanchon (2012), “Two-Tier Labour Market Reforms in the Great Recession: France vs. Spain”, *Economic Journal*, vol. 122(562), pages F155-F187.

Bentolila S., J. Dolado and J. Jimeno (2008), “Two-Tier Employment Protection Reforms: The Spanish Experience”, *CESifo DICE Report*, Vol. 6, pp. 49-56.

Cappellari, L., Dell’Arlinga, C. and M. Leonardi (2012), "Temporary Employment, Job Flows and Productivity: A Tale of Two Reforms," *Economic Journal*, vol. 122(562), pages F188-F215.

Card, D. and S. Lee (2008), "Regression discontinuity inference with specification error," *Journal of Econometrics*, Elsevier, vol. 142(2), pages 655-674, February.

Dolado, J., S. Ortigueira and R. Stucchi (2012), "Does Dual Employment Protection Affect TFP? Evidence from Spanish Manufacturing Firms", CEPR Discussion Paper, No. 8763, London.

García-Pérez, J. I. (2008), "La Muestra Continua de Vidas Laborales: Una guía de uso para el análisis de transiciones", *Revista de Economía Aplicada*, vol. XVI (1), pp. 5-28.

García-Pérez, J. I., and F. Muñoz-Bullón (2011), "Transitions into Permanent Employment in Spain: An Empirical Analysis for Young Workers", *British Journal of Industrial Relations*, vol. 49(1), pp. 103-143.

García-Pérez, J.I. and Y.F. Rebollo-Sanz (2015), "Are Unemployment Benefits harmful to the stability of working careers? The case of Spain", *SERIEs – Journal of the Spanish Economic Association*, vol. 6, pp. 1-41.

García-Serrano, C. and M. A. Malo (2013), *Beyond the contract type segmentation in Spain: country case study on labour market segmentation*, Employment Working Paper No. 143, International Labour Office, Geneva.

Güell, M. and B. Petrongolo (2007), "How Binding Are Legal Limits? Transitions from Temporary to Permanent Work in Spain", *Labour Economics*, Vol. 14, pp. 153-183.

Izquierdo, M., Lacuesta, A. and S. Puente (2013), *La reforma laboral de 2012: un primer análisis de algunos de sus efectos*, Boletín Económico, Banco de España, Septiembre 2013.

Jansen M., Jimenez, S. y L. Gordón (2016), "The Legacy of the Crisis: The Spanish Labour Market in the Aftermath of the Great Recession", FEDEA Policy Paper eee2016-09 <http://documentos.fedea.net/pubs/eee/eee2016-10.pdf>

Lancaster, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge University Press.

Meyer, B. (1990), "Unemployment Insurance and Unemployment Spells", *Econometrica*, 58(4), pp. 757-782.

Ministerio de Empleo y Seguridad Social, MEYSS (2013), *Report evaluating the impact of the Labour Reform*, Madrid, http://www.empleo.gob.es/es/destacados/HOME/impacto_reforma_laboral/Report_evaluating_the_impact_of_the_Labour_Reform.pdf

OECD (2013a), Employment Outlook, OECD Publishing, Paris, http://dx.doi.org/10.1787/empl_outlook-2013-en

OECD (2014), The 2012 Labour Market Reform in Spain: A Preliminary Assessment, OECD Publishing, Paris, <http://dx.doi.org/10.1787/9789264213586-en>

Tabla 1: Resultados de Estimación para la Tasa de Salida del Desempleo

Salida a:	Cualquier Empleo	Contrato Temporal	Contrato Indefinido
ln(duración)	-1.318*** (0.0706)	-1.517*** (0.0547)	-0.0538 (0.182)
ln(duración)^2	0.551*** (0.0537)	0.699*** (0.0405)	-0.380** (0.148)
ln(duración)^3	-0.127*** (0.0108)	-0.154*** (0.00836)	0.0405 (0.0298)
Con Prestaciones por Desempleo	-1.099*** (0.0354)	-1.107*** (0.0318)	-1.057*** (0.0792)
ln(duración)*Prestaciones	0.151*** (0.0181)	0.167*** (0.0173)	0.0320 (0.0329)
Edad 31-44	0.0507*** (0.0147)	0.0176 (0.0137)	0.284*** (0.0303)
Edad 45-64	-0.100*** (0.0261)	-0.231*** (0.0177)	0.561*** (0.0554)
ln(duración) * Edad 31-44	-0.138*** (0.0110)	-0.138*** (0.0108)	-0.122*** (0.0188)
ln(duración) * Edad 45-64	-0.196*** (0.0137)	-0.180*** (0.0119)	-0.254*** (0.0281)
Cualificación Alta	-0.0522** (0.0208)	-0.0879*** (0.0230)	0.106** (0.0503)
Cualificación Baja	0.0483*** (0.0141)	0.0718*** (0.0116)	-0.0954** (0.0445)
ln(duración) * Cualificación Alta	0.0124 (0.00920)	0.00131 (0.00982)	0.110*** (0.0217)
ln(duración) * Cualificación Media	-0.00461 (0.00643)	-0.0142** (0.00594)	0.0766*** (0.0192)
t	-0.00747*** (0.00167)	-0.00526*** (0.00172)	-0.0238*** (0.00366)
t^2	-1.82e-05 (2.33e-05)	1.25e-05 (2.42e-05)	-0.000243*** (5.06e-05)
t $I_{t>R}$	0.0174*** (0.00354)	0.0183*** (0.00353)	0.0123 (0.00906)
t^2 $I_{t>R}$	-0.000546*** (0.000102)	-0.000647*** (0.000104)	0.000155 (0.000260)
Inmigrante	-0.216*** (0.0394)	-0.185*** (0.0399)	-0.388*** (0.0469)
Hombre	0.0202 (0.0154)	0.0640*** (0.0118)	-0.284*** (0.0456)
Nº de episodios de desempleo	0.0597*** (0.00140)	0.0594*** (0.00136)	0.0667*** (0.00244)
% tiempo empleado en su vida laboral	1.165*** (0.0685)	0.982*** (0.0633)	2.766*** (0.114)
Var. % Empleo provincial	1.605*** (0.442)	1.571*** (0.434)	1.501 (0.950)
ln(duración) * Var. % Empleo prov.	0.310 (0.250)	0.261 (0.241)	0.912** (0.463)
Índice de Actividad FEDEA	0.0882*** (0.0169)	0.0867*** (0.0169)	0.101*** (0.0293)
$I_{t>R}$ (=1 después de feb/2012)	0.0882** (0.0345)	0.0411 (0.0365)	0.414*** (0.0736)
Constante	-2.105*** (0.0613)	-2.085*** (0.0574)	-5.735*** (0.114)

Notas: Número de observaciones: 3,099,026. Errores Estándar robustos a Heteroscedasticidad entre paréntesis.

Tabla 2: El efecto de la reforma en la transición desde el desempleo al empleo temporal e indefinido

Datos Mensuales, coeficiente de la dummy de la reforma en los modelos de duración estimados

Salida del Desempleo al Empleo		Polinomio común pre y post reforma				Polinomio diferente pre y post reforma			
		1° grado	2° grado	3° grado	4° grado	1° grado	2° grado	3° grado	4° grado
U a E	Toda la muestra	0.155***	0.190***	0.187***	0.0535*	0.169***	0.0882**	0.0232	0.0384
U a CT	Toda la muestra	0.156***	0.171***	0.158***	0.0224	0.169***	0.0411	-0.0180	0.0113
U a CI		0.147***	0.314***	0.395***	0.268***	0.172***	0.414***	0.283***	0.219***
U a CT	Tamaño <=50 empl.	0.218***	0.232***	0.198***	0.0493	0.252***	0.0807*	0.0210	0.0283
	Tamaño >50 empl.	0.0852***	0.100**	0.112***	-0.0103	0.0683**	-0.00522	-0.0730*	-0.0177
U a CI	Tamaño <=50 empl.	0.278***	0.416***	0.515***	0.447***	0.284***	0.609***	0.490***	0.493***
	Tamaño >50 empl.	-0.00358	0.198***	0.266***	0.0690	0.0408	0.183*	-0.00269	-0.159
U a CT	Tamaño <=25 empl.	0.229***	0.250***	0.210***	0.0456	0.271***	0.0853**	0.0112	0.0222
	Tamaño 25-50 empl.	0.153***	0.134***	0.133***	0.0659	0.138***	0.0482	0.0687	0.0639
	Tamaño >50 empl.	0.0852***	0.100**	0.112***	-0.0103	0.0683**	-0.00524	-0.0729*	-0.0177
U to CI	Tamaño <=25 empl.	0.277***	0.419***	0.530***	0.464***	0.281***	0.650***	0.469***	0.439***
	Tamaño 25-50 empl.	0.283***	0.401***	0.441***	0.364**	0.300***	0.407***	0.593***	0.736***
	Tamaño. >50 empl.	-0.00354	0.198***	0.266***	0.0691	0.0408	0.183*	-0.00248	-0.158

Notas: U: desempleo; E: cualquier empleo; CI: empleo con contrato indefinido; CT: empleo con contrato temporal.

***, **, *. coef. significativo al 1%, 5% y 10% respectivamente.

Tabla 3: El efecto de la reforma en la transición desde el desempleo al empleo temporal e indefinido, para distintos grupos de desempleados

Datos Mensuales, coeficiente de la dummy de la reforma en los modelos de duración estimados

Polinomio diferente de Segundo grado pre y post reforma

		Todos	Mujer	Hombre	Joven (<30años)	Mayor (>30años)
U a E	Toda la muestra	0.0882**	0.112***	0.0716*	0.0874**	0.0942**
U a CT	Toda la muestra	0.0411	0.0601	0.0295	0.0346	0.0532
U a CI	Toda la muestra	0.414***	0.410***	0.440***	0.634***	0.314***
U a CT	Tamaño <=50 empl.	0.0795*	0.0925**	0.0714	0.0944**	0.0729
	Tamaño >50 empl.	-0.00590	0.0224	-0.0315	-0.0332	0.0276
U a CI	Tamaño <=50 empl.	0.603***	0.613***	0.590***	0.769***	0.520***
	Tamaño >50 empl.	0.183*	0.223*	0.170*	0.421***	0.0799
U a CT	Tamaño <=25 empl.	0.0853**	0.127***	0.0586	0.0962**	0.0814*
	Establish. 25-50 empl.	0.0482	-0.0721	0.139**	0.0873	0.0235
	Tamaño >50 empl.	-0.00524	0.0237	-0.0311	-0.0320	0.0280
U to CI	Tamaño <=25 empl.	0.650***	0.671***	0.623***	0.847***	0.551***
	Tamaño 25-50 empl.	0.407***	0.364*	0.458**	0.427*	0.398**
	Tamaño. >50 empl.	0.183*	0.223*	0.171*	0.424***	0.0797

Notas: U: desempleo; E: cualquier empleo; CI: empleo con contrato indefinido; CT: empleo con contrato temporal. ***, **, *: coef. significativo al 1%, 5% and 10% respectivamente.

Tabla 4: Tasa de Salida del Desempleo al Empleo: Parados de corta y de larga duración

Datos Mensuales, coeficiente de la dummy de la reforma en los modelos de duración estimados

	DURACIÓN DESEMPLEO <= 12 MESES				
	TODOS	MUJER	HOMBRE	<30 AÑOS	> 30 AÑOS
Sale al empleo					
- Cualquier contrato	0.0758**	0.0859**	0.0740*	0.0632	0.0922**
Sale al empleo					
- Temporal	0.0299	0.0383	0.0302	0.0110	0.0538
- Indefinido	0.391***	0.353***	0.456***	0.612***	0.296***
Sale al empleo					
- Temporal <50 trab.	0.0680*	0.0749*	0.0685	0.0788*	0.0655
- Temporal >50 trab.	-0.0146	0.00290	-0.0261	-0.0614	0.0388
- Indefinido < 50 trab.	0.571***	0.555***	0.585***	0.762***	0.480***
- Indefinido > 50 trab.	0.184*	0.188	0.235**	0.391***	0.101
Sale al empleo					
- Temporal <25 trab.	0.0776*	0.111**	0.0609	0.0847*	0.0768
- Temporal 25-50 trab.	0.00996	-0.114	0.105*	0.0449	-0.00954
- Temporal >50 trab.	-0.0146	0.00242	-0.0254	-0.0618	0.0399
- Indefinido < 25 trab.	0.617***	0.607***	0.622***	0.837***	0.512***
- Indefinido 25-50 trab.	0.361**	0.323	0.406**	0.412	0.334*
- Indefinido > 50 trab.	0.183*	0.187	0.235**	0.391***	0.101
	DURACIÓN DESEMPLEO > 12 MESES				
	TODOS	MUJER	HOMBRE	<30 AÑOS	> 30 AÑOS
Sale al empleo					
- Cualquier contrato	0.0863*	0.220***	-0.0468	0.143***	0.0301
Sale al empleo					
- Temporal	0.0273	0.135*	-0.0760	0.0903*	-0.0353
- Indefinido	0.556***	0.825***	0.212	0.660***	0.471***
Sale al empleo					
- Temporal <50 trab.	0.0532	0.147	-0.0211	0.0789	0.0311
- Temporal >50 trab.	-0.0158	0.102	-0.155*	0.0817	-0.119
- Indefinido < 50 trab.	0.779***	0.968***	0.545**	0.749***	0.793***
- Indefinido > 50 trab.	0.135	0.588**	-0.499**	0.508*	-0.187
Sale al empleo					
- Temporal <25 trab.	0.0319	0.168	-0.0769	0.0546	0.0146
- Temporal 25-50 trab.	0.220	0.0774	0.376**	0.284	0.163
- Temporal >50 trab.	-0.00822	0.108	-0.148*	0.0925	-0.115
- Indefinido < 25 trab.	0.785***	1.004***	0.506**	0.820***	0.757***
- Indefinido 25-50 trab.	0.772***	0.726*	0.762*	0.279	1.095***
- Indefinido > 50 trab.	0.140	0.597**	-0.499**	0.513**	-0.182

Tabla 5: El efecto de la reforma en la transición desde el desempleo al empleo temporal e indefinido, según el último año usado en la estimación

Datos Mensuales, coeficiente de la dummy de la reforma en los modelos de duración estimados

Polinomio diferente de Segundo grado pre y post reforma

		Periodo post-reforma:		
		2012	2012-2013	2012-2014
U a E	Toda la muestra	0.142***	0.0998***	0.0882**
U a CT	Toda la muestra	0.103***	0.0508	0.0411
U a CI	Toda la muestra	0.397***	0.439***	0.414***
U a CT	Tamaño <=50 empl.	0.145***	0.107***	0.0795*
	Tamaño >50 empl.	0.0428	-0.0194	-0.00590
U a CI	Tamaño <=50 empl.	0.604***	0.651***	0.603***
	Tamaño >50 empl.	0.0925	0.144	0.183*
U a CT	Tamaño <=25 empl.	0.137***	0.110***	0.0839*
	Establish. 25-50 empl.	0.170***	0.0841	0.0477
	Tamaño >50 empl.	0.0430	-0.0194	-0.00594
U to CI	Tamaño <=25 empl.	0.619***	0.674***	0.644***
	Tamaño 25-50 empl.	0.527***	0.549***	0.404***
	Tamaño. >50 empl.	0.0926	0.144	0.183*

Notas: U: desempleo; E: cualquier empleo; CI: empleo con contrato indefinido; CT: empleo con contrato temporal. ***, **, *: coef. significativo al 1%, 5% and 10% respectivamente.

Tabla 6: Placebo tests para la salida del desempleo

Datos Mensuales, coeficiente de la dummy de la reforma en los modelos de duración estimados

Polinomio diferente de Segundo grado pre y post reforma

		Reforma	Placebo tests					
		feb-12	nov-11	ago-11	may-11	feb-11	nov-10	ago-10
U a E	Toda la muestra	0.0882**	0.0435	0.0194	0.0449	0.00983	0.00382	-0.0134
U a CT	Toda la muestra	0.0411	0.00972	-0.0127	0.0301	0.0123	0.0113	-0.00682
U a CI		0.414***	0.284***	0.251***	0.156**	0.00138	-0.0456	-0.0469
U a CT	Tamaño <=50 empl.	0.0795*	0.0449	0.0324	0.0713*	0.0501	0.0324	-0.00599
	Tamaño >50 empl.	-0.00590	-0.0289	-0.0613*	-0.0140	-0.0278	-0.00815	-0.00438
U a CI	Tamaño <=50 empl.	0.603***	0.447***	0.291***	0.150*	0.0161	-0.0295	-0.132*
	Tamaño >50 empl.	0.183*	0.106	0.198**	0.157*	-0.000761	-0.0383	0.0495
U a CT	Tamaño <=25 empl.	0.0839*	0.0500	0.0320	0.0786*	0.0665*	0.0479	0.0104
	Tamaño 25-50 empl.	0.0477	0.0130	0.0324	0.0322	-0.0340	-0.0444	-0.0862**
	Tamaño >50 empl.	-0.00594	-0.0290	-0.0613*	-0.0140	-0.0279	-0.00828	-0.00448
U to CI	Tamaño <=25 empl.	0.644***	0.541***	0.318***	0.150*	0.0532	0.00635	-0.118*
	Tamaño 25-50 empl.	0.404***	-0.000965	0.161	0.147	-0.156	-0.193	-0.182
	Tamaño. >50 empl.	0.183*	0.105	0.198**	0.157*	-0.00108	-0.0386	0.0493

Notas: U: desempleo; E: cualquier empleo; CI: empleo con contrato indefinido; CT: empleo con contrato temporal. ***, **, *: coef. significativo al 1%, 5% and 10% respectivamente.

Tabla 7: Resultados de Estimación para la salida del empleo al desempleo
(considerando censuradas las salidas directas a un nuevo empleo)

	Empleo con Contrato Temporal		Empleo con contrato indefinido	
ln(duración)	0.667*** (0.183)	0.669*** (0.184)	2.612*** (0.540)	2.602*** (0.541)
ln(duración)^2	-0.461*** (0.104)	-0.463*** (0.104)	-0.899*** (0.223)	-0.893*** (0.224)
ln(duración)^3	0.0431** (0.0184)	0.0436** (0.0184)	0.0753*** (0.0287)	0.0743*** (0.0288)
dur=1	0.877*** (0.0900)	0.877*** (0.0900)	2.268*** (0.337)	2.263*** (0.337)
dur=6	0.700*** (0.0277)	0.700*** (0.0277)	0.197** (0.0935)	0.197** (0.0936)
dur=12	1.394*** (0.0519)	1.394*** (0.0519)	-0.271*** (0.0671)	-0.270*** (0.0670)
dur=24	0.664*** (0.0517)	0.665*** (0.0517)	-0.0860 (0.0595)	-0.0854 (0.0596)
dur=36	0.736*** (0.0812)	0.735*** (0.0812)	0.222*** (0.0696)	0.222*** (0.0696)
Edad 31-44	0.127*** (0.0110)	0.127*** (0.0110)	0.172*** (0.0424)	0.173*** (0.0424)
Edad 45-64	0.281*** (0.0169)	0.282*** (0.0169)	0.331*** (0.0518)	0.331*** (0.0517)
ln(duración) * Edad 31-44	-0.0151** (0.00641)	-0.0151** (0.00641)	0.0165 (0.0180)	0.0162 (0.0180)
ln(duración) * Edad 45-64	-0.0411*** (0.00898)	-0.0413*** (0.00900)	0.0566*** (0.0185)	0.0564*** (0.0185)
Cualificación Alta	-0.329*** (0.0225)	-0.329*** (0.0226)	-0.575*** (0.0603)	-0.575*** (0.0603)
Cualificación Baja	-0.113*** (0.0117)	-0.114*** (0.0116)	-0.321*** (0.0526)	-0.322*** (0.0527)
ln(duración) * Cualific. Alta	-0.0354** (0.0138)	-0.0351** (0.0138)	0.0339* (0.0193)	0.0337* (0.0193)
ln(duración) * Cualific. Media	0.00391 (0.00701)	0.00379 (0.00702)	0.0683*** (0.0180)	0.0689*** (0.0181)
t	0.00351** (0.00172)	0.0156*** (0.00559)	-0.00707*** (0.00251)	-0.00964** (0.00375)
t^2	0.000123** (5.44e-05)	0.000485*** (0.000176)	0.000122*** (3.94e-05)	-0.000172*** (6.67e-05)
t^3	2.01e-06*** (5.88e-07)	4.97e-06*** (1.54e-06)	7.21e-06*** (1.74e-06)	
t^4		-0.0277** (0.0108)	4.99e-08* (2.70e-08)	
t $I_{t>R}$		-0.0277** (0.0108)		0.0210*** (0.00569)
Inmigrante	0.0807*** (0.0146)	0.0798*** (0.0147)	0.272*** (0.0359)	0.272*** (0.0361)
Hombre	0.00578 (0.0115)	0.00570 (0.0115)	-0.108*** (0.0337)	-0.108*** (0.0336)
Nº de episodios de desempleo	0.0433*** (0.00124)	0.0434*** (0.00124)	0.103*** (0.00203)	0.103*** (0.00203)
% tiempo empleado en su vida laboral	-1.089*** (0.0566)	-1.087*** (0.0569)	-0.959*** (0.129)	-0.962*** (0.129)
Var. % Empleo provincial	-1.424*** (0.347)	-1.875*** (0.392)	-1.972** (0.879)	-1.573* (0.915)
Índice de Actividad FEDEA	-0.0251 (0.0155)	-0.0146 (0.0159)	-0.0269 (0.0288)	-0.0492 (0.0302)

$I_{t>R}$ (=1 después de feb/2012)	-0.156*** (0.0555)	-0.150*** (0.0488)	0.0738 (0.0599)	-0.0564 (0.0630)
Constante	-2.250*** (0.124)	-2.158*** (0.122)	-6.512*** (0.422)	-6.514*** (0.421)

Notas: Número de observaciones: 1,996,781 para la salida desde el empleo indefinido y 1,719,607 para la del empleo temporal.

Tabla 8: Resultados de la estimación para la salida del empleo al desempleo por tamaño de empresa (Distintas especificaciones de la tendencia temporal)
Datos Mensuales, coeficiente de la dummy de la reforma en los modelos de duración estimados

contratos temporales				
	todas las empresas	tamaño<=25	25<tamaño<=50	tamaño>50
t	-0.173***	-0.230***	-0.232***	-0.107***
t-t2	-0.224***	-0.241***	-0.291***	-0.199**
t-t2-t3	-0.156***	-0.169***	-0.232***	-0.133*
t-t2-t3-t4	0.0513	-0.0224	-0.0422	0.150**
t-tos	-0.230***	-0.279***	-0.313***	-0.172***
t-t2-tpos	-0.191***	-0.194***	-0.250***	-0.179**
t-t2-t3-tpos	-0.150***	-0.167***	-0.231***	-0.121**
contratos indefinidos				
	todas las empresas	tamaño<=25	25<tamaño<=50	tamaño>50
t	-0.113***	-0.137***	-0.127	-0.0724
t-t2	-0.147**	-0.0940*	-0.151	-0.203**
t-t2-t3	-0.00829	0.0463	-0.0518	-0.0726
t-t2-t3-t4	0.0738	0.0756	-0.0115	0.0877
t-tos	-0.174***	-0.161***	-0.152*	-0.176**
t-t2-tpos	-0.0564	-0.0164	-0.126	-0.0938
t-t2-t3-tpos	-0.00690	0.0537	-0.0396	-0.0713

Nota: Los coeficientes se muestran en negrita cuando todos los coeficientes del polinomio de la tendencia son significativamente distintos de cero.

Tabla 9: El efecto de la reforma en la transición desde el empleo al desempleo, para distintos grupos de empleados

Datos Mensuales, coeficiente de la dummy de la reforma en los modelos de duración estimados

	Todos	Mujer	Hombre	Joven (<30años)	Mayor (>30años)
Salida desde el Empl. Temporal					
Al Desempleo (1)	-0.150***	-0.160***	-0.146***	-0.166***	-0.141***
Al Desempleo	-0.146***	-0.154***	-0.143***	-0.161***	-0.137***
A un nuevo Empleo	0.180**	0.204**	0.148*	0.185**	0.177**
Al Desempleo	-0.146***	-0.155***	-0.143***	-0.162***	-0.137***
A un nuevo Empleo Temporal	0.173**	0.195**	0.139*	0.149*	0.184**
A un nuevo Empleo Indefinido	0.449***	0.406***	0.510***	0.485***	0.421***
Salida desde el Empl. Indefinido					
Al Desempleo (1)	-0.0564	-0.0704	-0.0519	0.0275	-0.0807
Al Desempleo	-0.0547	-0.0690	-0.0498	0.0290	-0.0789
A un nuevo Empleo	0.234**	0.167	0.327***	0.192	0.250**
Al Desempleo	-0.0550	-0.0690	-0.0501	0.0291	-0.0794
A un nuevo Empleo Temporal	0.339***	0.225	0.506***	0.423***	0.301**
A un nuevo Empleo Indefinido	0.209*	0.154	0.283**	0.128	0.238*

Notas: (1) En esta especificación, las salidas a un nuevo empleo se consideran como observaciones censuradas. ***, **, *: coef. significativo al 1%, 5% and 10% respectivamente.