



Efectos de los créditos a la contratación en el mercado laboral argentino

Azul Menduiña

Tesis de Maestría

Maestría en Economía

Universidad Nacional de La Plata

Director de tesis: Guillermo Cruces

Co-director de tesis: Martín Trombetta

Fecha de defensa: 10/06/2024

Códigos JEL: C31, J08, J23, O17

Efectos de los créditos a la contratación en el mercado laboral argentino

Azul Menduiña

Tesis de Maestría
Maestría en Economía
Universidad Nacional de La Plata

Director de Tesis: Guillermo Cruces
Co-director de Tesis: Martín Trombetta

Códigos JEL: C31, J08, J23, O17

Resumen

Este trabajo evalúa el impacto de una política de créditos para la contratación implementada en Argentina en 2014, sobre distintos resultados laborales de las empresas. La reforma estableció subsidios diferenciados en las contribuciones patronales a pagar por los nuevos empleados, según el tamaño que las empresas tenían en una fecha previa al anuncio de la política. De esta forma, la medida introdujo una variación exógena en las contribuciones que las empresas debían abonar. Específicamente, los beneficios fiscales fueron considerablemente mayores para las empresas de menor tamaño. Utilizando un enfoque dinámico de diferencias en diferencias y datos administrativos, se analizan los efectos de esta intervención. Los hallazgos revelan un aumento significativo de 3,32 p.p. en las tasas de crecimiento del empleo para las pequeñas empresas en comparación con las medianas, sostenido durante varios años posteriores a la reforma. No se encontraron efectos significativos sobre los salarios. Finalmente, la política incentivó la formalización, generando un incremento de 0,40 p.p. en la probabilidad de contratar formalmente empleados previamente categorizados como *monotributistas*.

Abstract

This paper evaluates the impact of a hiring credit policy implemented in Argentina in 2014, on different labor outcomes of firms. The reform established differentiated subsidies in employer contributions to be paid for new employees, depending on the size that the companies had on a date prior to the announcement of the policy. In this manner, the measure introduced an exogenous variation in the contributions that companies had to pay. Specifically, the tax benefits were considerably greater for smaller companies. Using a dynamic difference-in-differences approach and administrative data, the effects of this intervention are analyzed. The findings reveal a significant increase of 3.32 p.p. in employment growth rates for small businesses compared to medium-sized businesses, sustained for several years after the reform. No significant effects on wages were found. Finally, the policy encouraged formalization, generating an increase of 0.40 p.p. in the probability of formally hiring employees previously categorized as *monotributistas*.

Palabras clave: créditos a la contratación, *hiring credits*, empleo, impuestos sobre la nómina.

1. Introducción

Durante los últimos años, muchos gobiernos han aplicado políticas de créditos a la contratación (conocidas en la literatura como políticas de *hiring credits*) como herramienta para incentivar la creación de puestos de trabajo. Este tipo de intervenciones se presenta como una alternativa más económica a la reducción del impuesto sobre la nómina: el crédito crea un período de gracia del impuesto solo durante los primeros años del contrato de trabajo, no una reducción permanente. Al focalizarse exclusivamente en las nuevas contrataciones, y no en todo el stock de trabajadores, los *hiring credits* poseen el potencial para ser una política más costo-efectiva. Sin embargo, aún existe poca evidencia empírica sobre el impacto de este tipo de políticas, y la evidencia que existe se encuentra concentrada principalmente en países desarrollados y en contextos recesivos.

Ante la inexistencia de conclusiones que puedan extrapolarse al contexto de Argentina, y al de los países en desarrollo en general, extender la evidencia a este país proporciona una valiosa contribución, tanto desde una perspectiva académica como para la formulación de políticas públicas. Esto último cobra particular relevancia si se tiene en cuenta el estancamiento que ha sufrido el empleo formal argentino durante la última década. Entre 2010 y 2019, los puestos registrados en el sector privado crecieron solo en un 7% , mientras que la tasa de desempleo aumentó en un 35%. A su vez, en Argentina, así como en el resto de los países de América Latina, el interés por analizar el funcionamiento de este tipo de políticas responde a una preocupación adicional: la informalidad laboral. Los altos niveles de empleo informal han sido un problema persistente para los gobiernos de la región. Además de dificultar la recaudación de impuestos y generar ineficiencias en la asignación del gasto de bienestar social, la informalidad se asocia a empleos de peor calidad, ya que suelen ofrecer salarios más bajos, menos estables y con menores beneficios (Camacho *et al.*, 2014; Gerard & Gonzaga, 2016; Lauletta, 2023). Entre 2010 y 2019, la informalidad laboral argentina aumentó de un 38,12% a un 39,06%. En este contexto de deterioro de los indicadores laborales¹,

¹ Datos provistos por los Datos Abiertos del Centro de Estudios para la Producción XXI (CEP XXI) y por la base GenLAC del Centro de Estudios Distributivos, Laborales y Sociales (CEDLAS).

es crucial generar evidencia sólida sobre la efectividad de ciertas políticas, de forma tal de extraer lecciones valiosas que contribuyan al diseño de políticas públicas capaces de generar empleo genuino y de calidad y que sean extrapolables al resto de los países de la región.

Con los propósitos mencionados, este trabajo analiza una reforma que tuvo lugar en Argentina en el año 2014, la cual modificó los beneficios fiscales que las empresas podían obtener hasta ese momento, pasando de un sistema de reducciones en los aportes patronales de los nuevos empleados homogéneo para todas las empresas a otro en el cual la reducción dependía de su tamaño. Las empresas más pequeñas fueron las que más se beneficiaron del nuevo sistema. El objetivo del trabajo es evaluar el impacto de estos mayores beneficios fiscales sobre distintos resultados laborales, como el empleo y los salarios formales. También se examina el efecto sobre la informalidad, variable que (hasta donde llega mi conocimiento) todavía no ha sido abordada por esta literatura, pese a su gran relevancia en países en desarrollo.

Dado que el diseño de la política estableció una asignación de beneficios según el tamaño de la empresa en una fecha previa al anuncio de la misma, este estudio utiliza dicha asignación al tratamiento como una variación exógena introducida por la nueva normativa. Aprovechando este cuasi-experimento, se emplea un enfoque de diferencias en diferencias (DiD) para estimar el efecto causal de la política. Para ello, se utilizan registros administrativos del Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA) y registros administrativos del certificado de inscripción de la AFIP.

Los resultados del análisis conllevan a importantes implicancias respecto al impacto de la política sobre el mercado laboral. La política demostró tener un efecto tangible, que se tradujo en un aumento estadísticamente significativo de 3,32 puntos porcentuales en las tasas de crecimiento del empleo de las pequeñas empresas en comparación con sus homólogas medianas. Este impacto se mantuvo relativamente constante a lo largo de los años posteriores a la reforma (2015, 2016 y 2017), lo que corrobora la estabilidad del efecto observado a lo largo del tiempo. A pesar de que este efecto es mayor que el hallado en otros trabajos, como el de Cahuc *et al.* (2019), está en línea con la nueva literatura teórica surgida recientemente, como el trabajo de Graves (2023), en el que se destaca que los subsidios que incentivan la creación de empleo son sustancialmente menos

efectivos en recesiones que en expansiones. Por el contrario, la política no mostró tener efectos significativos sobre la tasa de crecimiento del salario de los nuevos empleados.

Los hallazgos también muestran que, dentro del grupo de “pequeñas empresas”, la influencia de la política fue más pronunciada en el subconjunto de empresas de menor tamaño. Las empresas de 6 a 8 registraron un aumento de la tasa de crecimiento del empleo por encima de los 4 puntos porcentuales. Por su parte, para las empresas de 9 a 11 y de 12 a 14 empleados, el impacto sobre la tasa de crecimiento del empleo fue de 2,3 y 2,5 p.p., respectivamente. Esto evidencia el efecto diferencial de la política en función del tamaño de la empresa.

Finalmente, se encontró cierto efecto de la política sobre el nivel de formalización. Comparando pequeñas y medianas empresas, se observa un aumento de 0,40 p.p. en la probabilidad de las firmas de contratar empleados previamente clasificados como monotributistas. Este resultado corrobora la potencialidad de la política al momento de promover la formalización del empleo.

Este estudio aporta de manera significativa a la literatura sobre *hiring credits*, al llevar a cabo un análisis específico para un país en desarrollo con una marcada incidencia de informalidad laboral. En este sentido, también constituye un valioso aporte la estimación de los efectos sobre esta variable. También se destaca que, a diferencia de las políticas analizadas en investigaciones previas, esta reforma tuvo lugar en un contexto no recesivo, considerando que en el período 2010-2018 Argentina tuvo un ciclo de caídas del PBI en los años pares y de crecimiento del PBI en los años impares. De esta forma, este trabajo aporta valiosa evidencia del funcionamiento de los *hiring credits* en escenarios hasta el momento no explorados.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la sección 2 se realiza una revisión de la literatura pertinente. La sección 3 describe la reforma analizada, mientras que la sección 4 aborda los datos y la metodología empleados en este trabajo. Los principales resultados se exponen en la sección 5, seguida por varias pruebas de robustez en la sección 6. Por último, las conclusiones de la investigación se detallan en la sección 7.

2. Revisión de la literatura

Como ya fue mencionado anteriormente, la mayor parte de la literatura existente en materia de *hiring credits* se encuentra focalizada en países desarrollados y en contextos recesivos.

Para Francia, Cahuc *et al.* (2019) examinaron una política de créditos a la contratación dirigida a empleados de bajos ingresos de firmas pequeñas que tuvo lugar durante la Gran Recesión, utilizando datos a nivel de empresa y un enfoque de diferencias en diferencias (DiD). Sus hallazgos indicaron efectos positivos sobre el crecimiento del empleo, mientras que no se observaron impactos significativos sobre el crecimiento de los salarios. Batut (2021) amplió el análisis utilizando un *Dynamic Difference in Differences* para observar el impacto a largo plazo y también encontró efectos positivos de la política. Por su parte, Neumark y Grijalva (2017) explotaron la variabilidad entre estados en los créditos estatales a la contratación en Estados Unidos y, con un enfoque metodológico similar, encontraron efectos positivos moderados sobre el crecimiento del empleo. Dentro de los distintos tipos de *hiring credits* proporcionados por los estados, los autores encontraron que solo ciertos tipos fueron efectivos, incluidos los dirigidos a los desempleados, los que permiten a los estados recuperar créditos cuando no se cumplen los objetivos de creación de empleo y los créditos a la contratación reembolsables; también encontraron efectos mayores durante los períodos recesivos. Por otro lado, un efecto interesante se halló en el estudio de d'Agostino *et al.* (2020) para Italia, en el que se estimó un inesperado impacto negativo sobre los salarios de los empleados que se beneficiaron de la rebaja fiscal, que fue más pronunciado en el caso de las mujeres.

De forma más general, este trabajo también se vincula con la literatura que examina los efectos de la reducción en el impuesto sobre la nómina. Saez *et al.* (2019) emplearon datos administrativos para analizar una sustancial y duradera reducción en el impuesto sobre la nómina para trabajadores jóvenes en Suecia que fue implementada a partir de 2007. Sus hallazgos revelaron un efecto nulo sobre los salarios netos de impuestos de los empleados jóvenes y positivo sobre su tasa de empleo, evidenciando un aumento de 2-3 puntos porcentuales en el empleo juvenil en comparación con el grupo de control ligeramente mayor. Estos resultados son consistentes con las conclusiones de

investigaciones previas que examinaron la misma reforma. Una de ellas es el trabajo de Egebark y Kaunitz (2014), en el que se encontraron efectos pequeños de la política, tanto en empleo como en salarios, sugiriendo una elasticidad de la demanda laboral para los empleados jóvenes de aproximadamente $-0,31$. Considerando que la reducción impositiva también aplicaba a los trabajadores ya contratados, el costo asociado a cada nuevo empleo creado resultó ser considerablemente elevado, evidenciando la ineficiencia de la política. En la misma línea, Skedinger (2014) llegó a conclusiones similares. Para Finlandia, Huttunen *et al.* (2013) investigaron el impacto de un subsidio en el impuesto sobre la nómina dirigido a trabajadores de más edad (por encima de 54 años), a tiempo completo y con salarios bajos, implementada a partir de 2006. Los autores hallaron que la reforma no afectó las tasas de empleo de los trabajadores elegibles, aunque sí aumentó sus horas de trabajo, al hacer que algunos antiguos trabajadores a tiempo parcial pasaran a trabajar a tiempo completo. Respecto a los salarios, encuentran una caída en los montos horarios y un aumento en los montos mensuales, consistente con el aumento en las horas trabajadas. También para Finlandia, Benzarti y Harju, 2021 analizaron dos recortes en el impuesto sobre la nómina que se promulgaron varios años antes de la Gran Recesión y estuvieron vigentes durante todo el período recesivo. Los resultados indican que, antes de la recesión, la política tuvo impactos modestos, mientras que, durante la Gran Recesión, desempeñó un papel crucial como medida de contención de la actividad económica de las empresas.

Para el caso específico de Argentina, Cruces *et al.* (2010) investigaron el efecto en los salarios y el empleo de los cambios en el impuesto sobre la nómina que se introdujeron durante el período 1995-2001, utilizando datos administrativos y explotando la variabilidad geográfica y temporal de las tasas impositivas. Sus resultados sugieren que los cambios en las tasas impositivas sobre la nómina solo se trasladaron parcialmente a los salarios, y señalan la ausencia de efectos significativos sobre el empleo. Por último, también en relación con Argentina, Lauletta (2023) constató que los cambios en los impuestos sobre la nómina redujeron el empleo informal, aunque ligeramente, mientras que no tuvieron ningún efecto sobre los salarios.

Este último resultado sugiere que las políticas de reducción del impuesto sobre la nómina, en general, y los *hiring credits*, en particular, persiguen un objetivo adicional

en países como Argentina: reducir la informalidad laboral.

Como vemos, la evidencia emergente sobre *hiring credits* no es concluyente y solo está disponible para los países desarrollados. Por su parte, la literatura sobre reducciones del impuesto sobre la nómina, además de también tener resultados mixtos, no es completamente informativa sobre el potencial de los créditos a la contratación ya que una reducción permanente del impuesto sobre la nómina afecta tanto a los nuevos trabajadores contratados como a los ya existentes.

El presente trabajo constituye una contribución significativa a la literatura sobre *hiring credits* al realizar un análisis específico para un país en desarrollo y con una notable incidencia de la informalidad laboral, como es el caso de Argentina. Se aporta evidencia relevante para mercados laborales con estas características, ofreciendo evidencia sobre el impacto no solo sobre el empleo y los salarios, sino también sobre la informalidad laboral. Además, es importante señalar que el análisis se realiza en un contexto no recesivo (a pesar de no ser tampoco un contexto de crecimiento), a diferencia de lo que ocurre en estudios previos, lo que incrementa su aplicabilidad práctica.

Con evidencia limitada sobre la efectividad de tales políticas, especialmente en países en desarrollo, esta investigación contribuye con ideas vitales sobre la posibilidad de llevar a cabo proyectos fiscales ambiciosos en términos de creación de empleo y reducción del desempleo y la informalidad laboral.

3. La reforma

Antes de 2014, Argentina tenía un sistema de *hiring credits* para las contribuciones patronales (impuesto sobre la nómina pagado por el empleador) en el que todos los empleadores debían pagar el 50 % de las contribuciones por sus nuevos empleados permanentes² durante los primeros 12 meses y el 75 % de las mismas durante los segundos 12 meses. En 2014, el gobierno argentino, a través de la Ley 26940 promulgada en junio de ese año, impulsó una reforma sobre estos créditos. A diferencia del sistema anterior, la reforma estableció diferentes beneficios según el tamaño de la empresa en

² La ley argentina establece que son empleados permanentes aquellos cuyo contrato es por tiempo indeterminado.

un período previo al anuncio de la reforma: marzo de 2014. Para las empresas pequeñas (hasta 15 empleados permanentes en marzo de 2014), por cada nuevo empleado permanente contratado, la empresa no tenía que pagar contribuciones durante los primeros 12 meses, mientras que durante los siguientes 12 meses el crédito cubría el 75 % de las contribuciones. En el caso de las empresas medianas (de 16 a 80 trabajadores permanentes en marzo de 2014), la empresa debía abonar el 50 % de las contribuciones durante los 12 primeros meses y el 50 % durante los 12 siguientes. Por último, las empresas con más de 80 trabajadores permanentes en marzo de 2014 pasaron a no tener beneficios. Ambos sistemas se resumen en el Cuadro 1.

Cuadro 1: *Hiring credits* para los nuevos empleados permanentes, antes y después de la reforma

	Antes de la reforma		Después de la reforma	
	Año 1	Año 2	Año 1	Año 2
Hasta 15 empleados permanentes (firmas pequeñas)	50 %	25 %	100 %	75 %
16-80 empleados permanentes (empresas medianas)	50 %	25 %	50 %	50 %
Más de 80 empleados permanentes	50 %	25 %	0 %	0 %

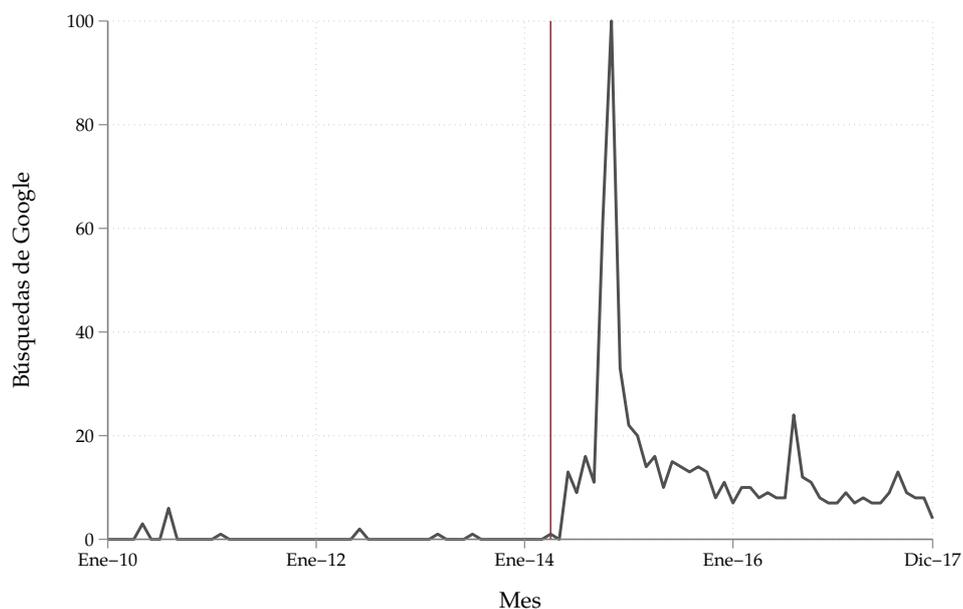
Es necesario destacar que la posibilidad de obtener una reducción en las contribuciones patronales para los nuevos trabajadores no era ilimitada. Si una empresa superaba el límite de empleados que definía a su grupo (siempre teniendo en cuenta solo a los trabajadores permanentes), entonces la empresa pasaba a formar parte del grupo de beneficiarios inmediatamente superior, a pesar de no perder los beneficios de los trabajadores anteriores. Por ejemplo, si una empresa contaba con 12 trabajadores permanentes en marzo de 2014 (empresa pequeña) y, como resultado de la reforma, incrementaba su planta a 17 trabajadores permanentes (convirtiéndose en una empresa mediana), entonces podía obtener: (a) para los 3 primeros empleados contratados, una reducción del 100 % en las contribuciones del primer año y del 75 % en las del segundo año, y (b) para los siguientes 2 trabajadores adicionales, solo una reducción del 50 % en las contribuciones de ambos años. Notar que, de esta forma, en el caso de las empresas

que tenían precisamente 15 empleados en marzo de 2014, aunque teóricamente fueran consideradas empresas pequeñas, no pudieron acceder a los beneficios fiscales de dicho grupo. Por tanto, a los fines del análisis, estas empresas se incluirán dentro del grupo de empresas medianas.

Por su parte, la ley también contempló y obstaculizó comportamientos estratégicos por parte de los empleadores. Por un lado, como se mencionó previamente, el tamaño que se consideró para evaluar la elegibilidad de una firma al programa fue el correspondiente al mes previo al anuncio, lo que impidió que las empresas influyeran en su comportamiento manipulando su tamaño con el fin de obtener mayores beneficios. A su vez, la política tampoco pudo ser anticipada por los agentes, en el sentido de que antes del anuncio se desconocía la existencia de la medida. La Figura 1 muestra que las búsquedas en Google de la ley comienzan recién en el período posterior al anuncio de abril de 2014.³ Por otro lado, la ley también estableció que los empleadores podían gozar del correspondiente beneficio por cada nuevo trabajador contratado, siempre y cuando dicho trabajador adicional produjera un incremento en la nómina de personal respecto al período de referencia. De esta manera, las empresas no fueron capaces de optar por, por ejemplo, despedir trabajadores con el objetivo de reemplazarlos o volver a contratarlos bajo la nueva modalidad.

³ Hay que tener en cuenta que las búsquedas que se muestran no son estrictamente del artículo de la ley que estamos analizando, sino de la ley en general, en la que se encuentran otras reformas, como la creación de un registro de empresas que incumplen las leyes laborales o una reducción permanente de las contribuciones patronales de las empresas con 5 empleados o menos. No es trivial diferenciar las búsquedas de nuestra reforma, ya que la mayoría de los individuos probablemente buscan en Google la ley completa y luego van al artículo de interés.

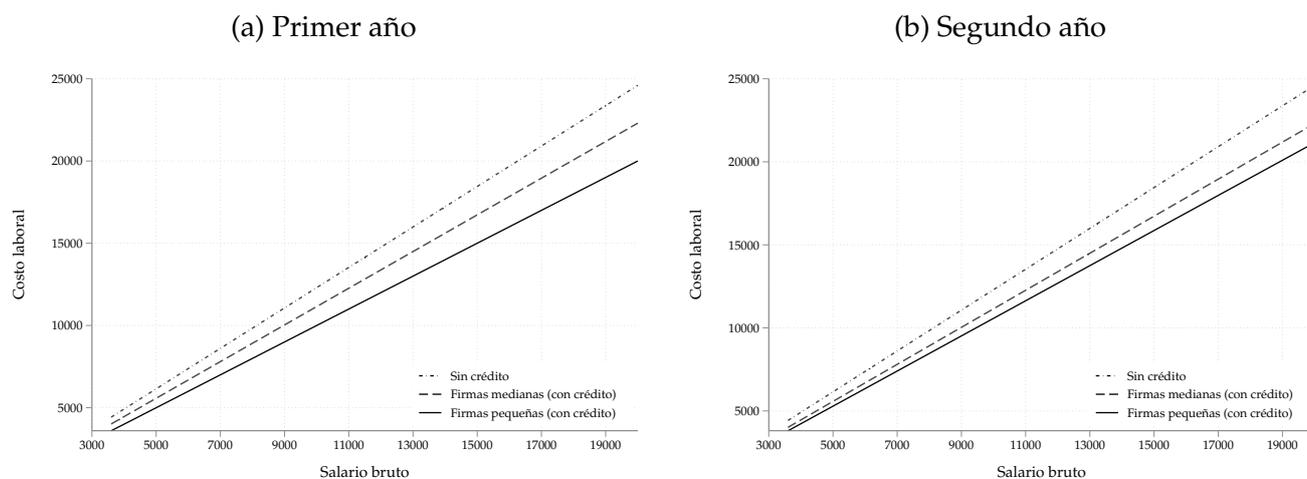
Figura 1: Búsquedas de Google (2010-2017): “ley 26940”



Notas: La figura reporta un índice que refleja la intensidad de las búsquedas en Google de la frase “ley 26940” durante el período de análisis. La fecha del anuncio es la marcada por la línea vertical.

Finalmente, para ilustrar la importancia de la reforma para la empresa, la Figura 2 muestra los efectos de los créditos a la contratación en los costes laborales de los nuevos empleados permanentes. En el primer año, el crédito reduce el coste laboral en un 21 % para las pequeñas empresas y en un 11 % para las medianas. En el segundo año, la política reduce los costes laborales en un 16 % para las pequeñas empresas y en un 11 % para las medianas.

Figura 2: Incidencia del crédito sobre el costo laboral



Notas: El eje horizontal reporta el salario mensual (en pesos) neto de contribuciones patronales de un empleado permanente de tiempo completo. El eje vertical informa el costo laboral mensual. Las estimaciones se hacen asumiendo un importe de cotizaciones patronales a pagar del 23 %, la cifra "base" según la ley (no se tienen en cuenta otros tipos de reducciones específicas, por ejemplo, del sector de actividad).

Cabe mencionar que los empleadores pudieron acceder a los beneficios a partir de agosto de 2014. Inicialmente, el beneficio iba a estar disponible hasta agosto de 2015, pero a través de sucesivos decretos se prorrogó hasta diciembre de 2017.

4. Datos y metodología

4.1. Datos

Se utilizan principalmente datos administrativos del Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA), que es una base de datos emparejada de empleadores y empleados utilizada por el sistema de pensiones para calcular las jubilaciones individuales y registrar las contribuciones realizadas por las empresas para sus empleados. A partir de ella, se construye un panel anual de empresas⁴, en el que se incluyen como principales variables la cantidad de empleados permanentes de las empresas y el salario medio de los nuevos trabajadores permanentes de las empresas (aquellos que han sido contratados durante el último año).

⁴ Se excluyeron los CUITs pertenecientes al sector público.

También se cruzaron los datos de SIPA con datos de los registros de la Administración Federal de Ingresos Públicos (AFIP), que cuentan con información sobre los contribuyentes registrados en el régimen de monotributo⁵. Se explota esta información para evaluar los cambios en los contratos laborales causados por la reforma.

Nótese que para preservar la confidencialidad de los datos, el Centro de Estudios para la Producción XXI (CEP XXI) fue el centro de estudios encargado de procesar las bases de datos. En consecuencia, los datos utilizados para el desarrollo de la investigación fueron completamente anonimizados de forma tal de garantizar el secreto estadístico.

El período cubierto por la base de datos se extiende desde julio de 2010 hasta julio de 2017, con frecuencia anual. La razón para excluir años posteriores a 2017 se debe a la sanción de la Ley 27430 en diciembre de ese año, la cual invalida legalmente los artículos de la Ley 26940 que respaldaban la reforma analizada. Aunque podría resultar tentador evaluar los efectos de la eliminación de la reforma, es importante señalar que con la Ley 27430 varias otras normativas fueron modificadas simultáneamente, lo que imposibilitaría garantizar que el efecto encontrado sea exclusivamente resultado de la eliminación de la intervención de interés.

4.2. Metodología

Por lo expuesto en la sección 3, la reforma generó variaciones exógenas en los beneficios fiscales de las empresas, creando así una valiosa oportunidad para analizar los efectos de los créditos temporales a la contratación sobre diversos resultados laborales. En esta sección, se presenta la estrategia de identificación utilizada, en la que se explota la diferencia entre dos grupos que experimentan diferentes niveles de beneficios: empresas pequeñas y empresas medianas.

Se utiliza un enfoque de diferencias en diferencias⁶ (DiD), en el que el grupo de

⁵ También se excluyeron aquellas firmas que en algún momento se encontraron en el registro REPSAL, un registro de firmas que incumplieron con las leyes laborales.

⁶ Aunque a primera vista puede parecer obvia la utilización de un enfoque de regresión discontinua, existe una asignación imperfecta del tratamiento que impide la correcta implementación de la metodología, considerando que los registros de los contadores de las empresas pueden no estar excesivamente controlados por la AFIP, como muestra la Figura 11 del Apéndice. Esta situación determina la ausencia de una discontinuidad en las firmas tratadas en torno a la cantidad de empleados de 15. A pesar de ello, la contaminación es pequeña y claramente descendente en el tamaño de las firmas.

tratamiento está compuesto por las firmas con entre 6 y 14 empleados en marzo de 2014 (firmas pequeñas), que calificaron para los mayores descuentos impositivos de la política, y el grupo de control se conforma por las firmas con entre 15 y 23 empleados en marzo de 2014 (firmas medianas), que solo tuvieron una pequeña reducción. Teniendo en cuenta que el grupo de control también recibe cierto tratamiento, los efectos hallados en este trabajo deben interpretarse como cotas inferiores del efecto real.

El motivo por el cual no se utiliza al grupo de empresas con más de 80 empleados permanentes como grupo de control, para las cuales los beneficios fueron enteramente eliminados, responde al comportamiento log-normal de la distribución de las empresas por tamaño. Dado el reducido número de empresas grandes, se descarta su utilización como grupo de comparación por la amenaza que esto implica sobre el *power* de las estimaciones. Por otro lado, las empresas con menos de 6 empleados permanentes fueron eliminadas del análisis debido a que otros artículos de la misma ley les otorgaron beneficios adicionales.

Utilizando la definición de grupos descrita previamente, la base de datos abarca un total de 99293 firmas diferentes, con 78049 en el grupo de tratamiento y 21244 en el grupo de control. Los tres sectores productivos dominantes dentro de este conjunto de firmas son comercio (25,5 % del total de firmas), industria (17,8 %) y agricultura (9,8 %). En cuanto a la localización de las firmas, la mayoría se encuentran radicadas en la Provincia de Buenos Aires (31 %), en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (24,6 %) y en Santa Fe (8,8 %). La predominancia de estos sectores y provincias se mantiene al analizar por separado ambos grupos.

Las principales variables de resultado de las regresiones son la tasa de crecimiento del empleo permanente de las empresas⁷ y la tasa de crecimiento del salario medio de los nuevos empleados permanentes de las empresas (aquellos contratados en el último año).

⁷ La razón para utilizar tasas de crecimiento en lugar de las variables en niveles se encuentra en Cahuc *et al.* (2019). Para ilustrar su punto de vista, consideremos un modelo estático simple, en el que la función de producción es $F(L)$, el coste laboral es igual al salario neto w y las empresas son competidoras perfectas. El nivel óptimo de empleo satisface $F'(L) = w$. Esta ecuación implica que un cambio del uno por ciento en el coste laboral induce un cambio en el nivel de empleo que es proporcional al nivel de empleo inicial de la empresa. Esto significa que, incluso en ausencia de un crédito a la contratación, una perturbación común que afecte también a los costes laborales de los dos grupos de empresas tendrá un efecto diferente sobre el empleo.

Como hay una única fecha de tratamiento común para todas las empresas, primero se estima la siguiente especificación:

$$Y_{it} = \alpha + \beta(\text{Treat}_i \times \text{Post}_t) + \phi_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde Y_{it} es el *outcome* de la firma i en el período t , ϕ_i y γ_t son efectos fijos a nivel de firma y temporales, respectivamente, Treat_i es una *dummy* que indica si la firma i tuvo entre 6 y 14 empleados en marzo de 2014 (es decir, si es parte del grupo de tratamiento) y Post_t indica si t es un período posterior a julio de 2014 (es decir, si es posterior a la implementación de la reforma). Finalmente, ε_{it} es el término de error. Los errores estándar son clusterizados a nivel de firma.

Asumiendo tendencias paralelas, el parámetro β representa el efecto causal medio de la reforma sobre Y_{it} para las pequeñas empresas. Dado que capta los efectos, independientemente de si las empresas utilizan los beneficios o no, debería ser interpretado como un *intention-to-treat* (ITT).

También se estima una extensión de la especificación previa para permitir heterogeneidades por tamaño dentro del grupo de empresas pequeñas.

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 I(\text{Size} \in [6, 8]) \times \text{Post} + \beta_2 I(\text{Size} \in [9, 11]) \times \text{Post} + \beta_3 I(\text{Size} \in [12, 14]) \times \text{Post} + \phi_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Donde β_1, β_2 y β_3 representan los efectos diferenciales de las empresas según su tamaño en marzo de 2014. La estimación de estos parámetros nos permite comprobar si existen efectos diferenciales dentro de las empresas tratadas.

Adicionalmente, se estima una especificación dinámica de la ecuación 1.

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{k=2010}^{2013} \beta_k [\text{Treat}_i \times I(t = k)] + \sum_{k=2015}^{2017} \beta_k [\text{Treat}_i \times I(t = k)] + \phi_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

Donde $I(t = k)$ indica que el período t es $k = 2010, \dots, 2017$, es decir, es una *dummy* indicadora que vale 1 si el período de la observación es igual a k . El año omitido es

2014, que corresponde justo al mes previo a la implementación de la reforma (recordar que los datos anuales corresponden siempre al mes de julio). Los demás términos se definen como antes.

Con la especificación (3) es posible evaluar la evolución dinámica del efecto del tratamiento, ya que los parámetros β_k para $k = 2015, \dots, 2017$ miden, para cada año, el efecto causal medio de la reforma sobre Y_{it} para las pequeñas empresas. El estimador MCO para los β_k son los estimadores de diferencias en diferencias dinámico. Adicionalmente, la estimación de β_k para $k = 2010, \dots, 2013$ permite observar si la reforma tuvo efectos antes de su implementación, es decir, permite comprobar la presencia de pre-tendencias. La presencia de tendencias diferenciales entre los grupos en el período previo a introducción de la reforma constituiría una amenaza a la validez interna de los resultados. De esta forma, para interpretar de manera válida nuestros hallazgos desde un enfoque causal, es esencial que los coeficientes estimados para el período previo no difieran estadísticamente de cero.

Por último, también se busca detectar algún tipo de efecto de la reforma sobre la informalidad. Si bien no es posible disponer de una variable que indique explícitamente la formalización de un empleado en particular, sí es posible obtener un *proxy* de ello analizando si el individuo pasó de estar en la categoría laboral de “monotributo” (el régimen laboral de Argentina para trabajadores independientes, muchas veces utilizado por las empresas para sub-reportar trabajadores) a estar debidamente registrados en el sistema previsional. Para ello se utiliza tanto la base de datos del SIPA como los certificados de inscripción de la AFIP. Cabe destacar que esta definición de la variable podría estar, muy esperablemente, subestimando la verdadera formalización del empleo, ya que no contempla a aquellos empleados contratados por las empresas que previamente se encontraban trabajando informalmente sin estar inscritos en el régimen de monotributo.

La principal variable de resultado es una variable *dummy*⁸ que indica si la empresa decidió emplear en el período de análisis a un individuo que seis meses antes solo estaba inscrito como monotributista (y no en SIPA). De esta forma, es importante remarcar las debilidades de la variable de formalización utilizada, la cual solo captura

⁸ Para facilitar la interpretación de los resultados, la *dummy* se multiplica por 100.

una fracción muy limitada y específica de la formalización. El motivo por el cual utilizar una variable dicotómica a nivel de firma y no una variable continua de la cantidad de ex-monotributistas contratados formalmente por las empresas, es el bajo número de empresas que efectivamente contratan a este tipo de trabajadores.

Por otro lado, otra limitación de este análisis es la falta de disponibilidad de los registros de AFIP para el período completo. Hasta el momento, solo fue posible disponer de 5 registros no uniformemente distribuidos en el tiempo. Esto dificulta la correcta evaluación de tendencias previas en nuestra variable, por lo que los resultados hallados en este trabajo respecto a la formalización deben ser interpretados como evidencia sugestiva.

Las regresiones en este caso son las siguientes:

$$F_{it} = \alpha + \beta(\text{Treat}_i \times \text{Post}_t) + \phi_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$F_{it} = \alpha + \sum_{k \neq \text{Ago}2012} \beta_k [\text{Treat}_i \times I(t = k)] + \phi_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

Las cuales son similares a las ecuaciones (1) y (3), pero que solo incluyen, considerando las restricciones de datos de los registros de AFIP, febrero de 2012, agosto de 2012, agosto de 2015, julio de 2016 y noviembre de 2017. F_{it} es la probabilidad (en porcentaje) de convertirse en un empleador que decidió contratar a un individuo que estuvo previamente registrado como monotributista. El resto de variables se heredan de las especificaciones anteriores⁹.

Cabe destacar que todas las estimaciones presentadas en esta sección se realizan utilizando un panel no balanceado de empresas, es decir, sin exigir que la empresa aparezca en todos los años de la muestra (sin embargo, en la sección de robustez se incluyen regresiones utilizando el panel balanceado de empresas).

⁹ Tenga en cuenta, sin embargo, que se trata de una evidencia sugestiva pero no del todo causal, ya que no es posible asegurar con certeza que el efecto diferencial entre los grupos no se haya producido simplemente por el mayor incentivo de las empresas a contratar nuevos individuos, entre los que podrían encontrarse monotributistas.

5. Resultados

5.1. Tasa de crecimiento del empleo

De acuerdo al Cuadro 2, la reforma tuvo un impacto estadísticamente significativo sobre las tasas de crecimiento del empleo, dando lugar a un aumento de 3,32 puntos porcentuales en las pequeñas empresas en comparación con sus homólogos medianas.

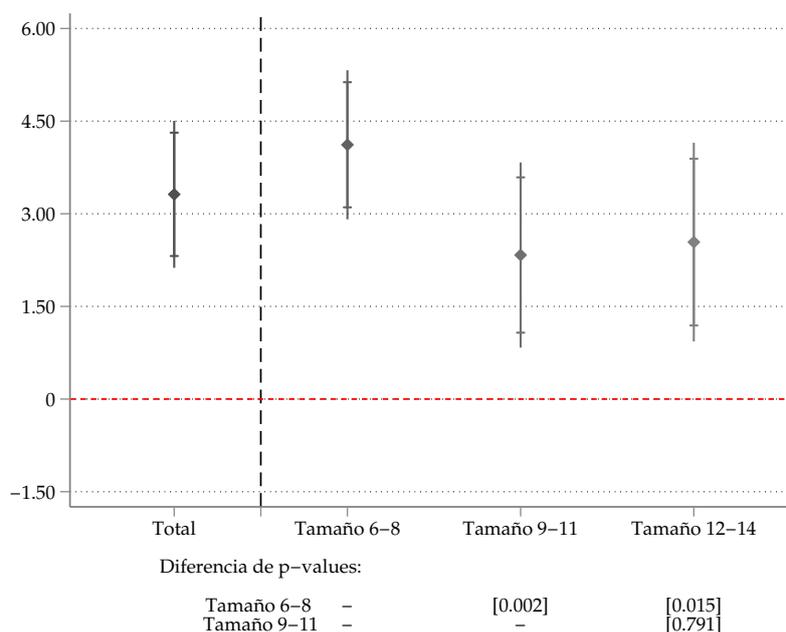
Cuadro 2: Efectos estimados con modelos estáticos

VARIABLES DE RESULTADO	Tasa de crecimiento del empleo	Tasa de crecimiento de los salarios de los nuevos empleados	Dummy de empresa que formaliza
<i>Treat * Post</i>	3.315*** (0.607)	-0.701 (0.928)	0.404** (0.165)
Constante	9.205*** (0.182)	16.490*** (0.237)	3.470*** (0.080)
Media del tratamiento en el periodo pre-reforma	9.799	16.977	3.016
Observaciones	680169	453272	485223
R2	0.192	0.190	0.248

Notas: ***Estadísticamente significativo al 99 %, **al 95 %, *al 90 %. Errores estándar entre paréntesis. Se utiliza un panel no balanceado. Errores estándar clusterizados a nivel de empresa. Se incluyen efectos fijos individuales y temporales. La *dummy* de firma formalizadora se multiplica por 100 para facilitar la interpretación de los resultados.

Por su parte, en la Figura 3 se puede apreciar la heterogeneidad de los efectos dentro de las pequeñas empresas, siguiendo la ecuación (2). Los resultados sugieren que la incidencia de la política fue notablemente significativa en las empresas más pequeñas (de 6 a 8 empleados en marzo de 2014), manifestándose en un incremento de 4,1 puntos porcentuales en sus tasas de crecimiento del empleo. En el caso de las empresas con 9 a 11 empleados, el impacto fue de 2,3 puntos porcentuales, mientras que para las empresas con 12 a 14 el efecto aumentó levemente a 2,5, revelando así una heterogeneidad significativa entre estos dos grupos y el subconjunto de empresas más pequeñas.

Figura 3: Efecto heterogéneo en la tasa de crecimiento del empleo

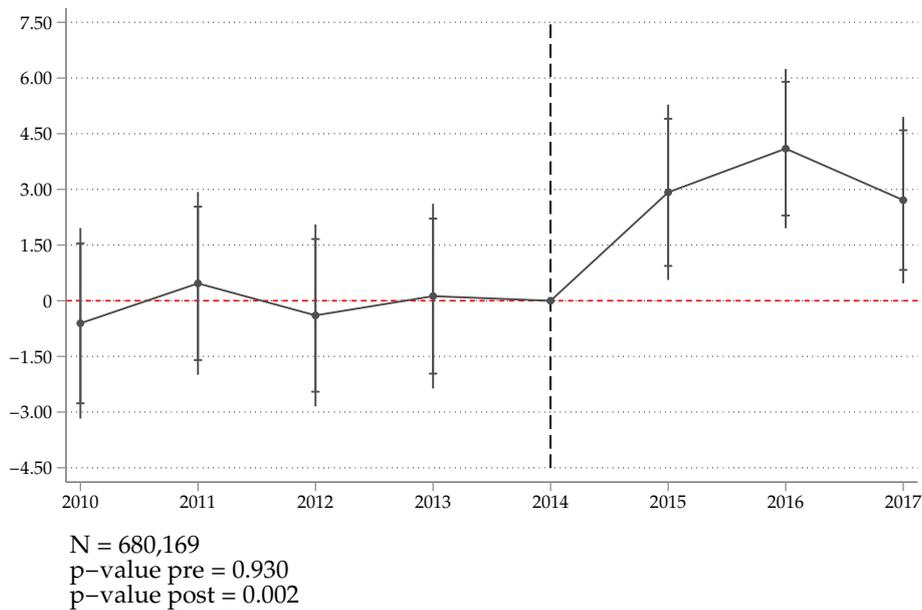


Notas: El eje horizontal muestra la estimación del coeficiente β de la ecuación 1 y de los coeficientes β_1 , β_2 y β_3 de la ecuación 2, utilizando la tasa de crecimiento del empleo como variable dependiente. Estos últimos representan la heterogeneidad por tamaño de firma en el efecto. Se utiliza un panel no balanceado. Errores estándar clusterizados a nivel de empresa. Se incluyen efectos fijos individuales y temporales. Se presentan intervalos de confianza del 90 % (línea más corta) y del 95 % (línea más larga).

La estimación dinámica de los efectos sobre el crecimiento del empleo permanente se presenta en la Figura 4. Se observa que el efecto se mantuvo constante durante los años 2015, 2016 y 2017, lo que sugiere que la influencia de la política persistió más allá de su aplicación inicial. No encontramos estimaciones puntuales significativas entre los coeficientes estimados para los períodos anteriores a la reforma, y el p-valor para la prueba de significatividad conjunta es superior al 10%.¹⁰

¹⁰Como se observa en la Figura 12, resultados similares se observan si se extiende el panel hasta el año 2008, primer año para el cual se disponen de datos.

Figura 4: Efecto dinámico en la tasa de crecimiento del empleo



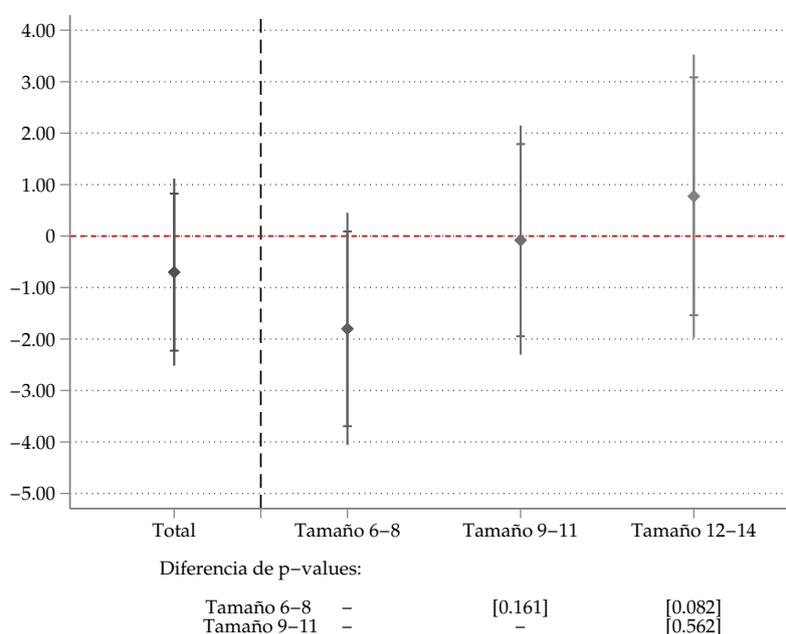
Notas: El eje horizontal muestra el año de análisis, mientras que el eje vertical informa los coeficientes de las estimaciones de DiD dinámico de la ecuación 3 utilizando la tasa de crecimiento del empleo como variable dependiente. El periodo omitido es julio de 2014 (mes inmediatamente previo a la implementación de la reforma). Se utiliza un panel no balanceado. Errores estándar clusterizados a nivel de empresa. Se incluyen efectos fijos individuales y temporales. Se presentan intervalos de confianza del 90% (línea más corta) y del 95% (línea más larga).

Este hallazgo va más allá de los resultados hallados en estudios anteriores, como el de Cahuc *et al.* (2019), al mostrar un efecto más sustancial sobre las tasas de crecimiento del empleo en el contexto de un país en desarrollo y en un escenario no recesivo. Este resultado se alinea con la literatura teórica reciente que hace hincapié en la variabilidad entre expansiones y contracciones económicas en la efectividad de este tipo de políticas (Graves, 2023). Otra razón por la cual los efectos identificados en este estudio superan significativamente a los encontrados en Cahuc *et al.* (2019) podría estar vinculada al diseño mismo de la política: mientras que en la reforma francesa el crédito estaba dirigido a un grupo específico de trabajadores (los de menores salarios), en la reforma argentina no se introdujo ningún tipo de condicionalidad.

5.2. Tasa de crecimiento del salario medio de los nuevos empleados

En contraste con el impacto significativo sobre las tasas de crecimiento del empleo, la política no mostró ningún efecto discernible sobre la tasa de crecimiento de los salarios de los nuevos empleados, como se muestra en el Cuadro 2. Tampoco se encuentran efectos heterogéneos significativos dentro de las pequeñas empresas (Figura 5).

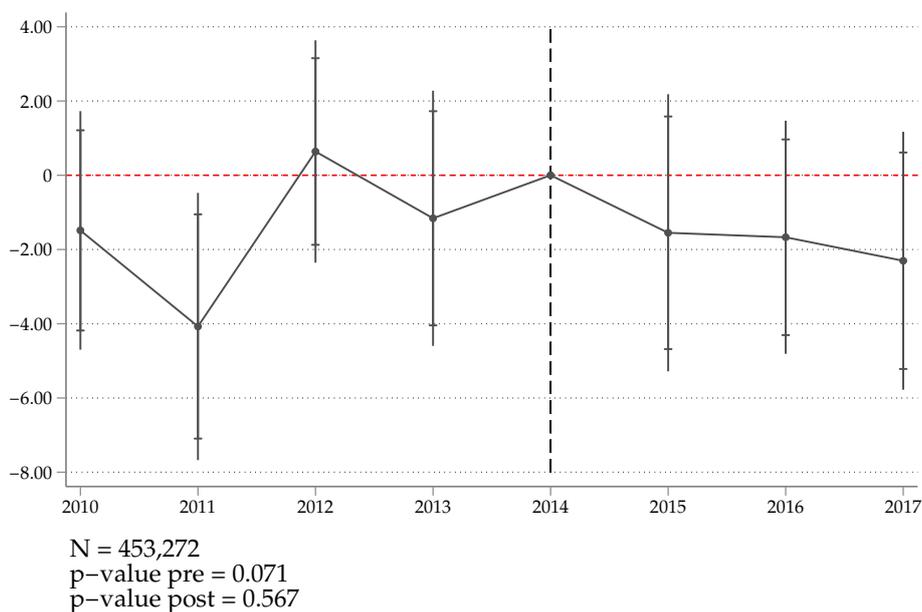
Figura 5: Efecto heterogéneo en la tasa de crecimiento del salario medio de los nuevos empleados



Notas: El eje horizontal muestra la estimación del coeficiente β de la ecuación 1 y de los coeficientes β_1 , β_2 y β_3 de la ecuación 2, utilizando la tasa de crecimiento del salario medio de los nuevos empleados como variable dependiente. Estos últimos representan la heterogeneidad por tamaño de firma en el efecto. Se utiliza un panel no balanceado. Errores estándar clusterizados a nivel de empresa. Se incluyen efectos fijos individuales y temporales. Se presentan intervalos de confianza del 90 % (línea más corta) y del 95 % (línea más larga).

El análisis dinámico de diferencias en diferencias, presentado en la Figura 6, termina de confirmar el nulo impacto de la reforma sobre los salarios de los nuevos contratados en el período posterior a su implementación. En el periodo previo, únicamente se encuentra una estimación puntual significativa para el año 2011, que es una fecha lejana al tratamiento.

Figura 6: Efecto dinámico en la tasa de crecimiento del salario medio de los nuevos empleados



Notas: El eje horizontal muestra el año de análisis, mientras que el eje vertical informa los coeficientes de las estimaciones de DiD dinámico de la ecuación 3 utilizando la tasa de crecimiento del salario medio de los nuevos empleados como variable dependiente. El periodo omitido es julio de 2014 (mes inmediatamente previo a la implementación de la reforma). Se utiliza un panel no balanceado. Errores estándar clusterizados a nivel de empresa. Se incluyen efectos fijos individuales y temporales. Se presentan intervalos de confianza del 90 % (línea más corta) y del 95 % (línea más larga).

De esta forma, el análisis reveló que la política influyó principalmente en la generación de empleo en lugar de impulsar cambios en la dinámica salarial.

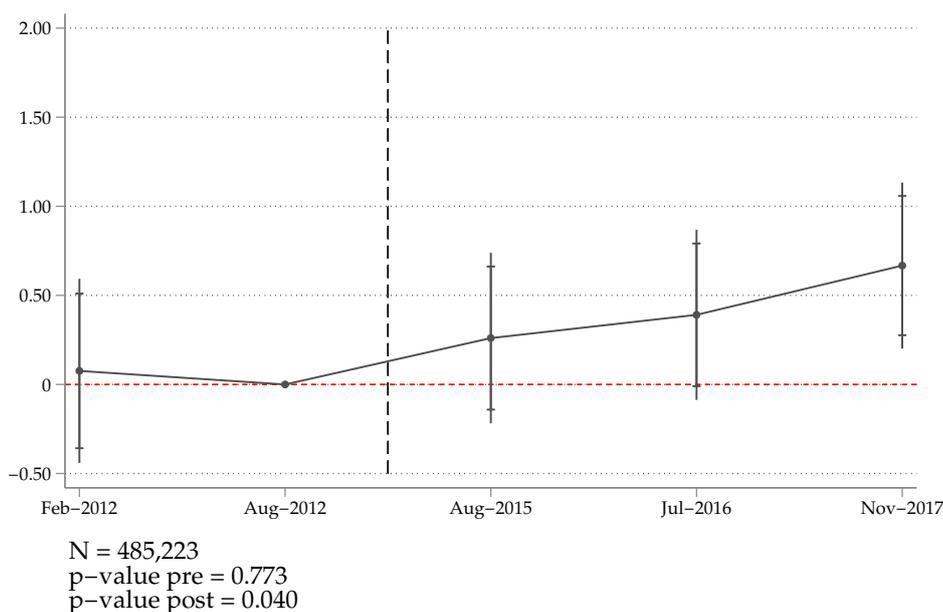
5.3. Firmas formalizadoras

Se observa un efecto positivo en el número de empresas que contratan empleados que anteriormente estaban registrados como monotributistas. Aunque el aumento de 0,4 p.p. en la probabilidad de formalizar (Cuadro 2) podría parecer, a simple vista, un efecto pequeño, es importante tener en cuenta que la variable utilizada solo captura una fracción muy limitada de la formalización, específicamente aquella que implica la transición desde el régimen de monotributo hacia el empleo registrado. En este sentido, es destacable que incluso con las limitaciones inherentes a la variable se haya encontrado un efecto positivo y estadísticamente significativo. Esto sugiere que el impacto sobre la

formalización total podría ser aún más sustancial. Este hallazgo subraya la capacidad potencial de la política para impulsar la formalización laboral, un aspecto clave para la política pública de países en desarrollo.

La dinámica del impacto de la política sobre la formalización del mercado laboral puede analizarse en la Figura 7.

Figura 7: Efecto dinámico en la probabilidad de formalizar



Notas: El eje horizontal muestra el año de análisis, mientras que el eje vertical informa los coeficientes de las estimaciones de DiD dinámico de la ecuación 5 utilizando la *dummy* de empresa formalizadora (multiplicada por 100) como variable dependiente. El periodo omitido es agosto de 2012. Se utiliza un panel no balanceado. Errores estándar clusterizados a nivel de empresa. Se incluyen efectos fijos individuales y temporales. Se presentan intervalos de confianza del 90 % (línea más corta) y del 95 % (línea más larga).

6. Pruebas de robustez

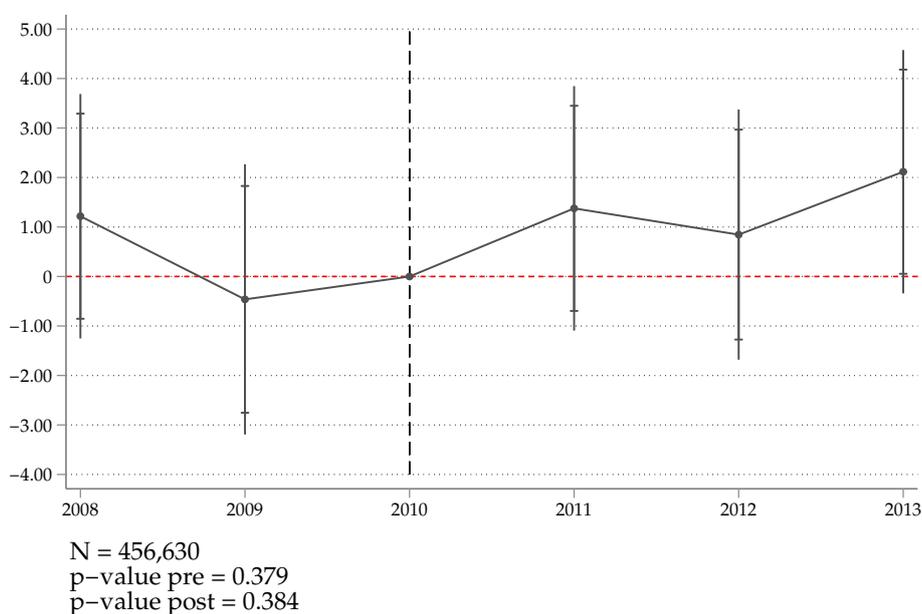
En esta sección se analiza la robustez de las estimaciones. La presencia de pretensiones ya ha sido testada con la especificación (3) estimada en la sección anterior. A continuación, se llevan a cabo otras tres pruebas de robustez para validar el resultado hallado sobre el crecimiento del empleo, el cual constituye el efecto más fuerte hallado en este trabajo.

6.1. Prueba de falsificación: evaluando una fecha placebo

En primer lugar, se analiza la presencia de factores variables en el tiempo que podrían haber afectado los resultados. De este modo, se vuelve a estimar la ecuación (3) pero suponiendo que la política se implementó en 2010, restringiendo la muestra al período 2008-2013 (anterior al tratamiento). Durante este período, ninguna de las empresas pudo haberse visto afectada por la reforma. De esta forma, la falta de resultados significativos sería coherente con la interpretación causal de los hallazgos de este trabajo, mientras que, en caso contrario, la prueba sugeriría que los efectos hallados podrían ser impulsados meramente por factores temporales omitidos.

La figura 8 presenta los resultados del ejercicio para la tasa de crecimiento del empleo permanente. Las estimaciones puntuales de los coeficientes posteriores al período ficticio de reforma son muy cercanos a cero. Estos resultados sugieren que los factores temporales subyacentes en el crecimiento del empleo no están impulsando los resultados del trabajo.

Figura 8: Prueba robustez: fecha placebo

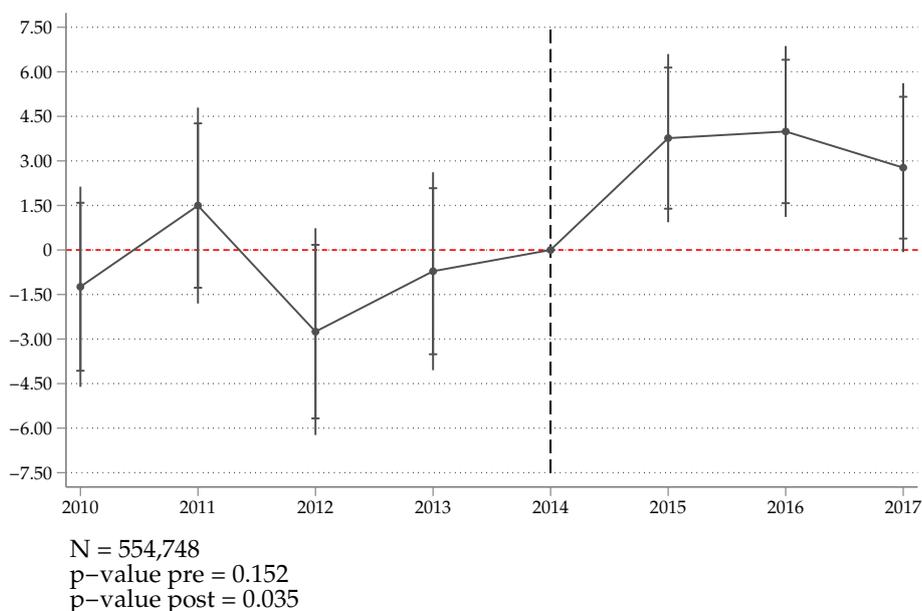


Notas: El eje horizontal muestra el año de análisis, mientras que el eje vertical informa los coeficientes de las estimaciones de DiD dinámico de la ecuación 3 utilizando la tasa de crecimiento del empleo como variable dependiente y una fecha de implementación placebo (agosto de 2010). El año omitido es el 2010. Se utiliza un panel no balanceado. Errores estándar clusterizados a nivel de empresa. Se incluyen efectos fijos individuales y temporales. Se presentan intervalos de confianza del 90% (línea más corta) y del 95% (línea más larga).

6.2. Cambio de ancho de banda: eliminando contaminación

Como se evidencia en la Figura 11, existe cierta contaminación en el acceso a los beneficios por parte de los grupos. Específicamente, se observa una drástica disminución en la tasa de *take up* en el grupo de tratamiento a partir de los 13 empleados en 2014. Además, en el grupo de control, se detecta una tasa de *take up* particularmente relevante entre los 15 y 17 empleados en 2014 (pese a que no debería existir). En un intento por abordar este problema, se vuelve a estimar la ecuación (3) excluyendo estas firmas problemáticas. La Figura 9 ilustra que los resultados no experimentan cambios sustanciales respecto a los hallados en la sección 5.

Figura 9: Prueba de robustez: cambio de ancho de banda



Notas: El eje horizontal muestra el año de análisis, mientras que el eje vertical informa los coeficientes de las estimaciones de DiD dinámico de la ecuación 3 utilizando la tasa de crecimiento del empleo como variable dependiente. Se eliminan del análisis las empresas que en marzo de 2014 tenían entre 13 y 17 empleados permanentes. El periodo omitido es julio de 2014 (mes inmediatamente previo a la implementación de la reforma). Se utiliza un panel no balanceado. Errores estándar clusterizados a nivel de empresa. Se incluyen efectos fijos individuales y temporales. Se presentan intervalos de confianza del 90% (línea más corta) y del 95% (línea más larga).

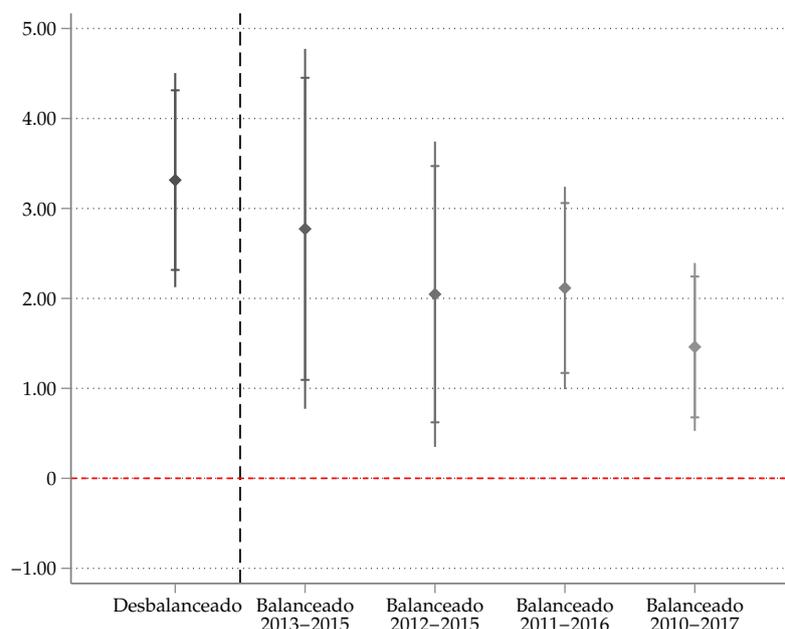
6.3. Paneles balanceados: analizando el sesgo de supervivencia

Otra amenaza a la validez de la estrategia de identificación es la existencia de un posible sesgo de supervivencia de las firmas. Hasta ahora, se han realizado las estimaciones utilizando un panel desbalanceado, sin tener en cuenta que algunas empresas existieron durante más tiempo que otras. Este sesgo puede afectar la validez de las conclusiones, ya que las unidades que se mantienen en el panel pueden diferir sistemáticamente de aquellas que lo abandonan. En otras palabras, el abandono de empresas puede cambiar la composición del grupo de tratamiento y/o del grupo de control a lo largo del tiempo, lo que puede generar estimaciones que contengan no solo el efecto de la política, sino también la diferencia entre grupos en sus respectivos cambios de composición. Es fundamental reconocer esta amenaza, especialmente en el contexto de la estrategia de identificación utilizada, basada en un diseño de DiD, en el que la variabilidad en la composición de los grupos puede afectar la validez de la inferencia sobre el impacto causal de la política.

Para comprobar esta hipótesis, se vuelve a estimar la especificación (1) con paneles balanceados, es decir, con empresas activas durante todo el período considerado. Los resultados significativos apoyarían la interpretación causal de nuestras conclusiones.

La Figura 10 presenta los resultados de los paneles balanceados en los períodos 2010-2017, 2011-2016, 2012-2015 y 2013-2015. Se encuentran resultados positivos y significativos para todos los paneles equilibrados. La presencia de resultados significativos para un panel largo como el de 2010-2017 sugiere que las estimaciones de este trabajo no se explican por el sesgo de supervivencia.

Figura 10: Prueba de robustez: panel balanceado



Notas: El eje horizontal muestra la estimación del coeficiente β de la ecuación 1 para los distintos paneles balanceados analizados, utilizando la tasa de crecimiento del empleo como variable dependiente. Errores estándar clusterizados a nivel de empresa. Se incluyen efectos fijos individuales y temporales. Se presentan intervalos de confianza del 90 % (línea más corta) y del 95 % (línea más larga).

7. Conclusiones

Este estudio proporciona una evaluación exhaustiva de los efectos de una política de créditos temporales a la contratación laboral (i.e., *hiring credits*) en Argentina, destacando su impacto en diferentes resultados laborales. La introducción de esta política tenía como objetivo incentivar el empleo formal, especialmente en el contexto de una elevada tasa de informalidad en el mercado laboral argentino. A través de un análisis que utiliza un enfoque de diferencias en diferencias, se encuentra evidencia convincente a favor de la efectividad de la política en la promoción del crecimiento del empleo formal de las empresas más pequeñas. El impacto significativo, reflejado en un aumento de 3,32 puntos porcentuales en las tasas de crecimiento del empleo de las pequeñas empresas, persiste durante varios años después de la reforma.

Contrariamente, el efecto de la política sobre las tasas de crecimiento salarial de los nuevos empleados no es estadísticamente significativo, lo que implica que el principal impacto de la política reside en estimular la creación de empleo más que en influir directamente en la dinámica salarial.

Además, los resultados remarcan el efecto diferencial de la política en función del tamaño de la empresa: las empresas más pequeñas experimentan un impacto más pronunciado en términos de tasas de crecimiento del empleo.

El estudio también arroja luz sobre la contribución de la política a la formalización dentro del mercado laboral. Se encuentra un efecto positivo sobre la probabilidad de las firmas de formalizar empleados previamente registrados bajo el régimen de monotributo. Este resultado es especialmente relevante en el contexto de elevados niveles de informalidad que prevalecen en muchos países en desarrollo, y subraya el potencial de la política para mejorar la protección social y la estabilidad del mercado laboral.

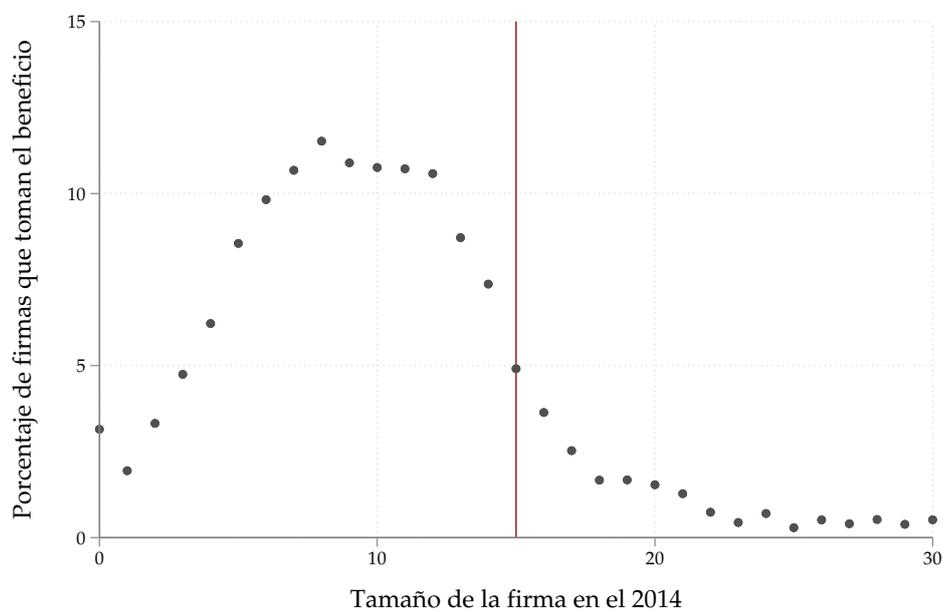
En líneas generales, esta investigación aporta ideas cruciales al debate actual sobre los créditos a la contratación y su eficacia para promover el crecimiento del mercado laboral formal, especialmente en contextos caracterizados por elevada informalidad. Al subsanar la falta de pruebas empíricas sobre el impacto de estas políticas, especialmente para países en desarrollo y en escenarios no recesivos, este trabajo proporciona información valiosa a los responsables políticos que buscan intervenciones específicas para fomentar la creación de empleo.

Referencias

- Batut, C. (2021). The longer term impact of hiring credits. Evidence from France. *Labour Economics*, 72, 102052.
- Benzarti, Y., & Harju, J. (2021). Can payroll tax cuts help firms during recessions? *Journal of Public Economics*, 200, 104472.
- Cahuc, P., Carcillo, S., & Le Barbanchon, T. (2019). The effectiveness of hiring credits. *The Review of Economic Studies*, 86(2), 593-626.
- Camacho, A., Conover, E., & Hoyos, A. (2014). Effects of Colombia's social protection system on workers' choice between formal and informal employment. *The World Bank Economic Review*, 28(3), 446-466.
- Cruces, G., Galiani, S., & Kidyba, S. (2010). Payroll taxes, wages and employment: Identification through policy changes. *Labour Economics*, 17(4), 743-749.
- d'Agostino, G., Patriarca, F., Pieroni, L., & Scarlato, M. (2020). The perverse effects of hiring credits as a place-based policy: Evidence from Southern Italy.
- Egebark, J., & Kaunitz, N. (2014). Do payroll tax cuts raise youth employment?
- Gerard, F., & Gonzaga, G. (2016). *Informal labor and the efficiency cost of social programs: Evidence from the Brazilian unemployment insurance program* (inf. téc.). National Bureau of Economic Research.
- Graves, S. (2023). The State-Dependent Effectiveness of Hiring Subsidies. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 15(2), 229-253.
- Huttunen, K., Pirttilä, J., & Uusitalo, R. (2013). The employment effects of low-wage subsidies. *Journal of Public Economics*, 97, 49-60.
- Lauletta, M. (2023). Payroll Taxes and Informality: Evidence from Argentina.
- Neumark, D., & Grijalva, D. (2017). The Employment Effects of State Hiring Credits. *ILR Review*, 70(5), 1111-1145. <https://doi.org/10.1177/0019793916683930>
- Saez, E., Schoefer, B., & Seim, D. (2019). Payroll taxes, firm behavior, and rent sharing: Evidence from a young workers' tax cut in Sweden. *American Economic Review*, 109(5), 1717-1763.
- Skedinger, P. (2014). Effects of Payroll Tax Cuts for Young Workers.

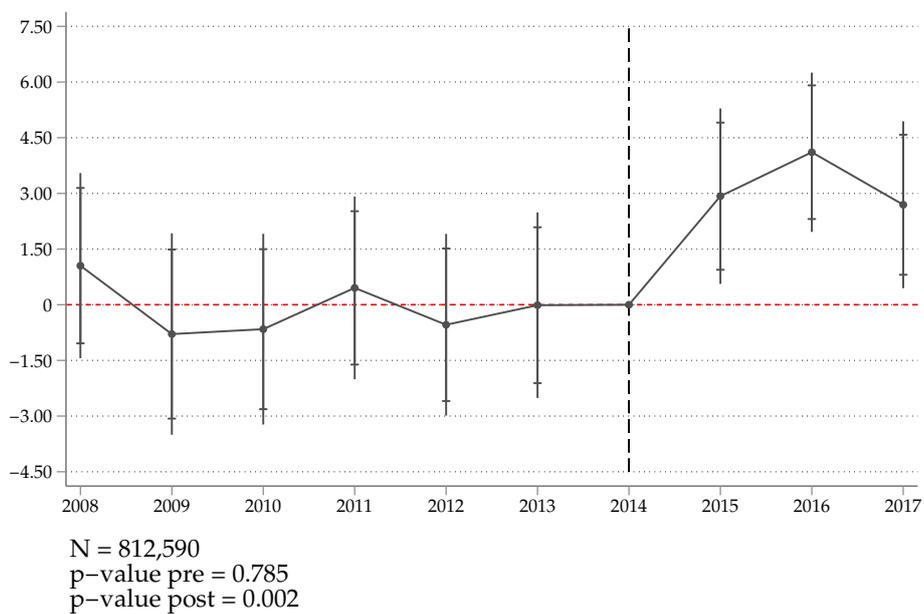
8. Apéndice

Figura 11: Tasa de *take up* de los beneficios por parte de las firmas



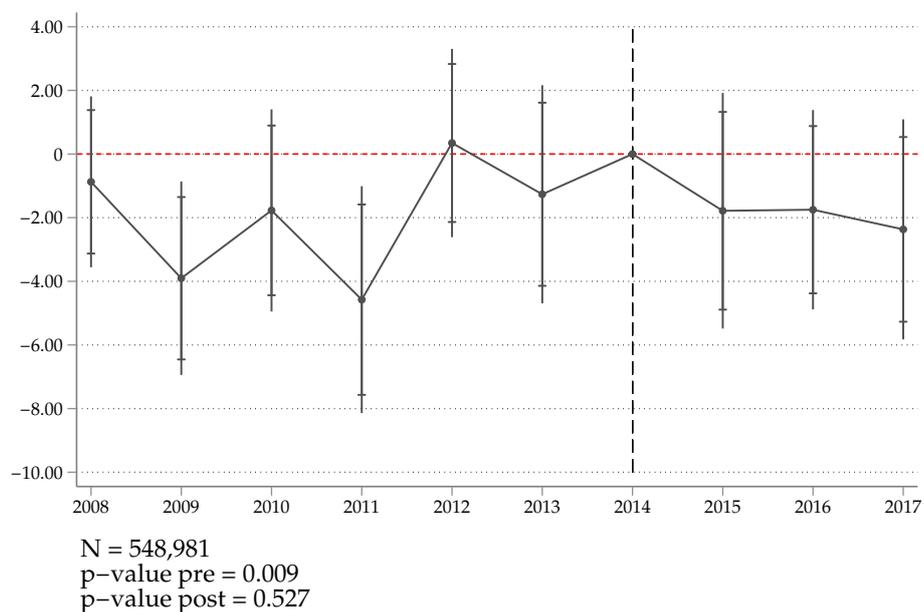
Notas: El eje horizontal muestra el número de empleados de las empresas en marzo de 2014. El eje izquierdo informa la proporción de empresas que decidieron utilizar el subsidio de contratación al menos una vez en el período 2014-2017 (es decir, contratan al menos un empleado bajo la modalidad). La línea vertical indica el corte legal para solicitar el beneficio.

Figura 12: Efecto dinámico en la tasa de crecimiento del empleo con base extendida



Notas: El eje horizontal muestra el año de análisis, mientras que el eje vertical informa los coeficientes de las estimaciones de DiD dinámico de la ecuación 3, utilizando la tasa de crecimiento del empleo como variable dependiente. El periodo omitido es julio de 2014 (mes inmediatamente previo a la implementación de la reforma). Se utiliza un panel no balanceado. Errores estándar clusterizados a nivel de empresa. Se incluyen efectos fijos individuales y temporales. Se presentan intervalos de confianza del 90% (línea más corta) y del 95% (línea más larga).

Figura 13: Efecto dinámico en la tasa de crecimiento del salario medio de los nuevos empleados con base extendida



Notas: El eje horizontal muestra el año de análisis, mientras que el eje vertical informa los coeficientes de las estimaciones de DiD dinámico de la ecuación 3, utilizando la tasa de crecimiento del salario medio de los nuevos empleados como variable dependiente. El periodo omitido es julio de 2014 (mes inmediatamente previo a la implementación de la reforma). Se utiliza un panel no balanceado. Errores estándar clusterizados a nivel de empresa. Se incluyen efectos fijos individuales y temporales. Se presentan intervalos de confianza del 90% (línea más corta) y del 95% (línea más larga).