

## Una evaluación del efecto *scarring* en Argentina

### *An Evaluation of the Scarring Effect in Argentina*

Luis Beccaria<sup>1</sup>, Roxana Maurizio<sup>2</sup>,  
Martin Trombetta<sup>3</sup>, Gustavo Vázquez<sup>4</sup>

DOI: 10.13043/DYS.77.7

#### Resumen

En este estudio se evalúa el efecto de corto plazo del tránsito por el desempleo sobre los salarios y la inserción laboral posterior. El llamado efecto *scarring* no ha sido estudiado previamente en América Latina y en específico en Argentina. Utilizando el esquema rotativo de la muestra de la Encuesta de Hogares se estima la magnitud de la penalidad salarial, y del incremento en la probabilidad de transitar hacia la informalidad, luego del paso por el desempleo. Se utilizan dos estrategias de estimación: por un lado, el modelo lineal para datos de panel con efectos fijos y aleatorios; por otro, el estimador de diferencias en diferencias con *propensity score matching*. Se muestra que el paso por el desempleo eleva en el corto plazo la probabilidad de alcanzar un puesto informal, pero que no es significativa su influencia sobre las remuneraciones, una vez que se controla por el tipo de ocupaciones.

---

1 Universidad Nacional de General Sarmiento. Juan María Gutiérrez 1150, Los Polvorines, provincia de Buenos Aires, Argentina (1613). Correo electrónico: labeccari@gmail.com.

2 Universidad Nacional de General Sarmiento y CONICET. Juan María Gutiérrez 1150, Los Polvorines, provincia de Buenos Aires, Argentina (1613). Correo electrónico: roxadamaurizio@gmail.com.

3 Universidad Nacional de General Sarmiento. Juan María Gutiérrez 1150, Los Polvorines, provincia de Buenos Aires, Argentina (1613). Correo electrónico: martintrombetta@gmail.com.

4 Universidad Nacional de General Sarmiento. Juan María Gutiérrez 1150, Los Polvorines, provincia de Buenos Aires, Argentina (1613). Correo electrónico: gustavomvazquez@gmail.com.

Este artículo fue recibido el 23 de febrero del 2015, revisado el 4 de noviembre del 2015 y finalmente aceptado el 21 de enero del 2016.

*Palabras clave:* desempleo, salario, Argentina (Thesaurus); informalidad, *scarring* (palabras clave de autor).

*Clasificación JEL:* J64, J31, J46.

## Abstract

This study assesses the short-term effect of shifting from unemployment on wages and the subsequent employment. The so-called *scarring* effect has not been studied previously in Latin America and in particular in Argentina. Exploiting the rotational design of the household survey we estimate the size of the wage penalty, and the increase in the probability of entering informality, after being unemployed. Two estimation strategies are used. First, the linear model for panel data with fixed and random effects; second, the difference in difference estimator with propensity scores matching. We show that being unemployed raises the short run probability of becoming an informal worker, but its influence on wages –once controlling for the type of occupation– is not significant.

*Key words:* Unemployment, wages, Argentina (Thesaurus); informality, *scarring* (author's keywords).

*JEL Classification:* J64, J31, J46.

## Introducción

Existe una amplia literatura que plantea la existencia de efectos negativos, tanto de corto como de largo plazo, en la pérdida involuntaria de un empleo sobre la trayectoria laboral posterior de los trabajadores, sea tanto en términos de sus remuneraciones, de la probabilidad de reincidir en el desempleo, como de la duración o la calidad de sus empleos. En este sentido, las separaciones asociadas a ciclos de la producción –del conjunto de la economía o idiosincráticos de cada firma– producirían una disminución del bienestar de los trabajadores afectados que sería mayor a la usualmente considerada y producto de la eventual exposición al desempleo que seguiría inmediatamente a la separación.

Si bien a veces el término hace referencia al impacto del despido (Grund, 1999; Ruhm, 1991), es más frecuente asociar el denominado efecto cicatriz —o *scarring*— al que estrictamente tendría el desempleo. Podría argumentarse que ambas circunstancias —despido y desempleo— se superponen en gran medida, ya que una parte de los despedidos transita un episodio de desocupación (o inactividad); sin embargo, se mencionará más abajo que la estrategia de indagación de ambos fenómenos no es la misma.

Aun cuando los estudios sobre los efectos de los despidos o del desempleo se refieren en su gran mayoría a países industrializados, esta temática aparece como particularmente relevante para caracterizar el funcionamiento de los mercados laborales de las naciones en desarrollo como el de Argentina. Ellos suelen mostrar niveles más elevados de movilidad ocupacional debido, en parte, a la mayor incidencia de empleos precarios, informales o del sector informal<sup>5</sup>, que por su naturaleza son —en promedio— de corta duración. Pero esa mayor movilidad general también obedece a lo que acontece con los empleos del sector formal, los que suelen tener tasas de salida mayores que en el mundo industrializado.

La menor presencia de estudios empíricos en los países en desarrollo sobre el efecto *scarring* parece obedecer especialmente a la falta de información adecuada para llevar a cabo las investigaciones. La mayoría de los estudios sobre esta temática se han basado en datos provenientes de encuestas longitudinales o de registros administrativos que permiten seguir a los individuos a lo largo de un extenso periodo. Este tipo de datos no suele encontrarse en la mayoría de las naciones en desarrollo; algunas de estas cuentan con registros de la seguridad social pero no siempre incluyen la información pertinente para abordar este tipo de estudios. También puede emplearse información derivada de preguntas retrospectivas incluidas en las encuestas a hogares que

---

5 Para la distinción entre empleo informal y empleo del sector informal, véase OIT (2003). En el análisis que se desarrolla en este documento se hará alusión a empleos u ocupaciones "informales" para denotar a las categorías incluidas en las directrices sobre la definición estadística de empleo informal —adoptadas en la Conferencia Internacional de Estadísticos del Trabajo de la OIT (OIT, 2003)—: "empleo asalariado informal" (aquellos en los que no se cumplen las normas laborales) y al "empleo no asalariado del sector informal". En el presente trabajo, se ha identificado a los "asalariados informales" como a los trabajadores en relación de dependencia que no están registrados en la seguridad social. El grupo de "empleos no asalariados del sector informal" se identifica en el documento como el conjunto de patrones de establecimientos de menos de cinco ocupados y a los trabajadores por cuenta propia no profesionales.

detallan la historia ocupacional de los individuos durante algún periodo de tiempo inmediatamente anterior al de la entrevista.

Las escasas investigaciones de naturaleza dinámica existentes sobre los mercados laborales en el mundo no industrializado han hecho uso de paneles que siguen a los individuos durante periodos relativamente breves o de pseudo-paneles a partir de la observación en el tiempo de una cohorte de edad dada. El presente documento también rescatará las posibilidades que brinda el panel rotativo de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) que se levanta regularmente en las áreas urbanas de Argentina.

El objetivo del artículo es evaluar en qué medida el tránsito por el desempleo impacta en la inserción laboral futura, tanto en lo que refiere a salarios como a la calidad del puesto de trabajo inmediatamente posterior al episodio de desocupación. En este sentido, la fuente de datos utilizada solo permite medir los impactos de corto plazo del tránsito por este estado. Sin embargo, como se discutirá más adelante, es posible suponer que los efectos de largo plazo sean incluso más importantes.

Los resultados alcanzados sugieren que el paso por el desempleo no influye directamente en los niveles de remuneraciones sino que reduce las probabilidades de obtener un empleo de buena calidad.

El presente trabajo se estructura de la siguiente manera: en la sección I se presenta el marco conceptual y se realiza una revisión de la literatura empírica. Las características de la fuente de información empleada en el estudio se describen en la sección II. En la sección siguiente se detalla la metodología de estimación. En la sección IV se presentan estadísticas descriptivas. Los resultados econométricos para el conjunto de los asalariados se discuten en la sección V, mientras que en la siguiente se analizan los canales a través de los cuales podría estar operando el efecto *scarring*. Finalmente, las conclusiones se presentan en el último apartado.

## I. El efecto *scarring* en la literatura

### A. Marco conceptual

El análisis de la dinámica en el mercado de trabajo —que incluye las transiciones entre puestos de trabajo, entradas y salidas desde la desocupación, intermitencia en la fuerza de trabajo— aparece como un tema relevante no solo para comprender mejor su funcionamiento, sino también para evaluar la dinámica del bienestar de los hogares y para contribuir al correcto diseño de las políticas públicas en materia laboral.

En principio, un incremento en la rotación ocupacional que se produce junto con una elevación del desempleo podría afectar negativamente el bienestar, dado que amplía las fluctuaciones de los ingresos y aumenta, por tanto, la incertidumbre de los hogares acerca de la evolución futura de los ingresos. Tal situación resulta particularmente dificultosa en las familias de menores recursos, por estar asociada a mayores niveles de vulnerabilidad a riesgos sociales. Asimismo, la inestabilidad laboral de los ocupados puede tener impacto sobre otros indicadores de bienestar de los hogares (adicionales al ingreso), entre ellos: escolarización de los niños, acceso a políticas sociales, movimientos geográficos, etc. Es posible, sin embargo, que ciertas transiciones desde la inactividad hacia la ocupación tiendan, en cambio, a reducir las fluctuaciones de los ingresos.

Desde el punto de vista de los trabajadores, la intermitencia laboral puede afectar negativamente su bienestar como consecuencia de varios factores. Por un lado, la frecuente rotación entre empleos —con o sin mediación de episodios de desocupación— atenta contra el grado de integración social de los individuos y suele ser una situación asociada a la baja cobertura de la seguridad social. Asimismo, la elevada intermitencia puede dificultar que el individuo acumule algún tipo de calificaciones específicas que le permita incrementar su nivel de capital humano total. Por último, el tránsito por el desempleo puede tener efectos negativos de largo plazo (temática en la que se enfoca este documento).

No obstante, no siempre la rotación laboral es un aspecto negativo o signo de las dificultades en el mercado de trabajo. Por el contrario, la movilidad puede ser voluntaria e implicar mejoras salariales o en las condiciones de trabajo. Por ejemplo, la rotación podría estar asociada a las primeras etapas de la carrera

laboral del trabajador donde se producen los movimientos más importantes dentro del mercado de trabajo con el objetivo de alcanzar un puesto acorde a sus calificaciones. La intermitencia en la fuerza de trabajo puede estar explicada por la realización de otras actividades extra económicas como, por ejemplo, el estudio. Es probable, a su vez, que estos factores tengan mayor presencia entre los jóvenes que entre los adultos. Asimismo, la movilidad laboral puede implicar una mejor asignación de los recursos y patrones virtuosos de difusión de conocimientos que impactan positivamente en la productividad agregada.

De acuerdo con la evidencia empírica analizada en varios países, los episodios de desempleo parecen ejercer, sin embargo, una influencia negativa sobre la trayectoria laboral posterior de quien los experimenta. Ello implica que la interrupción de una ocupación puede tener no solo consecuencias inmediatas sobre los ingresos corrientes, sino también efectos más duraderos sobre la situación laboral futura: menores remuneraciones o mayor posibilidad de trabajar en ocupaciones de baja calidad, o mayor posibilidad de volver a caer en el desempleo.

Entre los argumentos teóricos que se han esgrimido para dar cuenta de este fenómeno, es posible identificar al menos tres: 1) aquellos que se basan en la teoría del capital humano, 2) los que plantean la existencia de información asimétrica entre el empleador y el empleado y 3) aquellos que hacen referencia al salario de reserva de los trabajadores. Es posible, a su vez, que estos argumentos se refuercen entre sí.

La teoría del capital humano predice que la separación desde una ocupación conlleva la disminución de este a través de dos vías: por un lado, la simple interrupción implica la pérdida del capital humano específico en la medida en que las calificaciones adquiridas en el desempeño de un determinado puesto de trabajo no sean completamente transferibles a otro puesto. Efectivamente, el trabajador tendría menos activos en la nueva ocupación que en la anterior y, entonces, cabría esperar una retribución más baja. Sin embargo, esta pérdida de capital no se deriva de la experiencia del desempleo en sí misma sino del cambio de ocupación, el que puede producirse directamente sin transitar por el desempleo. Desde esta perspectiva, el detonante de una trayectoria laboral asociada a menores ingresos sería estrictamente la separación del puesto de trabajo. Precisamente, una serie de estudios se han centrado en los efectos de la separación involuntaria de un empleo de larga duración, sin tener en

cuenta si ella implicó o no el tránsito por la desocupación (Gibbons y Katz, 1991; Grund, 1999; Jacobson, LaLonde y Sullivan, 1993; Ruhm, 1991; Van Wachter, Song y Manchester, 2007). Bajo este argumento, la duración en el desempleo no parece tener relevancia; asimismo, cuanto mayor capital humano específico hay, mayor es el impacto negativo esperado.

Esta disminución del ingreso asociada al pasaje desde un puesto de trabajo a otro (mediado o no por el desempleo) podría reflejar no solo la pérdida del capital humano específico, sino también del "premio" que el trabajador pudiese haber recibido como incentivo para no "desatender", tal como lo sugiere la hipótesis de los salarios de eficiencia (Yellen, 1984). Precisamente la reducción de las remuneraciones que el trabajador espera enfrentar si es despedido (producto de la desatención), tendría un efecto positivo sobre la eficiencia y llevaría a reducir la rotación.

Si bien a veces también se hace referencia a este fenómeno asociado a la pérdida de capital específico como *scarring*, parece más adecuado restringirlo, como se señalaba arriba, a los efectos del paso por el desempleo. En este caso, la hipótesis de capital humano también ofrece un argumento en tanto que durante el tiempo en que el trabajador permanece desocupado deprecia su capital humano general. Tal depreciación implicará una pérdida de productividad y la teoría predice, en consecuencia, una reducción del salario una vez que el trabajador se reinserta en el mercado (Arulampalam, Booth y Taylor, 2001). Como es de esperar, y contrariamente al efecto anterior, este estará asociado no solo a la ocurrencia sino también a la duración del episodio de desempleo. Asimismo, la reducción en la productividad derivada del paso por el desempleo (que posiblemente sea mayor cuanto mayor sea el nivel de calificaciones que posee el individuo) incrementa la probabilidad de caer nuevamente en la desocupación, ya que eleva el riesgo de despidos por reconocimiento de la falta de adecuación de los requerimientos del puesto con las capacidades de la persona (*mismatch*).

El segundo tipo de explicaciones se basa en la consideración de que los empleadores no conocen *a priori* la productividad de sus potenciales empleados, por lo cual basan su decisión de contratación en la información referida a su historia laboral, a fin de diferenciar entre trabajadores más y menos productivos. Del conjunto de características que serían tomadas en cuenta, el hecho de haber atravesado uno o varios episodios de desempleo podría considerarse como una

"señal" negativa respecto de la productividad del trabajador en tanto reflejaría que no ha tenido un desempeño adecuado en ocupaciones anteriores. Consecuentemente, el empleador abonaría a estas personas un salario inferior al de aquellos que no hayan transitado por el desempleo (Arulampalam, 2001; Belzil, 1995; Cockx y Picchio, 2011; Gregory y Jukes, 2001; Lockwood, 1991). Ello puede también llevar a que se les ofrezcan, en mayor proporción, puestos de menor calidad, por ejemplo, con más elevada inestabilidad.

Los dos argumentos mencionados predicen que el desempleo tendrá un efecto negativo sobre el desempeño posterior en el mercado de trabajo, en particular en términos de salario. El primero plantea que esta pérdida sería causada por una caída efectiva en la productividad del trabajador, mientras que en el segundo la pérdida en términos de salario podría darse incluso en ausencia de depreciación del capital humano. Pero en ambos casos, el efecto del desempleo sobre la diferencia de remuneraciones entre quienes han y no han atravesado el desempleo podría ser temporario —en el primer caso, debido a que el trabajador iría reconstruyendo su capital humano general—. Por su parte, a medida que el asalariado vaya desempeñándose en el puesto de trabajo, el empresario contará con información adecuada sobre su productividad y en tanto se revele que su evaluación original basada en el desempleo era errónea, le incrementará el salario. Si se confirmase, lo mantendrá, pero la razón del menor salario sería efectivamente su más baja productividad.

El hecho de atravesar varios episodios de desempleo incrementaría la señal negativa sobre la productividad de un individuo. Cabría esperar, entonces, que la penalidad en términos de remuneraciones aumente con la cantidad de esos eventos. Pero el empleador que identifica a los trabajadores de baja productividad a través de sus trayectorias laborales pasadas podría decidir no contratarlos en lugar de hacerlo a un salario menor. En este caso (y como se comentará abajo), aquellos que transitaron por la desocupación tenderán o bien a permanecer más tiempo desocupados o a insertarse en ocupaciones de baja calidad y, por ende, de menores remuneraciones. Consecuentemente, la pérdida de ingresos en este caso podría ser prolongada. La usualmente encontrada dependencia negativa de la tasa de salida del desempleo respecto de la duración estaría, entonces, en parte asociada a la presencia del fenómeno cicatriz. Cabe enfatizar, sin embargo, en que el argumento de la señal resulta válido si los empleadores tienen la posibilidad de conocer efectivamente la trayectoria laboral anterior de los potenciales asalariados. Al mismo tiempo, podría



sugerirse que las características del mercado de trabajo en el momento en que los individuos atravesaron el episodio de desempleo afectarán la existencia y magnitud del efecto cicatriz, dado que en situaciones de alta desocupación (y por tanto, generalizada) los empleadores no podrían discriminar entre tipos de trabajadores a partir de esas experiencias de desempleo pasadas. El tránsito por esos episodios no necesariamente provee, entonces, información relevante acerca de la productividad de los individuos y, por tanto, se reduce su potencial "estigmatizador" (Biewen y Steffes, 2010; Lupi y Ordine, 2002). De manera similar, las causas de finalización de los episodios de empleo (voluntarias o involuntarias) podrían también impactar en la importancia de este efecto. En definitiva, el desempleo solo aparece como una *proxy* al fenómeno del despido individual que sería más relevante para el empleador al momento de evaluar la cobertura de una vacante. A su vez, no habría razones para que los empleadores discriminen negativamente a quienes ingresan en el mercado de trabajo directamente como desocupados.

En el caso de países con escasa cobertura del seguro de desempleo (como es el de Argentina), cobra importancia también un tercer argumento, relacionado con la evolución del salario de reserva durante el episodio de desempleo frente a la ausencia de fuentes de ingreso alternativas. En particular, podría afirmarse que conforme transcurre el periodo de desempleo el individuo reduce sus expectativas y exigencias aceptando puestos de menor salario o calidad que los de su última ocupación, previa al tránsito hacia la desocupación. Se trata de puestos en general inestables, de corta duración, lo cual deriva con frecuencia en un nuevo tránsito hacia el desempleo, generando impactos de largo plazo. Es esperable que tal efecto sea mayor entre aquellos individuos con menor nivel educativo y provenientes de hogares de bajos ingresos, para los cuales una búsqueda extensa de empleo se vuelve muy difícil de sostener. En este mismo sentido, podría plantearse el efecto de ciertas instituciones del mercado de trabajo como el pago de indemnizaciones, que ante una finalización involuntaria de la relación laboral posibilitarán una búsqueda posterior más extendida en el tiempo, mientras que su ausencia en caso de terminaciones voluntarias o no sujetas al pago de indemnización —tanto en el caso de ocupaciones no cubiertas por la legislación como en el caso de despidos que se consideren justificados— podría derivar en la aceptación de ocupaciones de menores remuneraciones o baja calidad.

Otras instituciones laborales, más allá del seguro de desempleo o la indemnización por despido, pueden asimismo ejercer cierta influencia. En particular, el salario mínimo y la forma específica que adopte la negociación colectiva podrían morigerar el posible impacto del desempleo sobre las remuneraciones percibidas. Por lo tanto, este podría ser menor entre los asalariados que están efectivamente cubiertos por estas instituciones (los trabajadores formales) que entre aquellos que no lo están.

A diferencia de los argumentos que sobre los efectos del desempleo ofrecen las tres hipótesis que se acaban de mencionar, la teoría de la búsqueda sugiere que los cambios de ocupación y, en particular, la duración del periodo de búsqueda, podrían estar asociados al logro de un mejor *matching*, es decir, a una mejor adecuación entre las características de la persona y las del puesto de trabajo, lo cual traería aparejada una mayor productividad y mayores salarios (Fitzenberger y Wilke, 2007; Nilsen y Reiso, 2011). En consecuencia, las predicciones basadas en esta explicación no necesariamente implican un efecto negativo del desempleo sobre el desempeño laboral posterior en el caso en que este tiempo se utilice para la búsqueda de un empleo de mejor calidad y más acorde a las características del trabajador.

El paso por ocupaciones informales o del sector informal podría también afectar negativamente las remuneraciones y la calidad del empleo posterior, de similar manera que el tránsito por el desempleo<sup>6</sup>. Si bien no se ahondará aquí en la discusión de este efecto, ya que no será evaluado en el documento, aquella situación estaría relacionada con algunos de los argumentos señalados en los párrafos anteriores. El empleador podría considerar, por ejemplo, que para una persona, el haberse desempeñado como trabajador independiente podría implicar una pérdida del capital humano general requerido para una posición asalariada (trabajo en equipo o cumplimiento de cierta disciplina, entre otros). Asimismo, puede ser una señal de las dificultades que tuvo para insertarse en un trabajo formal. Sin embargo, por otro lado, se argumenta que la informalidad podría ser la puerta de entrada al mercado de trabajo (*stepping stone*) a partir de la cual luego se transita hacia un puesto formal. De cualquier manera, este es un tema que merece una indagación específica que escapa al alcance de este documento, ya que, por otro lado, es creciente la evidencia acerca de

---

6 Véanse, más adelante, algunas investigaciones realizadas sobre este tema para América Latina.

la intensa movilidad que existe entre ocupaciones formales e informales (o del sector informal)<sup>7</sup>.

Por último, como mencionan Kroft, Lange y Notowidigdo (2013), existen diferentes posibilidades respecto del efecto *scarring* a lo largo del ciclo económico. Desde la teoría de la depreciación del capital humano, argumentan, no debería haber un vínculo entre la fase del ciclo y la magnitud del efecto cicatriz, ya que tal depreciación es independiente de la tasa de desempleo de la economía. Por su parte, bajo la hipótesis de la búsqueda y del salario de reserva es esperable que en fases recesivas ambos disminuyan más rápido y, por ende, que el efecto sea mayor. Por el contrario, bajo el argumento de información asimétrica, un contexto de desempleo generalizado hace que sea más difícil para el empleador utilizar el tránsito por este estado como señal de baja productividad del trabajador y, por tanto, el *scarring* debería ser menor.

## B. Antecedentes empíricos

Como se mencionó, la mayoría de los estudios empíricos sobre esta temática a escala internacional se basan en información proveniente de encuestas longitudinales o de datos administrativos que permiten seguir a los individuos a lo largo de un extenso periodo. En menor medida, han hecho uso de información retrospectiva. A partir de allí, en términos generales, los estudios comprueban la existencia de impactos negativos sobre los salarios y la dinámica ocupacional posterior, impactos que varían según las características de los individuos, la fase del ciclo económico y las instituciones laborales vigentes en el país.

Respecto a los estudios que evalúan el impacto del desempleo sobre las remuneraciones, algunos recurren a la estimación de una función de ingresos en la cual se incluye una variable que indica si el individuo proviene del desempleo o de otro estado (Arulampalam, 2001; Gregory y Jukes, 2001; Nickell, Jones y Quintini, 2002). Entre las variables independientes, Arulampalam (2001) incluye a la antigüedad en el puesto, lo cual posibilita comparar las remuneraciones en un momento determinado de ocupados que vienen de estados diferentes, pero similares en lo que hace a una serie de atributos, y que ingresaron al puesto en

---

7 Véanse, por ejemplo, la revisión de varios trabajos sobre el tema en Gally y Kucer (2003).

el mismo momento<sup>8</sup>. Para las estimaciones se recurre a información de paneles que incluyen datos sobre las trayectorias laborales de un conjunto de individuos a lo largo de un cierto periodo. Con ello no solo es posible caracterizar las transiciones entre estados y/u ocupaciones sino también recurrir a procedimientos para controlar la heterogeneidad no observada. Los tres trabajos mencionados, por ejemplo, estiman las funciones de ingresos con el método de efectos fijos. Greg y Tominey (2004), en cambio, utilizan variables instrumentales para estimar el "verdadero" efecto del desempleo sobre las remuneraciones. Estos estudios encuentran un impacto negativo: en Gregory y Jukes (2001) se muestra que la duración de los episodios, más que su incidencia, es la dimensión más influyente en la reducción posterior de los salarios. Resulta interesante mencionar que Arulampalam (2001) encuentra que la penalidad salarial se incrementa desde el comienzo de la relación laboral hasta el cuarto año a partir del cual la misma comienza a decrecer.

Greg y Tominey (2004) indagan, en particular, el efecto del desempleo juvenil sobre las remuneraciones a lo largo de varios años, para lo que recurren a una encuesta longitudinal de cobertura temporal prolongada. También comprueban efectos negativos perdurables. Otros estudios han mostrado que la existencia de episodios tempranos de no-empleo (especialmente los de larga duración) parecen conducir a posteriores pérdidas de salarios. Estas resultarían perdurables debido a la falta de experiencia general y a la imposibilidad de acumular antigüedad en un puesto de trabajo (Bratsberg y Terrel, 1998; Light y Ureta, 1995, entre otros). Bell y Blanchflower (2011), por ejemplo, encuentran que los efectos del desempleo al comienzo de la adultez sobre los ingresos de los trabajadores de 50 años son aún más fuertes que los del paso más reciente por este estado. En este mismo sentido, Mroz y Savage (2006) muestran, por ejemplo, que un episodio de desempleo de 6 meses de duración a los 22 años tiene un impacto negativo que perdura hasta los 31 años. Resultados similares se derivan de la investigación de Greg y Tominey (2004), en la que se estima que el desempleo juvenil (aquel registrado hasta los 23 años) reduce el salario de esa persona cuando alcanza los 42 años entre el 12% y 15%, proporción que desciende al 8% si no reincide entre los 23 y 33 años. La evidencia del impacto de la reincidencia en el desempleo sobre los asalariados se muestra

---

8 Nickell *et al.* (2002) no controlan por antigüedad en el modelo básico, aunque señalan que su inclusión no modifica los resultados generales.

también en Arulampalam (2001), quien encuentra que el primer episodio es el que genera el mayor efecto cicatriz, sobre el cual se suman los siguientes.

En este sentido, se había señalado que, además del efecto sobre las remuneraciones, el pasaje por el desempleo puede afectar la trayectoria posterior, en tanto hace al trabajador más proclive a caer en nuevos episodios de desempleo en el futuro o a aceptar puestos de menor calidad en términos de diversas dimensiones (como adecuación a las calificaciones o cumplimiento de las normas laborales, por ejemplo). Se encuentran también estudios que indaguen empíricamente esta influencia. Arulampalam *et al.* (2001) computa una función de probabilidad de estar desempleado en la cual el hecho de haberlo estado en el pasado es una de las variables independientes consideradas. El ejercicio controla por la influencia de las condiciones iniciales y la heterogeneidad no observada.

Por su parte, Dieckhoff (2011) utiliza el método de diferencias en diferencias corregido por *propensity score matching* para calcular el efecto de la desocupación pasada sobre la calidad de los empleos posteriores, encontrando que resulta negativo, ya que quienes atraviesan el desempleo tienen, en comparación con quienes no lo hicieron, mayores probabilidades de insertarse posteriormente en puestos temporarios y de menor jerarquía y en aquellos que según una evaluación subjetiva, son menos satisfactorios. Gregg (2000) también confirma la presencia de dependencia del estado en el caso de los hombres al comienzo de su vida laboral.

Por ejemplo, se mencionó que el efecto del paso por el desempleo también puede depender del ciclo económico. Tumino (2015) encuentra un mayor efecto en los periodos recesivos. A escala regional es posible mencionar cinco estudios sobre estas temáticas, dos para Argentina (Cid y Paz, 2001, 2001), otros dos para Uruguay (Amarante, Arim y Dean, 2014; Bucheli y Furtado, 2002) y un último comparativo entre Argentina y Brasil (Cruces, Ham y Viollaz, 2012). En los dos primeros se utilizan los paneles de la EPH, para periodos que abarcan años de fines de la década de los noventa y principios de la década del 2000. En el primer documento los autores encuentran que haber estado desocupado en el pasado incrementa las probabilidades de obtener un empleo

de baja calidad (informales o a tiempo parcial), mientras que en el segundo encuentran que también eleva la probabilidad de volver a caer en el desempleo<sup>9</sup>.

El primer estudio sobre Uruguay, por su parte, intenta cuantificar el impacto del desempleo sobre el salario de la ocupación subsiguiente focalizando el estudio exclusivamente en los hombres que no asisten al sistema educativo. Para ello, se usa la información proveniente de la Encuesta Continua de Hogares de los años 1991 a 1999. Los resultados también muestran una pérdida salarial cuya magnitud es mayor en el caso de los jefes de hogar y los mayores de 40 años, no siendo diferencial según el nivel educativo. Amarante *et al.* (2014) encuentran pérdidas importantes de corto y largo plazo de las remuneraciones de asalariados formales con elevada antigüedad que se separan de su puesto. Cruces *et al.* (2012), utilizando pseudopaneles de las encuestas de hogares de Argentina y de Brasil, muestran que el pasaje por el desempleo o por empleos informales en la juventud tiene un efecto negativo sobre las remuneraciones, y aumenta las posibilidades de volver a caer en el desempleo o la informalidad, en las edades adultas.

Por tanto, la evidencia empírica encontrada fundamentalmente para los países desarrollados y también para algunos de la región sugiere, en su mayoría, la presencia de efectos negativos en la carrera laboral luego del tránsito por el desempleo. Las condiciones del mercado de trabajo en Argentina, caracterizado por elevados niveles de desempleo y precariedad laboral, pero también por un proceso de mejora de esos indicadores en el periodo bajo estudio, hacen particularmente relevante un estudio de estas características, de modo que hay que evaluar en qué medida aquellos resultados también se verifican en este contexto.

## II. Fuente de información

Para estimar el efecto *scarring* del desempleo sobre el salario real se utilizaron paneles contruidos a partir de las bases de microdatos de la Encuesta

---

9 En los dos documentos, y tal como se señaló arriba, estos autores también evalúan el paso por la informalidad y encuentran que los trabajadores informales tienen una probabilidad significativamente mayor de transitar por el desempleo que aquellos en una posición registrada en la seguridad social. Maurizio (2014) encuentra resultados similares para Argentina y Brasil, especialmente asociados a la mayor inestabilidad de las posiciones informales en ambos países.

Permanente de Hogares (EPH), relevamiento realizado periódicamente por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (Indec) en 31 aglomerados urbanos del país. La información considerada corresponde al periodo 2003–2013.

De acuerdo con la estructura de rotación de la muestra de la EPH, cada individuo es observado en cuatro ocasiones a lo largo de una ventana de 18 meses: se le entrevista en dos trimestres consecutivos, deja el panel en los dos siguientes y vuelve a ser entrevistado en los dos trimestres posteriores. Como es habitual en encuestas de hogares, existe una pérdida de casos (*attrition*) originada por diversos motivos; sin embargo, un 61% de los individuos alguna vez encuestados cuenta con datos para al menos tres trimestres, el número mínimo de ocasiones que, como se indicará abajo, se requiere para aplicar las estrategias de estimación que emplearemos en este trabajo.

Para capturar de manera adecuada el efecto del paso por el desempleo sobre el salario real futuro o sobre la inserción posterior se hace necesario, sin embargo, restringir aún más la muestra y considerar solo el subconjunto de individuos que son observados en al menos tres oportunidades de manera consecutiva y que se encuentran ocupados en la observación inicial y final, pudiendo estar ocupados o desocupados en la o las intermedias. Se excluye también de la muestra a los menores de 25 años y a los mayores de 65 años, con lo cual se evita considerar salidas del mercado de trabajo para dirigirse a la inactividad por razones de estudio o asociadas a la edad legal de retiro.

En cada panel se utiliza la información correspondiente a la primera y a la última observación disponible para cada individuo; se recurre a la o las observaciones intermedias a efectos de establecer si el individuo registró o no un paso por el desempleo<sup>10</sup>. Con el fin de maximizar la cantidad de observaciones disponibles se construyó un *pool* con todos los paneles de tres o cuatro ondas para los años comprendidos entre 2003 y 2013.

---

10 Una consecuencia que se deriva del uso de esta base de datos es la imposibilidad de estimar la duración del episodio de desempleo. Puede conocerse la duración de la desocupación (del episodio interrumpido) al momento de la observación intermedia (segunda o tercera), pero no la duración total del episodio, ya que este pudo continuar con posterioridad a ella y la encuesta no releva, entre los ocupados, la duración del episodio de desempleo previo que pudo atravesar. La encuesta tampoco investiga la causa de ingreso a la desocupación (despido, renuncia, incorporación al mercado de trabajo).

La variable de interés (*scar*) es una *dummy* que vale cero para todos los individuos en el periodo inicial y adopta valor uno en el periodo final solo para aquellos individuos que pasaron por el desempleo en alguna observación intermedia.

Dado que los argumentos teóricos que permitirían explicar la presencia de un efecto *scarring*, presentados en el apartado A de la sección I, son plausibles principalmente en el contexto del empleo en relación de dependencia, se restringió la estimación al conjunto de trabajadores que son asalariados en el periodo inicial. Aplicados esos filtros, la base de datos a utilizar para las estimaciones contiene 88.639 individuos.

### III. Estrategias de estimación

En este trabajo se recurre a dos estrategias de estimación alternativas, acorde a las características de los datos disponibles en Argentina. Con ambas se efectuará una estimación del efecto del paso por el desempleo sobre el salario real horario y sobre la probabilidad posterior de obtener un puesto de trabajo formal para distintos grupos de individuos en la muestra.

La primera estrategia de estimación a utilizar es el modelo lineal tradicional para datos de panel con efectos fijos y efectos aleatorios, mientras que la segunda contempla la utilización del estimador de diferencias en diferencias (DID) con *propensity score matching* (PSM).

En el caso de la evaluación sobre las remuneraciones de acuerdo con la primera alternativa, se postula inicialmente una relación lineal entre el logaritmo del ingreso laboral real horario y la variable de interés, controlando por el resto de las covariables utilizadas usualmente en este tipo de estimaciones. El punto clave en esta especificación es el control de la heterogeneidad inobservable entre individuos que no varía en el tiempo y que puede ser interpretada como la habilidad o productividad idiosincrática. Si se asume que esta no está correlacionada con las variables explicativas, puede ser ignorada y el estimador convencional de mínimos cuadrados clásicos para paneles (POLS) mantiene las propiedades estadísticas habituales. Esto es lo que se conoce como el estimador de efectos aleatorios (RE). Sin embargo, si se asume, en cambio, que la heterogeneidad inobservable está potencialmente correlacionada con las características de los individuos (en particular, con la variable de



interés), este estimador se vuelve inconsistente y debe recurrirse entonces al estimador de efectos fijos (FE).

Esta misma estrategia se aplicó con el fin de evaluar el efecto *scarring* del desempleo sobre la calidad del puesto al que accede el individuo luego de finalizado este episodio. En particular, se analiza la incidencia del paso por el desempleo de personas inicialmente asalariadas sobre el tipo de inserción laboral posterior. Para ello, se diferencié a las ocupaciones del segundo periodo en tres categorías:

- 1) Asalariados formales, trabajadores por cuenta propia profesionales y patrones de establecimientos con cinco empleados o más.
- 2) Asalariados informales.
- 3) Trabajadores por cuenta propia no profesionales y patrones de establecimientos con menos de cinco empleados.

Esta división responde a la necesidad de agrupar individuos con similares niveles salariales en un número reducido de categorías. Con base en esta clasificación, la estrategia de estimación considerada más apropiada es un modelo de probabilidad lineal (MPL) anidado, es decir: en primer lugar, se estima la probabilidad de pertenecer a la categoría (1); en segundo lugar, se estima la probabilidad de pertenecer a la categoría (2), condicional a que no se pertenece a la categoría (1). Este procedimiento asegura que las probabilidades obtenidas satisfagan la ley de cierre, aunque cabe mencionar que su uso implica apelar al supuesto de independencia de alternativas irrelevantes (IAI), habitual en la literatura. En el apartado B, sección V, se describen con mayor detalle las diferentes estimaciones realizadas.

Por otro lado, en cuanto a la segunda estrategia, el abordaje no contempla la comparación directa de los individuos que transitaron por el desempleo ("grupo tratado") con aquellos que no lo hicieron ("grupo de control"), sino que parte de estimar el *propensity score* (PS) de cada individuo, es decir, la probabilidad de transitar por el desempleo condicional en ciertas características observables en el periodo inicial. Al condicionar la regla de asignación de los grupos en el PS, se restringe la muestra logrando mayor homogeneidad en términos de los atributos observables. De esta forma, se estima el contrafactual correspondiente a cada caso que ha transitado por el desempleo, es decir, cuál hubiera sido la realización de la variable resultado, de no haber transitado por dicho

estado en el lapso de tiempo considerado<sup>11</sup>. Luego de haber definido apropiadamente el "grupo de control" en función de lo anterior, y asumiendo que las características no observables son aditivas lineales e invariantes en el tiempo, contrastando las variables de resultado entre los dos grupos considerados, es posible entonces identificar el efecto de interés. Esta técnica tiene diversas variantes; por ejemplo, es posible considerar el *matching* de un individuo que transitó por el desempleo con otro similar en el grupo de control (uno a uno), aunque su consideración puede resultar insuficiente dado que no hay garantías de que exista un control con exactamente el mismo PS. Por tanto, en los ejercicios aquí realizados, se recurrió a estimar los contrafactuales a partir del promedio de los cinco "vecinos más cercanos" en el grupo de control, en términos de la proximidad de sus PS. Asimismo, como suele recomendarse, se procedió a eliminar, de la muestra restringida, el 5% de los individuos con PS cercanos a cero.

Cabe señalar que el desvío estándar de este estimador no puede ser computado de manera directa, motivo por el cual este es obtenido mediante la técnica de *bootstrapping*. Al igual que en el abordaje anterior, también se aplica esta estrategia para el análisis de la calidad de los puestos alcanzados con posterioridad al desempleo, para lo cual se utilizan como variables dependientes las *dummies* de las categorías definidas arriba y se interpretan los resultados en términos de un MPL. También se aplica este abordaje para el MPL anidado que utiliza las tres categorías. Las estimaciones del efecto del desempleo sobre las remuneraciones posteriores se realizan, en ambas estrategias, para cinco conjuntos diferentes de personas originalmente ocupados como asalariados, los que se muestran en el cuadro 1. Ellos surgen de considerar a todos los asalariados o solo a los formales en el periodo inicial, y a todos los ocupados o al total de asalariados en el final. El quinto grupo incluye a individuos que son asalariados formales tanto en la observación inicial como en la final.

---

11 En otros términos, para que el efecto de interés se encuentre identificado, basta considerar dos restricciones sobre la distribución conjunta de la variable de resultado, atributos observables y no observables, a saber: 1) supuesto de ignorabilidad, es decir, la selección en cada uno de los grupos considerados se efectúa únicamente con base en el grupo de los atributos considerados, resumidos en el PS, de manera que luego de condicionar en el mismo, la asignación a los grupos resulta independiente de la variable de resultado. Esto implica asumir que la distribución de los atributos no observables que determina la variable de resultado, es la misma para los dos grupos considerados; 2) supuesto de *soporte común*, esto es, no pueden considerarse atributos observados en solo uno de los dos grupos bajo análisis, sino que debe existir solapamiento en las características observables. Esta estrategia es usualmente considerada en la literatura referida a evaluación de programas. Sobre este tema, puede consultarse Heckman, Ichimura y Todd (1997, 1998).

**Cuadro 1.** Observaciones utilizadas en cada estimación

Estimación	Observación inicial	Observación final
1	Asalariados	Todos
2		Asalariados
3	Asalariados formales	Todos
4		Asalariados
5	Asalariados formales	Asalariados formales

Fuente: elaboración propia.

Al igual que en la evaluación del *scarring* sobre las remuneraciones, las estimaciones del efecto del desempleo sobre la calidad de la inserción laboral también se realizaron para los conjuntos de ocupados 1 a 4 del cuadro 1.

Antes de pasar al análisis de los resultados alcanzados, cabe mencionar algunas limitaciones asociadas a la fuente de información utilizada. Dada la corta ventana de observación, el posible impacto a estimar es el que se verifica sobre las características del puesto de trabajo inmediatamente posterior al tránsito por la desocupación. Por lo tanto, no es posible, por ejemplo, indagar acerca del patrón dinámico del *scarring*. Por aquellas mismas razones, solo se considerarán los impactos de los episodios de desempleo de corta duración<sup>12</sup>.

#### IV. Resultados descriptivos

El cuadro 2 presenta las estadísticas descriptivas para las variables utilizadas en las estimaciones. Dado que estas no presentan grandes cambios a lo largo de la ventana temporal considerada, se hará referencia a las medias registradas en la observación inicial.

El 57% del conjunto de los ocupados son hombres y la edad promedio es de 40,2 años. El 22% ha completado el nivel universitario mientras que solo el 5,3% registra educación primaria incompleta. La mayor parte de los casos corresponde a asalariados formales (70%). En cuanto a la antigüedad en los

12 Una de las estrategias que permitiría avanzar en el estudio de la permanencia o no del efecto podría tener que ver con indagar acerca de la presencia de raíces unitarias en las series de los salarios. Sin embargo, esta estrategia empírica debió quedar fuera de consideración, dada la escasez de información de corte temporal y la imposibilidad de homogeneizar la frecuencia de observación.

Cuadro 2. Estadísticas descriptivas de la muestra utilizada

Variable	Descripción	Total		Asalariados formales		Asalariados informales	
		Inicial	Final	Inicial	Final	Inicial	Final
yhor_real	Ingreso laboral real por hora	0,063	0,066	0,075	0,077	0,036	0,037
sexo	<i>Dummy</i> varón	56,9%	56,9%	59,3%	58,6%	51,2%	47,2%
ch06	Edad	40,24	41,27	40,85	41,72	38,77	39,76
hpi	<i>Dummy</i> hasta primaria incompleta	5,3%	5,1%	3,1%	3,0%	10,5%	10,7%
pc	<i>Dummy</i> primaria completa	19,2%	19,6%	14,5%	15,0%	30,3%	31,8%
si	<i>Dummy</i> secundaria incompleta	15,6%	15,6%	13,4%	13,5%	20,8%	21,1%
sc	<i>Dummy</i> secundaria completa	24,8%	24,9%	26,9%	26,9%	20,0%	19,8%
ti	<i>Dummy</i> terciaria incompleta	12,7%	11,8%	13,9%	13,1%	9,7%	8,6%
tc	<i>Dummy</i> terciaria completa	22,4%	23,0%	28,2%	28,5%	8,7%	8,0%
asareg	<i>Dummy</i> asalariado registrado	70,4%	70,3%				
asanreg	<i>Dummy</i> asalariado no registrado	29,6%	23,5%				
cuentpro	<i>Dummy</i> cuenta propia profesional		0,7%				
cuentpronp	<i>Dummy</i> cuenta propia no profesional		4,4%				
patron	<i>Dummy</i> patrón		1,0%				
antig1	<i>Dummy</i> antigüedad menor a 3 meses	12,5%	11,1%	3,9%	3,2%	33,1%	35,1%
antig2	<i>Dummy</i> antigüedad 3 a 6 meses	3,4%	2,3%	2,2%	1,3%	6,3%	4,6%
antig3	<i>Dummy</i> antigüedad 6 meses a 1 año	4,7%	3,2%	3,6%	2,2%	7,3%	5,2%
antig4	<i>Dummy</i> antigüedad 1 a 5 años	30,4%	30,2%	28,6%	28,4%	34,7%	35,9%
antig5	<i>Dummy</i> antigüedad mayor a 5 años	49,0%	53,2%	61,7%	65,0%	18,6%	19,2%
indust	<i>Dummy</i> rama industria	10,9%	10,9%	11,8%	11,9%	8,6%	8,3%
construc	<i>Dummy</i> rama construcción	6,5%	6,9%	4,5%	4,2%	11,3%	10,3%
comer	<i>Dummy</i> rama comercio	14,2%	14,4%	14,0%	13,8%	14,6%	13,5%
transp	<i>Dummy</i> rama transporte	6,3%	6,5%	5,7%	5,8%	7,9%	8,0%
financ	<i>Dummy</i> rama sector financiero	7,2%	7,4%	7,9%	7,9%	5,5%	5,0%
servper	<i>Dummy</i> rama servicios personales	6,2%	6,3%	6,8%	6,8%	4,8%	4,5%
serdom	<i>Dummy</i> rama servicio doméstico	8,0%	7,8%	1,8%	1,9%	22,8%	27,2%
secpub	<i>Dummy</i> rama sector público	31,1%	30,4%	38,6%	38,9%	13,3%	13,1%
otros	<i>Dummy</i> rama otros sectores	9,6%	9,5%	8,9%	8,8%	11,3%	10,2%
scar	<i>Dummy</i> <i>scarring</i>	0,0%	1,5%	0,0%	0,5%	0,0%	3,4%

Fuente: elaboración propia con base en los microdatos de la EPH del Indec.

puestos de trabajo, la mitad se ubica en el tramo de 5 años y más, mientras que alrededor de un tercio ha venido trabajando con el mismo empleador entre 1 y 5 años. Las ramas de actividad de mayor importancia son el sector comercio, la industria y el sector público.

El cuadro 2 también presenta la distribución de estas características en cada una de las dos categorías de asalariados. La edad promedio de los individuos no varía sensiblemente entre ellos, aunque el porcentaje de varones es mayor entre los formales, categoría que cuenta con el mayor el nivel educativo. También ellos registran una antigüedad más elevada.

Finalmente, la variable explicativa de interés en este estudio es, como se mencionó, la *dummy* que adopta el valor 1 en la observación final si el individuo pasó por el desempleo en alguna observación intermedia. Ello se verifica en el 1,5% de los casos del total de la muestra considerada. Este valor es particularmente bajo para aquellos que inicialmente eran asalariados formales (0,5%) y notablemente más elevado para los asalariados informales (3,4%). Esta diferencia refleja el hecho que los asalariados informales tienen una mayor tasa de salida de puesto y una mayor probabilidad de transitar hacia el desempleo una vez que abandonan la ocupación (Beccaria y Maurizio, 2004).

Cabe enfatizar que las cifras del cuadro 2 respecto a la exposición al desempleo de los inicialmente ocupados resultan naturalmente mucho menores que las de desempleo abierto. El promedio de la tasa de desocupación en el periodo fue del 9%, proporción que asciende al 14% al cuantificar a los inicialmente activos que atravesaron algún episodio de desocupación durante el año y medio posterior. En efecto, en el primer caso (las cifras del cuadro 2) se trata del riesgo al desempleo para aquellos que no son desocupados inicialmente mientras que en el segundo caso, los incluye.

## V. Resultados econométricos

### A. Impactos del desempleo sobre los salarios

#### 1. Efectos fijos vs efectos aleatorios

En el cuadro 3 se presenta el valor de la variable de interés (*scar*) para cada una de las cinco estimaciones realizadas por RE y FE, para diferentes subconjuntos de la muestra señalados arriba. En el modelo se incluyeron

también diferentes variables de control, así como *dummies* anuales que capturan la tendencia creciente del salario real a lo largo del periodo considerado. Es importante señalar que el estimador de FE no puede aplicarse si se emplean regresores que no cambian en el tiempo, como es el caso de sexo, o lo hacen lentamente, como la edad o las variables de nivel educativo, de modo que estas variables no fueron utilizadas en esta estimación. El resultado completo de todas las regresiones se muestra en el cuadro A1.1. del anexo 1. La mayoría de los coeficientes que acompañan a las variables de control resultaron estadísticamente significativos al 99% de confianza y tienen los signos y magnitudes esperados.

En el cuadro 3 se observa que en las primeras dos alternativas, la estimación del coeficiente asociado a la *dummy* de *scarring* bajo RE es significativa y su tamaño es de entre -7,4% y -9,3%. Sin embargo, cuando se aplica el estimador de FE el tamaño de estos coeficientes se reduce prácticamente a cero y ambos se vuelven no significativos, lo que indica que, controlando por la heterogeneidad inobservable entre individuos, no habría efecto *scarring* del desempleo sobre el salario real para aquellos que en el periodo inicial eran asalariados.

Cuadro 3. Estimación del efecto *scarring* sobre el salario real horario. Métodos RE y FE

		Efectos aleatorios	Efectos fijos
Estimación 1	Coefficiente <i>scar</i>	-0,0925***	-0,0036
	Tamaño muestral		94.025
Estimación 2	Coefficiente <i>scar</i>	-0,0740***	0,0048
	Tamaño muestral		87.821
Estimación 3	Coefficiente <i>scar</i>	-0,1269***	-0,0776***
	Tamaño muestral		65.970
Estimación 4	Coefficiente <i>scar</i>	-0,1309***	-0,0725**
	Tamaño muestral		63.862
Estimación 5	Coefficiente <i>scar</i>	-0,0784**	-0,0289
	Tamaño muestral		60.742

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Fuente: elaboración propia con base en los microdatos de la EPH del Indec.

En cambio, las estimaciones 3 y 4, realizadas exclusivamente para aquellos que inicialmente se desarrollaban en un puesto asalariado formal, arrojan un coeficiente negativo y estadísticamente significativo al 99% de confianza

tanto bajo RE como bajo FE. Si bien el tamaño del coeficiente es menor bajo FE, en ambas estimaciones está en torno al  $-7,5\%$ , una penalización sobre el salario real importante. El hecho de que encontremos resultados concluyentes en estas estimaciones y no así en las primeras dos (donde se incluía al total de los asalariados en la observación inicial) otorgaría sustento a la idea de que el *scarring* afecta con mayor intensidad a los individuos que provienen de puestos de trabajo formales respecto de aquellos informales. Al mismo tiempo, la similitud de los coeficientes de las estimaciones 3 y 4 resulta del hecho que la gran mayoría de asalariados formales en el puesto inicial se mueven hacia otro puesto formal luego de atravesar el desempleo.

Sin embargo, en la estimación 5, realizada solo para aquellos individuos que en los dos momentos del tiempo fueron asalariados formales, el coeficiente obtenido bajo RE es significativo a un nivel de confianza del 95% pero el del modelo de FE no lo es en ningún nivel de confianza estándar.

La diferencia entre las estimaciones 3 y 4, por un lado, y la 5, por el otro, sugerirían, entonces, que la reducción de las remuneraciones que se observa en las dos primeras estaría obedeciendo mayormente a un "efecto composición", esto es, al hecho de que algunos de los asalariados inicialmente formales que pasan por el desempleo se insertan en ocupaciones informales, con la consecuente pérdida salarial. Sobre este aspecto se vuelve posteriormente.

## 2. Diferencias en diferencias con PSM

Los resultados de las estimaciones realizadas utilizando el método de DID con PSM se presentan en el cuadro 4.

Las primeras dos estimaciones arrojan un efecto negativo pero no significativo, de modo que no puede concluirse que exista efectivamente un efecto *scarring* del paso por el desempleo para el total de los asalariados en el momento inicial. Sin embargo, cuando se restringe la muestra al conjunto de individuos que son asalariados formales en la primera observación y asalariados u ocupados en cualquier otra categoría en la segunda, el tamaño de los coeficientes estimados aumenta en valor absoluto y se vuelven estadísticamente significativos al 99% de confianza, situación similar a la observada en las estimaciones realizadas con los modelos de panel de efectos fijos.

**Cuadro 4.** Estimación del efecto *scarring* sobre el salario real horario. Método de DID con PSM

Estimación 1	ATT	-0,0406
	Tamaño muestral	84.020
Estimación 2	ATT	-0,0343
	Tamaño muestral	78.810
Estimación 3	ATT	-0.1488***
	Tamaño muestral	58.992
Estimación 4	ATT	-0.1395***
	Tamaño muestral	57.291
Estimación 5	ATT	-0,011
	Tamaño muestral	54.537

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Fuente: elaboración propia con base en los microdatos de la EPH del Indec.

Se aprecia entonces que el efecto *scarring* es de aproximadamente un 14% sobre el salario real horario. Nuevamente se encuentra una diferencia exigua entre los resultados de las estimaciones 3 y 4, lo cual reflejaría lo señalado en la sección anterior respecto de la mayor frecuencia en los tránsitos desde un puesto asalariado a otro del mismo tipo respecto de una ocupación no asalariada.

El *scarring* vuelve a desaparecer cuando se acota la estimación a los asalariados formales en ambas observaciones. Ello refuerza lo señalado arriba respecto a que la significatividad de esa variable en las estimaciones 3 y 4 estaría reflejando un efecto composición: la menor remuneración media de las ocupaciones en las que se insertan aquellos que pasaron por el desempleo resultaría del mayor peso de los puestos informales en la observación final. Esto es una consecuencia del *scarring* sobre la inserción laboral, más que un efecto puro sobre las remuneraciones. Precisamente, en la siguiente sección se reportan los resultados del efecto del desempleo sobre la calidad de los puestos alcanzados luego de atravesar la desocupación.



## B. Impactos del desempleo sobre la inserción laboral inmediatamente posterior

### 1. RE vs. FE

El cuadro 5 presenta los resultados para las cuatro estimaciones correspondientes a esta subsección, aunque debemos recordar que las estimaciones 1 y 3 se dividen en dos partes por recurrir al MPL anidado explicado en la sección III. A su vez, como se comentó, el grupo 5 no resulta relevante para el análisis a desarrollar aquí. Los resultados presentados corresponden entonces a las siguientes estimaciones:

- 1.1. Probabilidad de transitar hacia la categoría (1) para asalariados en el periodo inicial.
- 1.2. Probabilidad de transitar hacia la categoría (2) para asalariados en el periodo inicial, condicional a que no pertenecen a la categoría (1).
2. Probabilidad de transitar hacia la categoría (2), para asalariados en el periodo inicial.
- 3.1. Probabilidad de transitar hacia la categoría (1) para asalariados formales en el periodo inicial.
- 3.2. Probabilidad de transitar hacia la categoría (2) para asalariados formales en el periodo inicial, condicional a que no pertenecen a la categoría (1).
4. Probabilidad de transitar hacia la categoría (2), para asalariados formales en el periodo inicial.

Los resultados de la estimación 1 indican que el paso por el desempleo reduce de manera significativa la probabilidad de ingresar a la categoría (1); en cambio, no se puede asegurar que la probabilidad de ingresar a la categoría (2) disminuya *vis-à-vis* la probabilidad de entrar a la categoría (3), ya que el coeficiente correspondiente es significativo bajo RE pero no así bajo FE<sup>13</sup>. En otras palabras, los asalariados que experimentan un episodio de desempleo ven reducidas sus probabilidades de ingresar a un puesto en relación de dependencia formal o comenzar alguna actividad como cuentapropista profesional o patrón de

---

13 El valor de los coeficientes de todas las variables contempladas en el modelo se muestran en el cuadro A2.1 del anexo 2.

Cuadro 5. Resultados del efecto *scarring* sobre la calidad del puesto de trabajo. Métodos RE y FE

		Efectos aleatorios	Efectos fijos
Estimación 1.1	Coefficiente scar	-0,1181***	-0,0562***
	Tamaño muestral	95.869	
Estimación 1.2	Coefficiente scar	-0,0678***	-0,0260*
	Tamaño muestral	26.858	
Estimación 2	Coefficiente scar	0,0839***	0,0348***
	Tamaño muestral	89.591	
Estimación 3.1	Coefficiente scar	-0,3738***	-0,3893***
	Tamaño muestral	67.513	
Estimación 3.2	Coefficiente scar	0,2694***	-0,0225
	Tamaño muestral	4.420	
Estimación 4	Coefficiente scar	0,3371***	0,3468***
	Tamaño muestral	65.373	

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Fuente: elaboración propia con base en los microdatos de la EPH del Indec.

un establecimiento de más de cinco asalariados, vis-à-vis cualquier otro tipo de inserción laboral. Sin embargo, una vez descartada la posibilidad de ingresar a la categoría (1), no se evidencian diferencias significativas entre las otras alternativas ocupacionales. Efectivamente, los resultados de la estimación 2 confirman esta apreciación por cuanto allí se obtiene que cuando se restringe el universo a los asalariados en el momento inicial y final, el tránsito por la desocupación incrementa significativamente la probabilidad de insertarse luego en un puesto informal. La magnitud de este efecto oscila entre el 3,5% y 8,4%.

Algo similar a lo sucedido en la estimación 1 ocurre en la estimación 3, aunque aquí el tamaño de los coeficientes significativos es mucho mayor. Ello sugiere, por tanto, que aquí también el efecto *scarring* es de mayor magnitud entre individuos que provienen de puestos de trabajo formales que en aquellos que provienen del empleo asalariado informal. En concreto, un asalariado formal reduce su probabilidad de insertarse en otro puesto formal, en comparación a cualquier otro tipo de ocupación, en alrededor del 40%. Por el contrario, de la comparación con los resultados de la estimación 1 se deduce que esta penalidad resulta claramente inferior entre los individuos inicialmente informales. Para ellos el estado inicial más que el paso mismo por el desempleo parece ser el factor que reduce la probabilidad de inserción posterior en un puesto formal.

Por último, los resultados de la estimación 4 confirman que para el colectivo de asalariados formales en el periodo inicial, la penalidad en términos de calidad del puesto asalariado al que arriban luego del desempleo es muy elevada: en relación con un asalariado formal que cambió de ocupación sin mediar por el desempleo, su probabilidad de insertarse como asalariado informal es un 35% superior.

## 2. Diferencias en diferencias con PSM

Los resultados obtenidos mediante el estimador de DID coinciden en líneas generales con los anteriores (cuadro 6). Nuevamente se encuentra que el paso por el desempleo ejerce un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de ingresar a la categoría (1), pero no puede afirmarse que afecte la probabilidad de ingresar a la categoría (2) con respecto a la (3). También es positiva y significativa la influencia sobre la probabilidad de que el puesto final sea informal, efecto cuya magnitud se eleva considerablemente cuando se restringe el análisis al subconjunto de asalariados formales en el periodo inicial. También interesa destacar que el tamaño de los efectos estimados por DID es, en todos los casos, mayor al obtenido mediante FE.

**Cuadro 6.** Resultados del efecto *scarring* sobre la calidad del puesto de trabajo. Método de DID con PSM

Estimación 1.1	ATT	-0,1078***
	Tamaño muestral	96.246
Estimación 1.2	ATT	0,0278
	Tamaño muestral	26.973
Estimación 2	ATT	0,0965***
	Tamaño muestral	90.202
Estimación 3.1	ATT	-0,4073***
	Tamaño muestral	67.807
Estimación 3.2	ATT	0,0275
	Tamaño muestral	4.461
Estimación 4	ATT	0,3738***
	Tamaño muestral	65.864

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Fuente: elaboración propia con base en los microdatos de la EPH del Indec.

En conclusión, ambas estrategias de análisis muestran un efecto *scarring* negativo sobre las probabilidades de encontrar un empleo de buena calidad, en particular, un puesto asalariado formal, inmediatamente luego de finalizado el episodio de desempleo. Este es un aspecto importante, debido tanto a la relevancia que sigue teniendo la informalidad en este mercado de trabajo en la mayoría de la región, como al proceso de formalización experimentado por el país en la década bajo estudio. En efecto, como lo muestran diferentes estudios, la informalidad se redujo alrededor de 10 puntos porcentuales desde el 2003 en adelante. Ello parece ser una combinación de diferentes medidas y factores. En primer lugar, un proceso de crecimiento sostenido con generación de empleo hace más previsible el funcionamiento del mercado de trabajo en el futuro, lo que tiende a favorecer la celebración de contratos de largo plazo. En este contexto, la formalización se vuelve más factible *per se*. En este mismo sentido, la creciente demanda laboral también podría haber reducido la probabilidad esperada de los despidos y, por ende, los chances de que los empresarios tengan que enfrentar los costos asociados a este proceso cuando el trabajador es formal. Por tanto, por esta vía se reducen los costos efectivos de la registración en comparación con la informalidad.

Sin embargo, si bien el crecimiento estable con generación de empleo parece ser una condición necesaria para que el proceso de formalización del empleo se verifique, será la interacción entre este y políticas específicas lo que determinará su efectividad y los resultados concretos de registración laboral. En este marco, es importante resaltar el significativo fortalecimiento que la institución de la inspección laboral ha experimentado en el último decenio en el país, dinámica que contrasta claramente con la observada en la década anterior, donde esta institución laboral (como otras) fue prácticamente desmantelada. La recuperación por parte del Ministerio de Trabajo a escala nacional de la dirección y coordinación de estas tareas, la mayor vinculación con otros organismos nacionales y subnacionales y el incremento en los recursos destinados a estas actividades, han sido pasos concretos en aquella dirección. Por otro lado, la simplificación de regímenes tributarios, la reducción de las cargas sociales, los subsidios al salario de los trabajadores formales, la políticas productivas y de apoyo a las microempresas, la Ley de Peón Rural, el Régimen Especial para el Servicio Doméstico y el régimen de pasantías, entre otras medidas, también contribuyeron a la reducción de la informalidad laboral en el país<sup>14</sup>.

---

14 Para un mayor detalle de estas políticas véase, Beccaria (2015), Bertranou, Casanova y Saravia (2013), Maurizio (2014, 2015) y Beccaria, Maurizio y Vásquez (2015a y 2015b).

Es esperable que cuanto menor sea la incidencia de la informalidad también lo sea el efecto del paso por el desempleo sobre el empeoramiento de la calidad del puesto posterior.

## VI. Heterogeneidad en el impacto del tránsito por el desempleo

A fin de obtener indicios sobre los canales a través de los cuales opera ese efecto, se estimaron modelos alternativos a los presentados en la sección anterior. Por un lado, se computaron regresiones de efecto fijo de manera separada para individuos con diferentes niveles educativos<sup>15</sup> y posición en el hogar (jefes/no jefes). En tanto el impacto del paso por el desempleo sobre los salarios se deba a una pérdida de capital humano, se esperaría que el efecto *scarring* se acrecienta con el nivel educativo; por el contrario, una relación inversa entre ambos podría reflejar la prevalencia de la hipótesis del salario de reserva. A su vez, esta última sería más intensa en el caso de los jefes de hogar. Alternativamente, la relevancia de este canal se analizó a través de la inclusión del ingreso total del hogar (ITF), descontando el del trabajador, entre los regresores de los modelos de efecto fijo. La hipótesis es que a mayor ingreso familiar menor será la intensidad del *scarring*, dado que los individuos de hogares con más recursos contarían con mayores posibilidades de prolongar la búsqueda de empleo.

En el cuadro 7 (panel A), se muestra que los resultados encontrados previamente para el conjunto de los asalariados se repiten solo para los jefes de hogar con nivel educativo bajo y no son significativos para el resto de los grupos considerados, lo cual brinda apoyo a la hipótesis del salario de reserva. Sin embargo, como en el caso general, la pérdida salarial parece estar mediada por las mayores dificultades para acceder a puestos de calidad que tienen estos trabajadores, ya que los coeficientes de la estimación 5 continúan siendo no significativos. Respecto al efecto *scarring* sobre la calidad del puesto de trabajo, las cifras mostradas en el cuadro 7 (panel B) apoyan esa hipótesis en tanto dan cuenta de que, en términos generales, los trabajadores de nivel educativo bajo

---

15 Se consideran tres estratos: *bajo*, que abarca a aquellos cuyo máximo nivel educativo es el secundario incompleto; *medio*, que incluye a personas con secundario completo y terciario incompleto, y *alto*, que agrupa a personas que han completado el nivel terciario.

Cuadro 7. Resultados del efecto *scarring* según nivel educativo y posición del hogar. Método FE

Panel A							
Jefes de hogar			No jefes de hogar				
	Nivel educativo bajo	Nivel educativo medio	Nivel educativo alto		Nivel educativo bajo	Nivel educativo medio	Nivel educativo alto
Estimación 1	-0,0591*	0,0742	-0,0736	Estimación 1	0,0571	-0,0051	0,0343
Estimación 2	-0,0326	0,0756	-0,1223	Estimación 2	0,0849**	0,0072	0,0401
Estimación 3	-0,1204**	-0,0179	-0,1106	Estimación 3	-0,1042	-0,0007	0,0047
Estimación 4	-0,1431**	-0,0230	-0,1558	Estimación 4	0,0349	0,0524	-0,0259
Estimación 5	0,0131	0,0824	-0,2060*	Estimación 5	0,1162	0,0294	-0,0367

  

Panel B							
Jefes de hogar			No jefes de hogar				
	Nivel educativo bajo	Nivel educativo medio	Nivel educativo alto		Nivel educativo bajo	Nivel educativo medio	Nivel educativo alto
Estimación 1.1	-0,0799***	-0,0997***	-0,0626*	Estimación 1.1	-0,0446**	-0,0546**	-0,0098
Estimación 1.2	-0,0504**	-0,0224	0,1726**	Estimación 1.2	-0,0354**	0,0505	0,0549
Estimación 2	0,0477***	0,0491	0,1036***	Estimación 2	0,0334	0,0044	0,0445*
Estimación 3.1	-0,4927***	-0,3709***	-0,3534***	Estimación 3.1	-0,4986***	-0,3730***	-0,1977***
Estimación 3.2	-0,0695	-0,0690	0,1480	Estimación 3.2	-0,0271	-0,0680	0,0589
Estimación 4	0,4227***	0,2903***	0,3604***	Estimación 4	0,4863***	0,3063***	0,2122***

  

Panel C			
Estimación 1.1	0,0000	-0,0708***	0,0014**
Estimación 1.2	-0,0001	-0,0655***	0,0043***
Estimación 2	-0,0000	0,0440***	-0,0009
Estimación 3.1	-0,0000	-0,4525***	0,0049***
Estimación 3.2	0,0002	-0,0212	-0,0001
Estimación 4	0,0000	0,4103***	-0,0049***

\*\*\*  $p < 0,01$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*  $p < 0,1$ .

Fuente: elaboración propia con base en los microdatos de la EPH del Indec.

reducen, en mayor medida que aquellos de mayor escolarización, sus posibilidades de ir a un puesto formal luego de atravesar un episodio de desempleo. Esta diferencia resulta incluso más marcada entre los no jefes de hogar<sup>16</sup>.

16 La única excepción es la estimación 2 para el caso de los jefes de hogar, donde el valor absoluto del coeficiente es mayor entre los trabajadores de mayor nivel educativo.

La inclusión de la interacción del ITF (panel C) con la variable *scar* en las estimaciones referidas a la calidad del puesto de trabajo para el conjunto de los asalariados también refuerza la idea de que el empeoramiento en la calidad del puesto asociado al paso por el desempleo habría operado a través del efecto salario de reserva. Por ejemplo, en la estimación 4, el coeficiente *scar* sigue siendo positivo —indicando que los asalariados formales que transitan por el desempleo incrementan sus probabilidades de dirigirse a la informalidad—, pero de menor intensidad a medida que crece el ITF (signo negativo del coeficiente de interacción).

## VII. Conclusiones

Los resultados de este trabajo contribuyen a avanzar en la comprensión del efecto dinámico del paso por el desempleo sobre el salario y la inserción laboral inmediatamente posterior de los individuos. Explotando la estructura rotativa de la muestra de la EPH, es posible construir paneles que permiten evaluar este efecto aplicando diversas herramientas econométricas. Sin embargo, dado que la ventana de observación es muy corta, los impactos aquí estimados son solo de corto plazo e involucran episodios de desocupación breves.

La importancia de esta temática se acrecienta en países como Argentina, en los cuales existe una elevada rotación de las ocupaciones, muchas de las cuales involucran el paso por un episodio de desempleo. Las estimaciones realizadas permiten concluir que no existe un efecto estadísticamente significativo sobre el salario para el total de los asalariados. Cuando se restringe la estimación al conjunto de asalariados que provienen de un puesto formal, se encuentra que el paso por el desempleo produce una reducción estadísticamente significativa sobre su salario real posterior, que se ubica entre el 7% y 15%, dependiendo de la técnica de estimación utilizada.

Tomando en cuenta estos valores, así como la proporción de aquellos miembros de este conjunto que atravesaron efectivamente un episodio de desocupación (0,5%), se deduciría que la pérdida de masa salarial mensual oscilaría, aproximadamente, entre el 0,4% y 0,8%.

Este resultado parece ser consecuencia del efecto negativo que el tránsito por la desocupación tiene sobre la probabilidad de alcanzar un empleo formal, lo

cual lleva a que el promedio de las remuneraciones posteriores a ese tránsito sean más bajas que las de aquellos que no se vieron afectados por un episodio de ese tipo. Esta conclusión se deriva de otro de los resultados alcanzados y que muestran que la influencia de la desocupación sobre el ingreso de aquellos que tenían un puesto de asalariados formales en ambas observaciones no es estadísticamente significativa.

Precisamente, las estimaciones del *scarring* de la desocupación sobre la calidad de los puestos confirman aquel resultado. En efecto, se encuentra evidencia de que el paso por el desempleo reduce significativamente la probabilidad de ingresar a un empleo asalariado formal (asalariado registrado) o a un puesto no asalariado del sector formal (cuentapropista profesional o patrón de un establecimiento grande). En cambio, no es posible afirmar que ocurra lo mismo sobre la probabilidad de ingresar a un puesto asalariado informal *vis-à-vis* la probabilidad de convertirse en cuentapropista no profesional o patrón de un establecimiento pequeño. A su vez, entre el conjunto de aquellos que son asalariados en ambas observaciones, es significativamente mayor la probabilidad de entrar a un puesto informal *vis-à-vis* uno formal. Finalmente, el tamaño de este último efecto aumenta considerablemente cuando restringimos la estimación al subconjunto de los que provienen de un puesto formal.

Estos resultados sugieren, entonces, que en el periodo bajo análisis habría estado presente un efecto *scarring* del desempleo sobre la calidad en el puesto de trabajo, el cual opera con mucho mayor peso en individuos que provienen de un puesto formal. En cambio, no habría evidencia de una influencia del paso por el desempleo sobre las remuneraciones cuando se controla por el tipo de ocupaciones a las que arriba. El primero de estos resultados podría estar reflejando principalmente que en países como Argentina, con mecanismos que ofrecen poca protección a los desocupados (horizontal y verticalmente), no resulta posible extender por mucho tiempo la búsqueda desde el desempleo y se obliga a algunas personas a optar por puestos de baja calidad y remuneraciones. En tanto el tránsito por estos puestos puede producir, en sí mismo, un efecto *scarring* de naturaleza similar al desempleo (como parecen sugerirlo algunas pocas investigaciones realizadas sobre el tema), es posible que se generen trayectorias laborales asociadas a remuneraciones reducidas y ocupaciones precarias o informales o del sector informal. La profundización de la indagación de la presencia de efecto cicatriz del desempleo con el fin de analizar eventuales diferencias en la intensidad de este según el tipo de



trabajadores, así como el posible efecto negativo del paso por la informalidad, aparece como temas prioritarios hacia los cuales es posible orientar la investigación relacionada con estas temáticas.

Pero los resultados alcanzados contribuyen a enfatizar las dificultades que genera la exposición al desempleo, en particular, en ausencia de mecanismos de cobertura adecuados que permitan una búsqueda más sistemática y prolongada en procura de empleos de mejor calidad. En efecto, existe evidencia —para países desarrollados— que sugiere que los desempleados que han recibido seguros de desempleo alcanzan mejores salarios o mejores puestos de trabajo que aquellos que atravesaron un episodio de desocupación sin cobrar ese beneficio<sup>17</sup>.

## Reconocimientos

Este artículo fue elaborado en el marco del proyecto "Dinámica del mercado de trabajo, los ingresos y la pobreza en una etapa de crecimiento económico", financiado por la Agencia de Promoción Científica y Tecnológica de la Argentina.

## Referencias

1. Amarante, V., Arim, R., & Dean, A. (2014). The effects of being out of the labor market on subsequent wages: evidence for Uruguay. *Journal of Labor Research*, 35(1), 39-62.
2. Arulampalam, W. (2001). Is unemployment really scarring? Effects of unemployment experiences on wages. *The Economic Journal*, 111(475), F585-F606.

---

17 Por ejemplo, Tatsimaras (2009) encuentra para Alemania y Francia que el seguro de desempleo alarga el período de búsqueda pero incrementa la estabilidad en los empleos posteriores. Por su parte, Pollmann-Schult y Büchel (2005) muestran que la recepción de seguro de desempleo reduce la probabilidad de transitar hacia la sobreeducación en Alemania. Gangl (2002) confirma resultados anteriores respecto a que los receptores del seguro de desempleo no experimentan caídas tan pronunciadas en sus remuneraciones como aquellos desempleados que no lo reciben de acuerdo con datos para Alemania y Estados Unidos.

3. Arulampalam, W., Booth, A., & Taylor, M. (2001). *Unemployment scarring: A European perspective using Micro data*. Prepared for the 2003 British Household Panel Survey Research Conference, Colchester, England.
4. Beccaria, L., & Maurizio, R. (2004). Inestabilidad laboral en el Gran Buenos Aires. *El Trimestre Económico*, 71(3), 535-573.
5. Beccaria, L. (2015). Perspectiva de políticas de formalización de la economía informal. En F. Bertranou & L. Casanova (coord.), *Caminos hacia la formalización laboral en Argentina* (pp. 185-206). Buenos Aires: Oficina de País de la OIT para Argentina.
6. Beccaria, L., Maurizio, R., & Vázquez, G. (2015a). Recent decline in wage inequality and formalization of the labor market in Argentina, *International Review of Applied Economics*, 29(5), 677-700.
7. Beccaria, L., Maurizio, & Vázquez, G. (2015b). Desigualdad e informalidad en América Latina: el caso de la Argentina. En V. Amarante & R. Arim (ed.), *Desigualdad e informalidad. Un análisis de cinco experiencias latinoamericanas*. Santiago de Chile: Cepal. Ministerio de Asuntos Exteriores de Noruega.
8. Bell, D., & Blanchflower, D. (2011). *Youth unemployment in Europe and the United States* (Discussion Paper Series 5673). IZA, Bonn.
9. Belzil, C. (1995). Unemployment Insurance and Unemployment Over Time: An Analysis with Event History. *The Review of Economics and Statistics*, 77(1), 113-126.
10. Bertranou, F., Casanova, L., & Saravia, M. (2013). *How, why and in what sectors employment informality decreased in Argentina from 2003 to 2012* (MPRA Paper 47467). Múnich: University Library of Munich.
11. Biewen, M., & Steffes, S. (2010). Unemployment persistence: Is there evidence for stigma effects? *Economics Letters*, 106(3), 188-190.

12. Bratsberg, B., & Terrell, D. (1998). Experience, tenure and wage growth of young black and white men. *The Journal of Human Resources*, 33(3), 658-682.
13. Bucheli, M., & Furtado, M. (2002). Impacto del desempleo sobre el salario: el caso uruguayo. *Desarrollo Económico*, 42(165), 63-84.
14. Cid, J., & Paz, J. (2001). El tránsito por el desempleo en la Argentina. Determinantes y consecuencias sobre el empleo. En *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política*, Buenos Aires. Disponible en [http://www.aep.org.ar/anales/works/works2001/cid\\_paz.pdf](http://www.aep.org.ar/anales/works/works2001/cid_paz.pdf).
15. Cockx, B., & Picchio, M. (2011). *Scarring effects of remaining unemployed for long-term unemployed school-leavers* (Discussion Paper 5937). IZA. Bonn
16. Cruces, G., Ham, A., & Viollaz, M. (2012). *Scarring Effects of Youth Unemployment and Informality: Evidence from Brazil* (Working Paper). Londres: Centre for Distributive, Labor and Social Studies.
17. Dieckoff, M. (2011). The effect of unemployment on subsequent job quality in Europe: A comparative study of four countries. *Acta Sociológica*, 54(3), 233-249.
18. Fitzenberger, B., & Wilke, R. (2007). *New insights on unemployment duration and post unemployment earnings in Germany: Censored Box-Cox Quantile Regression at Work* (Discussion Paper 2609). IZA, Bonn
19. Galli, R., & Kucera, D. (2003). *Informal employment in Latin America: Movements over business cycles and the effects of worker rights* Informal employment in Latin America (Discussion Paper DP/145/2003). Ginebra: International Institute for Labour Studies, OIT.
20. Gangl, M. (2002). *Unemployment benefits as a search subsidy: New evidence on duration and wage effects of unemployment insurance* (Discussion Paper FS I 02-208). Berlín: Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung.

21. Gibbons, R., & Katz, L. (1991). Layoffs and Lemons. *Journal of Labor Economics*, 9(4), 351-380.
22. Gregg, P. (2001). The impact of youth unemployment on adult unemployment in the NCDS. *The Economic Journal*, 111(November), 626-653.
23. Gregg, P., & Tominey, E. (2004). *The wage scar from youth unemployment* (Working Paper Series 04/097). Bristol: The Centre for Market and Public Organization.
24. Gregory, M., & Jukes, R. (2001). Unemployment and subsequent earnings: estimating scarring among British men 1984-94. *The Economic Journal*, 111(November), 607-625.
25. Grund, C. (1999). Stigma effects of layoffs? Evidence from German micro-data. *Economics Letters*, 64, 241-247.
26. Heckman, J., Ichimura, H., & Todd, P. (1997). Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evaluating a job training programme. *The Review of Economic Studies*, 64(4), 605-654.
27. Heckman, J., Ichimura, H., & Todd, P. (1998). Matching as an econometric evaluation estimator. *The Review of Economic Studies*, 65(2), 261-294.
28. Hussmanns, R. (2004). *Measuring the informal economy: From employment in the informal sector to informal employment* (Working Paper 53). Ginebra: Policy Integration Department, Bureau of Statistics, OIT.
29. Jacobson, L., LaLonde, R., & Sullivan, D. (1993). Earnings losses of displaced workers. *American Economic Review*, 83(4), 685-709.
30. Kroft, K., F. Lange, F., & Notowidigdo, M. (2013). Duration dependence and labor market conditions: Evidence from a field experiment. *The Quarterly Journal of Economics*, 128(3), 1123-1167.
31. Light, A., & Ureta, M. (1995). Early-Career work experience and gender wage differentials. *Journal of Labor Economics*, 13(1), 121-154.

32. Lockwood, B. (1991). Information Externalities in the Labour Market and the Duration of Unemployment. *The Review of Economic Studies*, 58(4), 733-753.
33. Lupi, C., & Ordine, P. (2002). Unemployment scarring in high unemployment regions. *Economic Bulletin* 10(2), 1-8.
34. Maurizio, R. (2014). Formalización del empleo en Argentina durante la década del 2000. Un análisis de sus factores determinantes. En R. Rofman (ed.), *La protección social en Argentina. El rol de las provincias*. Buenos Aires: Banco Mundial-Gobierno de España.
35. Maurizio, R. (2015). Transitions to formality and declining inequality: Argentina and Brazil in the 2000s. *Journal of Development and Change*, 46(5), 1047-1079.
36. Mroz, T. A., & Savage, T. (2006). The long-term effects of youth unemployment. *Journal of Human Resources*, 41(2), 259-293.
37. Nickell, S., Jones, P., & Quintini, G. (2002). A picture of job insecurity facing british men. *The Economic Journal*, 112(476), 1-27.
38. Nilsen, O., & Reiso, K. (2011). *Scarring Effects of Unemployment* (Discussion Paper 6198). IZA, Bonn.
39. OIT. (2003). Directrices sobre una definición estadística de empleo informal, adoptadas por la Decimoséptima Conferencia Internacional de Estadísticos del Trabajo. Disponible en [http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---stat/documents/normativeinstrument/wcms\\_087625.pdf](http://www.ilo.org/wcmsp5/groups/public/---dgreports/---stat/documents/normativeinstrument/wcms_087625.pdf).
40. Pollmann-Schult, M., & Büchel, F. (2005). Unemployment benefits, unemployment duration and subsequent job quality evidence from west Germany. *Acta Sociológica*, 48(1), 21-39.
41. Ruhm, C. (1991). Are workers permanently scarred by job displacement? *American Economic Review*, 81(1), 319-324.

42. Tatsiramos, K. (2009). Unemployment insurance in Europe: Unemployment duration and subsequent employment stability. *Journal of the European Economic Association*, 7(6), 1225-1260.
43. Tumino, A. (2015). *The scarring effect of unemployment from the early '90s to the Great Recession* (ISER Working Papers Series 2015-05). Colchester: University of Essex.
44. Van Wachter, T., Song, J., & Manchester, J. (2007). *Long term earnings losses due to job separation during the 1982 recession: An analysis using longitudinal administrative data from 1974 to 2004* (Columbia University Discussion Paper 0708-16). Nueva York: Columbia University.
45. Yellen, J. (1984). Efficiency wage models of unemployment. *The American Economic Review*, 74(2), 200-205.

## Anexo 1

Cuadro A1.1. Estimación de ecuaciones de salario real horario. Métodos RE y FE

Variable dep.	1		2		3		4		5	
	Logaritmo del salario real horario		Logaritmo del salario real horario		Logaritmo del salario real horario		Logaritmo del salario real horario		Logaritmo del salario real horario	
Variable	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE
antig2	0,0838*** (0,0097)	0,0643*** (0,0111)	0,0898*** (0,0100)	0,0714*** (0,0114)	0,0669*** (0,0137)	0,0594*** (0,0160)	0,0762*** (0,0140)	0,0701*** (0,0163)	0,0574*** (0,0157)	0,0604*** (0,0182)
antig3	0,1164*** (0,0089)	0,0843*** (0,0101)	0,1207*** (0,0091)	0,0869*** (0,0104)	0,0894*** (0,0124)	0,0690*** (0,0145)	0,0831*** (0,0127)	0,0665*** (0,0147)	0,0480*** (0,0140)	0,0473*** (0,0162)
antig4	0,1800*** (0,0068)	0,0875*** (0,0080)	0,1786*** (0,0071)	0,0824*** (0,0083)	0,1327*** (0,0100)	0,0911*** (0,0118)	0,1198*** (0,0102)	0,0807*** (0,0120)	0,0699*** (0,0115)	0,0539*** (0,0136)
antig5	0,3404*** (0,0069)	0,1040*** (0,0086)	0,3430*** (0,0072)	0,0997*** (0,0089)	0,2080*** (0,0100)	0,1129*** (0,0122)	0,1928*** (0,0102)	0,0981*** (0,0125)	0,1342*** (0,0115)	0,0695*** (0,0140)
construc	-0,1336*** (0,0080)	0,0044 (0,0131)	-0,1179*** (0,0085)	-0,0161 (0,0140)	-0,0662*** (0,0093)	-0,0132 (0,0163)	-0,0500*** (0,0097)	-0,0176 (0,0171)	-0,0215** (0,0102)	-0,0009 (0,0182)
comer	-0,1525*** (0,0064)	-0,0658*** (0,0102)	-0,1375*** (0,0066)	-0,0436*** (0,0105)	-0,1500*** (0,0068)	-0,0563*** (0,0118)	-0,1457*** (0,0068)	-0,0397*** (0,0120)	-0,1477*** (0,0070)	-0,0372*** (0,0125)
transp	-0,0741*** (0,0082)	-0,0283* (0,0147)	-0,0718*** (0,0084)	-0,0359** (0,0151)	0,0248*** (0,0089)	0,0248 (0,0173)	0,0261*** (0,0090)	0,0132 (0,0176)	0,0360*** (0,0092)	0,0219 (0,0186)
financ	0,1219*** (0,0077)	0,0240* (0,0125)	0,1072*** (0,0078)	0,0075 (0,0129)	0,1016*** (0,0079)	0,0305** (0,0142)	0,0978*** (0,0080)	0,0189 (0,0145)	0,0957*** (0,0081)	0,0111 (0,0151)
servper	0,2155*** (0,0081)	0,0858*** (0,0143)	0,1890*** (0,0082)	0,0395*** (0,0146)	0,1983*** (0,0083)	0,0935*** (0,0168)	0,1909*** (0,0084)	0,0478*** (0,0171)	0,1842*** (0,0085)	0,0442** (0,0177)
serdom	-0,2286*** (0,0100)	0,1371*** (0,0173)	-0,2532*** (0,0103)	0,0952*** (0,0181)	-0,3975*** (0,0172)	0,0241 (0,0358)	-0,4207*** (0,0174)	-0,0474 (0,0367)	-0,4946*** (0,0207)	-0,0502 (0,0538)
secpub	0,2781*** (0,0059)	0,0998*** (0,0119)	0,2546*** (0,0060)	0,0521*** (0,0122)	0,2662*** (0,0060)	0,1210*** (0,0140)	0,2587*** (0,0060)	0,0627*** (0,0144)	0,2509*** (0,0061)	0,0567*** (0,0150)
otros	0,0369*** (0,0070)	0,0241** (0,0113)	0,0424*** (0,0072)	0,0046 (0,0117)	0,1135*** (0,0075)	0,0326** (0,0133)	0,1209*** (0,0076)	0,0240* (0,0135)	0,1278*** (0,0077)	0,0206 (0,0140)
scar	-0,0925*** (0,0147)	-0,0036 (0,0170)	-0,0740*** (0,0159)	0,0048 (0,0182)	-0,1269*** (0,0233)	-0,0776*** (0,0273)	-0,1309*** (0,0251)	-0,0725** (0,0291)	-0,0784** (0,0325)	-0,0289 (0,0378)
ano04	0,0479*** (0,0075)	0,0471*** (0,0081)	0,0519*** (0,0075)	0,0554*** (0,0080)	0,0557*** (0,0086)	0,0551*** (0,0093)	0,0589*** (0,0085)	0,0622*** (0,0092)	0,0589*** (0,0085)	0,0655*** (0,0092)
ano05	0,1293*** (0,0084)	0,1198*** (0,0103)	0,1372*** (0,0084)	0,1353*** (0,0101)	0,1465*** (0,0094)	0,1416*** (0,0119)	0,1529*** (0,0094)	0,1553*** (0,0117)	0,1533*** (0,0094)	0,1632*** (0,0118)

(Continúa)

Cuadro A1.1. Estimación de ecuaciones de salario real horario. Métodos RE y FE  
(continuación)

Variable dep.	1		2		3		4		5	
	Logaritmo del salario real horario	Logaritmo del salario real horario	Logaritmo del salario real horario	Logaritmo del salario real horario	Logaritmo del salario real horario	Logaritmo del salario real horario	Logaritmo del salario real horario	Logaritmo del salario real horario	Logaritmo del salario real horario	Logaritmo del salario real horario
Variable	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE
ano06	0,2592*** (0,0087)	0,2400*** (0,0121)	0,2637*** (0,0087)	0,2539*** (0,0120)	0,2831*** (0,0097)	0,2671*** (0,0139)	0,2864*** (0,0096)	0,2815*** (0,0137)	0,2903*** (0,0097)	0,3001*** (0,0138)
ano07	0,3166*** (0,0087)	0,2897*** (0,0136)	0,3218*** (0,0087)	0,3072*** (0,0134)	0,3183*** (0,0097)	0,2928*** (0,0155)	0,3215*** (0,0096)	0,3107*** (0,0153)	0,3267*** (0,0097)	0,3359*** (0,0154)
ano08	0,3497*** (0,0086)	0,3164*** (0,0148)	0,3546*** (0,0086)	0,3377*** (0,0145)	0,3354*** (0,0095)	0,3039*** (0,0167)	0,3417*** (0,0095)	0,3310*** (0,0165)	0,3472*** (0,0096)	0,3618*** (0,0166)
ano09	0,4121*** (0,0086)	0,3700*** (0,0158)	0,4201*** (0,0086)	0,3996*** (0,0155)	0,3871*** (0,0095)	0,3451*** (0,0177)	0,3943*** (0,0095)	0,3804*** (0,0175)	0,4015*** (0,0095)	0,4203*** (0,0176)
ano10	0,4138*** (0,0086)	0,3618*** (0,0167)	0,4222*** (0,0086)	0,3979*** (0,0165)	0,3769*** (0,0095)	0,3239*** (0,0187)	0,3854*** (0,0095)	0,3660*** (0,0184)	0,3902*** (0,0095)	0,4102*** (0,0186)
ano11	0,4599*** (0,0087)	0,4066*** (0,0177)	0,4702*** (0,0087)	0,4489*** (0,0174)	0,4201*** (0,0095)	0,3610*** (0,0196)	0,4294*** (0,0095)	0,4090*** (0,0193)	0,4357*** (0,0096)	0,4594*** (0,0195)
ano12	0,4927*** (0,0092)	0,4397*** (0,0185)	0,5076*** (0,0092)	0,4891*** (0,0182)	0,4422*** (0,0100)	0,3780*** (0,0205)	0,4563*** (0,0100)	0,4354*** (0,0202)	0,4625*** (0,0101)	0,4884*** (0,0204)
ano13	0,4863*** (0,0130)	0,4248*** (0,0218)	0,5042*** (0,0130)	0,4820*** (0,0214)	0,4254*** (0,0139)	0,3403*** (0,0238)	0,4407*** (0,0138)	0,4065*** (0,0235)	0,4514*** (0,0140)	0,4670*** (0,0238)
Constante	-3,6116*** (0,0109)	-3,4115*** (0,0167)	-3,5968*** (0,0111)	-3,3910*** (0,0169)	-3,3630*** (0,0137)	-3,2030*** (0,0210)	-3,3510*** (0,0139)	-3,1890*** (0,0211)	-3,2854*** (0,0149)	-3,1716*** (0,0220)
Obs.	177.503	177.503	166.100	166.100	124.530	124.530	120.730	120.730	114.879	114.879
Individuos	94.025	94.025	87.821	87.821	65.970	65.970	63.862	63.862	60.742	60.742

\*\*\* p &lt; 0,01, \*\* p &lt; 0,05, \* p &lt; 0,1.

Fuente: elaboración propia con base en EPH (Indec).



## Anexo 2

Cuadro A2.1. Estimación de probabilidad de insertarse en una determinada categoría de empleo. Métodos RE y FE

Variable dep.	1,1		1,2		2		3,1		3,2		4	
	Dummy categoría (1)		Dummy categoría (2)		Dummy asalariado no registrado		Dummy categoría (1)		Dummy categoría (2)		Dummy asalariado no registrado	
	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE
antig2	0,0812*** (0,0051)	0,0655*** (0,0056)	-0,0584*** (0,0082)	-0,0638*** (0,0111)	-0,0997*** (0,0052)	-0,0869*** (0,0056)	0,0756*** (0,0046)	0,0845*** (0,0065)	-0,1468*** (0,0230)	-0,0835*** (0,0232)	-0,0814*** (0,0042)	-0,0901*** (0,0059)
antig3	0,1491*** (0,0047)	0,1294*** (0,0051)	-0,0810*** (0,0078)	-0,1131*** (0,0106)	-0,1686*** (0,0047)	-0,1479*** (0,0050)	0,1198*** (0,0041)	0,1102*** (0,0059)	-0,1908*** (0,0226)	-0,0981*** (0,0227)	-0,1178*** (0,0037)	-0,1114*** (0,0053)
antig4	0,2224*** (0,0035)	0,1514*** (0,0039)	-0,0664*** (0,0055)	-0,1453*** (0,0078)	-0,2337*** (0,0035)	-0,1594*** (0,0039)	0,1712*** (0,0031)	0,1603*** (0,0046)	-0,1955*** (0,0165)	-0,0493*** (0,0171)	-0,1527*** (0,0028)	-0,1450*** (0,0042)
antig5	0,3483*** (0,0036)	0,1747*** (0,0042)	-0,1996*** (0,0058)	-0,2767*** (0,0089)	-0,3607*** (0,0036)	-0,1792*** (0,0043)	0,1850*** (0,0031)	0,1828*** (0,0048)	-0,2927*** (0,0167)	-0,1057*** (0,0185)	-0,1683*** (0,0028)	-0,1660*** (0,0044)
construc	-0,1747*** (0,0046)	-0,0732*** (0,0068)	-0,0599*** (0,0070)	-0,0277* (0,0146)	0,1392*** (0,0047)	0,0601*** (0,0070)	-0,0687*** (0,0026)	-0,0968*** (0,0070)	-0,0358* (0,0190)	-0,1304*** (0,0266)	0,0371*** (0,0023)	0,0521*** (0,0065)
comer	-0,0467*** (0,0037)	-0,0202*** (0,0054)	-0,0357*** (0,0067)	-0,0303** (0,0128)	0,0359*** (0,0037)	0,0160*** (0,0054)	-0,0163*** (0,0019)	-0,0178*** (0,0051)	0,0173 (0,0177)	-0,0654*** (0,0233)	0,0103*** (0,0016)	0,0052 (0,0046)
transp	-0,1008*** (0,0048)	-0,0628*** (0,0076)	0,0554*** (0,0077)	0,0643*** (0,0177)	0,0966*** (0,0048)	0,0664*** (0,0076)	-0,0191*** (0,0024)	-0,0529*** (0,0074)	0,0977*** (0,0223)	0,0160 (0,0313)	0,0170*** (0,0021)	0,0498*** (0,0067)
financ	0,0233*** (0,0044)	0,0127* (0,0066)	-0,0243*** (0,0086)	0,0075 (0,0167)	-0,0103** (0,0044)	0,0051 (0,0066)	-0,0040* (0,0021)	0,0036 (0,0061)	0,0454** (0,0213)	0,0256 (0,0287)	0,0040** (0,0019)	0,0077 (0,0056)
servper	0,0324*** (0,0046)	0,0271*** (0,0074)	0,0659*** (0,0092)	0,0874*** (0,0184)	-0,0095** (0,0046)	-0,0050 (0,0073)	0,0023 (0,0022)	0,0335*** (0,0071)	0,1022*** (0,0254)	0,0682* (0,0373)	0,0020 (0,0019)	-0,0061 (0,0064)
serdom	-0,2572*** (0,0055)	-0,0537*** (0,0089)	0,0961*** (0,0076)	0,1202*** (0,0167)	0,2802*** (0,0056)	0,0804*** (0,0091)	0,0067 (0,0048)	-0,2255*** (0,0153)	0,0463* (0,0251)	0,1979*** (0,0410)	0,0177*** (0,0042)	0,3302*** (0,0139)
secpub	0,0919*** (0,0034)	0,0529*** (0,0062)	0,1128*** (0,0070)	0,0755*** (0,0150)	-0,0610*** (0,0034)	-0,0297*** (0,0062)	0,0151*** (0,0016)	0,0524*** (0,0060)	0,0820*** (0,0201)	0,1805*** (0,0283)	-0,0069*** (0,0014)	-0,0168*** (0,0055)
otros	-0,0765*** (0,0040)	-0,0430*** (0,0059)	0,0375*** (0,0071)	0,0381*** (0,0139)	0,0704*** (0,0040)	0,0431*** (0,0059)	-0,0120*** (0,0021)	-0,0253*** (0,0057)	0,0587*** (0,0207)	-0,0297 (0,0267)	0,0088*** (0,0018)	0,0210*** (0,0051)
scar	-0,1181*** (0,0077)	-0,0562*** (0,0084)	-0,0678*** (0,0109)	-0,0260* (0,0148)	0,0839*** (0,0081)	0,0348*** (0,0087)	-0,3738*** (0,0076)	-0,3893*** (0,0108)	0,2694*** (0,0290)	-0,0225 (0,0291)	0,3371*** (0,0072)	0,3468*** (0,0102)
ano04	0,0100** (0,0040)	0,0146*** (0,0042)	-0,0146 (0,0090)	-0,0381*** (0,0105)	-0,0145*** (0,0039)	-0,0218*** (0,0040)	-0,0221*** (0,0033)	-0,0566*** (0,0040)	0,2364*** (0,0359)	0,6304*** (0,0305)	0,0153*** (0,0029)	0,0394*** (0,0035)
ano05	0,0290*** (0,0046)	0,0350*** (0,0053)	-0,0221** (0,0090)	-0,0688*** (0,0133)	-0,0328*** (0,0044)	-0,0452*** (0,0051)	-0,0274*** (0,0032)	-0,1159*** (0,0050)	0,3298*** (0,0346)	1,3488*** (0,0385)	0,0210*** (0,0028)	0,0855*** (0,0044)

(Continúa)

Cuadro A2.1. Estimación de probabilidad de insertarse en una determinada categoría de empleo. Métodos RE y FE (*continuación*)

	1,1		1,2		2		3,1		3,2		4	
Variable dep.	Dummy categoría (1)		Dummy categoría (2)		Dummy asalariado no registrado		Dummy categoría (1)		Dummy categoría (2)		Dummy asalariado no registrado	
Variable	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE	RE	FE
ano06	0,0531*** (0,0048)	0,0569*** (0,0063)	-0,0331*** (0,0091)	-0,0977*** (0,0160)	-0,0576*** (0,0047)	-0,0736*** (0,0060)	-0,0267*** (0,0032)	-0,1789*** (0,0059)	0,3066*** (0,0343)	2,0162*** (0,0452)	0,0187*** (0,0028)	0,1300*** (0,0052)
ano07	0,0805*** (0,0048)	0,0793*** (0,0071)	-0,0483*** (0,0091)	-0,1065*** (0,0183)	-0,0827*** (0,0047)	-0,1006*** (0,0068)	-0,0216*** (0,0031)	-0,2347*** (0,0066)	0,2641*** (0,0336)	2,7147*** (0,0508)	0,0160*** (0,0028)	0,1725*** (0,0058)
ano08	0,0983*** (0,0048)	0,0944*** (0,0077)	-0,0595*** (0,0090)	-0,0925*** (0,0202)	-0,1041*** (0,0047)	-0,1263*** (0,0074)	-0,0270*** (0,0031)	-0,3025*** (0,0071)	0,2905*** (0,0329)	3,3723*** (0,0545)	0,0187*** (0,0027)	0,2212*** (0,0062)
ano09	0,1042*** (0,0048)	0,0985*** (0,0082)	-0,0515*** (0,0090)	-0,0706*** (0,0219)	-0,1117*** (0,0047)	-0,1392*** (0,0079)	-0,0305*** (0,0031)	-0,3703*** (0,0075)	0,3457*** (0,0331)	4,0582*** (0,0582)	0,0217*** (0,0027)	0,2708*** (0,0066)
ano10	0,1128*** (0,0048)	0,1073*** (0,0087)	-0,0543*** (0,0091)	-0,0629*** (0,0237)	-0,1187*** (0,0047)	-0,1526*** (0,0083)	-0,0236*** (0,0031)	-0,4240*** (0,0079)	0,3146*** (0,0333)	4,7783*** (0,0624)	0,0176*** (0,0027)	0,3118*** (0,0069)
ano11	0,1193*** (0,0049)	0,1162*** (0,0092)	-0,0636*** (0,0091)	-0,0436* (0,0254)	-0,1262*** (0,0048)	-0,1678*** (0,0088)	-0,0247*** (0,0031)	-0,4826*** (0,0083)	0,3082*** (0,0331)	5,4927*** (0,0661)	0,0181*** (0,0027)	0,3557*** (0,0073)
ano12	0,1159*** (0,0052)	0,1152*** (0,0097)	-0,0626*** (0,0099)	-0,0209 (0,0270)	-0,1292*** (0,0051)	-0,1764*** (0,0093)	-0,0492*** (0,0032)	-0,5480*** (0,0087)	0,5281*** (0,0344)	6,1959*** (0,0695)	0,0366*** (0,0028)	0,4049*** (0,0076)
ano13	0,1119*** (0,0071)	0,1146*** (0,0113)	-0,0366** (0,0154)	0,0348 (0,0323)	-0,1277*** (0,0069)	-0,1826*** (0,0108)	-0,0642*** (0,0045)	-0,6119*** (0,0100)	0,6656*** (0,0465)	6,8890*** (0,0787)	0,0497*** (0,0040)	0,4545*** (0,0088)
Constante	0,3963*** (0,0059)	0,4900*** (0,0086)	0,9183*** (0,0102)	0,9763*** (0,0203)	0,5866*** (0,0059)	0,5106*** (0,0084)	0,8278*** (0,0043)	1,1139*** (0,0088)	0,1736*** (0,0360)	-3,2075*** (0,0562)	0,1549*** (0,0038)	-0,0663*** (0,0078)
Obs.	191.484	191.484	53.716	53.716	179.182	179.182	134.813	134.813	8.840	8.840	130.746	130.746
Individuos	95.869	95.869	26.858	26.858	89.591	89.591	67.513	67.513	4.420	4.420	65.373	65.373

\*\*\* p &lt; 0,01, \*\* p &lt; 0,05, \* p &lt; 0,1.

Fuente: elaboración propia con base en EPH (Indec).

La categoría base en las *dummies* de antigüedad menor a 3 meses, mientras que en las *dummies* de rama productiva es industria.