



UNIVERSIDAD
DE LA REPUBLICA
URUGUAY



FACULTAD DE
CIENCIAS ECONÓMICAS
Y DE ADMINISTRACIÓN

UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA
FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS Y DE
ADMINISTRACIÓN
MAESTRÍA EN ECONOMÍA

Tesis de Maestría presentada por:

Manuel Marcone

Tutora: Paula Carrasco

**Efecto del momento de ingreso al mercado de trabajo en las
trayectorias laborales de los jóvenes en Uruguay**

Mayo, 2022

Resumen

En este trabajo se estudia cómo afecta el momento de la inserción laboral de los jóvenes a su trayectoria futura en el mercado de trabajo. Con este fin, analizamos si tener un primer empleo antes de los 23 años, incide en la probabilidad de estar ocupado entre los 23 y los 29 años, distinguiendo las heterogeneidades que esta relación presenta en función del nivel educativo. Se trabaja con un pool de datos a partir de las Encuestas Nacionales de Adolescencia y Juventud (ENAJ) para los años 2008, 2013 y 2018 y se estiman modelos probabilísticos bivariados. Los principales resultados indican que el tener un primer empleo antes de cumplir los 23 años aumenta en promedio un 24,03% la probabilidad de encontrarse empleado entre los 23 y los 29 años. Se observa que el efecto podría ser más potente para quienes tienen menos años de educación, aunque los efectos heterogéneos no resultan significativos. Se desprende de los resultados obtenidos que las políticas enfocadas en favorecer el empleo en etapas tempranas de la juventud pueden generar derrames positivos en el empleo en etapas futuras, y que son los individuos menos educados quienes más podrían beneficiarse de estos incentivos.

PALABRAS CLAVE: Empleo, inserción laboral, dependencia del estado, probit bivariado.

El autor desea agradecer especialmente la colaboración de Paula Carrasco a lo largo de la preparación de este trabajo. Además, desea agradecer a Gonzalo Salas y Gonzalo Zunino por los comentarios realizados durante la fase inicial de redacción, a Martín Leites por la coordinación previa a comenzar el proceso y a Matías Brum por aportar su visión cuando fue consultado.

Tabla de contenidos

1. Introducción	4
2. Antecedentes	7
- Evidencia internacional	8
- Evidencia regional y local	10
3. Marco teórico e hipótesis del trabajo	12
4. Metodología	16
- Datos	17
- Estrategia empírica	20
5. Resultados	23
- Heterogeneidad de los efectos marginales según las distintas dimensiones	26
6. Conclusiones	28
 Cuadros y Gráficas	 30
 Bibliografía	 38

1- Introducción

Es conocido el efecto negativo que tienen los episodios sin empleo en el desempeño de un trabajador en el mercado laboral, efecto al que se refiere como *scarring* o cicatrices ([Arulampalam, 2002](#); [Arulampalam et al., 1997, 2003](#); [Arulampalam et al., 2001](#); [Cruces et al., 2012](#); [Heckman y Borjas, 1980](#); [Heylen, 2011](#); [Kawaguchi, 2014](#); [Skans, 2011](#)). En particular, si nos centramos en el efecto de estos episodios en la probabilidad de conseguir empleo a futuro, observamos que, a mayor cantidad de episodios sin empleo, y a mayor duración de estos, mayor es la probabilidad de recaer en la misma situación. Los resultados coinciden con los conceptos esgrimidos en el trabajo seminal de [Heckman y Borjas \(1980\)](#) en el que distinguen las formas en las que puede operar la denominada dependencia de estado.

Este trabajo estudia el efecto de no ingresar al mercado laboral antes de cumplir los 23 años, en la probabilidad de empleo entre los 23 y los 29 años. Se espera que al igual que en [Arulampalam et al. \(1997\)](#) y otros estudios relacionados, el historial pasado de desempleo de un individuo sea un fuerte predictor de su riesgo futuro de desempleo, y que esta vinculación opere a través de la acumulación de capital humano ([Becker, 1964](#)), y de la señalización en el mercado de trabajo ([Spence, 1973](#)). Para esto se trabaja con un pool de datos de ediciones independientes de las encuestas nacionales de adolescencia y juventud (ENAJ) realizadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE) en los años 2008, 2013 y 2018, en las que además de observarse la situación actual de empleo, también se caracteriza la inserción al mercado de trabajo.

Gran parte de los antecedentes estudian el efecto *scarring* de los episodios de desempleo propiamente dicho, en los que una persona que busca activamente un trabajo se mantiene desempleada, y sufre, además de una depreciación de capital humano producto del no ejercicio laboral, una señalización negativa en el mercado de trabajo. Sin embargo, algunos estudios vinculan este efecto negativo en la probabilidad futura de conseguir un empleo al período de inactividad, más que al hecho concreto de la pérdida del empleo ([Cockx y Picchio, 2011](#); [Gregg, 2001](#)).

Dado el período particular de la vida en que nos concentramos (14 a 23 años), no es claro el efecto que el no ingreso al mercado de trabajo pueda tener. En la etapa de la adolescencia (14 a 17 años) existe un trade-off entre el vínculo con el sistema educativo y el mercado de trabajo, que se atenúa en la primera etapa de la juventud (18 a 22 años).

Es esperable entonces que no encontremos un efecto homogéneo, sino que el mismo podría estar condicionado por la vinculación al sistema educativo, y el máximo nivel alcanzado por quien retrasa su ingreso al mercado laboral ([Gregg, 2001](#), [Arulampalam, 2002](#)).

De todas formas, si bien el ingreso tardío al primer empleo puede deberse a la decisión de postergar dicha etapa por priorizar el estudio, no siempre se debe a esa razón. Muchos de los jóvenes que buscan ingresar al mercado laboral no cuentan con las capacidades requeridas por el sector productivo ([Weller, 2007](#)). En primer lugar, los sistemas educativos de la región presentan deficiencias y, en consecuencia, una alta proporción de jóvenes no cuenta con las habilidades básicas que demanda el mercado laboral. En segundo lugar, los jóvenes enfrentan altos costos en el proceso de búsqueda de empleo que, en América Latina y el Caribe, se apoya predominantemente en métodos informales como los contactos personales ([Mazza, 2012](#)). Estos métodos pueden ser poco efectivos para los jóvenes de bajos recursos, cuya red de acceso al sector empresarial es bastante limitada.

En base a la evidencia previa, no podemos descartar que tanto el desempleo como la inactividad puedan generar efectos que atenten contra la empleabilidad futura de las personas, siendo especialmente relevante caracterizar estos eventos según el contexto en el que ocurrieron ([Burgess et al., 2003](#)).

Dado esto, y en virtud de la limitación de no contar para este trabajo con datos longitudinales que permitan caracterizar todas las etapas de empleo, desempleo o inactividad transitadas por cada individuo, sino con información retrospectiva acerca de la edad a la que cada uno de ellos tuvo su primer empleo y la vinculación al sistema educativo que tenía en ese momento, se considerará la edad como variable relevante para caracterizar los períodos iniciales sin trabajar.

Concretamente, se espera que antes de los 23 años los individuos intenten ingresar al mercado laboral, aún si decidieron solo estudiar durante la temprana juventud ¹. Aunque, de todas formas, es posible que los efectos generados por no conseguir un empleo o

¹ La mayoría de las licenciaturas en Uruguay tienen una duración estimada de 4 años, por lo que aun para quienes pueden y prefieren dedicarse al estudio exclusivamente durante la juventud, el hecho de alcanzar los 23 años sin haber tenido ningún empleo se espera que en términos generales esté vinculado a problemas para conseguir un primer empleo, más que a la voluntad de no trabajar.

demorar el ingreso al mercado laboral, presenten heterogeneidad según el nivel educativo alcanzado.

La temática aparece como particularmente relevante para caracterizar el funcionamiento de los mercados laborales de los países en desarrollo como el de Uruguay. En ellos se observan en general mayores tasas de desempleo juvenil, y problemas asociados como el empleo precario ([CEPAL, 2020](#)). Por lo que, si estos episodios tuvieran efectos en el mediano y largo plazo como sugiere la evidencia previa, la problemática asociada al empleo de los jóvenes tendría también derrames negativos en el mercado laboral de los adultos.

Si bien existe vasta evidencia que prueba que el efecto de las cicatrices es un fenómeno real, la mayoría de los estudios presentan evidencia para países desarrollados, mientras que aún quedan aspectos por estudiar en economías emergentes como las de Latinoamérica. El alto grado de informalidad existente en estos países, hace más complejo el análisis de los efectos causados por las experiencias de desempleo. En este sentido, que los datos que se utilizan como insumo para este estudio provengan de una encuesta en lugar de generarse a partir de registros administrativos, tiene como ventaja el poder contar con información sobre experiencias laborales tanto formales como informales, lo que evita confundir estas últimas con períodos de desempleo o inactividad.

La posibilidad de contar con información estandarizada relevada en tres momentos distintos a lo largo de 10 años permite evaluar la existencia del efecto estudiado para tres grupos de jóvenes pertenecientes a cohortes generacionales distintas, y la existencia de información retrospectiva vinculada a su inserción laboral, posibilita observar a cada cohorte en distintos momentos del tiempo.

El foco puesto en el empleo como variable afectada por la experiencia inicial, dialoga con evidencia reciente para Uruguay, en la que se ha avanzado en caracterizar otras variables de la trayectoria laboral de los individuos que se ven afectadas por circunstancias previas: el efecto de la inserción laboral informal en la informalidad de los empleos futuros ([Carrasco, 2012](#)), y el efecto de una separación del mercado de trabajo formal en los salarios futuros ([Amarante et al., 2012](#)). Se ahonda en la identificación de características individuales que hacen a las personas más proclives a verse afectadas por experiencias iniciales sin empleo, tales como los años de educación y/o el sexo.

De esta forma, se busca poner a prueba si efectivamente el hecho de no tener una experiencia laboral antes de los 23 años genera en sí mismo una reducción de la probabilidad de conseguir empleo entre los 23 y los 29 años. Y a su vez se estima la persistencia que tiene el efecto en el tiempo, a partir del episodio inicial sin empleo, observando el efecto marginal del mismo para cada edad.

Los resultados muestran que tener una experiencia de empleo de al menos tres meses entre los 14 y los 22 años, afecta positivamente la probabilidad de estar empleado entre los 23 y los 29 años. El efecto marginal promedio se ubica en 24,03 puntos porcentuales (pp.). Considerando los intervalos de confianza al 5%, no se encuentra heterogeneidad en el efecto estimado, aunque la estimación puntual del mismo muestra un valor superior para quienes tienen menos de 6 años de educación formal, para quienes tienen 23 años, para las mujeres, y al final del período considerado (ENAJ 2018).

El resto del trabajo se organiza de la siguiente forma: la sección 2 resume los principales antecedentes a nivel internacional, regional y local. En la sección 3 se presentan los aspectos teóricos que sustentan las hipótesis del trabajo y el planteo de dichas hipótesis. En la sección 4 se describen los datos analizados y la estrategia empírica con la que se los aborda. La sección 5 muestra los resultados que se obtienen de la estimación de efectos marginales en el probit bivariado. Y finalmente la sección 6 resume las conclusiones que pueden derivarse de los resultados obtenidos.

2- Antecedentes

El proceso de inserción laboral es un tema de estudio relevante tanto en los países desarrollados como en los no desarrollados. Diversos trabajos se han enfocado en los efectos del desempleo, la estabilidad laboral y más recientemente en el tipo de empleo en el que los jóvenes ingresan al mercado laboral, así como en los resultados que los mismos obtienen cuando adultos en términos de empleo (desempleo) y salarios.

Evidencia internacional

Los trabajos realizados a comienzos de los años ochenta por [Heckman y Borjas \(1980\)](#), [Ellwood \(1982\)](#), [Corcoran \(1982\)](#), dan comienzo a la investigación acerca de cómo escenarios de desempleo y especialmente problemas vinculados a la inserción laboral durante la adolescencia y temprana juventud, condicionan la trayectoria laboral futura de

las personas. Para esto, estudian datos de panel provenientes de la National Longitudinal Survey (NLS) de Estados Unidos de entre mediados de los sesenta y los setenta.

[Heckman y Borjas \(1980\)](#) muestran que el hecho de que una persona que estuvo desempleada tenga mayor probabilidad de estarlo a futuro no solamente se debe a un efecto causal, sustentado en la teoría económica, sino que también es consecuencia de la heterogeneidad inobservable entre los empleados y los desempleados. Proponen métodos estadísticos para estimar la *dependencia del estado* genuina, causada por razones como la pérdida de experiencia, cambio en las preferencias de los trabajadores o la señalización negativa por parte de los empleadores, en distinción de aquellas diferencias causadas por características inobservables que correlacionan el estatus laboral en cualquier período analizado.

[Elwood \(1982\)](#), estudia una submuestra de la NLS de jóvenes estadounidenses de entre 14 y 24 años que abandonaron los estudios entre 1965 y 1967 y encuentra un efecto pequeño del desempleo entre los adolescentes en el empleo futuro, pero estima mayores efectos sobre los salarios futuros. [Corcoran \(1982\)](#), también a partir de una submuestra de la NLS jóvenes de entre 14 y 24 años entrevistados entre 1968 y 1973, halla que la no inserción laboral de las mujeres genera menor probabilidad de emplearse en el futuro, además de la consecuente merma en los salarios esperados. Estudios posteriores como el de [Ruhm \(1991\)](#) no encuentran evidencia de que exista *scarring* asociado al desempleo, al estudiar datos sobre jefes de hogar estadounidenses provenientes del Panel de Estudio de Dinámica de Ingresos (PSID) entre 1969 y 1982. La ambigüedad en los resultados, sin embargo, no es independiente de los problemas metodológicos que implica la estimación del efecto causado por la experiencia de desempleo en presencia de heterogeneidad inobservable.

Estudios aún más recientes, como los de [Arulampalam et al. \(1997\)](#), realizado con un panel de datos británico de encuestas llevadas a cabo entre 1991 y 1995, estiman modelos dinámicos y encuentran evidencia de que para los hombres existe *dependencia del estado* consistente con la teoría de cicatrices de desempleo *-scarring-*. Concluyen que una intervención concreta que reduzca el desempleo a corto plazo puede potencialmente generar un efecto permanente en su valor de equilibrio. [Arulampalam \(2002\)](#), en un estudio realizado para Gran Bretaña, mediante la especificación de distintas definiciones de desempleo (con o sin búsqueda) observa un fuerte efecto de la dependencia del estado

con respecto al desempleo, aunque encuentra que el estigma es más fuerte para episodios sin empleo posteriores a los 25 años.

[Burgess et al. \(2003\)](#), en un estudio de cohortes realizado para Gran Bretaña, analizan en qué medida el nivel de desempleo global de la economía -cuando se cumple edad de ingresar al mercado laboral- tiene efectos a futuro en la probabilidad de desempleo. Encuentran evidencia de efectos adversos para los trabajadores que tuvieron entre 16 y 18 años durante un período de alto desempleo, en especial para quienes tienen bajo nivel educativo.

La decisión de estudiar o capacitarse se presenta como una dimensión relevante a considerar cuando se analiza la inserción laboral que realizan las personas y como esta afecta su trayectoria futura. Esta variable se introduce en las estimaciones realizadas en esta tesis, mediante la inclusión de la edad máxima en la que la persona estuvo estudiando como variable explicativa del empleo antes de los 23 años y observando también efectos heterogéneos del empleo inicial en la situación de empleo actual, según los años de educación completados.

[Skans \(2011\)](#), encuentra que no conseguir un empleo luego de graduarse genera efectos significativos que persisten al menos durante 5 años en la probabilidad de conseguir empleo, y que la duración del desempleo inicial es un factor relevante para explicar la magnitud y la persistencia del efecto.

En este trabajo, no se cuenta con información que permita medir la duración y reiteración de las experiencias sin empleo, por lo que se trabaja con la edad a la que se ingresa al primer empleo como variable clave, y se estudia la existencia de efectos heterogéneos de trabajar antes de los 23 años en los resultados para los jóvenes de distintas edades (entre 23 y 29 años).

Más recientemente, en un estudio realizado para Alemania, [Manzoni y Mooi-Reci \(2020\)](#) encuentran que la penalidad causada por haber transcurrido una etapa de desempleo, difiere según el género y la edad, siendo mayor el efecto negativo para las mujeres y para quienes tienen entre 25 y 35 años.

Con respecto a los canales a través de los que puede operar el efecto, [Van Belle et al. \(2018\)](#) centran su estudio en el lado de la demanda de trabajo, y observan las razones por las que los empleadores pueden considerar etapas previas sin empleo en su decisión de

contratación; encontrando que la principal razón para desestimar a candidatos que experimentaron períodos sin empleo, es que infieren de estos falta de motivación, y en menor medida por considerar que el período sin empleo se debe a que otros empleadores decidieron no contar con el trabajador en el pasado por tener baja productividad.

Por su parte [Kawaguchi, Murao \(2014\)](#), analizan variables a nivel agregado a partir de datos de panel de países de la OCDE entre 1960 y 2010, para estudiar el efecto de ingresar al mercado laboral durante períodos de mayor desempleo y concluyen que las tasas de desempleo entre los 15 y los 24 años tienen un fuerte efecto en las tasas para la población de entre 25 y 29 años, y que aún persiste el efecto para aquellos de entre 30 y 34 años. En esta misma línea, [Andrews et al. \(2020\)](#) encuentran que graduarse de la secundaria en un período de recesión tiene efectos negativos en la empleabilidad y los salarios esperados de los jóvenes australianos que persiste entre 5 y 10 años, siendo mayor el efecto para las mujeres, y atenuándose el mismo para quienes alcanzan mayores niveles educativos posteriormente.

Evidencia regional y local

También en Latinoamérica ha sido objeto de estudio la vinculación entre el ingreso al mercado laboral y la probabilidad de empleo en el futuro. [Cruces et al. \(2012\)](#) estudian el mercado laboral de Argentina y Brasil a partir de la construcción de cohortes definidas según la edad de los individuos, categorizando como jóvenes a aquellos de entre 15 y 24 años y adultos a quienes tienen 25 o más. Hallan que el desempleo en la juventud incrementa la probabilidad de estar desempleado cuando adulto para hombres de ambos países, mientras que para Argentina en particular, se observa también un efecto significativo en las mujeres, además de un efecto en la reducción de los salarios esperados, tanto para hombres como para mujeres. La persistencia de los efectos del desempleo en la juventud parece permanecer durante los primeros 10 años de la adultez para los hombres brasileños y para hombres y mujeres en Argentina. Un hallazgo relevante de la investigación es que los efectos encontrados en la persistencia del desempleo se mantienen cualquiera sea el nivel de educación de los individuos, mientras que los efectos en los salarios esperados son mayores para individuos que no alcanzan a completar la primaria.

[Beccaria et al. \(2016\)](#) observan los salarios y la formalidad del empleo en dos momentos distintos en Argentina, y miden la incidencia de haber transcurrido algún período

desempleado entre ambos momentos. Observan individuos de entre 25 y 65 años, a lo largo de un período de 18 meses. Utilizan dos estrategias empíricas: por una parte un modelo lineal tradicional para datos de panel con efectos fijos y efectos aleatorios y, por otra, un estimador de diferencias en diferencias (DID) con *propensity score matching* (PSM). Para quienes trabajaban en el sector formal en el primer período, el episodio de desempleo tiene un efecto negativo sobre los salarios esperados. Sin embargo, el efecto no resulta significativo para el promedio de los trabajadores asalariados en el primer período si se incluyen trabajadores formales e informales, ni para el grupo que estaba en la formalidad en ambos períodos. Encuentran que el efecto del *scarring* opera a través del deterioro de la calidad del empleo en el que se insertan los individuos luego de transitar un período de desempleo. La ausencia de mecanismos de protección que permitan realizar una búsqueda más sistemática y prolongada de un empleo de mayor calidad, fuerza a insertarse en empleos informales cuyas remuneraciones son en promedio inferiores.

Para Uruguay, [Amarante et al. \(2012\)](#) utilizan un panel de registros administrativos para el período 1997-2010, con datos de trabajadores formales, para analizar el efecto generado por la pérdida del empleo en los salarios futuros. Para el promedio de la población estudiada se observan efectos negativos en los salarios que duran hasta 5 años luego de producirse la pérdida del empleo, pero dichos efectos son heterogéneos. Por un lado, se observa un rol importante del seguro de desempleo para atenuar el deterioro de los ingresos, siendo un factor clave entre los trabajadores de mayor edad. Por otra parte, una mayor pérdida salarial para aquellos que luego del desempleo cambian de rubro, la cual persiste incluso cinco años después de la separación del puesto de trabajo. Mayor efecto para los hombres, para quienes pertenecen a empresas pequeñas y para los de mayor edad. A su vez encuentran que quienes experimentan desempleo durante períodos en los que el mismo es más masivo como una recesión, se ven menos afectados que quienes lo experimentan en momentos de mejoría, hecho asociado al poder señalizador de la experiencia de desempleo para quienes lo experimentan cuando el mismo no es un hecho generalizado.

También para Uruguay, [Carrasco \(2012\)](#) utiliza información derivada de preguntas retrospectivas incluidas en la ENAJ, en su edición 2008. En su trabajo estima el efecto que tiene la inserción laboral en un trabajo informal en la probabilidad de estar en un empleo informal años después, mediante la especificación de un modelo probit bivariado. Considera como población de estudio a los jóvenes que en 2008 tenían entre 15 y 29 años

y que ya hubieran tenido una primera experiencia laboral de al menos tres meses con 14 años o más. Encuentra evidencia de que la inserción laboral en un empleo informal aumenta la probabilidad de permanecer en empleos informales posteriormente, efecto que depende positivamente de la duración de esta primera experiencia no cotizante, y negativamente del nivel educativo alcanzado por la persona. A su vez, el efecto perverso de la inserción informal es mayor para el interior urbano del país que para la capital, denotando peores condiciones para la movilidad entre estatus de protección. Se pone a prueba la robustez de los resultados obtenidos en el probit bivariado utilizando métodos no paramétricos a partir del Propensity Score Matching, y se obtienen resultados similares.

La presente investigación, al igual que el trabajo realizado por [Cruces et al. \(2012\)](#) centra su análisis en el efecto que tiene el no empleo durante la adolescencia/juventud en las probabilidades de conseguir un empleo a futuro, sin embargo debido a las características de la fuente de información utilizada, se opta por la misma estrategia empírica utilizada por [Carrasco \(2012\)](#), especificando un modelo probit bivariado para considerar conjuntamente el episodio de empleo antes de cumplir 23 años, y la situación de empleo actual cuando los individuos transitan entre los 23 y los 29 años, y controlar de esta forma el sesgo que genera la correlación entre los inobservables de ambos sucesos.

3- Marco teórico e hipótesis del trabajo

La dependencia del estado plantea que los distintos períodos en los que el individuo se encuentra en determinado estado están interconectados, de manera que aquellos que han estado en cierto estado en el pasado estarán, con mayor probabilidad que otras personas, en ese mismo estado en el futuro ([Heckman, 1981](#)). La misma puede presentarse a partir del estado más reciente o de forma rezagada, respondiendo a un estado pasado, y a su vez depende tanto de la duración como de la reiteración de los episodios en los que se encontró en ese estado.

La persistencia del estado de no empleo puede ser causada por varias razones. Es probable que las características individuales tengan un rol importante ([Andini, C. y Andini, M., 2018](#)). Algunas personas pueden ser más propensas a estar sin empleo debido a un bajo nivel educativo u otras características desfavorables, pero aún se desconocen los efectos de muchas características. También las condiciones del mercado de trabajo resultan

relevantes para determinar la propensión de un individuo a estar desempleado en él, y a su vez la persistencia en las condiciones específicas de cada rama de la industria, junto con la especialización de cada trabajador, contribuyen a hacer más o menos probable que este se encuentre empleado en determinado momento del tiempo.

Un individuo que experimentó un período sin trabajar al comienzo de su carrera laboral se comportará de manera diferente en el futuro a un individuo que comienza a hacerlo en forma temprana. En la literatura se pueden encontrar varias razones para este fenómeno, ya sean por el lado de la oferta o de la demanda del mercado laboral.

Desde el lado de la oferta, podemos encontrar numerosas referencias a la teoría del capital humano ([Becker, 1964](#)). Esta teoría señala posibles mecanismos para incrementar el capital humano de un individuo, como la educación y la capacitación en el trabajo. Es esperable que tanto trabajar como estudiar tengan efectos positivos en la capacidad productiva de un individuo, y por ende en su capacidad de demostrar aptitud para conseguir o mantener un empleo. La acumulación de capital humano por medio de la educación estaría sujeta a rendimientos marginales decrecientes; a su vez, dado que la vida es finita, a medida que se prolonga el período de estudio, se reduce el tiempo para sacar provecho a la inversión, y además el costo de oportunidad de sacrificar tiempo de trabajo por estudiar, aumenta a medida que pasan los años. Así, los modelos de decisiones de inversión en capital educativo suponen que el beneficio marginal tiene pendiente negativa en los años de educación y asocian esta curva a una curva de demanda por educación ([Ehremberg et al., 2021](#)).

Trabajo y estudio se presentan en forma conjunta y como alternativas no excluyentes que afectan la acumulación de capital humano, la restricción presupuestaria, el tiempo para destinar a cuidados u otras tareas no remuneradas y el tiempo de ocio del individuo. En especial durante la adolescencia y juventud, un período de no empleo puede ser una oportunidad para incrementar el nivel de capital humano, por lo que no trabajar desde muy temprano tiene un lado positivo si dicha postergación se debe a la extensión del período de estudio ([Heylen, 2011](#)).

La Teoría del Capital Humano considera que los individuos están o trabajando o estudiando, pero en las últimas décadas es creciente la problemática vinculada a jóvenes excluidos tanto del sistema educativo como del mercado de trabajo. Existen características que se asocian a dicha exclusión, entre las que resaltan: provenir de

hogares de nivel socioeconómico bajo, un entorno familiar inestable ([Thompson, 2011](#)); la falta de capacidades mínimas y la exclusión social o territorial, así como también la necesidad de destinar el tiempo a tareas de cuidados, situación que afecta con mayor intensidad a las mujeres y en especial a las de contextos críticos donde los embarazos adolescentes son más frecuentes, ([Eurofound, 2011](#)); factores vinculados a la crianza, como el hecho de que los padres no compartan la lectura en edades iniciales y la falta de interés de los padres en la educación de sus hijos en la niñez ([Bynner y Parsons, 2002](#)); haberse emancipado del hogar joven, tener episodios de repetición previos y la maternidad ([Leites et al., 2018](#)).

Los períodos de no empleo, y en especial aquellos en los que el individuo tampoco se encuentra estudiando, afectan negativamente la acumulación de capital humano. De forma adicional, el capital social puede también estar sujeto a deterioro o erosión. El capital social se describe como las redes o el conjunto de relaciones sociales que tienen beneficios productivos. Es probable que las personas con redes bien desarrolladas reciban más ofertas de trabajo y accedan a más información sobre posibilidades laborales, en un mercado con información imperfecta ([Marmaros, 2001](#)). Los episodios sin empleo podrían debilitar estas relaciones de tal modo que se reduzca la probabilidad de encontrar empleo ([Granovetter, 1974](#)). Los períodos sin empleo afectan negativamente la participación social de las personas, y en consecuencia su potencial para acumular capital social ([Kunze, Suppa, 2014](#)). Además, si estar sin trabajar hace que los jóvenes pasen más tiempo con otras personas que tampoco trabajan, es posible que terminen con un grupo de referencia con un vínculo débil a la fuerza laboral. Esto, a su vez, podría cambiar sus preferencias por el trabajo y el ocio ([Heylen, 2011](#)), haciéndolos más propensos a abandonar el mercado laboral y transitar períodos de inactividad.

Desde el lado de la demanda, se señala que la recurrencia del estado sin empleo también puede ocurrir como consecuencia de información imperfecta en el mercado laboral. Al contratar empleados, los empleadores a menudo se enfrentan a muchas incertidumbres con respecto a la productividad de los diferentes solicitantes. Este problema se describe ampliamente en la teoría de la señalización ([Spence, 1973](#)). La teoría de la señalización explica además cómo los empleadores confían en ciertas señales para lidiar con esta información asimétrica o incertidumbre. Los períodos sin empleo pueden transmitir una señal de baja productividad o falta de motivación a los posibles empleadores. Estos podrían inferir conclusiones negativas sobre los individuos que experimentan largos

períodos sin empleo al comienzo de su carrera y, por lo tanto, preferir otros candidatos ([Van Belle et al., 2018](#))

El modelo de equilibrio de búsqueda de empleo de [Diamond \(1982\)](#)-[Mortensen y Pissarides \(1994\)](#) plantea que tanto empleados como desempleados buscan empleo y que son selectivos en las ofertas a las que aplican, mientras que las firmas pagan para anunciar puestos de trabajos y para señalar a los trabajadores. [Engbom \(2021\)](#) en su versión del modelo anterior, plantea que, para las firmas, el valor esperado de emparejar una vacante con un aplicante que ya tiene un empleo, será mayor que el valor esperado de emparejarla con un desempleado, porque quien ya tiene un empleo solo aplicará a otro si espera que el valor agregado de este nuevo emparejamiento sea suficiente para que su excedente personal sea superior al actual, mientras que el desempleado tendrá un umbral mínimo inferior y aplicará a empleos para los que la productividad será en promedio más baja. Nótese que este último tipo de señalización solo aplica para quien está desempleado en el momento, y no se genera por haberlo estado en el pasado.

Resulta también relevante conocer en qué medida los efectos perjudiciales del no empleo son permanentes o no. Además, la posibilidad de que la potencia de este efecto dependa de ciertas características individuales y del contexto en el que se producen los episodios de no empleo. Algunos individuos pueden verse más afectados que otros por un período sin empleo. También aquí podría entrar en juego el efecto de los ciclos económicos. La probabilidad de no estar empleado será mayor en tiempos de recesión. Sin embargo, siguiendo a [Biewen y Steffes \(2010\)](#), si la señalización juega un papel importante, estos períodos de no empleo probablemente serán menos desventajosos, dado que cuanto más generalizado sea el desempleo, menos posibilidad de que se estigmatice a un trabajador por transitarlo. Por último, no todos los períodos sin empleo pueden tener una influencia negativa similar. Cabría preguntarse si existe un umbral de duración mínima. En este caso, la dependencia del estado puede describirse más como una *dependencia de duración rezagada* en lugar de una mera *dependencia de ocurrencia* ([Heylen, 2011](#)).

En este trabajo me planteo las siguientes hipótesis: i) la falta de experiencia laboral antes de los 23 años tiene un efecto negativo en la probabilidad de empleo durante el resto de la juventud (desde los 23 a los 29 años.); ii) este efecto es menor entre los jóvenes de mayor nivel educativo.; iii) el efecto debería ser mayor para aquellos que se encuentran más cerca de la edad de corte de 23 años, cuando la experiencia sin empleo es más reciente.

Por otra parte, existen algunos aspectos relevantes que dada la información con la que se trabaja no podrán ponerse a prueba. Los datos no permiten identificar concretamente si la persona estuvo desempleada o inactiva en el pasado, ni tampoco los distintos empleos que tuvo a lo largo de su vida, sino que solo se observa la situación de empleo y actividad actual, y la edad que tenía al tener la primera experiencia de trabajo de al menos tres meses de duración. Debido a esto, no será posible estudiar cómo afecta la duración del período sin empleo en la empleabilidad futura, ni tampoco el mayor poder señalizador estigmatizante de experiencias de desempleo durante períodos de auge económico, aunque se reconoce la relevancia de estos para caracterizar cómo operan los mecanismos que hacen menos empleable a quien experimenta una situación sin empleo.

4- Metodología

En este trabajo se analiza el efecto de haber tenido alguna experiencia laboral entre los 14 y 22 años sobre la probabilidad de estar ocupado, para los jóvenes de entre 23 y 29 años que integran la Población Económicamente Activa (PEA), teniendo como principal hipótesis que no tener experiencia laboral alguna tiene efectos negativos en la probabilidad futura de empleo de los jóvenes. Para contrastar esta hipótesis, se realiza la modelización conjunta del suceso inicial con el estatus actual. Se modeliza conjuntamente la probabilidad de ingresar al mercado laboral antes de cumplir los 23 años con la de encontrarse empleado al momento de cada encuesta (23 a 29 años).

La estrategia empírica para realizar la estimación consiste en la elaboración de un modelo probit bivariado, que permite controlar por la correlación temporal de inobservables que pueden hacer que un individuo se ubique en cada momento del tiempo en la situación modelada.

Datos

La principal fuente de información la constituye la ENAJ, encuesta realizada por el INE de Uruguay en el marco de una estrategia de generación de conocimientos para el perfeccionamiento de la política pública de juventudes. Se trabaja con un pool de datos integrando las ediciones 2008, 2013 y 2018. Estas encuestas no tienen un marco muestral propio, sino que seleccionan una muestra aleatoria de la Encuesta Continua de Hogares (ECH) más reciente, en la que se tiene información actualizada de jóvenes que residen en

hogares particulares en localidades urbanas de 5.000 y más habitantes. Esto permite fusionar los datos de cada ENAJ con su correspondiente ECH. Partiendo de la ECH, se realiza un proceso de selección aleatorio, estratificado y en cuatro etapas. Este proceso implica algunos problemas de elegibilidad y de no respuesta (Notas de Metodología de la ENAJ, 2008, 2013, 2018). Las ediciones 2008 y 2013 recogen información sobre jóvenes de entre 12 y 29 años, mientras que la edición 2018 expande el rango etario analizado incluyendo personas de entre 12 y 35 años. En este trabajo se considera como grupo de interés a quienes tenían entre 23 y 29 años al momento de ser encuestados.

La composición del pool de datos, además de aportar en aumentar la cantidad de observaciones, también tiene la ventaja de permitir que se analice si los efectos estudiados se ven afectados por las condiciones del contexto económico. Dicho contexto podría afectar el fenómeno en dos momentos distintos: al momento en que se produce el episodio inicial (no tener un empleo de más de 3 meses entre los 14 y los 22 años), y también al momento en el que se realiza la encuesta, en el que se observa si los individuos de entre 23 y 29 años se encuentran empleados o desempleados; sin embargo, solo se considerará el efecto de las condiciones del mercado laboral al momento de la encuesta, debido a que no se cuenta con un criterio objetivo para ponderar de forma correcta el efecto de las condiciones del mercado laboral en el período previo en el que el joven transitó entre los 14 y los 22 años, en su probabilidad de conseguir empleo antes de cumplir los 23 años.

El estudio se centra en la población activa, quienes estén empleados o buscando empleo al momento de la encuesta, ya que busca determinar la incidencia de la experiencia laboral previa en la probabilidad de conseguir empleo.

Finalmente, se excluyen del análisis a aquellos individuos que tenían menos de 14 años al momento de su primer empleo, dado que por debajo de esa edad no integraban la Población en Edad de Trabajar (PET), y por ende no corresponde caracterizar en ellos situaciones de empleo y desempleo, además de las implicancias negativas del trabajo infantil que podrían generar un sesgo negativo en el efecto buscado.

De esta forma, la muestra con la que se trabaja está compuesta por 3867 individuos de entre 23 y 29 años, 35,76% provenientes de la ENAJ 2008, 30,23% de la ENAJ 2013, y 34,01% de la ENAJ 2018 ([Cuadro 1](#)).

Para caracterizar la situación laboral actual se utiliza una variable de la ECH en la que se distingue por situación de empleo e intención de búsqueda, mientras que se construye la

variable que determina el estado previo en el mercado laboral a partir de una pregunta retrospectiva de la ENAJ en la que se consulta a los encuestados a qué edad tuvieron su primer empleo de al menos 3 meses de duración. Si bien las ediciones 2013 y 2018 recaban también información del primer empleo de duración inferior a los 3 meses, la edición 2008 no lo hace, por lo que se limita el análisis a experiencias laborales que superan ese umbral. A su vez, también a partir de la ENAJ se generan variables que se utilizarán como controles, a partir de preguntas vinculadas a la educación como: asistencia a un Centro preescolar, repetición en primaria, repetición en secundaria, cursos realizados de idiomas e informática. Con la información de ECH y ENAJ puede construirse una variable muy relevante como es la educación de la madre de los jóvenes, ya que la ENAJ complementa la información de ECH considerando a las madres que no comparten actualmente el hogar con esos jóvenes. Finalmente, se consideran otras variables relevantes para analizar los desempeños laborales en esta parte del ciclo de vida, tales como si el joven permanecía dentro del sistema educativo formal a los 23 años, y si tuvo un hijo previo a cumplir los 23 años.

Se consideran otras covariables provenientes de la ECH, como ser: edad, sexo, lugar de residencia, años de educación formal, y jefatura del hogar. Se incorpora como control en las estimaciones la ola en la que se realiza la encuesta. En el [Cuadro 2](#) pueden visualizarse las variables consideradas, y la etapa en la que se incluyen en el modelo.

En el [Cuadro 3](#) se observa la distribución de los individuos de entre 23 y 29 años, según si trabajaron o no al menos 3 meses antes de los 23 años y si se encuentran actualmente empleados o desempleados, siendo esto un primer indicio de la relevancia del fenómeno que analizamos. Podemos ver que 88,13% de los jóvenes considerados se encuentran ocupados en el momento en que fueron encuestados, y entre ellos los que ya habían tenido una experiencia laboral representan un 88% (77,89% trabajó antes de los 23 años y lo hace en la actualidad). Por su parte, de los jóvenes considerados, 11,87% no trabaja en la actualidad, y de ellos solo un 77% cuenta con una experiencia laboral previa (9,15% del total de jóvenes). Adicionalmente, el [Cuadro 3](#) da cuenta de que 87,04% de los jóvenes considerados contaban con una experiencia laboral antes de los 23 años, y de ellos un 89% se encuentra actualmente ocupado, mientras que entre quienes carecen de experiencia laboral (12,96%), solo un 79% (10,24% del total de jóvenes) logra estar ocupado en la actualidad.

Al observar la distribución por sexo, en el [Cuadro 4](#) se observa que la proporción de empleados actual de quienes tienen una experiencia laboral previa es mayor para los hombres, mientras que son las mujeres las empleadas en mayor proporción entre quienes no trabajaron antes de los 23 años. Las diferencias en el porcentaje de empleados entre quienes tuvieron y quienes no tuvieron la experiencia laboral previa a los 23 años son superiores para los hombres, variando de 90,91% a 77,84% (12 pp.). Cabe señalar también que el porcentaje varía de 88,00% a 79,64% (8 pp.) entre las mujeres.

Finalmente, en el [Cuadro 5](#) observamos la condición de actividad presente según los años de educación, por sexo y empleo previo a los 23 años, para todos los individuos de la muestra, mientras que en los [Cuadros 6, 7 y 8](#) se observa la misma información para las encuestas 2008, 2013 y 2018, respectivamente. La relevancia de la experiencia laboral previa se constata en mayor medida en el grupo de menor nivel educativo, como observamos en la segunda y tercera columna del [Cuadro 5](#). El porcentaje de empleados entre quienes tuvieron la experiencia previa y los que no, varía del 85,29% al 62,5% para quienes tienen entre 0 y 5 años de educación formal, aunque para todos los niveles educativos se observan diferencias de más de 8 puntos porcentuales en el porcentaje de empleados según el empleo previo o no.

En el análisis por sexo, vemos que el porcentaje de ocupadas mujeres es inferior, independientemente del empleo previo, para todos los grupos con menos de 12 años de educación, sin embargo, entre quienes tienen 12 años de educación formal, y trabajaron previamente, son las mujeres las que se encuentran en mayor porcentaje empleadas (94,85% mujeres y 91,25% hombres). Además, entre quienes tienen 13 o más años de educación, las mujeres presentan mayor porcentaje de empleo, independientemente del empleo previo (93,77% y 89,16% para mujeres y hombres que trabajaron antes de los 23 años), (86,21% y 73,58% para mujeres y hombres que no trabajaron antes de los 23 años). A su vez, se verifica que solo entre las mujeres, independientemente del nivel educativo, quienes se emplearon antes de los 23 años presentan sin excepción mayor porcentaje de empleo actualmente, mientras que para los hombres de menor nivel educativo esta brecha no resulta tan clara.

Estrategia empírica

Para analizar los determinantes de la probabilidad de que un individuo se encuentre empleado es posible aplicar diferentes metodologías. Dado que este evento se representa

a través de una variable dicotómica, se utilizan modelos de variable dependiente limitada como probits o logits. Los modelos probits representan una primera aproximación al análisis de los determinantes de la probabilidad de encontrarse empleado. Entre las variables que influyen en dicha probabilidad se suelen considerar tanto características individuales como del hogar, así como también características del contexto económico geográfico y temporal. Los estudios sobre el fenómeno del *scarring* analizan cómo episodios pasados de desempleo, afectan también la probabilidad de estar desempleado en el presente. Para incluir dicha variable, debe considerarse la posibilidad de que el episodio de empleo inicial y el verificado al momento de la encuesta, estén condicionados por las mismas variables. De ser así, la aplicación de un modelo probit simple deriva en resultados incorrectos al no tener en cuenta dicha correlación ([Pagano et al., 2010](#)). Debido a que en muchos casos no puede determinarse a priori si las variables están correlacionadas, la validez de los modelos probits simples queda condicionada al contraste de dicha posibilidad ([Monfardini y Radice, 2006](#)).

El modelo probit bivariado se utiliza para modelar la correlación entre los residuos de la estimación de la probabilidad de estar desempleado al momento de la encuesta con los residuos de la estimación de la probabilidad de no ingresar al mercado laboral antes de los 23 años.

La variable dependiente y_1 representa el empleo antes de los 23 años, mientras que la variable y_2 mide la situación de empleo al momento de la encuesta en cualquiera de los dos modelos, mientras que y_1^* , y_2^* son sus respectivas variables latentes:

$$(1) y_1 \begin{cases} 1 & \text{si } y_1^* > 0 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

$$(2) y_2 \begin{cases} 1 & \text{si } y_2^* > 0 \\ 0 & \text{en otro caso} \end{cases}$$

Se asume que $(\varepsilon_1, \varepsilon_2)$ se construye a partir de una distribución normal bivariada, con media cero y varianza uno, en la que los inobservables de ambas ecuaciones se modelan con una correlación conjunta medida a partir del coeficiente ρ .

$$(3) (\varepsilon_1, \varepsilon_2) \sim N_2 \left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix} \right)$$

Se establece el modelo econométrico a partir de las siguientes ecuaciones:

(4) Se especifica la propensión inobservable de estar desempleado al momento de la encuesta, en cada una de las t ediciones (2008, 2013, 2018) que integran el pool de datos, como una función de determinantes exógenos (X_2) y de la probabilidad de no haber trabajado antes de los 23 años (Y_1), al momento t' , siendo $t < t'$.

(5) modeliza la propensión a no haber trabajado antes de los 23 años, en función de un vector de características exógenas (Z_1).

$$(4) y_{2t}^* = \beta X_{2t} + \kappa Y_{1t'} + \varepsilon_{2t}$$

$$(5) y_{1t'}^* = \lambda Z_{1t'} + \varepsilon_{1t'}$$

Dentro del vector (X_{2t}), se consideran características individuales, características del hogar, geográficas y temporales. Dentro del vector ($Z_{1t'}$), además de las características exógenas individuales y del entorno, se incluyen también las restricciones de exclusión que se utilizan para solucionar el problema de endogeneidad, para lo cual se considera al momento de cumplir los 23 años si: la persona aún estaba estudiando, si tenía hijos, además del clima educativo del hogar (aproximable por el nivel educativo de la madre), variable que debería afectar más la decisión de trabajar en la juventud que en etapas posteriores del ciclo vital ([Kramars y Skans, 2007](#)).

Para Uruguay, [Leites et al., \(2018\)](#), encuentran que los determinantes de la inserción laboral y la desvinculación educativa varían según el momento en que esta última se concreta. Mientras que la deserción temprana del sistema educativo entre los 12 y los 14 años, se relaciona a deficiencias nutricionales y falta de estímulos durante la niñez, la deserción en etapas posteriores se debe en mayor medida a eventos de repetición previos, el inicio de la maternidad o paternidad, los cuidados familiares y la inserción laboral. En particular para las mujeres, se identifica el comienzo de la maternidad como principal razón de no trabajar ni estudiar.

La decisión de invertir en capital humano se plantea como alternativo al ingreso al mercado de trabajo durante la adolescencia ([Bucheli y Casacuberta, 2000](#)). Además [Bucheli et al. \(1999\)](#) muestran que uno de los factores que mayor incidencia tiene en esta decisión es el clima educativo del hogar, y que la diferenciación en la asistencia al sistema educativo por nivel educativo del jefe de hogar se agudiza a partir de los 18 años. En el mismo trabajo señala diversos motivos por los que el clima educativo del hogar resulta

un factor relevante para explicar la permanencia en el sistema educativo: la correlación de mayor nivel educativo del jefe de hogar con mayores ingresos y por ende un menor costo de oportunidad en postergar el ingreso del joven al mercado laboral, la mejora en el desempeño académico a raíz de la presencia de adultos más educados, y la posibilidad de acceso a centros educativos de distinta calidad.

Respecto a la maternidad/paternidad antes de los 23 años, en [Carrasco et al. \(2018\)](#) se señala que la tenencia de hijos reduce el nivel de la oferta laboral, en particular de las mujeres, en quienes recaen mayoritariamente las tareas de cuidados, y que la brecha en el nivel de actividad de aquellas que tienen hijos pequeños respecto a las que no, se acentúan en los grupos de menor nivel educativo.

La estimación de los parámetros se realiza mediante el método de máxima verosimilitud con información completa que permite la estimación conjunta del modelo, cumpliendo con las condiciones de consistencia y eficiencia ([Novales, 1993](#)).

Se calcula el efecto marginal del episodio inicial en la situación posterior al momento de la encuesta, mediante la siguiente expresión:

$$(6) P(Y_{2t} = 1/Y_{1t'} = 1, X_{2t}, Z_{1t'}) - P(Y_{2t} = 1/Y_{1t'} = 0, X_{2t}, Z_{1t'}) = \frac{\Theta_2(\beta X_{2t} + \kappa X_{2t} + \lambda Z_{1t'}, -\rho)}{\Theta(-(\kappa X_{2t} + \lambda Z_{1t'}))}$$

El uso del probit bivariado se debe a la asunción de que las características inobservables que afectan la propensión a no ingresar al mercado laboral antes de los 23 años están relacionadas con las características inobservables que inciden en la probabilidad de estar empleado al momento de la encuesta. De todas formas, se verifica que el modelo probit simple no se ajusta al modelo mediante un test de bondad de ajuste de chi cuadrado de Pearson.

Formulado el modelo probit bivariado, se testea si la especificación es correcta aplicando un test de Wald de exogeneidad a partir de la hipótesis nula de que no existe correlación entre los residuos, $\rho = 0$. Si la hipótesis no se rechaza, significa que la especificación del probit bivariado no es necesaria, siendo el probit simple más eficiente.

Test de Wald

$$\begin{aligned} H_0) \rho &= 0 \\ H_1) \rho &\neq 0 \end{aligned}$$

$$\hat{\rho}^2 / V(\hat{\rho}) \xrightarrow{H_0} \chi^2$$

Finalmente, se definen los controles a incluir el modelo probit bivariado a partir de la comparación de los criterios de información Akaike y Bayesiano (AIC) y (BIC) respectivamente.

5- Resultados

En este apartado presento los principales resultados obtenidos. Las consecuencias de tener un primer empleo antes de cumplir los 23 años se evalúan a través del efecto marginal de esta variable en la probabilidad de tener un empleo entre los 23 y los 29 años para quienes integran la PEA.

En primer lugar, se estima un modelo probit simple, y se realiza un test de bondad de ajuste de Pearson, corroborando que la especificación no es la adecuada, dado que se rechaza la hipótesis nula de que los datos que se predicen se ajusten a los observados.

Para considerar la presencia de heterogeneidad inobservable en el modelo, se plantea la posible correlación entre los factores inobservables que afectan la probabilidad de que los individuos tengan un primer empleo antes de determinada edad, con los equivalentes para la probabilidad de que estén empleados actualmente.

En el [Cuadro 9](#) se presentan los resultados de los modelos probabilísticos bivariados estimados. Se parte de un modelo base que sólo incluye las variables y controles principales y se van agregando controles para arribar al modelo que mejor represente los datos observados. Los efectos marginales relevantes se calculan considerando el modelo 2, debido a que es el que presenta un menor valor tanto en el estadístico (AIC) como en el (BIC), tal como se observa en el [Cuadro 10](#).

En todas las especificaciones se estima un rho significativo y con signo negativo, rechazándose la hipótesis nula del test de Wald sobre la ausencia de correlación entre los términos de error de ambos procesos probabilísticos. Esto da sustento a la elección del modelo probit bivariado en lugar de un probit simple para modelar la heterogeneidad inobservable correlacionada entre los determinantes de ambas etapas, y el signo negativo

muestra que existen inobservables en la etapa inicial que se correlacionan con signo contrario a inobservables de la segunda etapa.

La correlación negativa entre los inobservables genera un sesgo negativo en el efecto del empleo inicial en la empleabilidad actual ([Holm y Jæger, 2010](#)). Las características observables vinculadas al sistema educativo puede que estén correlacionadas a características inobservables tales como las habilidades no cognitivas o las características del entorno del joven, y que estos factores afecten en sentido contrario a un proceso y al otro ([Klein et al., 1991](#)). En otras palabras, aquellos individuos que terminan estudiando durante mayor cantidad de años, puede que tengan características personales, y entornos familiares que hagan más propicio encontrarse empleados entre los 23 y los 29 años, pero que hacen menos probable emplearse tempranamente antes de los 23 años, posiblemente por priorizar el estudio.

Mientras que en la primera columna del [Cuadro 5](#) se observa que para el total de la muestra los individuos más educados están relativamente más empleados entre los 23 y los 29 años que los menos educados, en el [Cuadro 11](#), podemos ver que quienes terminaron alcanzando mayor nivel educativo entre los 23 y los 29 años son los que en menor proporción trabajaron antes de cumplir 23 años, siendo quienes estudiaron entre 9 y 11 años los que presentan mayor proporción de empleados antes de los 23 años.

Tener una experiencia de trabajo de al menos tres meses antes de cumplir los 23 años afecta positivamente la probabilidad de que la persona esté empleada entre los 23 y los 29 años. La estimación puntual del efecto marginal que observamos en el [Cuadro 12](#) se ubica entre 24% y 25% según la especificación seleccionada

Volviendo al [Cuadro 9](#), y tomando como referencia el Modelo 2, vemos que la probabilidad de estar ocupado para los jóvenes de 23 a 29 años se relaciona positivamente con su edad. Para todas las edades posteriores se presentan diferencias significativas respecto a quienes tienen 23 años en la probabilidad de empleo, siendo los individuos de 27 años los que presentan mayor probabilidad.

El sexo del individuo resulta una variable significativa para explicar la probabilidad de empleo para los individuos de 23 a 29 años. Efectivamente se verifica que dado lo demás constante se estima que ser mujer tiene en promedio un efecto marginal negativo en la probabilidad de estar empleada.

También se estima que la ola de la encuesta a la que pertenece cada individuo afecta su probabilidad de estar empleado. En particular quienes pertenecen a la ola 2018 presentan una menor probabilidad de estar empleados, mientras que no se observan diferencias significativas entre los de la ola 2008 y 2013.

A menor cantidad de años de educación formal finalizados, menor es la probabilidad estimada de estar empleado actualmente. La diferencia en probabilidad de empleo aumenta a medida que se compara individuos más disímiles. Quienes tienen 13 o más años no presentan diferencias significativas con los que completaron 12 años solamente, mientras que quienes completaron de 9 a 11 años, de 6 a 8 años y de 0 a 5 años presentan todas diferencias significativas cada vez mayores respecto al grupo base de 13 años o más.

Ser jefe de hogar, por su parte, se asocia a una mayor probabilidad de estar empleado, como es lógico.

En cuanto a los resultados de la primera etapa, en la que la variable dependiente es tener una primera experiencia laboral de al menos tres meses antes de cumplir los 23 años, constatamos que ser mujer afecta en forma negativa y significativamente la probabilidad de haber tenido un empleo en la juventud.

No se estiman diferencias significativas al 5% en esta etapa según la ola de la encuesta en la que se entrevistó a la persona, aunque al 10% de significación se estima que quienes fueron entrevistados en la ola 2013 tienen mayor probabilidad de haber estado empleados que los de la 2008.

Acerca de los instrumentos utilizados, sólo incluidos en esta primera etapa, se observa que los mismos confirman las hipótesis preliminares. La variable definida para caracterizar la vinculación al sistema educativo, en la que se considera con valor 1 a quienes aún estudiaban al cumplir los 23 años, tiene un efecto estimado negativo en la probabilidad de trabajar antes de cumplir esa edad, y el mismo resulta significativo al 1%. Mientras que la tenencia de hijos al cumplir los 23 años, aunque tiene signo negativo, solo alcanza a ser significativa al 10%.

Por su parte, los años de educación formal de la madre resulta una variable significativa para explicar la inserción laboral antes de los 23 años. Quienes tienen madres con 13 o más años de educación presentan menor probabilidad de trabajar antes de los 23 años que

quienes tienen madres con cantidades inferiores de años de educación completados. De todas formas, no se estiman diferencias significativas al 5% en la probabilidad de trabajar antes de los 23 años, entre las categorías extremas, (13 o más, 12 y de 0 a 5 años de educación). Quienes sí presentan mayor probabilidad de emplearse tempranamente son aquellos cuyas madres tienen entre 9 y 11 años de educación (ciclo básico completo), seguidos de quienes tienen madres con entre 6 y 8 años de educación (primaria completa).

Se puede deducir que probablemente sean diferentes los motivos de que tanto los hijos de las madres más educadas como los de las menos educadas tengan menor probabilidad de trabajar tempranamente que los de niveles intermedios. Puede que la postergación de la edad de ingreso al mercado laboral en el caso de los que tienen madres con más años de educación se deba principalmente a la decisión de estudiar, mientras que, para el grupo que tienen madres con menos años de educación formal finalizados, es probable que existan vulnerabilidades que les dificulte ingresar al mercado laboral.

Heterogeneidad de los efectos marginales según las distintas dimensiones

La estimación del efecto marginal promedio de haber tenido un trabajo de al menos tres meses indica que para el promedio de los individuos de entre 23 y 29 años este suceso aumenta la probabilidad de estar empleado actualmente, en un 24,03%.

Se observa a continuación la heterogeneidad del efecto estimado incluyendo distintas características individuales que a priori se consideran relevantes. Si bien el signo del efecto del empleo inicial coincide con las hipótesis preliminares sobre cómo puede operar el mismo para cada grupo dentro de las dimensiones consideradas, no se logra en este estudio demostrar que existen diferencias significativas en el efecto del empleo inicial según ninguna de estas dimensiones.

En el [Gráfico 1](#) vemos que los años de educación formal son un atenuante del efecto, siendo los individuos menos educados los que más ven incrementada su probabilidad de estar empleados actualmente a partir del ingreso al primer empleo antes de cumplir los 23 años. Aunque las estimaciones no permitan asegurarlo al 95% de confianza, se intuye que efectivamente para quienes no terminan educación primaria, seguido de quienes no alcanzan a terminar ciclo básico, el hecho de no conseguir un empleo antes de cumplir 23 años les estaría causando un mayor perjuicio que a los más educados, dado que no cuentan con otras capacidades formales y certificaciones que les permitan suplir la falta de experiencia.

Al observar diferencias por sexo, tampoco se verifican diferencias significativas en la estimación del efecto para mujeres y para hombres, aunque en promedio se estima que las mujeres se ven más afectadas que los hombres, por el empleo, antes de los 23 años.

Otro resultado que se observa en el [Gráfico 2](#) es que el efecto es más potente en las edades más próximas al corte elegido de 23 años, presentando el valor máximo para quienes tienen 23, disminuyendo durante los años siguientes hasta alcanzar el menor valor estimado para quienes tienen 27 años, aunque tampoco se observan diferencias significativas entre ninguna de las edades.

Tampoco en el efecto por ola de la encuesta se estiman diferencias significativas entre los efectos marginales, aunque la estimación puntual para aquellas personas que fueron encuestadas en la ola 2018 indica un mayor valor para el efecto, como se observa en el [Gráfico 3](#). El año en el que el efecto estimado es más potente coincide con el año en el que se presenta menor proporción de empleados y, por ende, en el que efectivamente las condiciones del contexto podrían hacer a los individuos más sensibles al efecto del empleo inicial.

Finalmente, se observa el efecto marginal para mujeres y hombres según los años de educación formal alcanzados ([Gráfico 4](#)). Si bien el efecto promedio estimado para las mujeres es más potente que para los hombres para todos los rangos de años de educación, la distancia entre ambos resulta más importante entre las personas menos educadas. De todas formas, de acuerdo con los intervalos de confianza, no se verifican diferencias entre sexos ni para ninguno de los tramos de años de educación.

Los resultados confirman la hipótesis principal sobre la persistencia del efecto del empleo inicial en la probabilidad de empleo actual, y que más allá de no poder establecer un rango relativamente acotado para la magnitud de este efecto, sí se verifica su persistencia para todos los subgrupos definidos. Sobre las hipótesis secundarias, si bien a nivel tendencial se observa que efectivamente los individuos menos educados son los que se ven más afectados por no trabajar antes de los 23 años, y que el efecto es más potente para quienes acaban de cumplir los 23 respecto a los de edades más avanzadas, ninguna de las dos pudo ser contestada satisfactoriamente dada la amplitud presentada en los intervalos de confianza estimados. Probablemente, esto se deba a la reducida cantidad de casos que no trabajaron antes de los 23 años y no están empleados actualmente, por lo cual es posible que las heterogeneidades sean demostrables si se cuenta con una base de datos adecuada.

6- Conclusiones

El presente trabajo se enfoca en determinar la importancia de la edad a la que se comienza a trabajar en la probabilidad de empleo futura de las personas durante su juventud.

Encontramos que tener una primera experiencia laboral de al menos tres meses antes de cumplir los 23 años, tiene un efecto positivo en la probabilidad de empleo entre los 23 y los 29 años. Para el promedio de los jóvenes activos en ese tramo etario, este aumento es de 24,03%.

No se logra demostrar estadísticamente la heterogeneidad de este efecto de acuerdo a las características observables de los individuos considerados. De todas formas, se observan indicios que sugieren algunos factores que podrían ser relevantes.

En la estimación puntual, se observa que, para los individuos de menor nivel educativo, mayor es el peso de la experiencia laboral temprana en la probabilidad de empleo posterior, y aunque las diferencias encontradas no resulten significativas, la tendencia que se observa para ambos sexos muestra que terminar primaria, terminar ciclo básico y terminar secundaria son hitos educativos que hacen menos relevante la inserción temprana, aunque no inocua.

También observamos que para quienes están más próximos a la edad de corte el efecto estimado es superior, por lo que podemos pensar que con el pasar de los años el perjuicio causado por la no experiencia laboral temprana tiende a disminuir. De todas formas, incluso para los individuos de 29 años se estima un efecto significativo de haber trabajado antes de los 23 años, mostrando la persistencia del efecto.

Existen dos canales principales que explicarían el efecto del empleo temprano en el empleo futuro. En primer lugar, el empleo temprano permite acumular capital humano que aumenta la productividad individual, haciéndolo un mejor candidato para empleos futuros. Por otra parte, el no trabajar antes de los 23 años, genera una señalización negativa para los empleadores sobre la capacidad y/o motivación de la persona. El estudio de los canales particulares por los que opera el efecto supera el alcance de esta tesis.

Los resultados indican que emplearse tempranamente tiene un efecto intrínseco en la probabilidad de conseguir un empleo más adelante, por lo cual, esfuerzos enfocados en el ingreso al mercado laboral de los jóvenes, pueden además de generar un efecto

inmediato en el empleo de ese segmento, también causar derrames positivos en la probabilidad de empleo de estas personas en el futuro.

Los individuos menos educados dan indicios de ser quienes más afectados se ven por no insertarse en el mercado laboral a tiempo. La creación de empleos para estos segmentos podría potencialmente tener un mayor impacto en su trayectoria laboral.

Cuadros y gráficas

CUADRO 1: Distribución de la muestra por encuesta

Ola de la encuesta	Frecuencia	Porcentaje
2008	1383	35.76%
2013	1169	30.23%
2018	1315	34.01%
Total	3867	100.00%

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

CUADRO 2: Estadísticas descriptivas de las variables del modelo

Variable	Observaciones	Media	Desviación Estandar	Min	Max
Empleado actualmente	3867	.881	.323	0	1
Trabajo antes de los 23 años	3867	.870	.336	0	1
VARIABLES DETERMINANTES DEL EMPLEO ENTRE LOS 23 Y LOS 29 AÑOS					
Encuesta					
Encuesta 2008	3867	.358	.479	0	1
Encuesta 2013	3867	.302	.459	0	1
Encuesta 2018	3867	.340	.474	0	1
Mujer	3867	.513	.5	0	1
Reside en Montevideo	3867	.515	.5	0	1
Se declara jefe de hogar	3867	.373	.484	0	1
Edad					
23	3867	.135	.341	0	1
24	3867	.144	.351	0	1
25	3867	.141	.350	0	1
26	3867	.142	.348	0	1
27	3867	.141	.348	0	1
28	3867	.154	.361	0	1
29	3867	.142	.35	0	1
Años de educación formal					
Cero a cinco años de educación 0-5	3867	.011	.104	0	1
Seis a ocho años de educación 6-8	3867	.193	.395	0	1
Nueve a once años de educación 9-11	3867	.336	.472	0	1
Doce años de educación 12	3867	.146	.354	0	1
Trece o más años de educación 13 o más	3867	.313	.464	0	1
Asistió a educación preescolar	3867	.89	.312	0	1
Repitió algún año en primaria	3867	.21	.408	0	1
Repitió algún año en secundaria	3867	.381	.486	0	1
Realizó curso de informática	3867	.446	.497	0	1
Realizó curso de algún idioma	3867	.304	.46	0	1
VARIABLES DETERMINANTES DEL EMPLEO ANTES DE LOS 23 AÑOS					
Años de educación formal de la madre					
Cero a cinco años de educación de la madre 0-5	3867	.081	.273	0	1
Seis a ocho años de educación de la madre 6-8	3867	.345	.475	0	1
Nueve a once años de educación de la madre 9-11	3867	.264	.441	0	1
Doce años de educación de la madre 12	3867	.132	.338	0	1
Trece o más años de educación de la madre 13 o más	3867	.178	.383	0	1
Estudiaba cuándo cumplió 23 años	3867	.329	.47	0	1
Tenía al menos un hijo cuando cumplió 23 años	3867	.232	.422	0	1

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

CUADRO 3: Situación de empleo actual y antes de cumplir los 23 años entre los jóvenes activos

Trabajó antes de los 23 años	Empleado actualmente		TOTAL
	No	Si	
No	2.27%	10.24%	12.96%
Si	9.15%	77.89%	87.04%
TOTAL	11.87%	88.13%	100%

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

Nota: Se considera actualmente al momento de realización de cada ENAJ (2008,2013,2018)

CUADRO 4: Porcentaje de empleados actualmente según empleo antes de los 23 años y sexo

Trabajó antes de cumplir 23 años	Porcentaje de empleados actualmente según (sexo)	
	Hombre	Mujer
No	77.84%	79.64%
Si	90.91%	88%

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

Nota: Se considera en cada encuesta a los jóvenes entre 23 y 29 años

CUADRO 5: Condición de actividad presente según nivel educativo, por sexo y empleo previo a los 23 años

Años de educación formal	Porcentaje de empleados sobre el total de activos						
	Total			Hombre		Mujer	
	Total	No trabajó	Trabajó	No trabajó	Trabajó	No trabajó	Trabajó
13 o más años	89.51%	81.43%	91.94%	73.58%	89.16%	86.21%	93.77%
12 años	91.70%	77.78%	93.16%	78.26%	91.25%	77.42%	94.85%
9-11 años	87.62%	79.22%	88.14%	94.12%	92.01%	75%	83.57%
6-8 años	84.49%	73.17%	85.89%	82.35%	90.63%	70.77%	78%
0-5 años	80.95%	62.5%	85.29%	100%	89.29%	25%	66.67%

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

Nota: Se considera en cada encuesta a los jóvenes entre 23 y 29 años

CUADRO 6: Condición de actividad presente según nivel educativo, por sexo y empleo previo a los 23 años en la encuesta 2008.

Encuesta 2008 Años de educación formal	Porcentaje de empleados sobre el total de activos						
	TOTAL	No trabajó	Trabajó	Hombre		Mujer	
				No trabajó	Trabajó	No trabajó	Trabajó
13 o más años	89.51%	81.43%	91.94%	73.58%	89.16%	86.21%	93.77%
12 años	91.70%	77.78%	93.16%	78.26%	91.25%	77.41%	94.85%
9-11 años	87.62%	79.22%	88.14%	94.11%	92%	75%	83.57%
6-8 años	84.49%	73.17%	85.89%	82.35%	90.63%	70.77%	78%
0-5 años	80.95%	62.5%	85.29%	100%	89.29%	25%	66.67%

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

Nota: Se considera a los jóvenes entre 23 y 29 años

CUADRO 7: Condición de actividad presente según nivel educativo, por sexo y empleo previo a los 23 años en la encuesta 2013.

Encuesta 2013	Porcentaje de empleados sobre el total de activos						
	TOTAL	No trabajó	Trabajó	Hombre		Mujer	
				No trabajó	Trabajó	No trabajó	Trabajó
Nivel educativo							
13 o más años	90.42%	82.05%	92.48%	77.78%	93.23%	85.71%	91.94%
12 años	92.66%	81.25%	93.79%	83.33%	91.43%	80%	95.60%
9-11 años	90.46%	95.45%	90.14%	100%	95.51%	94.12%	84.43%
6-8 años	88.94%	77.78%	89.95%	75%	91.06%	78.57%	88.16%
0-5 años	90.91%	75%	100%	100%	100%	50%	100%

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

Nota: Se considera a los jóvenes entre 23 y 29 años

CUADRO 8: Condición de actividad presente según nivel educativo, por sexo y empleo previo a los 23 años en la encuesta 2018

Encuesta 2018	Porcentaje de empleados sobre el total de activos						
	TOTAL	No trabajó	Trabajó	Hombre		Mujer	
				No trabajó	Trabajó	No trabajó	Trabajó
Nivel educativo							
13 o más años.	87.83%	82.11%	89.51%	71.88%	82.4%	87.30%	93.97%
12 años	87.86%	73.91%	89.62%	72.73%	85.71%	75%	92.93%
9-11 años	86.14%	77.27%	86.62%	100%	88.11%	68.75%	84.78%
6-8 años	80.49%	68.57%	82.46%	85.71%	89.39%	64.29%	70.89%
0-5 años	63.64%	0%	70%	-	77.78%	0%	0%

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

Nota: Se considera a los jóvenes entre 23 y 29 años

CUADRO 9: Resultado de las estimaciones

Empleado actualmente	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
Trabajo antes de los 23 años	1.317***	1.278***	1.299***	1.311***
Mujer	-0.115**	-0.096**	-0.093**	-0.078
Encuesta (base 2008)				
2013	0.063	0.067	0.069	0.063
2018	-0.15**	-0.172***	-0.169***	-0.188***
Años (base 23 años)				
24 años	0.178**	0.162*	0.163*	0.178*
25 años	0.286***	0.262***	0.261***	0.281***
26 años	0.347***	0.3***	0.3***	0.317***
27 años	0.557***	0.494***	0.494***	0.508***
28 años	0.537***	0.485***	0.486***	0.515***
29 años	0.432***	0.364***	0.362***	0.397***
Años de educación formal (base 13 o más)				
0-5 años de educación	-0.492**	-0.544**	-0.529**	-0.481**
6-8 años de educación	-0.401***	-0.427***	-0.411***	-0.332***
9-11 años de educación	-0.252***	-0.246***	-0.232***	-0.153*
12 años de educación	0.008	-0.021	-0.029	-0.071
Declara ser jefe de hogar		0.384***	0.38***	0.397***
Reside en Montevideo			0.051	0.048
Asistió a preescolar				-0.027
Repitió en primaria				-0.089
Repitió en secundaria				-0.085
Realizó curso de informática				-0.098*
Realizó curso de idiomas				0.009
Constante	-0.027	-0.075	-0.132	-0.062
Trabajo antes de los 23 años				
Mujer	-0.352***	-0.353***	-0.352***	-0.353***
Encuesta (base 2008)				
2013	0.115*	0.115*	0.115*	0.115*
2018	0.061	0.059	0.06	0.06
Años de educación formal de la madre (base 13 o más)				
0-5 años de educación	0.196*	0.201*	0.203*	0.202*
6-8 años de educación	0.205***	0.211***	0.213***	0.212***
9-11 años de educación	0.372***	0.376***	0.377***	0.377***
12 años de educación	0.154*	0.158*	0.159*	0.158*
Aun estudiaba al cumplir 23 años	-0.517***	-0.516***	-0.516***	-0.515***
Ya tenía algún hijo al cumplir 23 años	-0.116*	-0.123*	-0.123*	-0.116*
Constante	1.314***	1.312***	1.31***	1.31***
Rho	-0.454**	-0.437**	-0.452**	-0.458**
* p<0.1, ** p<0.05, *** p<0.01				
Observaciones	3867	3867	3867	3867

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

CUADRO 10: Criterios de Información: Akaike (AIC), Bayesiano (BIC)

Modelo	Observaciones	Log verosimilitud	Grados de libertad	Criterio de información Akaike (AIC)	Criterio de información Bayesiano (BIC)
Modelo 1	3,867	-2739,38	26	5530,76	5693,53
Modelo 2	3,867	-2717,87	27	5489,75	5658,77
Modelo 3	3,867	-2717,45	28	5490,90	5666,18
Modelo 4	3,867	-2713,48	34	5494,96	5707,81

Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

CUADRO 11: Empleo previo a los 23 años según nivel educativo alcanzado entre los 23 y los 29 años

Porcentaje que tuvo un empleo de al menos 3 meses antes de los 23 años	
Años de educación formal	Total
13 o más años	76.88%
12 años	90.46%
9-11 años	94.08%
6-8 años	89.04%
0-5 años	80.95%

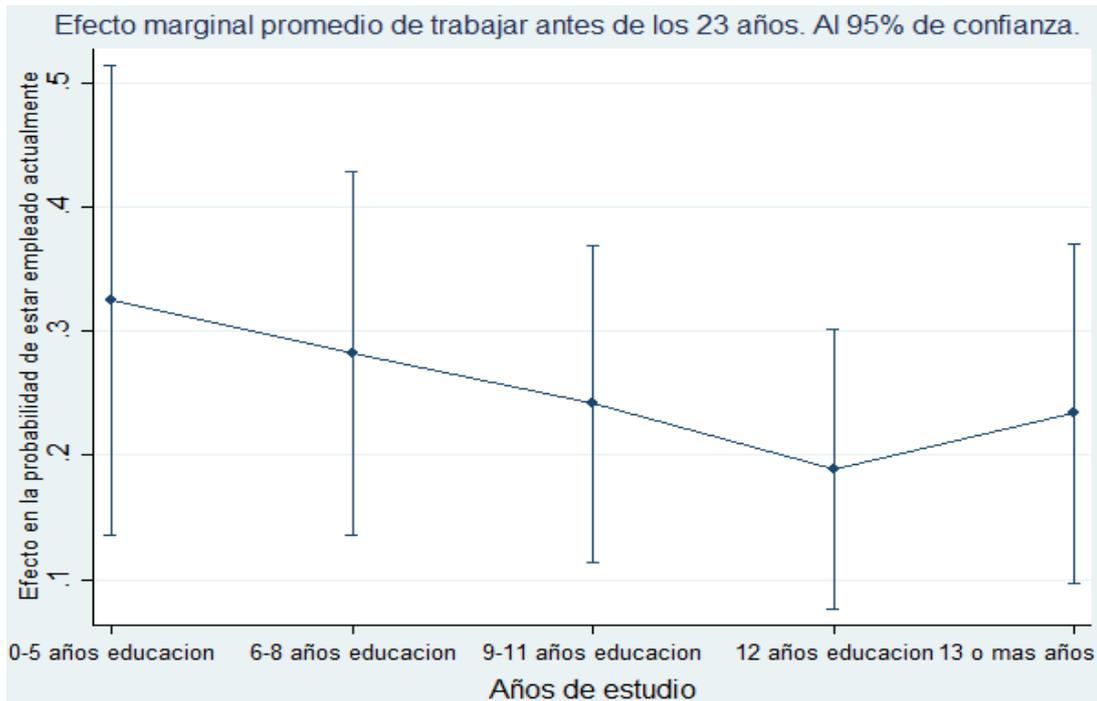
Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

CUADRO 12: Estimación del efecto marginal de trabajar antes de los 23 años en la condición de actividad actual

Modelo	dy/dy	Error Estandar	z	P> z	Intervalo de confianza al 95%	
Modelo 1	0,2514084	0,0696628	3,61	0,000	0,1148718	0,387945
Modelo 2	0,2402796	0,0665899	3,61	0,000	0,1097657	0,3707934
Modelo 3	0,2441045	0,0655649	3,72	0,000	0,1155997	0,3726094
Modelo 4	0,2456347	0,0664163	3,70	0,000	0,1154612	0,3758082

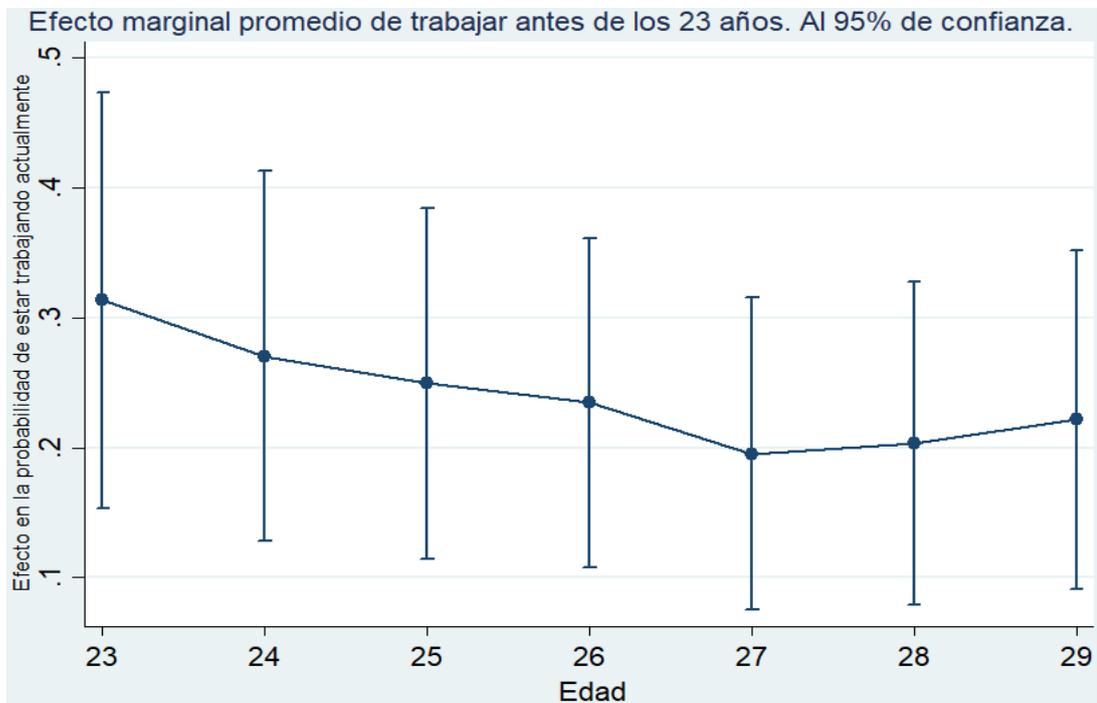
Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

GRÁFICO 1: Efecto marginal del empleo inicial en la probabilidad de empleo actual por años de educación formal



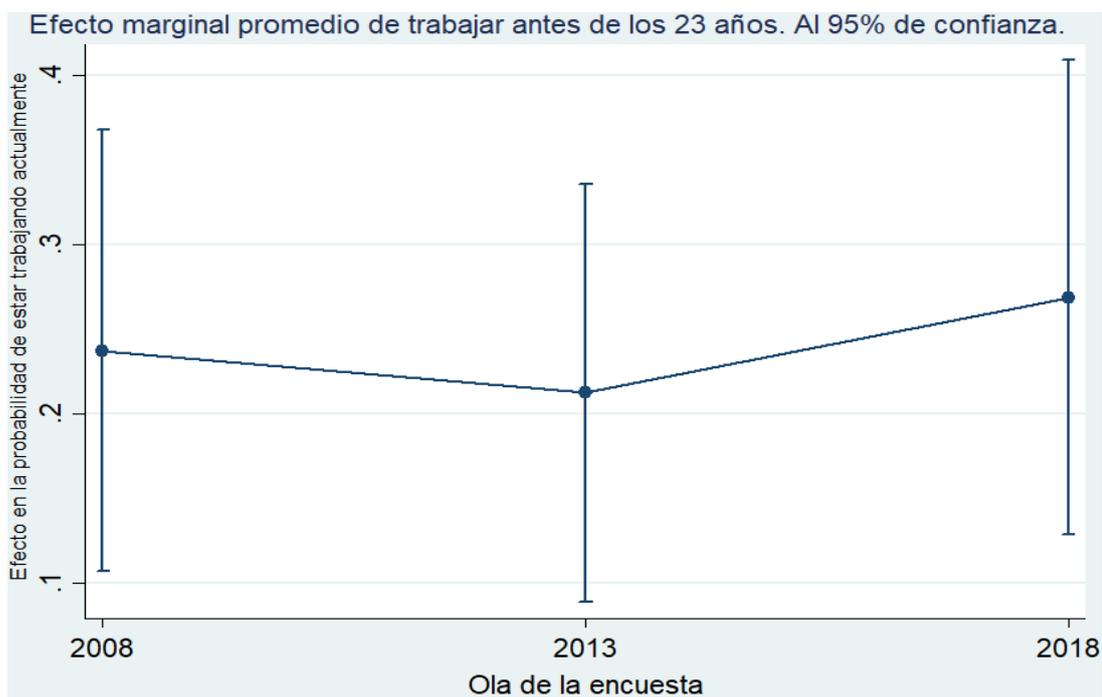
Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

GRÁFICO 2: Efecto marginal del empleo inicial en la probabilidad de empleo actual por edad



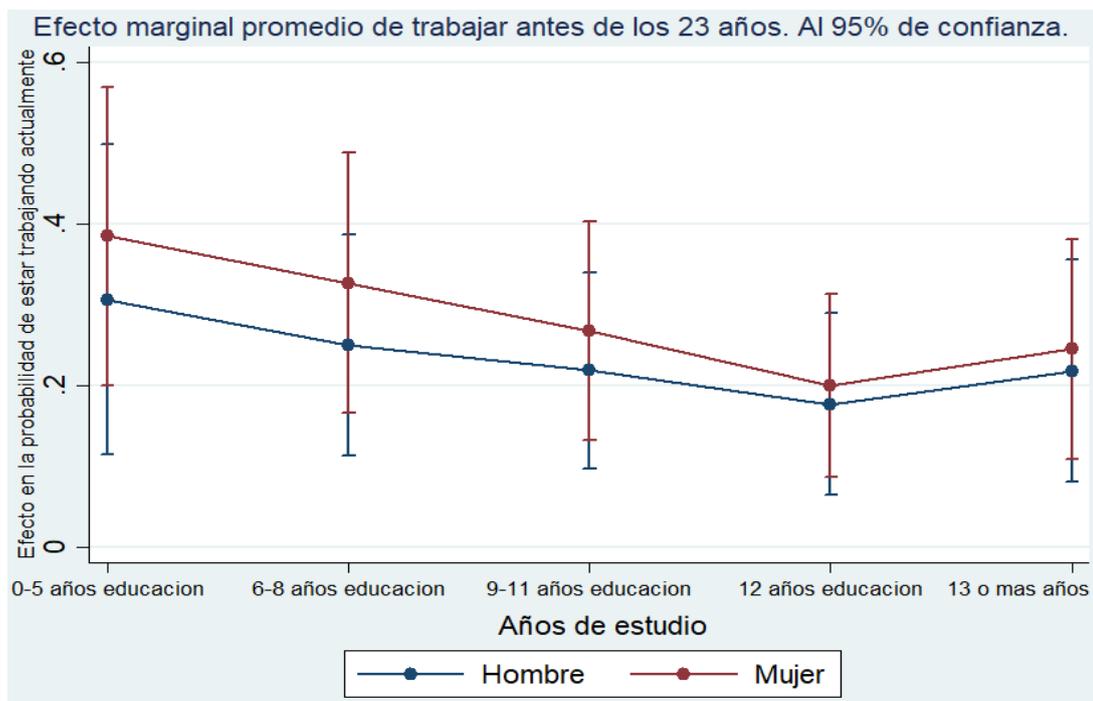
Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

GRÁFICO 3: Efecto marginal del empleo inicial en la probabilidad de empleo actual por encuesta



Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

GRÁFICO 4: Efecto marginal del empleo inicial en la probabilidad de empleo actual por años de educación formal y sexo



Fuente: elaboración propia en base a ENAJ, ECH

Bibliografía

Amarante, V., Arim, R., Dean, A. (2012) The effects of being out of the labor market on subsequent wages: Evidence for Uruguay. Instituto de Economía. Serie Documentos de Trabajo DT 10/12.

Andini, C., Andini, M. (2018) Unemployment persistence and quantile parameter heterogeneity. *Macroeconomic Dynamics*; Cambridge Tomo 22, N.º 5: 1298-1320.

Andrews, D., Deutscher, N., Hambur, J. and Hansell, D., (2020) “The career effects of labour market conditions at entry”, *OECD Productivity Working Papers*, 2020-21, OECD Publishing, Paris.

Arulampalam, W., Booth, A., Taylor, M. (1997). Unemployment persistence. University of Essex and CEPR Mark P Taylor, University of Essex

Arulampalam, W (2002): State Dependence in Unemployment Incidence: Evidence for British Men Revisited, *IZA Discussion Papers*, No. 630, Institute for the Study of Labor (IZA), Bonn

Arulampalam, W., Booth, A., Taylor, M. (2003) Unemployment Scarring: a European perspective using micro data. Conference Paper, BHPS-2003 Conference: the 2003 British Household Panel Survey Research Conference, 3-5 July 2003, Colchester, UK – 01.

Arulampalam, W., Gregg, P., Gregory, M. (2001) Unemployment Scarring, *The Economic Journal*. 111(475): F577-F584; Blackwell Publishers.

Beccaria, L., Maurizio, R., Trombetta, M., Vazquez, G. (2016) An Evaluation of the Scarring Effect in Argentina. *Desarro. soc.* [online]. 2016, n.77, pp.263-304. ISSN 0120-3584. <https://doi.org/10.13043/DYS.77.7>.

Becker, G. S. (1964). *Human capital: a theoretical analysis with special reference to education*. National Bureau for Economic Research, Columbia University Press, New York and London.

Biewen, M., Steffes, S. (2010). Unemployment persistence: Is there evidence for stigma effects? *Economics Letters*, 106(3), 188-190.

Bucheli, M., Casacuberta, C. (2000). Asistencia escolar y participación en el mercado de trabajo de los adolescentes en Uruguay. Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales de la Universidad de la República. Montevideo, Uruguay.

Bucheli, M., Vigorito, A., Miles, D., (1999). Un análisis dinámico de la toma de decisiones de los hogares en América Latina. El caso uruguayo. *Revista de Economía - Segunda Epoca Vol. VII N° 2 - Banco Central del Uruguay*.

Burgess, S., Propper, C., Rees, H. and Shearer, A. (2003): “The class of 1981: the effects of early career unemployment on subsequent unemployment experiences”. *Labour Economics*, 10(3), pp. 291–309.

Bynner, J., Parsons, S. (2002): Social Exclusion and the Transition from School to Work: The Case of Young People Not in Education, Employment, or Training (NEET). Center for Longitudinal Studies, Institute of Education, London, United Kingdom. *Journal of Vocational Behavior* 60, 289–309

Carrasco, P. (2012). El efecto de las condiciones de ingreso al mercado de trabajo en los jóvenes uruguayos Un análisis basado en la protección de la seguridad social, Instituto de Economía, Serie Documentos de Trabajo DT 13/12.

Carrasco, P., Cichevski, A. y Perazzo, I. (2018) Evolución reciente de las principales variables del mercado laboral uruguayo. Serie Documentos de Trabajo, DT 09/18. Instituto de Economía, Facultad de Ciencias Económicas y Administración, Universidad de la República, Uruguay.

CEPAL (2020) Employment Situation in Latin America and Caribbean. United Nations Publication. Printed in United Nations, Santiago.

Cocks, B., Picchio, M. (2011) Scarring effects of remaining unemployed for long-term unemployed school-leavers. Sherppa, Ghent University, Tweeckerkenstraat 2, B-9000 Gent, Belgium; UCLouvain (IRES), Louvain la-Neuve; IZA, Bonn; CESifo, Munich.

Corcoran, M (1982) The Employment and Wage Consequences of Teenage Women's Nonemployment" in Freeman R B and D A Wise (Eds.) *The youth Labor Market Problem: Its Nature Causes and Consequences*, Chicago, University of Chicago Press, pp 391-419.

Cruces, G., Ham, A., Viollaz, M. (2012). Scarring effects of youth unemployment and informality, Proyect: "Mercados laborales el crecimiento inclusivo en America Latina". University of Illinois at Urbana-Champaign.

Diamond, A. "Aggregate Demand Management in Search Equilibrium," *Journal of Political Economy*, 1982, 90 (5), 881–894.

Ellwood, T. (1982) Teenage Unemployment: Permanent Scars or Temporary Blemishes" in Freeman R B and D A Wise (Eds.) *The youth Labor Market Problem: Its Nature Causes and Consequences*, Chicago, University of Chicago Press, pp 349-390.

Engbom, N. (2021) Contagious Unemployment. NBER Working Paper No. 28829. National Bureau of Economic Research.

Eurofound (2011) Los jóvenes y los nini en Europa: primeras conclusiones. Fundación Europea para la mejora de las condiciones de vida y de trabajo: Irlanda.

Granovetter (1974). *Getting a Job. A Study of Contacts and Careers*. Chicago/London: University of Chicago Press.

Gregg, P. (2001). The impact of youth unemployment on adult unemployment in the NCDS. *The Economic Journal*, 111(November), pp. 626-653.

Heckman, J. (1978) Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System. Source: *Econometrica*, Jul., 1978, Vol. 46, No. 4 (Jul., 1978), pp. 931-959. Published by: The Econometric Society.

Heckman, J., Borjas, G. (1980) "Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence" *Economica* 47, pp 247-283.

Heckman, J. (1981) Heterogeneity and State Dependence. National Bureau of Economic Research, University of Chicago Press, pp 91-140.

Heylen, V. (2011) Scarring effects of early career unemployment, HIVA- K.U.Leuven.

Holm, A., Jæger, M. (2010) Dealing with Selection Bias in Educational Transition Models: The Bivariate Probit Selection Model. Centre for Strategic Educational Research DPU, Aarhus University.

Kawaguchi, D., Murao, T. (2014) Labor Market Institutions and Long-Term Effects of Youth Unemployment, IZA Discussion Papers, No. 8156.

Klein, R., Spady, R., Weiss, A. (1991) Factors Affecting the Output and Quit Propensities of Production Workers. *The Review of Economic Studies*, Vol 58, No. 5, pp. 929-953.

Kramars, F., Skans, O. (2007) With a Little Help from my ... Parents ? Family Networks and Youth Labor Market Entry. Center for Research in Economics and Statistics (CREST), CEPR, IZA, Francis.Kramarz@ensae.fr. Institute for labour market policy evaluation (IFAU).

Kunze, L., Suppa, N. (2014) Bowling alone or bowling at all? The effect of unemployment on social participation, SOEPpapers on Multidisciplinary Panel Data Research, No. 703, Deutsches Institut für Wirtschaftsforschung (DIW), Berlin

Leites, M., Rivero, L., Salas, G., Suárez, L., Vigorito, A., (2018). Capítulo 10 - Millenials en América Latina ¿trabajar o estudiar?: Trayectorias educativas y laborales de los jóvenes en Uruguay. Universidad de la República (Uruguay), pp. 417-464.

Manzoni, A., Mooi-Reci, I. (2020) The cumulative disadvantage of unemployment: Longitudinal evidence across gender and age at first unemployment in Germany.

Marmaros, D. (2001) Peer and social networks in job search, Dartmouth College and NBER.

Mazza, J. 2012. "Fast Tracking Jobs: Advances and Next Steps for Labor Intermediation Services in Latin America and the Caribbean". Nota Técnica No 344. Unidad de Mercados Laborales y Seguridad Social. Washington, D.C.: Banco Interamericano de Desarrollo.

Monfardini, C., Radice, R. (2006): Testing Exogeneity in the Bivariate Probit Model", Departamento de Economía, Universidad de Bologna.

Mortensen, D., Pissarides, C. (1994) “Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment,” *The Review of Economic Studies*, 1994, 61 (3), pp. 397–415.

Novales, A., Gracia-Diez, M. (1993) Guía para la estimación de modelos ARCH. Vol. 35, Núm. 132, 1993, págs. 5 a 38. Departamento de Economía Cuantitativa Facultad de Ciencias Económicas Universidad Complutense.

Pagano, J., Rijo, N., Rossi, M. (2010) Fecundidad y Oferta Laboral femenina en el Uruguay: Un Enfoque Económico. Revista electrónica publicada por el Centro Centroamericano de Población, Universidad de Costa Rica, 2060 San José, Costa Rica

Ruhm, C.J. (1991): “Are workers permanently scarred by job displacements?”. *The American Economic Review*, 81(1), pp. 319–324.

Skans, O. (2011), Scarring Effects of the First Labor Market Experience, Discussion Paper No. 5565.

Spence, M. (1973) *The Quarterly Journal of Economics* Vol. 87, No. 3, pp. 355-374
Published By: Oxford University Press.

Thompson, R: (2011) Individualisation and social exclusion: the case of young people not in education, employment or training, *Oxford Review of Education*, 37:6, 785-802.

Van Belle, E., Di Stasio, V., Caers, R., De Couck, M., Baert, S. (2018) Why Are Employers Put Off by Long Spells of Unemployment? *European Sociological Review*, 2018, Vol. 34, No. 6, 694–710. Published by Oxford University Press.

Weller, J. (2007) La inserción laboral de los jóvenes: características, tensiones y desafíos, *Revista de la CEPAL* 92.