Oportunidades laborales y fecundidad: efectos del Programa Primer Paso [*]

Belén Cañuelo [†]

Maestría en Economía
Facultad de Ciencias Económicas
Universidad Nacional de La Plata

Directora: Dolores de la Mata
Codirectora: Lucila Berniell

Abril 2026

Códigos JEL: J08, J13, J16

[*]Este trabajo constituye mi tesis de la Maestría en Economía de la Universidad Nacional de La Plata. Agradezco especialmente a mis directoras, Dolores de la Mata y Lucila Berniell, por el apoyo y la excelente guía durante todo el proceso. A Victoria Castillo y Gerardo García Oro, cuya colaboración fue indispensable para el acceso a los datos. A Inés Berniell, Guillermo Falcone, Leonardo Gasparini, Luis Laguinge y Leandro Martinez Villa por sus comentarios en el seminario de avances de tesis del 18 de agosto de 2025, y a Federico Juncosa, por sus valiosos comentarios a versiones previas del trabajo. Los errores u omisiones son de mi responsabilidad.

[†]CAF-banco de desarrollo de América Latina y el Caribe- Email: mcanuelo@caf.com

Resumen

Este trabajo analiza el impacto del Programa Primer Paso (PPP), un programa de prácticas laborales con asignación aleatoria de la provincia de Córdoba (Argentina), sobre la fecundidad en jóvenes. Utilizando datos administrativos y un enfoque de intención de tratamiento, se estiman efectos causales sobre la probabilidad de tener hijos en el largo plazo y sobre el momento de ocurrencia de los nacimientos, diferenciando los resultados por género. La participación en el PPP incrementa la probabilidad de tener hijos 10 años luego de concluido el programa en 1,3 puntos porcentuales, con efectos significativos en los varones. El análisis dinámico muestra diferencias entre géneros: mientras que las mujeres postergan el momento de los nacimientos, en los varones no se observa diferimiento. Estos resultados son consistentes con una resolución asimétrica del *trade-off* entre un efecto ingreso positivo y un efecto sustitución negativo (asociado al aumento en el costo de oportunidad de tener hijos), siendo el primero relativamente más importante para los varones y el segundo para las mujeres, especialmente en los primeros años posteriores al programa. Los resultados para Córdoba Capital sugieren que un mayor dinamismo del mercado laboral puede amplificar estos mecanismos. En conjunto, el trabajo aporta evidencia sobre cómo mejoras exógenas en las oportunidades laborales inciden en las decisiones de fecundidad en países en desarrollo y destaca la importancia de incorporar la dimensión de género en el diseño de políticas de empleo.

Palabras clave: Fecundidad, Programas de empleo en jóvenes, Momento de nacimiento, Género.

Abstract

This paper analyzes the impact of the Programa Primer Paso (PPP), a randomly assigned job training program in the province of Córdoba (Argentina), on fertility outcomes among young individuals. Using administrative data and an intention-to-treat approach, it estimates causal effects on the long-term probability of having children and on the timing of births, distinguishing results by gender. Participation in PPP increases the probability of having a child ten years after program completion by 1.3 percentage points, with larger effects for men. The dynamic analysis reveals clear gender differences: while women delay childbirth, no such postponement is observed among men. These findings are consistent with an asymmetric resolution of the trade-off between a positive income effect and a negative substitution effect—arising from the increased opportunity cost of childbearing—with the former relatively more relevant for men and the latter for women, particularly in the years immediately following the program. Results for Córdoba Capital suggest that greater labor market dynamism may amplify these mechanisms. Overall, the paper provides evidence on how exogenous improvements in labor market opportunities shape fertility 'decisions' in developing countries and highlights the importance of incorporating a gender perspective into employment policy design.

Keywords: Fertility, Youth employment programs, Timing of birth, Gender.

Índice

1. Introducción **4**

2. Descripción del programa y marco conceptual **7**
2.1. El Programa Primer Paso (PPP) 7
2.2. Marco conceptual 8

3. Datos y muestra **11**
3.1. Datos 11
3.2. Muestra 12

4. Metodología **15**

5. Resultados **16**
5.1. Efectos del PPP en el empleo registrado 16
5.2. Efectos del PPP en la fecundidad 18
5.2.1. Probabilidad de tener un hijo 10 años luego del PPP 18
5.2.2. Momento del nacimiento 20

6. Mecanismos **23**

7. Conclusión **24**

Referencias **26**

8. Anexo **29**
8.1. Cuadros 29
8.2. Figuras 36

1. Introducción

¿Cómo afectan las mejoras en las oportunidades laborales a las decisiones de fecundidad? Esta pregunta ha sido ampliamente estudiada en economía y su respuesta no es evidente (Becker, 1960, 1974, 1981; Doepke & Tertilt, 2016; Doepke et al., 2022). Por un lado, una mejora en las condiciones de empleo genera un efecto ingreso que relaja las restricciones presupuestarias de los hogares y facilita la cobertura de los costos asociados a la crianza, lo que puede motivar el nacimiento de hijos. Por otro, mejores perspectivas laborales elevan el costo de oportunidad del tiempo dedicado a actividades fuera del mercado de trabajo, como las tareas de cuidado, y dan lugar a un efecto sustitución que puede desalentar o postergar la decisión de tener hijos[1].

La pregunta cobra un sentido singular cuando se analiza este vínculo para los jóvenes, quienes se encuentran en las etapas iniciales de sus trayectorias laborales. A su vez, es especialmente relevante en un contexto de profundos cambios en la evolución de la fecundidad (Goldin, 2025; Onofri et al., 2026). Distintos trabajos han aportado evidencia de la relación entre la participación en el mercado laboral y el nacimiento de los hijos, fundamentalmente para el caso de las mujeres, y de cómo este vínculo ha evolucionado en el tiempo (Goldin, 1994; Doepke et al., 2022; Bhalotra et al., 2023). Entender cómo las mejoras en la inserción laboral de los jóvenes afectan la fecundidad resulta particularmente relevamente para países en desarrollo, donde los mercados laborales presentan mayores fricciones y donde, además, se observa una transición demográfica acelerada.

Este trabajo estudia cómo una mejora exógena en las oportunidades laborales al inicio de la vida económicamente activa afecta resultados de fecundidad. Para ello, se explota la asignación aleatoria al Programa Primer Paso (PPP), un programa anual de pasantías remuneradas para jóvenes en Argentina que define a sus beneficiarios mediante sorteo público, incrementa el acceso al empleo formal y mejora las trayectorias laborales de largo plazo de sus participantes respecto de los postulantes que no fueron beneficiarios (Berniell & de la Mata, 2017, 2026).

Combinando registros administrativos de las inscripciones a las ediciones 2012 y 2013 del programa, datos mensuales de empleo registrado en el Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA) e información sobre nacimientos registrados en la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES) a lo largo de un horizonte de 10 años, se estiman efectos en empleo y fecundidad. Inicialmente, se anexan datos de la edición 2013 a la ya estudiada edición 2012 por Berniell & de la Mata (2017, 2026), y se estiman efectos de intención de tratamiento (ITT) del PPP en el empleo registado en el largo plazo. Luego, para la misma muestra, se evalúa el impacto del programa sobre la probabilidad de tener hijos en el largo plazo y del momento de ocurrencia de los nacimientos. Adicionalmente,

[1] En este trabajo se empleará el masculino genérico para referirse a "hijos" únicamente con el fin de facilitar la lectura, comprendiendo en todos los casos tanto a los hijos varones como a las hijas mujeres. Lo mismo aplica a las referencias a "los jóvenes", "los beneficiarios", etc. Asimismo, las referencias a las "decisiones" de fecundidad se circunscriben a la ocurrencia de nacimientos y a su temporalidad, sin hacer distinción entre fecundidad efectiva y deseada, ni considerar la intencionalidad de los nacimientos.

se examina cómo los resultados difieren por género, se estudian efectos heterogéneos por nivel educativo, y se distinguen los resultados para Córdoba Capital, el principal centro urbano de la provincia.

Un año después de finalizado el programa, los participantes de las ediciones 2012 y 2013, tomados en conjunto, tienen una probabilidad de 5,6 puntos porcentuales (p.p.) más alta que los no beneficiarios de tener un empleo registrado, lo que equivale a una diferencia de 38,4 % respecto de ese grupo y evidencia que el PPP actúa como una fuente de variación exógena en la probabilidad de tener un empleo registrado. Los efectos positivos se mantienen nueve años post-programa (10,6 %), y son en todo el período más altos para las mujeres que para los varones (54,9 % vs. 23,6 % en el primer año, 16,8 % vs. 3,8 % a los 9 años).

Los resultados de fecundidad muestran que la participación en el PPP aumenta en 1,3 p.p. la probabilidad de tener un hijo 10 años luego de la finalización del programa, lo que representa una diferencia de 3,9 % respecto del grupo de no beneficiarios. El efecto es impulsado por los varones (2,1 p.p.), cuyos resultados triplican a los de las mujeres términos relativos (6,8 % vs. 2,2 %), mientras que en ellas el efecto, aunque positivo (0,8 p.p.), no es estadísticamente significativo. Los resultados son análogos cuando se evalúa la probabilidad de tener un primer hijo en ese período (1,5 p.p.). Los efectos se atenúan y pierden significatividad en la muestra para Córdoba Capital, y son mayores para los varones que no completaron la educación secundaria.

El análisis dinámico revela diferencias claras en el momento de ocurrencia de los nacimientos. Entre los varones, la mayor probabilidad de ser padres luego de participar del PPP se manifiesta de manera sostenida (y creciente) a lo largo de los 10 años posteriores al programa. En contraste, en las mujeres se observa un patrón no monótono: en los primeros años post-programa, la probabilidad de ser madres cae respecto de las no beneficiarias, pero este efecto se disipa en el mediano plazo e incluso llega a revertirse para los últimos años del período estudiado. De esta manera, los resultados sugieren que los varones beneficiarios del PPP no postergan el momento de nacimiento de los hijos, mientras que las mujeres beneficiarias sí lo hacen. Este efecto se observa con mayor claridad en la muestra para Córdoba Capital, y en las mujeres con menor nivel educativo.

Los efectos de largo plazo del PPP sobre los resultados en fecundidad son consistentes con una resolución desigual por género del *trade-off* entre efectos ingreso y sustitución que se derivan de la mejora en las perspetivas de empleo. En particular, si se asume que el impacto positivo que una mejora en las oportunidades laborales tiene sobre los ingresos no difiere entre géneros, la disparidad en el aumento de los costos de oportunidad de tener hijos permitiría explicar los resultados hallados. Esta idea es congruente con la literatura de *motherhood effects*, que muestra que el nacimiento de los hijos tiene consecuencias en las trayectorias laborales de las madres pero no en la de los padres, dada la mayor dedicación a las tareas de crianza y cuidado que es asumida por ellas.

El trabajo contribuye a la literatura en varias dimensiones. En primer lugar, aporta al estudio causal sobre cómo los cambios en las oportunidades laborales afectan a las

decisiones de fecundidad. Esta literatura enfrenta el desafío de identificar fuentes de variación exógena en las condiciones laborales para estimar los efectos de interés. Algunos de los trabajos existentes utilizan shocks macroeconómicos en el mercado laboral en países desarrollados (Schaller, 2016; Schultz, 1985; Aksoy, 2016). Otros, estudian los efectos individuales que derivan de la pérdida de empleo (Del Bono et al., 2012, 2015; Andersen & Ozcan, 2021). Este trabajo se suma a estudios como los de Jensen (2012) y Novella & Ripani (2015) y brinda evidencia para un país en desarrollo, explotando un cambio exógeno positivo en las oportunidades de empleo a nivel individual.

En segundo lugar, aporta a los trabajos que resaltan la importancia de la dimensión de género en la relación entre empleo y fecundidad. Los resultados muestran que un mismo *shock* laboral puede tener efectos diferenciados para varones y mujeres, consistentes con una desigual relevancia del costo de oportunidad de tener hijos según el género. Esto se relaciona con la forma en la que se distribuyen las responsabilidades de cuidado dentro del hogar, lo que afecta los resultados laborales y los ingresos de las mujeres: son ellas quienes, al asumir mayoritariamente la carga de estas tareas, se retiran del mercado laboral o migran hacia empleos más flexibles y de menor cantidad de horas ante el nacimiento de los hijos, a diferencia de los varones, que no ven alteradas sus trayectorias laborales (Berniell et al., 2021, 2023; Cortés & Pan, 2020; Kleven et al., 2019; Kleven, 2022; Marchionni & Pedrazzi, 2023; Querejeta Rabosto, 2020; Aguilar-Gomez et al., 2026).

Finalmente, el trabajo se vincula con la literatura sobre programas de empleo juvenil y sus efectos de largo plazo. Existe abundante evidencia sobre el impacto de este tipo de intervenciones en los resultados laborales, con conclusiones mixtas (Card et al., 2018; McKenzie, 2017; Kluve, 2014; Kluve et al., 2017; Alzúa et al., 2016; Berniell & de la Mata, 2017). Los trabajos que abordan impactos demográficos, sin embargo, son más limitados y no cubren resultados a largo plazo (Jensen, 2012; Novella & Ripani, 2015). Los efectos encontrados en este estudio muestran que las mejoras en la inserción laboral de los jóvenes pueden tener consecuencias que trascienden a sus trayectorias en el mercado, afectando también otras decisiones, como la planificación familiar.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. En la Sección 2 se describe el programa y se presenta el marco conceptual en el que se inserta la discusión. La Sección 3 describe los datos y la muestra con la que se trabaja para estimar los efectos de interés. La Sección 4 detalla la estrategia empírica utilizada. La Sección 5 presenta los resultados principales sobre los efectos laborales y de fecundidad, incluyendo el análisis dinámico sobre el momento de ocurrencia de los nacimientos. La sección 6 presenta una discusión sobre los posibles mecanismos detrás de los resultados. Finalmente, la Sección 7 concluye.

2. Descripción del programa y marco conceptual

2.1. El Programa Primer Paso (PPP)

El Programa Primer Paso (PPP) es un programa de prácticas laborales remuneradas que se desarrolla en la provincia de Córdoba, Argentina, desde el año 1999. Fue creado con el objetivo de mejorar la inserción en el mercado de trabajo de las y los jóvenes sin experiencia laboral relevante, buscando facilitar su acceso al empleo registrado. En este trabajo se estudian dos ediciones de una de sus modalidades[2], la modalidad de entrenamiento, que define a sus participantes mediante sorteo público.

Las personas elegidas para participar del programa acceden a la posibilidad de realizar prácticas laborales en una firma registrada, de manera *part-time* y durante 12 meses corridos. Por su trabajo, los jóvenes reciben una remuneración mensual que representa entre el 75 % y el 90 % del salario mínimo equivalente a las horas trabajadas (20 horas semanales)[3]. Para poder aspirar a participar del PPP se debe cumplir con una serie de requisitos de elegibilidad: (i) tener entre 16 y 25 años; (ii) no haber tenido un empleo registrado en los seis meses previos a la fecha de finalización del período de inscripción; (iii) no estar recibiendo otros beneficios o transferencias públicas[4]. Al inscribirse, cada individuo debe completar una ficha con datos personales y de la empresa a la que se postula para realizar sus prácticas laborales. Esta empresa puede pertenecer a cualquier rubro de actividad, debe estar formalmente registrada y tener al menos un empleado con aportes a la seguridad social, y haber aceptado previamente la postulación del individuo. El acuerdo entre la empresa y el postulante surge de la interacción voluntaria entre las partes. Los individuos pueden presentar tantas fichas como deseen[5], pero sólo una de sus propuestas puede resultar (aleatoriamente) seleccionada. Además, una persona puede ser beneficiaria del programa en una única edición[6].

El total de postulaciones recibidas cada año supera ampliamente el cupo de pasantías disponible. Hasta el año 2007, el beneficio se otorgaba por orden de inscripción hasta cubrir un total de 10.000 aspirantes. Luego de esa edición, el programa fue discontinuado y resurgió en 2012 con una novedad: desde ese año, la asignación al PPP se realiza a partir un sorteo público que tiene lugar hacia mediados de mayo, semanas antes del inicio del programa[7], mediante la Lotería de la Provincia de Córdoba. Esta modalidad de selección de las y los participantes da lugar a la creación aleatoria[8] de un grupo de beneficiarios y

[2]El PPP cuenta con tres modalidades: (i) entrenamiento; (ii) contrato por tiempo indeterminado; y (iii) discapacidad. La modalidad entrenamiento reúne a más del 80 % del total de inscriptos.

[3]Los montos nominales se han actualizado a lo largo de las ediciones del programa, en un contexto de inflación de la economía argentina.

[4]Con la excepción de la Asignación Universal por Hijo, cuya percepción es compatible con el PPP.

[5]Sólo las fichas que cumplen con las condiciones de eligibilidad y que son presentadas a tiempo se consideran válidas.

[6]Esta restricción aplica para la modalidad entrenamiento pero no para la modalidad discapacidad ni la de contrato por tiempo indeterminado.

[7]En las ediciones 2012 y 2013, el programa se desarrolló desde principios de junio a fines de mayo del año siguiente.

[8]La asignación al programa no responde a una lotería simple, sino que se encuentra condicionada al

otro de no beneficiarios, a partir de lo cual se construye un escenario experimental que se aprovecha en la estrategia de identificación de este trabajo para estudiar los efectos causales de interés para las ediciones 2012 y 2013.

2.2. Marco conceptual

Los cambios en las oportunidades de empleo afectan el costo de tener un hijo a través de mecanismos que operan en distintos sentidos. El principal desafío para evaluar los efectos causales de esta relación consiste en encontrar una fuente de variación exógena de las oportunidades de empleo. Este trabajo genera un aporte en este sentido al partir de los resultados de Berniell & de la Mata (2017, 2026) que, explotando la asignación aleatoria al PPP, encuentran efectos laborales positivos en el corto, mediano y largo plazo para sus participantes respecto del grupo de control, con resultados que se explican, fundamentalmente, por aumentos en la probabilidad de tener un empleo registrado[9]. Con base en esta evidencia, que se amplía en este trabajo al incorporarse a la edición 2013 a la evaluación, se analiza si este cambio exógeno en las oportunidades laborales tiene efectos en las decisiones de fecundidad.

Un cambio positivo en las perspectivas laborales, como el dado por la participación en el PPP, se asocia con mayores ingresos. Cuando el empleo al que se accede es formal, además, como en este caso, los beneficios que se obtienen son mayores. El empleo registrado es, en promedio, de mejor calidad, al asociarse con salarios más elevados, una mayor perspectiva de carrera y estabilidad laboral, y garantizar el acceso a derechos laborales tales como las licencias por maternidad y paternidad, la cobertura de salud y las licencias por enfermedad propia y de dependientes. De esta manera, el acceso al empleo, y en particular a un empleo registrado, da lugar a un incremento de los recursos disponibles para afrontar los costos directos asociados a la crianza, tanto en términos monetarios como no monetarios. Según la teoría económica, esto tiende a incrementar la demanda por hijos, dado el efecto ingreso positivo derivado de la mejora en las perspectivas laborales[10] (Becker, 1960, 1981; Doepke et al., 2022), y puede también favorecer su adelantamiento en el ciclo de vida.

Por otro lado, una mejora en la inserción en el mercado de trabajo incrementa el costo de oportunidad de tener hijos, dando lugar a un efecto sustitución. En particular, el

cumplimiento de dos tipos de cuotas. Por un lado, existen cupos a nivel departamental, de forma que la composición territorial de los seleccionados refleje la participación de cada departamento en el total provincial. La cantidad de beneficiarios que puede incorporar cada empresa depende de su tamaño, medido por el número de empleados registrados. La probabilidad de ser asignado al tratamiento también depende de otras variables del proceso de selección, como la cantidad de fichas enviadas por cada postulante y el total de fichas válidas recibidas por cada empresa.

[9] Berniell & de la Mata (2017) encuentran que las personas beneficiarias de la edición 2012 tienen una probabilidad más alta, respecto al grupo de control, de tener un empleo registrado 12 meses luego de finalizado el programa, con resultados positivos se mantienen en el mediano plazo (42 meses post-programa). Asímismo, el efecto es más alto en las mujeres que en los varones. Berniell & de la Mata (2026) extienden el análisis hasta 10 años post-programa y encuentran que los efectos se disipan para los varones, mientras que los resultados positivos persisten para las mujeres.

[10] En este sentido, los hijos se entienden como un bien "normal", al ser más "demandados" ante un aumento en los ingresos (Becker, 1960; Black et al., 2013).

acceso a empleos de calidad se asocia con mejores perspectivas de desarrollo profesional, trayectorias laborales más exigentes y a un mayor salario horario que encarece el costo del tiempo dedicado a otras actividades por fuera del mercado de trabajo. De esta manera, la mejora en las oportunidades laborales vuelve más costoso el nacimiento de los hijos, consecuencia de los ingresos a los que se debe renunciar por dedicar menos tiempo al trabajo en el mercado y asumir las tareas de crianza y cuidado. La desigual forma en la que se distribuyen estas tareas dentro del hogar hace que estos costos sean particularmente relevantes para las mujeres. En este sentido, la literatura de *motherhood effects* muestra que la llegada de un hijo genera caídas significativas y persistentes en la participación laboral y en los ingresos de las mujeres, sin tener efectos en los varones. Para las mujeres, estos efectos se manifiestan tanto en el margen extensivo, a través de una salida del mercado laboral, como en el intensivo, mediante la reducción de las horas dedicadas al trabajo remunerado, para quienes se mantienen ocupadas. Asimismo, se observa una reasignación hacia empleos más flexibles, arreglos informales y sectores que facilitan la compatibilización entre trabajo remunerado en el mercado y tareas de cuidado en el hogar. Todo esto hace que los ingresos de las mujeres caigan con la llegada del primer hijo, mientras que los de los varones no se ven afectados (Berniell et al., 2021, 2023; Marchionni & Pedrazzi, 2023; Querejeta Rabosto, 2020; Aguilar-Gomez et al., 2026; Cortés & Pan, 2020; Kleven et al., 2019; Kleven, 2022).

Estos efectos sugieren que los costos de oportunidad asociados a la maternidad son un elemento clave para entender cómo las mejoras en las perspectivas laborales pueden afectar de formal diferencial las decisiones de fecundidad de mujeres y varones. En particular, y en contraposición con el canal de mejora de los ingresos y derechos laborales, el efecto sustitución dado por el mayor costo de oportunidad puede desincentivar la fecundidad o inducir a la postergación del momento de nacimiento de los hijos.

El efecto neto que una mejora en las oportunidades de empleo tenga en la fecundidad dependerá de la magnitud de los dos mecanismos descriptos anteriormente, que operan en sentidos opuestos. En principio, no habría razones para suponer que el efecto ingreso (EI) difiera, al menos en términos absolutos, entre géneros, por lo que podría plantearse que $EI_M \approx EI_V$. Respecto del efecto sustitución (ES), en cambio, tendría sentido plantear que es mayor para las mujeres. Como se mencionó, la crianza de los hijos demanda tiempo, que deja de destinarse al mercado laboral, y estas tareas son particularmente asumidas por las madres. Sería esperable, entonces, que $|ES_M| > |ES_V|$. El efecto neto se obtiene de la comparación entre el EI, que es positivo y favorece el nacimiento de los hijos, y el ES, que es negativo, y lo desalienta. De esta manera, un mayor peso del EI (> 0) por sobre el ES (< 0), ($EI + ES > 0$), llevaría a un aumento de la fecundidad, mientras que lo opuesto ($EI + ES < 0$) llevaría a una reducción de la fecundidad[11].

La literatura que estudia los efectos de cambios exógenos en las oportunidades de em-

[11] La relevancia de cada efecto para una misma persona, además, puede variar con el tiempo, dependiendo de variables como la edad, el nivel educativo, el momento de desarrollo de la carrera profesional, entre otras.

pleo e ingresos sobre la fecundidad encuentra resultados dispares para varones y mujeres. Un grupo de trabajos analiza los resultados ante cambios positivos a nivel macroeconómico. Schultz (1985) muestra que un aumento en el salario relativo de las mujeres respecto de los varones en Suecia, consistente con un aumento en el costo de oportunidad de maternar, lleva a una reducción en la fecundidad. Schaller (2016) construye índices que explotan la variación transversal en la composición sectorial, cambios en la composición por género y nivel educativo dentro de los sectores, y el crecimiento del empleo sectorial para Estados Unidos, y encuentra que mejoras en las perspectivas laborales de las mujeres reducen las tasas de nacimiento locales, mientras que lo opuesto ocurre ante mejoras en el empleo masculino. En la misma línea, Simanainen (2024) encuentra que un esquema que incrementa los retornos al trabajo en Finlandia reduce la probabilidad de tener hijos entre las mujeres tratadas, mientras que aumentos en el ingreso del hogar cuando el cambio afecta a sus parejas tiene el efecto contrario.

Otra serie de trabajos estudia los efectos del desempleo en la fecundidad. Aksoy (2016) analiza resultados partiendo de condiciones del mercado laboral, explotando las tasas de desempleo local en Inglaterra y encuentra que un mayor desempleo en mujeres se asocia con más nacimientos, mientras que lo opuesto se observa para el caso de los varones. Del Bono et al. (2012, 2015), por su parte, estudian efectos en la fecundidad ante cambios exógenos a nivel individual, explotando el cierre de fábricas en Austria, y encuentran que la pérdida del empleo en las mujeres se asocia con una menor fecundidad como consecuencia de la interrupción en su carrera laboral, con efectos más marcados para las mujeres que tenían empleos calificados. Andersen & Ozcan (2021), utilizando la misma estrategia para Dinamarca, encuentran que el desempleo aumenta la fecundidad en mujeres y la reduce en los varones, aunque esto último no se mantiene con la inclusión de controles.

Finalmente, otro grupo de trabajos estudia cambios positivos en las oportunidades de empleo a nivel individual en países en desarrollo. Jensen (2012) encuentra que una intervención de asignación aleatoria que ofrece apoyo en la búsqueda de empleo a mujeres jóvenes solteras en India aumenta la probabilidad de que las tratadas consigan un empleo y reduce la fecundidad real y deseada respecto del grupo de control. Novella & Ripani (2015) hallan que Juventud y Empleo, un programa de entrenamiento vocacional y de habilidades blandas para jóvenes de República Dominicana, también de asignación aleatoria, reduce la probabilidad de embarazo adolescente, particularmente para quienes no eran madres y entre las jóvenes de nivel socioeconómico más vulnerable.

En resumen, la evidencia sugiere que los cambios positivos en las oportunidades de empleo reducen y/o retrasan la fecundidad en las mujeres, mientras que los cambios negativos tienen resultados menos concluyentes[12]. En el caso de los varones, aunque desde la teoría es válido suponer que el nacimiento de hijos podría también llevar a una reducción

[12]El punto de partida (empleo o desempleo) es relevante en la definición de qué efecto (EI o ES) se impone sobre el otro. En este sentido, el cambio de un estado de empleo a uno desempleo no necesariamente es análogo a la transición de desempleo a empleo, de la misma forma que las personas empleadas no necesariamente son comparables con las personas desempleadas, y esto puede afectar a los resultados sobre fecundidad (Bhalotra et al., 2023).

del tiempo dedicado al trabajo en el mercado, la evidencia sugiere que esto no ocurre, como sí se da en las mujeres. La literatura sí encuentra con mayor claridad un vínculo positivo entre empleo (e ingresos) y fecundidad en varones, tanto en el caso de aumentos en el empleo (e ingresos), que llevan a mayor fecundidad (Kearney & Wilson, 2018; Autor et al., 2019; Black et al., 2013; Simanainen, 2024) como en las pérdidas de estos, que llevan a menor fecundidad (Lindo, 2010; Aksoy, 2016; Andersen & Ozcan, 2021).

Finalmente, la magnitud de los efectos descriptos puede variar según el grado de dinamismo del mercado laboral. Los centros urbanos de mayor tamaño presentan mercados laborales más densos, con mayor cantidad y diversidad de oportunidades de empleo, lo que facilita el vínculo entre trabajadores y firmas, y favorece trayectorias laborales más dinámicas (De la Roca & Puga, 2017; Moretti, 2012). En este contexto, es esperable que los efectos laborales del programa sean mayores en grandes centros urbanos, en la medida en que la inserción laboral inicial ocurre en un entorno que ofrece mayores posibilidades de progreso y acceso a empleos de mayor calidad. Asimismo, el costo de oportunidad del tiempo dedicado a las tareas por fuera del mercado tiende a ser más elevado, dado el mayor retorno esperado a la participación laboral y a la acumulación de experiencia. Esto puede repercutir en la relevancia tanto del efecto ingreso como del efecto sustitución.

3. Datos y muestra

3.1. Datos

Este trabajo utiliza tres fuentes de datos administrativos. En primer lugar, se obtiene información de las fichas de inscripción al PPP correspondientes a las ediciones de 2012 y 2013. Estas fichas contienen datos sociodemográficos detallados en la línea de base[13] sobre los aspirantes a participar del programa que, entre otras variables, incluye el número de CUIL, la edad, el sexo, el nivel educativo, el estado civil, y si tienen hijos al momento de la inscripción (y, en caso afirmativo, cuántos hijos tienen). También contienen datos sobre la empresa a la cual se postulan para realizar la pasantía: el número de CUIT, el sector de actividad, la cantidad de empleados registrados, la cantidad de postulaciones al PPP recibidas por la empresa, la dirección y el municipio en el que se encuentra ubicada, entre otras. Además, y fundamental para este trabajo, las fichas permiten distinguir a las personas que resultaron seleccionadas por sorteo para participar del programa de las que no fueron seleccionadas, y esto posibilita asignar a los aspirantes a un grupo de tratamiento o control, respectivamente.

En segundo lugar, se trabaja con registros administrativos del Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA) para el período 2010–2023. Estos datos proveen información laboral mensual nominalizada sobre los individuos y permiten conocer si los aspirantes al PPP tienen un empleo registrado en una empresa formal del sector privado en ese período y, en ese caso, la remuneración mensual percibida[14].

[13] Al momento de la inscripción al programa, durante el mes previo al inicio de la pasantía.

[14] El período cubierto por esta base de datos permite seguir las trayectorias laborales de los inscriptos

Finalmente, se utiliza una base de datos que permite identificar vínculos familiares registrados en la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES), para el período 2000–2024. Además de asociar a madres y padres con sus hijos/as, la base contiene sus fechas de nacimiento. Con esto, se puede conocer si los aspirantes al PPP tenían hijos antes del momento de la inscripción, si los tuvieron hasta 10 años luego de haber finalizado la edición del programa, y en qué momento nacieron.[15][16] [17]

3.2. Muestra

Para estimar los efectos de interés se estudian las ediciones 2012 y 2013 del Programa Primer Paso. La edición 2012 registró 21.758 personas inscriptas en la modalidad de entrenamineto, de las cuales 7.265 resultaron elegidas para participar del programa (33,4 % del total) y 14.493 quedaron fuera del cupo y conforman el grupo de control (66,6 %). La edición 2013 recibió un total de 25.713 aspirantes y tuvo 7.377 beneficiarios (28,7 %), mientras que 18.336 quedaron fuera del programa (71,3 %)[18].

A los efectos de conformar una muestra de mayor tamaño y aumentar el poder estadístico de las estimaciones se agrupa a los beneficiarios de ambas ediciones, por un lado, y a los no beneficiarios, por otro, de forma que se tiene un único grupo de tratamiento y otro de control. En la construcción de esta muestra total se tiene en cuenta que las personas no beneficiarias de la edición 2012 del programa pueden optar por volver a inscribirse en ediciones de años subsiguientes. En estos casos, para mantener una única observación por individuo, se considera únicamente la asignación al tratamiento o al control de la edición de 2012[19]. La muestra final se compone de un total de 45.051 aspirantes, de los cuales 13.928 (30,9 %) son beneficiarios y 31.123 no beneficiarios del programa (69,1 %).

El Cuadro 1 presenta estadísticas descriptivas en la línea de base para la muestra total.

a la edición 2012 del PPP hasta 10 años luego de finalizado el programa (en mayo de 2013), y hasta 9 años para el caso de los inscriptos a la edición 2013 (en mayo de 2014). Con el objetivo de cubrir la evolución del empleo para una misma cantidad de años para ambos grupos, los resultados laborales se analizan hasta 9 años post-programa para toda la muestra.

[15] De manera análoga a lo mencionado para la base de registros administrativos de SIPA, esta base de datos brinda información sobre el nacimiento de hijos hasta 11 años post-programa para los participantes de la edición 2012, y de hasta 10 años post-programa para los participantes de la edición 2013. En este caso, se opta por cubrir hasta 10 años post-programa para el estudio de los resultados en fecundidad.

[16] La Figura 8.2 del Anexo muestra que la información contenida en esta base es un buen reflejo del total de nacimientos registrados por año en el país. Así surge de la comparación con las estadísticas vitales que publica el Ministerio de Salud de la Nación de Argentina (Ministerio de Salud de la Nación, Dirección de Estadística e Información en Salud (DEIS), sf).

[17] El 85 % de los individuos identificados como hijos en la base de relaciones parentales se vincula con dos progenitores, mientras que el 15 % restante se asocia a 1 solo progenitor (Figura A.2 del Anexo). Descontando posibles errores de carga o información faltante, esto podría explicarse por la existencia de hogares monoparentales.

[18] Se excluye de la muestra a los inscriptos en municipios del Noroeste cordobés, donde el programa adopta características diferentes al resto de la provincia (como la posibilidad de realizar la pasantía en empresas del sector informal).

[19] Un total de 2.420 personas inscriptas en la edición 2012 (11,1 % de los inscriptos ese año) volvieron a anotarse en la edición 2013, luego de no haber resultado seleccionadas. De ese total, 709 personas fueron elegidas, por sorteo, en el segundo intento. La decisión de considerar a estos casos como parte del grupo de control es, en principio, una estrategia conservadora, dado que implicaría, si algo, subestimar los efectos del tratamiento.

Como se observa en la columna 1, el 56,4 % de las personas aspirantes a las ediciones 2012 y 2013 del programa tomadas en conjunto son mujeres. Al momento de la inscripción, la edad promedio es de 20 años, que el 94,3 % eran solteros/as y el 12,3 % tenía hijos/as. También, que el 66,8 % postuló al programa de forma manual[20], que el 60,6 % de los aspirantes de más de 17 años terminó la secundaria y que el 7,7 % de los mayores de 20 años culminó la educación terciara o universitaria. Finalmente, los aspirantes registraron 0,04 meses de empleo formal en los 6 meses previos al inicio del programa (equivalente a 1,2 días), sugiriendo un alto cumplimiento de dicho criterio de elegibilidad.

La lectura desagregada por género muestra que las mujeres que aplican al PPP son aproximadamente 1 año más grandes en promedio que los varones, que un menor porcentaje de ellas se encontraba solteras, y que el porcentaje de las que tenían hijos a cargo era mayor que para los varones (18,3 % vs. 4,6 %). Además, las mujeres tienen un nivel educativo más alto, con una brecha de género de 18,0 p.p. en la culminación de la secundaria, mientras que la diferencia de género en la finalización de la educación superior es de 5,2 p.p. Estas diferencias en el nivel educativo entre mujeres y varones serán consideradas en la evaluación de los resultados[21].

La columna 2 del Cuadro 1 muestra las diferencias entre el grupo de tratamiento y control para las variables previamente descriptas. La asignación aleatoria al programa garantiza el balance de las características entre los grupos. Una excepción es en la composición por género: el grupo de tratados tiene 1,8 p.p. menos de mujeres que el grupo de control. También se observa una pequeña diferencia en el empleo formal previo al inicio del programa, para el total de la muestra. Sin embargo, estos valores pueden considerarse desestimables al ser prácticamente iguales a cero, a la vez que pierden significatividad estadística al separar la muestra para varones y mujeres.

El Cuadro A.1 en el Anexo muestra que la composición etaria y por género es análoga para la submuestra de las personas inscriptas en Córdoba Capital, donde hay una menor proporción de mujeres con hijos previo al PPP (15,7 %) y mayor proporción de solteras (94,4 %), más graduados de la educación secundaria (64,0 %) y menor aplicación manual al programa (56,7 %). Los cuadros A.2 y A.3, también en el Anexo, muestran los balances para las submuestras de quienes no tenían hijos al momento de la inscripción (para el total de Córdoba y para Córdoba Capital, respectivamente). Nuevamente, los resultados son similares, aunque destaca un mayor balance de género, un mayor porcentaje de solteros y graduados de la educación secundaria.

Finalmente, el Cuadro A.4 muestra los balances para las submuestras por nivel educativo, para el total provincial y Córdoba Capital, y el Cuadro A.5 exhibe lo propio para el caso de las personas sin hijos previo al PPP. Destaca que quienes culminaron la educación secundaria tienen mayor edad en promedio, hay un mayor porcentaje de mujeres,

[20] Los aspirantes al PPP tenían la alternativa de completar la ficha de inscripción y postularse al programa de forma virtual.

[21] Se incorporará una variable binaria de finalización de los estudios secundarios como control en especificaciones alternativas a las regresiones principales, a la vez que se estudiarán efectos heterogéneos de los resultados de fecundidad por nivel educativo.

Cuadro 1: Tabla de balances

	Media (Control)	Diferencia (T-C)	SE	N
	(1)	(2)	(3)	(4)
Total				
Mujer	0,564	-0,018***	0,005	45.051
Edad (en años)	20,272	0,016	0,025	45.051
Soltero	0,943	0,002	0,002	45.051
Tiene hijos/as	0,123	0,001	0,003	45.051
Graduado/a de secundaria	0,606	0,007	0,005	38.934
Graduado/a de educación superior	0,077	0,004	0,004	19.514
Aplicación manual	0,668	0,005	0,005	45.051
Total de meses con empleo registrado en los últimos 6 meses	0,044	0,006*	0,003	45.051
Mujeres				
Edad (en años)	20,608	0,034	0,034	25.046
Soltera	0,926	0,004	0,004	25.046
Tiene hijos/as	0,183	0,004	0,005	25.046
Graduada de secundaria	0,682	0,011	0,007	22.217
Graduada de educación superior	0,096	0,005	0,006	12.396
Aplicación manual	0,684	-0,001	0,006	25.046
Total de meses con empleo registrado en los últimos 6 meses	0,034	0,005	0,004	25.046
Varones				
Edad (en años)	19,839	0,024	0,036	20.005
Soltero	0,965	-0,001	0,003	20.005
Tiene hijos/as	0,046	0,002	0,003	20.005
Graduado de secundaria	0,502	0,010	0,008	16.717
Graduado de educación superior	0,044	0,003	0,005	7.118
Aplicación manual	0,649	0,012*	0,007	20.005
Total de meses con empleo registrado en los últimos 6 meses	0,056	0,006	0,005	20.005

Nota: Los valores corresponden a la muestra completa, que considera a las ediciones 2012 y 2013 del programa. A excepción de la variable de total de meses en empleo formal entre los últimos 6 meses, el resto de las variables se miden al momento de la inscripción al PPP. La columna (2) reporta la diferencia de medias entre los grupos de tratamiento (T) y control (C), estimada a partir del coeficiente τ de la regresión $Y_i = \alpha + \tau PPP_i + \gamma X_i + \psi PPP13_i + u_i$, donde Y_i es la característica del individuo i en la línea de base, PPP_i es una variable binaria que vale 1 si el indivudo fue elegido beneficiario del programa y 0 si no fue sorteado, X es un vector de variables que afectan la probabilidad de ser asignado al tratamiento (tamaño de la firma a la que se postula para realizar la pasantía, número de fichas recibidas por la firma, efectos fijos por departamentos y número de fichas enviadas por el individuo) y $PPP13$ controla por efectos fijos de la edición. La columna (3) reporta los errores estándar robustos. *** $p < 0{,}01$; ** $p < 0{,}05$; * $p < 0{,}1$.

una menor proporción de aplicantes con hijos previo a la inscripción y menor aplicación al programa de forma manual.

4. Metodología

La participación en el PPP se define de manera aleatoria, mediante sorteo público. Esta forma de asignación al tratamiento da lugar a un escenario experimental ideal para identificar efectos causales del programa en las variables de interés, a partir de la comparación de los resultados para el grupo de beneficiarios respecto del grupo de no beneficiarios.

Definamos Y_{1i} y Y_{0i} como el resultado de interés para el individuo i con y sin tratamiento. El resultado promedio para el primer grupo, de tratados, es igual al promedio de los resultados observados para las personas a las que, aleatoriamente, les fue asignada la participación al PPP. Por otra parte, el resultado contrafáctico puede estimarse a partir del promedio de los resultados observados para las personas que, también aleatoriamente, no resultaron seleccionadas como beneficiarias del programa.

De esta forma, el efecto causal del programa resulta de

$$\tau_t = E[Y_{1it} - Y_{0it}] = E[Y_{it}|PPP_i = 1] - E[Y_{it}|PPP_i = 0], \quad t = 6, 12, ..,120 \qquad (1)$$

donde $PPP_i = 0, 1$ es una variable binaria que vale 1 si el individuo i fue seleccionado como beneficiario de manera aleatoria y 0 en caso contrario.

El parámetro τ_t, asociado a cada resultado de interés, se estima mediante regresiones de Mínimos Cuadrados Ordinarios del siguiente modelo:

$$Y_{it} = \alpha + \tau_t PPP_i + \gamma X_i + \phi Z_i + \psi PPP13_i + u_{it}, \qquad (2)$$

donde Y_{it} es el resultado de interés para el individuo i: (i) tener un empleo registrado en el mes t post-programa (variable binaria que vale 1 si el individuo tiene un empleo registrado y 0 en caso contrario); (ii) nacimiento de al menos 1 hijo 10 años luego de finalizada la edición del PPP en la que se inscribió (t=120); (iii) nacimiento de un primer hijo 10 años luego de finalizada dicha edición del PPP (t=120); (iv) nacimiento de un hijo (o primer hijo) en los primeros t meses luego de finalizada la edición del PPP. X es un vector de variables que afectan la probabilidad de asignación al tratamiento: tamaño de planta de la empresa a la que aplica el individuo, número total de solicitudes recibidas por la empresa, número total de fichas enviadas por el individuo, y efectos fijos por departamento. Estas variables se incorporan para reflejar la estratificacion en la aleatorización, que los individuos pueden enviar tantas solicitudes como deseen y la existencia de cuotas departamentales y a nivel de firma. Finalmente, Z es un vector de variables de control: sexo, edad y secundaria completa, y $PPP13$ se incluye para controlar por efectos fijos de la edición del programa.

La estimación de los efectos de interés se realiza respetando la asignación original al tratamiento. Esto es, las personas sorteadas para participar en el programa pertenecen al grupo de tratamiento y las no seleccionadas al grupo de control, ya sea que hayan realizado la pasantía o no. Aunque no todos los individuos elegidos por sorteo participaron efectivamente del programa, el porcentaje de quienes sí lo hicieron es muy alto, alcanzando 95 % para la muestra total. A su vez, los individuos que no fueron originalmente elegidos como beneficiarios pero participaron del programa (*crossovers*) representan un 2,7 % del total. En consecuencia, dada que la asignación no es perfecta, las estimaciones deben interpretarse como efectos de intención de tratamiento (ITT).

5. Resultados

Esta sección presenta los principales resultados del trabajo. En la subsección 5.1 se analizan los efectos del Programa Primer Paso sobre el empleo registrado en el largo plazo, considerando un horizonte de hasta nueve años posteriores a su finalización. La subsección 5.2 examina su impacto sobre resultados de fecundidad. En primer lugar, se estima el efecto del programa sobre la probabilidad de tener un hijo 10 años luego de finalizada la edición a la que se postuló, y se distinguen los casos de los nacimientos de los primeros hijos. En segundo lugar, se analizan los efectos sobre el momento de ocurrencia de los nacimientos, nuevamente diferenciando el caso de los primeros hijos. Los resultados se presentan tanto para el total de la provincia de Córdoba como para la submuestra de individuos inscriptos en Córdoba Capital, el principal centro urbano provincial[22].

5.1. Efectos del PPP en el empleo registrado

El Cuadro 2 muestra que los participantes de las ediciones 2012 y 2013 del PPP tienen una mayor probabilidad de acceder a un empleo registrado en el corto, mediano y largo plazo, en línea con lo documentado por Berniell & de la Mata (2017, 2026) para la primera de estas ediciones. Como se observa en el panel A, un año después de finalizado el programa esta probabilidad es 5,6 p.p. más alta para la muestra total de tratados, lo que equivale a una diferencia de 38,4 % respecto de la media para el grupo de control, cuya probabilidad es de tener un empleo es de 14,6 %. El efecto se mantiene positivo y estadísticamente significativo cinco años después de finalizado el programa, con una brecha de 4,6 p.p. (16,2 % respecto del grupo de control), y también a los nueve años, cuando alcanza 3,4 p.p. (10,6 %).

La desagregación por género revela resultados heterogéneos, con impactos mayores para las mujeres. Un año después de finalizado el PPP, la probabilidad de acceder a un empleo privado registrado es 6,1 p.p. superior para las tratadas respecto a sus pares

[22] Al igual que en el resto del trabajo, los resultados que se presentan en esta sección corresponden a la muestra total de las ediciones 2012 y 2013, pero se mantienen al evaluar las ediciones por separado, aunque con menor poder estadístico.

en el grupo de control, mientras que entre los varones la diferencia es de 4,5 p.p. Las brechas se amplifican en términos relativos respecto del grupo de control (54,9 % y 23,6 %, respectivamente), dado que las mujeres parten de una menor probabilidad de tener un empleo registrado que los varones. En el largo plazo, los efectos se mantienen positivos para ambos grupos, aunque se reducen en magnitud, especialmente entre los varones; a los nueve años de concluida la edición, el efecto estimado para las mujeres alcanza 4,6 p.p. (16,8 %), y en los varones se ubica en 1,5 p.p. (3,8 %). El Cuadro A.6 del Anexo muestra que los coeficientes mantienen su magintud y significatividad al incorporarse controles de edad y nivel educativo.

Cuadro 2: Efecto del PPP en el empleo registrado

	Total		Mujeres		Varones	
	Media (C)	(T-C)	Media (C)	(T-C)	Media (C)	(T-C)
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A. Total Córdoba						
1 año post PPP	0,146	0,056***	0,111	0,061***	0,191	0,045***
		(0,004)		(0,005)		(0,006)
5 años post PPP	0,284	0,046***	0,236	0,054***	0,346	0,030***
		(0,005)		(0,006)		(0,007)
9 años post PPP	0,320	0,034***	0,274	0,046***	0,378	0,015**
		(0,005)		(0,006)		(0,007)
Observaciones	45.051		25.046		20.005	
Panel B. Córdoba Capital						
1 año post PPP	0,144	0,073***	0,119	0,068***	0,174	0,075***
		(0,006)		(0,008)		(0,009)
5 años post PPP	0,304	0,040***	0,269	0,045***	0,345	0,032***
		(0,007)		(0,010)		(0,011)
9 años post PPP	0,326	0,029***	0,296	0,032***	0,361	0,024**
		(0,007)		(0,010)		(0,011)
Observaciones	18.946		10.077		8.869	

Nota: Las columnas (1), (3) y (5) muestran la probabilidad promedio de tener empleo registrado para el grupo de control (C), para el total de la muestra, las mujeres y los varones, respectivamente. Las columnas (2), (4) y (6) reportan la diferencia de medias entre los grupos de tratamiento (T) y control (C) para cada uno de esos grupos. La diferencia T-C representa la estimación del coeficiente τ_t de la regresión $Y_{it} = \alpha + \tau_t PPP_i + \gamma X_i + \psi PPP13_i + u_{it}$, donde Y_{it} es una variable binaria que toma valor 1 si el individuo tiene empleo registrado en el mes t de referencia y 0 en caso contrario. Los valores se calculan para los meses 12, 60 y 108 luego de finalizada la edición del PPP, utilizando la muestra total que agrupa las ediciones 2012 y 2013 del programa. PPP_i es una variable binaria que vale 1 si el indivudo fue elegido beneficiario del programa y 0 si no fue sorteado, X es un vector de variables que afectan la probabilidad de ser asignado al tratamiento (tamaño de la firma a la que se postula para realizar la pasantía, número de fichas recibidas por la firma, efectos fijos por departamentos y número de fichas enviadas por el individuo) y $PPP13$ controla por efectos fijos de la edición. Los errores estándar son robustos. *** $p < 0{,}01$; ** $p < 0{,}05$; * $p < 0{,}1$.

Adicionalmente, el panel B del Cuadro 2 muestra que los resultados laborales del programa son mayores, en el corto plazo, para los participantes de Córdoba Capital. En particular, un año luego de concluido el programa, la probabilidad de tener un empleo registrado aumenta en 7,3 p.p. (50,7 %), nuevamente con efectos relativos mayores en las mujeres (57,1 %) que en los varones (43,1 %). En el largo plazo, los efectos son algo menores que en el total de la provincia para las mujeres (10,8 % vs. 6,6 % en varones).

Los resultados presentados en esta sección brindan evidencia a favor de que el PPP tiene efectos en el empleo registrado desde el corto plazo, por lo que constituye una fuente de cambio exógeno positivo en las perspectivas laborales. En lo que sigue, se estudiará si el programa también tiene efectos sobre la fecundidad.

5.2. Efectos del PPP en la fecundidad

Esta sección analiza los efectos del PPP sobre los resultados de fecundidad. En primer lugar, la subsección 5.2.1 presenta los impactos sobre la probabilidad de tener hijos 10 años después de finalizado el programa, tanto para el total de la muestra como para la submuestra de individuos sin hijos al momento de la inscripción. En segundo lugar, la subsección 5.2.2 examina los efectos sobre el momento de ocurrencia de los nacimientos, incorporando la dimensión temporal en el análisis de las decisiones de fecundidad.

5.2.1. Probabilidad de tener un hijo 10 años luego del PPP

La participación en el PPP aumenta la probabilidad de tener hijos en el largo plazo. El panel A del Cuadro 3 muestra que las personas beneficiarias del programa tienen una probabilidad 1,3 p.p. mayor que las no beneficiarias de tener un hijo 10 años luego de finalizada la edición a la que postularon, una diferencia de 3,9 % en términos relativos respecto del grupo de control. El resultado es impulsado por los efectos en los varones, que triplican a los de las mujeres en términos relativos (6,8 % vs. 2,2 %, respectivamente, con efectos absolutos de 2,1 p.p. y 0,8 p.p, como muestran las columnas 5 y 3 del Cuadro 3). Para las mujeres, además, el efecto no es estadísticamente significativo. Las conclusiones se mantienen cuando se controla por edad y nivel educativo (columnas 2, 4 y 6 del Cuadro 3), mientras que los efectos se reducen levemente y pierden significatividad estadística al restringir la muestra a los inscriptos en Córdoba Capital.

Al considerar la submuestra de individuos sin hijos al momento de la inscripción, los efectos son análogos (panel B). La participación en el programa incrementa la probabilidad de tener un primer hijo en 1,5 p.p. en el total provincial, nuevamente con efectos mayores para los varones (2,2 p.p.) que para las mujeres (1,3 p.p., no significativo para la especificación sin controles). Esto también implica, para este caso, un efecto relativo de más del doble para los varones que para las mujeres (6,9 % vs. 3,0 %). En Córdoba Capital, los efectos vuelven a atenuarse y pierden significatividad en ambas especificaciones para el caso de las mujeres, pero la mantienen para los varones, a la vez que la heterogeneidad por género se amplía.

Cuadro 3: Efectos del PPP en fecundidad

	Total		Mujeres		Varones	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A. Probabilidad de tener un hijo/a 10 años luego de finalizado el PPP						
Total Córdoba						
Tratamiento	0,013***	0,014***	0,008	0,008	0,021***	0,022***
SE	(0,005)	(0,005)	(0,007)	(0,007)	(0,007)	(0,007)
Media (Control)	0,333	0,333	0,353	0,353	0,306	0,306
Observaciones	45.051	45.051	25.046	25.046	20.005	20.005
Córdoba Capital						
Tratamiento	0,011	0,011	0,007	0,006	0,017	0,016
SE	(0,007)	(0,007)	(0,010)	(0,010)	(0,010)	(0,010)
Media (Control)	0,318	0,318	0,355	0,355	0,297	0,297
Observaciones	18.946	18.946	10.077	10.077	8.869	8.869
Panel B. Probabilidad de tener primer hijo/a 10 años luego de finalizado el PPP						
Total Córdoba						
Tratamiento	0,015***	0,018***	0,013	0,014*	0,022***	0,023***
SE	(0,005)	(0,005)	(0,008)	(0,008)	(0,007)	(0,007)
Media (Control)	0,379	0,379	0,432	0,432	0,321	0,321
Observaciones	39.502	39.502	20.436	20.436	19.066	19.066
Córdoba Capital						
Tratamiento	0,012	0,013*	0,007	0,008	0,020*	0,018*
SE	(0,008)	(0,008)	(0,012)	(0,012)	(0,011)	(0,011)
Media (Control)	0,354	0,354	0,398	0,398	0,310	0,310
Observaciones	16.982	16.982	8.497	8.497	8.485	8.485
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí

Nota: Los valores se calculan para la muestra total que agrupa las ediciones 2012 y 2013 del programa. Los coeficientes reportados corresponden a τ_t en la regresión $Y_{it} = \alpha + \tau_t PPP_i + \gamma X_i + \phi Z_i + \psi_t PPP13_i + u_{it}$, donde Y_{it} indica si el individuo tuvo un hijo 10 años luego de la finalización del programa ($t = 120$). PPP_i es una variable binaria que vale 1 si el individuo fue elegido beneficiario del programa y 0 si no fue sorteado, X es un vector que incluye variables que afectan la asignación al tratamiento (tamaño de la firma a la que se postula para realizar la pasantía, número de fichas recibidas por la firma, efectos fijos por departamentos y número de fichas enviadas por el individuo), Z incluye controles individuales de género, edad y secundaria completa, y $PPP13$ controla por efectos fijos de la edición. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0{,}01$; ** $p < 0{,}05$; * $p < 0{,}1$.

El estudio de los resultados por nivel educativo sugiere que los efectos son mayores para las personas que no culminaron los estudios secundarios (Tabla A.7 del Anexo), quienes muestran una probabilidad de tener hijos 6,5 % (2,2 p.p.) mayor a la del grupo de control. También en este caso los efectos son traccionados por los varones, cuya diferencia con el grupo de control llega a 9,4 % (3,3 p.p.). En las mujeres no se observan efectos significativos hacia el año 10 post-programa tampoco para este grupo.

En síntesis, los participantes del PPP presentan una probabilidad mayor de tener un hijo 10 años luego de la finalización del programa. El efecto en los varones triplica el observado en las mujeres en términos relativos y, aunque ellas presentan resultados positivos, en casi todos los casos no resultan estadísticamente significativos. Los efectos en varones son, además, mayores entre los que no finalizaron la secundaria.

Las estimaciones presentadas en el Cuadro 3 capturan el efecto acumulado en el horizonte considerado, pero no permiten caracterizar su evolución temporal ni el momento de ocurrencia de los nacimientos. La siguiente subsección analiza la dinámica de esta probabilidad a lo largo de los 10 años posteriores al programa, examinando si existen efectos diferenciales en el momento de nacimiento y distinguiendo las trayectorias para mujeres y varones.

5.2.2. Momento del nacimiento

La Figura 1 presenta la evolución del efecto del programa sobre la probabilidad de tener un hijo durante los 120 meses posteriores a la finalización del PPP, con una frecuencia semestral y para el total de inscriptos en la provincia de Córdoba. El panel superior muestra los resultados para el total de mujeres (1a) y varones (1b), mientras que el panel inferior presenta los correspondientes a la submuestra de individuos sin hijos al momento de la inscripción, también para mujeres (1c) y varones (1d).

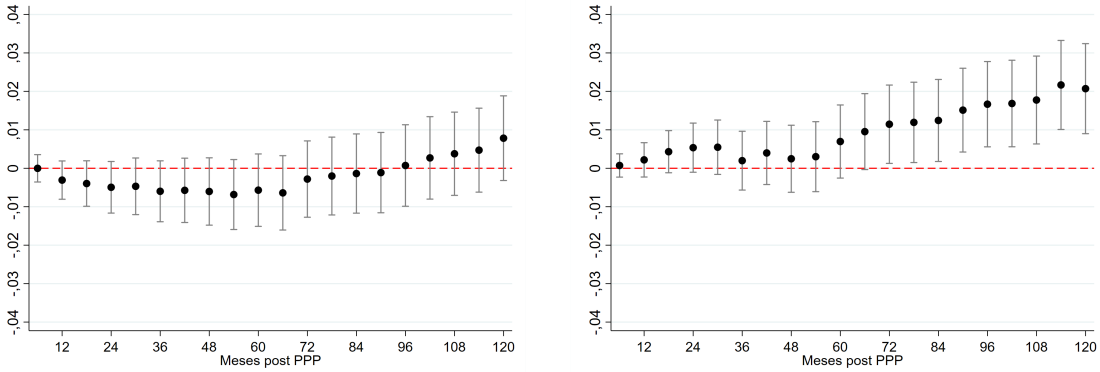
Las trayectorias difieren por género en ambos casos. Entre las mujeres beneficiarias, la probabilidad de tener un hijo en los primeros años posteriores al programa es menor que para las del grupo de no tratadas, aunque los efectos no resultan estadísticamente significativos. En contraste, entre los varones, dicha probabilidad es sistemáticamente mayor que en el grupo de control, y los efectos adquieren significatividad estadística luego de seis años de finalizado el programa. La Figura A.3 del Anexo muestra que estos resultados se mantienen al incorporar controles por edad y nivel educativo.

Las diferencias por género se acentúan al restringir la muestra a los inscriptos en Córdoba Capital (Figura 2). En este caso, las mujeres que participaron del programa también presentan inicialmente una menor probabilidad de tener hijos que las no beneficiarias, pero con efectos estadísticamente significativos entre el segundo y cuarto año luego de finalizado el PPP. Este efecto negativo pierde significatividad a partir del quinto año y se torna positivo (aunque no significativo) hacia el final del período analizado. Entre los varones, en cambio, los efectos son consistentemente positivos y crecientes, alcanzando significatividad estadística desde los primeros años posteriores al programa. Estos patrones se

mantienen al incluir controles por edad y nivel educativo (Figura A.4 del Anexo).

En conjunto, los resultados sugieren que la participación en el PPP incrementa la probabilidad de tener hijos en los varones desde los primeros años posteriores al programa. Para las mujeres, en cambio, la dinámica es no monótona: se observa una menor probabilidad inicial de tener un hijo, que se disipa en el mediano plazo y comienza a revertirse hacia el final del período. En este sentido, la evidencia sugiere que el PPP demoraría el momento de ocurrencia de los nacimientos en el caso de las mujeres. Estos resultados se observan con mayor claridad para los inscriptos en Córdoba Capital.

Figura 1: Probabilidad de tener un hijo/a luego del PPP



(a) Mujeres

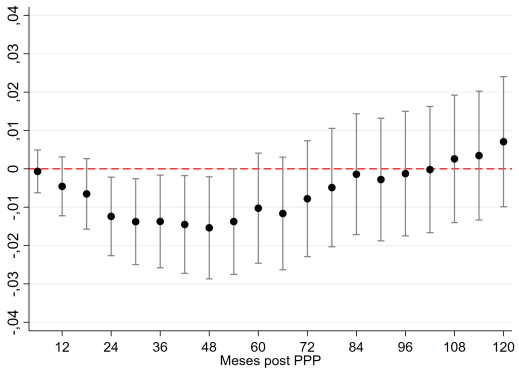
(b) Varones

(c) Mujeres – Primer hijo/a

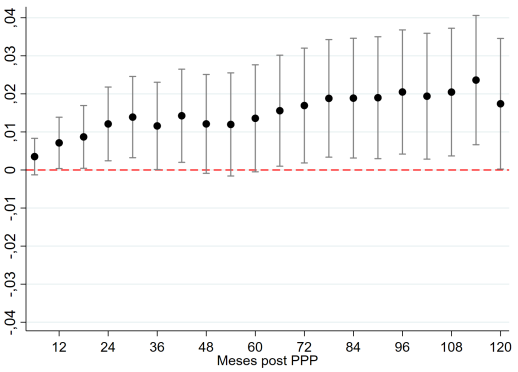
(d) Varones – Primer hijo/a

Nota: Los coeficientes surgen de estimar τ_t mediante la regresión $Y_{it} = \alpha + \tau_t PPP_i + \gamma X_i + \psi PPP13_i + u_{it}$, donde Y_{it} es una variable binaria que vale 1 si la persona tiene un hijo en el mes t posterior a la finalización del programa, con $t = 6, 12, 18, ..., 120$. PPP_i es una variable binaria que vale 1 si el indivudo fue elegido beneficiario del programa y 0 si no fue sorteado, X es un vector que incluye variables que afectan la asignación al tratamiento (tamaño de la firma a la que se postula para realizar la pasantía, número de fichas recibidas por la firma, efectos fijos por departamentos y número de fichas enviadas por el individuo), y $PPP13$ controla por efectos fijos de la edición. Los paneles (a) y (b) muestran los resultados para el total de los inscriptos a las ediciones 2012 y 2013. Los paneles (c) y (d) muestran los resultados para la submuestra de quienes no tenían hijos al momento de la inscripción. Las barras de error corresponden a intervalos de confianza al 90 %, construidos a partir de errores estándar robustos.

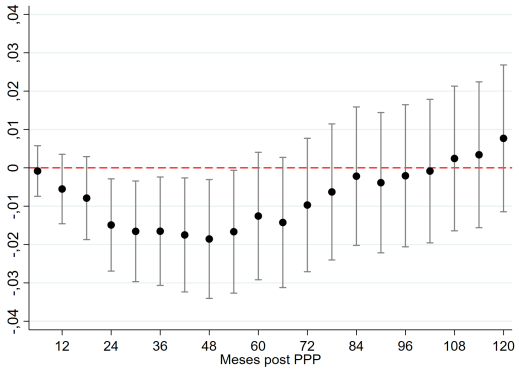
Figura 2: Probabilidad de tener un hijo/a luego del PPP (Córdoba Capital)



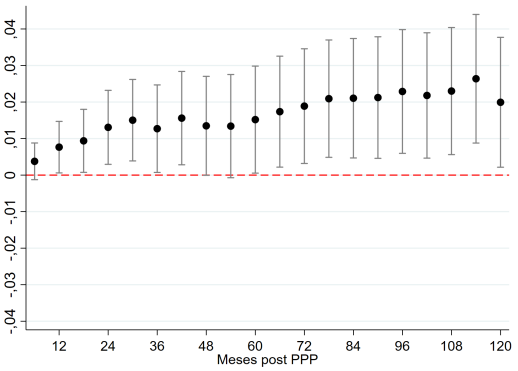
(a) Mujeres



(b) Varones



(c) Mujeres – Primer hijo/a



(d) Varones – Primer hijo/a

Nota: Los coeficientes surgen de estimar τ_t mediante la regresión $Y_{it} = \alpha + \tau_t PPP_i + \gamma X_i + \psi PPP13_i + u_{it}$, donde Y_{it} es una variable binaria que vale 1 si la persona tiene un hijo en el mes t posterior a la finalización del programa, con $t = 6, 12, 18, ..., 120$. PPP_i es una variable binaria que vale 1 si el indivudo fue elegido beneficiario del programa y 0 si no fue sorteado, X es un vector que incluye variables que afectan la asignación al tratamiento (tamaño de la firma a la que se postula para realizar la pasantía, número de fichas recibidas por la firma, efectos fijos por departamentos y número de fichas enviadas por el individuo), y $PPP13$ controla por efectos fijos de la edición. Los paneles (a) y (b) muestran los resultados para el total de los inscriptos a las ediciones 2012 y 2013. Los paneles (c) y (d) muestran los resultados para la submuestra de quienes no tenían hijos al momento de la inscripción. Las barras de error corresponden a intervalos de confianza al 90 %, construidos a partir de errores estándar robustos.

El diferimiento de los nacimientos de los hijos en el caso de las mujeres se observa con más claridad en las participantes con menor nivel educativo (secundaria incompleta). Las figuras A.5 y A.6 del Anexo presentan los resultados controlando por edad, y muestran que la probabilidad de que las participantes del PPP tengan un hijo luego del programa cae respecto de las no beneficiarias en los primeros años posteriores al programa, con coeficientes significativos entre los meses 42 y 60 post-programa. Luego, el efecto vuelve a perder significatividad estadística y se diluye con el tiempo. En el caso de los varones, en línea con los resultados generales, no se observan efectos de diferimiento del momento de los nacimientos, mientras que la evidencia sugiere que, en el largo plazo, la fecundidad aumenta en mayor medida entre los que tienen menor nivel educativo.

6. Mecanismos

Los resultados de la subsección 5.2.1 arrojan que la probabilidad de tener un hijo 10 años luego de finalizado el programa es positiva, con efectos mayores (y significativos) entre los varones. Esto es, que $EI_V + ES_V > EI_M + ES_M > 0$. Dicha desigualdad es compatible con varias situaciones subyacentes, que escapan de la medición de este trabajo. Asumiendo que $EI_V \approx EI_M$, como se postuló previamente, necesariamente debería ocurrir que $|ES_M| > |ES_V|$, en línea con lo propuesto por la teoría de la economía de la fecundidad y los resultados hallados en la literatura. Con esto, los patrones observados en este trabajo son también consistentes con una importancia relativa desigual del efecto ingreso y efecto sustitución para varones y mujeres.

Concretamente, el aumento en el costo de oportunidad de tener un hijo asociado a la mejora en las perspectivas laborales sería más relevante para las mujeres. Esto podría traducirse en una postergación de los nacimientos, especialmente del primero, hacia períodos donde el efecto ingreso compense al costo de oportunidad. En el caso de los varones, la menor relevancia del efecto sustitución da un mayor peso relativo al efecto ingreso que, según la evidencia para este trabajo, sería consistentemente mayor en términos absolutos al primero, a diferencia de lo observado para las mujeres. La sostenida predominancia del EI_V sobre el ES_V podría explicar por qué no se observan diferimientos en el momento del nacimiento para el caso de los varones participantes del PPP.

Los resultados para Córdoba Capital, por su parte, podrían asociarse a un mayor ES_M derivado de los mayores costos de oportunidad de la maternidad en grandes centros urbanos. En particular, la mayor densidad de los mercados laborales y sus retornos potenciales más elevados tienden a reforzar los incentivos a postergar la fecundidad. A esto se suma un elemento adicional que no es explorado en este trabajo y será agenda de futuras investifaciones: cómo la distancia al trabajo afecta a estas decisiones. En contextos urbanos, las mayores distancias y la congestión incrementan significativamente los tiempos de traslado. La evidencia documenta que existe de una compensación entre salario y distancia al empleo, en la medida en que los trabajadores aceptan trayectos más largos a cambio de mejores remuneraciones (Madden, 1981; Le Barbanchon et al., 2021). No obs-

tante, dichos tiempos compiten con otras actividades, entre ellas las tareas de cuidado, y esta compensación se resuelve de forma heterogénea por género: en promedio, las mujeres muestran una mayor preferencia por empleos cercanos, aun cuando ello implique menores salarios. En este marco, los mayores tiempos de traslado característicos de los grandes conglomerados elevan el costo total de participación laboral y pueden desincentivar la fecundidad o inducir a postergar los nacimientos.

La heterogeneidad que se observa en los resultados según el nivel educativo plantea la existencia de potenciales mecanismos adicionales a los efectos ingreso y sustitución. El programa aumenta la probabilidad de acceder a un empleo registrado y, junto con eso, garantiza derechos laborales como la cobertura de salud, pudiendo ampliar el uso de servicios de salud reproductiva entre las mujeres con menor nivel educativo, cuyo acceso posiblemente fuera menor que entre las más educadas antes de su participación en el programa. Además, el PPP podría generar efectos informativos y/o de pares en relación con los beneficios de posponer la maternidad, los cuales, en principio, podrían también estar más difundidos entre las mujeres con mayor nivel educativo. El estudio de estos posibles mecanismos queda también planteado como futura extensión del trabajo.

En conjunto, la evidencia muestra que el programa incrementa levemente la probabilidad de tener un hijo en el largo plazo, con un efecto traccionado por los varones. En este grupo, la menor relevancia de los costos de oportunidad asociados a la paternidad sugiere un predominio del efecto ingreso: el acceso a mejores oportunidades laborales se traduce en una mayor fecundidad, sin alterar sustantivamente el momento de los nacimientos. Para las mujeres, en cambio, los resultados sugieren que el PPP aumentaría la probabilidad de tener hijos en el acumulado de los 10 años post-programa, pero con impactos menores y no significativos para la mayoría de las especificaciones. Esto, junto con el análisis dinámico de los resultados de fecundidad que muestra caídas estadísticamente significativas en la probabilidad de nacimientos en los primeros años post-programa en comparación con las no tratadas, sugiere una mayor importancia del efecto sustitución en su caso, consistente con que la presencia de tensiones entre la consolidación de la trayectoria laboral y las responsabilidades de cuidado inducen a postergar los nacimientos.

7. Conclusión

Este trabajo analiza cómo una mejora exógena en las oportunidades laborales afecta los resultados de fecundidad de jóvenes de la provincia de Córdoba, Argentina. Aprovechando la asignación aleatoria al Programa Primer Paso, se identifican efectos causales de una mayor probabilidad de acceder a un empleo registrado sobre la probabilidad de tener hijos y sobre el momento de ocurrencia de los nacimientos.

Los resultados muestran que la participación en el PPP incrementa la probabilidad de tener un hijo 10 años luego de la finalización del programa en 1,3 puntos porcentuales. El efecto es impulsado por los varones, entre quienes el aumento en la fecundidad es mayor tanto en términos absolutos como relativos en comparación con las mujeres. Para

las mujeres, los efectos son más acotados en el largo plazo y, aunque positivos a los 10 años post-programa, no resultan estadísticamente significativos para la mayoría de las especificaciones consideradas. Cuando se consideran los nacimientos de primeros hijos, los efectos son levemente mayores.

El análisis dinámico revela diferencias de género en el momento de ocurrencia de los nacimientos de los hijos. Mientras que entre los varones la mayor probabilidad de tener un hijo para el grupo de tratados se manifiesta de manera sostenida en el período post-programa, en las mujeres se ve un patrón no monótono: aquellas que participaron del PPP muestran una menor probabilidad de tener hijos en los primeros años posteriores al programa que las del grupo de control, seguida de una convergencia en el mediano plazo, e incluso una reversión al final del período. Estos resultados sugieren que la participación en el PPP tiene efectos positivos sobre la fecundidad en el largo plazo en los varones, y que afecta la temporalidad de los nacimientos de hijos en el caso de las mujeres, al inducir una postergación de los mismos. Los efectos se observan con mayor claridad para la submuestra de inscriptos en Córdoba Capital.

En conjunto, los hallazgos son consistentes con la hipótesis de que mejoras en las oportunidades laborales afectan las decisiones de fecundidad mediante una resolución diferencial por género del *trade-off* entre el efecto ingreso positivo y el efecto sustitución negativo (dado, este último, por el aumento en el costo de oportunidad de tener un hijo) que se derivan del acceso al empleo. En particular, los resultados sugieren que el efecto ingreso tendría mayor importancia relativa para los varones, mientras que entre las mujeres el aumento en el costo de oportunidad asociado a la maternidad sería mayor, e incluso superior al efecto ingreso en el corto plazo, induciendo a una reconfiguración intertemporal de las decisiones reproductivas. Asimismo, los resultados para Córdoba Capital son consistente con la presencia de mercados laborales más dinámicos y con mayores costos de traslado hacia el puesto de trabajo, que podrían reforzar estos mecanismos. Finalmente, los mayores diferimentos se observan entre las mujeres con menor nivel educativo, mientras que los varones de ese grupo muestran los mayores aumentos en la probabilidad de tener un hijo en el largo plazo.

Desde una perspectiva de política pública, la evidencia sugiere que programas de inserción laboral juvenil pueden tener efectos de largo plazo más amplios que los usualmente considerados, afectando dimensiones centrales del bienestar individual y familiar. Esto refuerza la importancia de diseñar políticas que contemplen de manera integral la interacción entre trayectorias laborales y decisiones reproductivas, especialmente en contextos donde las desigualdades de género en el mercado de trabajo son más persistentes.

Referencias

Aguilar-Gomez, S., Arceo-Gomez, E., & De la Cruz Toledo, E. (2026). *Inside the black box of child penalties: Unpaid work and household structure.* Journal of Development Economics. 6, 9

Aksoy, C. G. (2016). The effects of unemployment on fertility: evidence from england. *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 16(2), 1123–1146. 6, 10, 11

Alzúa, M. L., Cruces, G., & Lopez, C. (2016). Long-run effects of youth training programs: Experimental evidence from argentina. *Economic inquiry*, 54(4), 1839–1859. 6

Andersen, S. H. & Ozcan, B. (2021). The effects of unemployment on fertility. *Journal of Population Economics*, 34(3), 789–827. 6, 10, 11

Autor, D., Dorn, D., & Hanson, G. (2019). When work disappears: Manufacturing decline and the falling marriage market value of young men. *American Economic Review: Insights*, 1(2), 161–178. 11

Becker, G. S. (1960). An economic analysis of fertility. In *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, volume 11 of *Universities-National Bureau Conference Series* (pp. 209–231). Princeton University Press. 4, 8

Becker, G. S. (1974). A theory of marriage: Part i. *Journal of Political Economy*, 82(2), S11–S26. 4

Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family.* Harvard University Press. 4, 8

Berniell, I., Berniell, L., De la Mata, D., Edo, M., & Marchionni, M. (2021). Gender gaps in labor informality: The motherhood effect. *Journal of Development Economics*, 150, 102599. 6, 9

Berniell, I., Berniell, L., De La Mata, D., Edo, M., & Marchionni, M. (2023). Motherhood and flexible jobs: Evidence from latin american countries. *World Development*, 167, 106225. 6, 9

Berniell, L. & de la Mata, D. (2017). Starting on the right track?: The effects of first job experience on short and long term labor market outcomes. *CAF Working paper series 2017/26.* 4, 6, 8, 16

Berniell, L. & de la Mata, D. (2026). The lasting value of a first job: Evidence from a randomized youth employment program. *Mimeo.* 4, 8, 16

Bhalotra, S., Clarke, D., & Walther, S. (2023). Women's careers and family formation. In *Handbook of labor, human resources and population economics* (pp. 1–33). Springer. 4, 10

Black, D. A., Kolesnikova, N., Sanders, S. G., & Taylor, L. J. (2013). Are children "normal"? *The review of economics and statistics*, 95(1), 21–33. 8, 11

Card, D., Kluve, J., & Weber, A. (2018). What works? a meta analysis of recent active labor market program evaluations. *Journal of the European Economic Association*, 16(3), 894–931. 6

Cortés, P. & Pan, J. (2020). Children and the remaining gender gaps in the labor market. *NBER Working Paper*, 27980. 6, 9

De la Roca, J. & Puga, D. (2017). Learning by working in big cities. *Review of Economic Studies*, 84(1), 106–142. 11

Del Bono, E., Weber, A., & Rudolf, W.-E. (2012). Clash of career and family: Fertility decisions after job displacement. *Journal of the European Economic Association*. 6, 10

Del Bono, E., Weber, A., & Winter-Ebmer, R. (2015). Fertility and economic instability: The role of unemployment and job displacement. *Journal of Population Economics*, 28(2), 463–478. 6, 10

Doepke, M., Hannusch, A., Kindermann, F., & Tertilt, M. (2022). The economics of fertility: A new era. *Journal of Economic Perspectives*, 36(1), 151–176. 4, 8

Doepke, M. & Tertilt, M. (2016). Families in macroeconomics. In J. B. Taylor & H. Uhlig (Eds.), *Handbook of Macroeconomics*, volume 2A (pp. 1789–1891). Elsevier. 4

Goldin, C. (1994). The u-shaped female labor force function in economic development and economic history. 4

Goldin, C. (2025). Babies and the macroeconomy. *Economica*, 92(367), 675–700. 4

Jensen, R. (2012). Do labor market opportunities affect young women's work and family decisions? experimental evidence from india. *The Quarterly Journal of Economics*, 127. 6, 10

Kearney, M. S. & Wilson, R. (2018). Male earnings, marriageable men, and nonmarital fertility: Evidence from the fracking boom. *Review of Economics and Statistics*, 100(4), 678–690. 11

Kleven, H. (2022). The geography of child penalties and gender norms: A pseudo-event study approach. *NBER Working Paper*, 30176. 6, 9

Kleven, H., Landais, C., Posch, J., Steinhauer, A., & Zweimüller, J. (2019). Child penalties across countries: Evidence and explanations. *NBER Working Paper*, 25524. 6, 9

Kluve, J. (2014). Youth labor market interventions. *IZA World of Labor*. 6

Kluve, J., Puerto, S., Robalino, D., Romero, J. M., Rother, F., Stöterau, J., Weidenkaff, F., & Witte, M. (2017). Interventions to improve the labour market outcomes of youth: A systematic review of training, entrepreneurship promotion, employment services and subsidized employment interventions. *Campbell Systematic Reviews*, 13(1), 1–288. 6

Le Barbanchon, T., Rathelot, R., & Roulet, A. (2021). Gender differences in job search: Trading off commute against wage. *The Quarterly Journal of Economics*, 136(1), 381–426. 23

Lindo, J. M. (2010). Are children really inferior goods?: Evidence from displacement-driven income shocks. *Journal of Human Resources*, 45(2), 301–327. 11

Madden, J. F. (1981). Why women work closer to home. *Urban Studies*, 18(2), 181–194. 23

Marchionni, M. & Pedrazzi, J. (2023). The last hurdle? unyielding motherhood effects in the context of declining gender inequality in latin america. *Documentos de Trabajo del CEDLAS N° XX*. 6, 9

McKenzie, D. (2017). How effective are active labor market policies in developing countries? a critical review of recent evidence. *The World Bank Research Observer*, 32(2), 127–154. 6

Ministerio de Salud de la Nación, Dirección de Estadística e Información en Salud (DEIS) (s.f.). Nacidos vivos registrados por jurisdicción de residencia de la madre - república argentina. Base de datos, actualización anual. 12, 36

Moretti, E. (2012). *The New Geography of Jobs*. Houghton Mifflin Harcourt. 11

Novella, R. & Ripani, L. (2015). Are you (not) expecting? the unforeseen benefits of job training on teenage pregnancy. *IDB Working Paper*, 660. 6, 10

Onofri, M., Berniell, I., Fernández, R., & Menduiña, A. (2026). *Understanding Latin America's Fertility Decline: Age, Education, and Cohort Dynamics*. Documentos de Trabajo 368, CEDLAS, Universidad Nacional de La Plata. 4

Querejeta Rabosto, M. (2020). Impacto de la maternidad sobre el ingreso laboral en el uruguay. *Estudios y Perspectivas - Oficina de la CEPAL en Montevideo*, 47. 6, 9

Schaller, J. (2016). Booms, busts, and fertility: Testing the becker model using gender-specific labor demand. *Journal of Human Resources*, 51(1), 1–32. 6, 10

Schultz, T. P. (1985). Changing world prices, women's wages, and the fertility transition: Sweden, 1860-1910. *Journal of political economy*, 93(6), 1126–1154. 6, 10

Simanainen, M. (2024). How cash incentives can affect childbearing among low-income women. 10, 11

8. Anexo

8.1. Cuadros

Cuadro A.1: Tabla de balances - Córdoba Capital

	Media (C) (1)	Diferencia (T-C) (2)	SE (3)	N (4)
Total				
Mujer	0,541	-0,022***	0,008	18.946
Edad	20,286	-0,054	0,038	18.946
Soltero/a	0,956	0,003	0,003	18.946
Tiene hijos/as	0,104	-0,001	0,005	18.946
Graduado/a de secundaria	0,640	-0,004	0,008	16.547
Graduado/a de educación superior	0,068	0,002	0,006	8.202
Aplicación manual	0,567	0,013*	0,008	18.946
Total de meses con empleo registrado en los últimos 6 meses	0,053	0,005	0,005	18.946
Mujeres				
Edad	20,589	-0,030	0,053	10.077
Soltera	0,944	0,010**	0,005	10.077
Tiene hijos/as	0,157	-0,002	0,008	10.077
Graduada de secundaria	0,719	0,004	0,010	9.002
Graduada de universidad	0,085	0,007	0,009	4.918
Aplicación manual	0,581	-0,007	0,011	10.077
Total de meses con empleo registrado en los últimos 6 meses	0,044	0,011*	0,006	10.077
Varones				
Edad	19,931	-0,043	0,052	8.869
Soltero	0,971	-0,005	0,004	8.869
Tiene hijos/as	0,041	0,005	0,005	8.869
Graduado de secundaria	0,544	-0,005	0,012	7.545
Graduado de universidad	0,043	-0,003	0,007	3.284
Aplicación manual	0,552	0,036***	0,011	8.869
Total de meses con empleo registrado en los últimos 6 meses	0,065	-0,003	0,007	8.869

Nota: Los valores corresponden a la muestra que agrupa las ediciones 2012 y 2013 del programa, para Córdoba Capital. A excepción de la variable de total de meses en empleo formal en los últimos 6 meses, el resto de las variables se miden al momento de la inscripción. La columna (2) reporta la diferencia de medias entre los grupos de tratamiento (T) y control (C). Esta diferencia se estima a partir del coeficiente β de la regresión $Y_i = \alpha + \beta PPP_i + \gamma X_i + \psi PPP13_i + u_i$, donde Y_i es la característica del individuo i en la línea de base, X es un vector de variables que afectan la probabilidad de ser asignado al tratamiento (tamaño de la firma a la que se postula para realizar la pasantía, número de fichas recibidas por la firma, efectos fijos por departamentos y número de fichas enviadas por el individuo) y $PPP13$ controla por efectos fijos de la edición. La columna (3) reporta los errores estándar robustos. *** $p < 0{,}01$; ** $p < 0{,}05$; * $p < 0{,}1$.

Cuadro A.2: Tabla de balances - Aspirantes sin hijos/as antes del PPP

	Media (C) (1)	Diferencia (T-C) (2)	SE (3)	N (4)
Total				
Mujer	0,525	-0,024***	0,005	39.502
Edad	20,027	0,026	0,026	39.502
Soltero/a	0,972	0,001	0,002	39.502
Tiene hijos/as	0,000	0,000	0,000	39.502
Graduado/a de secundaria	0,636	0,007	0,006	33.557
Graduado/a de educación superior	0,088	0,005	0,005	15.500
Aplicación manual	0,663	0,001	0,005	39.502
Total de meses con empleo registrado en los últimos 6 meses	0,043	0,007**	0,003	39.502
Mujeres				
Edad	20,285	0,024	0,037	20.436
Soltera	0,968	0,000	0,003	20.436
Tiene hijos/as	0,000	0,000	0,000	20.436
Graduada de secundaria	0,739	0,011	0,007	17.732
Graduada de universidad	0,116	0,007	0,007	9.020
Aplicación manual	0,673	-0,005	0,007	20.436
Total de meses con empleo registrado en los últimos 6 meses	0,034	0,007*	0,004	20.436
Varones				
Edad	19,741	0,021	0,036	19.066
Soltero	0,976	0,001	0,002	19.066
Tiene hijos/as	0,000	0,000	0,000	19.066
Graduado de secundaria	0,516	0,010	0,008	15.825
Graduado de universidad	0,048	0,004	0,006	6.480
Aplicación manual	0,651	0,010	0,007	19.066
Total de meses con empleo registrado en los últimos 6 meses	0,053	0,005	0,005	19.066

Nota: Los valores corresponden a la muestra de las personas sin hijos/as al momento de la inscripción al PPP, entre los aspirantes a las ediciones 2012 y 2013 del programa. A excepción de la variable de total de meses en empleo formal en los últimos 6 meses, el resto de las variables se miden al momento de la inscripción. La columna (2) reporta la diferencia de medias entre los grupos de tratamiento (T) y control (C). Esta diferencia se estima a partir del coeficiente β de la regresión $Y_i = \alpha + \beta PPP_i + \gamma X_i + \psi PPP13_i + u_i$, donde Y_i es la característica del individuo i en la línea de base, X es un vector de variables que afectan la probabilidad de ser asignado al tratamiento (tamaño de la firma a la que se postula para realizar la pasantía, número de fichas recibidas por la firma, efectos fijos por departamentos y número de fichas enviadas por el individuo) y $PPP13$ controla por efectos fijos de la edición. La columna (3) reporta los errores estándar robustos. *** $p < 0{,}01$; ** $p < 0{,}05$; * $p < 0{,}1$.

Cuadro A.3: Tabla de balances - Aspirantes sin hijos/as antes del PPP (Córdoba Capital)

	Media (C) (1)	Diferencia (T-C) (2)	SE (3)	N (4)
Total				
Mujer	0,509	-0,020**	0,008	16.982
Edad	20,110	-0,075*	0,039	16.982
Soltero/a	0,978	0,000	0,002	16.982
Tiene hijos/as	0,000	0,000	0,000	16.982
Graduado/a de secundaria	0,665	-0,007	0,008	14.649
Graduado/a de educación superior	0,077	0,004	0,007	6.834
Aplicación manual	0,560	0,013	0,008	16.982
Total de meses con empleo registrado en los últimos 6 meses	0,052	0,007	0,005	16.982
Mujeres				
Edad	20,352	-0,056	0,057	8.497
Soltera	0,975	0,003	0,004	8.497
Tiene hijos/as	0,000	0,000	0,000	8.497
Graduada de secundaria	0,766	0,000	0,011	7.468
Graduada de universidad	0,102	0,012	0,011	3.800
Aplicación manual	0,566	-0,008	0,012	8.497
Total de meses con empleo registrado en los últimos 6 meses	0,043	0,016**	0,007	8.497
Varones				
Edad	19,859	-0,070	0,053	8.485
Soltero	0,982	-0,003	0,003	8.485
Tiene hijos/as	0,000	0,000	0,000	8.485
Graduado de secundaria	0,556	-0,006	0,012	7.181
Graduado de universidad	0,046	-0,002	0,008	3.034
Aplicación manual	0,554	0,033***	0,011	8.485
Total de meses con empleo registrado en los últimos 6 meses	0,061	-0,003	0,007	8.485

Nota: Los valores corresponden a la muestra de las personas de Córdoba Capital que no tenían hijos/as al momento de inscripción al PPP, entre los aspirantes a las ediciones 2012 y 2013 del programa. A excepción de la variable de total de meses en empleo formal en los últimos 6 meses, el resto de las variables se miden al momento de la inscripción. La columna (2) reporta la diferencia de medias entre los grupos de tratamiento (T) y control (C). Esta diferencia se estima a partir del coeficiente β de la regresión $Y_i = \alpha + \beta PPP_i + \gamma X_i + \psi PPP13_i + u_i$, donde Y_i es la característica del individuo i en la línea de base, X es un vector de variables que afectan la probabilidad de ser asignado al tratamiento (tamaño de la firma a la que se postula para realizar la pasantía, número de fichas recibidas por la firma, efectos fijos por departamentos y número de fichas enviadas por el individuo) y $PPP13$ controla por efectos fijos de la edición. La columna (3) reporta los errores estándar robustos. *** $p < 0{,}01$; ** $p < 0{,}05$; * $p < 0{,}1$.

Cuadro A.4: Tabla de balances por nivel educativo

	Secundaria incompleta								Secundaria completa							
	Total Córdoba				Córdoba Capital				Total Córdoba				Córdoba Capital			
	Media (C)	(T-C)	SE	N	Media (C)	(T-C)	SE	N	Media (C)	(T-C)	SE	N	Media (C)	(T-C)	SE	N
Total																
Mujer	0,467	-0,020**	0,009	15.249	0,431	-0,024*	0,014	5.955	0,650	-0,017**	0,007	23.685	0,620	-0,015	0,010	10.592
Edad	20,223	-0,018	0,038	15.249	20,065	-0,078	0,057	5.955	21,269	0,070**	0,031	23.685	21,253	0,023	0,046	10.592
Soltero/a	0,916	0,008*	0,005	15.249	0,934	0,012*	0,006	5.955	0,950	-0,001	0,003	23.685	0,962	-0,002	0,004	10.592
Tiene hijos/as	0,204	-0,001	0,007	15.249	0,175	-0,011	0,010	5.955	0,096	0,004	0,004	23.685	0,082	0,005	0,006	10.592
Graduada/o de secundaria	0,000	0,000	0,000	15.249	0,000	0,000	0,000	5.955	1,000	0,000	0,000	23.685	1,000	0,000	0,000	10.592
Graduada/o de universidad	0,000	0,000	0,000	5.599	0,000	0,000	0,000	1.986	0,109	0,003	0,006	13.914	0,091	0,000	0,008	6.215
Aplicación manual	0,691	0,014*	0,008	15.249	0,604	0,018	0,013	5.955	0,629	-0,001	0,007	23.685	0,525	0,007	0,010	10.592
Meses de empleo registrado en los últimos 6 meses	0,043	0,016***	0,006	15.249	0,046	0,011	0,009	5.955	0,055	0,001	0,004	23.685	0,068	0,004	0,007	10.592
Mujeres																
Edad	20,531	-0,024	0,061	6.976	20,337	-0,147	0,097	2.504	21,411	0,035	0,038	15.241	21,369	0,018	0,058	6.498
Soltera	0,881	0,014*	0,008	6.976	0,915	0,022*	0,011	2.504	0,937	-0,001	0,004	15.241	0,949	0,005	0,006	6.498
Tiene hijos/as	0,345	0,012	0,013	6.976	0,310	-0,011	0,020	2.504	0,133	0,006	0,006	15.241	0,117	0,003	0,009	6.498
Graduada/o de secundaria	0,000	0,000	0,000	6.976	0,000	0,000	0,000	2.504	1,000	0,000	0,000	15.241	1,000	0,000	0,000	6.498
Graduada de universidad	0,000	0,000	0,000	3.003	0,000	0,000	0,000	968	0,128	0,004	0,008	9.393	0,107	0,005	0,011	3.950
Aplicación manual	0,732	0,003	0,011	6.976	0,651	-0,030	0,021	2.504	0,646	0,000	0,008	15.241	0,543	0,005	0,013	6.498
Meses de empleo registrado en los últimos 6 meses	0,020	0,002	0,005	6.976	0,024	0,007	0,009	2.504	0,046	0,008	0,005	15.241	0,058	0,015*	0,009	6.498
Varones																
Edad	19,953	-0,010	0,047	8.273	19,859	-0,015	0,069	3.451	21,005	0,045	0,049	8.444	21,063	-0,031	0,070	4.094
Soltero	0,947	0,000	0,005	8.273	0,948	0,004	0,008	3.451	0,974	-0,002	0,004	8.444	0,983	-0,012**	0,005	4.094
Tiene hijos/as	0,079	0,000	0,006	8.273	0,072	0,000	0,009	3.451	0,026	0,006	0,004	8.444	0,024	0,011*	0,006	4.094
Graduada/o de secundaria	0,000	0,000	0,000	8.273	0,000	0,000	0,000	3.451	1,000	0,000	0,000	8.444	1,000	0,000	0,000	4.094
Graduado de universidad	0,000	0,000	0,000	2.596	0,000	0,000	0,000	1.018	0,070	0,005	0,008	4.521	0,062	-0,003	0,011	2.265
Aplicación manual	0,654	0,025**	0,011	8.273	0,569	0,053***	0,017	3.451	0,597	0,001	0,011	8.444	0,496	0,015	0,017	4.094
Meses de empleo registrado en los últimos 6 meses	0,062	0,026***	0,010	8.273	0,064	0,012	0,013	3.451	0,071	-0,011	0,008	8.444	0,085	-0,015	0,011	4.094

Nota: La tabla reporta estadísticas descriptivas y diferencias de medias entre tratamiento (T) y control (C) por nivel educativo. La columna "(T-C)" muestra la diferencia entre ambos grupos. Esta diferencia se estima a partir del coeficiente β de la regresión $Y_i = \alpha + \beta PPP_i + \gamma X_i + \psi PPP13_i + u_i$, donde Y_i es la característica del individuo i en la línea de base, X es un vector de variables que afectan la probabilidad de ser asignado al tratamiento (tamaño de la firma a la que se postula para realizar la pasantía, número de fichas recibidas por la firma, efectos fijos por departamentos y número de fichas enviadas por el individuo) y $PPP13$ controla por efectos fijos de la edición. Los errores estándar son robustos. *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1.

Cuadro A.5: Tabla de balance por nivel educativo. Aspirantes sin hijos/as al momento de la inscripción

	Secundaria incompleta								Secundaria completa							
	Total Córdoba				Córdoba Capital				Total Córdoba				Córdoba Capital			
	Media (C)	(T-C)	SE	N	Media (C)	(T-C)	SE	N	Media (C)	(T-C)	SE	N	Media (C)	(T-C)	SE	N
Total																
Mujer	0,384	-0,023**	0,009	12.164	0,361	-0,018	0,014	4.937	0,623	-0,017**	0,007	21.393	0,596	-0,013	0,011	9.712
Edad	19,787	-0,037	0,037	12.164	19,720	-0,085	0,055	4.937	21,130	0,074**	0,032	21.393	21,157	0,001	0,047	9.712
Soltero/a	0,961	0,005	0,004	12.164	0,967	0,004	0,005	4.937	0,973	-0,003	0,002	21.393	0,981	-0,003	0,003	9.712
Tiene hijos/as	0,000	0,000	0,000	12.164	0,000	0,000	0,000	4.937	0,000	0,000	0,000	21.393	0,000	0,000	0,000	9.712
Graduada/o de secundaria	0,000	0,000	0,000	12.164	0,000	0,000	0,000	4.937	1,000	0,000	0,000	21.393	1,000	0,000	0,000	9.712
Graduada/o de universidad	0,000	0,000	0,000	3.452	0,000	0,000	0,000	1.312	0,114	0,003	0,006	12.047	0,096	0,003	0,009	5.521
Aplicación manual	0,682	0,009	0,009	12.164	0,595	0,018	0,015	4.937	0,622	-0,003	0,007	21.393	0,518	0,005	0,011	9.712
Meses de empleo registrado en los últimos 6 meses	0,043	0,017***	0,007	12.164	0,046	0,012	0,010	4.937	0,054	0,003	0,005	21.393	0,066	0,007	0,007	9.712
Mujeres																
Edad	19,812	-0,124**	0,063	4.550	19,730	-0,227**	0,093	1.737	21,229	0,040	0,040	13.182	21,239	0,001	0,061	5.731
Soltera	0,954	0,008	0,006	4.550	0,965	0,008	0,009	1.737	0,969	-0,004	0,003	13.182	0,976	0,000	0,005	5.731
Tiene hijos/as	0,000	0,000	0,000	4.550	0,000	0,000	0,000	1.737	0,000	0,000	0,000	13.182	0,000	0,000	0,000	5.731
Graduada de secundaria	0,000	0,000	0,000	4.550	0,000	0,000	0,000	1.737	1,000	0,000	0,000	13.182	1,000	0,000	0,000	5.731
Graduada de universidad	0,000	0,000	0,000	1.312	0,000	0,000	0,000	457	0,137	0,004	0,009	7.708	0,117	0,010	0,012	3.343
Aplicación manual	0,718	-0,004	0,014	4.550	0,629	-0,022	0,025	1.737	0,638	-0,004	0,009	13.182	0,532	-0,002	0,014	5.731
Meses de empleo registrado en los últimos 6 meses	0,020	0,002	0,006	4.550	0,024	0,011	0,010	1.737	0,045	0,011*	0,006	13.182	0,055	0,022**	0,010	5.731
Varones																
Edad	19,771	-0,003	0,046	7.614	19,714	-0,017	0,068	3.200	20,967	0,042	0,050	8.211	21,036	-0,066	0,070	3.981
Soltero	0,965	0,004	0,004	7.614	0,969	0,001	0,006	3.200	0,980	-0,001	0,003	8.211	0,989	-0,007	0,004	3.981
Tiene hijos/as	0,000	0,000	0,000	7.614	0,000	0,000	0,000	3.200	0,000	0,000	0,000	8.211	0,000	0,000	0,000	3.981
Graduado de secundaria	0,000	0,000	0,000	7.614	0,000	0,000	0,000	3.200	1,000	0,000	0,000	8.211	1,000	0,000	0,000	3.981
Graduado de universidad	0,000	0,000	0,000	2.140	0,000	0,000	0,000	855	0,072	0,005	0,008	4.339	0,064	-0,002	0,011	2.178
Aplicación manual	0,660	0,020*	0,011	7.614	0,575	0,042**	0,018	3.200	0,597	0,003	0,011	8.211	0,495	0,018	0,017	3.981
Meses de empleo registrado en los últimos 6 meses	0,056	0,025***	0,010	7.614	0,059	0,013	0,014	3.200	0,069	-0,011	0,008	8.211	0,083	-0,014	0,011	3.981

Nota: La tabla reporta estadísticas descriptivas y diferencias de medias entre tratamiento (T) y control (C) por nivel educativo para la submuestra de aspirantes sin hijos/as al momento de la inscripción. La columna "(T-C)" muestra la diferencia entre ambos grupos. Esta diferencia se estima a partir del coeficiente β de la regresión $Y_i = \alpha + \beta PPP_i + \gamma X_i + \psi PPP13_i + u_i$, donde Y_i es la característica del individuo i en la línea de base, X es un vector de variables que afectan la probabilidad de ser asignado al tratamiento (tamaño de la firma a la que se postula para realizar la pasantía, número de fichas recibidas por la firma, efectos fijos por departamentos y número de fichas enviadas por el individuo) y $PPP13$ controla por efectos fijos de la edición. Los errores estándar son robustos. *** p<0,01; ** p<0,05; * p<0,1.

Cuadro A.6: Efecto del PPP en la probabilidad de empleo registrado (con controles)

	Total		Mujeres		Varones	
	Media (C) (1)	Dif (T-C) (2)	Media (C) (3)	Dif (T-C) (4)	Media (C) (5)	Dif (T-C) (6)
Panel A. Total Córdoba						
1 año post PPP	0,146	0,051***	0,111	0,055***	0,191	0,046***
		(0,004)		(0,005)		(0,006)
5 años post PPP	0,284	0,040***	0,236	0,049***	0,346	0,030***
		(0,005)		(0,006)		(0,007)
9 años post PPP	0,32	0,032***	0,274	0,044***	0,378	0,018**
		(0,005)		(0,006)		(0,007)
Observaciones	45.051		25.046		20.005	
Panel B. Córdoba Capital						
1 año post PPP	0,168	0,053***	0,142	0,049***	0,199	0,057***
		(0,006)		(0,008)		(0,010)
5 años post PPP	0,304	0,038***	0,269	0,044***	0,345	0,033***
		(0,007)		(0,010)		(0,011)
9 años post PPP	0,326	0,028***	0,296	0,031***	0,361	0,024**
		(0,007)		(0,010)		(0,011)
Observaciones	18.946		10.077		8.869	

Nota: Las columnas (1), (3) y (5) muestran la probabilidad promedio de tener un empleo registrado para el grupo de control (C), para el total de la muestra (1), las mujeres (3) y los varones (5). Las columnas (2), (4) y (6) reportan la diferencia de medias entre los grupos de tratamiento (T) y control (C) para cada uno de esos grupos, respectivamente. La diferencia T-C representa la estimación del coeficiente τ_t de la regresión $Y_{it} = \alpha + \tau_t PPP_i + \gamma X_i + \phi Z_i + \psi PPP13_i + u_{it}$, donde Y_i es una variable binaria que toma valor 1 si el individuo tiene empleo registrado en el mes t de referencia y 0 en caso contrario. Los valores se calculan para los meses 12 (1 año), 60 (5 años) y 108 (9 años) luego de finalizada la edición del PPP, utilizando la muestra total que agrupa a las ediciones 2012 y 2013 del programa (panel A) y para esa misma muestra para los inscriptos en Córdoba Capital (panel B). Se incluyen como controles las variables sexo, edad y secundaria completa. *** $p < 0{,}01$; ** $p < 0{,}05$; * $p < 0{,}1$.

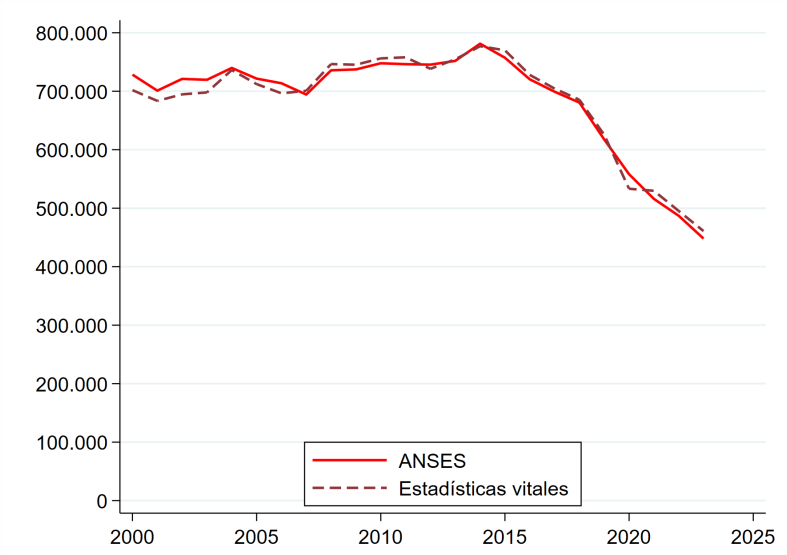
Cuadro A.7: Efectos en fecundidad por nivel educativo

	Secundaria incompleta						Secundaria completa					
	Total		Mujeres		Varones		Total		Mujeres		Varones	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Panel A. Probabilidad de tener un hijo/a 10 años luego de finalizado el PPP												
Total Córdoba												
Tratamiento	0,022**	0,020**	0,007	0,006	0,033***	0,033***	0,010	0,012*	0,010	0,010	0,015	0,015
SE	(0,008)	(0,008)	(0,013)	(0,012)	(0,012)	(0,011)	(0,007)	(0,007)	(0,008)	(0,008)	(0,010)	(0,010)
Media (control)	0,337	0,344	0,322	0,322	0,350	0,350	0,315	0,315	0,351	0,351	0,249	0,249
Observaciones	15.249	15.249	6.976	6.976	8.273	8.273	23.685	23.685	15.241	15.241	8.444	8.444
Córdoba Capital												
Tratamiento	0,022	0,019	0,012	0,004	0,029*	0,029	0,012	0,013	0,012	0,012	0,014	0,014
SE	(0,013)	(0,013)	(0,021)	(0,020)	(0,017)	(0,017)	(0,009)	(0,009)	(0,013)	(0,013)	(0,014)	(0,014)
Media (control)	0,346	0,346	0,345	0,345	0,346	0,346	0,280	0,280	0,309	0,309	0,234	0,234
Observaciones	5.955	5.955	2.504	2.504	3.451	3.451	10.592	10.592	6.498	6.498	4.094	4.094
Panel B. Probabilidad de tener un primer hijo/a 10 años luego de finalizado el PPP												
Total Córdoba												
Tratamiento	0,027***	0,029***	0,021	0,020	0,036***	0,036***	0,013*	0,015**	0,015	0,015	0,017*	0,017
SE	(0,010)	(0,010)	(0,016)	(0,017)	(0,012)	(0,012)	(0,007)	(0,007)	(0,009)	(0,009)	(0,010)	(0,010)
Media (control)	0,423	0,423	0,492	0,492	0,381	0,381	0,349	0,349	0,405	0,405	0,255	0,255
Observaciones	12.164	12.164	4.550	4.550	7.614	7.614	21.393	21.393	13.182	13.182	8.211	8.211
Córdoba Capital												
Tratamiento	0,020	0,022	0,010	0,007	0,031*	0,031*	0,015	0,016	0,015	0,015	0,017	0,017
SE	(0,015)	(0,015)	(0,026)	(0,026)	(0,018)	(0,018)	(0,010)	(0,010)	(0,014)	(0,014)	(0,015)	(0,015)
Media (control)	0,419	0,419	0,501	0,501	0,373	0,373	0,305	0,305	0,349	0,349	0,240	0,240
Observaciones	4.937	4.937	1.737	1.737	3.200	3.200	9.712	9.712	5.731	5.731	3.981	3.981
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí	No	Sí

Nota: Los valores se calculan para la muestra total que agrupa las ediciones 2012 y 2013 del programa, por nivel educativo. El coeficiente reportado corresponde a τ_t en la regresión $Y_{it} = \alpha + \tau_t PPP_i + \gamma X_i + \phi Z_i + \psi PPP13_i + u_{it}$, donde Y_{it} indica si el individuo tuvo un hijo 10 años luego de la finalización del programa ($t = 120$). X es un vector que incluye variables que afectan la asignación al tratamiento, Z incluye controles individuales de género y edad, y $PPP13$ controla por efectos fijos de la edición. Errores estándar robustos entre paréntesis. *** $p < 0{,}01$; ** $p < 0{,}05$; * $p < 0{,}1$.

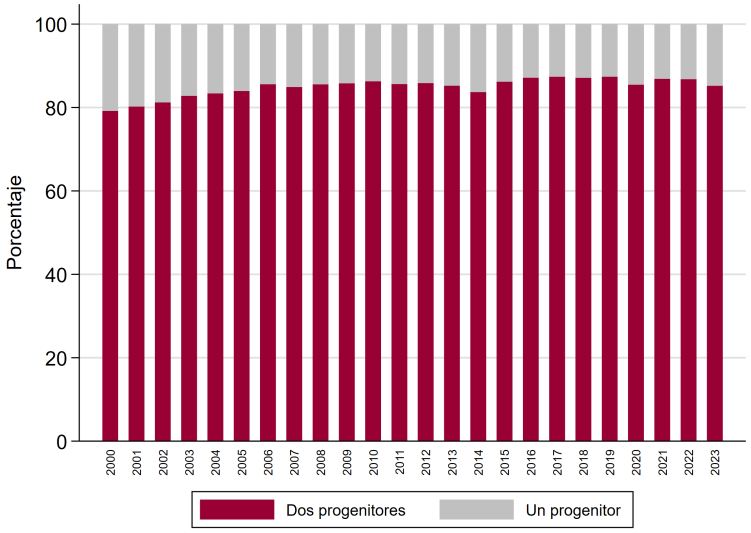
8.2. Figuras

Figura A.1: Nacimientos registrados por año



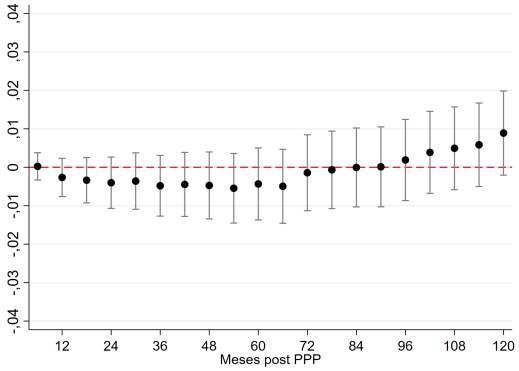
Nota: Elaboración propia con base en estadísticas vitales (Ministerio de Salud de la Nación, Dirección de Estadística e Información en Salud (DEIS), sf) y nacimientos registrado en base de relaciones parentales (ANSES-OEDE).

Figura A.2: Progenitores asociados a cada nacimiento

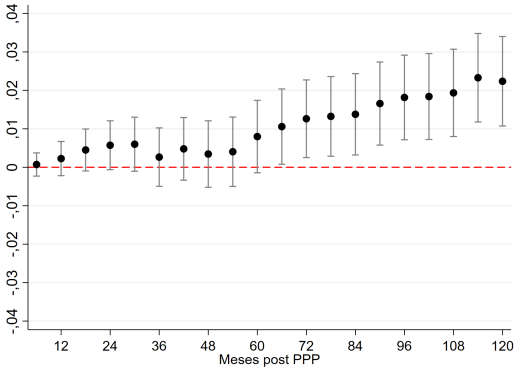


Nota: Elaboración propia con base en nacimientos registrados en base de relaciones parentales (ANSES-OEDE).

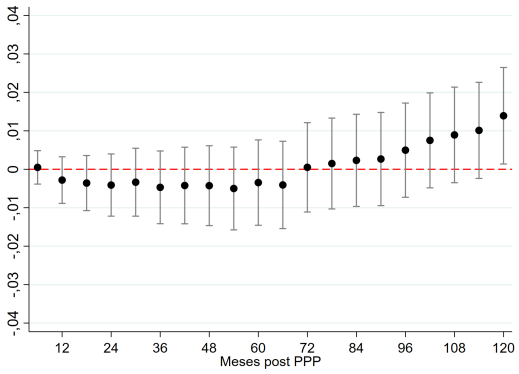
Figura A.3: Probabilidad de nacimiento de un hijo/a luego del PPP (con controles) - Total Córdoba



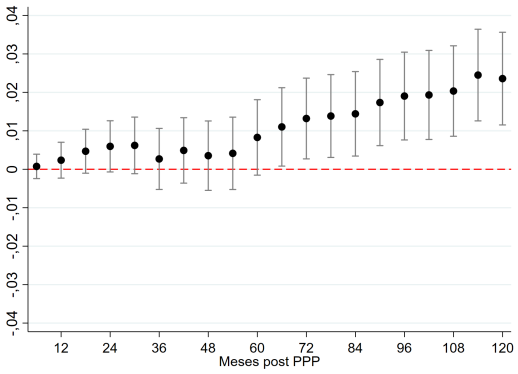
(a) Mujeres



(b) Varones



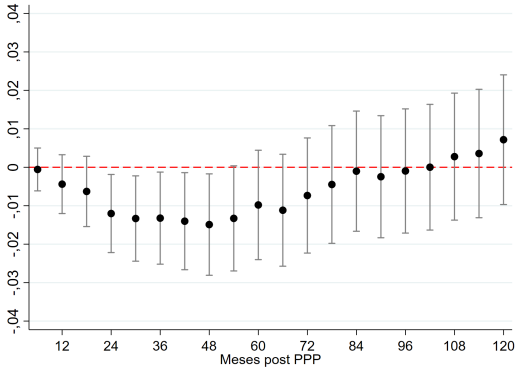
(c) Mujeres – Primer hijo/a



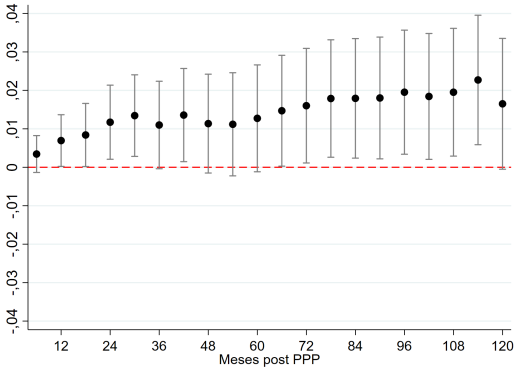
(d) Varones – Primer hijo/a

Nota: Los coeficientes surgen de estimar τ_t mediante la regresión $Y_{it} = \alpha + \tau_t PPP_i + \gamma X_i + \phi Z_i + \psi PPP13_i + u_{it}$, donde Y_{it} es una variable binaria que vale 1 si la persona tiene un hijo en el mes t posterior a la finalización del programa, con $t = 6, 12, 18, ..., 120$. PPP_i es una variable binaria que vale 1 si el indivudo fue elegido beneficiario del programa y 0 si no fue sorteado, X es un vector que incluye variables que afectan la asignación al tratamiento (tamaño de la firma a la que se postula para realizar la pasantía, número de fichas recibidas por la firma, efectos fijos por departamentos y número de fichas enviadas por el individuo), Z incluye controles individuales de edad y secundaria completa, y $PPP13$ controla por efectos fijos de la edición. Los paneles (a) y (b) muestran los resultados para el total de los inscriptos a las ediciones 2012 y 2013. Los paneles (c) y (d) muestran los resultados para la submuestra de quienes no tenían hijos al momento de la inscripción. Las barras de error corresponden a intervalos de confianza al 90 %, construidos a partir de errores estándar robustos.

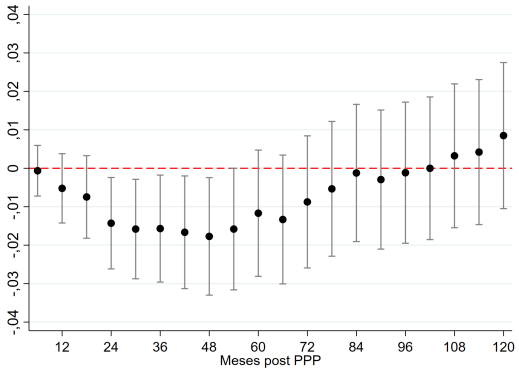
Figura A.4: Probabilidad de nacimiento de un hijo/a luego del PPP (con controles) - Córdoba Capital



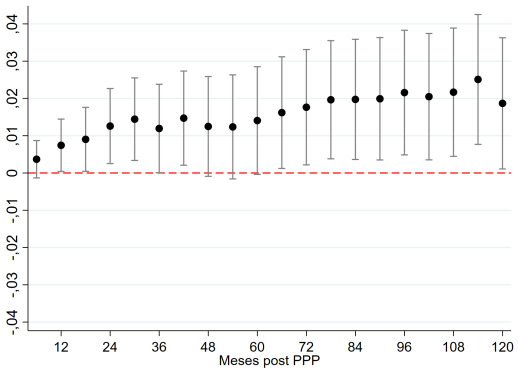
(a) Mujeres



(b) Varones



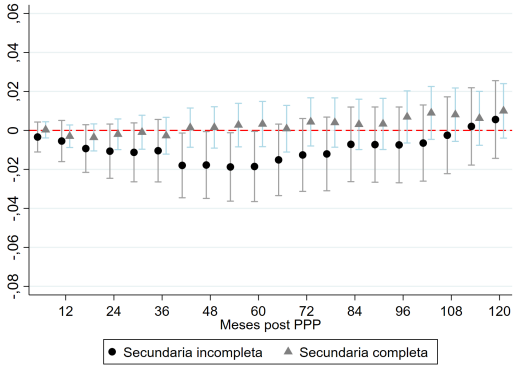
(c) Mujeres – Primer hijo/a



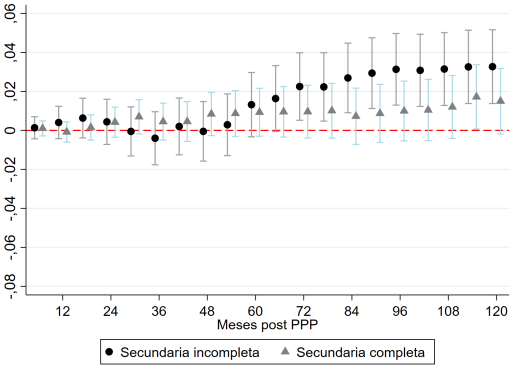
(d) Varones – Primer hijo/a

Nota: Los coeficientes surgen de estimar τ_t mediante la regresión $Y_{it} = \alpha + \tau_t PPP_i + \gamma X_i + \phi Z_i + \psi PPP13_i + u_{it}$, donde Y_{it} es una variable binaria que vale 1 si la persona tiene un hijo en el mes t posterior a la finalización del programa, con $t = 6, 12, 18, ..., 120$. PPP_i es una variable binaria que vale 1 si el indivudo fue elegido beneficiario del programa y 0 si no fue sorteado, X es un vector que incluye variables que afectan la asignación al tratamiento (tamaño de la firma a la que se postula para realizar la pasantía, número de fichas recibidas por la firma, efectos fijos por departamentos y número de fichas enviadas por el individuo), Z incluye controles individuales de edad y secundaria completa, y $PPP13$ controla por efectos fijos de la edición. Los paneles (a) y (b) muestran los resultados para el total de los inscriptos a las ediciones 2012 y 2013. Los paneles (c) y (d) muestran los resultados para la submuestra de quienes no tenían hijos al momento de la inscripción. Las barras de error corresponden a intervalos de confianza al 90 %, construidos a partir de errores estándar robustos.

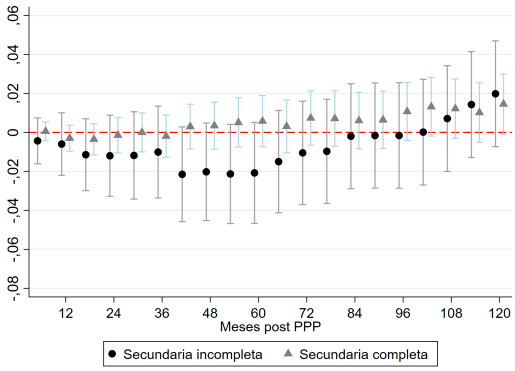
Figura A.5: Probabilidad de nacimiento de un hijo/a luego del PPP por nivel educativo - Total Córdoba



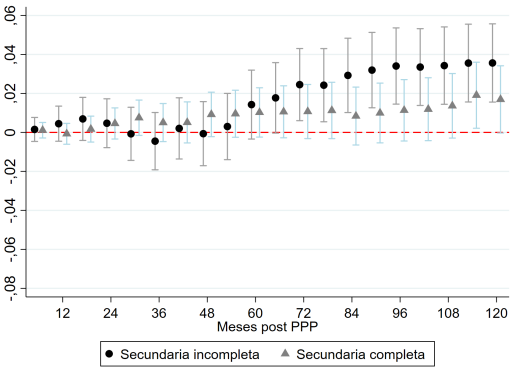
(a) Mujeres



(b) Varones



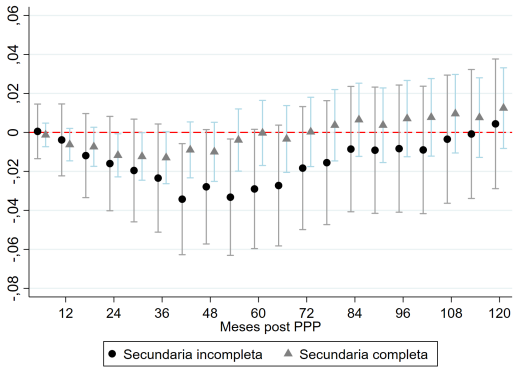
(c) Mujeres – Primer hijo/a



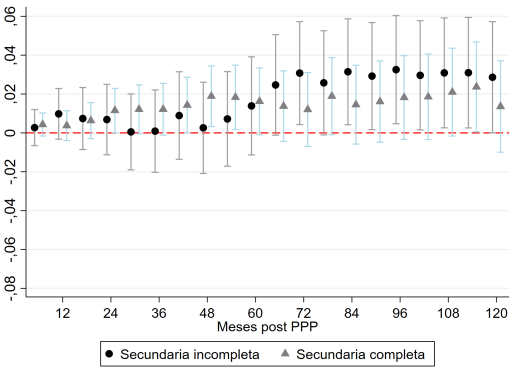
(d) Varones – Primer hijo/a

Nota: Los coeficientes surgen de estimar τ_t mediante la regresión $Y_{it} = \alpha + \tau_t PPP_i + \gamma X_i + \phi Z_i + \psi PPP13_i + u_{it}$, donde Y_{it} es una variable binaria que vale 1 si la persona tiene un hijo en el mes t posterior a la finalización del programa, con $t = 6, 12, 18, ..., 120$. PPP_i es una variable binaria que vale 1 si el indivudo fue elegido beneficiario del programa y 0 si no fue sorteado, X es un vector que incluye variables que afectan la asignación al tratamiento (tamaño de la firma a la que se postula para realizar la pasantía, número de fichas recibidas por la firma, efectos fijos por departamentos y número de fichas enviadas por el individuo), Z incluye controles individuales de edad, y $PPP13$ controla por efectos fijos de la edición. Los paneles (a) y (b) muestran los resultados para el total de los inscriptos a las ediciones 2012 y 2013. Los paneles (c) y (d) muestran los resultados para la submuestra de quienes no tenían hijos al momento de la inscripción. Las barras de error corresponden a intervalos de confianza al 90 %, construidos a partir de errores estándar robustos.

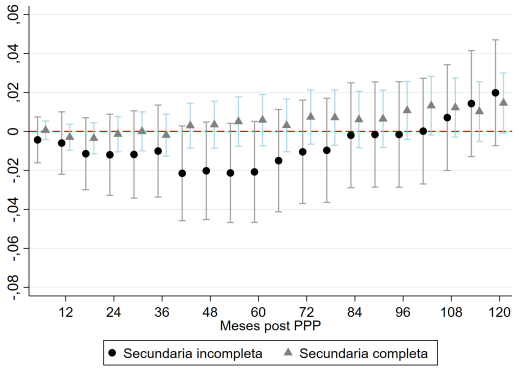
Figura A.6: Probabilidad de nacimiento de un hijo/a luego del PPP por nivel educativo - Córdoba Capital



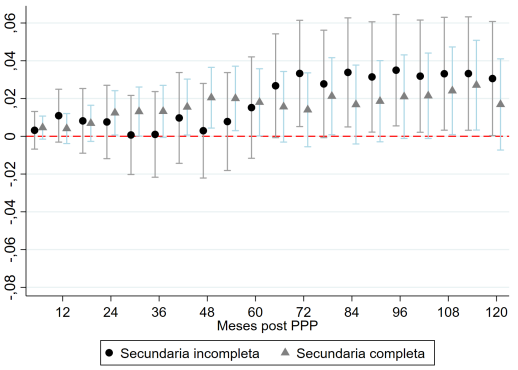
(a) Mujeres



(b) Varones



(c) Mujeres – Primer hijo/a



(d) Varones – Primer hijo/a

Nota: Los coeficientes surgen de estimar τ mediante la regresión $Y_{it} = \alpha + \tau PPP_i + \gamma X_i + \phi Z_i + \psi PPP13_i + u_{it}$, donde Y_{it} es una variable binaria que vale 1 si la persona tiene un hijo en el mes t posterior a la finalización del programa, con $t = 6, 12, 18, ..., 120$. PPP_i es una variable binaria que vale 1 si el indivudo fue elegido beneficiario del programa y 0 si no fue sorteado, X es un vector que incluye variables que afectan la asignación al tratamiento (tamaño de la firma a la que se postula para realizar la pasantía, número de fichas recibidas por la firma, efectos fijos por departamentos y número de fichas enviadas por el individuo), Z incluye controles individuales de edad, y $PPP13$ controla por efectos fijos de la edición. Los paneles (a) y (b) muestran los resultados para el total de los inscriptos a las ediciones 2012 y 2013. Los paneles (c) y (d) muestran los resultados para la submuestra de quienes no tenían hijos al momento de la inscripción. Las barras de error corresponden a intervalos de confianza al 90 %, construidos a partir de errores estándar robustos.