

Universidad de Buenos Aires
Facultad de Ciencias Económicas
Escuela de Estudios de Posgrado

MAESTRÍA EN ECONOMÍA

TRABAJO FINAL DE MAESTRÍA

Efectos laborales de la presencia de niñas, niños y adolescentes en el hogar para mujeres de Argentina durante 2003-2019.

The effects of children on women's labour market outcomes. The argentine case during 2003-2019.

AUTORA: MARÍA PÍA BRUGIAFREDDO

DIRECTORA: ROXANA MAURIZIO

OCTUBRE 2022

Resumen

Las mayores dificultades para el desarrollo laboral y profesional que enfrentan las mujeres con niños, niñas y adolescentes (NNyA) a cargo constituye una forma de desigualdad de género y, como tal, impide el desarrollo pleno de su autonomía económica. En este contexto, el estudio sobre los efectos para la mujer de convivir con NNyA adquiere gran relevancia puesto que contribuye a comprender las consecuencias en el mercado laboral de la tradicional división sexual del trabajo al interior de los hogares. Ello es de suma utilidad a la hora de avanzar en políticas públicas orientadas al cierre de brechas de género, tales como políticas de cuidado, licencias por responsabilidades familiares, entre otras.

Este trabajo busca aportar a la escasa evidencia en el tema que existe en Argentina. En particular, analiza el efecto de la presencia de NNyA en el hogar sobre la participación laboral y salario de las mujeres en Argentina para el período 2003-2019.

La metodología empleada se basa en estimaciones por Mínimos Cuadrados Ordinarios de los ingresos salariales con diversas especificaciones que permitan capturar la presencia de NNyA, la cantidad de ellos y sus edades; y una regresión por cuantiles a fin de analizar si los efectos difieren a lo largo de la distribución no condicional de ingresos.

Los resultados obtenidos, luego de corregir por el sesgo de selección, indican que las mujeres que conviven con NNyA presentan una menor probabilidad de participar en el mercado laboral que aquellas sin NNyA a cargo y, en caso de hacerlo, perciben un salario por hora más bajo. En términos de la participación laboral, la probabilidad que una mujer con NNyA en su hogar se inserte a la fuerza laboral remunerada es entre 6 y 24 puntos porcentuales menor que una mujer que no convive con ellos. En términos salariales, percibe un salario entre 17% y 35% más bajo.

Al efectuar las estimaciones para diferentes grupos de mujeres se encuentra que los efectos laborales negativos asociados a la presencia de niños, niñas y adolescentes en el hogar recaen con mayor fuerza en las mujeres más jóvenes (entre 18 y 29 años), las de calificación intermedia (con secundario completo) y las ocupadas en condición de informalidad laboral.

Asimismo, a partir de la regresión por cuantiles, se identifican efectos heterogéneos a lo largo de la distribución salarial no condicional, siendo de mayor magnitud en mujeres de los percentiles más bajos.

Los resultados obtenidos arrojan evidencia sobre la importancia de incorporar la perspectiva de género en las distintas instancias de formulación de las políticas públicas.

Palabras clave: mujeres, menores, pérdida salarial, participación laboral.

Clasificación JEL: J13, J16, J24, J31

Abstract

Difficulties for labour and professional development faced by women with children is a way of gender inequality and, as such, hinders their economic autonomy. In this context, studying on children`s effects for women is very important since it contributes to understanding labour consequences of the traditional sexual division of responsibilities within households. This is extremely useful when advancing in public policies aimed at closing gender gaps, such as care policies, leaves for family responsibilities, among others.

This paper seeks to contribute to the scarce evidence on the subject in the country. It addresses the effect of children on labour participation and women wages in Argentina for the 2003-2019 period.

The methodology used is Ordinary Least Squares estimation of Mincer's income, with various specifications in order to capture not only children`s presence, but also their number and age. In addition, a quantile regression is used to estimate children`s effects along the unconditional wage distribution.

After correcting for selection bias, the results suggest that living with at least one child implies for woman a lower probability of integrating the paid labour force between 6 and 24 percentage points compared to a woman without children; and if they do, they receive a relative wage between 17% and 35% lower.

When considering different women`s groups, it is found stronger effects on youngest women (between 18 and 29 years old), medium-skilled women (high school graduates), and non- registered workers.

Based on quantile regression, it can be seen greater effects fall in low-wage women.

The results highlight the need of incorporating the gender perspective during public policies formulation to close gender gaps in the labour market.

Keywords: women, children, wage loss, labour participation.

JEL codes: J13, J16, J24, J31

ÍNDICE

I.	Introducción.....	5
II.	Marco Conceptual y Pregunta de Investigación.....	7
II.1.	Principales teorías sobre los efectos de la maternidad en el mercado laboral.....	7
II.2.	Evidencia empírica sobre los efectos laborales de la maternidad.....	9
II.2.1	Evidencia empírica en países desarrollados	10
II.2.1.1	Heterogeneidad en la penalización salarial por maternidad	12
II.2.2	Evidencia empírica en América Latina	13
III.	Diseño Metodológico.	16
III.1.	Modelo de Mincer	20
III.2.	Corrección del sesgo de selección	22
III.3.	Regresión por cuantiles no condicionada.....	25
IV.	Análisis Descriptivo.....	26
V.	Resultados econométricos.....	36
V.1.	Estimaciones del efecto de la presencia de menores en el hogar sobre el salario y participación laboral de la mujer	36
V.2.	Efectos heterogéneos según características observables.....	42
V.2.1	Estimaciones por grupos de edad.....	42
V.2.2	Estimaciones por nivel educativo	47
V.2.3	Estimaciones según condición de formalidad laboral	52
V.3.	Efectos heterogéneos por nivel de salario	55
VI.	Conclusiones.	58
VII.	Apéndices	61
VII.1.	Apéndice 1. Definición de variables.....	61
VII.2.	Apéndice 2. Coeficientes estimados para variables de control	66
VII.3.	Apéndice 3. Estimaciones por subperíodos.....	69
VIII.	Referencias Bibliográficas.	70

I. Introducción.

El notorio crecimiento de la participación laboral femenina y los mayores niveles educativos alcanzados por las mujeres durante las últimas décadas constituyen una tendencia mundial que ha significado un importante avance de la participación de las mujeres en la esfera pública (Ridgeway y Corell, 2004; Blau y Kahn, 2017). No obstante, aún persisten marcadas brechas entre varones y mujeres que aleja a estas últimas de la satisfacción plena de sus derechos.

Particularmente en Argentina, en lo que respecta al mercado de trabajo, las mujeres participan menos que los varones y las que participan lo hacen en condiciones más desfavorables. Según datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de INDEC durante el período 2003-2020 la tasa de actividad de las mujeres se ubicó sistemáticamente por debajo a la de los hombres (con una diferencia, en promedio, de 23 puntos porcentuales) y su salario fue en promedio 27% más bajo. Asimismo, cerca del 40% de las mujeres asalariadas se encontró en condición de informalidad, frente al 34% de los hombres.

Entre los factores que operan detrás de esta situación se encuentra la permanencia de estereotipos que asignan diferentes roles entre hombres y mujeres hacia el interior del hogar. En efecto, se genera una división sexual del trabajo que asigna a la mujer mayor responsabilidad por las tareas domésticas y de cuidado (trabajo no remunerado). En base a la información provista por la Encuesta sobre Trabajo no Remunerado y Uso del Tiempo (INDEC 2013), en promedio las mujeres destinan prácticamente el doble de horas a la realización de tareas domésticas y de cuidado que los hombres (6,4 horas versus 3,4 horas), diferencia que se acentúa ante la presencia de niños en el hogar (9,8 horas versus 4,5 horas).

Una mirada sobre la composición de los hogares en Argentina reafirma esta asignación de roles, con el hombre como principal responsable de la generación de los ingresos del hogar (rol de productor y proveedor) frente a la mujer a cargo del bienestar y supervivencia de la familia (rol reproductivo). Al respecto, se observa que en hogares biparentales (formados por una pareja, con o sin hijos) los hombres presentan mayores porcentajes de ocupación (80% frente al 47% de las mujeres) y en el 65% de los casos perciben el salario más alto. Por su parte, los hogares monoparentales (aquellos en los que sólo uno de los progenitores convive con los hijos) están encabezados en su gran mayoría por una mujer, lo que podría dar indicio de que las tareas de cuidado recaen principalmente en ella.

El tradicional rol de las mujeres como cuidadoras del hogar y, estrechamente vinculado a esto, la maternidad, aparecen como explicación “natural” al hecho de que ellas se ubiquen en una

posición desventajosa en sus trabajos (Budig y England, 2001). Estas desventajas refieren a menores tasas de participación laboral y/o interrupciones en las trayectorias profesionales de las madres, así como en menores salarios respecto de aquellas mujeres sin hijos.

El estudio de los mencionados efectos podría resultar de interés político por diversas razones. Por un lado, las mayores dificultades para el desarrollo laboral y profesional que enfrentan las mujeres con niños, niñas y adolescentes (NNyA) en su hogar constituye una forma de desigualdad de género y, como tal, impide el desarrollo pleno de su autonomía económica. Por otro lado, agudiza la pobreza de los hogares y refuerza su reproducción: los hogares con jefatura femenina tienen más probabilidades de encontrarse en situación de pobreza y menos oportunidades de superarla debido a la tensión entre la responsabilidad familiar y la participación laboral en empleos bien remunerados. Adicionalmente, interrupciones en la vida laboral y menores salarios durante la vida activa implica a largo plazo una mayor dificultad (en el extremo, imposibilidad) para acceder a los beneficios de la Seguridad Social, que no sólo incluyen el ingreso de la etapa pasiva sino otros beneficios como la atención de la salud.

En América Latina, y en Argentina en particular, son escasos los trabajos empíricos que abordan los efectos laborales para la mujer de la presencia de NNyA en su hogar. Si bien ello probablemente responda a la falta de disponibilidad de datos con la estructura apropiada para la estimación de efectos causales, la ausencia de este tipo de estudios no permite visibilizar las consecuencias en el mercado laboral de la tradicional división sexual del trabajo al interior de los hogares.

Hasta el momento, el estudio de Casal y Barham (2013) constituye la principal evidencia en Argentina. Este trabajo centra su análisis en la región del Gran Buenos Aires entre los años 1995 y 2003, resultando necesario aportar nueva evidencia que sirva de sustento al debate en torno a qué políticas son más adecuadas para el cierre de las brechas de géneros.

En este sentido, el presente estudio tiene por objetivo analizar los efectos de la presencia de niños, niñas y adolescentes en el hogar sobre la participación laboral y el salario de las mujeres en Argentina para el período 2003-2019, a partir de los datos provenientes de la EPH¹.

De este modo, se busca avanzar en la línea de investigación mencionada al extender el análisis a todas las regiones del país y considerar un período de tiempo más reciente, que abarque las

¹ Cabe señalar que una limitación de esta fuente de datos radica en la imposibilidad de identificar qué persona es la madre dentro un grupo familiar, por lo que el análisis se centra en la presencia de NNyA a cargo (y no estrictamente en la condición de maternidad).

transformaciones sociales y culturales de los últimos años (es decir, la mayor inserción de las mujeres en el mercado de trabajo y las modificaciones en la configuración familiar, con un aumento en la participación de la mujer como sostén del hogar). Asimismo, a diferencia de Casal y Barham (2013), se incorpora la corrección del sesgo de selección muestral para garantizar una mayor robustez de los resultados. Finalmente, se propone explorar si los efectos laborales de la presencia de NNyA difieren entre mujeres con diferentes características (edad, nivel educativo, condición de formalidad o informalidad de su empleo y nivel de ingresos).

El resto del trabajo se organiza de la siguiente forma: en primer lugar, se presentan en el marco conceptual las principales teorías que explican la *penalización por maternidad* y se repasa la evidencia empírica en el tema. En segundo lugar, se efectúa un análisis descriptivo, comparando el grupo de mujeres que conviven con niñas, niños y adolescentes respecto de aquellas que no lo hacen. Posteriormente, se describe la estrategia y metodología utilizada para estimar los efectos de la presencia de NNyA en el hogar sobre las variables laborales de la mujer. En cuarto lugar, se presentan los resultados obtenidos, tanto para el total de mujeres como para diferentes grupos definidos en función de características observables. Finalmente, se agregan comentarios conclusivos.

II. Marco Conceptual y Pregunta de Investigación.

II.1. Principales teorías sobre los efectos de la maternidad en el mercado laboral

La literatura teórica sobre el impacto de la maternidad en la trayectoria laboral de las mujeres se centra en las menores tasas de participación laboral de las madres, así como en los menores salarios que perciben respecto de aquellas mujeres sin hijos, efectos denominados por la academia como *penalización por maternidad*.

Las diversas explicaciones que la literatura ofrece para la *penalización salarial* pueden agruparse bajo dos categorías. Por un lado, las que refieren a factores observables de las trabajadoras y se basan en las diferencias de características, preferencias y comportamientos entre madres y mujeres sin hijos; y por otro, las que se centran en la idea de discriminación hacia las mujeres con hijos, por parte de los empleadores.

Dentro del primer grupo se enmarca la teoría de capital humano (Becker, 1985), que afirma que los menores salarios de las madres, en relación con las mujeres sin hijos, obedecen a diferencias en los factores de capital humano entre ambos grupos. Las madres acumulan menos educación,

experiencia laboral y antigüedad en el empleo por las interrupciones con la maternidad en sus trayectorias laborales o porque deciden trabajar menor cantidad de horas para conciliar la vida familiar con la laboral.

Otra posible explicación dentro de este grupo de teorías sostiene que las madres afrontan una mayor carga de trabajo entre las tareas domésticas y las remuneradas que las hace menos productivas laboralmente y por ende con salarios más bajos que las mujeres sin hijos.

Por último, las mujeres con hijos reciben menores salarios relativos porque, en comparación con mujeres que no son madres, se ocupan en trabajos más flexibles, con menor carga horaria o que demanden menos esfuerzo a los fines de compatibilizar el trabajo remunerado con el trabajo en el hogar (Grimshaw y Rubery, 2015). De acuerdo con la teoría de compensación salarial, trabajos con estas características ofrecen salarios más bajos.

Estas teorías económicas no cuestionan la división sexual del trabajo tradicional ni reconocen la importancia del trabajo doméstico realizado por las mujeres dentro de los hogares: dan valor al trabajo que resulta productivo desde el punto de vista capitalista e ignoran el trabajo productivo desde el punto de vista social (Picchio, 2005). También queda excluido en su análisis el abordaje de los condicionantes por los cuales una mujer decide ofrecer (o no) su fuerza de trabajo en el mercado laboral.

La economía feminista, por el contrario, no da por sentado la división sexual del trabajo. Desde este enfoque, el estudio de los efectos laborales de la maternidad queda inserto en un marco de análisis mayor, que se centra en la distribución entre trabajo productivo y reproductivo (doméstico y de cuidado). Al respecto, Rodríguez Enríquez (2012) argumenta que esta distribución del trabajo implica una subordinación económica de las mujeres, que se expresa en menor participación en el mercado laboral, en peores condiciones y con menor acceso a recursos económicos, limitando su autonomía.

El segundo grupo de teorías explican el diferencial de salarios entre mujeres con y sin hijos en base a la discriminación por parte de los empleadores, como el modelo de “gusto por la discriminación” (Becker, 1957) y el modelo de “discriminación estadística” (Phelps, 1972 y Arrow, 1973). En ambos modelos, individuos con iguales habilidades pueden presentar diferentes trayectorias laborales, según el grupo poblacional al que pertenecen (por sexo, raza, religión, etc). El primer modelo se basa en que el empleador aplica prácticas discriminatorias al preferir exclusivamente trabajar con mujeres sin hijos, en tanto que el segundo sostiene que, en presencia de información imperfecta en el mercado de trabajo, la productividad de las

trabajadoras (característica que es inobservable) se deduce a partir de la identidad del grupo al que pertenecen. En este sentido, los empleadores perciben a las mujeres sin hijos, en promedio, más productivas que las madres y en base a este supuesto, realizan ofertas laborales y salariales diferentes entre los dos grupos de mujeres.

En búsqueda de reducir prácticas discriminatorias hacia las madres, la Organización Internacional del Trabajo (OIT) ha instaurado diversos instrumentos, como el Convenio para la protección de la maternidad, 2000 (núm. 183) que establece disposiciones de protección para las mujeres embarazadas o madres en período de lactancia. En particular, establece la prevención de la exposición a riesgos para la salud materna e infantil; el derecho a una licencia remunerada por maternidad y al reintegro laboral después de la licencia con igual puesto de trabajo o equivalente, el derecho a interrupciones para la lactancia y la protección frente a la discriminación y el despido relacionados con la maternidad.

Pese a estos avances en materia de equidad de género, provenientes tanto de la labor de la OIT como de la paulatina incorporación de la agenda de género en las negociaciones colectivas, “la discriminación contra la mujer por razones de maternidad es un problema presente en todo el mundo. Incluso cuando la legislación existe, la aplicación efectiva de esas leyes continúa siendo un problema” (OIT, 2014, p.1).

II.2. Evidencia empírica sobre los efectos laborales de la maternidad

Una vasta cantidad de estudios empíricos sobre penalización salarial por maternidad busca aportar evidencia que sustente o refute las explicaciones teóricas de por qué la maternidad puede generar menores salarios.

Si bien la literatura en el tema acuerda en que las madres perciben menores salarios que las mujeres sin hijos, se intenta determinar si esa brecha salarial persiste una vez que se controla por factores observables relativos a las mujeres trabajadoras (experiencia, educación, horas trabajadas, entre otras). Es decir, se busca estimar el efecto directo de la maternidad sobre el salario de las mujeres.

Lo anterior constituye una tarea compleja debido a la presencia de diversas fuentes de potenciales sesgos en las estimaciones, derivadas de la heterogeneidad inobservable entre

madres y mujeres sin hijos, la endogeneidad de las decisiones de maternidad y el sesgo de selección en el empleo² (Korenman y Neumark, 1994).

Con el objetivo de determinar el efecto causal entre maternidad y salarios, durante las últimas décadas se han desarrollado múltiples estrategias metodológicas que incluyen diferentes técnicas de especificación y estimación, arrojando diversos resultados.

II.2.1 Evidencia empírica en países desarrollados

Entre los trabajos para economías desarrolladas, algunos concluyen que el menor salario percibido por las madres desaparece cuando en los modelos se incorporan variables como la productividad laboral y características relativas a la calificación de una trabajadora. Tal es el caso de Hill (1979), pionero en los estudios de penalización por maternidad. A partir de la información proveniente del *Panel Study of Income Dynamics* (PSID) el estudio estima por Mínimos Cuadrados Ordinarios (MCO) la ecuación de ingresos de mujeres de Estados Unidos y encuentra una diferencia negativa del 7% en los salarios de las madres (respecto de aquellas que no lo son), que desaparece al controlar por productividad laboral y variables relativas a la calificación de una trabajadora.

Gupta y Smith (2002) estiman el impacto de la maternidad sobre los salarios en Dinamarca a partir de datos longitudinales (*Danish Longitudinal Survey*). Mediante estimaciones de efectos fijos y aleatorios, tampoco encuentran evidencia sobre una penalización salarial residual, después de controlar por factores observables como la experiencia laboral.

Contrariamente, existen estudios que encuentran que la brecha salarial entre madres y mujeres sin hijos persiste luego de considerar variables asociadas con la acumulación de capital humano y otras características laborales.

Entre este grupo de trabajos se encuentra el estudio de Waldfogel (1997) para Estados Unidos que utiliza datos longitudinales (*National Longitudinal Survey of Young Woman*, NLS-YW) y emplea los modelos de *pool* de corte transversal, primeras diferencias y efectos fijos. En todos los modelos encuentra que las diferencias en capital humano y variables laborales no logran

² La *heterogeneidad inobservable* hace referencia a la omisión de alguna variable, por ser un factor o característica no observable, que está correlacionada con el salario. La *endogeneidad* puede aparecer si existe simultaneidad entre maternidad y la decisión laboral de la mujer. Finalmente, el *sesgo de selección* ocurre cuando no es posible observar el salario de todas las mujeres de la muestra, sino que, por el contrario, se observa sólo a las que se encuentran ocupadas (aquellas para las que su salario de reserva es menor o igual al salario de mercado).

explicar por completo la brecha salarial entre mujeres con y sin hijos, sino que por el contrario ésta persiste cercana al 4%. Budig y England (2001) emplean la misma fuente de datos con un modelo de efectos fijos, alcanzando resultados similares. Esto es, una penalidad salarial por maternidad del orden del 5% luego de controlar por experiencia laboral.

Un tercer grupo se compone de estudios que no obtienen evidencia concluyente sobre la existencia de una penalidad salarial residual. Con datos de la NLS-YW, el estudio de Korenman y Neumark (1992) encuentra resultados que varían según la técnica de especificación y estimación empleada. Mediante MCO encuentran que el efecto negativo de los hijos sobre el salario se reduce, pero no desaparece, cuando se incorporan controles asociados a la experiencia y antigüedad laboral, mientras que la estimación en primeras diferencias no muestra evidencia sobre un efecto negativo de la maternidad sobre los salarios de las mujeres.

Por su parte, Gangl y Ziefle (2009) analizan las trayectorias salariales alrededor del momento de la maternidad de cinco cohortes de mujeres sobre la base de encuestas longitudinales de Estados Unidos, Alemania y Gran Bretaña³. Por medio del modelo de efectos fijos, los autores encuentran que existe una penalidad salarial que se ubica entre el 9% y 18% por hijo, con diferencias marcadas entre países respecto al mecanismo generador de la penalización. En Gran Bretaña y Estados Unidos, la brecha salarial se explica por completo por la interrupción laboral de las madres, mientras que en Alemania se observa una penalidad salarial por maternidad residual, no explicada por factores observables.

Además de las técnicas de estimación típicamente empleadas en este campo de investigación (MCO, efectos fijos y primeras diferencias), otros métodos cuasi experimentales se han incorporado al análisis en busca de avanzar hacia la determinación del efecto causal entre maternidad y salarios.

En el marco de este enfoque, se encuentran estudios que emplean la estrategia de variables instrumentales y estudio de eventos. Dentro de los primeros, se encuentra el trabajo de Lundborg, Plug y Rasmussen (2017) que utiliza los tratamientos de fertilización in vitro como instrumento de la maternidad a partir de datos administrativos de Dinamarca. Sus estimaciones indican que el efecto de la fertilidad en los ingresos laborales de las mujeres es negativo y persistente, conducido mayormente por la caída experimentada en el salario horario que alcanza un 12% en el mediano y largo plazo. Por su parte, Kleven, Landais y Søgaaard (2019) también

³ *National Longitudinal Survey of Youth (NLSY)* de Estados Unidos, *German Socio-Economic Panel (GSOEP)* de Alemania y *British Household Panel Survey (BHPS)* de Gran Bretaña.

emplean datos administrativos de Dinamarca para aplicar un estudio de eventos en torno al primer nacimiento, encontrando que veinte años después del nacimiento del primer hijo el salario de las mujeres es un 20% menor al que percibían el año previo a la maternidad.

II.2.1.1 Heterogeneidad en la penalización salarial por maternidad

Además de estimar el efecto medio de los hijos sobre los salarios de las mujeres, la literatura en el tema se ha enfocado en explicar la heterogeneidad en la penalización salarial según diferentes factores, tales como el *timing* o momento en que sucede la maternidad, educación, nivel de ingresos, orientación sexual de la madre, entre otros.

De acuerdo con el momento de la maternidad, diversos estudios analizan si la penalización salarial difiere con la edad de la madre al momento del primer nacimiento, cuyos resultados sugieren que postergar la maternidad reduce la penalización salarial al permitir a la madre acumular mayor capital humano y experiencia laboral previo al nacimiento del primer hijo (Taniguchi, 1999; Amuedo-Dorantes y Kimmel, 2005 y Miller, 2011). Asimismo, otros estudios se centran, más que en la edad, en el nivel de experiencia laboral acumulado al momento del primer embarazo, al considerar si éste se produce antes o después de la entrada de la mujer al mercado laboral. Los resultados indican que cada año en que se posterga la maternidad conlleva un aumento salarial (Herr, 2016).

La investigación empírica sobre cómo varía la penalización por maternidad según el nivel educativo de las mujeres encuentra resultados disímiles. Mientras que algunos trabajos sostienen que las mujeres con mayor nivel de educación no sufren penalización alguna en sus salarios (Amuedo-Dorantes y Kimmel, 2005; Taniguchi 1999), otros encuentran que en este grupo de mujeres se registra la mayor penalidad (Waldfogel, 1997). Por su parte, Budig y England (2001) no encuentran relación significativa entre la magnitud de la penalización salarial con el nivel educativo alcanzado, en tanto que Anderson, Binder y Krause (2003) encuentran que las mujeres de calificación media (con estudios secundarios) enfrentan una mayor pérdida de salario en comparación con mujeres de bajo y alto nivel educativo alcanzado.

Con respecto al nivel de ingresos de la mujer, algunos estudios exploran si la asociación entre maternidad y salario varía a lo largo de la distribución salarial. Budig y Hodges (2010) emplean una regresión por cuantiles condicionada con efectos fijos, encontrando que la penalización es mayor en las mujeres de menores recursos. Al respecto, Killewald y Bearak (2014) cuestionan el uso de regresiones cuantílicas condicionales para comparar mujeres con diferente nivel de

salario. Los autores sostienen que con este método la estimación se efectúa hacia dentro de un grupo de mujeres definido por las covariables del modelo, y no necesariamente entre mujeres con diferente salario en términos absolutos, para lo cual proponen el método de regresión por cuantiles no condicionada (RCNC). Sus resultados exhiben una mayor penalización por maternidad en mujeres ubicadas en el centro de la distribución salarial. Budig y Hodges (2014) recogen el aporte realizado por estos autores y reestiman su modelo con la técnica de RCNC, encontrando evidencia que confirma sus resultados previos, es decir, una penalización mayor en mujeres más pobres, que disminuye conforme aumenta el nivel de salario.

Finalmente, otros estudios examinan si la presencia de un hijo genera efectos diferenciales de acuerdo con la orientación sexual de la madre. Baumle (2009) encuentra que la penalización salarial por maternidad se limita a las mujeres heterosexuales. Asimismo, los resultados de Andresen y Nix (2020) muestran una menor caída salarial en madres homosexuales, que es compartida con su pareja y desaparece al cabo de 5 años (a diferencia de parejas heterosexuales en las que la brecha salarial se perpetúa en el tiempo). Con esta evidencia los autores concluyen que los efectos de la maternidad en la carrera profesional de las mujeres heterosexuales no se pueden explicar únicamente por el impacto del parto y la lactancia.

II.2.2 Evidencia empírica en América Latina

Si bien la evidencia empírica para países desarrollados brinda un marco para la discusión de los efectos laborales de la maternidad, los resultados no pueden extrapolarse de manera directa al contexto latinoamericano, debido a las diferencias en sus instituciones y prácticas laborales, en la regulación de sus mercados de trabajo, en la provisión de servicios que equilibren trabajo remunerado con tareas domésticas no remuneradas, entre otros.

En contraste con la abundante evidencia empírica en países desarrollados, que utiliza datos longitudinales para identificar el impacto de los hijos sobre la trayectoria laboral de las mujeres, en América Latina la evidencia disponible es por el momento escasa y se basa principalmente en el uso de datos de corte transversal.

El estudio pionero en la región es el de Piras y Ripiani (2005) que analiza mediante la estimación por MCO el efecto de la maternidad sobre el salario en Bolivia, Brasil, Perú y

Ecuador, a partir de sus respectivas Encuestas Nacionales de Hogares⁴. Sus estimaciones arrojan resultados disímiles entre países: mientras que en Perú existe evidencia sobre penalización por maternidad (del orden del 10,7%), para Bolivia y Brasil se observa una prima salarial por hijo y en el caso de Ecuador no se encuentran resultados estadísticamente significativos.

Olarte y Peña (2010) efectúa las estimaciones para Colombia, en base a la Encuesta Nacional de Calidad de Vida (ECV). Este trabajo también utiliza el método de MCO e incorpora la corrección del sesgo de selección que aparece al restringir el análisis sólo al conjunto de mujeres que se encuentran ocupadas, y que por lo tanto declaran salarios en la encuesta. Sus resultados muestran que las madres perciben en promedio un salario 9,4% menor al de las mujeres sin hijos, luego de controlar por dicho sesgo y factores observables.

Durante los últimos años, se han registrado avances en la sistematización de datos longitudinales sobre seguridad social y mercados laborales en América Latina. No obstante, son relativamente pocos los países que disponen de bases de datos longitudinales que a su vez contengan la información necesaria para estudiar los efectos dinámicos de la maternidad (relativa a las trayectorias laborales de las mujeres y fecha de nacimiento de sus hijos)⁵.

En efecto, estudios más recientes de la región utilizan este tipo de datos y aplican la metodología de estudios de eventos. Aguilar-Gomez, S., Arceo-Gomez, E., y De la Cruz Toledo, E. (2019) analizan el caso de México, a partir de datos de Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE). Encuentran que con el nacimiento del primer hijo la participación de la mujer en el mercado laboral decrece en alrededor 63 puntos porcentuales y su salario en 84 puntos porcentuales, en comparación con el año previo al nacimiento.

Berniell, de la Mata, Edo y Marchionni (2019) emplean la Encuesta Longitudinal de Protección Social (ELPS) de Chile para estimar los efectos de corto y largo plazo de los hijos en la trayectoria laboral de sus padres. Los resultados obtenidos muestran un impacto negativo y persistente del primer hijo sobre los resultados laborales de las madres. Un año después del nacimiento del primer hijo, las madres presentan un 20% menos de probabilidad de estar empleadas y perciben un salario horario un 15% menor que antes del embarazo, efectos que permanecen relativamente estables diez años después. Berniell et al. (2021) complementan este

⁴ Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios (PNAD) de Brasil, la Encuesta de Condiciones de Vida (ECV) de Ecuador, la Encuesta Continua de Hogares (ECH) de Bolivia y la Encuesta Nacional de Hogares (ENH) de Perú.

⁵ Estos países son: Chile (Encuesta Longitudinal de Protección Social- ELPS), Uruguay (ELPS-URY), México (Módulo de Trayectorias Laborales (MOTRAL) de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo) y Perú (Encuesta Nacional de Hogares, ENAHO).

análisis con el estudio en otros países latinoamericanos para los cuales se dispone de información con la estructura necesaria para este tipo de estudios (México, Perú y Uruguay). Los resultados encontrados son similares a los del caso chileno: el nacimiento del primer hijo genera una importante caída en el empleo para la madre, que no se recupera años después.

Por su parte, Querejeta Rabosto (2020) aplica la metodología de estudio de eventos para Uruguay, a partir de registros administrativos de historias laborales. Sus estimaciones exhiben una reducción del empleo formal y salario horario, luego de la maternidad, del 17% y 5%, respectivamente que podrían acumular hasta un 42% y 24% en el largo plazo.

La mayor penalización sobre el empleo en el mediano y largo plazo encontradas en este último estudio, en relación con los resultados de Berniell et al. (2021) para Uruguay (caída del 16% en el mediano plazo y efectos no significativos en el largo plazo), puede deberse a que la reducción del empleo formal incluye el traslado hacia empleos informales, que podría actuar como amortiguador en la caída del empleo.

Particularmente para el caso de Argentina, la falta de datos longitudinales en las Encuestas de Hogares limita las posibilidades de aplicar métodos cuasi experimentales que permitan aproximar el efecto causal de la maternidad sobre el salario y participación laboral y de efectuar análisis dinámicos que consideren efectos de mediano y largo plazo sobre la trayectoria laboral de las mujeres.

Hasta el momento, el estudio de Casal y Barham (2013) constituye la principal evidencia en Argentina sobre el efecto de los hijos en el salario de sus madres. Este trabajo, que centra su análisis en la región del Gran Buenos Aires en el período 1995-2003, emplea un modelo de MCO a partir de datos de la Encuesta Permanente de Hogares (en su modalidad puntual). Sus resultados exhiben que, en el sector informal del mercado laboral, las mujeres con menores en el hogar perciben en promedio un salario entre un 8% y 26% menor que una mujer sin hijos.

En este sentido, el presente trabajo tiene por objetivo aportar nueva evidencia para Argentina sobre los efectos laborales para la mujer de la presencia de niños, niñas y adolescentes en el hogar. En particular, se pretende contribuir en diversas direcciones en relación con el estudio previo mencionado. En primer lugar, presentar estimaciones para todo el país y para un período de tiempo reciente (que recoja las transformaciones sociales y culturales de los últimos años). En segundo lugar, incorporar la corrección por el sesgo de selección que asegure resultados consistentes y no sesgados. En tercer lugar, analizar los efectos de la presencia de NNyA no sólo sobre el salario sino también sobre la participación laboral de la mujer. En cuarto lugar,

incorporar como variable de análisis los distintos tipos de hogares que habita una mujer dado que la conformación de hogares puede impactar de manera diferente sobre la decisión de integrar o no el mercado laboral y esto indirectamente afectar su salario. Finalmente, explorar si la presencia de NNyA genera efectos diferenciales en función de características observables de las mujeres y si los efectos sobre el salario varían con el nivel de ingreso de la mujer.

En función de este objetivo, el presente estudio aborda las siguientes preguntas de investigación: ¿cuáles son los efectos de la presencia de NNyA en el hogar sobre la participación en el mercado laboral y salario de las mujeres en Argentina durante el período 2003-2019?, ¿cómo son estos efectos entre mujeres con diferentes características (edad, nivel educativo y condición de formalidad o informalidad laboral)? y finalmente ¿el efecto sobre el salario difiere entre mujeres con diferente nivel de ingreso?

III. Diseño Metodológico.

En esta sección se presenta la estrategia empírica adoptada para analizar los efectos de la presencia en el hogar de niños, niñas y adolescentes sobre la participación laboral de la mujer, medida en términos de la probabilidad de formar parte del mercado de trabajo, y el salario.

El modelo más apropiado para analizar esto sería aquel que utiliza una estructura de datos en la que combina una dimensión transversal con otra temporal, de modo que permita observar a la misma mujer a lo largo del tiempo (conocida como estructura de datos de panel). No obstante, la ausencia en Argentina de información pública con la mencionada estructura imposibilita la comparación de la situación laboral de una mujer antes y después del nacimiento de su primer hijo⁶.

Por lo expuesto anteriormente, este estudio emplea la estructura denominada *pool* de datos de corte transversal, que consiste en observar a una muestra obtenida en diferentes momentos del tiempo de forma independiente. Esto último implica que las observaciones no provienen necesariamente de los mismos individuos en cada período de tiempo.

⁶ Al respecto, se señala que a través del mecanismo de Acceso a la Información Pública se ha solicitado a la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES) información relativa a la historia laboral (desagregada a nivel individual) de una muestra aleatoria y anonimizada de mujeres beneficiarias de la asignación por maternidad, no obteniendo respuesta por parte del mencionado organismo.

Como fuente de información se emplean los microdatos de la Encuesta Permanente de Hogares, llevada a cabo por el INDEC durante el cuarto trimestre de cada año del período 2003-2019⁷.

Una limitación proveniente de esta fuente de datos radica en la imposibilidad de identificar qué persona es la madre dentro un grupo familiar, por lo que su aproximación se efectuó a partir de un mapeo de la base de hogares con la de individuos, identificando a aquellas mujeres que conviven con NNyA. Esta decisión metodológica tiene sustento empírico dado que, de acuerdo con los datos de la Encuesta de Protección y Seguridad Social (ENAPROSS II), cerca del 97% de los niños, niñas y adolescentes de hasta 17 años convive con su madre.

Cabe aclarar que, dada la división sexual de trabajo tradicional, es probable que, ante la presencia de NNyA en el hogar, sea la mujer quien asuma en mayor proporción la responsabilidad de su cuidado, con independencia de la relación de parentesco que los una. Sin embargo, se busca aproximar (en la mayor medida posible) a las madres, a fin de captar los efectos que la maternidad podría acarrear en su trayectoria laboral y de formación.

La muestra seleccionada para el análisis consiste en mujeres entre 18 y 40 años, jefas de hogar o cónyuges del jefe de hogar, que habitan en hogares unipersonales, monoparentales núcleo o biparentales núcleo⁸.

La selección del rango etario fue realizada de modo que permita abarcar mayor cantidad de hogares que, en caso de tener menores de 18 años, éstos sean niños⁹.

Producto de la mencionada limitación de la fuente de datos, incluir en el análisis a mujeres de edades más grandes podría llevar a una subestimación de los efectos, dado que se podría estar incorporando a mujeres que son madres, pero al momento de responder la encuesta ya no conviven con sus hijos. De acuerdo con los datos de la EPH para el período 2003-2019, al observar la distribución por edad de mujeres sin NNyA en su hogar, se espera que esto ocurra a partir de los 40 años, por lo que se adoptó la decisión metodológica de emplear esta edad como corte para seleccionar la muestra de análisis¹⁰.

⁷ Con excepción del 2015, que queda excluido del análisis, puesto que para dicho año no se encuentran disponibles los microdatos de la EPH correspondientes al cuarto trimestre.

⁸ Un hogar *núcleo* está compuesto exclusivamente por uno o ambos progenitores y sus hijos, correspondiendo en el primer caso a un hogar *monoparental* y en el segundo, a uno *biparental*.

⁹ El 69% de las mujeres de hasta 40 años conviven con menores de 10 años en su hogar, porcentaje que se reduce al 14% en el caso de mujeres de más de 40 años.

¹⁰ La cantidad de mujeres que no conviven con NNyA decrece a partir de los 30 años aproximadamente, en línea con la edad promedio a la que las mujeres tienen su primer hijo (según datos de la Dirección de Estadísticas y

Asimismo, se seleccionaron las mujeres que declaran ser jefas o cónyuges del jefe de hogar a fin de procurar que la muestra contenga sólo una posible madre por hogar. De lo contrario, incorporar mujeres con otra relación con el jefe (como madre, suegra, hermana u otra familiar) generaría dificultad para identificar a la madre dentro del grupo familiar.

Por igual motivo, no fue posible considerar en el análisis a las parejas del mismo sexo (386 observaciones) y a hogares con más miembros que la familia núcleo (9.475 observaciones). Esto último abarca tanto a hogares extendidos (que incluyen otros familiares) como compuestos (que incluyen miembros sin relación de parentesco)¹¹. En efecto, el universo de análisis quedó conformado por mujeres que viven solas (en hogares unipersonales), mujeres que viven con hijos (hogares monoparentales núcleo) y mujeres que viven con su cónyuge, o con su cónyuge e hijos (hogares biparentales núcleo).

Posteriormente, se excluyeron los casos de mujeres que conviven con hijos mayores de edad (652 observaciones) y aquellos casos en los que resulta difícil asumir la relación hijo-madre (2.183 observaciones). En relación con esto último, vale recordar que la EPH identifica únicamente al hijo del jefe de hogar, por lo que en hogares donde la mujer es la jefa (ya sea hogares monoparentales como biparentales) es posible identificar con mayor claridad el vínculo entre ella y el menor, no así en los casos donde la mujer es la cónyuge del jefe (que por definición corresponden a hogares biparentales). Para estos casos, se adoptó como criterio de selección que la diferencia de edad entre la mujer y el hijo mayor del hogar sea como mínimo de 17 años.

Finalmente, se excluyeron del análisis las mujeres ocupadas que no reportaron ingreso (983 observaciones), con ingreso cero (1.284) y aquellas sin horas trabajadas durante la semana de referencia (1.705 observaciones) por la imposibilidad de calcular el salario real por hora, variable dependiente del presente estudio.

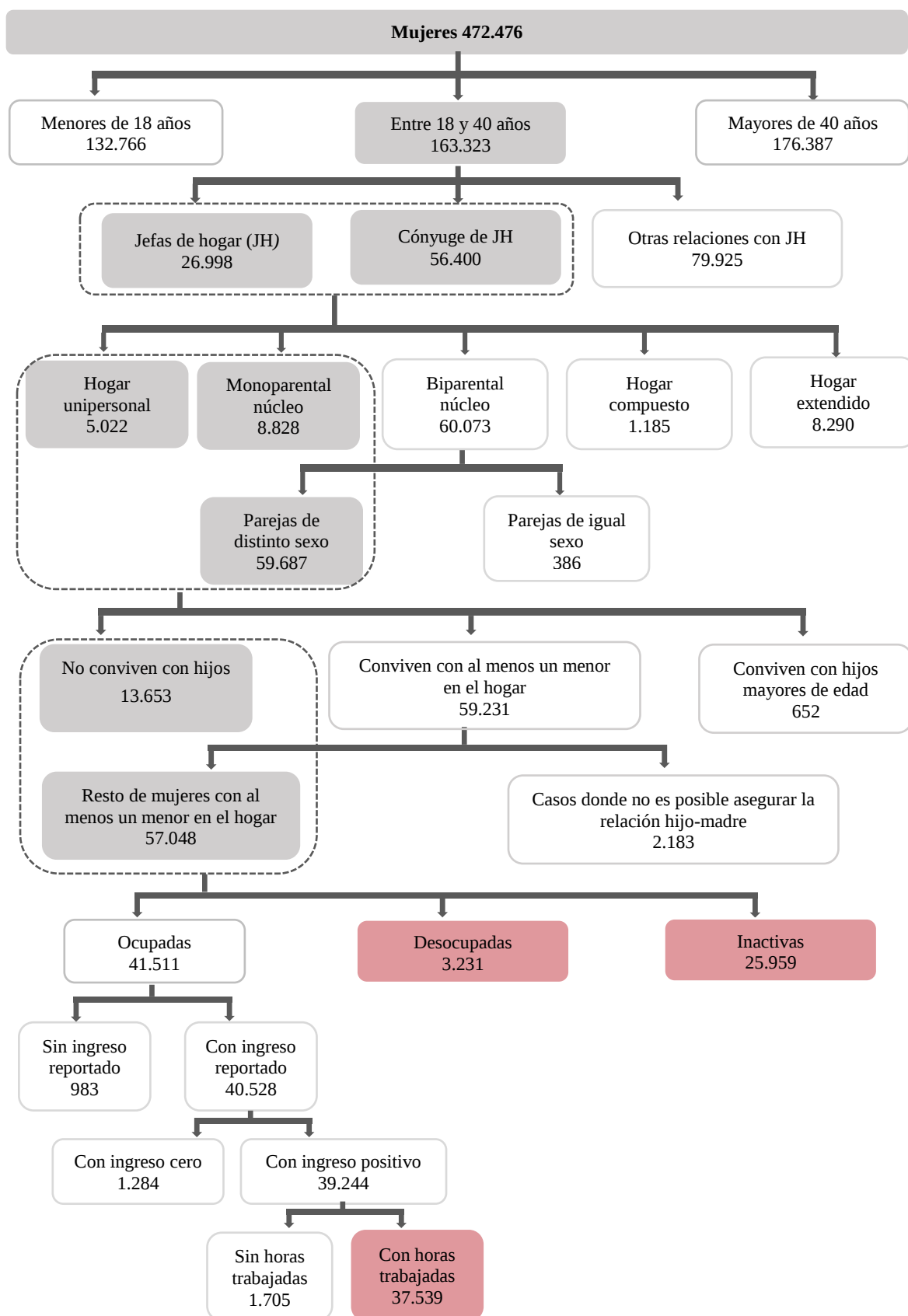
A partir de las consideraciones efectuadas, se obtuvo una muestra final de 66.729 mujeres que se compone, según el estado ocupacional de la mujer, de 41.511 ocupadas, 3.231 desocupadas y 25.959 mujeres inactivas.

Censos de Buenos Aires). No obstante, a partir de los 40 años, la cantidad de mujeres sin NNyA en el hogar muestra un marcado crecimiento.

¹¹ Esto podría conllevar una subrepresentación de las mujeres de bajos recursos en la muestra de análisis dado que generalmente integran hogares extendidos o compuestos.

El esquema 1 describe el proceso de selección de la muestra, exhibiendo en color rosa los grupos de mujeres que componen la muestra final.

Esquema.1 Proceso de selección de la muestra



III.1. Modelo de Mincer

Se parte del modelo tradicionalmente empleado en la literatura sobre capital humano (modelo de Mincer) y se lo extiende incorporando otras variables de control a fin de determinar los efectos de la presencia de niñas, niños y adolescentes en el hogar sobre la variable de interés (salario horario). Concretamente, la ecuación de ingresos a estimar adopta la siguiente forma:

$$\ln w_i = \alpha_{ij} + \beta H_i + \delta_1 X_{1i} + \delta_2 X_{2i} + \delta_3 X_{3i} + \delta_4 X_{4i} + \mu_i \quad (1)$$

Donde la variable dependiente $\ln w_i$ es el logaritmo natural del salario real por hora de la mujer i .

H_i es un vector de variables vinculadas a la presencia y características de los NNyA que varía según la especificación del modelo, como se detallará más adelante.

X_{1i} es un vector de variables de capital humano: edad y cuadrado de la edad (como variables proxy de la experiencia laboral) y nivel educativo.

X_{2i} es un vector de variables dicotómicas según la tipología del hogar: unipersonal, monoparental y biparental.

X_{3i} se compone de variables *dummies* para cada región en la que vive la mujer y año en que respondió la encuesta.

X_{4i} es un vector de variables asociadas a las características laborales: antigüedad en el empleo, posición jerárquica del puesto, tipo de jornada laboral, tamaño de la empresa, sector de gestión (público/privado), condición de formalidad o informalidad del empleo y sector económico en el que se desempeña la mujer.

μ_i es el término de error aleatorio que incluye todos los factores que forman parte del proceso generador del salario y que no son explicados por las variables independientes del modelo expuesto.

El Apéndice 1 provee una descripción detallada de la forma en que se han construido las variables utilizadas en el análisis.

En línea con la literatura en la temática (Piras y Ripani, 2005; Olarte y Peña, 2010; Casal y Berham, 2013), se incluyen diferentes especificaciones para medir el efecto de la presencia de NNyA en el hogar sobre el salario de las mujeres:

- **Especificación 1:** considera si las mujeres conviven con al menos una niña, niño o adolescente. H_i es una variable *dummy* que capta la presencia o no de NNyA en el hogar. En efecto, la ecuación (1) adopta la siguiente forma:

$$\ln w_i = \alpha_{ij} + \beta_1(\text{NNyA en el hogar})_i + \delta_1 X_{1i} + \delta_2 X_{2i} + \delta_3 X_{3i} + \delta_4 X_{4i} + \mu_i \quad (1.1)$$

- **Especificación 2:** considera la cantidad de NNyA que conviven con la mujer. H_i incluye *dummies* para uno, dos o tres o más, siendo la ecuación a estimar la siguiente:

$$\ln w_i = \alpha_{ij} + \beta_1(\text{un NNyA})_i + \beta_2(2 \text{ NNyA})_i + \beta_3(3 \text{ o más NNyA})_i + \delta_1 X_{1i} + \delta_2 X_{2i} + \delta_3 X_{3i} + \delta_4 X_{4i} + \mu_i \quad (1.2)$$

- **Especificación 3:** toma en consideración las edades de los NNyA a fin de capturar las diferentes necesidades de cuidado que éstos requieren según la etapa de vida en la que se encuentran. El vector H_i considera la presencia de NNyA en el hogar por rangos de edad, siendo la ecuación a estimar la siguiente:

$$\ln w_i = \alpha_{ij} + \beta_1(1 \text{ año})_i + \beta_2(2_3 \text{ años})_i + \beta_3(4_5 \text{ años})_i + \beta_4(6_7 \text{ años})_i + \beta_5(8_9 \text{ años})_i + \beta_6(10_11 \text{ años})_i + \beta_7(12_17 \text{ años})_i + \delta_1 X_{1i} + \delta_2 X_{2i} + \delta_3 X_{3i} + \delta_4 X_{4i} + \mu_i \quad (1.3)$$

En función de la literatura revisada, se espera que los coeficientes estimados para las variables vinculadas a la presencia de niñas, niños y adolescentes en las ecuaciones (1.1) a la (1.3) sean negativos. Específicamente, se espera que el salario horario de las mujeres que conviven con NNyA sea significativamente más bajo que el de las mujeres que no lo hacen y que este efecto sobre el salario sea mayor a medida que aumenta la cantidad de NNyA en el hogar. Asimismo, se espera que los efectos se acentúen ante la presencia de niños pequeños en el hogar por los mayores cuidados que éstos requieren.

En línea con lo expuesto en el párrafo precedente, ser jefa de un hogar monoparental implicaría, en comparación con las jefas de hogares unipersonales, un menor salario horario. Dicha relación, en cambio, no resulta tan clara para el caso de mujeres en hogares biparentales dado que ellas podrían convivir o no con NNyA, no existiendo a priori un signo esperado para su coeficiente.

Con el objetivo de analizar si los efectos de la presencia de NNyA difieren entre mujeres con diferentes características, se efectúan nuevamente las estimaciones, pero para diferentes grupos de mujeres, definidos a partir de las siguientes variables: edad, nivel educativo y condición de formalidad o informalidad del empleo.

En la primera estimación, se consideran dos rangos de edades: entre 18 y 29 años y entre 30 y 40 años. En el segundo caso, se toma en cuenta tres niveles educativos: hasta secundaria incompleta, secundaria completa o universitario incompleto y educación universitaria completa. La tercera estimación considera la condición de formalidad o informalidad del empleo de la mujer.

En función de la literatura revisada, se espera que, ante la presencia de NNyA en el hogar, las mujeres más jóvenes enfrenten la mayor pérdida relativa de salario. En relación con el nivel educativo, no es posible anticipar los efectos esperados dado que los estudios no arrojan evidencia concluyente. Finalmente, respecto a la condición de formalidad o informalidad en el empleo, se esperan efectos mayores en mujeres con empleo informal dado que no cuentan con protección legal que les permita mantener sus salarios durante la maternidad.

III.2. Corrección del sesgo de selección

En el análisis de las diferencias salariales entre grupos de trabajadores es usual que se presente el problema del sesgo de selección. Éste se origina en la falta de aleatoriedad en la selección muestral, al observar sólo los salarios de las mujeres que efectivamente trabajan.

Si la decisión de trabajar en el mercado laboral fuese aleatoria, se podría ignorar el hecho que no todos los salarios son observados y usar el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios para estimar el modelo. Sin embargo, el supuesto de participación aleatoria es poco realista dado que esta participación se encuentra influenciada por otros factores, como la diferencia entre el costo de oportunidad de trabajar y el salario que ofrece el mercado. En otros términos, si el salario de mercado no es lo suficientemente alto para compensar a la persona por el costo que implica quedarse fuera del mercado, probablemente esa persona no integrará la fuerza laboral remunerada.

Dado que en la participación laboral intervienen características individuales, tanto observables como no observables, los coeficientes de la ecuación (1) capturan la heterogeneidad inobservable y por lo tanto MCO arrojaría estimaciones sesgadas e inconsistentes. En virtud de ello, en el presente trabajo se aplica la corrección del sesgo de selección propuesta por Heckman (1979).

La participación en el mercado laboral puede modelarse a partir de la siguiente ecuación de selección:

$$p_i^* = \gamma z_i' + \varepsilon_i \quad \varepsilon_i \sim N(0,1) \quad (2)$$

Donde z es el vector de características de la mujer i que determinan si el evento (participación en el mercado laboral) ocurre o no y p_i^* es una variable latente (inobservable) que mide las preferencias por ingresar al mercado laboral. Solo es posible observar una variable indicadora de la participación laboral (p) tal que:

$$p = 1 \quad (\text{la mujer trabaja para el mercado}) \text{ si } p_i^* > 0$$

$$p = 0 \quad (\text{la mujer no trabaja para el mercado}) \text{ si } p_i^* \leq 0 \quad (3)$$

Al ser la variable dependiente del modelo el salario horario, el modelo de regresión (1) sólo puede estimarse para las mujeres que perciben una remuneración (es decir con $p_i^* > 0$) y puede re expresarse de forma matricial como:

$$\ln w_i = \beta H_i' + \delta X_i' + \mu_i \quad (4)$$

Para $i = 1, \dots, m$ mujeres, donde m representa un subconjunto del total de mujeres de la muestra (n), integrado por aquellas que se encuentran ocupadas.

Aplicando el operador esperanza a la ecuación (4) se tiene:

$$E(\ln w_i | p_i^* > 0) = \beta H_i + \delta X_i' + E(\mu_i | p_i^* > 0) \quad (5)$$

$$E(\ln w_i | p_i^* > 0) = \beta H_i + \delta X_i' + E(\mu_i | \varepsilon_i > -\gamma z_i') \quad (6)$$

Lo que finalmente puede expresarse como:

$$E(\ln w_i | p_i^* > 0) = \beta H_i + \delta X_i' + \rho \sigma_\mu \frac{\phi(\gamma z_i')}{\Phi(\gamma z_i')} \quad (7)$$

Donde ρ es la correlación entre los residuos μ_i y ε_i , $\phi(\cdot)$ y $\Phi(\cdot)$ son, respectivamente, la función de densidad y la función de distribución acumulada de la probabilidad de participar del mercado laboral. El cociente entre ambas funciones (representado con la letra λ) se denomina inverso del ratio de Mills y es una función monótona decreciente de la probabilidad de que una observación sea seleccionada.

$$\lambda_i = \frac{\phi(\gamma z_i')}{\Phi(\gamma z_i')} \quad (8)$$

Si los términos de error no están correlacionados ($\rho = 0$), la esperanza condicional de μ_i es cero y la función de regresión para el subconjunto de la muestra observado (mujeres ocupadas) es la misma que la de la muestra total. En este caso, puede emplearse MCO para la estimación de β y δ de la muestra incompleta. Sin embargo, en general $\rho \neq 0$, en cuyo caso la estimación por MCO implicaría la omisión del tercer término de la ecuación (7), generando los problemas

habituales de las estimaciones con omisión de variables relevantes; a saber, estimadores sesgados e inconsistentes para los vectores β y δ (Heckman, 1979).

A fin de corregir el sesgo de selección y subsanar los potenciales problemas que implicaría la estimación por MCO se sigue el procedimiento propuesto por Heckman (1979) que consiste en una estimación en dos etapas.

En la primera etapa, se estima la probabilidad de que la mujer participe del mercado laboral (p) a partir de un modelo *probit* o de elección binaria en el que la variable dependiente asume el valor 1 ($p = 1$) si la mujer participa activamente en el mercado laboral y 0 ($p = 0$) si no participa (se encuentra desocupada o inactiva).

$$p_i = \gamma z_i' + \varepsilon_i \quad (9)$$

A partir de la estimación de la ecuación de selección se obtienen estimadores consistentes para γ que son utilizados para el cálculo de la inversa del ratio de Mill (λ).

En la segunda etapa, se estima la ecuación (1), añadiendo el parámetro λ como regresor.

$$\ln w_i = \alpha_{ij} + \beta H_i + \delta_1 X_{1i} + \delta_2 X_{2i} + \delta_3 X_{3i} + \delta_4 X_{4i} + \varphi \lambda + \mu_i \quad (10)$$

La inclusión de λ en la ecuación salarial permite determinar el efecto del sesgo de selección, es decir, si el hecho de observar sólo a las ocupadas condiciona la estimación del salario real por hora que percibiría una mujer (trabaje o no de forma remunerada). Ello depende de la significatividad de su coeficiente; si resulta estadísticamente significativo, es posible rechazar la hipótesis nula de selección aleatoria y los coeficientes estimados para los parámetros $\beta, \delta_1, \delta_2, \delta_3$ y δ_4 serán consistentes sólo mediante la corrección del sesgo de selección de Heckman.

Para la identificación del modelo se requiere que el vector de variables de control (z) de la ecuación de selección contenga al menos una variable que incida en la probabilidad de participación, pero no en el salario (Olarte y Peña, 2010). De lo contrario, λ es función de las mismas variables incluidas en la ecuación de salarios, lo que produce estimadores altamente inestables (Acosta, Peticara y Ramos, 2006).

En este trabajo se emplean dos variables que cumplen con la mencionada condición; a saber, ingresos no salariales e ingresos de otros miembros del hogar (ambos medidos en logaritmo), que son incluidos junto con las restantes variables de control.

III.3. Regresión por cuantiles no condicionada

La regresión lineal por mínimos cuadrados estima el efecto promedio de la presencia de NNyA sobre el salario medio de las mujeres (condicionada a los predictores del modelo). Sin embargo, este efecto parcial puede resultar diferente entre distintos segmentos de la muestra, por lo que centrarse en la media condicional no permite capturar las heterogeneidades existentes (Wooldridge, 2000).

En este contexto, la regresión por cuantiles adquiere relevancia dado que, al estimar el efecto de cada predictor sobre un cuantil específico de la variable dependiente, permite conocer la influencia de los predictores a lo largo de toda la distribución. En efecto, permitirá estimar, para el caso particular de este estudio, el efecto de la presencia de NNyA en el hogar sobre los diferentes cuantiles de la distribución no condicionada del salario real por hora.

La regresión cuantílica no condicionada, propuesta por Firpo, Fortin y Lemieux (2009), se basa en la función de influencia recentrada (RIF, por sus siglas en inglés), que viene dada por:

$$RIF(y; q_\tau; F_y) = q_\tau + (\tau - 1\{y \leq q_\tau\}) / f_y(q_\tau) \quad (11)$$

Donde τ es un cuantil, q_τ es el valor de la variable dependiente (y) en el τ -ésimo cuantil, $f_y(q_\tau)$ es la función de densidad de la variable y en q_τ , F_y es la función de distribución acumulada de y , y $1\{y \leq q_\tau\}$ es una función indicadora que crea una variable *dummy* que asume 1 si el salario de una mujer dada se encuentra por debajo al salario de un determinado cuantil.

La probabilidad que el salario de cada observación asuma un valor igual o menor que el salario de un cuantil se convierte en la variable dependiente transformada sobre la cual se puede aplicar luego una regresión por MCO para estimar el efecto de la presencia de NNyA sobre el salario.

Esta estrategia de estimación se basa en el supuesto de independencia condicional, que establece que la distribución de los determinantes no observables del salario, condicional a un vector de características observables, es la misma entre las mujeres que conviven con niñas, niños y adolescentes y las que no conviven con ellos. Cabe aclarar que este supuesto podría implicar una limitación dado que ambos grupos de mujeres pueden presentar características inobservables diferentes, que estén correlacionadas con el salario.

En función de la literatura revisada, se espera que los efectos de la presencia de NNyA en el hogar se presenten con mayor fuerza en mujeres de los cuantiles de ingresos más bajos, al poseer menor capacidad financiera para solventar una ayuda doméstica u otros arreglos para el cuidado de menores.

IV. Análisis Descriptivo.

Como paso previo a la estimación del modelo resulta de interés examinar los datos desde un punto de vista descriptivo, a fin de visualizar si las mujeres que conviven con NNyA presentan características que las diferencien de las mujeres que no lo hacen y que expliquen una posible diferencia entre ellas en participación laboral y salario. En efecto, en la presente sección se efectúa una caracterización de ambos grupos de mujeres en función de sus características personales y laborales, agrupándolas de acuerdo con el tipo de hogar en el que viven y la presencia o no de NNyA en el hogar¹².

Al analizar la **estructura de los hogares** que habitan las mujeres, se aprecia que el 7,4% viven solas en hogares unipersonales, el 12,6% en hogares monoparentales (mujeres que conviven con al menos un niño, niña o adolescente) y el 79,9% vive en hogares biparentales (compuestos por una pareja, con o sin NNyA. Asimismo, este último porcentaje se compone de 12,6% de mujeres que no conviven con NNyA en el hogar y el 67,3% que sí lo hacen.

En relación con la **edad** promedio de los grupos de mujeres analizados, las que no conviven con NNyA son las más jóvenes (con 28 años en promedio), mientras que las mujeres que sí conviven con ellos tienen en promedio 33 años.

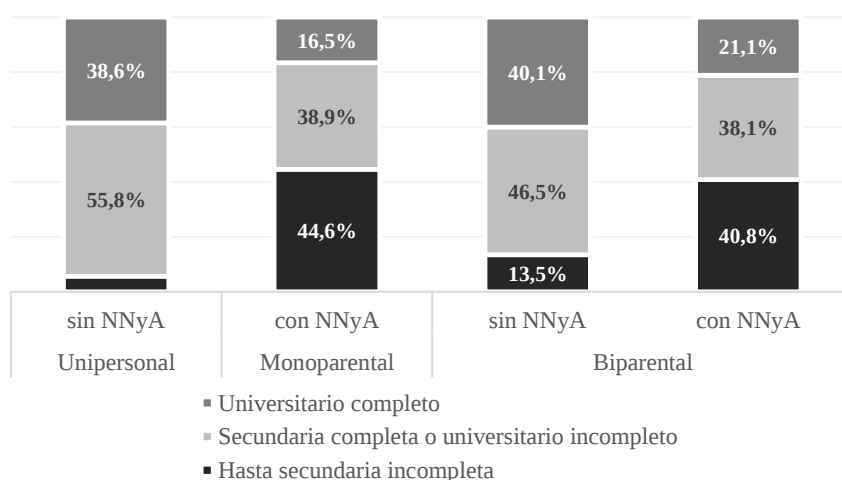
Cuando se analiza sobre qué miembro recae la **jefatura del hogar**, se aprecia que el 29,7% de las mujeres bajo análisis son jefas de hogar (sólo un tercio de éstas pertenecen a hogares biparentales) y el 70,3% restante son mujeres cónyuges del jefe de hogar (que por definición habitan hogares biparentales).

Respecto al **nivel educativo**, se observan marcadas diferencias cuando se compara entre las mujeres con NNyA en el hogar y las que no conviven con ellos. En estas últimas es mayor la proporción de mujeres en el nivel educativo más alto (universitario completo). Por su parte, las mujeres con niñas, niños y adolescentes en el hogar se concentran en niveles educativos más bajos (hasta secundaria incompleta).

En línea con lo mencionado anteriormente, las mujeres que viven solas son el grupo que presenta la menor concentración en secundario incompleto o inferior.

¹² A fin de comprobar la significancia estadística de las diferencias encontradas entre los grupos de mujeres considerados, se aplicaron los test de diferencia de medias y de proporciones para variables continuas y discretas, respectivamente.

Gráfico 1. Composición de las mujeres según nivel educativo

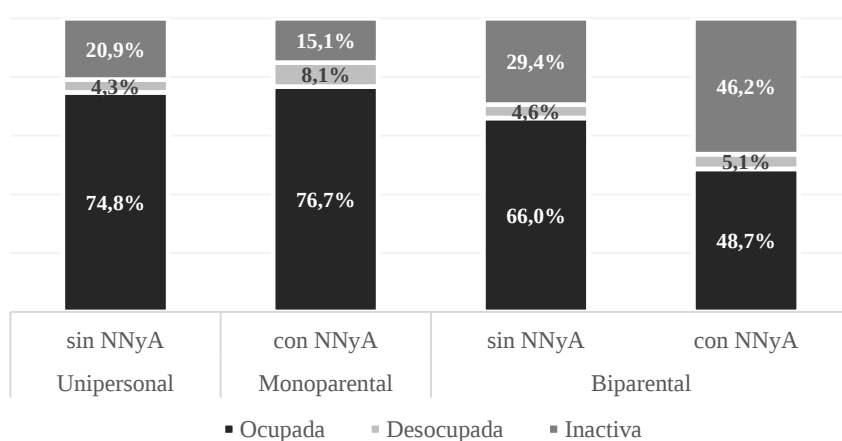


Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

Al considerar la **participación** de las mujeres **en el mercado laboral** según el tipo de hogar que habitan, se aprecia que las ocupadas pertenecen mayormente a hogares unipersonales y monoparentales, en contraposición a las mujeres fuera del mercado laboral que se concentran en hogares biparentales. Esta situación podría insinuar que la presencia de otro ingreso en el hogar es un factor clave que incide en la decisión de la mujer de participar o no en el mercado laboral. En otras palabras, mujeres cuyo ingreso es el principal y/o único soporte del hogar evidencian los mayores porcentajes de ocupación.

En particular, dentro de los hogares biparentales, la presencia de NNyA es también un factor que afecta las posibilidades de la mujer de trabajar para el mercado. En estos hogares, los mayores porcentajes de inactividad se presentan en las mujeres que conviven con NNyA.

Gráfico 2. Distribución de mujeres según estado ocupacional



Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

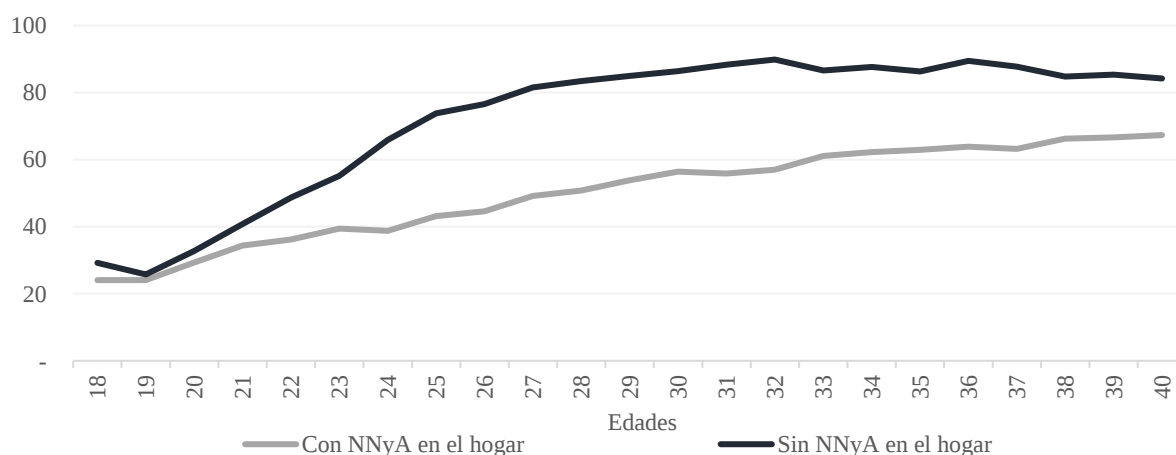
El gráfico 3 muestra la tasa de actividad¹³ por edad simple de los grupos de mujeres analizadas, distinguiendo entre aquellas que no conviven con NNyA y las que sí lo hacen. Se observa que a lo largo de todo el rango etario considerado las mujeres sin niños en el hogar presentan mayores tasas de actividad.

La mayor discrepancia entre ambos grupos se da entre los 23 y 32 años. Durante estos años, las mujeres que no conviven con NNyA, experimentan un pronunciado aumento en su participación laboral, llegando a alcanzar una tasa de actividad del 89,9% a la edad de 32 años, para luego descender levemente. En las mujeres que conviven con NNyA, por su parte, la participación crece de forma más lenta a medida que se avanza en la edad.

Las mujeres más jóvenes (entre 18 y 22 años) de ambos grupos analizados registran las menores tasas de actividad. Sin embargo, cuando se indaga en los posibles motivos detrás de la relativamente baja tasa de actividad en este rango etario parecen ser distintos según si la mujer convive o no con NNyA. El 70% de las mujeres inactivas sin niños, niñas y adolescentes en el hogar declararon ser estudiantes y el 27% amas de casa. Por su parte, en el grupo de mujeres con NNyA, esos porcentajes se invierten, pasando a ser 10% y 88%, respectivamente. A partir de estos datos puede inferirse que para las mujeres sin NNyA en el hogar la razón de no participar en el mercado laboral podría estar asociada a que se encuentran estudiando, mientras que para las mujeres que conviven con ellos podría vincularse con el trabajo doméstico no remunerado.

Gráfico 3. Tasa de actividad por edad

Promedio 2003-2019.



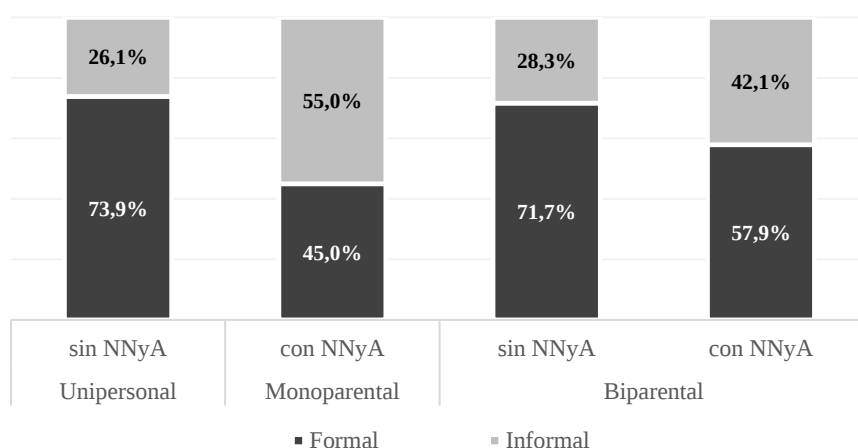
Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares y proyecciones poblacionales (INDEC).

¹³ Mide la población económicamente activa (PEA) sobre el total de la población. En el caso particular de este estudio, la población total está formada por el conjunto de mujeres que conforman la muestra de análisis.

A continuación, se analizan las características laborales de las mujeres que se encuentran ocupadas.

En relación con la condición de **formalidad en el empleo**, se observa un menor acceso a puestos de trabajo formales por parte de las mujeres que conviven con NNyA (gráfico 4). Dentro de éstas, las jefas de hogares monoparentales son las que registran el mayor porcentaje de informalidad (55,0% versus 42,1%).

Gráfico 4. Distribución de las mujeres ocupadas según condición de formalidad laboral

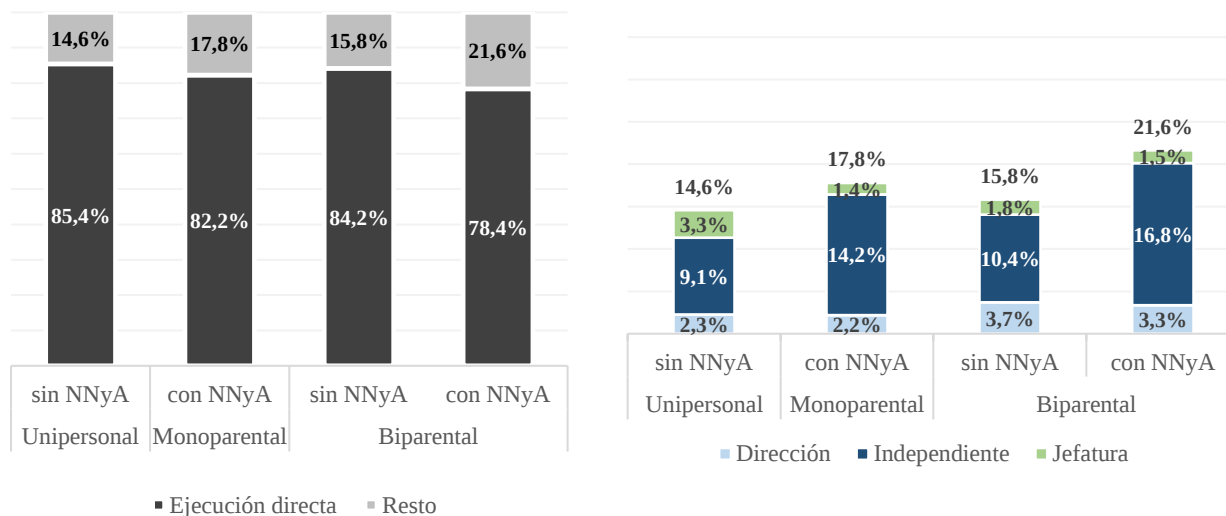


Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

Con respecto a la **jerarquía** del puesto de trabajo, en el gráfico 5 (panel izquierdo) se observa que en todos los grupos de mujeres analizados hay una alta concentración de asalariadas. Es decir, de mujeres ocupadas en puestos de ejecución directa (prestación de servicios o producción de bienes sin decisión o control sobre personas o procesos), que representan más del 70% de las ocupadas. El resto de mujeres, por su parte, ocupa puestos de dirección, jefatura o trabajan por cuenta propia. El panel derecho del gráfico 5 muestra cómo se distribuye entre estas ocupaciones el porcentaje de mujeres que no son asalariadas. En él se aprecia que la proporción de cuentapropistas (independientes) es mayor entre las mujeres que conviven con NNyA que entre las que no conviven con ellos. En estas últimas, por su parte, es mayor la proporción de ocupaciones en cargos directivos (nivel más alto en la estructura de mando) o de jefatura (nivel de mando entre la dirección y el personal asalariado).

Gráfico 5. Distribución de las mujeres ocupadas según jerarquía ocupacional

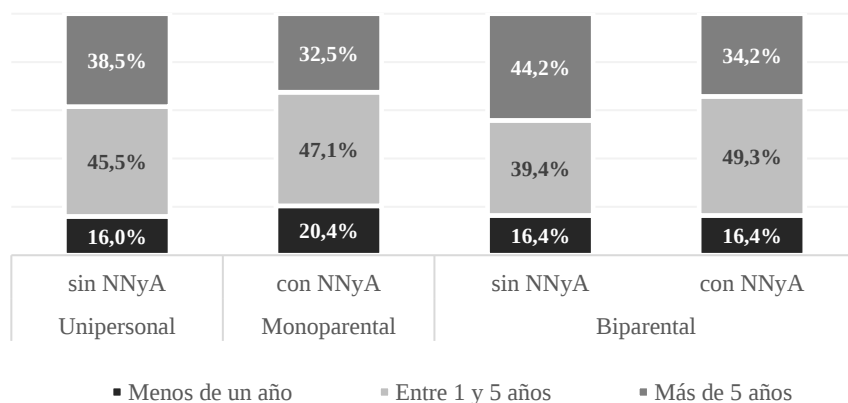
Distribución entre empleos de ejecución directa y resto Desagregación del resto de ocupaciones



Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

Al analizar la **antigüedad en la última ocupación declarada** se observa que las mujeres con NNyA en el hogar presentan menor antigüedad laboral. Esto se presenta principalmente en mujeres de hogares monoparentales, lo que podría reflejar una dificultad para compatibilizar las vida familiar y laboral en mujeres que son el sostén del hogar.

Gráfico 6. Distribución de las mujeres ocupadas según antigüedad laboral

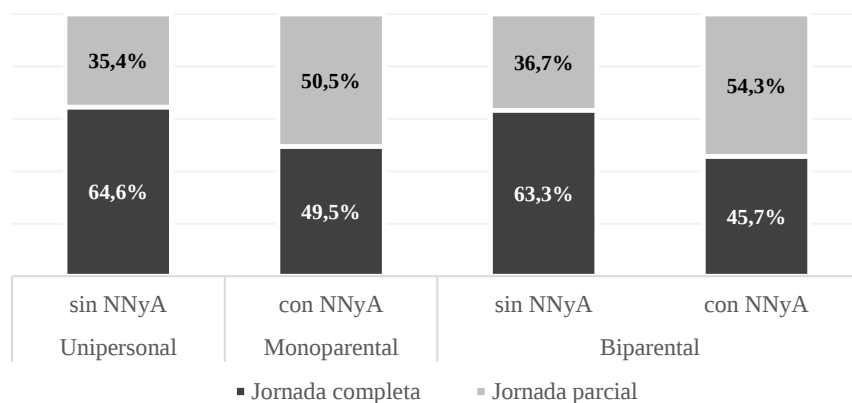


Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

Si se considera el **tipo de jornada laboral** remunerada se observa una mayor concentración de trabajos a jornada parcial en hogares con presencia de NNyA y, dentro de estos, en hogares

biparentales. Equivalentemente, las mujeres que no conviven con niños, niñas y adolescentes son las que se ocupan principalmente a tiempo completo.

Gráfico 7. Distribución de las mujeres ocupadas según tipo de jornada laboral

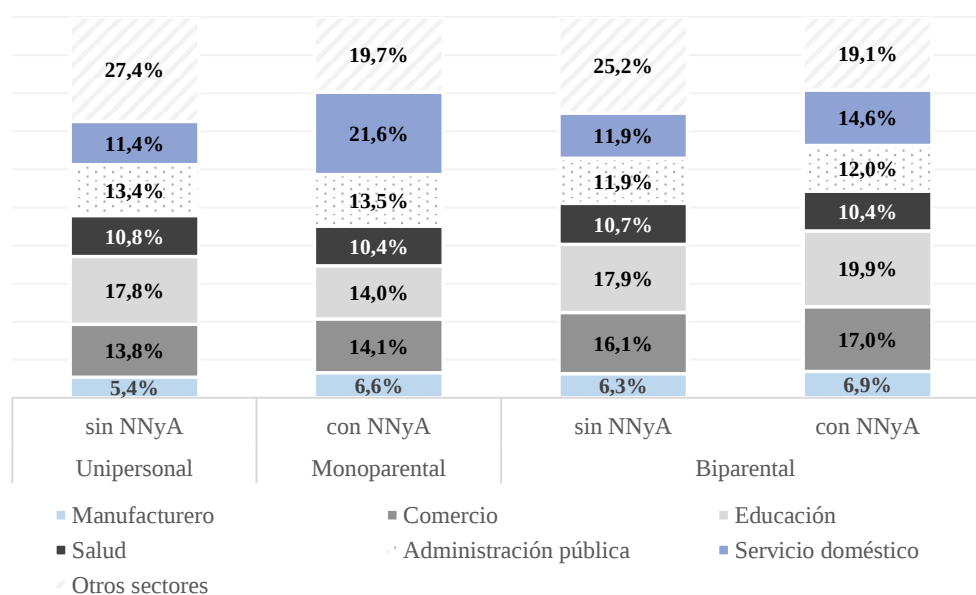


Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

Con respecto al **sector económico**, se aprecia que el sector en el que se ocupan principalmente las mujeres que conviven con NNYA varía en función del tipo de hogar: en hogares monoparentales, el mayor porcentaje de ocupación se presenta en el sector de servicio doméstico, en tanto que en los biparentales se presenta en el sector educación.

Por su parte, las mujeres que no conviven con NNYA exhiben mayor porcentaje de ocupación en la categoría Otros sectores. Dentro de ésta, que se compone de una docena de sectores principalmente de servicios, las actividades profesionales, científicas y técnicas representan más del 20%.

Gráfico 8. Distribución de las mujeres ocupadas según sector económico

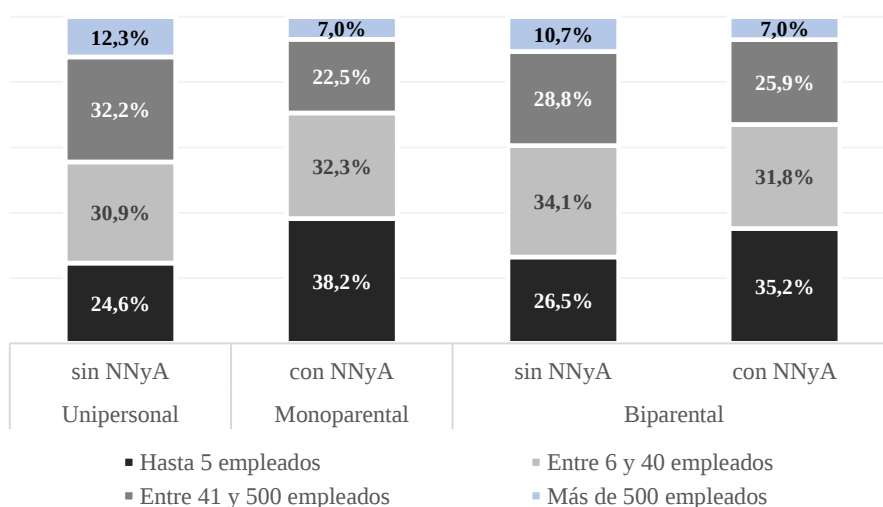


Nota: Otros sectores incluye: Sector primario, Electricidad, gas y agua, Servicios comunitarios, sociales y personales, Construcción, Hoteles y restaurantes, Transporte y almacenamiento, Información y comunicación, Financiero y de seguros, Servicios inmobiliarios, Actividades profesionales, científicas y técnicas, Actividades administrativas y servicios de apoyo, Arte, entretenimiento y recreación, y otras actividades de servicios ncp.

Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

Al observar cómo se distribuyen las mujeres según el **tamaño de la firma u organización** en la que están empleadas, se observa que la proporción de mujeres con NNYA en su hogar que se encuentran ocupadas en firmas u organizaciones pequeñas (de hasta cinco empleados) es mayor en comparación con las mujeres que no conviven con NNYA. En contraposición, estas últimas presentan los mayores porcentajes de ocupación en firmas grandes (de más de cuarenta empleados).

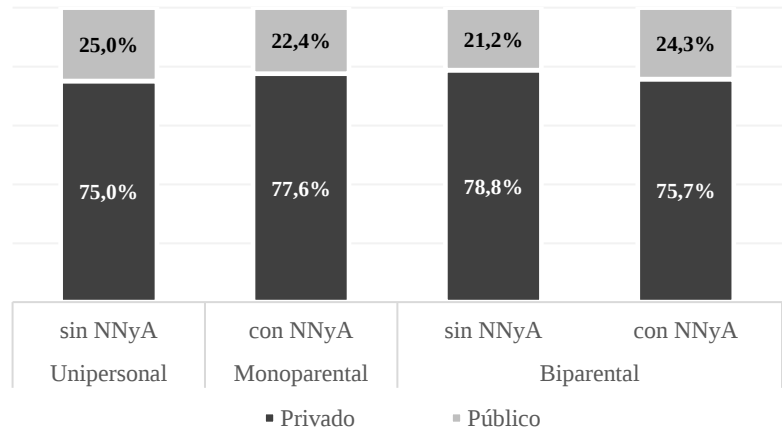
Gráfico 9. Distribución de las mujeres ocupadas según tamaño de la firma



Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

En relación con el **sector de gestión**, no se encuentran diferencias significativas entre los grupos de mujeres analizados, existiendo en todos ellos una concentración de mujeres ocupadas en el sector privado.

Gráfico 10. Distribución de las mujeres ocupadas según sector de gestión



Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

Con el objetivo de explorar si existen diferencias salariales entre mujeres con y sin NNyA en el hogar, a continuación, se analiza el salario de mercado que perciben las mujeres que se encuentran ocupadas (el análisis abarca sólo a estas mujeres por ser las únicas que reportan salarios). Cabe aclarar que se trata de diferencias brutas de salario, es decir, entre el salario promedio que perciben ambos grupos de mujeres, sin condicionar por ninguna otra variable.

El cuadro 1 muestra el salario real por hora (en logaritmo) de las ocupadas según las características personales y laborales analizadas precedentemente y el tipo de hogar que habitan. Se exhibe también la diferencia de salario entre las mujeres con y sin NNyA en su hogar. Esta comparación se efectúa, por un lado, entre las mujeres que habitan hogares unipersonales (columna 1) y las que habitan hogares monoparentales (columna 2) y, por el otro lado, entre las mujeres de hogares biparentales, con y sin NNyA (columnas 4 y 5).

En términos generales, se aprecian diferencias significativas en el salario real por hora que perciben las mujeres con NNyA en el hogar en comparación con las que no conviven con ellos, siendo mayor el salario de estas últimas. La diferencia entre ambos grupos es más acentuada cuando se trata de mujeres que no conviven en pareja. Las mujeres que habitan hogares unipersonales son las que perciben el mayor salario relativo, en contraposición a las mujeres de hogares monoparentales que perciben el menor salario.

Respecto a la **condición de formalidad laboral**, se observa que las mujeres que poseen empleos formales son mejor remuneradas (por hora) que las ocupadas en condición de informalidad.

En el sector informal, las mujeres sin NNyA a cargo presentan un salario relativo mayor respecto a las que conviven con menores mientras que en el sector formal esta situación no se presenta de forma tan clara, sino que varía según el tipo de hogar. Jefas de hogar monoparental perciben un menor salario respecto a mujeres que viven solas mientras que en hogares biparentales la diferencia salarial es a favor de las mujeres con NNyA en el hogar.

En relación con el **nivel educativo**, a nivel general se aprecia que, ante mayor nivel de educación alcanzado mayor es el salario percibido, en línea con lo postulado por la teoría económica.

En los niveles educativos bajo y medio (con instrucción inferior a universitario completo) las mujeres con NNyA reciben un salario por hora inferior a las mujeres que no conviven con ellos.

El diferencial de salario a favor de las mujeres sin NNyA en su hogar disminuye con el nivel de educación, desapareciendo al alcanzar el nivel universitario completo. Más aún, en hogares biparentales se observa una diferencia estadísticamente significativa a favor de las mujeres con NNyA a cargo.

Al considerar la **jornada de trabajo remunerado**, se observa un salario horario mayor en mujeres que trabajan a jornada parcial, versus las que se emplean a tiempo completo. En ambos tipos de jornadas, los salarios promedios más bajos corresponden a mujeres que conviven con NNyA.

Con respecto a la **antigüedad en la ocupación**, el salario aumenta ante mayor cantidad de años de antigüedad laboral.

En los dos primeros rangos considerados (cinco o menos años de antigüedad) se observa que la presencia de NNyA en el hogar tiene asociado un menor salario promedio. En el tercer rango (más de cinco años) esta situación es diferente según el tipo de hogar: jefas de hogar monoparental perciben un menor salario respecto a mujeres que viven solas mientras que en hogares biparentales no hay diferencia salarial entre mujeres con y sin NNyA en el hogar. Asimismo, la diferencia de salario observada a favor de las mujeres sin NNyA decrece conforme aumenta la antigüedad.

En relación con el **sector económico**, el sector de educación es el que más retribuye por hora, en contraposición al sector comercio y servicio doméstico que, dependiendo del grupo de mujeres analizado, son los que presentan el menor salario horario.

Asimismo, se aprecia que, con excepción del servicio doméstico, en todos los demás sectores las mujeres que conviven con NNyA perciben un menor salario promedio que las que no lo hacen. En particular, el sector manufacturero es el que mayor diferencia exhibe.

En todos los sectores económicos, el diferencial salarial a favor de las mujeres sin niños, niñas y adolescentes a cargo resulta mayor cuando la comparación se realiza entre mujeres que no conviven en pareja (hogares monoparentales versus unipersonales).

En resumen, el análisis efectuado a partir de las estadísticas descriptivas posiciona al grupo de mujeres en hogares monoparentales como el que menor remuneración recibe por su trabajo en el mercado laboral y al de mujeres que viven solas como el de mayor remuneración. Ello se presenta en la mayoría de las variables analizadas.

Cuadro 1. Retribución salarial por tipo de hogar y presencia de NNyA en el hogar.

Salario real por hora (en logaritmo)

	Unipersonal	Monoparental		Biparental		
	Sin NNyA	Con NNyA	Diferencia	Sin NNyA	Con NNyA	Diferencia
	(1)	(2)	(3) = (2) - (1)	(4)	(5)	(6) = (5) - (4)
Total	1,605	1,354	-0,251***	1,573	1,476	-0,097
Condición laboral						
Formal	1,821	1,769	-0,052***	1,786	1,825	0,039***
Informal	1,099	0,884	-0,215***	1,104	0,928	-0,176***
Nivel educativo						
Hasta sec. incompleta	1,085	0,960	-0,125***	1,062	0,968	-0,094***
Sec. completa o universitario incompleto	1,450	1,364	-0,086***	1,449	1,395	-0,054***
Universitario completo	1,936	1,938	0,002	1,914	1,981	0,067***
Tipo de jornada						
Parcial	1,699	1,429	-0,270***	1,683	1,584	-0,099***
Completa	1,539	1,272	-0,267***	1,488	1,342	-0,146***
Antigüedad en el empleo						
Menos de un año	1,344	0,952	-0,392***	1,403	1,088	-0,315***
Entre 1 y 5 años	1,622	1,297	-0,325***	1,598	1,376	-0,222***
Más de 5 años	1,841	1,720	-0,121***	1,758	1,769	0,011***
Sector económico						
Manufacturero	1,391	1,032	-0,359***	1,376	1,143	-0,233***
Comercio	1,235	0,971	-0,264***	1,205	0,977	-0,228***
Educación	2,001	1,905	-0,096***	2,017	1,986	-0,031*
Salud	1,745	1,498	-0,247***	1,737	1,659	-0,078***
Administración pública	1,948	1,793	-0,155***	1,895	1,837	-0,058**
Servicio doméstico	0,893	0,940	0,047***	1,007	1,029	0,022
Otros sectores	1,643	1,402	-0,241***	1,582	1,512	-0,070***

(*) significativo al 10%, (**) significativo al 5% y (***) significativo al 1%.

Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

V. Resultados econométricos.

A continuación, se presentan los resultados de la estimación de los efectos laborales para la mujer de la presencia de NNyA en su hogar.

Se utilizaron diferentes conjuntos de controles, dados por características observables relativas al capital humano, tipo de hogar, características laborales, región y año. Se exponen seguidamente los resultados obtenidos para las variables de interés (vinculadas a la presencia de NNyA), mientras que los coeficientes estimados para las restantes variables incorporadas en el análisis se presentan en el Apéndice 2.

Los resultados expuestos en esta sección corresponden a todo el período temporal de datos analizado (2003-2019). No obstante, se efectuaron las estimaciones para los subperíodos (2003-2011) y (2012-2019), encontrando que los coeficientes asociados a la presencia de NNyA exhiben igual patrón de comportamiento que en el período total (ver Apéndice 3)¹⁴.

V.1. Estimaciones del efecto de la presencia de NNyA en el hogar sobre el salario y participación laboral de la mujer

El cuadro 2 expone los resultados por MCO para las diferentes especificaciones establecidas en la sección Diseño metodológico: presencia de NNyA en el hogar (especificación 1), cantidad de menores (especificación 2), presencia de NNyA según el rango etario al que pertenecen (especificación 3).

A partir de los resultados obtenidos, se observa que la presencia de niñas, niños y adolescentes en el hogar tiene asociado para la mujer un menor salario horario, efecto que persiste una vez que se controla por factores observables. Esto se presenta en las tres especificaciones consideradas, exhibiendo todas las variables asociadas a la presencia de NNyA coeficientes estadísticamente significativos.

Una mujer que convive con al menos un NNyA percibe un salario real por hora un 18,1% menor en comparación con una mujer que no lo hace (especificación 1). Ello se acentúa con el número de NNyA en el hogar, pasando de 13,0% con uno al 27,7% con tres o más (especificación 2).

¹⁴ Cabe mencionar, que entre 2003 y 2011, período caracterizado principalmente por crecimiento económico, la brecha salarial entre mujeres con y sin NNyA en el hogar resulta mayor que en el período de estancamiento 2012-2019. Estos resultados se encuentran en línea con la evidencia aportada por Casal y Barham (2013) para el período 1995-2003.

Asimismo, se aprecia un efecto salarial negativo de la presencia de NNyA en todos los rangos etarios considerados. Dichos efectos son crecientes con la edad de los niños hasta los 10 años, edad a partir de la cual decrecen (especificación 3).

Finalmente, la evidencia empírica destaca un impacto diferencial de los tipos de hogares sobre el salario de la mujer, encontrándose una caída del salario horario en los hogares monoparentales, respecto a las mujeres que viven solas. Esto es, una jefa de un hogar monoparental percibe en promedio un salario horario un 3,6% más bajo que una que vive sola. Por su parte, no se encontró efectos significativos para las mujeres que habitan un hogar biparental.

Cuadro 2. Efectos sobre el salario de las mujeres ocupadas

Estimación por MCO (variable dependiente: logaritmo del salario real por hora).

	Especificación 1	Especificación 2	Especificación 3
NNyA en el hogar	-0,181*** (0,018)		
Un NNyA		-0,130*** (0,021)	
2 NNyA		-0,173*** (0,022)	
3 o más NNyA		-0,277*** (0,023)	
1 año			-0,148*** (0,024)
2_3 años			-0,167*** (0,025)
4_5 años			-0,190*** (0,025)
6_7 años			-0,226*** (0,028)
8_9 años			-0,247*** (0,030)
10_11 años			-0,195*** (0,035)
12_17 años			-0,223*** (0,032)
Monoparental	-0,036** (0,016)	-0,036** (0,016)	-0,036** (0,016)
Biparental	-0,004 (0,012)	-0,004 (0,012)	-0,003 (0,012)
R ²	0,488	0,488	0,488
Observaciones†	30.386	30.386	30.386

Errores estándares robustos entre paréntesis.

(*) significativo al 10%, (**) significativo al 5% y (***) significativo al 1%.

(†) El número de observaciones difiere de la cantidad de mujeres ocupadas porque el análisis de regresión excluye aquellas mujeres con datos faltantes en al menos una de las variables consideradas.

Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

Como se mencionó con anterioridad, los resultados obtenidos por MCO pueden estar sesgados en presencia del sesgo de autoselección dado que el grupo de mujeres ocupadas podría ser diferente en características no observables al grupo de mujeres que no trabajan para el mercado laboral.

Para corregir este problema se empleó la corrección desarrollada por Heckman (1979). El cuadro 3 muestra los resultados luego de aplicar dicha corrección, utilizando las mismas especificaciones del modelo empleadas en las estimaciones anteriores. En el panel izquierdo del mencionado cuadro se presentan los efectos marginales de la presencia de NNyA en el hogar sobre la participación laboral¹⁵, en tanto que el panel derecho presenta los efectos sobre el salario real por hora¹⁶.

En función de los resultados encontrados se aprecia que convivir con NNyA tiene asociada para la mujer una menor probabilidad de participar del mercado laboral y un menor salario horario que perciben las que se encuentran ocupadas. Esta situación se replica en todas las especificaciones consideradas.

En primer lugar, los resultados muestran que la presencia de al menos un niño, niña o adolescente en el hogar implica una menor probabilidad de que la mujer integre la fuerza laboral remunerada, en 17,9 puntos porcentuales (pp).

Por su parte, para aquellas que trabajan para el mercado, se observa una relación negativa entre la presencia de NNyA y salario horario. En otros términos, las mujeres con NNyA a cargo perciben en promedio un salario un 22,6% menor que las mujeres que no conviven con ellos.

En segundo lugar, se aprecia que el efecto sobre la participación laboral aumenta con el número de NNyA en el hogar, alcanzando una caída de 23,8 puntos porcentuales en presencia de tres o más. Igual dinámica se observa al considerar el efecto sobre el salario, que pasa de una caída del 17,0% con un niño, niña o adolescente en el hogar al 35,1% con tres o más.

En tercer lugar, se observa que los efectos estimados difieren con la edad de los NNyA. En relación con la probabilidad de participar en el mercado laboral, ésta es monótonamente creciente con la edad de los NNyA en el hogar. De este modo, mujeres que conviven con niños en edades tempranas presentan la menor probabilidad de trabajar de forma remunerada, asociado a las mayores responsabilidades de cuidado que éstos implican en comparación a otros grupos de edad.

Por su parte, los efectos negativos observados sobre el salario de la mujer se acentúan conforme avanza la edad de los NNyA a cargo, alcanzando la máxima pérdida relativa de salario en

¹⁵ Éstos indican el cambio en la probabilidad que una mujer se integre al mercado laboral ante un cambio en el valor (de cero a uno) de las variables asociadas a la presencia de NNyA en el hogar.

¹⁶ En las tres estimaciones realizadas, el valor de la inversa del ratio de Mills (λ) resulta significativamente diferente de cero y por lo tanto se justifica el uso de la corrección de Heckman en las estimaciones.

presencia de niñas y niños con 8 o 9 años (-27,8%), para luego decrecer. En línea con la teoría de capital humano, esto puede deberse a que las interrupciones en la trayectoria laboral durante la primera infancia de los hijos implican menor acumulación de experiencia y antigüedad, con su posterior correlato en menores salarios.

Finalmente, en relación con el tipo de hogar, se destaca que pertenecer a un hogar monoparental aumenta en alrededor 24 puntos porcentuales la probabilidad que la mujer trabaje de forma remunerada (en relación con aquellas que viven solas). Esta dinámica podría estar asociada a una mayor necesidad de trabajar, al ser el principal sostén económico de su familia. En contraposición, pertenecer a un hogar biparental muestra una caída en la participación laboral cercana a 4 puntos porcentuales, situación que podría estar influenciada por la presencia de otro ingreso en el hogar que atenúe la necesidad de trabajar para el mercado. Al analizar la relación entre tipo de hogar y salario horario, no se aprecian efectos estadísticamente significativos tanto en mujeres de hogares monoparentales como biparentales.

Cuadro 3. Efectos de la presencia de NNyA en el hogar sobre participación laboral y salario.

Modelo *Probit* (variable dependiente: participación laboral) y MCO con corrección de Heckman (variable dependiente: logaritmo del salario real por hora)

	Efectos marginales sobre participación laboral			Efectos sobre el salario real por hora		
	Especificación 1	Especificación 2	Especificación 3	Especificación 1	Especificación 2	Especificación 3
NNyA en el hogar	-0,179*** (0,006)			-0,226*** (0,020)		
Un NNyA		-0,131*** (0,006)			-0,170*** (0,022)	
2 NNyA		-0,193*** (0,006)			-0,229*** (0,024)	
3 o más NNyA		-0,238*** (0,006)			-0,351*** (0,026)	
1 año			-0,232*** (0,006)			-0,227*** (0,028)
2_3 años			-0,172*** (0,006)			-0,192*** (0,025)
4_5 años			-0,150*** (0,007)			-0,227*** (0,026)
6_7 años			-0,138*** (0,008)			-0,261*** (0,029)
8_9 años			-0,122*** (0,008)			-0,278*** (0,031)
10_11 años			-0,090*** (0,010)			-0,218*** (0,035)
12_17 años			-0,062*** (0,009)			-0,239*** (0,032)
Monoparental	0,244*** (0,010)	0,239*** (0,010)	0,234*** (0,010)	0,011 (0,018)	0,017 (0,018)	0,018 (0,018)
Biparental	-0,043*** (0,010)	-0,045*** (0,010)	-0,041*** (0,010)	-0,016 (0,013)	0,017 (0,013)	-0,014 (0,013)
Lambda (λ)				0,138*** (0,030)	0,163*** (0,031)	0,135*** (0,030)
R ²				0,488	0,488	0,488
Observaciones†	66.729	66.729	66.729	30.386	30.386	30.386

Errores estándares robustos entre paréntesis.

(*) significativo al 10%, (**) significativo al 5% y (***) significativo al 1%.

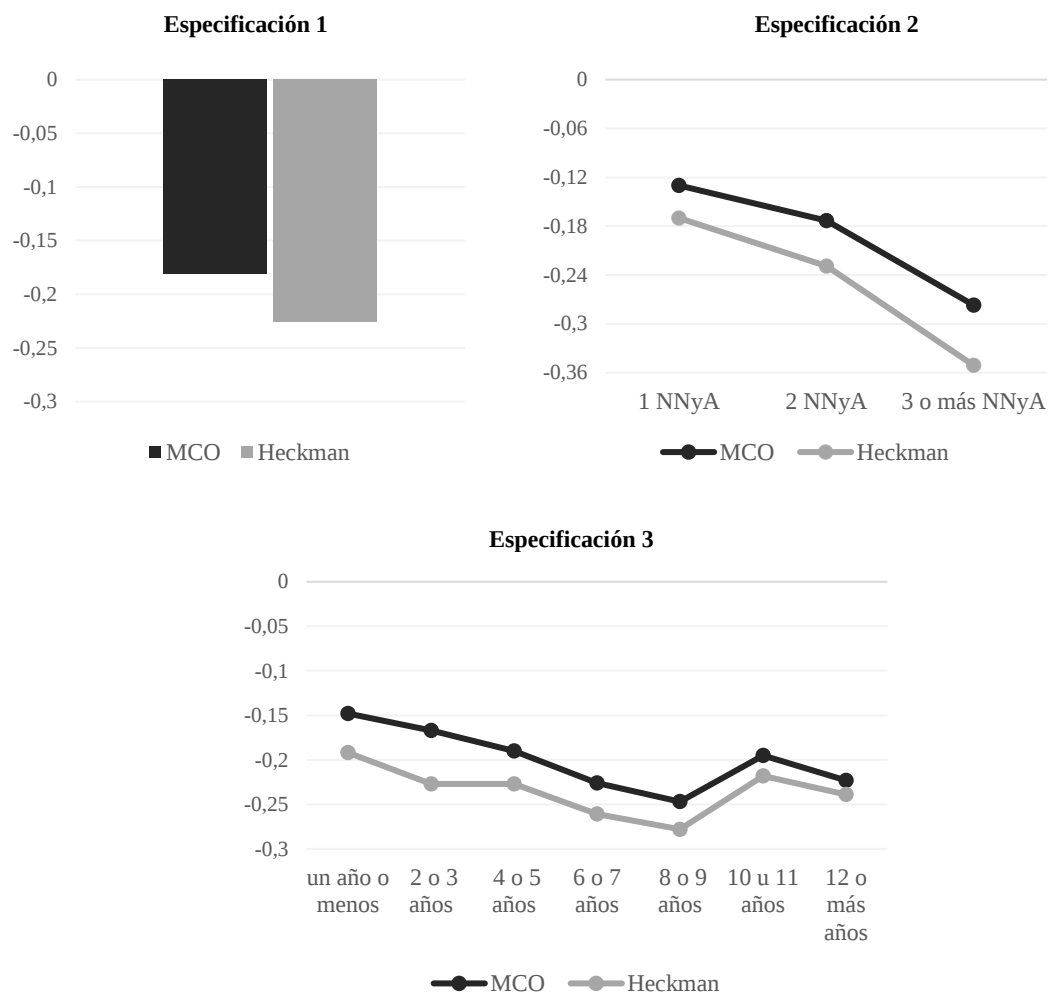
(†) El número de observaciones de la regresión por MCO difiere de la cantidad de mujeres ocupadas porque el análisis de regresión excluye aquellas mujeres con datos faltantes en al menos una de las variables consideradas.

Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

En resumen, por ambos métodos de estimación empleados (con y sin corrección del sesgo de selección) se encontró evidencia acerca de que la presencia de NNyA en el hogar tiene asociados efectos negativos en el salario percibido por la mujer. Dichos efectos son crecientes con la cantidad de niños, niñas y adolescentes y se presentan de forma más pronunciada en presencia de niños en edades tempranas.

Gráfico 11. Efectos de la presencia de NNyA en el hogar sobre el salario.

MCO con y sin corrección de Heckman (variable dependiente: logaritmo del salario real por hora)



Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

V.2. Efectos heterogéneos según características observables

Con el objetivo de examinar si los efectos de la presencia de NNyA en el hogar varían según diferentes características de las mujeres, en la presente sección se efectúan nuevamente las estimaciones, pero para distintos subgrupos, tomando en consideración la edad, nivel educativo alcanzado y la condición de formalidad o informalidad del empleo.

Para cada una de las variables mencionadas se analizan, en primer lugar, los efectos sobre la probabilidad que la mujer integre el mercado laboral y, en segundo lugar, los efectos sobre el salario real por hora.

Cabe señalar que la significatividad estadística del parámetro λ , obtenida en prácticamente todas las estimaciones por grupos, confirma la presencia de un sesgo de selección, resultando más apropiadas las estimaciones que incorporan la corrección de Heckman. Por este motivo, y a fin de facilitar la exposición, a continuación, se presentan sólo los resultados del modelo con la mencionada corrección¹⁷.

V.2.1 Estimaciones por grupos de edad

A continuación, se efectúan las estimaciones para mujeres de diferente edad, agrupándolas de acuerdo con los siguientes dos rangos etarios: entre 18 y 29 años y entre 30 y 40 años.

Como se puede observar en el cuadro 4 y gráfico 12 (panel A), en ambos grupos la presencia de NNyA en el hogar tiene asociada una menor probabilidad de trabajar de forma remunerada (respecto a una mujer sin NNyA a cargo), siendo mayor el efecto entre las más jóvenes. Concretamente, convivir con al menos un niño, niña o adolescente implica una caída en la probabilidad de trabajar para el mercado de 18,8 puntos porcentuales en mujeres entre 18 y 29 años y de 16,3 puntos porcentuales en las de 30 a 40 años. Las diferencias se acentúan con la cantidad de NNyA en el hogar: para mujeres jóvenes, convivir con 3 o más NNyA implica 28,6 puntos porcentuales menos de probabilidad de trabajar respecto a una mujer que no convive con ellos, cifra que se reduce a 20,4 pp. en mujeres entre 30 y 40 años.

La dinámica descrita (mayor efecto en las mujeres más jóvenes) se presenta también en la especificación que considera la edad de los NNyA. En todos los rangos considerados, las madres más jóvenes son quienes registran las mayores caídas en la probabilidad de participar

¹⁷ Cabe señalar que las conclusiones se mantienen al analizar los coeficientes estimados por MCO sin la corrección del sesgo de selección. Estos resultados se encuentran a disposición del lector.

en el mercado laboral, con excepción de los dos últimos rangos (niños a partir de los 10 años) para los que no se encuentran efectos significativos sobre la participación laboral de mujeres entre 18 y 29 años, probablemente incidido por la baja cantidad de observaciones en estos casos.

Similares resultados se obtienen cuando se consideran los efectos de la presencia de NNyA sobre el salario (cuadro 5 y gráfico 12, panel B). Para las mujeres más jóvenes, la pérdida relativa de salario es del orden del 25,4%, mientras que para el rango de 30 a 40 años es de 21,5%.

Asimismo, se observa que la pérdida salarial experimentada por mujeres con NNyA en el hogar se presenta en prácticamente todos los rangos etarios considerados para los NNyA y aumenta con el número de ellos, siendo en todos los casos mayor el efecto cuando la mujer tiene entre 18 y 29 años. Para ellas, su salario horario puede reducirse hasta un 38,0% en el caso de tres o más NNyA en el hogar.

Estos resultados, que muestran que la presencia de NNyA genera mayores efectos sobre las variables laborales en mujeres jóvenes, podrían asociarse al momento en que ocurre la maternidad dentro de la trayectoria laboral de la mujer. Es decir, se espera que mujeres de mayor edad hayan acumulado mayor capital humano hasta el nacimiento de su primer hijo que les permita compensar, al menos de forma parcial, los efectos negativos sobre su salario (Taniguchi, 1999; Amuedo-Dorantes y Kimmel, 2005 y Herr, 2016).

En el análisis por tipo de hogar se observa que para las mujeres jóvenes de hogares monoparentales se verifica la mayor probabilidad de participar en el mercado laboral respecto de aquellas que no conviven con NNyA. En línea con ello, en hogares biparentales la caída en la probabilidad de trabajar para el mercado se presenta en las mujeres entre 30 y 40 años, no resultando significativa en el grupo de mujeres más jóvenes.

Finalmente, respecto al salario se aprecia que los efectos negativos asociados a la presencia de NNyA recaen solamente en las mujeres de entre 30 y 40 años que conviven en pareja (biparental), situación compatible con la mayor interrupción en la trayectoria laboral de este grupo de mujeres, que se describió anteriormente.

Cuadro 4. Efectos de la presencia de NNyA en el hogar sobre participación laboral, por grupos de edad.

Estimación *Probit* (variable dependiente: participación laboral).

	Especificación 1		Especificación 2		Especificación 3	
	18-29	30-40	18-29	30-40	18-29	30-40
NNyA en el hogar	-0,188*** (0,008)	-0,163*** (0,008)				
Un NNyA			-0,160*** (0,009)	-0,106*** (0,008)		
2 NNyA			-0,239*** (0,010)	-0,155*** (0,008)		
3 o más NNyA			-0,286*** (0,013)	-0,204*** (0,008)		
1 año					-0,241*** (0,009)	-0,227*** (0,009)
2_3 años					-0,181*** (0,010)	-0,169*** (0,009)
4_5 años					-0,165*** (0,009)	-0,143*** (0,012)
6_7 años					-0,147*** (0,009)	-0,123*** (0,016)
8_9 años					-0,132*** (0,010)	-0,091*** (0,023)
10_11 años					-0,012 (0,042)	-0,087*** (0,011)
12_17 años					0,000 (0,118)	-0,057*** (0,010)
Monoparental	0,327*** (0,014)	0,119*** (0,015)	0,330*** (0,014)	0,117*** -0,015	0,309*** (0,015)	0,106*** -0,015
Biparental	-0,001 (0,013)	-0,150*** (0,015)	-0,000 (0,013)	-0,148*** (0,015)	-0,001 (0,013)	-0,151*** (0,015)
Observaciones	22.398	44.331	22.398	44.331	22.398	44.331

Errores estándares robustos entre paréntesis.

(*) significativo al 10%, (**) significativo al 5% y (***) significativo al 1%.

(†) este coeficiente debe interpretarse con cautela debido al bajo número de observaciones.

Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

Cuadro 5. Efectos de la presencia de NNyA en el hogar sobre el salario, por grupos de edad.

Estimación por MCO con corrección de Heckman (variable dependiente: logaritmo del salario real por hora).

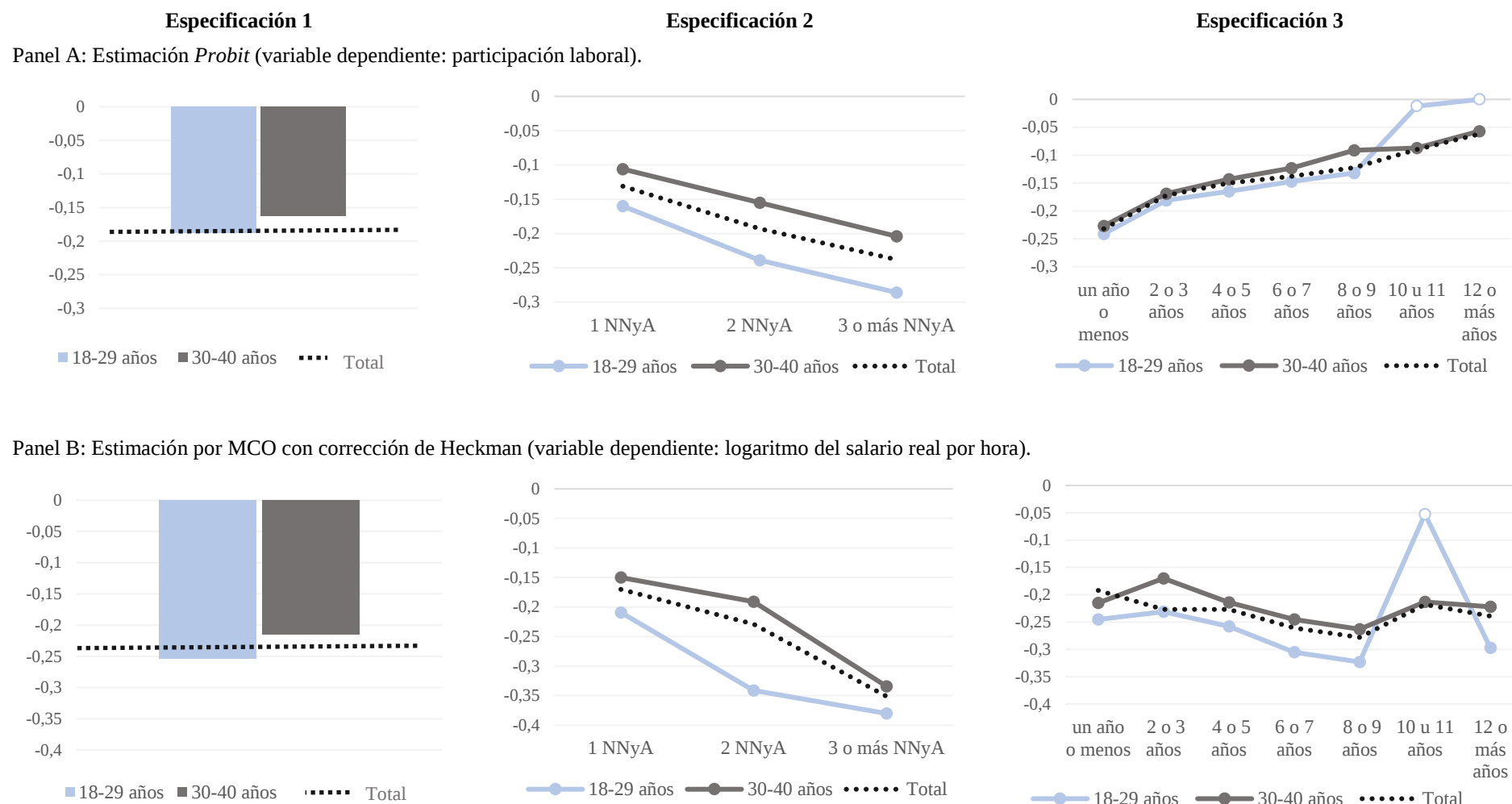
	Especificación 1		Especificación 2		Especificación 3	
	18-29	30-40	18-29	30-40	18-29	30-40
NNyA en el hogar	-0,254*** (0,030)	-0,215*** (0,029)				
Un NNyA			-0,209*** (0,031)	-0,150*** (0,032)		
2 NNyA			-0,341*** (0,041)	-0,191*** (0,032)		
3 o más NNyA			-0,380*** (0,054)	-0,334*** (0,034)		
1 año					-0,245*** (0,039)	-0,215*** (0,040)
2_3 años					-0,231*** (0,038)	-0,170*** (0,036)
4_5 años					-0,258*** (0,039)	-0,214*** (0,036)
6_7 años					-0,305*** (0,057)	-0,245*** (0,037)
8_9 años					-0,323*** (0,076)	-0,263*** (0,038)
10_11 años					-0,053 (0,189)	-0,213*** (0,040)
12_17 años					-0,297*** (0,112)	-0,222*** (0,037)
Monoparental	0,017 (0,034)	-0,012 (0,022)	0,033 (0,035)	-0,004 (0,022)	0,017 (0,034)	-0,004 (0,021)
Biparental	-0,001 (0,019)	-0,034* (0,018)	-0,004 (0,019)	-0,041** (0,018)	0,000 (0,019)	-0,032* (0,018)
Lambda (λ)	0,105** (0,042)	0,134*** (0,041)	0,127*** (0,044)	0,182*** (0,043)	0,098** (0,042)	0,132*** (0,041)
R ²	0,438	0,482	0,484	0,483	0,439	0,483
Observaciones	8.293	22.093	8.293	22.093	8.293	22.093

Nota: Errores estándares robustos entre paréntesis.

(*) significativo al 10%, (**) significativo al 5% y (***) significativo al 1%.

Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

Gráfico 12. Efectos de la presencia de NNyA en el hogar sobre participación laboral y salario, por grupos de edad.



Nota: los círculos sin relleno corresponden a coeficientes estadísticamente no significativos.

Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

V.2.2 Estimaciones por nivel educativo

A continuación, se estiman los efectos de la presencia de NNyA sobre la participación en el mercado laboral y el salario para mujeres con diferente nivel educativo: hasta secundaria incompleta (nivel 1), secundaria completa o universitario incompleto (nivel 2) y educación universitaria completa (nivel 3).

En relación con la participación laboral (cuadro 6 y gráfico 13, panel A), se observa que la presencia de NNyA en el hogar tiene asociada una menor probabilidad que la mujer integre el mercado laboral en todos los niveles educativos. Sin embargo, este efecto difiere en magnitud según el nivel educativo alcanzado, siendo mayor en mujeres con calificación intermedia. En ellas, la probabilidad de integrar la fuerza laboral remunerada es 21,8 puntos porcentuales menor que en mujeres sin familia a cargo, cifra que se reduce a 13,7 y 11,6 puntos porcentuales para el nivel educativo 1 y 3, respectivamente.

En las especificaciones que consideran la cantidad de NNyA y sus edades también se verifica que las mujeres con secundaria completa o universitario incompleto (nivel 2) son las que registran las mayores caídas en la participación laboral ante la presencia de NNyA en el hogar.

Asimismo, un aspecto importante a destacar es que para el grupo de mujeres con máximo nivel educativo alcanzado la probabilidad de trabajar para el mercado no se recupera a medida que se avanza en la edad de los NNyA. Si bien el análisis de los efectos temporales de la presencia de NNyA en el hogar escapa al alcance del presente estudio, la dinámica descriptiva podría insinuar una mayor persistencia de los efectos negativos sobre la participación laboral para este grupo de mujeres.

En relación con los efectos sobre el salario (cuadro 7 y gráfico 13, panel B), se aprecia que las mujeres de todos los niveles educativos perciben un menor salario horario cuando conviven con niños, niñas y adolescentes. Nuevamente, se encuentra una relación no monótona entre educación y el efecto salarial por la presencia de NNyA, con mujeres de calificación intermedia enfrentando la mayor pérdida relativa de salario (-22,9%) y mujeres con estudios universitarios completos, la menor (-10,3%). Esta dinámica se presenta con independencia de la cantidad de NNyA en el hogar y de las edades de éstos.

Lo descripto en el párrafo anterior (los efectos de la presencia de NNyA recaen con mayor peso en mujeres con nivel educativo intermedio) se encuentra en línea con los hallazgos de Anderson, Binder y Krause (2003). De acuerdo con la explicación de estos autores, estas mujeres presentan mayor probabilidad de tener empleos poco flexibles en cuanto al lugar y

horario de trabajo, que les dificulta conciliar las tareas domésticas y de cuidado con el trabajo remunerado. El resto de las mujeres, en cambio, pueden contrarrestar en parte los efectos negativos de la presencia de NNyA en su hogar. En el caso de mujeres con nivel educativo alto, porque disponen de mayor autonomía en sus trabajos (por ejemplo, pueden sustituir horas de oficina con trabajo en otro horario o desde su casa) mientras que, en el caso de las mujeres con bajo nivel de educación, porque obtienen empleos más flexibles (por hora o turnos).

Asimismo, esto es compatible con lo observado en la sección Análisis Descriptivo, en el sentido que las mujeres con mayor nivel de instrucción perciben en promedio salarios más altos, lo que le permitiría acceder a mejores posibilidades de arreglos para el cuidado de sus hijos, posibilitando una mayor conciliación entre la vida familiar y laboral.

En el análisis por tipo de hogar se observa que las mujeres de hogares monoparentales con calificación intermedia presentan la mayor probabilidad, entre los grupos analizados, de participar en el mercado laboral respecto de aquellas sin NNyA (hogares unipersonales). En los otros niveles educativos esta diferencia se reduce, aunque continúa verificándose que la responsabilidad de tener una familia a cargo aumenta la necesidad de acudir al mercado.

En hogares biparentales, por su parte, la mayor caída en la probabilidad de trabajar para el mercado se registra en mujeres de educación secundaria incompleta.

Finalmente, respecto al salario se destaca que en hogares monoparentales sólo las mujeres de mayor nivel educativo presentan una pérdida salarial respecto a las que no conviven con NNyA. Misma situación se observa en hogares biparentales, pero para las mujeres de menor nivel educativo.

Cuadro 6. Efectos de la presencia de NNyA en el hogar sobre la participación laboral, por nivel educativo

Estimación *Probit* (variable dependiente: participación laboral).

	Especificación 1			Especificación 2			Especificación 3		
	Nivel 1	Nivel 2	Nivel 3	Nivel 1	Nivel 2	Nivel 3	Nivel 1	Nivel 2	Nivel 3
NNyA en el hogar	-0,137*** (0,014)	-0,218*** (0,008)	-0,116*** (0,008)						
Un NNyA				-0,083*** (0,015)	-0,161*** (0,008)	-0,084*** (0,007)			
2 NNyA				-0,148*** (0,015)	-0,235*** (0,01)	-0,109*** (0,008)			
3 o más NNyA				-0,190*** (0,015)	-0,281*** (0,01)	-0,159*** (0,012)			
1 año							-0,235*** (0,015)	-0,258*** (0,009)	-0,136*** (0,009)
2_3 años							-0,153*** (0,016)	-0,202*** (0,010)	-0,101*** (0,009)
4_5 años							-0,110*** (0,016)	-0,193*** (0,010)	-0,075*** (0,010)
6_7 años							-0,075*** (0,017)	-0,188*** (0,012)	-0,088*** (0,012)
8_9 años							-0,052*** (0,018)	-0,177*** (0,013)	-0,073*** (0,014)
10_11 años							-0,028 (0,019)	-0,128*** (0,016)	-0,061*** (0,017)
12_17 años							0,018 (0,019)	-0,109*** (0,015)	-0,065*** (0,017)
Monoparental	0,052** (0,034)	0,342*** (0,014)	0,037*** (0,009)	0,055** (0,034)	0,335*** (0,014)	0,036*** (0,009)	0,034** (0,033)	0,330*** (0,014)	0,033*** (0,009)
Biparental	-0,254*** (0,033)	0,002 (0,014)	-0,115*** (0,010)	-0,251*** (0,033)	0,003 (0,014)	-0,114*** (0,010)	-0,251*** (0,032)	0,002 (0,014)	-0,116*** (0,010)
Observaciones	23.152	28.895	14.682	23.152	28.895	14.682	23.152	28.895	14.682

Nota: Errores estándares robustos entre paréntesis.

(*) significativo al 10%, (**) significativo al 5% y (***) significativo al 1%.

Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

Cuadro 7. Efectos de la presencia de NNyA en el hogar sobre el salario, por nivel educativo

Estimación por MCO con corrección de Heckman (variable dependiente: logaritmo del salario real por hora).

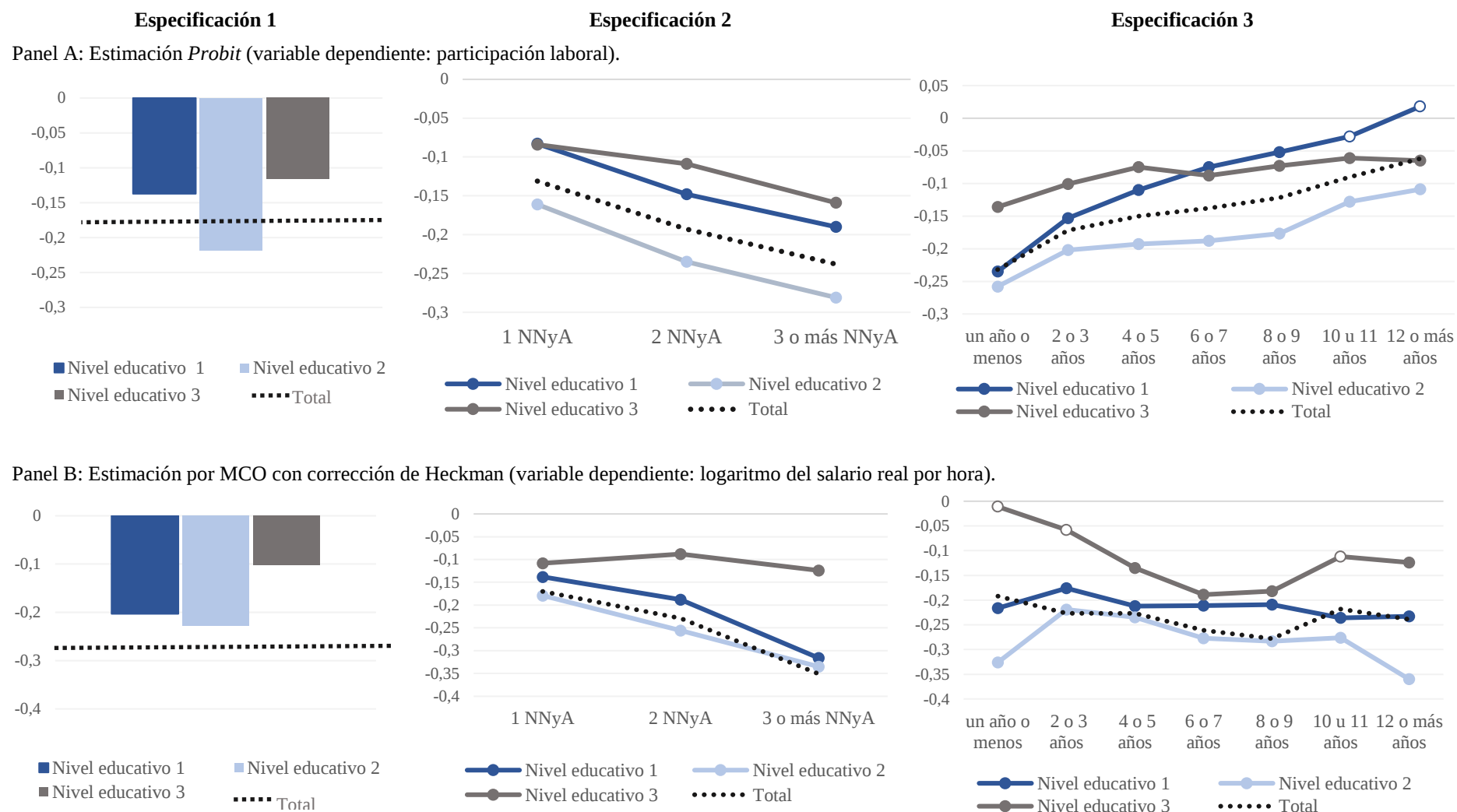
	Especificación 1			Especificación 2			Especificación 3		
	Nivel 1	Nivel 2	Nivel 3	Nivel 1	Nivel 2	Nivel 3	Nivel 1	Nivel 2	Nivel 3
NNyA en el hogar	-0,203*** (0,054)	-0,229*** (0,029)	-0,103*** (0,037)						
Un NNyA				-0,138** (0,057)	-0,179*** (0,030)	-0,108*** (0,041)			
2 NNyA				-0,188*** (0,058)	-0,256*** (0,034)	-0,088* (0,048)			
3 o más NNyA				-0,316*** (0,060)	-0,335*** (0,040)	-0,124*** (0,069)			
1 año							-0,216*** (0,039)	-0,326*** (0,067)	-0,011 (0,053)
2_3 años							-0,176*** (0,060)	-0,219*** (0,035)	-0,058 (0,056)
4_5 años							-0,212*** (0,037)	-0,235*** (0,060)	-0,135** (0,060)
6_7 años							-0,211*** (0,061)	-0,277*** (0,042)	-0,189*** (0,073)
8_9 años							-0,209*** (0,062)	-0,283*** (0,045)	-0,182** (0,088)
10_11 años							-0,236*** (0,048)	-0,276*** (0,084)	-0,112 (0,070)
12_17 años							-0,233*** (0,046)	-0,360*** (0,100)	-0,124** (0,063)
Monoparental	-0,044 (0,065)	-0,066 (0,029)	-0,091*** -0,025	-0,034 (0,065)	-0,072 (0,029)	-0,091*** (0,025)	-0,051 (0,065)	-0,075 (0,028)	-0,061** (0,025)
Biparental	-0,117* (0,070)	0,001 (0,018)	0,016 (0,020)	-0,140** (0,071)	0,000 (0,018)	0,018 (0,020)	-0,146** (0,071)	0,002 (0,018)	0,020 (0,020)
Lambda (λ)	0,188*** (0,069)	0,156*** (0,040)	-0,243*** (0,084)	0,248*** (0,073)	0,182*** (0,042)	-0,256*** (0,084)	0,245*** (0,073)	0,157*** (0,040)	-0,245*** (0,084)
R ²	0,371	0,404	0,291	0,374	0,406	0,291	0,373	0,405	0,293
Observaciones	5.684	13.007	11.695	5.684	13.007	11.695	5.684	13.007	11.695

Nota: Errores estándares robustos entre paréntesis.

(*) significativo al 10%, (**) significativo al 5% y (***) significativo al 1%.

Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

Gráfico 13. Efectos de la presencia de NNyA en el hogar sobre participación laboral y salario, por nivel educativo



Nota: los círculos sin relleno corresponden a coeficientes estadísticamente no significativos.

Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

V.2.3 Estimaciones según condición de formalidad laboral

Finalmente, se examina si los efectos de la presencia de NNyA en el hogar sobre el salario difieren según la condición de formalidad o informalidad del empleo de la mujer¹⁸.

Como puede apreciarse en el cuadro 8 y gráfico 14, los mayores efectos salariales de la presencia de NNyA recaen sobre las mujeres en condición de informalidad laboral, situación que es compatible con la mayor protección de derechos laborales que tienen las trabajadoras que logran ingresar al sector formal.

En particular, en la especificación 1 no se encuentra evidencia estadísticamente significativa sobre que la presencia de NNyA en el hogar tenga asociado un menor salario en mujeres con empleos formales. Por el contrario, para las mujeres con empleos informales convivir con NNyA tiene asociado una caída de su salario horario del 34,2%. Estos resultados se encuentran en línea con los hallados por Casal y Berham (2013).

Cuando se considera la cantidad de menores en el hogar (especificación 2), en los dos grupos de mujeres analizados se encuentran efectos negativos y significativos sobre el salario ante la presencia de tres o más NNyA, siendo sustancialmente mayores en el caso de mujeres con empleo informal. Estas últimas pueden llegar a percibir (en promedio) menos de la mitad del salario que percibe una mujer sin NNyA a cargo.

Respecto a las edades de los niños, niñas y adolescentes (especificación 3) en ambos grupos se observa que a partir de los 4 años la presencia de NNyA en el hogar genera una pérdida relativa de salario para la mujer, siendo este efecto nuevamente mayor cuando ella se emplea en condición de informalidad.

Finalmente, en relación con el tipo de hogar, los resultados muestran que las mujeres tanto de hogares monoparentales como biparentales perciben en promedio menor salario que las de hogares unipersonales cuando están empleadas en condición de informalidad.

¹⁸ Dado que la condición de formalidad laboral es una característica del puesto de trabajo y, por consiguiente, corresponde únicamente a mujeres ocupadas, no es posible en este caso analizar los efectos de la presencia de NNyA en el hogar sobre la participación laboral de la mujer.

Cuadro 8. Efectos de la presencia de NNyA en el hogar sobre el salario, por condición laboral

Estimación por MCO con corrección de Heckman (variable dependiente: logaritmo del salario real por hora).

	Especificación 1		Especificación 2		Especificación 3	
	Formal	Informal	Formal	Informal	Formal	Informal
NNyA en el hogar	-0,015 (0,012)	-0,342*** (0,031)				
Un NNyA			-0,010 (0,012)	-0,294*** (0,030)		
2 NNyA			-0,007 (0,013)	-0,398*** (0,036)		
3 o más NNyA			-0,051*** (0,017)	-0,533*** (0,041)		
1 año					0,018 (0,014)	-0,442*** (0,043)
2_3 años					-0,012 (0,014)	-0,312*** (0,034)
4_5 años					-0,024* (0,014)	-0,313*** (0,033)
6_7 años					-0,054*** (0,016)	-0,324*** (0,035)
8_9 años					-0,055*** (0,017)	-0,299*** (0,036)
10_11 años					-0,072*** (0,019)	-0,216*** (0,039)
12_17 años					-0,072*** (0,017)	-0,204*** (0,036)
Monoparental	-0,042 (0,017)	-0,244*** (0,046)	-0,043 (0,017)	-0,283*** (0,046)	-0,022 (0,017)	-0,240*** (0,045)
Biparental	-0,012 (0,013)	-0,055* (0,031)	-0,012 (0,013)	-0,071** (0,031)	-0,011 (0,013)	-0,050** (0,031)
Lambda (λ)	-0,007 (0,020)	0,563*** (0,064)	-0,007 (0,020)	0,658*** (0,067)	-0,004 (0,020)	0,578*** (0,064)
R ²	0,335	0,318	0,336	0,322	0,337	0,319
Observaciones	20.370	10.016	20.370	10.016	20.370	10.016

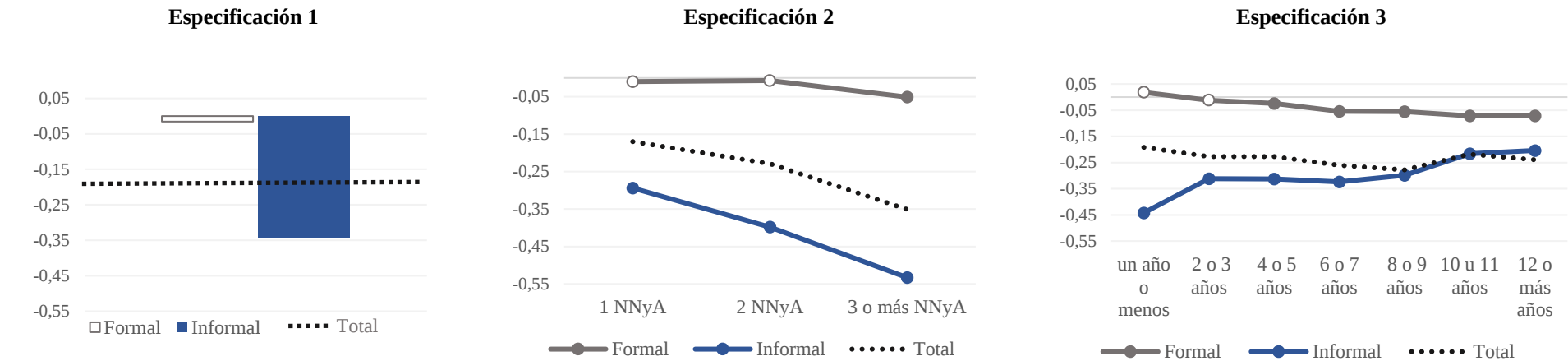
Nota: Errores estándares robustos entre paréntesis.

(*) significativo al 10%, (**) significativo al 5% y (***) significativo al 1%.

Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

Gráfico 14. Efectos de la presencia de NNyA en el hogar sobre el salario, por condición laboral

Estimación por MCO con corrección de Heckman (variable dependiente: logaritmo del salario real por hora).



Nota: los círculos y barra sin relleno corresponden a coeficientes estadísticamente no significativos.

Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

V.3. Efectos heterogéneos por nivel de salario

A fin de explorar si los efectos de la presencia de niñas, niños y adolescentes en el hogar difieren a lo largo de la distribución no condicional de ingresos, en la presente sección se efectúan las estimaciones por cuantiles no condicionados del salario real por hora.

El gráfico 15 presenta los resultados de las estimaciones para cada uno de los percentiles de la distribución salarial (luego de corregir por el sesgo de selección) y los compara con el efecto promedio para todas las mujeres (resultado de la regresión por MCO con corrección de Heckman).

Como puede apreciarse en el mencionado gráfico, la presencia de NNyA en el hogar tiene asociada una pérdida relativa de salario en todos los percentiles. No obstante, ésta no se comporta de igual manera a lo largo de la distribución salarial: es de mayor magnitud en la base de la distribución, decrece a medida que se avanza hacia los percentiles de mayores salarios y, finalmente, aumenta de forma moderada en la cola derecha de la distribución.

De la comparación con las estimaciones por MCO, se observa que en los cuantiles más bajos (por debajo del percentil 40) el efecto salarial de la presencia de NNyA en el hogar es mayor. En otros términos, mujeres con salarios más bajos enfrentan una pérdida salarial mayor en relación con las mujeres de altos salarios, en línea con los resultados de Budig y Hodges (2014). Ello podría obedecer a la menor disponibilidad de recursos por parte de mujeres de bajos salarios que les permitan solventar arreglos para el cuidado de los NNyA, y de este modo conciliar la vida familiar y laboral.

Los resultados descriptos se mantienen en todas las especificaciones del modelo.

La presencia de al menos un niño, niña o adolescente en el hogar (especificación 1) implica para las mujeres de todos los percentiles un menor salario respecto a mujeres sin NNyA a cargo. La caída relativa del salario alcanza hasta el 44,4% en el percentil 20 y se reduce considerablemente en los percentiles más altos.

En la especificación 2, por su parte, se observa que en todos los percentiles se mantiene lo encontrado por MCO, en el sentido que la pérdida de salario es creciente con la cantidad de NNyA en el hogar.

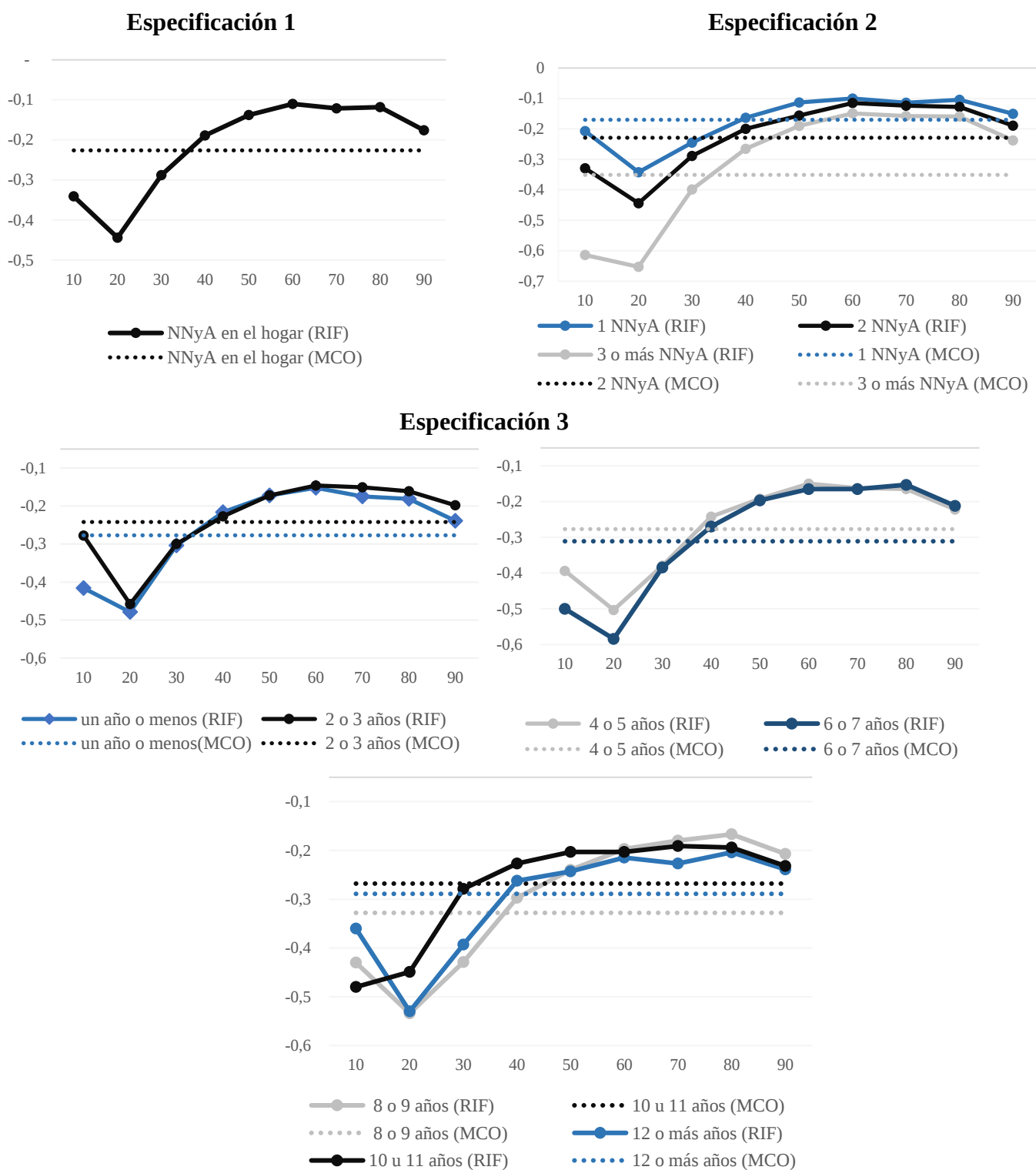
Ante la presencia de tres o más NNyA se presenta la mayor dispersión de los resultados, con caídas que van desde el 65,3% (percentil 20) al 14,9% (percentil 60). El hecho que los efectos

salariales difieran de forma sustancial entre mujeres con diferente nivel de salario podría obedecer al mayor número de NNyA que en promedio presentan los hogares de bajos recursos.

Cuando se considera las edades de los NNyA (especificación 3) se observa que, en todos los rangos etarios, los efectos salariales de la presencia de NNyA en el hogar presentan el patrón de comportamiento descrito anteriormente. Esto es, una caída relativa del salario de mayor magnitud en mujeres de los percentiles más bajos de la distribución (principalmente el percentil 20) que se reduce a medida que se avanza hacia mayores niveles de salario.

Gráfico 15. Efectos de la presencia de NNyA en el hogar sobre el salario, por percentil del salario horario

Estimación de regresión por cuantiles no condicionada (RIF) y MCO con corrección de Heckman.



Nota: los errores estándar son robustos en cuanto a la heterocedasticidad. Se calcularon empleando la técnica de *bootstrap* con 50 replicaciones.

Los coeficientes estimados por regresión de cuantiles resultaron significativos al 1% en las especificaciones 1,3 y 4 y significativos al 1% y 5% en la especificación 2.

Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

VI. Conclusiones.

El tradicional rol de las mujeres como cuidadoras del hogar y, estrechamente vinculado a esto, la maternidad, constituyen factores explicativos de la posición desventajosa en la que se ubican las mujeres en el mercado laboral, contribuyendo al origen y permanencia de las brechas de género.

Este trabajo tuvo por objetivo analizar los efectos de la presencia de niños, niñas y adolescentes en el hogar sobre la participación en el mercado laboral y salario (efectos denominados por la literatura académica como *penalización por maternidad*) para mujeres de Argentina durante el período 2003-2019.

Con ello se busca aportar al debate sobre las consecuencias en el mercado laboral de la tradicional división sexual del trabajo al interior de los hogares, que contribuya en el diseño de políticas orientadas al cierre de las brechas de géneros.

La estimación se efectuó mediante el método de Mínimos Cuadrados Ordinarios, incluyendo la corrección de Heckman para corregir el sesgo de selección, y la regresión por cuantiles no condicionada.

Los resultados obtenidos indican que la presencia de NNyA en el hogar tiene asociado para las mujeres menor probabilidad de participar en el mercado laboral, en relación a las que no conviven con ellos. Asimismo, en caso de trabajar de forma remunerada, perciben un salario por hora más bajo.

En términos de la participación laboral, la probabilidad que una mujer con NNyA a cargo se inserte a la fuerza laboral remunerada es 17,9 puntos porcentuales menor que una mujer que no convive con ellos, efecto que se acentúa ante la presencia de niños en edades tempranas. En términos salariales, una mujer con NNyA en su hogar percibe un salario horario 22,6% más bajo que el de una mujer sin NNyA, siendo esta pérdida salarial mayor en presencia de niños de 8 o 9 años.

Los mencionados efectos se agravan con la cantidad de niños, niñas y adolescentes en el hogar. Una mujer con tres o más NNyA a cargo tiene 23,8 puntos porcentuales menos de probabilidad de trabajar para el mercado y un salario relativo 35,1% más bajo que una mujer que no convive con ellos.

Adicionalmente, estos efectos no se comportan de igual forma entre diferentes grupos de mujeres. Por el contrario, son de mayor magnitud en las mujeres más jóvenes, en las de calificación intermedia (con secundario completo), y en las que se encuentran ocupadas en empleos informales.

De estos últimos resultados surge con claridad la necesidad de fortalecer políticas públicas orientadas a la capacitación y formación de capital humano y a la formalización del empleo, las que, si bien trascienden la mirada de género, poseen potencial para reducir las desigualdades entre géneros del mercado laboral.

A partir de la regresión por cuantiles, se aprecia que los efectos laborales de la presencia de NNyA en el hogar tampoco se comportan de igual manera a lo largo de la distribución salarial, sino que operan con mayor fuerza en mujeres de bajos salarios y con menores recursos para solventar arreglos de cuidado y ayuda doméstica que les permita conciliar las responsabilidades laborales y familiares. En este sentido, cobran gran relevancia las políticas de primera infancia, servicios e infraestructura social de cuidado que contribuyan a una mayor corresponsabilidad entre Estado, mercado y familias.

Por último, cabe resaltar la necesidad de avanzar en la incorporación de la mirada de género en el proceso de contratación y en la participación sindical de modo de reducir y eliminar prácticas discriminatorias del mundo laboral y asegurar la igualdad en las condiciones de empleo (tanto en relación al salario como en las oportunidades de acceso, formación y desarrollo en el trabajo).

En suma, el hecho que la convivencia con NNyA tenga asociado para las mujeres efectos negativos en su trayectoria laboral pone de relieve la necesidad de incorporar la perspectiva de género en las distintas instancias de formulación de las políticas públicas. De lo contrario, se genera una dinámica de reproducción de la desigualdad en el mercado laboral, en la que las mujeres con NNyA a cargo, y principalmente las de bajos recursos y nivel educativo, deben trabajar en condiciones más inseguras e informales, ante su necesidad de contribuir al hogar.

Si bien el debate en torno a las políticas aquí mencionadas se ha instalado en la agenda pública y política del país, es necesario avanzar hacia un sistema nacional integral que reduzca las desigualdades de género.

En Argentina, la evidencia sobre los efectos de la maternidad en el plano laboral es por el momento escasa. Una importante limitación para el desarrollo de este tipo de estudios en el país

es la ausencia de información pública con la estructura de datos adecuada para estimar el efecto causal de la maternidad sobre salario y participación laboral.

Futuras líneas de investigación podrían explorar otros métodos econométricos o fuentes de información que permitan subsanar la falta de datos longitudinales, a fin de analizar la trayectoria laboral de las mujeres e indagar sobre los mecanismos que operan detrás de la *penalización por maternidad*.

VII. Apéndices

VII.1. Apéndice 1. Definición de variables

En la presente sección se describen las variables utilizadas en el análisis y la forma en la que han sido construidas, a partir de la información proveniente de la Encuesta Permanente de Hogares.

Cuadro A.2: Descripción de variables

Variable	Descripción
NNyA en el hogar	Variable ficticia: 1 si la mujer convive con al menos un niño, niña o adolescente
un NNyA	Variable ficticia: 1 si la mujer convive con un niño, niña o adolescente
2 NNyA	Variable ficticia: 1 si la mujer convive con dos niños, niñas o adolescentes
3 o más NNyA	Variable ficticia: 1 si la mujer convive con tres o más niños, niñas o adolescentes
1 año	Variable ficticia: 1 si la mujer convive con al menos un menor de edad de un año o menos
2_3 años	Variable ficticia: 1 si la mujer convive con al menos un menor de edad de dos o tres años
4_5 años	Variable ficticia: 1 si la mujer convive con al menos un menor de edad de cuatro o cinco años
6_7 años	Variable ficticia: 1 si la mujer convive con al menos un menor de edad de seis o siete años
8_9 años	Variable ficticia: 1 si la mujer convive con al menos un menor de edad de ocho o nueve años
10_11 años	Variable ficticia: 1 si la mujer convive con al menos un menor de edad de diez u once años
12_17 años	Variable ficticia: 1 si la mujer convive con al menos un menor de edad de entre doce y diecisiete años
edad	Años de edad
edad^2	Años al cuadrado
unipersonal	Variable ficticia: 1 si la mujer vive sola
monoparental	Variable ficticia: 1 si la mujer vive con al menos un hijo, sin pareja.
biparental	Variable ficticia: 1 si la mujer vive con su esposo o esposo e hijo/s.
nivel_educ_1	Variable ficticia: 1 si el máximo nivel alcanzado es secundaria incompleta o inferior
nivel_educ_2	Variable ficticia: 1 si el máximo nivel alcanzado es secundaria completa o universitario incompleto
nivel_educ_3	Variable ficticia: 1 si el máximo nivel alcanzado es universitario completo
ocupada	Variable ficticia: 1 si la mujer está ocupada (tiene al menos una ocupación)
desocupada	Variable ficticia: 1 si la mujer está desocupada (sin ocupación que busca trabajo activamente)
inactiva	Variable ficticia: 1 si la mujer está inactiva (no tiene trabajo ni lo busca activamente)
Ln w	Logaritmo natural del salario real por hora de la ocupación principal de la mujer
formal	Variable ficticia: 1 si el empleo es formal
informal	Variable ficticia: 1 si el empleo es informal
público	Variable ficticia: asume 1 si el empleo es en el sector público
privado	Variable ficticia: asume 1 si el empleo es en el sector privado
jornada_completa	Variable ficticia: 1 si el empleo es de jornada completa (más de 32 horas semanales)
jornada_parcial	Variable ficticia: 1 si el empleo es de jornada parcial (32 o menos horas semanales)
antigüedad_1	Variable ficticia: 1 si la mujer tiene menos de un año de antigüedad en su ocupación principal
antigüedad_2	Variable ficticia: 1 si la mujer tiene entre 1 y 5 años de antigüedad en su ocupación principal
antigüedad_3	Variable ficticia: 1 si la mujer tiene 6 o más años de antigüedad en su ocupación principal
dirección	Variable ficticia: 1 si la mujer ocupa un puesto de dirección
jefatura	Variable ficticia: 1 si la mujer ocupa una posición de jefatura
ejecución_directa	Variable ficticia: 1 si la mujer ocupa una posición como asalariada
independiente	Variable ficticia: 1 si la mujer posee una ocupación independiente
tam_firma_1	Variable ficticia: 1 si la firma tiene hasta 5 empleados
tam_firma_2	Variable ficticia: 1 si la firma tiene entre 6 y 40 empleados
tam_firma_3	Variable ficticia: 1 si la firma tiene entre 41 y 500 empleados
tam_firma_4	Variable ficticia: 1 si la firma tiene más de 500 empleados
s_manufacturero	Variable ficticia: 1 si la mujer trabaja en el sector manufacturero
s_comercio	Variable ficticia: 1 si la mujer trabaja en el sector de comercio
s_enseñanza	Variable ficticia: 1 si la mujer trabaja en el sector de educación

s_salud	Variable ficticia: 1 si la mujer trabaja en el sector de salud
s_administración	Variable ficticia: 1 si la mujer trabaja en la administración pública
s_doméstico	Variable ficticia: 1 si la mujer trabaja en el servicio doméstico
s_otros	Variable ficticia: 1 si la mujer trabaja en el sector de servicios
región_gba	Variable ficticia: 1 para la región del Gran Buenos Aires
región_noa	Variable ficticia: 1 para la región Noroeste argentino (NOA)
región_nea	Variable ficticia: 1 para la región Noreste argentino (NEA)
región_cuyo	Variable ficticia: 1 para la región de Cuyo
región_pampeana	Variable ficticia: 1 para la región Pampeana
región_patagonia	Variable ficticia: 1 para la región Patagonia
ln_ing_no_lab	Logaritmo natural de los ingresos no laborales del hogar
ln_ing_otros_miembros	Logaritmo natural de los ingresos de otros miembros del hogar

Fuente: elaboración propia

A continuación, se exponen resumidamente las definiciones, decisiones metodológicas o supuestos empleados para la construcción de algunas variables.

Logaritmo del salario real por hora

El cálculo del salario por hora se efectúa a partir del ingreso mensual de la ocupación principal y la cantidad de horas trabajadas en dicha ocupación. Dado que estas variables son declaradas con diferente periodicidad (mensual en el caso del ingreso y semanal para las horas trabajadas), fue necesario re expresar el ingreso, multiplicándolo por la cantidad de meses al año (12) y dividiendo por la cantidad de semanas al año (52) y las horas trabajadas semanales.

Los valores obtenidos para el salario nominal por hora se ajustaron por inflación, empleando como deflactor al Índice de Precios al Consumidor (IPC) de diciembre de cada año. La serie de IPC mensual empleada es un empalme de las series de IPC publicadas por INDEC para el período comprendido entre enero de 2004 y diciembre de 2006; promedio de IPC de San Luis, Córdoba y CABA para el período de enero de 2007 a mayo de 2012; IPC CABA desde junio de 2012 hasta abril de 2016; IPC-GBA (INDEC) desde mayo de 2016 a diciembre de 2016 y el IPC Nacional (INDEC) desde enero de 2017 a diciembre de 2020.

Estado ocupacional

En relación con el estado ocupacional de la mujer, se toma la condición de actividad reportada en la encuesta. De acuerdo con las definiciones de INDEC, se considera **ocupada** a la mujer que haya trabajado como mínimo una hora en una actividad económica en la semana de referencia; **desocupada** a la que sin tener trabajo se encuentra disponible para trabajar y ha buscado activamente una ocupación en la semana de referencia e **inactiva** a la que no tiene trabajo ni lo busca activamente.

Condición de formalidad laboral

De acuerdo con la Organización Internacional del Trabajo (OIT), existen dos enfoques diferentes que permiten conceptualizar la informalidad laboral. De acuerdo con el enfoque productivo, el empleo en el sector informal es definido como los trabajadores empleados en pequeñas unidades productivas, las que utilizan bajo nivel de capital y tecnología y son de baja productividad. El enfoque legal, por su parte, define al empleo informal como el conjunto de trabajadores no cubiertos por la legislación laboral.

A los fines del presente trabajo, se emplean ambos enfoques para la construcción de las variables, según la condición ocupacional de la mujer.

Para el caso de las asalariadas, se considera informales a las que declaran no tener descuento jubilatorio y por lo tanto no se encuentran registradas en el Sistema de Seguridad Social (enfoque legal).

Para las trabajadoras independientes, la encuesta no indaga sobre los aportes al Sistema de Seguridad Social en estos casos, por lo que su condición de formalidad/informalidad es determinada a partir de las características de las unidades productivas, considerando a trabajadoras por cuenta propia y patronas informales a aquellas que trabajan en el sector informal (enfoque productivo). En este sentido, debido a las limitaciones de la EPH en lo relativo a las características de las firmas, se adopta el criterio de medición sugerido por la OIT, que considera al sector informal compuesto por unidades familiares, pequeñas empresas (de hasta 5 empleados) no públicas, trabajadoras independientes no profesionales y familiares sin remuneración.

Jornada laboral

La distinción entre jornada laboral a tiempo completo y a tiempo parcial se efectúa considerando una cantidad de horas semanales en la ocupación principal de 32 horas. Este valor se toma al considerar las disposiciones de la ley de contrato de trabajo de Argentina, que define el trabajo a tiempo parcial como aquel cuya cantidad de horas es inferior a las dos terceras partes ($2/3$) de la jornada habitual, y establece en 48 horas la cantidad máxima de horas semanales destinada a la jornada de trabajo remunerado.

Jerarquía ocupacional

Las variables vinculadas a la Jerarquía Ocupacional provienen del Clasificador Nacional de Ocupaciones (CNO) de INDEC y hacen referencia a la posición de cada ocupación en el

ordenamiento interno de las unidades productivas. Concretamente, las variables empleadas en el análisis son las siguientes:

- **Dirección:** abarca a las ocupaciones que se encuentran en el punto más alto de la estructura de mandos, impartiendo las órdenes y no recibéndolas de ninguna otra instancia.
- **Jefatura:** incluye las ocupaciones cuyo fin es la transmisión y la aplicación de las decisiones generales emanadas de la dirección, así como la organización y supervisión de procesos y personas comprometidas en su ejecución.
- **Ejecución directa:** abarca a las ocupaciones que realizan directamente la producción de bienes o prestación de servicios, sin control sobre personas o procesos.
- **Ocupaciones independientes:** son aquellas en las que no existe relaciones jerárquicas, por no trabajar en relación de dependencia ni tener personal a cargo.

Sector económico

Esta variable refiere al sector productivo en el que las mujeres se desempeñan laboralmente y proviene de la Clasificación de Actividades Económicas para Encuestas Sociodemográficas del Mercosur (CAES Mercosur).

Para el período 2004-2010 se empleó la versión vigente durante esos años (CAES Mercosur 2000) mientras que para el período 2011-2020 se utilizó la nueva versión denominada CAES Mercosur 1.0, vigente a partir del primer trimestre del 2011. A fin de compatibilizar la información correspondiente a ambos períodos se empleó la tabla de correspondencia entre ambas versiones, publicada por INDEC, respetando el ordenamiento de secciones previsto en la versión más actual.

Las secciones fueron reagrupadas, según su importancia relativa para la muestra de mujeres analizada, quedando la clasificación por sector económico conformada por las siguientes categorías:

- **Sector Manufacturero:** incluye todas las actividades de procesamiento de insumos (materias primas) y su transformación en productos intermedios o finales de consumo.
- **Sector Comercio:** incluye el comercio al por mayor y al por menor y reparación de vehículos automotores y motocicletas.
- **Sector Enseñanza:** incluye enseñanza en todos los niveles educativos, servicios de apoyo a la educación y otros tipos de enseñanza no clasificados previamente.

- **Sector Salud humana y servicios sociales:** incluye actividades de atención a la salud humana, asistencia social relacionada con la atención a la salud y servicios sociales sin alojamiento.
- **Sector Administración pública:** incluye servicios de la administración pública, prestación pública de servicios a la comunidad y servicios de la seguridad social obligatoria.
- **Servicio Doméstico:** incluye servicios de cuidado, aseo y atención de un hogar.
- **Otros sectores:** abarca a todos los sectores económicos no contemplados anteriormente, Éstos son: agricultura, ganadería, silvicultura y pesca; explotación de minas y canteras; suministro de electricidad, gas, vapor y aire acondicionado; suministro de agua; alcantarillado, gestión de desechos y actividades de saneamiento; construcción; transporte y almacenamiento; alojamiento y servicios de comida; información y comunicación; actividades financieras y de seguros; actividades inmobiliarias; actividades profesionales, científicas y técnicas; actividades administrativas y servicios de apoyo; arte, entretenimiento y recreación; otras actividades de servicios y actividades de organizaciones y organismos extraterritoriales.

Logaritmo del ingreso de otros miembros del hogar

Esta variable se obtiene de la agregación del salario real por hora de la ocupación principal de los otros miembros que componen el hogar además de la mujer de la muestra analizada.

Logaritmo de los ingresos no laborales del hogar

Esta variable se obtiene de la agregación de los ingresos no laboral percibidos en el hogar, Esto incluye jubilación/pensión; indemnización por despido, seguro de desempleo, ayudas sociales, alquileres de propiedades, ganancias de algún negocio en el que no trabajó la persona, intereses o rentas por plazos fijos o inversiones, becas, ayudas de personas que no habitan el hogar u otros ingresos en efectivo.

VII.2. Apéndice 2. Coeficientes estimados para variables de control

A continuación, se analizan los coeficientes obtenidos para las variables de control, tanto en las estimaciones que incorporan la corrección de Heckman como las que no lo hacen.

A nivel general, se destaca que en todas las especificaciones del modelo la mayoría de los coeficientes estimados para las variables de control resultan estadísticamente significativos y presentan el signo esperado, en línea con las estimaciones de Mincer convencionales. En este sentido, se observa una relación positiva entre salario y educación (con mayores primas salariales asociadas a los niveles educativos más altos) y entre salario y edad (el salario aumenta con la edad, pero lo hace a tasa decreciente, lo que se ve reflejado en el coeficiente negativo de la variable edad al cuadrado).

En línea con la teoría de segmentación del mercado laboral, se aprecia una prima salarial en mujeres que se emplean en condición de formalidad, en relación con las que se desempeñan en empleos informales.

En relación con el tipo de jornada laboral, se observa que las mujeres que trabajan a jornada parcial perciben en promedio un salario por hora mayor que las que lo hacen a jornada completa.

Respecto a la variable jerarquía ocupacional, se observa que los cargos que implican mayor grado de responsabilidad en la toma de decisiones (dirección o jefatura) tienen asociado una prima salarial en relación con las ocupaciones de ejecución directa (asalariadas).

Asimismo, la evidencia encontrada muestra que las primas salariales aumentan conforme aumenta la antigüedad en el empleo y el tamaño de la firma.

En relación con el sector económico, se observa que, con excepción del servicio doméstico, el resto de los sectores presentan un mayor salario promedio por hora en comparación con el sector comercio.

En cuanto a la región de residencia de la mujer, se aprecia que en prácticamente todas las regiones de Argentina (con excepción de la Patagonia) el salario horario de una mujer es menor cuando se la compara con una que habita en el Gran Buenos Aires.

Cuadro A.2. Resultados por MCO, con y sin corrección de Heckman

Variable dependiente: logaritmo del salario real por hora.

	Especificación 1		Especificación 2		Especificación 3	
	MCO	Heckman	MCO	Heckman	MCO	Heckman
Con menor en el hogar	-0,181*** (0,018)	-0,226*** (0,020)				
Un menor			-0,130*** (0,021)	-0,170*** (0,022)		
2 menores			-0,173*** (0,022)	-0,229*** (0,024)		
3 o más menores			-0,277*** (0,023)	-0,351*** (0,026)		
Con menor de un año o menos					-0,148*** (0,024)	-0,227*** (0,028)
Con menor de 2 o 3 años					-0,167*** (0,025)	-0,192*** (0,025)
Con menor de 4 o 5 años					-0,190*** (0,025)	-0,227*** (0,026)
Con menor de 6 o 7 años					-0,226*** (0,028)	-0,261*** (0,029)
Con menor de 8 o 9 años					-0,247*** (0,030)	-0,278*** (0,031)
Con menor de 10 u 11 años					-0,195*** (0,035)	-0,218*** (0,035)
Con menor de 12 o más años					-0,223*** (0,032)	-0,239*** (0,032)
Monoparental	-0,036** (0,016)	0,011 (0,018)	-0,036** (0,016)	0,017 (0,018)	-0,036** (0,016)	0,018 (0,018)
Biparental	-0,004 (0,012)	-0,016 (0,013)	-0,004 (0,012)	0,017 (0,013)	-0,003 (0,012)	-0,014 (0,013)
Edad	0,019** (0,008)	0,034*** (0,009)	0,023*** (0,008)	0,047*** (0,009)	0,017** (0,008)	0,037*** (0,009)
Edad^2	-0,000** (0,000)	-0,0001** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000*** (0,000)	-0,000 (0,000)	-0,000 (0,000)
Nivel_educ_2	0,263*** (0,011)	0,284*** (0,012)	0,244*** (0,011)	0,265*** (0,012)	0,260*** (0,011)	0,282*** (0,012)
Nivel_educ_3	0,508*** (0,012)	0,578*** (0,019)	0,485*** (0,012)	0,560*** (0,018)	0,501*** (0,012)	0,572*** (0,019)
Formal	0,259*** (0,016)	0,259*** (0,016)	0,260*** (0,016)	0,260*** (0,016)	0,258*** (0,016)	0,258*** (0,016)
Público	0,001 (0,010)	0,002 (0,010)	0,004 (0,010)	0,004 (0,010)	0,000 (0,010)	0,001 (0,010)
Jornada_completa	-0,313*** (0,008)	-0,311*** (0,008)	-0,313*** (0,008)	-0,311*** (0,008)	-0,311*** (0,008)	-0,310*** (0,008)
Antigüedad_2	0,108*** (0,011)	0,110*** (0,011)	0,106*** (0,011)	0,109*** (0,011)	0,109*** (0,011)	0,111*** (0,011)
Antigüedad_3	0,189*** (0,012)	0,191*** (0,012)	0,185*** (0,012)	0,187*** (0,012)	0,188*** (0,012)	0,190*** (0,012)
Dirección	0,168*** (0,022)	0,165*** (0,022)	0,169*** (0,022)	0,165*** (0,022)	0,166*** (0,022)	0,163*** (0,022)
Independiente	-0,163*** (0,015)	-0,166*** (0,015)	-0,157*** (0,015)	-0,160*** (0,015)	-0,164*** (0,015)	-0,168*** (0,015)
Jefatura	0,167*** (0,021)	0,165*** (0,021)	0,168*** (0,021)	0,166*** (0,021)	0,167*** (0,021)	0,165*** (0,021)
Tam_firma_2	0,0932*** (0,010)	0,0934*** (0,010)	0,0951*** (0,010)	0,0953*** (0,010)	0,0928*** (0,010)	0,0929*** (0,010)
Tam_firma_3	0,168*** (0,011)	0,168*** (0,011)	0,169*** (0,011)	0,169*** (0,011)	0,168*** (0,011)	0,167*** (0,011)
Tam_firma_4	0,186*** (0,016)	0,185*** (0,016)	0,189*** (0,016)	0,188*** (0,016)	0,184*** (0,016)	0,183*** (0,016)
S_enseñanza	0,131*** (0,015)	0,133*** (0,015)	0,130*** (0,015)	0,132*** (0,015)	0,134*** (0,015)	0,135*** (0,015)
S_manufacturero	0,050*** (0,016)	0,049*** (0,016)	0,051*** (0,016)	0,050*** (0,016)	0,051*** (0,016)	0,050*** (0,016)
S_salud	0,140*** (0,014)	0,141*** (0,014)	0,139*** (0,014)	0,141*** (0,014)	0,140*** (0,014)	0,142*** (0,014)
S_administración	0,169*** (0,015)	0,169*** (0,015)	0,167*** (0,015)	0,167*** (0,015)	0,171*** (0,015)	0,170*** (0,015)
S_doméstico	-0,144** (0,059)	-0,141** (0,059)	-0,141** (0,060)	-0,138** (0,060)	-0,139** (0,060)	-0,136** (0,060)
Otros sectores	0,191*** (0,011)	0,190*** (0,011)	0,190*** (0,011)	0,190*** (0,011)	0,190*** (0,011)	0,190*** (0,011)
Región_noa	-0,338*** (0,012)	-0,337*** (0,012)	-0,332*** (0,012)	-0,329*** (0,012)	-0,337*** (0,012)	-0,336*** (0,012)
Región_nea	-0,381*** (0,015)	-0,386*** (0,015)	-0,377*** (0,015)	-0,381*** (0,015)	-0,380*** (0,015)	-0,386*** (0,015)
Región_cuyo	-0,220*** (0,014)	-0,220*** (0,014)	-0,216*** (0,014)	-0,213*** (0,014)	-0,220*** (0,014)	-0,220*** (0,014)
Región_pampeana	-0,124*** (0,010)	-0,122*** (0,010)	-0,123*** (0,010)	-0,120*** (0,010)	-0,124*** (0,010)	-0,122*** (0,010)
Región_patagonia	0,207***	0,213***	0,208***	0,216***	0,208***	0,214***

	(0,012)	(0,012)	(0,012)	(0,012)	(0,012)	(0,012)
2004	0,042* (0,022)	0,043** (0,022)	0,042* (0,022)	0,042* (0,022)	0,043** (0,022)	0,0442** (0,022)
2005	0,164*** (0,022)	0,163*** (0,022)	0,162*** (0,022)	0,161*** (0,022)	0,164*** (0,022)	0,163*** (0,022)
2006	0,271*** (0,020)	0,266*** (0,020)	0,269*** (0,020)	0,263*** (0,020)	0,272*** (0,020)	0,267*** (0,020)
2007	0,291*** (0,021)	0,285*** (0,021)	0,288*** (0,021)	0,280*** (0,021)	0,293*** (0,021)	0,287*** (0,021)
2008	0,348*** (0,021)	0,345*** (0,021)	0,344*** (0,021)	0,339*** (0,021)	0,351*** (0,021)	0,346*** (0,021)
2009	0,341*** (0,021)	0,340*** (0,021)	0,337*** (0,021)	0,334*** (0,021)	0,342*** (0,021)	0,340*** (0,021)
2010	0,329*** (0,021)	0,325*** (0,021)	0,324*** (0,021)	0,318*** (0,021)	0,331*** (0,021)	0,326*** (0,021)
2011	0,389*** (0,021)	0,387*** (0,021)	0,383*** (0,021)	0,379*** (0,021)	0,389*** (0,021)	0,388*** (0,021)
2012	0,335*** (0,021)	0,330*** (0,021)	0,330*** (0,021)	0,323*** (0,021)	0,336*** (0,021)	0,331*** (0,021)
2013	0,358*** (0,021)	0,356*** (0,021)	0,353*** (0,021)	0,349*** (0,021)	0,359*** (0,021)	0,357*** (0,021)
2014	0,334*** (0,020)	0,331*** (0,020)	0,327*** (0,020)	0,323*** (0,020)	0,334*** (0,020)	0,332*** (0,020)
2016	0,349*** (0,021)	0,342*** (0,021)	0,343*** (0,021)	0,333*** (0,021)	0,351*** (0,021)	0,343*** (0,021)
2017	0,389*** (0,021)	0,384*** (0,021)	0,383*** (0,021)	0,376*** (0,021)	0,391*** (0,021)	0,386*** (0,021)
2018	0,239*** (0,021)	0,236*** (0,021)	0,233*** (0,021)	0,228*** (0,021)	0,240*** (0,021)	0,237*** (0,021)
2019	0,176*** (0,021)	0,174*** (0,021)	0,169*** (0,021)	0,165*** (0,021)	0,177*** (0,021)	0,175*** (0,021)
Constante	0,348*** (0,131)	-0,081 (0,158)	0,282** (0,131)	-0,245 (0,162)	0,356*** (0,131)	-0,061 (0,158)
Observaciones	30.386	30.386	30.386	30.386	30.386	30.386
R ²	0,488	0,488	0,488	0,488	0,488	0,488

Errores estándares robustos entre paréntesis.

(*) significativo al 10%, (**) significativo al 5% y (***) significativo al 1%.

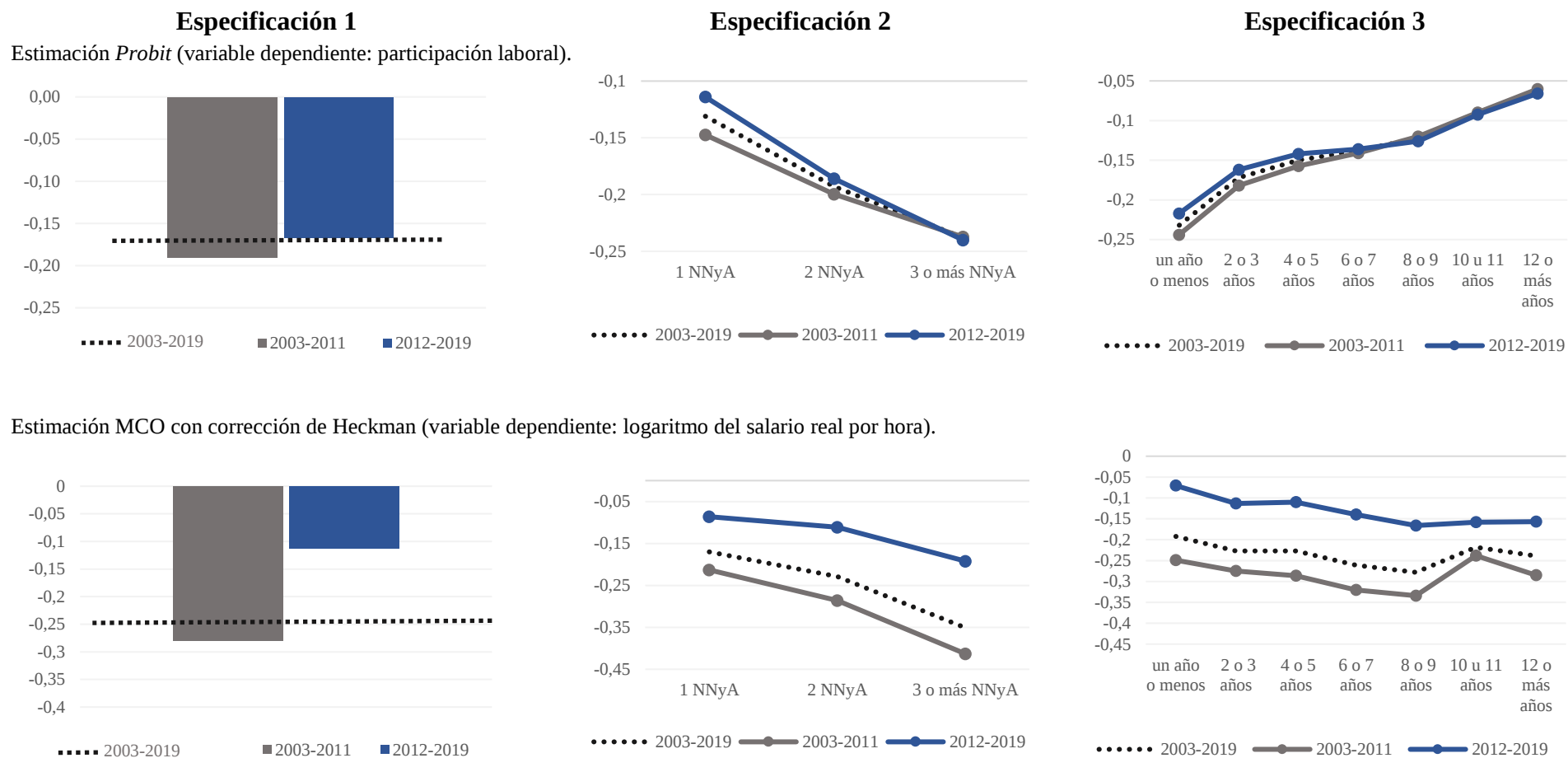
Categoría base: mujer del Gran Buenos Aires, que vive sola (en hogar unipersonal), sin hijos/as, con educación inferior a secundaria completa, asalariada a jornada parcial en empresa pequeña del rubro comercio, perteneciente al sector privado informal, con menos de un año de antigüedad.

(†) El número de observaciones difiere de la cantidad de mujeres ocupadas de la muestra porque el análisis de regresión excluye aquellas mujeres con datos faltantes en al menos una de las variables consideradas.

Fuente: elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares (INDEC).

VII.3. Apéndice 3. Estimaciones por subperíodos

Gráfico A.3. Comparación de estimaciones para subperíodos 2003-2011 y 2012-2019



Fuente: elaboración propia en base a EPH (INDEC)

VIII. Referencias Bibliográficas.

- Acosta, E., Peticara, M., & Ramos, C. (2006).** Empleo femenino: Oferta laboral y cuidado infantil. *Washington DC: Banco Interamericano de Desarrollo.*
- Aguilar-Gomez, S., Arceo-Gomez, E., & De la Cruz Toledo, E. (2019).** Inside the black box of child penalties. Available at SSRN 3497089.
- Amuedo-Dorantes, C., & Kimmel, J. (2005).** The motherhood wage gap for women in the United States: The importance of college and fertility delay. *Review of Economics of the Household*, 3(1), 17-48.
- Anderson, D. J., Binder, M., & Krause, K. (2003).** The motherhood wage penalty revisited. Experience, heterogeneity, work effort, and work-schedule flexibility. *ILR Review*, 56 (2), 273-294.
- Andresen, M. E., & Nix, E. (2019).** *What causes the child penalty? Evidence from same sex couples and policy reforms* (No. 902). Discussion Papers.
- Arrow, K. (1973).** The theory of discrimination. *Discrimination in labor markets*, 3(10), 3-33.
- Baumle, A. K. (2009).** The cost of parenthood: Unraveling the effects of sexual orientation and gender on income. *Social Science Quarterly*, 90 (4), 983-1002.
- Becker, G. S. (1957).** *The economics of discrimination*. 1st edition, University of Chicago press.
- Becker, G. S. (1985).** Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of labor economics*, 3(1, Part 2), S33-S58.
- Berniell, I., Berniell, L., De la Mata, D., Edo, M., & Marchionni, M. (2020).** Gender gaps in labor informality: The motherhood effect. *Journal of Development Economics*, 150, 102599.
- Berniell, I., Berniell, L., de la Mata, D., Edo, M., & Marchionni, M. (2021).** Motherhood and flexible jobs: Evidence from Latin American countries.
- Blau, F. D., & Kahn, L. M. (2017).** The gender wage gap: extent, trends, and explanations. *Journal of Economic Literature*, 55(3), 789-865.
- Botello, H. A., & Alba, A. L. (2014).** El efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos en Latinoamérica. *Semestre economico*, 17(36), 13-37.
- Budig, M. J., & England, P. (2001).** The wage penalty for motherhood. *American Sociological Review*, 204-225.

- Budig, M. J., & Hodges, M. J. (2010).** Differences in disadvantage: Variation in the motherhood penalty across white women's earnings distribution. *American Sociological Review*, 75(5), 705-728.
- Budig, M. J., & Hodges, M. J. (2014).** Statistical models and empirical evidence for differences in the motherhood penalty across the earnings distribution. *American Sociological Review*, 79(2), 358-364.
- Casal, M. D. P., & Barham, B. L. (2013).** Penalizaciones salariales por maternidad y segmentación del mercado laboral: el caso de la Argentina. *Revista CEPAL*.
- Davino, C., Furno, M., & Vistocco, D. (2013).** Quantile regression: theory and applications (Vol. 988). John Wiley & Sons.
- Firpo, S. P., N. M. Fortin, and T. Lemieux (2009).** Unconditional quantile regressions. *Econometrica* 77: 953-973. <https://doi.org/10.3982/ECTA6822>.
- Firpo, S. P., N. M. Fortin, and T. Lemieux (2018).** Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions. *Econometrics* <https://doi.org/10.3390/econometrics6020028>.
- Gangl, M., & Ziefle, A. (2009).** Motherhood, labor force behavior, and women's careers: An empirical assessment of the wage penalty for motherhood in Britain, Germany, and the United States. *Demography*, 46(2), 341-369.
- Grimshaw, D., & Rubery, J. (2015).** The motherhood pay gap: A review of the issues, theory and international evidence. Geneva: International Labour Organization.
- Gupta, N. D., & Smith, N. (2002).** Children and career interruptions: the family gap in Denmark. *Economica*, 69(276), 609-629.
- Heckman, J. J. (1979).** Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the econometric society*, 153-161.
- Herr, J. L. (2016).** Measuring the effect of the timing of first birth on wages. *Journal of Population Economics*, 29(1), 39-72.
- Hill, M. S. (1979).** The Wage Effects of Marital Status and Children. *The Journal of Human Resources*, 14, 579-594.
- INDEC (2000).** Clasificador de Actividades para Encuestas Sociodemográficas CAES – MERCOSUR. Buenos Aires: INDEC.
- INDEC (2001).** Clasificador Nacional de Ocupaciones- CNO versión 2001. Buenos Aires: INDEC.

INDEC (2011). Clasificación de Actividades Económicas para Encuestas Sociodemográficas del MERCOSUR- CAES MERCOSUR 1.0 Versión Argentina. Buenos Aires: INDEC.

INDEC (2016). Tabla de correspondencia CAES MERCOSUR 1.0 – CAES MERCOSUR 2000. Buenos Aires: INDEC.

INDEC (2019). Encuesta Permanente de Hogares. Diseño de registro y estructura para las bases preliminares de Hogar y Personas. Buenos Aires: INDEC.

International Labour Organization. (2013). Measuring informality: A statistical manual on the informal sector and informal employment. Geneva: International Labour Organization.

Killewald, A., & Bearak, J. (2014). Is the motherhood penalty larger for low-wage women? A comment on quantile regression. *American Sociological Review*, 79(2), 350-357.

Kleven, H., Landais, C., & Søgaaard, J. E. (2019). Children and gender inequality: Evidence from Denmark. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4), 181-20.

Koenker, R., & Hallock, K. F. (2001). Quantile regression. *Journal of economic perspectives*, 15(4), 143-156.

Korenman, S., & Neumark, D. (1992). Marriage, motherhood, and wages *The Journal of Human Resources.*, 27(2), 233-255.

Korenman, S., & Neumark, D. (1994). Sources of bias in women's wage equations: results using sibling data. *The Journal of Human Resources*, 29(2), 379-405.

Lundborg, P., Plug, E., & Rasmussen, A. W. (2017). Can women have children and a career? IV evidence from IVF treatments. *American Economic Review*, 107(6), 1611-37.

Miller, A. R. (2011). The effects of motherhood timing on career path. *Journal of population economics*, 24(3), 1071-1100.

Olarte, L., & Peña, X. (2010). El efecto de la maternidad sobre los ingresos femeninos. *Revista Ensayos Sobre Política Económica*; Vol. 28. No. 63. Diciembre, 2010. Pág.: 190-231.

Phelps, E. S. (1972). The statistical theory of racism and sexism. *The American Economic Review*, 62(4), 659-661

Picchio, A. (2005). La economía política y la investigación sobre las condiciones de vida. Por una economía sobre la vida. Aportaciones desde un enfoque feminista, 17-34.

Piras, C., & Ripani, L. (2005). The effects of motherhood on wages and labor force participation: evidence from Bolivia, Brazil, Ecuador and Peru (No. 49638). Washington, DC: Inter-American Development Bank.

- Querejeta Rabosto, M. (2020).** Impacto de la maternidad en la trayectoria laboral de las mujeres. evidencia para Uruguay. *Documento de Trabajo/FCS-Decon; 02/20*.
- Ridgeway, C. L., & Correll, S. J. (2004).** Unpacking the gender system: A theoretical perspective on gender beliefs and social relations. *Gender & society, 18*(4), 510-531
- Rios-Avila, F. (2020).** Recentered influence functions (RIFs) in Stata: RIF regression and RIF decomposition. *Stata Journal, 20*(1), 51-94
- Rodríguez Enríquez, C. (2012).** La cuestión del cuidado: ¿El eslabón perdido del análisis económico? *Revista CEPAL*106.
- Ryder, G. (2014).** La maternidad y la paternidad en el trabajo: la legislación y la práctica en el mundo. Organización Internacional del Trabajo.
- Taniguchi, H. (1999).** The timing of childbearing and women's wages. *Journal of Marriage and the Family, 100*8-1019.
- Waldfoegel, J. (1997).** The effect of children on women's wages. *American sociological review, 209*-217.
- Wooldridge, J. M. (2000).** Introductory Econometrics: A Modern Approach (Cincinnati, OH: South-Western College).