

Participación laboral femenina, servicios de cuidados infantiles y movilidad social en Nuevo León ^{α, β}

Female labor participation, childcare services and social mobility in Nuevo León

Raymundo Miguel Campos Vázquez* y Francisco Atzin Chiguil Rojas**

Información del artículo Resumen

Recibido:

26 enero 2024

Aceptado:

20 junio 2024

Clasificación JEL: J10;
J16; J22; O54.

Palabras clave:
Movilidad social;
Participación laboral
femenina; Guarderías;
Sistema de cuidados;
Nuevo León.

Se estudian los determinantes de la participación laboral femenina (PLF) y su relación con la movilidad social en Nuevo León, haciendo énfasis en la importancia de servicios de cuidados infantiles. Se realiza un análisis de regresión lineal y LASSO para estudiar los determinantes de la PLF. Nuestro principal hallazgo es que aumentar el acceso a guarderías públicas se asocia con un aumento de 13.3 puntos porcentuales en la PLF de mujeres con dos o más hijos y que si todas las mujeres con al menos dos hijos tuvieran acceso a guarderías, la PLF de Nuevo León se podría incrementar en 3.3 puntos porcentuales. Posteriormente se estudia el rol de las guarderías en la posición socioeconómica de las mujeres, empleando un método de descomposición y un *logit ordenado*. Se encuentra que un mayor acceso a guarderías reduciría distintos índices de inmovilidad social entre 10.9% y 13.4%. Nuestros resultados muestran la importancia de un sistema de cuidados en términos de política pública.

^α Trabajo ganador del Premio ESRU-EMOVI 2023.

^β Los autores agradecen los comentarios de dos revisores anónimos que contribuyeron a mejorar significativamente este trabajo.

* El Colegio de México, rmcampose@colmex.mx, <https://orcid.org/0000-0003-0251-5051>.

** El Colegio de México, fchiguil@colmex.mx, <https://orcid.org/0009-0001-0961-6157>.

ISSN Electrónico: 2448-8402 | ISSN Impreso: 1870-221X | ©2024 Los autores 

Article information	Abstract
Received: 26 January 2024	We study the determinants of female labor force participation (FLFP) and its relationship with social mobility in Nuevo León, focusing on the importance of childcare services. A linear regression and LASSO analysis are conducted to study the determinants of FLFP. Our main finding is that increasing access to public childcare is associated with a 13.3 percentage point increase in FLFP among women with at least two children. Furthermore, if all women with at least two children had access to childcare, the FLFP in Nuevo León could increase by 3.3 percentage points. Subsequently, the role of childcare in women's socioeconomic status is studied using a decomposition method and an ordered logit. We find that greater access to childcare would reduce various indices of social immobility by between 10.9% and 13.4%. Our results highlight the importance of a childcare system in terms of public policy.
Accepted: 20 June 2024	
JEL Classification: J10; J16; J22; O54.	
Keywords: Social Mobility; Female Labor Participation; Childcare; Care System; Nuevo León.	

Introducción

El estudio de los determinantes de la participación laboral femenina (PLF) es sumamente relevante en la actualidad; no sólo por la desigualdad de género existente, sino también por los múltiples beneficios económicos y sociales que se presentarían si un mayor número de mujeres se incorporara al mercado laboral, incluyendo mejoras en términos de pobreza, desigualdad y movilidad social. En México, alrededor del 46.4% de las mujeres participan en el mercado laboral en comparación con el 76.6% de los hombres, de manera que el país tiene una PLF notablemente baja en una comparativa internacional. Por otra parte, los hogares que potencialmente serían más beneficiados con una mayor PLF son los de menores ingresos, considerando que las mujeres con grado de secundaria o menor tienen una PLF de 38.3%, lo que se compara con la participación de 66.3% de mujeres con educación superior. De acuerdo con cálculos del Banco Mundial, si un mayor número de mujeres se incorporase al mercado laboral en la misma proporción que los hombres, el ingreso per cápita sería alrededor de 22% más alto en el país (World Bank, 2020).

El presente estudio tiene como objetivo principal estudiar los determinantes de la PLF en el estado de Nuevo León considerando características sociodemográficas de las personas entrevistadas en el hogar de origen y el actual, además de información sobre la disponibilidad de servicios públicos en las colonias de los entrevistados, lo cual permite estudiar el rol que tienen los servicios de cuidados infantiles. Adicionalmente, este artículo tiene como objetivo secundario vincular la

PLF y sus determinantes con la posición socioeconómica alcanzada por las mujeres.

Este trabajo tiene varias contribuciones. En primer lugar, se estudian diversos factores que influyen en la PLF, entre los que destacan los servicios de cuidados infantiles, cuyo estudio sigue pendiente en la literatura y tiene una relevancia mayor en términos de política pública. En segundo lugar, una vez establecidos diversos hallazgos sobre los cuidados infantiles y la PLF, se estudia el rol de los primeros en la posición socioeconómica alcanzada por las mujeres. De esta forma, este artículo contribuye a entender la importancia y posibles beneficios de contar con servicios de cuidados infantiles sobre la PLF y la movilidad social.

Para lograr lo anterior se utilizan datos de la Encuesta ESRU de Movilidad Social en Nuevo León 2021, levantada por el Centro de Estudios Espinosa Yglesias (CEEY). Esta encuesta tuvo una muestra de 3,767 entrevistas de hombres y mujeres de entre 25 y 64 años, captando características sociodemográficas del hogar actual, información retrospectiva del entrevistado (a los 14 años) sobre la situación socioeconómica del hogar de origen, información del entrevistado, características de la vivienda y del hogar, y características etno-raciales. Para los objetivos de este estudio se emplean tres métodos. Primero, se utiliza un análisis de regresión y el método de *Least Absolute Shrinkage and Selection Operator* (LASSO) para revisar los determinantes de la PLF. Segundo, se utiliza un método de descomposición a lo largo de la distribución de la posición socioeconómica alcanzada por mujeres para analizar la importancia de las características y los retornos respecto al percentil alcanzado por mujeres que trabajan y que no trabajan; en particular se revisa el rol que tiene contar con servicios de guarderías en el presente y haber asistido a guarderías en el pasado. Tercero, se emplea un *logit ordenado* para analizar la relación de tener acceso a guarderías con el quintil socioeconómico alcanzado por mujeres, utilizando los resultados para estudiar el posible efecto sobre la movilidad social que existiría si un mayor número de mujeres tuviera acceso a guarderías públicas.

Los datos de la Encuesta ESRU de Movilidad Social en Nuevo León 2021 muestran que la PLF es notablemente baja, pues alrededor de 47% de las mujeres trabajan en comparación con 88% de los hombres, además de que en general las mujeres que trabajan alcanzan en promedio una mejor posición socioeconómica que las mujeres que no trabajan. En general, las mujeres que se encuentran en el quinto quintil tienen un acceso a guarderías o estancias infantiles de cerca del 90% en comparación con las

mujeres del primer quintil, en donde esta razón es de alrededor del 50%. Lo anterior da cuenta de las importantes desigualdades de género y la posible relevancia que tienen los servicios de cuidados.

Los resultados del análisis de regresión lineal y de LASSO muestran que las variables más relevantes en explicar la PLF son el estado civil, tener hijos, haber asistido a guarderías o estancias infantiles en el pasado, y contar con servicios de guarderías o estancias infantiles en la colonia en el presente (para mujeres con al menos dos hijos). Se encuentra que el que una mujer se encuentre casada o en unión libre se asocia con una reducción en la probabilidad de participar en el mercado laboral de 32.8 puntos porcentuales, la asistencia a guarderías en el pasado se asocia con un incremento de 18.5 puntos porcentuales en la probabilidad de participar en el mercado laboral, y contar con servicios de guarderías en la colonia se relaciona con un incremento de 13.3 puntos porcentuales en la probabilidad de que mujeres con más de dos hijos participen en el mercado laboral. Lo anterior tiene importantes implicaciones de política pública, pues considerando que el 25.7% del total de mujeres no tiene acceso a guarderías y tiene dos o más hijos, entonces incrementar la disponibilidad de guarderías para todas las mujeres podría asociarse con un incremento de 3.3 puntos porcentuales en la PLF de Nuevo León.

Por otra parte, los resultados del ejercicio de la descomposición muestran que una parte importante de la diferencia en la posición socioeconómica alcanzada por mujeres que trabajan respecto a mujeres que no trabajan se explica por diferencias en las características de acceso a guarderías en el presente y de haber asistido a guarderías en el pasado, lo cual cobra una mayor magnitud en la parte alta de la distribución. En particular, los resultados muestran que en los percentiles 80 y 90 el componente de características de guarderías explica el 26% y el 44% respectivamente de la diferencia observada en el percentil alcanzado entre mujeres que trabajan y las que no trabajan. Lo anterior implica que un aumento en el acceso a guarderías podría incrementar la movilidad social de las mujeres que no trabajan, aunque en una proporción moderada dado que la principal relación se da en la parte alta de la distribución.

En cuanto al ejercicio del *logit ordenado* se obtienen diversas matrices de movilidad para estudiar el posible efecto que tendría un mayor acceso a servicios de cuidados. Se consideran dos escenarios sobre el posible papel de ampliar el acceso a servicios de guarderías. Los resultados muestran que si las mujeres que no trabajan tuvieran un mayor acceso a estas características o al menos en la misma proporción que las mujeres que trabajan, entonces se incrementaría el grado de movilidad

socioeconómica para las mujeres que no trabajan. En particular, se encuentra que distintos índices de inmovilidad social se reducen entre 10.9% y 13.4% en los distintos escenarios considerados. Por lo anterior, incrementar la oferta de servicios de cuidados es una política relevante para considerar con el objetivo de elevar el grado de movilidad social.

El presente estudio se divide en cinco secciones. En primer lugar, se hace una revisión de la literatura relevante sobre los determinantes de la PLF y el empleo femenino haciendo énfasis en el caso de México. En segundo lugar, se describe la Encuesta ESRU de Movilidad Social en Nuevo León 2021 y las variables a utilizar. En tercer lugar, se presenta la metodología a utilizar en el análisis de los determinantes de la PLF y en la importancia de estos en la posición socioeconómica alcanzada por las mujeres. En cuarto lugar, se presentan los resultados principales del análisis de determinantes de la PLF, del ejercicio de descomposición y de los modelos de *logit ordenado* para construir la matriz de movilidad social contrafactual para revisar el posible efecto de que las mujeres que no trabajan tuvieran mayor acceso a guarderías. Finalmente se presentan las conclusiones.

1. Revisión de literatura

En las últimas décadas ha existido un creciente número de estudios sobre los determinantes de la evolución en la PLF en países avanzados y emergentes. Se han estudiado principalmente el rol de la fecundidad (Aaronson *et al.*, 2020; Agüero & Marks, 2008; Cruces & Galiani, 2007; Eckstein & Lifshitz, 2011; Klasen, 2019; Klasen *et al.*, 2021), los anticonceptivos (Goldin y Katz, 2002), la educación (Eckstein & Lifshitz, 2011; Klasen, 2019; Klasen *et al.*, 2021), la cultura (Fernández, 2013), las normas sociales y la transmisión intergeneracional de actitudes respecto al modelo familiar tradicional (Armstrong, Finnie, & Stewart, 2009; Fernández *et al.*, 2014; Jayachandran, 2021; Johnston *et al.*, 2014; Kawaguchi & Miyazaki, 2009; van Putten, Dykstra, & Schippers, 2008; Sandler Morrill & Morrill, 2013), la importancia del transporte público (Martínez *et al.*, 2020), y el rol de los servicios de cuidados (Givord y Marbot, 2015).

En el caso de la fecundidad, en general se ha encontrado que un mayor número de hijos se asocia con una menor PLF. Aaronson *et al.* (2020) hacen un estudio amplio entre 1787 y 2015 de 441 censos y encuestas provenientes de 103 países, encontrando que el efecto de la fecundidad es cercano a cero cuando se tienen bajos niveles de ingreso, pero de una

magnitud negativa e importante a mayores niveles de ingreso. Del mismo modo, destaca la evidencia causal para América Latina encontrada por Cruces y Galiani (2007), quienes utilizan una estrategia de variables instrumentales, encontrando que un mayor número de hijos se asocia con una menor participación laboral femenina. Aunque existen otros estudios como el de Agüero y Marks (2008) que no encuentran evidencia significativa de que una mayor fecundidad se asocie con una menor PLF.

Por otra parte, destaca la creciente bibliografía en torno al efecto de las normas sociales y la transmisión de roles familiares de manera intergeneracional. En particular, se ha presentado evidencia de que tener a una madre que participa en el mercado laboral tiene un efecto positivo sobre la PLF, lo que también está presente en el caso de que las madres de los esposos de las mujeres también hayan trabajado, lo cual se explica principalmente por una menor tendencia a tener actitudes tradicionales respecto a la familia (Armstrong *et al.*, 2009, Fernández *et al.*, 2004; Johnston, Schurer, & Shields, 2014; Kawaguchi & Miyazaki, 2009; van Putten *et al.*, 2008, Sandler Morrill & Morrill, 2013). Por ejemplo, Johnston *et al.* (2014) utilizan datos desde 1970 en Reino Unido, encontrando que las actitudes respecto a roles de género de madres e hijos se correlacionan de manera importante y que la PLF se incrementa si su madre o la madre de su esposo tienen actitudes no tradicionales.

En lo que respecta al rol de servicios de guarderías, si bien existen estudios limitados al respecto, en general la literatura señala la importancia de las guarderías en la PLF. Givord y Marbot (2015) estudian el impacto de corto plazo de los subsidios para el cuidado infantil en la tasa de participación laboral de las madres de niños en edad preescolar, para lo que utilizan un experimento natural de una reforma implementada en Francia que implicó discrepancias temporales en el subsidio para el cuidado de los infantes según el año de su nacimiento. Los autores encuentran que la participación de las madres en la fuerza laboral es significativa, pero es de mayor magnitud en madres de familias numerosas.

Respecto a la evolución de la PLF en América Latina, se han analizado los factores que han contribuido a que haya aumentado a lo largo del tiempo y de su reciente desaceleración. Busso y Romero (2015) analizan el aumento de la PLF entre 1990 a 2010, encontrando que los mayores determinantes del incremento son cambios en educación, estructura familiar, fecundidad y cambios en el ambiente socioeconómico incluyendo salarios, retornos de trabajar en casa, preferencias y tecnología. Por otra parte, Gasparini y Marchionni (2017) estudian los factores detrás de la

desaceleración desde los 2000 en la PLF, los autores encuentran que un bajo nivel de desempleo y mayores remuneraciones de los hombres además de una mayor asistencia social puede reducir la presión de que mujeres vulnerables incrementen su participación en trabajos de baja calidad. En este sentido, el trabajo de Serrano *et al.* (2019) estudia el comportamiento de la PLF sobre el ciclo económico, encontrando que la PLF sigue un patrón contra cíclico, de manera que el elevado crecimiento económico de la década de los 2000 contribuyó a reducir la PLF.

En el caso de México existen distintos estudios que dan cuenta de los factores que inciden en la PLF. Recientemente Bhalotra y Fernández (2023) estudian la importancia de distintos factores de oferta y demanda utilizando un análisis de descomposición y un diseño *shift-share* con los datos del censo de población del INEGI. Los autores encuentran que mecanismos de oferta y demanda pueden explicar el aumento en la PLF en el periodo de 1960 a 2015 pero los más relevantes han sido el aumento en la escolaridad, la caída en la fecundidad y cambios en la estructura ocupacional.

Por otra parte, para el caso de México otros estudios han analizado el rol de la discriminación y el estado civil de mujeres sobre sus posibilidades para encontrar empleo (Arceo y Campos, 2014), el efecto de que el esposo de mujeres haya tenido una madre trabajadora (Campos-Vázquez & Vélez-Grajales, 2014), los efectos de cambios en la legislación sobre el divorcio (Hoehn-Velasco y Penglase, 2021), la penalización sobre el empleo de las mujeres que existe desde el momento del embarazo en los resultados laborales (Aguilar-Gómez *et al.*, 2020; Campos *et al.*, 2022), la estructura familiar (Gong y van Soest, 2002), las remesas (Amuedo-Dorantes y Pozo, 2012), la violencia asociada a drogas (Velázquez, 2020), el impacto de las sequías (Arceo-Gómez, 2020) y el rol de servicios de cuidados (Calderón, 2014; Padilla-Romo y Cabrera-Hernández, 2018; World Bank, 2020).

Respecto a los efectos de la discriminación y el estado civil en el empleo femenino, Arceo y Campos (2014) estudian el papel que tiene la discriminación por tono de piel en los resultados del mercado laboral, encontrando que la discriminación afecta más a mujeres que a hombres en las solicitudes de empleo. Por otra parte, Campos *et al.* (2022) utilizan datos administrativos del IMSS para estudiar los resultados laborales en el sector formal a partir del embarazo, encontrando que las mujeres dejan el mercado laboral desde ese momento y que esta caída no se recupera incluso cinco años después del nacimiento del hijo.

En lo que respecta al efecto de las legislaciones de divorcio, Hoehn-Velasco y Penglase (2021) estudian los efectos de la legislación sobre el divorcio unilateral sin culpa –que entró en vigor en distintas entidades federativas entre 2008 y 2018– sobre la oferta laboral de mujeres casadas. Los autores encuentran que las mujeres casadas no aumentaron su participación en la fuerza laboral y que las mujeres casadas empleadas aumentaron sus horas trabajadas. Los autores encuentran evidencia de que normas sociales contra la PLF y la falta de acceso al trabajo formal pueden explicar la respuesta limitada en la oferta laboral ante estos cambios legislativos.

Por otra parte, respecto al rol de que los esposos tuvieran una madre trabajadora, Campos-Vázquez y Vélez-Grajales (2014) utilizan la Encuesta ESRU de Movilidad Social en México 2011 (ESRU-EMOVI 2011) para analizar el efecto que tiene que un esposo tuviera a una madre trabajadora en la probabilidad de que su esposa trabaje, encontrando que la PLF se incrementa en 15 puntos porcentuales en caso de que el esposo tuviera una madre trabajando.

En cuanto al rol que tienen los cuidados, Padilla-Romo y Cabrera-Hernández (2018) estudian el efecto del tiempo que los infantes están en la escuela sobre la oferta laboral femenina, para lo que evalúan el programa de escuelas de tiempo completo utilizando el panel rotativo de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) de INEGI y datos de la Secretaría de Educación Pública sobre las inscripciones y participación en el programa. Padilla-Romo y Cabrera-Hernández (2018) encuentran evidencia de que extender el horario escolar incrementa la oferta laboral de las madres en la participación laboral en 5.5 puntos porcentuales y las horas de trabajo en 1.8 puntos porcentuales, además de que existe un incremento en las remuneraciones.

Finalmente, también vale la pena destacar el trabajo del CEEY (2023) en torno al sistema de cuidados y su importancia para incrementar la igualdad de oportunidades y la movilidad social. En este documento se señala con información de la Encuesta ESRU-EMOVI 2017 que las mujeres que tienen acceso a centros de cuidado infantil tienen también un mayor grado de movilidad social respecto a las mujeres sin acceso. Por lo anterior es muy relevante el estudio de la importancia de servicios públicos de cuidados en la PLF y en su rol en la movilidad social de las mujeres.

Este trabajo contribuye a vincular la disponibilidad de servicios públicos sobre la PLF, tema que ha sido parcialmente estudiado en la literatura

internacional y en el caso de México, aunque no se ha estudiado directamente la relación de la disponibilidad de guarderías públicas sobre la PLF. También se realiza una segunda contribución en términos del rol que tienen estos servicios públicos en términos de movilidad social.

2. Datos

Se utilizaron datos provenientes de la Encuesta ESRU de Movilidad Social en Nuevo León 2021 realizada por el Centro de Estudios Espinosa Yglesias (CEEY). Esta encuesta tuvo por objeto a mujeres y hombres de entre 25 y 64 años residentes en zonas urbanas y rurales de Nuevo León, mediante 3,767 entrevistas. Se consideran características sociodemográficas del hogar actual, información retrospectiva del entrevistado (a los 14 años) sobre la situación socioeconómica del hogar de origen, información del entrevistado, características de la vivienda y del hogar, y características etno-raciales. La encuesta tiene representatividad a nivel estatal, rural y urbano. En este estudio consideraremos variables en las dimensiones:

- **Participación laboral.** Se considera que las personas participan dentro del mercado laboral si en respuesta a cuál fue su actividad principal durante la semana previa a la entrevista responden: trabajar al menos una hora en una actividad con pago; no trabajó por enfermedad o discapacidad, pero tenía trabajo; y si no tenían trabajo, pero estaban buscando (desempleados).
- **Persona ocupada.** Se considera a las personas que habían trabajado al menos una hora, que ayudaron al negocio familiar o de otra persona, dedicaron al menos una hora a vender algún producto y que realizaron otro tipo de actividad a cambio de un pago.
- **Variables sociodemográficas.** Se contemplan las variables del índice de estatus socioeconómico¹, los años de escolaridad, la edad, si la persona está casada o en unión libre, si la persona tiene hijos y una variable *dummy* para el tono de piel del entrevistado².

¹ El índice de estatus socioeconómico actual fue construido siguiendo la metodología del CEEY utilizando el método de *multiple correspondence analysis* (MCA) por cinco grupos de edad considerando los servicios de vivienda, material del piso de vivienda, bienes propiedad del hogar, si se tiene automóvil o si se cuenta con tarjeta de crédito, los niveles de educación máximos alcanzados por el entrevistado(a) o su esposa(o) y el grado de formalidad (véase tabla A1 en el anexo). La construcción de este índice es similar para el hogar de origen.

² La variable de tono de piel toma el valor de 0 para los 6 tonos de piel más claros de acuerdo con la escala PERLA y de 1 para el resto de los tonos más oscuros.

- **Variables del hogar de origen.** Se considera el índice de estatus socioeconómico del hogar de origen, si la madre trabajaba y si la persona entrevistada había asistido a una guardería en el pasado.

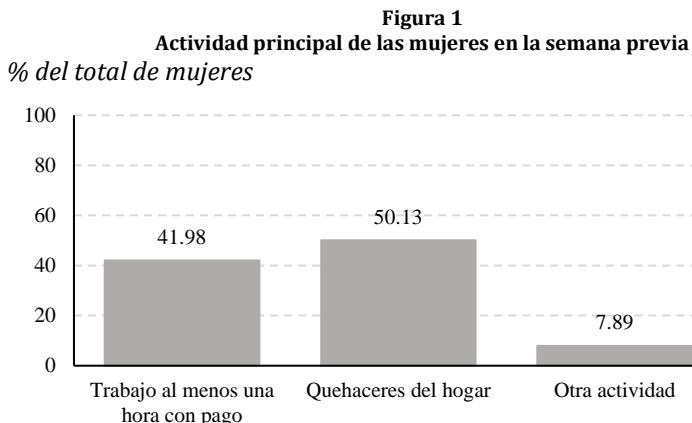
Para maximizar el número de observaciones disponibles se consideraron las respuestas “No sabe” o las respuestas faltantes como “No” en las variables binarias en donde aplicara. En la tabla 1 se presenta la media de las distintas variables a utilizar para el total de entrevistados, para hombres y para mujeres. También se presentan las medias de las variables para mujeres de acuerdo con su posición socioeconómica y situación laboral. Destacan diversos aspectos. En primer lugar, que el 47% de las mujeres trabajan, porcentaje que es notablemente más bajo que el de los hombres, el cual es de 88%. En segundo lugar, que las mujeres alcanzan una posición socioeconómica relativamente menor que los hombres, pues alcanzan en promedio el quintil 2.9 de la distribución en comparación con el 3.1 de los hombres. En tercer lugar, destaca que las mujeres que trabajan tienden a tener una mejor posición socioeconómica que el resto de las mujeres. En cuarto lugar, las mujeres que trabajan tienen en general una mayor escolaridad, un menor porcentaje está casada o en unión libre, un menor porcentaje tiene hijos, un mayor porcentaje tenía una madre que había trabajado y en general tienen un mayor acceso a servicios públicos.

Tabla 1
Estadísticas descriptivas

Variable	Total	Hombres	Mujeres	Mujeres por quintil		Mujeres por estatus laboral	
				Primer quintil	Quinto quintil	No trabajan	Trabajan
Trabajan	0.68	0.88	0.47	0.40	0.60	0	1
Participan	0.68	0.92	0.44	0.36	0.58	0	1
<i>Variables sociodemográficas del entrevistado</i>							
Índice de estatus socioeconómico	0.00	0.05	-0.05	-1.42	1.42	-0.18	0.08
Quintil	2.99	3.08	2.90	1.00	5.00	2.74	3.07
Años de escolaridad	10.55	10.60	10.50	7.55	14.36	9.70	11.40
Edad	41.93	41.76	42.11	42.53	43.04	43.09	41.01
Casado o en unión libre	0.71	0.69	0.83	0.71	0.75	0.84	0.62
Tiene hijos	0.76	0.69	0.83	0.86	0.77	0.88	0.78
Tono de piel oscuro	0.19	0.23	0.14	0.23	0.07	0.17	0.12
<i>Hogar de origen</i>							
Índice de estatus socioeconómico	0.00	-0.01	0.02	-0.83	1.17	-0.16	0.21
Quintil	2.99	2.99	2.99	1.83	4.37	2.78	3.22
Madre trabajaba	0.41	0.40	0.42	0.38	0.47	0.36	0.48
Asistió a guardería o estancia infantil	0.09	0.08	0.10	0.02	0.31	0.06	0.16
<i>Disponibilidad en colonia de servicios públicos</i>							
Guarderías o estancias infantiles	0.63	0.65	0.61	0.50	0.88	0.59	0.64
Seguridad	0.72	0.72	0.72	0.59	0.91	0.70	0.75
Facilidad de transporte	0.81	0.81	0.81	0.64	0.95	0.78	0.84

Elaboración propia con datos de la Encuesta ESRU de Movilidad Social en Nuevo León 2021.

En la figura 1 se aprecia la distribución porcentual de las respuestas por parte de mujeres a cuál fue su principal actividad durante la semana previa. El 50.1% de mujeres tenía por actividad principal los quehaceres del hogar, mientras que 42% de mujeres tenían como actividad principal trabajar al menos una hora con pago. Por otra parte, alrededor de 7.9% de mujeres tienen otra actividad como su principal actividad.

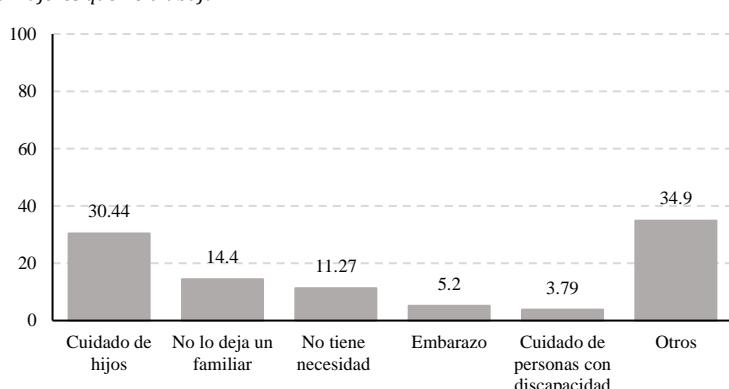


Elaboración propia con información de la Encuesta ESRU de Movilidad Social en Nuevo León 2021.

La encuesta también pregunta directamente respecto a las razones por las que las mujeres no trabajan. En la figura 2 se aprecia que las razones más importantes son el cuidado de hijos, con un 30.4%; que no lo deja un familiar, con 14.4%; que no tiene necesidad, con 11.3%; embarazo, con un 5.2%; y el cuidado de personas con discapacidad, con 3.8%. Además, hay un 35% que declara tener otras razones. Las respuestas muestran que las dimensiones de cuidados, normas sociales y discriminación desempeñan un rol clave en la baja participación laboral de las mujeres.

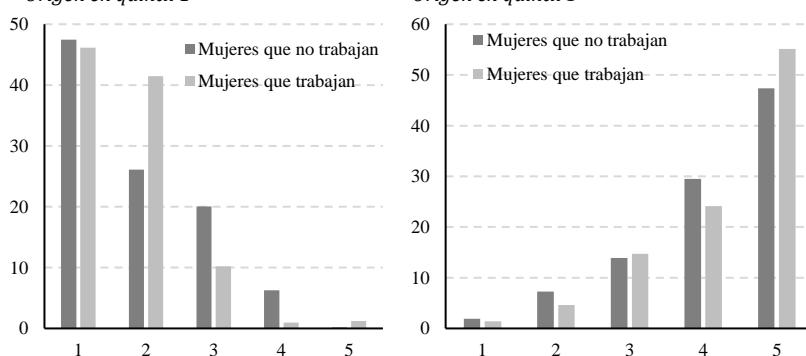
Por otra parte, en la figura 3 se muestra el quintil alcanzado por las mujeres que trabajan y las que no trabajan, dependiendo del quintil en el hogar de origen. En el caso de las mujeres que tienen como origen el quintil 1, podemos ver que las mujeres que trabajan se mantienen en una proporción menor en el quintil 1 y una proporción mayor alcanza el quintil 2 y el quintil 5, aunque las mujeres que no trabajan alcanzan en una proporción mayor el quintil 3 y el 4. Por otra parte, podemos ver que las mujeres que tuvieron como origen el quintil 5 tienen en general una mayor persistencia en ese quintil respecto a las mujeres que no trabajan.

Figura 2



Elaboración propia con información de la Encuesta ESRU de Movilidad Social en Nuevo León 2021.

Figura 3



Elaboración propia con información de la Encuesta ESRU de Movilidad Social en Nuevo León 2021.

3. Metodología

En este artículo se emplean tres métodos. Primero, se estudian los determinantes de la PLF mediante un análisis de regresión lineal y LASSO. Segundo, se emplea una descomposición a lo largo de la distribución socioeconómica utilizando como variable dependiente el percentil alcanzado por las mujeres para analizar el rol de diversos factores y en particular el de guarderías en el percentil que alcanzan las mujeres que trabajan y las que no trabajan. Finalmente, se emplea un *logit ordenado*.

con la finalidad de construir diversos escenarios contrafactuales para entender el posible efecto en términos de movilidad social de contar con mayor acceso a servicios de guarderías.

3.1. Análisis de los determinantes de la PLF mediante análisis de regresión lineal y LASSO

Para analizar los determinantes de la situación y participación laboral de las mujeres se emplea un modelo de probabilidad lineal en donde se utilizan dos variables dependientes: si la persona está ocupada en el mercado laboral y si la persona está participando activamente en el mercado laboral. En las variables independientes se incluyen las mencionadas previamente, con la excepción del índice de estatus socioeconómico actual. Adicionalmente, se consideran efectos fijos considerando seis tipos de zona en Nuevo León: rural en la zona metropolitana, rural en la periferia de la zona metropolitana, rural fuera de la zona metropolitana, urbana en la zona metropolitana, urbana en la periferia de la zona metropolitana y urbana fuera de la zona metropolitana.

Se obtienen los resultados considerando a todas las mujeres dentro de la muestra y también exclusivamente a las mujeres con al menos dos hijos, con la finalidad de considerar la importancia que tiene el cuidado de menores en la participación laboral de las mujeres. Adicionalmente, se utiliza el método de LASSO³ para seleccionar el modelo óptimo en cada caso y también para determinar cuáles son las tres variables más relevantes⁴.

3.2. Descomposición RIF para estudiar el rol de los determinantes de la PLF en la posición socioeconómica de las mujeres

Se estudian las diferencias en la posición socioeconómica alcanzada entre las mujeres que trabajan y las que no trabajan, para lo que se utiliza un

³ Se obtuvieron los resultados utilizando la paquetería LASSO en Stata que minimiza la siguiente ecuación para p estimadores: $\frac{1}{2N}(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}')(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}') + \lambda \sum_{j=1}^p |\beta_j|$. El término $\frac{1}{2N}(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}')(\mathbf{y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}')$ es el error de predicción dentro de la muestra y el término $\lambda \sum_{j=1}^p |\beta_j|$ es una penalización que aumenta conforme se hace más complejo el modelo, lo que implica que LASSO selecciona las variables más relevantes. Por otra parte, también se puede modificar el término λ para obtener un número menor de variables a las seleccionadas en el modelo óptimo. El método LASSO ha sido ampliamente utilizado en la literatura, véase por ejemplo Böheim y Stöllinger (2021).

⁴ En algunos casos la diferencia entre la tercera y cuarta variable era mínima, de manera que se incluyeron cuatro variables en esos casos.

método de descomposición en donde la variable dependiente es el percentil actual de las mujeres. Siguiendo una notación similar a la de Jann (2008), el método de Oaxaca-Blinder nos permite obtener la siguiente descomposición:

$$E(\mathbf{p}_{NT}) - E(\mathbf{p}_T) = [E(\mathbf{p}_T) - E(\mathbf{p}_{NT})]'\boldsymbol{\beta}_{NT} + E(\mathbf{p}_{NT})'(\boldsymbol{\beta}_{NT} - \boldsymbol{\beta}_T) \quad (1)$$

En donde el término $E(\mathbf{p}_{NT}) - E(\mathbf{p}_T)$ se refiere a la diferencia promedio entre el percentil alcanzado por las mujeres que no trabajan respecto a las que trabajan. Esta diferencia la podemos separar en el término $[E(\mathbf{p}_T) - E(\mathbf{p}_{NT})]'\boldsymbol{\beta}_{NT}$ que corresponde a diferencias en las características observables entre mujeres que no trabajan y las que trabajan, y el término $E(\mathbf{p}_{NT})'(\boldsymbol{\beta}_{NT} - \boldsymbol{\beta}_T)$ que corresponde al componente de retornos que mide la contribución de las diferencias en los coeficientes de cada grupo.

El método de descomposición Oaxaca-Blinder únicamente nos permite obtener los resultados en la media de la distribución. No obstante, en nuestro caso utilizamos el método de *Recentered Influence Function* (RIF) propuesto por Firpo *et al.* (2009), que se trata de un método con regresión cuantil no condicional, para poder obtener los resultados a lo largo de la distribución. Este método extrae los resultados de una regresión lineal estándar, pero la variable dependiente es reemplazada por la RIF, lo que nos permite obtener los resultados a lo largo de la distribución. Adicionalmente, considerando los resultados obtenidos en la regresión RIF, construimos un contrafactual sobre cómo sería el percentil alcanzado por las mujeres que no trabajan si tuvieran ciertas características de las mujeres que trabajan, revisando en particular el caso de servicios de cuidados⁵.

3.3. Ejercicio contrafactual sobre la disponibilidad de servicios de cuidados infantiles mediante *logit ordenado*

Finalmente, utilizamos un *logit ordenado* considerando el quintil socioeconómico alcanzado por las mujeres como variable dependiente. Se emplea este ejercicio considerando la muestra con todas las mujeres y también se obtienen resultados considerando un *logit ordenado* condicionado a cada quintil. La ventaja de utilizar este método es que, a diferencia de la descomposición a lo largo de la distribución, podemos

⁵ Es importante considerar que la descomposición realizada mediante RIF podría sub o sobreestimar los resultados por el sesgo de selección. En futuras investigaciones se podría considerar este sesgo de selección siguiendo investigaciones recientes como la de Noir-Luhalwe (2021).

obtener las probabilidades predichas (Pr_i) de pertenecer a cada quintil para cada observación y de esta forma obtener una matriz de movilidad socioeconómica predicha, la cual podemos comparar con matrices contrafactuales que se obtienen considerando los efectos marginales sobre la probabilidad de contar con mayores servicios públicos en guarderías. Lo anterior permite entender de mejor manera el posible efecto sobre la movilidad social de otorgar un mayor acceso a servicios de cuidados infantiles a las mujeres que no trabajan. Se utilizan las estimaciones del *logit ordenado condicionado* a cada quintil para obtener las probabilidades predichas (Pr_i) para cada observación y se asignan los quintiles predichos en función de cuál fue el de mayor probabilidad de pertenecer; de esta manera se puede obtener una matriz de movilidad socioeconómica predicha. Posteriormente, utilizando los resultados del *logit ordenado* con la muestra de todas las mujeres se calcula el efecto marginal sobre la probabilidad de pertenecer a cada quintil que tiene contar con guarderías en el presente y haber asistido a guarderías en el pasado.

Se utilizan los resultados de los efectos marginales del *logit ordenado* con todas las mujeres para obtener dos medidas de probabilidad contrafactual considerando dos posibles escenarios. En el primero se considera el escenario de cómo cambiaría la probabilidad predicha para mujeres que no trabajan si tuvieran acceso a guarderías en el presente y hubieran asistido a guarderías en el pasado en la misma proporción que las mujeres que trabajan. Por lo anterior, se obtiene la probabilidad contrafactual para las mujeres que no trabajan si tuvieran acceso a guarderías en la misma proporción de las mujeres que trabajan ($Pr_{contrafactual\ 1}$) de la siguiente forma:

$$Pr_{contrafactual\ 1} = Pr_i + (E.M. \text{ guarderías} * \underline{\text{Guarderías de mujeres que trabajan}}) - (E.M. \text{ guarderías} * \underline{\text{Guarderías}_i}) \quad (2)$$

En donde $E.M. \text{ guarderías}$ es el efecto marginal de tener guarderías en el presente y de haber asistido a guarderías en el pasado, $\underline{\text{Guarderías de mujeres que trabajan}}$ es el promedio de acceso a guarderías en el presente y de haber asistido a guarderías en el pasado, para mujeres que trabajan, y $\underline{\text{Guarderías}_i}$ es una variable binaria para cada observación dependiendo de si se tiene acceso a guarderías en el presente y haber asistido a guarderías. Considerando lo anterior, se puede construir una matriz de movilidad socioeconómica contrafactual que se puede contrastar con la matriz de movilidad socioeconómica predicha, de manera que se puede hacer una simulación sobre qué hubiera sucedido

en términos de movilidad socioeconómica si las mujeres que no trabajan accedieran en el mismo promedio a guarderías que las mujeres que sí trabajan.

Adicionalmente se obtienen las probabilidades predichas en un segundo escenario contrafactual (*Pr contrafactual 2*) en el caso en que todas las mujeres que no trabajan tuvieran acceso a guarderías en el presente y tuvieran el mismo promedio de asistencia a guarderías en el pasado. Considerando lo anterior se obtiene una segunda matriz de movilidad socioeconómica contrafactual para contrastar con la matriz de movilidad socioeconómica predicha. Finalmente, considerando la matriz de movilidad socioeconómica predicha y los dos escenarios contrafactuals se obtienen tres medidas de (in)movilidad socioeconómica propuestas por Shorrocks (1978) y por Sommers y Conlisk (1979) para poder contrastar el posible impacto de las guarderías en términos de movilidad social haciendo uso de medidas más agregadas.

4. Resultados

4.1. Resultados del modelo de probabilidad lineal

Se presentan los resultados del modelo de probabilidad lineal para las dos variables dependientes considerando a todas las mujeres presentes en la encuesta y a las mujeres con dos o más hijos en la muestra. Finalmente, se muestran los resultados principales utilizando el método LASSO considerando el modelo óptimo seleccionado y el modelo considerando las tres variables más relevantes.

En la tabla 2 se presentan los resultados para el modelo de probabilidad lineal considerando a todas las mujeres en la muestra y a las dos variables dependientes mencionadas previamente. Se puede apreciar que en las características sociodemográficas las que presentan un importante grado de significancia a lo largo de las estimaciones son los dos términos de edad y si la mujer está casada o en unión libre. Además, el tener hijos es una variable que tiene una magnitud importante (significativa al 10%) en las especificaciones 4 y 8, mientras que años de escolaridad tiene una magnitud positiva y significancia relevante en las especificaciones 1 y 5.

En las variables asociadas al hogar de origen, las dos variables que parecen influir de forma importante en la probabilidad de participar en el mercado laboral en un sentido positivo son el índice de estatus socioeconómico y si la mujer asistió a guarderías en el pasado. En

particular, la segunda variable tiene un grado importante de significancia a lo largo de las estimaciones y una magnitud relevante.

Finalmente, en cuanto a los servicios públicos, ninguna de las variables por sí misma mantiene un grado relevante de significancia. No obstante, destaca el caso de la interacción de tener guarderías o estancias infantiles en la colonia con tener hijos en la participación en el mercado laboral, ya que presenta una magnitud positiva relevante (significativa al 5% en la columna 8).

Por otro lado, en la tabla 3 se presentan los resultados considerando exclusivamente a las mujeres que tienen al menos dos hijos⁶. Consideramos que este umbral es más relevante pues más del 80% de mujeres tienen hijos, mientras que el 62.6% tienen dos o más hijos, reflejando de mejor manera la carga de cuidados infantiles. En este caso, las variables sociodemográficas mantienen una significancia y signo similar a los resultados de la tabla 2. Por otra parte, la variable respecto a si la persona asistió a guarderías es significativa en la mayoría de las estimaciones. En cuanto a las variables de servicios públicos, la variable de guarderías o estancias infantiles se mantiene significativa y con una magnitud relevante en una buena parte de las estimaciones.

Tabla 2
Resultados en modelo de probabilidad lineal para todas las mujeres

Variables	Variable dependiente: Persona ocupada				Variable dependiente: Persona que participa en el mercado laboral			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Características sociodemográficas</i>								
Años de escolaridad	0.021*** (0.006)		0.011 (0.007)	0.024*** (0.007)		0.013* (0.007)		
Edad	0.044*** (0.014)		0.044*** (0.013)	0.051*** (0.015)		0.051*** (0.014)		
Edad ^2	-0.001*** (0.000)		-0.001*** (0.000)	-0.001*** (0.000)		-0.001*** (0.000)		
Casado o en unión libre	-0.288*** (0.045)		-0.298*** (0.043)	-0.341*** (0.046)		-0.351*** (0.045)		
Hijos	-0.083 (0.059)		-0.167* (0.087)	-0.046 (0.062)		-0.169* (0.088)		
Tono de piel	-0.085 (0.059)		-0.071 (0.057)	-0.100* (0.058)		-0.091* (0.055)		
<i>Condiciones de origen</i>								
Índice de estatus socioeconómico	0.067*** (0.023)		0.035 (0.024)		0.065*** (0.023)		0.031 (0.023)	
Madre trabajaba	0.076 (0.047)		0.045 (0.044)		0.086* (0.047)		0.048 (0.042)	
Asistió a guarderías	0.163** (0.082)		0.147* (0.076)		0.209** (0.088)		0.200** (0.084)	
<i>Servicios públicos</i>								
Guarderías o estancias infantiles	0.126 (0.077)		-0.122 (0.094)			0.085 (0.083)	-0.186* (0.104)	

⁶ En el anexo estadístico se incluyen las estimaciones con mujeres con al menos un hijo y los resultados son similares, aunque la variable de guarderías en el presente tiene un menor impacto posiblemente debido a que es más relevante para familias con más de un hijo.

Seguridad		0.044 (0.050)	0.020 (0.044)		0.042 (0.050)	0.014 (0.043)
Facilidad de transporte		0.086* (0.050)	0.054 (0.047)		0.056 (0.052)	0.021 (0.046)
Guarderías*Tiene hijos		-0.109 (0.074)	0.168 (0.105)		-0.066 (0.080)	0.235** (0.116)
Constante	-0.197 (0.311)	0.444*** (0.104)	0.334*** (0.126)	-0.148 (0.309)	-0.324 (0.329)	0.445*** (0.104)
Media de variable dependiente	0.47	0.47	0.47	0.47	0.44	0.44
Efectos fijos por zona	X	X	X	X	X	X
Observaciones	2,344	2,344	2,344	2,344	2,344	2,344
R cuadrada ajustada	0.125	0.054	0.017	0.148	0.159	0.065
					0.010	0.190

Se obtienen errores estándar robustos. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. En los efectos fijos por zona se consideran seis tipos de zona: rural en la zona metropolitana, rural en la periferia de la zona metropolitana, rural fuera de la zona metropolitana, urbana en la zona metropolitana, urbana en la periferia de la zona metropolitana y urbana fuera de la zona metropolitana

Tabla 3
Resultados en modelo de probabilidad lineal para mujeres con al menos dos hijos

Variables	Variable dependiente: Persona ocupada				Variable dependiente: Persona que participa en el mercado laboral			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Características sociodemográficas</i>								
Años de escolaridad	0.022*** (0.008)		0.010 (0.009)		0.021** (0.009)			0.004 (0.009)
Edad	0.050*** (0.019)		0.047*** (0.017)		0.057*** (0.019)			0.055*** (0.017)
Edad ^2	-0.001*** (0.000)		-0.001*** (0.000)		-0.001*** (0.000)			-0.001** (0.000)
Casado o en unión libre	-0.311*** (0.060)		-0.322*** (0.057)		-0.384*** (0.059)			-0.401*** (0.055)
Tono de piel	-0.029 (0.070)		-0.014 (0.067)		-0.029 (0.070)			-0.013 (0.065)
<i>Condiciones de origen</i>								
Índice de estatus socioeconómico	0.061** (0.028)		0.036 (0.031)		0.062** (0.027)			0.049* (0.029)
Madre trabajaba	0.026 (0.056)		0.017 (0.055)		0.018 (0.055)			0.013 (0.049)
Asistió a guarderías	0.178 (0.124)		0.165 (0.111)		0.273** (0.115)			0.277*** (0.104)
<i>Servicios públicos</i>								
Guarderías o estancias infantiles		0.142*** (0.053)	0.109** (0.053)			0.162*** (0.050)	0.123*** (0.047)	
Seguridad	0.070 (0.054)		0.049 (0.052)			0.055 (0.052)		0.034 (0.049)
Facilidad de transporte	-0.007 (0.054)		-0.008 (0.052)			0.009 (0.050)		0.011 (0.046)
Constante	-0.615 (0.439)	0.228** (0.116)	0.042 (0.146)	-0.579 (0.413)	-0.597 (0.442)	0.299** (0.126)	0.091 (0.152)	-0.550 (0.408)
Media de variable dependiente	0.44	0.44	0.44	0.44	0.39	0.39	0.39	0.39
Efectos fijos por zona	X	X	X	X	X	X	X	X
Observaciones	1,453	1,453	1,453	1,453	1,453	1,453	1,453	1,453
R cuadrada ajustada	0.110	0.034	0.030	0.135	0.151	0.053	0.037	0.199

Se obtienen errores estándar robustos. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. En los efectos fijos por zona se consideran seis tipos de zona: rural en la zona metropolitana, rural en la periferia de la zona metropolitana, rural fuera de la zona metropolitana, urbana en la zona metropolitana, urbana en la periferia de la zona metropolitana y urbana fuera de la zona metropolitana.

4.2. Resultados utilizando LASSO

En la tabla 4 se presentan los resultados utilizando el método de LASSO considerando el modelo óptimo seleccionado y las tres variables más relevantes en cada caso. En general, en los modelos óptimos seleccionados se mantuvieron una parte importante de las variables consideradas inicialmente con excepción de ciertos efectos fijos para zonas urbanas o rurales. Por otra parte, en las variables de mayor importancia para la ocupación y participación laboral por parte de las muestras en donde se

incluyen a todas las mujeres, destaca que las tres variables que son consistentemente más relevantes son los años de escolaridad, si las mujeres están casadas o en unión libre, y si las mujeres asistieron a guarderías en el pasado. Mientras que en las muestras que consideran exclusivamente a mujeres que tienen dos o más hijos, las dos variables que prevalecen en todas las estimaciones son si están casadas o en unión libre, y si tienen acceso a guarderías o estancias infantiles en sus colonias, además de que la variable de años de escolaridad también parece ser relevante.

Tabla 4
Resultados utilizando LASSO. Modelos seleccionados y tres variables más relevantes

Variables	Variable dependiente: Persona ocupada				Variable dependiente: Persona que participa en el mercado laboral			
	Todas las mujeres		Mujeres con dos o más hijos		Todas las mujeres		Mujeres con dos o más hijos	
	Seleccionado (1)	Tres variables más relevantes (2)	Seleccionado (3)	Tres variables más relevantes (4)	Seleccionado (5)	Tres variables más relevantes (6)	Seleccionado (7)	Tres variables más relevantes (8)
<i>Características sociodemográficas</i>								
Años de escolaridad	0.011 (0.007)	0.017** (0.006)	0.013 (0.009)	0.024*** (0.007)	0.015** (0.007)	0.023*** (0.006)	0.007 (0.009)	0.018** (0.007)
Edad		0.044*** (0.013)						
Edad ^2		-0.001*** (0.000)		-0.000* (0.000)		-0.000 (0.000)		-0.000** (0.000)
Casado o en unión libre	-0.298*** (0.043)	-0.272*** (0.044)	-0.322*** (0.059)	-0.286*** (0.060)	-0.328*** (0.051)	-0.311*** (0.051)	-0.399*** (0.057)	-0.372*** (0.061)
Tiene hijos		-0.167* (0.087)						
Tono de piel	-0.071 (0.057)				-0.075 (0.055)			
<i>Condiciones de origen</i>								
Índice de estatus socioeconómico	0.035 (0.024)	0.032 (0.023)	0.035 (0.031)		0.036 (0.025)		0.049 (0.030)	
Madre trabajaba	0.045 (0.044)				0.048 (0.044)			
Asistió a guarderías	0.147* (0.076)	0.162** (0.074)	0.162 (0.112)		0.185* (0.095)	0.235*** (0.089)	0.269** (0.108)	0.291*** (0.102)
<i>Servicios públicos</i>								
Guarderías o estancias infantiles	-0.122 (0.094)		0.113** (0.053)	0.124** (0.051)			0.133*** (0.048)	0.132*** (0.047)
Seguridad	0.020 (0.044)		0.058 (0.054)				0.047 (0.051)	
Facilidad de transporte	0.054 (0.047)				0.057 (0.042)			
Guarderías*Tiene hijos	0.168 (0.105)							
Constante	-0.260 (0.298)	0.483*** (0.075)	0.537*** (0.128)	0.364*** (0.084)	0.515*** (0.104)	0.408*** (0.069)	0.628*** (0.121)	0.410*** (0.077)
Media de variable dependiente	0.47	0.47	0.44	0.44	0.44	0.44	0.39	0.39
Efectos fijos por zona	X	X	X	X	X	X	X	X
Observaciones	2,344	2,344	1,453	1,453	2,344	2,344	1,453	1,453
R cuadrada ajustada	0.148	0.114	0.125	0.101	0.166	0.149	0.183	0.164

Se obtienen errores estándar robustos. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. En los efectos fijos por zona se consideran seis tipos de zona: rural en la zona metropolitana, rural en la periferia de la zona metropolitana, rural fuera de la zona metropolitana, urbana en la zona metropolitana, urbana en la periferia de la zona metropolitana y urbana fuera de la zona metropolitana.

4.3. Discusión de los determinantes de la PLF

En general, con los resultados óptimos reportados en la tabla 4 podemos discutir la relevancia y magnitud que tienen algunas variables sobre si las mujeres están ocupadas o participan activamente en el mercado laboral. En particular destacan los siguientes aspectos (todos los resultados en promedio y manteniendo las demás variables constantes):

- a) Estado civil. Si la mujer está casada o en unión libre, se reduce la probabilidad de ocupación en 29.8 puntos porcentuales (columna 1) y se reduce la probabilidad de participar activamente en el mercado laboral en 32.8 puntos porcentuales (columna 5).
- b) Tener hijos. En el caso de que las mujeres tengan hijos, su probabilidad de estar ocupadas se reduce en 16.7 puntos porcentuales (columna 1).
- c) Asistencia a guarderías o estancias infantiles en el pasado. Las mujeres tienen un incremento significativo en su probabilidad de entrar al mercado laboral si asistieron a guarderías en el pasado. Este aumento es de 14.7 (columna 1) puntos porcentuales sobre la probabilidad de estar ocupadas y de 18.5 puntos porcentuales sobre participar en el mercado laboral (columna 5).
- d) Guarderías o estancias infantiles. La existencia de servicios de cuidados en la colonia de las mujeres parece tener una importante influencia en la participación en el mercado laboral de las mujeres con hijos, particularmente de aquellas que tienen dos o más. En la muestra de mujeres con dos o más hijos existe un incremento en la probabilidad de estar ocupada en el mercado laboral en 11.3 puntos porcentuales (columna 3) y de 13.3 puntos porcentuales en la participación laboral (columna 7), lo que confirma la posible relevancia del sistema de cuidados. Por lo anterior, resulta relevante incrementar el acceso a guarderías para las mujeres, pues si existiese disponibilidad de guarderías para ellas (alrededor de 61% de las mujeres en Nuevo León cuenta con guarderías actualmente y 24.7% de mujeres no cuenta con guarderías y tiene dos o más hijos), la PLF en Nuevo León podría aumentar en alrededor de 3.3 puntos porcentuales⁷.
- e) Escolaridad. Un año de escolaridad adicional incrementa la probabilidad de participar en el mercado laboral en 1.5 puntos porcentuales (columna 5).

⁷ Para este cálculo se considera al 24.7% del total de las mujeres, las cuales no tienen acceso a guarderías y tienen dos o más hijos. Por lo que se realiza la siguiente operación: $\beta_{Guarderías} * 24.7\% = 13.3 * 24.7\% = 3.28$. En caso de considerar a todas las mujeres, el cálculo sería mayor pues el porcentaje de mujeres con uno o más hijos es de 32.2%, aunque los coeficientes obtenidos previamente presentan una menor significancia estadística, y preferimos presentar un resultado más conservador.

En general nuestros resultados van en línea con la literatura previa. Destaca la importancia que tiene el número de hijos en la PLF, lo que muestra la importancia de la fecundidad que se ha encontrado tanto a nivel internacional como en el caso de México (Aaronson *et al.*, 2020; Bhalotra y Fernández, 2023). Lo anterior también se asocia a la literatura reciente que señala que desde el momento del embarazo existen penalizaciones importantes sobre los resultados laborales de las mujeres en términos de empleo y salarios (Aguilar-Gómez *et al.*, 2020; Campos *et al.*, 2022). Por otra parte, es relevante mencionar la importancia que tiene el estado civil en la PLF, lo cual puede reflejar las normas sociales existentes en la sociedad mexicana, tema que ha sido mencionado por otros autores (Hoehn-Velasco y Penglase, 2021).

Nuestro hallazgo más relevante es sobre la relación positiva y económicamente relevante que tienen los servicios de cuidados infantiles sobre la PLF, ya que existen relativamente pocos estudios que muestren esta relación de manera directa. Nuestras estimaciones son relativamente mayores que las encontradas previamente por Padilla-Romo y Cabrera-Hernández (2018), quienes encuentran evidencia de que extender el horario escolar incrementa la oferta laboral de las madres en la participación laboral en 5.5 puntos porcentuales, aunque ellos se centran exclusivamente en escuelas de tiempo completo y no en servicios de cuidados. Por otra parte, también encontramos una relación positiva significativa entre haber asistido a guarderías en el pasado y la PLF, lo que podría reflejar el papel de determinadas normas sociales. Es relevante poner en contexto nuestros resultados considerando los potenciales beneficios económicos de incrementar el acceso a guarderías en Nuevo León. De acuerdo con la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo, en el primer trimestre de 2024 un incremento de 3.3 puntos porcentuales en la PLF equivaldría a que alrededor de 82,000 mujeres se incorporen a la fuerza laboral. Si este número de mujeres se incorporara y se les pagara un salario mensual de 10,500 pesos (equivalentes al salario promedio de las mujeres en ese estado), entonces podría haber beneficios de alrededor de 0.5% del PIB de Nuevo León (10,238 millones de pesos). Lo anterior no consideraría posibles efectos positivos de segundo orden en la economía cuando un mayor número de mujeres participe en actividades laborales.

Los resultados que hemos obtenido deben ser explorados con mayor detenimiento en futuras investigaciones, pues las relaciones estadísticas que hemos encontrado, si bien son estadísticamente significativas, no implican efectos causales. En este sentido, es importante mencionar que

podrían existir problemas de endogeneidad entre las variables seleccionadas, como la decisión de tener hijos o escoger colonias con determinados servicios públicos, de manera que nuestro estudio debe ser considerado como punto de partida para estudiar los posibles efectos causales de estas variables.

4.4. Resultados de regresiones RIF y descomposición

En la sección anterior se hizo énfasis en los determinantes de la PLF. Uno de los hallazgos más relevantes por sus implicaciones en términos de política pública es la importancia de contar con guarderías en las colonias en el presente y de haber asistido a guarderías en el pasado. En esta sección se utiliza el método de RIF, que es uno de regresión cuantílica no condicional, para profundizar en nuestro entendimiento del rol que tienen los factores que inciden en la PLF sobre la posición socioeconómica. En particular, estamos interesados en cómo esos factores influyen en el percentil alcanzado a lo largo de la distribución por parte de las mujeres y cuál es su relevancia en explicar las diferencias entre el percentil alcanzado por mujeres que no trabajan respecto a mujeres que trabajan.

En la tabla 5 se presentan los resultados de la regresión y RIF para los percentiles 10, 25, 50, 75 y 90 tomando como variable dependiente al percentil actual y considerando la muestra para todas las mujeres (en las tablas A2 y A3 del anexo estadístico se presentan los resultados para las mujeres que trabajan y las que no trabajan). Los resultados muestran que estar en el sector rural tiene una influencia negativa en el percentil alcanzado a lo largo de toda la distribución, pero es particularmente marcada en la parte baja de esta. También se puede observar que el percentil de origen es muy relevante al determinar el percentil actual, lo que muestra el bajo nivel de movilidad social para las mujeres. Finalmente, vale la pena señalar que las guarderías o estancias infantiles en los servicios públicos tienen una relación positiva con la posición socioeconómica, en particular en la parte alta de la distribución.

Tabla 5
Resultados de regresiones RIF para todas las mujeres sobre el percentil actual

Variables	Media	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
<i>Características sociodemográficas</i>						
Edad	0.836 (0.569)	-1.244** (0.619)	0.138 (0.906)	1.027 (0.981)	1.390 (1.322)	0.396 (1.216)
Edad ^2	-0.009 (0.006)	0.013* (0.007)	-0.003 (0.010)	-0.011 (0.011)	-0.014 (0.015)	-0.003 (0.013)
Casado o en unión libre	1.696 (2.150)	2.380 (2.249)	-0.126 (3.125)	3.326 (3.749)	-3.385 (5.181)	2.212 (3.405)
Tiene hijos	3.569 (2.681)	10.746*** (3.926)	7.422* (3.963)	3.917 (4.255)	4.979 (6.082)	0.478 (5.506)
Tono de piel oscuro	-1.686	-6.672**	-5.704	-0.676	-0.505	-3.687

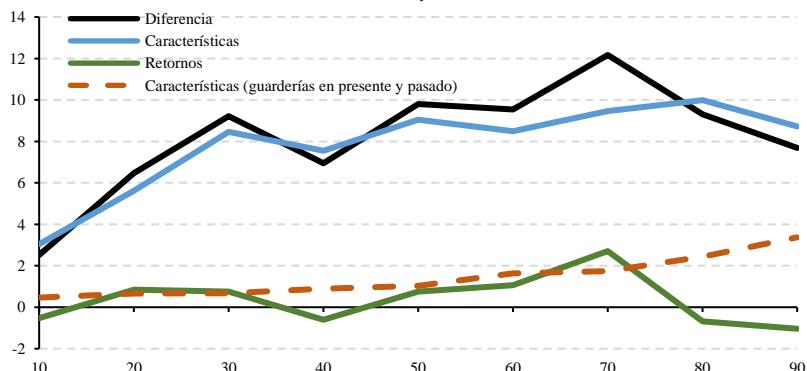
Rural	(2.117)	(3.279)	(3.885)	(3.473)	(5.108)	(3.251)
	-14.009***	-22.084***	-26.245***	-16.900***	-9.829***	-3.353*
	(1.744)	(3.615)	(4.035)	(2.982)	(3.401)	(1.918)
<i>Condiciones de origen</i>						
Percentil de origen	0.530***	0.264***	0.551***	0.733***	0.668***	0.432***
	(0.029)	(0.033)	(0.047)	(0.044)	(0.071)	(0.067)
Madre trabajaba	-0.984	-2.760	-2.196	2.401	1.173	2.119
	(2.129)	(2.350)	(3.227)	(3.492)	(4.517)	(3.457)
Asistió a guarderías	8.578**	-2.037	0.282	8.171	16.824*	24.022**
	(3.490)	(2.804)	(3.856)	(5.041)	(9.479)	(10.063)
<i>Servicios públicos</i>						
Guarderías o estancias infantiles	6.931***	5.069**	3.359	2.171	19.567***	13.980***
	(1.765)	(2.240)	(3.110)	(3.281)	(4.081)	(2.820)
Seguridad	3.599*	4.290*	6.712**	2.182	4.089	3.089
	(1.840)	(2.499)	(3.418)	(3.324)	(3.937)	(2.278)
Facilidad de transporte	8.277***	6.349**	17.632***	10.913***	6.469	1.825
	(2.040)	(2.941)	(3.907)	(3.381)	(4.165)	(3.098)
Constante	-14.155	6.966	-27.006	-29.076	-17.297	39.313
	(11.633)	(12.942)	(18.830)	(19.929)	(26.536)	(27.235)
Observaciones	2,344	2,344	2,344	2,344	2,344	2,344
R cuadrada ajustada	0.467	0.145	0.239	0.334	0.293	0.262

Se obtienen errores estándar robustos. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

En la figura 4 se presenta la diferencia entre el percentil alcanzado por las mujeres que trabajan respecto al de las mujeres que no trabajan. Utilizando la descomposición de Oaxaca-Blinder a lo largo de la distribución, se muestra la parte de esa diferencia que se explica por características (por ejemplo, diferencias en acceso a guarderías) y la parte asociada a los retornos de esas características. Se observa que a lo largo de la distribución las mujeres que trabajan tienen una mejor posición socioeconómica que las que no trabajan y que esta diferencia se explica de manera importante por el componente de características.

Destaca que la suma de la contribución de las características de guarderías en el pasado (asistir a guardería) y en el presente (tener servicios de guardería o estancia infantil en la colonia) es relevante, particularmente en los percentiles 80 y 90 en donde el componente de características de guarderías explica el 26% y el 44% de la diferencia observada respectivamente. Por otro lado, el componente de retornos se mantiene cercano a cero, de manera que las diferencias en los percentiles alcanzados por los dos grupos se explican de manera importante por diferencias en características, lo que es una ventaja pues las políticas públicas que incrementen la oferta de servicios de cuidados pueden incrementar la PLF y la movilidad social de las mujeres.

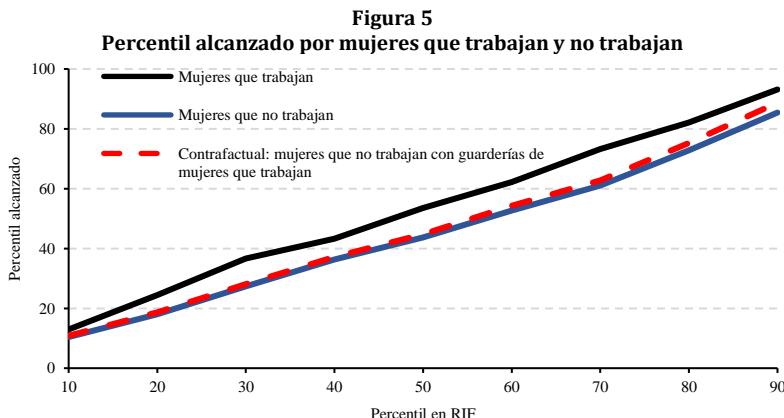
Figura 4
Diferencia observada en el percentil alcanzado por mujeres que trabajan y que no trabajan



Elaboración propia utilizando regresiones RIF para obtener la descomposición a lo largo de la distribución. Las variables consideradas son las que se presentan en la tabla 5.

En la figura 5 se presenta el percentil del ejercicio de descomposición (eje x) y el percentil promedio alcanzado (eje y) para las mujeres que trabajan y las que no trabajan. Además, se construye el percentil contrafactual alcanzado por mujeres que no trabajan en caso de que tuvieran el mismo nivel de acceso a guarderías en el presente y pasado que las mujeres que sí trabajan.

Se puede apreciar que si las mujeres que no trabajan tuvieran un mayor acceso a guarderías, también alcanzarían una mejor posición socioeconómica, lo cual se acentúa de forma importante en la parte alta de la distribución. Lo anterior implica que un mayor acceso a guarderías podría relacionarse con una mejora en el percentil alcanzado por las mujeres que no trabajan, aunque esto es de mayor importancia para mujeres en la parte alta de la distribución.



Elaboración propia utilizando regresiones RIF para obtener la descomposición a lo largo de la distribución. Las variables consideradas son las que se presentan en la tabla 5. Para construir el contrafactual se considera el efecto de las características de guarderías en el presente y en el pasado.

4.5. Resultados del *logit ordenado condicionado* y de la matriz contrafactual sobre movilidad social

El ejercicio de regresión cuantílica no condicional y de descomposición a lo largo de la distribución nos permitió entender de una mejor manera la importancia de las características, en particular de contar con servicios de guarderías en el presente o asistir a guarderías en el pasado sobre el percentil alcanzado por parte de las mujeres que trabajan y las que no trabajan. No obstante, realizar un ejercicio utilizando un *logit ordenado* nos permitirá entender de mejor manera el posible efecto sobre la movilidad socioeconómica de que las mujeres que no trabajan tuvieran un acceso mayor a guarderías. En este sentido, se realiza una simulación sobre los posibles cambios en la movilidad socioeconómica para mujeres si las mujeres que no trabajan accedieran en una mayor medida a guarderías. Se obtiene una matriz de movilidad social predicha por el *logit ordenado condicionado por quintil*, se obtienen los efectos marginales sobre la probabilidad de pertenecer a cada quintil con un *logit ordenado* incluyendo a todas las mujeres y dados esos efectos marginales se obtienen medidas de probabilidad contrafactual y se reconstruyen dos matrices de movilidad socioeconómica contrafactivas (véase anexo estadístico para un mayor detalle sobre estos resultados).

En la tabla 6 se presenta la matriz de movilidad socioeconómica observada para mujeres en la Encuesta ESRU de Movilidad Social en Nuevo León 2021. Se aprecia que existe una importante persistencia en

los extremos de la distribución, pues de las mujeres que parten del quintil 1 de origen alrededor del 47% se mantiene en dicho quintil. Por otra parte, de las mujeres que inician en el quintil 5 de la distribución de origen alrededor de 52% se mantiene en ese quintil. Por lo anterior, se puede observar que en general el nivel de movilidad socioeconómica es relativamente bajo para las mujeres en Nuevo León dada la persistencia en los extremos de la distribución.

Tabla 6
Matriz de movilidad social observada para mujeres

% de mujeres		Quintil actual				
		1	2	3	4	5
Quintil de origen	1	47.0	31.6	16.6	4.4	0.5
	2	27.0	28.4	21.4	15.6	7.6
	3	18.9	25.8	31.0	16.2	8.1
	4	6.5	15.8	35.3	24.7	17.6
	5	1.6	5.7	14.4	26.3	52.0

Elaboración propia con información de la Encuesta ESRU de Movilidad Social en Nuevo León 2021.

En la tabla 7 se presentan los posibles cambios en términos de movilidad socioeconómica considerando la matriz predicha en los resultados de los modelos *logit* condicionados al quintil y los efectos marginales promedio considerando la muestra de todas las mujeres que se usaron para obtener dos matrices *contrafactuales*⁸. Se considera el escenario en donde las mujeres que no trabajan tienen en promedio el mismo acceso a guarderías –en el presente y el pasado– que las mujeres que trabajan (escenario 1) y el escenario en que todas las mujeres que no trabajan tienen acceso a guarderías en el presente y tienen en promedio el mismo acceso a guarderías en el pasado (escenario 2). En general se puede apreciar que bajo el escenario 1 se incrementaría en cierta medida el grado de movilidad social pues el porcentaje de mujeres que tuvieron su origen en el quintil 1 y se mantienen en ese mismo quintil en el presente se reduciría en 2.7 puntos porcentuales, alcanzando ahora el quintil 2.

En el caso del escenario 2 se puede apreciar que existiría una reducción mayor en el porcentaje de mujeres que proviene del quintil de origen 1 y se mantiene en dicho quintil, la cual sería de 5.5 puntos porcentuales. No obstante, en ambos escenarios la movilidad seguiría siendo limitada considerando que las mujeres en los quintiles de origen más bajos no lograrían llegar a los tres quintiles más altos. Por otra parte, otro de los resultados que muestra este ejercicio es que un mayor acceso a guarderías

⁸ En el anexo estadístico se presentan los resultados de la matriz predicha utilizando un *probit ordenado condicionado*. Sin embargo, el error cuadrado promedio respecto a la matriz observada es más de 50% mayor que el que se obtiene con el *logit condicionado*, de manera que nuestras estimaciones se presentan con el *logit ordenado condicionado*.

también favorecería a mujeres del quintil de origen 5, aumentando su persistencia en este quintil.

Tabla 7
Cambios en matrices de movilidad social en escenarios con mayor acceso a guarderías

Cambio en puntos porcentuales

		Quintil actual					Escenario 2				
		Escenario 1									
		1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
Quintil de origen	1	-2.7	2.7	0.0	0.0	0.0	-5.5	5.5	0.0	0.0	0.0
	2	0.7	-3.5	2.2	0.6	0.0	-0.6	-4.2	1.9	2.9	0.0
	3	-0.3	1.0	-0.8	0.0	0.0	-1.1	-1.3	2.5	0.0	0.0
	4	-0.1	0.0	0.2	-0.1	0.0	-0.1	0.0	-1.9	1.9	0.1
	5	0.0	0.0	-2.2	2.2	0.0	0.0	-1.6	-0.9	2.4	

Se utilizan los resultados del *logit ordenado condicionado* por cada quintil para obtener la matriz de movilidad socioeconómica predicha. Posteriormente, se utilizan los resultados del *logit ordenado* considerando a todas las mujeres para obtener los efectos marginales de contar con guarderías sobre la probabilidad de pertenecer a cada quintil. Empleando los efectos marginales obtenidos, se modifican las probabilidades predichas de los modelos *logit ordenados condicionados* por quintil considerando dos escenarios. En el escenario 1 se considera el caso en donde las mujeres que no trabajan tienen en promedio el mismo acceso a guarderías en el presente y el pasado que las mujeres que trabajan. En el escenario 2 se considera que todas las mujeres que no trabajan tienen acceso a guarderías en el presente y tienen en promedio el mismo acceso a guarderías en el pasado. Esta tabla considera la diferencia entre la matriz de movilidad socioeconómica predicha y la matriz de movilidad socioeconómica contrafactual 1 y 2.

Finalmente, se consideran tres medidas de movilidad mencionadas en Nichols (2014) que se interpretan de manera que un mayor valor se relaciona con una mayor inmovilidad socioeconómica. La finalidad de este ejercicio es comparar la dirección en la que cambia la movilidad dado el aumento en el acceso a guarderías para mujeres que no trabajan⁹. Se consideran la medida de *T-Trace* de Shorrocks (1978) calculada de la siguiente manera: $1 - \frac{m-Tr(M)}{m-1}$ en donde m es el número de estados dentro de la matriz y $Tr(M)$ se refiere a la traza de la matriz; la medida de *D-Determinant* de Shorrocks (1978) es definida como $\frac{Det(M)}{m-1}$ en donde $Det(M)$ es el determinante de la matriz; y la medida *E Eigenvalue* propuesta por Sommers y Conlisk (1979) definida como $1 - \text{Módulo del segundo eigenvalue}$ de mayor tamaño de la matriz. En la tabla 8 se presentan los principales resultados. En general se muestra que existiría un mayor grado de movilidad social para las mujeres en los dos escenarios que se han expuesto. En el caso del escenario 1 el índice de inmovilidad se

⁹ En general, dentro de la literatura de Shorrocks (1978) y Sommers y Conlisk (1979) se les denomina a las medidas D-Determinant y Eigenvalue como medidas de “inmovilidad”, si bien no se discute con profundidad en qué casos se considera una inmovilidad alta. En la medida de T-Trace utilizamos la expresión $\frac{m-Tr(M)}{m-1}$ de manera que la lectura del índice sea que a mayor valor se tenga mayor inmovilidad, similar a las otras medidas calculadas.

reduciría en promedio en 13.4% y en el escenario 2 en 10.9%, aunque existe incertidumbre sobre la significancia estadística de estos resultados¹⁰. Lo anterior implica que un mayor acceso a guarderías sería beneficioso en términos de movilidad socioeconómica, aunque sus efectos podrían ser acotados pues beneficiarían principalmente a mujeres que no trabajan, pero están en la parte alta de la distribución. En este sentido, mejorar el acceso a guarderías es una de múltiples intervenciones que podría hacerse para mejorar la movilidad social.

Tabla 8
Medidas de movilidad social

Matriz	T-Trace	D Determinant	Eigenvalue
Matriz predicha	0.379	0.154	0.223
Matriz contrafactual (escenario 1)	0.367	0.105	0.212
Matriz contrafactual (escenario 2)	0.372	0.113	0.213

Se utilizan los resultados del *logit ordenado condicionado* por cada quintil para obtener la matriz de movilidad socioeconómica predicha. Posteriormente, se utilizan los resultados del *logit ordenado* considerando a todas las mujeres para obtener los efectos marginales de contar con guarderías sobre la probabilidad de pertenecer a cada quintil. Empleando los efectos marginales obtenidos, se modifican las probabilidades predichas de los modelos *logit ordenados condicionados* por quintil considerando dos escenarios y se obtienen dos matrices de movilidad socioeconómica contrafactuales. En el escenario 1 se considera el caso en donde las mujeres que no trabajan tienen en promedio el mismo acceso a guarderías en el presente y el pasado que las mujeres que trabajan. En el escenario 2 se considera que todas las mujeres que no trabajan tienen acceso a guarderías en el presente y tienen en promedio el mismo acceso a guarderías en el pasado.

Comentarios finales

En este artículo se han analizado los determinantes de la PLF, estudiando con detenimiento el rol que tienen los servicios de cuidados infantiles. Este estudio tiene la ventaja de contar con diversas variables asociadas a normas sociales y servicios públicos para estudiar conjuntamente algunos determinantes relevantes de la PLF. Nuestra principal contribución es la de estudiar la importancia que tiene el acceso a guarderías en la PLF. En este sentido, también contribuimos a entender la importancia que tiene un mayor acceso a guarderías en la posición socioeconómica alcanzada por las mujeres, y por tanto en su movilidad social.

Los resultados muestran que las mujeres casadas o en unión libre reducen su probabilidad de participar en el mercado laboral en 32.8 puntos porcentuales, que las mujeres que asistieron en su hogar de origen a guarderías tienen un incremento en la probabilidad de participar en el mercado laboral de 18.5 puntos porcentuales y que las mujeres con al menos dos hijos que cuentan con guarderías en sus colonias tienen un

¹⁰ En el anexo estadístico se presentan los errores estándar obtenidos mediante un bootstrap no paramétrico de cada una de las medidas de movilidad social. Este ejercicio pareciera indicar que las medidas de movilidad observada y predicha no son estadísticamente significativas en una de las tres medidas.

incremento de 13.3 puntos porcentuales en la probabilidad de participar en el mercado laboral. Los resultados son relevantes en términos de política pública, pues contar con servicios de guardería en el presente influye en la PLF y asistir a guarderías en el pasado también tiene una correlación importante con que las mujeres participen en el mercado laboral. Destaca que incrementar el acceso a guarderías para todas las mujeres, y en particular para aquellas con dos o más hijos, podría contribuir a que la PLF de Nuevo León se incremente en alrededor de 3.3 puntos porcentuales.

Por otra parte, los resultados muestran que incrementar el acceso a guarderías podría tener implicaciones positivas sobre la movilidad social. Los resultados del ejercicio de descomposición muestran que las diferencias en el acceso a guarderías tienen una contribución importante en el percentil de la distribución alcanzado por las mujeres, en particular en la parte alta de la distribución, pues alrededor del 44% de la diferencia entre el percentil alcanzado por las mujeres que trabajan respecto a las que no trabajan en el percentil 90 se explica por el acceso a guarderías en el presente y el pasado. Además, los resultados del ejercicio del *logit ordenado* muestran que incrementar el acceso a guarderías podría reducir la inmovilidad social entre 13.4% y 10.9%, aunque esto beneficiaría más a las mujeres que no trabajan y están en la parte alta de la distribución socioeconómica.

Los hallazgos apuntan a que un mecanismo de política pública que podría contribuir de manera importante a incrementar la PLF en Nuevo León y en el país es aumentar el acceso en los servicios de cuidados, teniendo potenciales efectos relevantes sobre la PLF y la posición socioeconómica alcanzada por las mujeres. Otro resultado relevante que se debe explorar con detenimiento en el futuro es el rol intergeneracional de acceder a guarderías, pues haber asistido a guarderías en el pasado se asocia con un aumento importante en la PLF, lo que podría explicarse en términos de normas sociales. Una limitación del presente estudio es que no se realizan estimaciones causales, por tanto, es necesario seguir investigando sobre los posibles efectos causales en resultados laborales de un mayor acceso a servicios de cuidados.

Referencias

- [1] Aaronson, D., Dehejia, R., Jordan, A., Pop-Eleches, C., Samii, C., & Schulze, K. (2020). The effect of fertility on mother's labour supply over the last two

- centuries. *The Economic Journal*, 131, 1-32.
<https://doi.org/10.1093/ej/ueaa100>.
- [2] Agüero, J., & Marks, M. (2008). Motherhood and Female Labor Force Participation: Evidence from infertility shocks. *American Economic Review: Papers & Proceedings*, 98(2), 500-504.
<https://doi.org/10.1257/aer.98.2.500>.
- [3] Aguilar-Gomez, S., Arceo-Gomez, E., & De la Cruz Toledo, E. (2020). Inside the black box of child penalties. Mimeo.
- [4] Amuedo-Dorantes, C. & Pozo, S. (2012). Remittance Income Volatility and Labor Supply in Mexico. *Southern Economic Journal*, 79(2), 257-276,
<https://doi.org/10.4284/0038-4038-2011.102>.
- [5] Arceo-Gomez, Eva & Campos-Vazquez, Raymundo (2014). Race and Marriage in the Labor Market: A Discrimination Correspondence Study in a Developing Country. *American Economic Review*, 104(5), 376-80.
<https://doi.org/10.1257/aer.104.5.376>.
- [6] Arceo-Gomez, Eva, Hernández-Cortés, Danae & López-Feldman, Alejandro (2020). Droughts and rural households' wellbeing: evidence from Mexico. *Climate Change*, 162, 1197-1212.
<https://doi.org/10.1007/s10584-020-02869-1>.
- [7] Armstrong, C., Finnie, R., & Stewart, J. (2009). The Long-term Effects of Maternal Employment on Daughters' Later Labour Force Participation and Earnings. Mimeo.
- [8] Bhalotra, S., & Fernández, M. (2023). The Rise in Women's Labor-Force Participation in Mexico - Supply vs. Demand Factors. *The World Bank Economic Review*, 0, 1-32. <https://doi.org/10.1093/wber/lhad025>.
- [9] Böheim, R., & Stöllinger, P. (2021). Decomposition of the gender wage gap using the LASSO estimator. *Applied Economics Letters*, 28(10), 817-828.
<https://doi.org/10.1080/13504851.2020.1782332>.
- [10] Busso, M., & Romero Fonseca, D. (2015). Female Labor Force Participation in Latin America: Patterns and Explanations. CEDLAS, Documento de trabajo, 187.
- [11] Calderón G. (2014). The Effects of Child Care Provision in Mexico. *Working Paper 2014-07*. <https://www.banxico.org.mx/publications-and-press/banco-de-mexico-working-papers/%7B7D832060-28E6-FEB5-DB81-3F10617035C9%7D.pdf>.
- [12] Campos-Vázquez, R. M., & Vélez-Grajales, R. (2014). Female Labour Supply and Intergenerational Preference Formation: Evidence for Mexico. *Oxford Development Studies*, 42(4), 553-569.
<https://doi.org/10.1080/13600818.2014.900006>.
- [13] Campos-Vázquez, Raymundo, Rivas-Herrera, Carolina, Alcaraz, Eduardo, & Martínez, Luis (2022). The effect of maternity on employment and wages in Mexico. *Applied Economics Letters*, 29(21). 1975-1979.
<https://doi.org/10.1080/13504851.2021.1967272>.
- [14] Centro de Estudios Espinosa Yglesias (2023). Sistema nacional de cuidados: una vía para la igualdad de oportunidades y la movilidad social. Nota de política pública, 01-2022 (Versión actualizada 2023),
<https://ceey.org.mx/wp-content/uploads/2022/03/Sistema-Nacional-de-Cuidados.pdf>.

- [15] Cruces, G., & Galiani, S. (2007). Fertility and female labor supply in Latin America: New causal evidence. *Labour Economics*, 14, 565-573. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2005.10.006>.
- [16] Eckstein, Z., & Lifshitz, O. (2011). Dynamic female labor supply. *Econometrica*, 79(6), 1675-1726. <https://doi.org/10.3982/ECTA8803>.
- [17] Fernández, R. (2013). Cultural Change as Learning: The Evolution of Female Labor Force Participation over a Century. *American Economic Review*, 103(1), 472-500. <https://doi.org/10.1257/aer.103.1.472>.
- [18] Fernández, R., Fogli, A., & Olivetti, C. (2004). Mothers and sons: preference formation and female labor force dynamics. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(4), 1249-1299. <https://doi.org/10.1162/0033553042476224>.
- [19] Firpo, S., Fortin, Nicole M., Lemieux, T. (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77(3), 953-971. <https://doi.org/10.3982/ECTA6822>.
- [20] Gasparini, L., & Marchionni, M. (2017). Deceleration in Female Labor Force Participation in Latin America. *Brookings Institution Press*, 18(1), 197-224.
- [21] Givord, P., & Marbot, C. (2015). Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies. *Labour Economics*, 36, 99-111. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2015.07.003>.
- [22] Goldin, C., & Katz, L. (2002). The Power of the Pill: Oral Contraceptives and Women's Career and Marriage Decisions. *Journal of Political Economy*, 110(4), 730-770. <https://doi.org/10.1086/340778>.
- [23] Gong, X. & van Soest, A. (2002). Family Structure and Female Labor Supply in Mexico City. *The Journal of Human Resources*, 37(1), 163-191. <https://doi.org/10.2307/3069607>.
- [24] Hoehn-Velasco, L., & Penglase, J. (2021). Does unilateral divorce impact women's labor supply? Evidence from Mexico. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 187, 315-347. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2021.04.028>.
- [25] Jann, Ben (2008). The Blinder-Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, 4, 453-479. <https://doi.org/10.1177/1536867X0800800401>.
- [26] Jayachandran, S. (2021). Social Norms as a Barrier to Women's Employment in Developing Countries. *IMF Economic Review*, 69, 576-595. <https://doi.org/10.1057/s41308-021-00140-w>.
- [27] Johnston, D., Schurer, S., & Shields, M. (2014). Maternal gender role attitudes, human capital investment, and labour supply of sons and daughters. *Oxford Economic Papers*, 66, 631-659. <https://doi.org/10.1093/oep/gpt039>.
- [28] Kawaguchi, D., & Miyazaki, J. (2009). Working mothers and sons' preferences regarding female labor supply: direct evidence from stated preferences. *Journal of Population Economics*, 22(1), 115-130. <https://doi.org/10.1007/s00148-007-0175-2>.

- [29] Klasen, S. (2019). What Explains Uneven Female Labor Force Participation Levels and Trends in Developing Countries?. *The World Bank Research Observer*, 34(2), 161-197. <https://doi.org/10.1093/wbro/lkz005>.
- [30] Klasen, S., Ngog Le, T., Pieters, J., & Santos Silva, M. (2021). What Drives Female Labour Force Participation? Comparable Micro-level Evidence from Eight Developing and Emerging Economies. *The Journal of Development Studies*, 57(3), 417-442. <https://doi.org/10.1080/00220388.2020.1790533>.
- [31] Martínez, Daniel, Mitnik, Oscar, Salgado, Edgar, Scholl, Lynn, & Yañez-Pagans, Patricia (2020). Connecting to Economic Opportunity: the Role of Public Transport in Promoting Women's Employment in Lima. *Journal of Economics, Race, and Policy*, 3, 1-32. <https://doi.org/10.1007/s41996-019-00039-9>.
- [32] Nichols, A. (2014). Measuring Mobility. *2014 Stata Conference*. Disponible en: https://www.stata.com/meeting/boston14/abstracts/materials/boston14_nichols.pdf.
- [33] Noir-Luhalwe, A. (2022). Accounting for Selection Bias in RIF. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3992538> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3992538>.
- [34] Padilla-Romo, M., & Cabrera-Hernández, F. (2018). Easing the constraints of motherhood: The effects of all-day schools on mother's labor supply. *Economic Inquiry*, 57(2), 890-909, <https://doi.org/10.1111/ecin.12740>.
- [35] Sandler Morrill, M., & Morrill, T. (2013). Intergenerational links in female labor force participation. *Labour Economics*, 20, 38-47. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2012.10.002>.
- [36] Serrano, J., Gasparini, L., Marchionni, M. & Glümann, P. (2019) Economic cycle and deceleration of female labor force participation in Latin America. *Journal for Labour Market Research*, 53(13), <https://doi.org/10.1186/s12651-019-0263-2>.
- [37] Shorrocks, A. (1978) The measurement of mobility. *Econometrica*, 46(5), <https://doi.org/10.2307/1911433>.
- [38] Sommers, Paul M. & Conlisk, J. (1979) Eigenvalue immobility measures for Markov chains. *The Journal of Mathematical Sociology*, 6(2), <https://doi.org/10.1080/0022250X.1979.9989891>.
- [39] van Putten, A., Dykstra, P., & Schippers, J. (2008). Just Like Mom? The Intergenerational Reproduction of Women's Paid Work. *European Sociological Review*, 24(4), 435-449. <https://doi.org/10.1093/esr/jcn030>.
- [40] Velázquez, A. (2020). The Economic Burden of Crime. *Journal of Human Resources*, 55(4), 1287-1318. <https://doi.org/10.3368/jhr.55.4.0716-8072R2>.
- [41] World Bank. (2020). La participación laboral de la mujer en México. Washington, D.C.: The World Bank. <https://documents1.worldbank.org/curated/en/753451607401938953/pdf/La-Participacion-Laboral-de-la-Mujer-en-Mexico.pdf>.

Anexo estadístico

Tabla A1. Variables consideradas en índice de estatus socioeconómico

Variable	Hogar de origen	Hogar actual
Variables consideradas por el CEEY		
Agua entubada	x	x
Electricidad	x	x
Baño	x	x
Calentador de agua	x	x
Servicio doméstico	x	x
Estufa de gas o eléctrica	x	x
Lavadora de ropa	x	x
Refrigerador	x	x
Teléfono fijo	x	x
Televisor	x	x
Tostador eléctrico	x	x
Aspiradora	x	x
TV por cable	x	x
Horno de microondas	x	x
Celular	x	x
Computadora	x	x
Internet	x	x
Videocasetera o DVD	x	x
Otra vivienda	x	x
Local comercial	x	x
Terreno o predio	x	x
Automóvil	x	x
Cuenta de ahorro	x	
Cuenta bancaria		x
Tenencia de tarjeta bancaria	x	
Tarjeta departamental o de crédito		x
Vivienda propia		x
Hogar no hacinado	x	
Variables adicionales		
Primaria	x	x
Secundaria	x	x
Preparatoria	x	x
Profesional	x	x
Formalidad (máximo de esposo o esposa)	x	x

Tabla A2. Resultados de regresiones RIF para todas las mujeres sobre el índice de percentil actual (mujeres trabajan)

Variables	Media	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
<i>Características sociodemográficas</i>						
Edad	2.177** (1.072)	0.560 (1.331)	2.084 (1.633)	4.320** (1.886)	2.965 (2.416)	2.396 (1.684)
Edad ^2	-0.024* (0.012)	-0.008 (0.015)	-0.026 (0.019)	-0.048** (0.021)	-0.029 (0.027)	-0.024 (0.018)
Casado o en unión libre	3.430 (2.967)	4.710 (4.084)	2.869 (4.510)	7.115 (5.722)	-4.622 (6.599)	10.449*** (3.712)
Tiene hijos	0.739 (3.206)	6.248* (3.502)	-2.859 (4.693)	3.558 (5.756)	2.455 (6.903)	3.687 (5.065)
Tono de piel oscuro	-1.525 (3.812)	-14.728** (7.434)	-9.512 (7.207)	4.667 (5.877)	-4.214 (6.892)	-4.325 (3.518)
Rural	-10.976*** (3.161)	-13.300 (8.153)	-19.799** (8.483)	-12.286* (6.693)	-12.325*** (4.196)	-2.094 (3.107)
<i>Condiciones de origen</i>						
Percentil de origen	0.543*** (0.044)	0.346*** (0.059)	0.591*** (0.079)	0.807*** (0.080)	0.622*** (0.103)	0.308*** (0.075)
Madre trabajaba	-1.171 (3.284)	-1.361 (3.997)	-6.039 (4.987)	0.026 (6.284)	-2.194 (6.418)	8.175* (4.336)
Asistió a guarderías	7.955 (5.058)	-5.401 (4.738)	0.409 (5.442)	8.530 (8.888)	17.017 (12.628)	18.859* (11.260)
<i>Servicios públicos</i>						
Guarderías o estancias infantiles	6.338** (2.659)	8.305** (4.010)	-3.529 (4.707)	4.478 (5.783)	13.908** (6.161)	8.819** (3.946)
Seguridad	1.809 (3.407)	3.303 (6.003)	7.715 (5.986)	-0.991 (6.173)	-0.049 (6.717)	-2.213 (3.245)
Facilidad de transporte	8.882*** (3.189)	2.966 (4.927)	16.829*** (5.821)	11.645** (5.636)	6.812 (6.471)	4.737 (3.164)
Constante	-40.501* (20.697)	-28.780 (30.239)	-54.504* (33.075)	-102.916*** (37.085)	-41.473 (46.662)	-1.622 (37.387)
Observaciones	774	774	774	774	774	774
R cuadrada ajustada	0.480	0.131	0.245	0.353	0.290	0.274

Se obtienen errores estándar robustos. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Tabla A3. Resultados de regresiones RIF para todas las mujeres sobre el percentil actual (mujeres no trabajan)

Variables	Media	Q10	Q25	Q50	Q75	Q90
<i>Características sociodemográficas</i>						
Edad	-0.085 (0.665)	-1.880** (0.733)	-0.796 (1.051)	-0.647 (1.151)	-0.440 (1.434)	1.047 (1.556)
Edad ^2	0.001 (0.007)	0.019** (0.008)	0.009 (0.012)	0.006 (0.013)	0.006 (0.016)	-0.010 (0.017)
Casado o en unión libre	0.636 (2.539)	-0.296 (2.928)	-0.588 (3.761)	-1.255 (4.702)	5.237 (5.247)	3.843 (4.827)
Tiene hijos	1.506 (3.679)	9.783** (4.852)	3.664 (4.445)	9.347 (5.954)	-0.924 (6.881)	-5.663 (7.150)
Tono de piel oscuro	-0.898 (2.430)	-3.130 (3.245)	-2.072 (3.843)	-0.995 (4.168)	1.931 (6.153)	-6.708 (5.219)
Rural	-15.199*** (2.097)	-22.835*** (3.761)	-19.823*** (3.942)	-19.403*** (3.247)	-8.988** (3.952)	-6.533*** (2.846)
<i>Condiciones de origen</i>						
Percentil de origen	0.506*** (0.038)	0.222*** (0.039)	0.484*** (0.050)	0.669*** (0.050)	0.702*** (0.087)	0.484*** (0.105)
Madre trabajaba	-0.419 (2.675)	-2.215 (2.763)	2.213 (3.556)	3.592 (3.938)	0.865 (5.236)	-3.344 (5.487)
Asistió a guarderías	9.158*** (3.426)	2.405 (2.675)	3.027 (4.941)	7.946 (5.753)	12.518 (9.390)	25.306* (13.237)
<i>Servicios públicos</i>						
Guarderías o estancias infantiles	7.392*** (2.264)	3.751 (2.529)	7.857** (3.521)	4.135 (3.822)	15.975*** (4.657)	14.172*** (4.456)
Seguridad	5.407*** (1.905)	4.685** (2.333)	3.022 (3.312)	8.004** (3.471)	8.397** (4.049)	9.084** (3.646)

Facilidad de transporte	8.301*** (2.602)	8.023** (3.594)	17.183*** (4.567)	7.526* (4.150)	3.969 (4.536)	3.963 (4.676)
Constante	7.171 (14.784)	24.687* (13.321)	-6.066 (21.635)	6.603 (23.500)	17.855 (31.903)	23.728 (37.006)
Observaciones	1,570	1,570	1,570	1,570	1,570	1,570
R cuadrada ajustada	0.436	0.158	0.247	0.303	0.283	0.213
Se obtienen errores estándar robustos. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.						

Tabla A4. Resultados del modelo *logit* para todas las mujeres (en log-odds)

Variables	Promedio	Quintil 1	Quintil 2	Quintil 3	Quintil 2	Quintil 3
<i>Características sociodemográficas</i>						
Edad	0.081 (0.054)	0.023 (0.090)	0.121 (0.101)	-0.002 (0.116)	0.093 (0.150)	0.140 (0.151)
Edad ^2	-0.001 (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.001 (0.001)	0.000 (0.001)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)
Casado o en unión libre	0.123 (0.218)	0.524* (0.288)	0.220 (0.388)	0.480 (0.419)	-0.478 (0.482)	-0.318 (0.569)
Tiene hijos	0.349 (0.260)	0.197 (0.649)	0.369 (0.383)	0.519 (0.533)	0.880* (0.502)	-0.026 (0.572)
Tono de piel oscuro	-0.135 (0.205)	-0.763** (0.326)	-0.662* (0.390)	1.043** (0.438)	0.051 (0.442)	1.208 (1.052)
Rural	-1.246*** (0.179)	-1.582*** (0.345)	-1.265*** (0.363)	-1.619*** (0.505)	-0.870* (0.523)	-1.262** (0.576)
<i>Condiciones de origen</i>						
Quintil de origen	0.861*** (0.065)					
Madre trabajaba	-0.128 (0.195)	0.330 (0.340)	0.124 (0.382)	-0.499 (0.468)	-0.341 (0.388)	-0.567 (0.503)
Asistió a guarderías	0.892*** (0.345)	-1.275 (0.897)	-1.563*** (0.526)	1.970** (0.894)	1.039* (0.557)	1.201** (0.603)
<i>Servicios públicos</i>						
Guarderías o estancias infantiles	0.702*** (0.162)	0.390 (0.295)	0.020 (0.327)	0.770** (0.343)	1.064*** (0.346)	1.523*** (0.442)
Seguridad	0.253 (0.177)	0.097 (0.328)	0.642** (0.301)	0.161 (0.419)	0.456 (0.374)	-0.449 (0.416)
Facilidad de transporte	0.885*** (0.192)	1.102*** (0.342)	1.370*** (0.367)	0.202 (0.506)	1.218*** (0.336)	0.932* (0.479)
/Cut1	4.077*** (1.155)	2.063 (2.044)	2.844 (2.328)	-0.168 (2.347)	1.126 (3.258)	0.357 (3.443)
/Cut2	5.513*** (1.157)	3.648* (2.045)	4.268* (2.403)	1.233 (2.310)	2.665 (3.230)	1.944 (3.355)
/Cut3	6.927*** (1.170)	5.402*** (2.089)	5.422** (2.416)	2.796 (2.342)	4.476 (3.241)	3.289 (3.420)
/Cut4	8.251*** (1.193)	7.699*** (2.114)	6.843*** (2.415)	4.329* (2.352)	5.892* (3.263)	4.778 (3.460)
Observaciones	2,344	630	601	473	369	271
Pseudo R	0.172	0.0664	0.0731	0.0800	0.0674	0.0965

Se obtienen errores estándar robustos. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1.

Los resultados del promedio hacen referencia a los obtenidos empleando el *logit ordenado* en toda la muestra de mujeres. Mientras que los resultados para cada quintil hacen referencia al *logit ordenado condicionado* para cada uno de los quintiles.

Tabla A5. Efecto marginal de tener guarderías

	Presente	Pasado
Quintil 1	-0.085*** 0.019	-0.108** 0.043
Quintil 2	-0.029*** 0.007	-0.036** 0.014
Quintil 3	0.005 0.003	0.006 0.005
Quintil 4	0.031*** 0.008	0.040** 0.016
Quintil 5	0.078*** 0.019	0.099** 0.037

Se obtienen errores estándar robustos. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. Se consideran los efectos marginales sobre la probabilidad de pertenecer a los quintiles utilizando los resultados del *logit ordenado* promedio.

Tabla A6. Matriz de movilidad socioeconómica predicha para mujeres

% de mujeres

		Quintil actual				
		1	2	3	4	5
Quintil de origen	1	58.3	41.8	0.0	0.0	0.0
	2	24.2	39.9	29.8	6.1	0.0
	3	10.8	18.0	62.8	4.0	4.5
	4	0.3	4.4	70.1	16.5	8.8
	5	0.0	0.2	3.7	21.9	74.2

Se obtuvo la matriz de movilidad social predicha considerando los resultados del *logit ordenado condicionado*. Se utilizan las probabilidades predichas y con ello se asigna el quintil en el cual es más probable que la persona se encuentre.

Tabla A7. Matriz de movilidad socioeconómica contrafactual (Escenario 1)

% de mujeres

		Quintil actual				
		1	2	3	4	5
Quintil de origen	1	55.6	44.4	0.0	0.0	0.0
	2	25.0	36.4	31.9	6.7	0.0
	3	10.5	19.1	62.0	4.0	4.4
	4	0.3	4.4	70.3	16.3	8.8
	5	0.0	0.2	3.6	19.7	76.4

Se obtienen los resultados del escenario contrafactual 1 que considera el caso donde las mujeres no ocupadas tienen acceso a las mismas características promedio de guarderías en el presente y en el pasado. El escenario contrafactual se construye con los efectos marginales sobre la probabilidad de pertenecer a cada quintil obtenidos con el *logit ordenado* con la muestra de todas las mujeres. Posteriormente con los efectos marginales se modifican las probabilidades predichas de los resultados del *logit ordenado condicionado* y se vuelven a asignar quintiles para cada una de las observaciones.

Tabla A8: Matriz de movilidad socioeconómica contrafactual (Escenario 2)
% de mujeres

		Quintil actual				
		1	2	3	4	5
Quintil de origen	1	52.8	47.2	0.0	0.0	0.0
	2	23.6	35.7	31.7	9.0	0.0
	3	9.6	16.7	65.3	4.0	4.4
	4	0.3	4.4	68.2	18.4	8.9
	5	0.0	0.2	2.1	21.0	76.6

Se obtienen los resultados del escenario contrafactual 2 que considera el caso en donde las mujeres no ocupadas tienen acceso a guarderías en el presente y las mismas características promedio de guarderías en el en el pasado. El escenario contrafactual se construye con los efectos marginales sobre la probabilidad de pertenecer a cada quintil obtenidos con el logit ordenado con la muestra de todas las mujeres. Posteriormente con los efectos marginales se modifican las probabilidades predichas de los resultados del logit ordenado condicionado y se vuelven a asignar quintiles para cada una de las observaciones.

Tabla A9. Medidas de movilidad social y errores estándar calculados por *bootstrap*

Matriz	T-Trace	D Determinant	Eigenvalue
Matriz predicha	0.379 0.025	0.154 0.092	0.223 0.037
Matriz contrafactual (escenario 1)	0.367 0.026	0.105 0.076	0.212 0.038
Matriz contrafactual (escenario 2)	0.372 0.026	0.113 0.084	0.213 0.037

Se utilizan los resultados del *logit ordenado condicionado* por cada quintil para obtener la matriz de movilidad socioeconómica predicha. Posteriormente, se utilizan los resultados del *logit ordenado* considerando a todas las mujeres para obtener los efectos marginales de contar con guarderías sobre la probabilidad de pertenecer a cada quintil. Empleando los efectos marginales obtenidos, se modifican las probabilidades predichas de los modelos *logit ordenado* condicionados por quintil considerando dos escenarios. En el escenario 1 se considera el caso donde las mujeres que no trabajan tienen en promedio el mismo acceso a guarderías en el presente y pasado que las mujeres que trabajan. En el escenario 2 se considera que todas las mujeres que no trabajan tienen acceso a guarderías en el presente y tienen en promedio el mismo acceso a guarderías en el pasado.

Tabla A10. Matriz de movilidad socioeconómica predicha para mujeres
% de mujeres

		Quintil actual				
		1	2	3	4	5
Quintil de origen	1	60.9	39.1	0.0	0.0	0.0
	2	29.4	37.3	33.4	0.0	0.0
	3	11.9	15.3	65.2	0.8	6.8
	4	1.7	0.2	80.6	8.5	9.0
	5	0.2	0.0	0.8	13.8	85.3

Se obtuvo la matriz de movilidad social predicha considerando los resultados del *probit ordenado condicionado*. Se utilizan las probabilidades predichas y con ello se asigna el quintil en el cual es más probable que la persona se encuentre.

Tabla A11. Resultados en modelo de probabilidad lineal para mujeres con al menos un hijo

Variables	Variable dependiente: Persona ocupada				Variable dependiente: Persona que participa en el mercado laboral			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Características sociodemográficas</i>								
Años de escolaridad	0.020*** (0.007)		0.012 (0.008)		0.024*** (0.007)			0.015* (0.008)
Edad	0.035** (0.016)			0.034** (0.015)	0.035** (0.016)			0.034** (0.016)
Edad ^2	-0.000** (0.000)			-0.000** (0.000)	-0.000** (0.000)			-0.000** (0.000)
Casado o en unión libre	-0.333*** (0.050)			-0.348*** (0.049)	-0.397*** (0.050)			-0.417*** (0.049)
Tono de piel	-0.057 (0.063)			-0.047 (0.061)	-0.072 (0.062)			-0.064 (0.059)
<i>Condiciones de origen</i>								
Índice de estatus socioeconómico	0.049** (0.025)		0.025 (0.027)		0.051** (0.024)			0.024 (0.025)
Madre trabajaba	0.047 (0.051)		0.025 (0.048)		0.065 (0.051)			0.034 (0.046)
Asistió a guarderías	0.143 (0.106)		0.162* (0.098)		0.229** (0.097)			0.252*** (0.088)
<i>Servicios públicos</i>								
Guarderías o estancias infantiles	0.084* (0.049)		0.060 (0.047)			0.087* (0.049)		0.056 (0.045)
Seguridad		0.005 (0.051)	-0.003 (0.047)			0.014 (0.051)		0.004 (0.046)
Facilidad de transporte		0.042 (0.053)	0.038 (0.049)			0.019 (0.055)		0.014 (0.048)
Constante	-0.024 (0.365)	0.477*** (0.110)	0.374*** (0.131)	-0.016 (0.353)	0.028 (0.367)	0.476*** (0.109)	0.390*** (0.132)	0.068 (0.357)
Media de variable dependiente	0.44	0.44	0.44	0.44	0.41	0.41	0.41	0.41
Efectos fijos por zona	X	X	X	X	X	X	X	X
Observaciones	2,021	2,021	2,021	2,021	2,021	2,021	2,021	2,021
R ajustada	0.109	0.029	0.012	0.126	0.159	0.049	0.013	0.188

Se obtienen errores estándar robustos. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1. En los efectos fijos por zona se consideran seis tipos de zona: rural en la zona metropolitana, rural en la periferia de la zona metropolitana, rural fuera de la zona metropolitana, urbana en la zona metropolitana, urbana en la periferia de la zona metropolitana y urbana fuera de la zona metropolitana.