



ASOCIACION ARGENTINA
DE ECONOMIA POLITICA

LVI REUNIÓN ANUAL | NOVIEMBRE DE 2021

Participación Laboral Femenina y Pre-escolaridad: el impacto de la obligatoriedad de la Sala de 4 en el Trabajo de las Madres

Abbate, Nicolás Francisco

ISSN 1852-0022

Participación Laboral Femenina y Pre-escolaridad: el impacto de la obligatoriedad de la Sala de 4 en el Trabajo de las Madres*

Nicolás F. Abbate**

Agosto 2021

Resumen

La literatura económica identifica a la maternidad como un punto clave a partir del cual las brechas de género comienzan a pronunciarse. En este aspecto, es sumamente relevante evaluar el impacto de las políticas relacionadas al cuidado de niños, ya que estas podrían favorecer la reducción de estas brechas. En diciembre de 2014 se sancionó la Ley 26206, que volvió obligatoria la escolarización de niños de 4 años en toda la Argentina e implicó un aumento de la escolarización de esta franja etaria del 10pp para las provincias afectadas. Utilizando información de la Encuesta Permanente de Hogares del período 2011-2019, mediante una estrategia de diferencias en diferencias, se estima el efecto causal que este aumento en la pre-escolaridad generó sobre la participación laboral de las madres de niños de 4 años. Si bien a nivel nacional no se encontraron efectos relevantes, si se considera únicamente la Región Norte del país, donde la pre-escolarización aumentó 20pp —prácticamente el doble que para el resto de las regiones—, se observaron importantes cambios en la participación laboral femenina: la participación en la población económicamente activa aumentó 8pp, la tasa de ocupación 7.6pp y las mujeres trabajaron, en promedio, una hora más a la semana.

1. Introducción

En diciembre de 2014 se sancionó la Ley 26.206, que volvió obligatoria la escolarización de niños de 4 años en toda la Argentina. Si bien la obligatoriedad no implica una mayor oferta

*Agradezco especialmente a Inés Berniell y Julián Pedrazzi por sus aportes al trabajo, y a Bruno Jiménez, Lucio Garay Méndez y Fabián González por sus comentarios.

**Economista de la Universidad de Buenos Aires. Estudiante de la Maestría en Economía de la Universidad Nacional de La Plata

por si misma, entre 2014 y 2016 el porcentaje de niños de 4 años escolarizados aumentó 6pp (Steinberg y Scasso, 2019). Si solo se consideran las provincias realmente afectadas¹, el impacto de la política es un aumento de la escolarización de casi 10pp.

El objetivo de este trabajo es utilizar una estrategia de diferencias en diferencias para evaluar el efecto causal que esta política generó sobre la participación laboral de las madres afectadas. Para ello, se compara la participación laboral en horas, la participación en la población económicamente activa y el estatus de ocupación de madres con niños de 4 años (grupo de tratamiento) con madres con niños de 5 años (grupo de control). Las estimaciones surgen de la Encuesta Permanente de Hogares de Argentina, en el período 2011-2019.

Este trabajo se encuentra directamente relacionado con la literatura que analiza la maternidad como un factor clave en las decisiones laborales de las madres. En este sentido, trabajos como los de Kleven et al. (2019) en Dinamarca, Berniell et al. (2021a) y Berniell et al. (2021b) en América Latina y Angelov et al. (2016) en Suecia, encuentran, mediante técnicas de estudio de eventos, importantes cambios en los salarios, horas trabajadas y en las decisiones relacionadas al tipo de trabajos con respecto a los hombres a partir de la llegada del primer hijo a las parejas (motherhood effect). Por otro lado, trabajos como el de Angrist y Evans (1998) utilizan variables instrumentales para estimar el efecto causal del tercer hijo; Cruces y Galiani (2007) repiten esta estrategia de identificación para México y Argentina, encontrando resultados cuantitativamente similares.

Estos trabajos reflejan la importancia de los roles de género en las decisiones laborales de las mujeres. Empíricamente, muestran que la maternidad implica un momento clave a partir del cual la participación laboral entre hombres y mujeres, y sus salarios, divergen significativamente. Desde una visión más sociológica, Miller (2011) muestra como, a pesar de los avances en torno a los roles de género y a las “nuevas masculinidades”, en la práctica, los roles de género prevalecen en relación a la maternidad. A su vez, las encuestas de uso del tiempo, para América Latina, muestran una importante brecha de género, con diferencias cómo mínimo el doble de horas dedicadas al trabajo doméstico para las mujeres que para los hombres (CEPAL, 2019). A modo de resumen, si bien han habido grandes avances desde lo discursivo, estas nuevas ideas aún no permean a la generalidad de los casos, por lo que estas brechas entre hombres y mujeres siguen existiendo a nivel sociedad.

Entendiendo las desigualdades de género existentes en torno a la maternidad, es sumamente relevante analizar qué políticas pueden ayudar a mitigar esta brecha. Sobre esto, muchos estudios encuentran que las políticas de expansión de la pre-escolaridad (*childcare*) favorecen la participación laboral de las mujeres. Por ejemplo, para Canadá, Lefebvre y Merrigan (2008) encuentran, mediante una estrategia de diferencias en diferencias, que una expansión de los subsidios a la pre-escolaridad, que implicó un aumento de 20 puntos porcentuales en la tasa de asistencia de

¹Es decir, no se tienen en cuenta la provincia de Buenos Aires y Mendoza, ya que ambas habían declarado la obligatoriedad años antes.

niños de 1 a 5 años, generó un aumento en la participación laboral de 7.3 puntos porcentuales e incrementó las horas anuales trabajadas en 133 horas.

Los resultados que presento en las siguientes secciones implican que la reforma educativa no tuvo impactos relevantes, a nivel nacional, sobre las horas de trabajo, participación en la población económicamente activa y ocupación de las madres de niños de 4 años. Sin embargo, si se condiciona únicamente a las regiones del norte, que fueron las más afectadas por el programa (un aumento en la escolaridad de casi 20pp), sí se encuentran resultados importantes: las madres de niños de 4 años, luego de la reforma, trabajaron una hora más a la semana; su participación en la PEA aumentó en 8 puntos porcentuales; y su tasa de ocupación aumentó en 7.6 puntos porcentuales. Es destacable lo similares que resultan las estimaciones para las provincias del norte a las realizadas por Lefebvre y Merrigan (2008) sobre la participación en la PEA, considerando que el impacto de la política sobre la asistencia tuvo magnitudes similares (en ambos se aumentó la tasa de pre-escolaridad en aproximadamente 20pp); al mismo tiempo, el efecto producido sobre las horas trabajadas resultó en un aumento de menos de la mitad que el aumento de horas para Canadá.

Este trabajo genera un aporte directo a la evidencia sobre impacto de las políticas de pre-escolaridad y cuidado de niños en la participación laboral femenina. Si bien, como mencioné, algunos trabajos analizan esta relación, la literatura es relativamente escasa, particularmente para países en desarrollo, y en muchos casos los resultados no son comparables debido a las variadas estrategias de identificación. Al utilizar una metodología estándar y de simple interpretación, los resultados son claros y permiten determinar la importancia de este tipo políticas para mitigar las brechas de género, al menos en lo que se refiere a participación laboral.

El trabajo se estructura de la siguiente manera. En la segunda sección se analizan los principales puntos de la reforma educativa de 2014 y su impacto en la pre-escolaridad. En la tercera sección, se describen los datos que utilizo para las estimaciones, la estrategia de identificación y la justificación del grupo de control seleccionado. En la cuarta sección, se presentan los resultados a nivel nacional y condicionando a las regiones del norte. En la última sección se presentan las principales conclusiones.

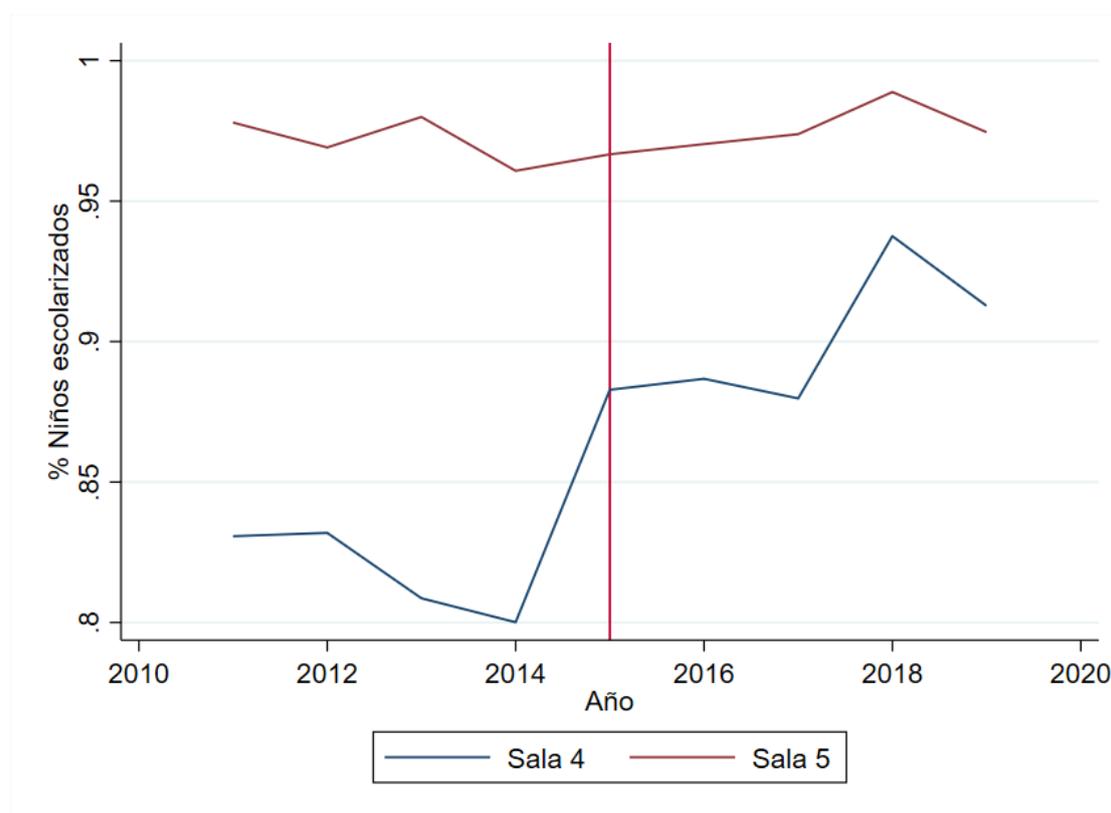
2. Ley 27045: Impacto en la Asistencia preescolar

En enero de 2015 entró en vigencia la Ley 27045, sancionada en diciembre de 2014, que declara como obligatoria la educación inicial para niños de 4 años de edad, coloquialmente denominada “sala de 4 años”. A su vez, exhorta a las provincias y al poder ejecutivo a “universalizar” la educación inicial para niños de 3 años de edad, sin declararla obligatoria. Anteriormente, la Ley Federal de Educación 24195 de 1993 había declarado como obligatoria solamente la sala de 5 años en la educación inicial (niños de 45 días a 5 años de edad), y esto fue ratificado en su reforma

de 2006. A nivel provincial, las provincias de Buenos Aires y Mendoza ya habían declarado la obligatoriedad de la sala de 4 años antes: en Mendoza, en el año 2002 (Ley 6970); en Buenos Aires, en el año 2007 (Ley 13688). Si bien la obligatoriedad de un nivel educativo no necesariamente genera por sí mismo un aumento en la escolaridad, luego de la reforma se llevaron a cabo medidas que sí afectaron la tasa de asistencia de niños de 4 años.

La Figura 1 muestra el impacto de la reforma en la tasa de escolaridad de niños de 4 años: a partir de la sanción de la Ley (fines de 2014), la escolaridad de niños de 4 años aumentó en casi 10 puntos porcentuales en el período 2015-2019 con respecto al anterior, no ocurriendo eso en los niños de 5 años de edad, cuya tasa de escolarización está cerca del 100%.²

Figura 1: Tasa de Escolaridad en sala de 4 y 5 años.



Fuente: Encuesta Permanente de Hogares, 2011-2019.

²Como se explica en la sección 3.1, los datos surgen de la Encuesta Permanente de Hogares. Solo se consideran la asistencia en el segundo trimestre de cada año, para garantizar que los niños efectivamente asisten al año correspondiente.

3. Metodología

El objetivo general de este trabajo es analizar el impacto del aumento en la pre-escolaridad de niños y niñas de 4 años sobre la participación laboral de sus madres. Una expansión en la preescolaridad podría afectar la participación laboral de las madres en dos aspectos diferentes: por un lado, podría generar un aumento en las horas de trabajo ofrecidas, lo que usualmente se denomina “cambios en el margen intensivo”; por otro, podría generar un aumento en la cantidad de madres que se insertan al mercado laboral, generando “cambios en el margen extensivo. Además de esto, una mayor participación en la Población Económicamente Activa (PEA) de las madres no garantiza que estas sean contratadas en el mercado laboral, por lo que es interesante estudiar qué ocurre con la ocupación de las mismas.

3.1. Datos

Los datos que utilicé para las estimaciones provienen de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) desarrollada por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos de Argentina (INDEC). La EPH es una encuesta representativa nacional de los principales conglomerados urbanos de la Argentina, y se publica de forma trimestral. Para el análisis, consideré el período 2011-2019³.

Para evaluar el impacto sobre la participación laboral femenina, solo consideré mujeres que se declararon como jefas de hogar o cónyuges del/la jefe/a de hogar, mayores de 18 años, cuyo hijo menor tenga 4 o 5 años en el segundo trimestre de cada año. La decisión de acotar el análisis únicamente a los segundos trimestres de cada año se debe a que el INDEC no publica las fechas de nacimientos de las personas encuestadas, por lo que no es posible imputar a qué año escolar va cada niño. Sin embargo, en Argentina los años educativos están comprendidos por niños que nacen entre el 1ro de Julio de un año y el 30 de Junio del siguiente, considerando como fecha de referencia el 30 de Junio. Por lo tanto, la sala de 4 años comprende niños que tengan 4 años cumplidos hasta el 30 de Junio, inclusive. Si se utiliza solo el segundo trimestre, se minimiza el margen de error producido por esta falta de información.

Por último, y en base a lo que se mencionó en la sección anterior, el análisis excluyó a madres que residieran en la Provincia de Buenos Aires y en la provincia de Mendoza, ya que en estas regiones la sala de 4 años ya era obligatoria por leyes provinciales.

³El INDEC hace reserva al uso de las estadísticas publicadas entre 2007 y 2015, debido a problemas metodológicos (INDEC, 2016). Sin embargo, para afectar las estimaciones de diferencias en diferencias, el cambio metodológico debería haber afectado diferencialmente al grupo de tratamiento y de control de forma sistemática.

3.2. Estrategia de Identificación

Para lograr identificar impacto de la reforma educativa sobre la participación laboral femenina realicé una estimación de diferencias en diferencias, que consiste en comparar la evolución temporal de las variables de interés del grupo afectado por la política (madres con niños en edad de ir a la sala de 4 años) en comparación a un grupo de control no afectado (Cunningham, 2021). El supuesto de identificación es que, en ausencia del “tratamiento”, las tendencias temporales entre ambos grupos hubieran sido paralelas. Si bien este supuesto no se puede evaluar empíricamente, más adelante presento algunas pruebas de robustez para garantizar la validez del grupo de control. Para profundizar el análisis, en el Anexo 1, presento estimaciones considerando un modelo de estudio de eventos con los mismos grupos de control y tratamiento.

El grupo de control que utilicé consistió en las madres con niños en edad de ir a la sala de 5 años. Debido a la cercanía temporal entre ambos grupos, a priori es difícil esperar que estos difieran seriamente en variables relevantes para el problema, como podrían ser modificaciones en los roles de género, en la edad de maternidad, etc. Además, como se muestra en la figura 1, gracias a que en Argentina el preescolar para niños de 5 años está prácticamente universalizado (más del 95 % de los niños en esa edad asisten), no se espera un impacto relevante de esta reforma sobre el grupo de control.⁴

Para estimar el impacto de la reforma, utilicé el siguiente modelo estructural:

$$Y_{ijt} = c + \alpha_j + \beta_t + \gamma_1 \text{Trat}_i + \gamma_2 \text{Post}_t \cdot \text{Trat}_i + \theta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde i identifica a cada madre, j identifica cada alglomerado y t el año en el que se realizó la encuesta. El vector Y_{ijt} incluye las tres variables sobre las que se hipotetiza un impacto de la reforma: cantidad de horas trabajadas en la semana (*horas*)⁵, participación en población económicamente activa (*PEA*) y ocupación (*Ocup*)⁶. Post_t es una binaria igual a 1 para todas las encuestas posteriores a diciembre de 2014. Trat_i es una binaria que identifica al grupo de tratamiento, es decir, a las madres con niños de 4 años de edad (el grupo de control son las madres con niños de 5 años de edad). Como controles, se considera el vector X_{it} que incluye edad, edad al cuadrado, binarias por nivel educativo, cantidad de menores en el hogar, y una binaria que identifica si la mujer está conviviendo con su pareja o no. Además, se consideran efectos fijos por aglomerado (α_j) y por año (β_t).

⁴En este sentido, otro grupo de control potencialmente válido podría haber sido el de las madres con niños de 3 años o menos. Sin embargo, como se muestra en el Anexo, Figura ??, la tasa de escolaridad en niños de 3 años fue parcialmente afectada por la reforma, por lo que los efectos sobre las madres de niños 4 años podría subestimarse.

⁵En el caso de la variable *Horas*, para garantizar que esta sea comparable en el tiempo, se imputa 0 horas de trabajo para personas desempleadas e inactivas, ya que existe la posibilidad de que, posterior al tratamiento, el grupo de madres trabajadoras aumente.

⁶Se utiliza a la definición de ocupación del INDEC, que considera como ocupada a una persona que en la semana de referencia ha trabajado como mínimo una hora (en una actividad económica) (INDEC, 2021).

Si la estimación apoya la hipótesis de que un mayor cuidado infantil genera una mayor participación laboral femenina, entonces γ_2 debería ser significativamente mayor a cero. Si esto ocurre utilizando como variable explicada a la participación de en PEA, entonces se produjeron cambios en el margen extensivo: gracias a la política, hay madres que pudieron ingresar al mercado laboral (si la variable explicativa es Ocupación, entonces esta oferta laboral tuvo una recepción por parte de la demanda). Si γ_2 es significativamente mayor a cero utilizando como variable explicada las horas de trabajo (y no significativa con *PEA* o *Ocup*), entonces los cambios ocurrieron en el margen intensivo: las mujeres que trabajaron pudieron trabajar más gracias a la reforma.⁷

Los errores estándar que se presentan en las tablas de más adelante están calculados clu-sterizando por aglomerado urbano de la estimación. Estos errores estándar no resultan correctos para este tipo de estimaciones, ya que la EPH sólo encuesta a 27 aglomerados urbanos fuera de la Provincia de Buenos Aires y de Mendoza, lo que, según las prácticas convencionales, es insuficiente para justificar la validez asintótica de estos estimadores (Cunningham, 2021). Por ello, en todas las tablas se presentan pruebas de hipótesis calculadas con el método de *Wild Bootstrapping*, que resultan válidas para muestras con pocos clusters (Djogbenou et al., 2018; Roodman et al., 2019).

3.3. Justificación de la validez del grupo de control

Una de las formas de evaluar la validez del supuesto de identificación de la estrategia de diferencias en diferencias es verificar si, previo al tratamiento, ambos grupos presentaban tendencias temporales diferentes (Cunningham, 2021). Si ese fuera el caso, entonces el grupo de control no sería válido para la estimación del efecto de la política. Encontrar que las tendencias temporales entre el grupo de control y de tratamiento son iguales no necesariamente implica que estas se hubieran mantenido de forma paralela en ausencia del tratamiento, pero sin dudas es un indicio importante de que esto podría ocurrir. Una forma de evaluar esta hipótesis es mediante una modificación del modelo 1, estimada únicamente para el período 2011-2014, es decir, el período previo al tratamiento:

$$Y_{ijt} = c + \alpha_j + \beta_t + \delta_1 \text{Trat}_{it} + \delta_2 \text{Año}_{it} \cdot \text{Trat}_{it} + \theta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Donde la denominación de las variables es idéntica al modelo anterior, con Año_{it} identificando el año t de la observación i . El punto clave de esta estimación es la interacción entre Año_{it} y Trat_{it} , el parámetro δ_2 . Si este parámetro es significativamente diferente de cero, entonces las tendencias divergen desde el período previo al tratamiento, por lo que las madres con hijos de 5 años no serían un control válido.

⁷Es interesante destacar que si el parámetro es significativamente positivo tanto para *Ocup* como para *Horas*, este cambio pudo haber sido generado únicamente por la mayor cantidad de mujeres trabajando.

Como puede observarse en las últimas dos filas del Cuadro 1, para ninguna de las especificaciones planteadas el parámetro δ_2 es significativo al 10%, obteniéndose p-valores de, como mínimo, 0.37. Esto implica evidencia de que, previo al tratamiento, las tendencias de ambos grupos eran similares, para las tres variables de interés.

Cuadro 1: Tendencias en part. laboral femenina previas a la ley (2011-2014)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Horas	Horas	PEA	PEA	Ocup	Ocup
<i>Trat · Año</i>	6.37	7.20	-0.02	-0.016	-0.01	-0.003
	(5.803)	(6.333)	(0.0258)	(0.0237)	(0.0217)	(0.0224)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí
EF Año y Agl.	No	Sí	No	Sí	No	Sí
Observaciones	2,813	2,813	2,813	2,813	2,813	2,813
Wild Bootstrap-t	1.097	1.114	-0.869	-1.075	-0.464	-0.137
P-valor	0.597	0.63	0.47	0.37	0.67	0.9

Errores estándar clusterizados por aglomerado entre paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

3.4. Análisis del impacto de la reforma en la escolaridad

Si se esperan encontrar cambios en la participación laboral femenina a partir de la obligatoriedad de la sala de 4 años, es porque estoy asumiendo que hubo un cambio en la escolaridad a partir del 2015. La Figura 1 muestra de forma simple este cambio; en esta sección presento estos efectos mediante un estimador de diferencias en diferencias, que compara los cambios en la escolaridad de los niños de 4 años (cuyas madres forman parte del grupo de tratamiento) en relación a lo que ocurrió con los niños de 5 años (cuyas madres forman parte del grupo de control).

Formalmente, entonces, el impacto de la política sobre la asistencia escolar puede evaluarse mediante el siguiente modelo de probabilidad lineal, estimado en niños de 4 y 5 años:

$$Asiste_{ijt} = c + \alpha_j + \beta_t + \gamma_1 Trat_{it} + \gamma_2 Post_t \cdot Trat_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

La variable $Asiste_{ijt}$ es una binaria igual a 1 si el niño i que vive en el aglomerado j asiste a sala de 4 o sala de 5 en el año t . En este caso, se considera como grupo tratado a niños de 4 años, para quienes $Trat_{it}$ es igual a 1, y como grupo de control se utilizan los niños de 5 años, para quienes esta variable es cero. La variable binaria $Post_t$ es igual a uno a partir de 2015. Además, se consideran efectos fijos por aglomerado (α_j) y por año (β_t).

El objetivo de la estimación del modelo (3) es evaluar el impacto de la política en la escolaridad de sala de 4 en comparación a la escolaridad de sala de 5, para eliminar posibles movimientos conjuntos en las tendencias temporales. El parámetro γ_2 representa el aumento en la escolarización de sala de 4 generado por la política, controlando por los efectos en las tendencias y los efectos fijos por aglomerado.

Los resultados de esta estimación se presentan en el Cuadro 2. En ambos modelos se estima un aumento de la escolarización de niños de 4 años de 11 puntos porcentuales a partir de la política. Este impacto es estadísticamente significativo y económicamente relevante, debido a su magnitud: en promedio, la política generó un aumento en la asistencia de la sala de 4 años de 11.4 puntos porcentuales respecto a la asistencia de 5 años; si se consideran efectos fijos por año y aglomerado, el efecto estimado es de 11 puntos porcentuales. Este impacto en la asistencia implica que el 10 % de las familias con niños de 4 años ahora tienen algunas horas libres al día que podrían destinar al mercado laboral. Si, como se observa empíricamente, en la mayoría de estas familias las madres son las responsables del cuidado de los niños, entonces ellas podrían tener un importante cambio en su participación laboral. En las siguientes secciones busco evaluar si estas horas libres al día que las madres lograron gracias a la escolarización de sus hijos implican, efectivamente, un cambio en la participación laboral.

Cuadro 2: Impacto de la reforma de 2014 sobre la asistencia a sala de 4 años.

	(1)	(2)
	Asiste	Asiste
Tratamiento	-0.187*** (0.0485)	-0.187*** (0.0487)
<i>Post · Trat</i>	0.114*** (0.0366)	0.110*** (0.0367)
Observaciones	6,283	6,283
EF Año y Aglomerado	No	Sí

Errores estándar clusterizados por aglomerado entre paréntesis.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

4. Resultados

En el Cuadro 3 se presentan las estimaciones del modelo (1) considerando como variable explicada las horas de trabajo semanales. En las dos últimas filas de cada tabla se incluyen los test de significatividad del parámetro que acompaña *Post · Trat*, mediante el método de Wild Bootstrap.

Como mencioné, el estimador que acompaña la variable $Post \cdot Trat$ representa el impacto de la política de obligatoriedad de sala de 4 años en las horas de trabajo semanales. Para todas las estimaciones de esta tabla, el parámetro γ_2 resulta no significativo al 10%, por lo que no se observan impactos relevantes de la política sobre las horas de trabajo de las madres. Las estimaciones, que se encuentran entre 2.07 (columna (2)) y 3.54 (columna (1)), implicarían un aumento en el trabajo de esa cantidad de horas por semana, pero debido al elevado error estándar que presentan no logran ser significativos estadísticamente.

Cuadro 3: DiD. Efectos en la cantidad de horas trabajadas

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Horas	Horas	Horas	Horas
$Post \cdot Trat$	3.54	2.38	2.07	2.93
	(3.244)	(2.475)	(1.814)	(2.221)
Controles	No	No	No	Sí
EF Año	No	No	Sí	Sí
EF Aglomerado	No	Sí	Sí	Sí
Observaciones	5,342	5,342	5,342	5,342
Wild Bootstrap-t	1.09	0.96	1.139	1.32
P-valor	0.53	0.55	0.51	0.51

Errores estándar clusterizados por agl. entre paréntesis.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Las estimaciones del impacto sobre la participación en la Población Económicamente Activa se presentan en el Cuadro 4. Al igual que con las horas de trabajo, ninguno de los estimadores resulta significativo al 10%, por lo que no se observan efectos relevantes de la política sobre la participación en la PEA. Además, el efecto estimado para el caso con controles y efectos fijos representa un aumento, como máximo, de 1.6 puntos porcentuales en la participación en la PEA (columna (4)), lo que es tanto estadística como económicamente poco relevante para una política de gran escala como fue la planteada.

Cuadro 4: DiD. Efectos en la participación en la PEA

	(1)	(2)	(3)	(4)
	PEA	PEA	PEA	PEA
<i>Post · Trat</i>	0.010 (0.048)	0.004 (0.054)	0.004 (0.053)	0.016 (0.046)
Controles	No	No	No	Sí
EF Año	No	No	Sí	Sí
EF Aglomerado	No	Sí	Sí	Sí
Observaciones	5,342	5,342	5,342	5,342
Wild Bootstrap-t	0.203	0.078	0.077	0.337
P-valor	0.858	0.93	0.953	0.74

Errores estándar clusterizados por agl. entre paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

En relación a la ocupación, como se observa en el Cuadro 5 las estimaciones tampoco son significativas, y estiman impactos negativos (aunque poco relevantes) producidos por la obligatoriedad de sala de 4 años.

A modo de resumen, el impacto de la reforma educativa de fines de 2014, que volvió obligatoria la sala de 4 años y generó un aumento en la escolarización de esa franja etaria de casi 10pp generó un efecto prácticamente nulo sobre la participación laboral femenina, a partir de las estimaciones realizadas anteriormente. En la sección siguiente se repite este análisis para la región Norte, la principal afectada por el programa, para evaluar si el efecto sigue siendo poco relevante o si se trata de un problema de escala.

Cuadro 5: DiD. Efectos estimados para la ocupación.

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Ocup	Ocup	Ocup	Ocup
<i>Post · Trat</i>	-0.014 (0.048)	-0.020 (0.054)	-0.019 (0.053)	-0.005 (0.046)
Controles	No	No	No	Sí
EF Año	No	No	Sí	Sí
EF Aglomerado	No	Sí	Sí	Sí
Observaciones	5,342	5,342	5,342	5,342
Wild Bootstrap-t	-0.292	-0.36	-0.366	-0.116
P-valor	0.847	0.848	0.874	0.928

Errores estándar clusterizados por agl. entre paréntesis.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

4.1. Análisis limitado a la región Norte del país

Una de las principales críticas que puede hacerse al análisis que describí en las secciones anteriores es que, al evaluar un efecto único sobre todo el país, se están ignorando las importantes diferencias que hubo en la implementación del programa entre regiones.

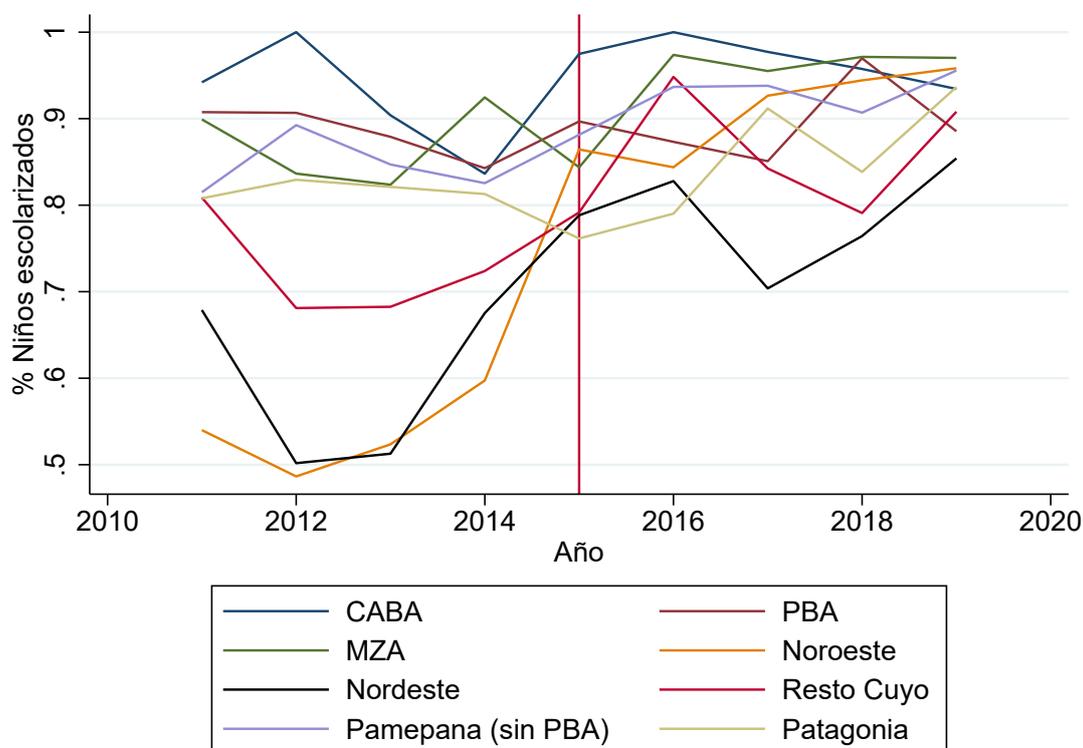
La Figura 2 desagrega el impacto de la política por región: para regiones como la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA) o Pampeana, el impacto de la política fue relativamente reducido; mientras que para las regiones del Nordeste y Noroeste, el impacto es muy relevante. Para estas últimas, la escolaridad del período previo a la reforma es de aproximadamente un 60 %, pasando a casi un 80 % luego de la política. Entonces, cabe preguntarse: si solo se considera a las provincias que fueron afectadas en mayor magnitud... ¿el efecto sobre la participación laboral femenina sigue siendo nulo?

Para responder esta pregunta, repetí los análisis descriptos para todo el país restringiendo la muestra a las regiones Noroeste y Nordeste del país, ya que fueron las regiones más afectadas por la política⁸.

En primer lugar, el Cuadro 6 realiza un test de tendencias previas, idéntico al realizado en la sección 3.3. Como el coeficiente que acompaña $Trat \cdot Año$ no es significativo para ninguna de las especificaciones, se puede concluir que, previo a la reforma educativa de 2014, las tendencias temporales entre ambos grupos eran similares, por lo que el grupo de madres con niños de 5 años

⁸Es importante destacar que la región Nordeste es la región con menor participación laboral femenina en el país: durante el cuarto trimestre de 2019 registró una inactividad femenina del 59.7 %.

Figura 2: Tasa de Escolaridad a sala de 4 años, por región.



Fuente: Encuesta Permanente de Hogares, 2011-2019. Considero únicamente los datos del 2do trimestre de cada año para asegurar que la edad del niño se corresponde con la de su sala correspondiente (ver sección 3.1).

es un control válido de las madres con niños de 4 años.

En las últimas dos filas de la tabla se incorporan los estadísticos t calculados por el método de *Wild Bootstrap* para la significatividad del parámetro que acompaña $Post \cdot Año$, para así controlar el sesgo de los errores estándar por clusters, lo que es particularmente relevante ya que en este caso solo se consideran 10 aglomerados. Los tests de significatividad en este caso también sostienen la hipótesis de que las tendencias previas a la ley son paralelas, ya que el p -valor en ninguno de los casos resulta pequeño.

Cuadro 6: Tendencias previas a la ley, región Norte (2011-2014)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Horas	Horas	PEA	PEA	Ocup	Ocup
<i>Trat · Año</i>	-2.006 (1.609)	-1.938 (1.545)	-0.0329 (0.0339)	-0.0293 (0.0312)	-0.0380 (0.0305)	-0.0363 (0.0285)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí
EF	No	Sí	No	Sí	No	Sí
Observaciones	1,020	1,020	1,020	1,020	1,020	1,020
Wild Bootstrap-t	-1.246	-1.25	-0.97	-0.88	-1.24	-1.27
P-valor	0.29	0.32	0.41	0.397	0.26	0.268

Errores estándar clusterizados por alglomerado entre paréntesis.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Aceptando como válido el grupo de control, reestimé el modelo 1 restringiendo nuevamente a los aglomerados de la región Norte. Los resultados se presentan en el Cuadro 7. En las últimas dos filas de la tabla se incorporan los estadísticos t calculados por el método de *Wild Bootstrap* para la significatividad del parámetro que acompaña *Post · Trat*.

Cuadro 7: DiD. Efectos estimados para la región Norte

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Horas	Horas	PEA	PEA	Ocup	Ocup
<i>Post · Trat</i>	0.720* (0.378)	1.082* (0.558)	0.067 (0.040)	0.081* (0.029)	0.063 (0.035)	0.076** (0.026)
Controles	No	Sí	No	Sí	No	Sí
EF Año y Agl.	No	Sí	No	Sí	No	Sí
Observaciones	1,953	1,953	1,953	1,953	1,953	1,953
Wild bootstrap-t	1.9037	1.9384	1.6664	2.8271	1.7802	2.9714
p-valor	0.0971	0.0581	0.1281	0.0150	0.0941	0.0190

Errores estándar clusterizados por alglomerado entre paréntesis.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

A diferencia del caso a nivel nacional, las estimaciones para el aumento en la participación en la PEA y el aumento en la ocupación son mucho más relevantes económicamente. A su vez, si se consideran controles y efectos fijos, utilizando los errores estándar clusterizados, los parámetros pasan a ser significativos al 10 %, y en el caso de ocupación, al 5 %. Realizando los test mediante

Wild Bootstrapping, para los modelos con controles y efectos fijos, la variable horas es significativa al 10 %, y PEA y Ocup al 5 %, generando p-valores mucho menores.

Las estimaciones del impacto de la política sobre las horas semanales trabajadas (columnas (1) y (2)) son económicamente bajas: se estima que, a partir de la política, las mujeres trabajaron en promedio una hora más a la semana. Sin embargo, si se considera un horizonte anual, esto implica casi una semana más de trabajo por año. Respecto a la participación en la PEA (columnas (3) y (4)), se estima un aumento en la participación del 8 puntos porcentuales, lo que es un cambio sumamente relevante: la política generó que 8 de cada 100 madres con niños de 4 años ingresaran al mercado de trabajo, en comparación a las madres con niños de 5 años. Con respecto a la ocupación (columnas (5) y (6)), el impacto también es relevante: la medida generó un aumento en la tasa de ocupación de 7.6 puntos porcentuales.

Entonces, si se consideran únicamente a las provincias del norte, la expansión en la escolaridad de niños y niñas de 4 años generó cambios en el margen extensivo de la participación laboral femenina, que fueron acompañados con un similar aumento en la ocupación. Por su parte, los cambios en el margen intensivo no fueron particularmente relevantes. En el Anexo 1 se amplían estos resultados utilizando un modelo de estudio de eventos. En el Anexo 2, realizo algunas pruebas de robustez, que refuerzan la validez de los resultados presentados en esta sección.

5. Conclusiones

La literatura económica identifica a la maternidad como un punto clave a partir del cual las brechas de género comienzan a pronunciarse. Por lo tanto, es vital evaluar empíricamente el impacto de las políticas públicas relacionadas a la maternidad, para guiar a los hacedores de políticas y favorecer la reducción de estas brechas desde todos los caminos que sean posibles.

La reforma educativa que Argentina implementó desde fines de 2014, que volvió obligatoria la asistencia pre-escolar para niños de 4 años, no tuvo como objetivo principal afectar la participación laboral de las madres de esos niños, sino que estuvo fundamentada principalmente en el impacto positivo de la educación desde una edad temprana (Córdoba, sf). Desde la sanción de la ley, a nivel país, la tasa de asistencia a la sala de 4 años aumentó en un 10 puntos porcentuales en las regiones afectadas, aumentando casi 20 puntos para la región norte. A pesar de que no fue planeado a priori esta política impactó fuertemente en la participación laboral de las mujeres en las regiones donde más se impactó la tasa de asistencia de niños de 4 años.

Si los supuestos de identificación planteados son verdaderos (es decir, si realmente las madres de niños de 5 años son un grupo de control válido para las madres de niños de 4 años), entonces la reforma educativa generó, en las provincias del norte, un aumento en la participación en la población económicamente activa de 8.1 puntos porcentuales, un aumento en la ocupación de 7.6 puntos porcentuales y un aumento en una hora trabajada a la semana. Estos resultados no se

replican a nivel país, principalmente debido a que el impacto de la reforma educativa fue mucho menor fuera de la región norte.

Como posibles extensiones a este trabajo, quedan algunas posibilidades interesantes a desarrollar. En primer lugar, es posible realizar una estimación similar utilizando regresiones discontinuas; para ello, es necesario obtener las bases de datos de la EPH que contengan información respecto a la fecha de nacimiento de los encuestados.⁹ En segundo lugar, con esta información ampliada de la EPH, es posible cuadruplicar el tamaño de muestra, ya que no será necesario condicionar las observaciones al segundo trimestre de cada año. Por último, es sumamente importante evaluar la parte más logística de la política, ya que en ningún momento evaluó la forma en la que se logró una mayor escolaridad, por ejemplo, vía mayor infraestructura, para lograr entender a fondo el proceso completo de puesta en práctica de políticas de este tipo.

Referencias

- Angelov, N., Johansson, P., y Lindahl, E. (2016). Parenthood and the gender gap in pay. *Journal of Labor Economics*, 34(3):545–579.
- Angrist, J. D. y Evans, W. N. (1998). Children and their parents' labor supply: Evidence from exogenous variation in family size. *The American Economic Review*, 88(3):450–477.
- Berniell, I., Berniell, L., de la Mata, D., Edo, M., y Marchionni, M. (2021a). Gender gaps in labor informality: The motherhood effect. *Journal of Development Economics*, 150:102599.
- Berniell, I., Berniell, L., De la Mata, D., Edo, M., y Marchionni, M. (2021b). Motherhood and flexible jobs: Evidence from latin american countries. *Corporación Andina de Fomento*.
- CEPAL (2019). Repositorio sobre información de uso del tiempo de américa latina y el caribe.
- Cruces, G. y Galiani, S. (2007). Fertility and female labor supply in latin america: New causal evidence. *Labour Economics*, 14(3):565–573.
- Cunningham, S. (2021). *Causal Inference: The Mixtape*. Yale University Press.
- Córdoba, C. (s/f). Obligatoriedad del nivel inicial en el sistema educativo argentino. *Honorable Cámara de Diputados de la Nación. Dirección de Información Parlamentaria*.
- Djogbenou, A. A., MacKinnon, J. G., y Nielsen, M. (2018). Asymptotic Theory And Wild Bootstrap Inference With Clustered Errors. Working Paper 1399, Economics Department, Queen's University.
- INDEC (2016). Consideraciones sobre la revisión, evaluación y recuperación de la encuesta permanente de hogares.

⁹Si bien en el cuestionario se pregunta la fecha de nacimiento de cada uno de los integrantes del hogar, por razones de privacidad esta información no es pública.

- INDEC (2021). Mercado de trabajo. tasas e indicadores socioeconómicos (eph). primer trimestre de 2021. *Informes técnicos*, 5(118).
- Kleven, H., Landais, C., y Søgaaard, J. E. (2019). Children and gender inequality: Evidence from denmark. *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(4):181–209.
- Lefebvre, P. y Merrigan, P. (2008). Child-care policy and the labor supply of mothers with young children: A natural experiment from canada. *Journal of Labor Economics*, 26(3):519–548.
- Miller, T. (2011). Falling back into gender? men’s narratives and practices around first time parenthood. *Sociology*, 45(6).
- Roodman, D., Nielsen, M., MacKinnon, J., y Webb, M. (2019). Fast and wild: Bootstrap inference in stata using boottest. *The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata*, 19(1):4–60.
- Steinberg, C. y Scasso, M. (2019). El acceso a la educación inicial en argentin. *Serie Mapa de la Educación Inicial en Argentina. UNICEF-CIPPEC*.

Anexo 1. Estudio de evento: Reforma Educativa.

Una forma alternativa de evaluar el impacto de la política es mediante un modelo de estudio de eventos. En este tipo de modelos se estiman coeficientes que interactúan cada período con el grupo de tratamiento; de esta forma se identifica, para cada año, el efecto diferencial que ese grupo tuvo en las variables de interés. Si la política tuvo un efecto relevante, entonces, a partir del momento de la política, las estimaciones de esa interacción deberían ser mayores.

El modelo que usé para estimar estos efectos es una modificación al modelo (??), cambiando la interacción $Post \cdot Trat$ por las siete interacciones $Año \cdot Trat$:

$$Y_{ijt} = c + \alpha_j + \lambda_t + \gamma_1 Trat_{it} + \sum_{j=2011}^{2013} \beta_j^{pre} Trat_{it} \cdot D_t^j + \sum_{j=2015}^{2018} \beta_j^{post} Trat_{it} \cdot D_t^j + \theta X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Donde D_t^j es una binaria igual a 1 si $j = t$ e igual a 0 si $j \neq t$.

Los siguientes gráficos presentan las estimaciones de los β_j para cada año, primero para todo el país y luego para la región norte. Respecto a las estimaciones para todo el país, como era esperable por los resultados previos, prácticamente no se observan cambios en los estimadores a partir del período de la reforma.

Para la Región Norte, si bien los cambios no son totalmente concluyentes, se observa que a partir de 2015 los estimadores son numéricamente más altos, en particular para 2016. En la Figura 4 se muestra como el efecto estimado para las horas de trabajo pareciera ocurrir solo en el corto plazo: para 2018, las diferencia en horas de las madres de 4 años con respecto a las madres de 5 años fue igual a la del 2014, es decir, no hay diferencia con respecto al período previo al tratamiento. Con respecto al impacto en la PEA (Figura 5), si bien no pasa a ser totalmente significativo, respecto a 2014 hay un cambio en los niveles de los coeficientes, lo que parece permanecer en el tiempo: esto podría implicar que realmente, gracias a la política, hubo un cambio en la participación laboral de las madres de niños de 4 años. Con respecto a la ocupación (Figura 6), el efecto parece haberse disminuído en 2017 y 2018, aunque sigue siendo mayor que en 2014.

Figura 1: Modelo de estudio de eventos: Impacto de la reforma educativa en Horas trabajadas.

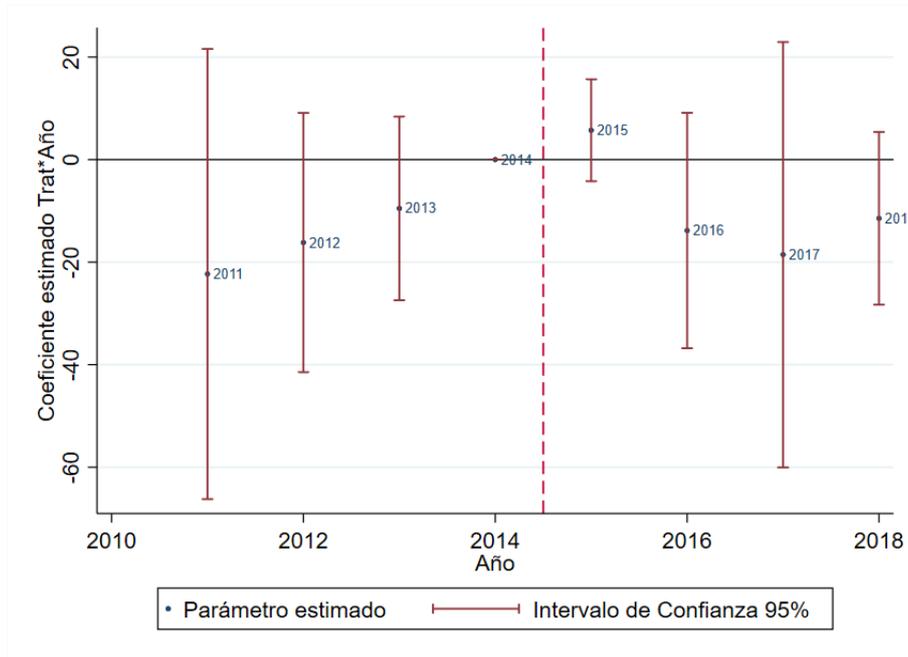


Figura 2: Modelo de estudio de eventos: Impacto de la reforma educativa en la PEA.

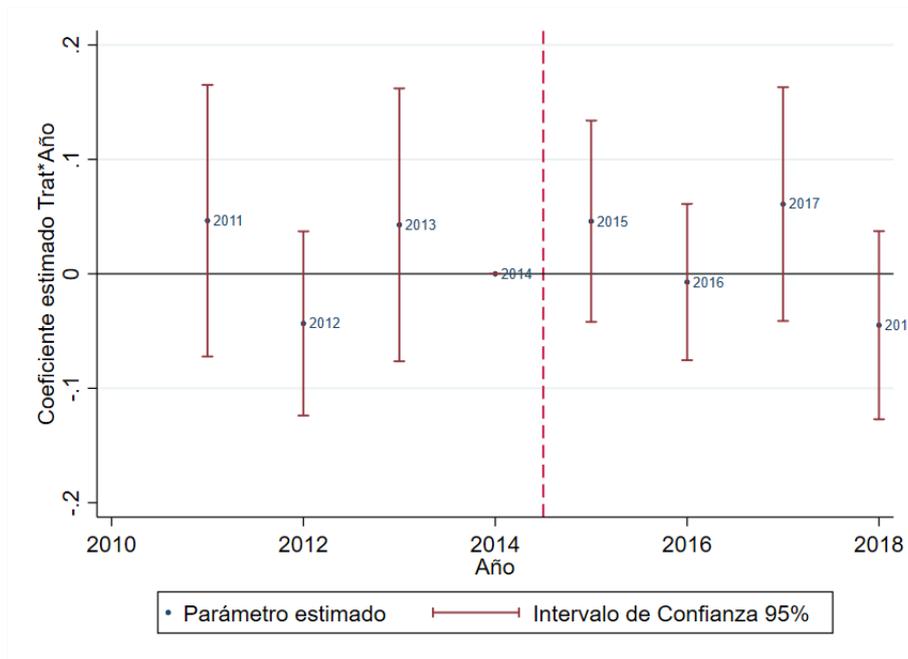


Figura 3: Modelo de estudio de eventos: Impacto de la reforma educativa en la Ocupación

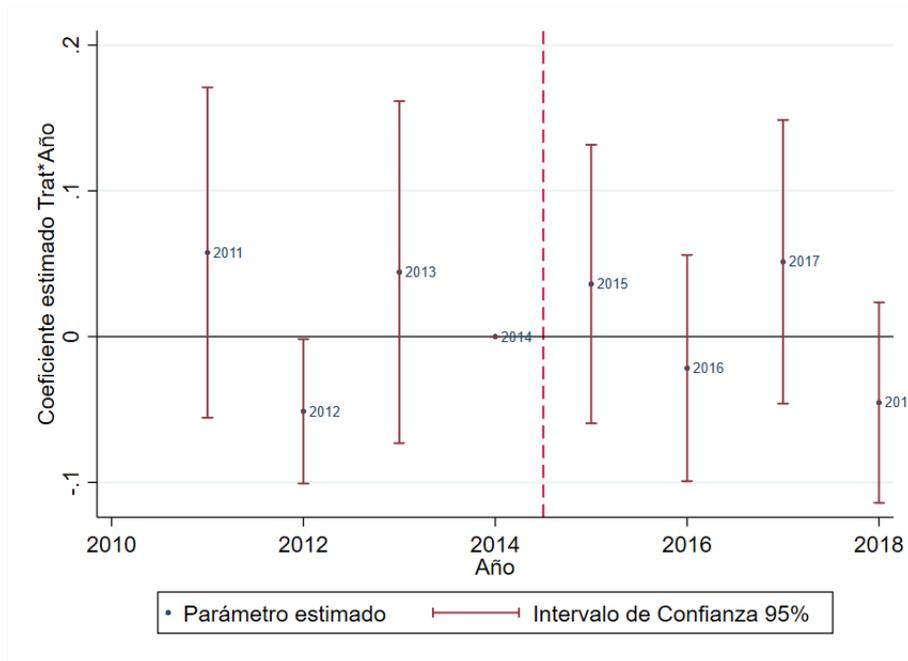


Figura 4: Modelo de estudio de eventos: Impacto de la reforma educativa en horas trabajadas. Región Norte.

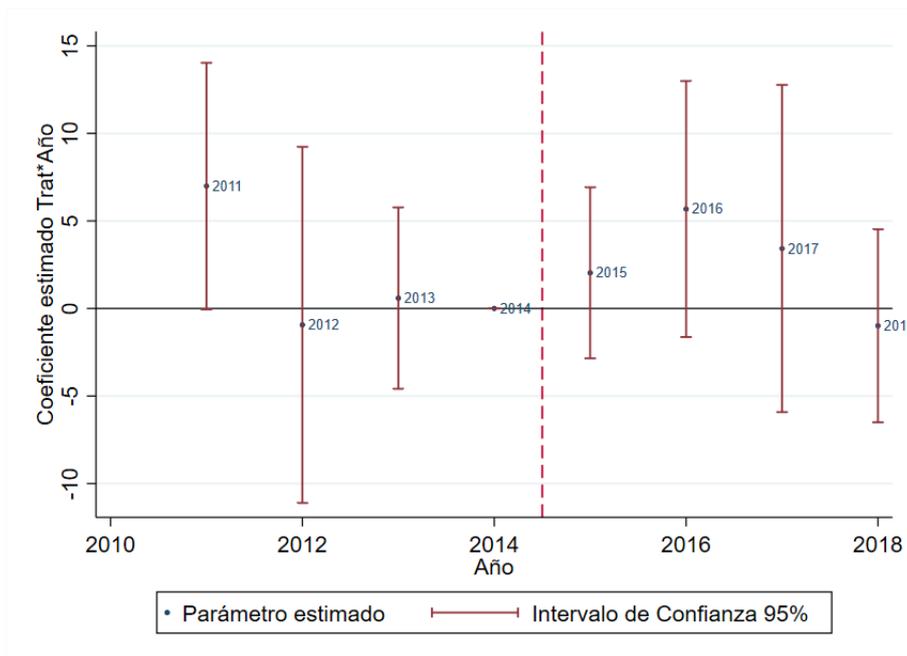


Figura 5: Modelo de estudio de eventos: Impacto de la reforma educativa en la PEA. Región Norte.

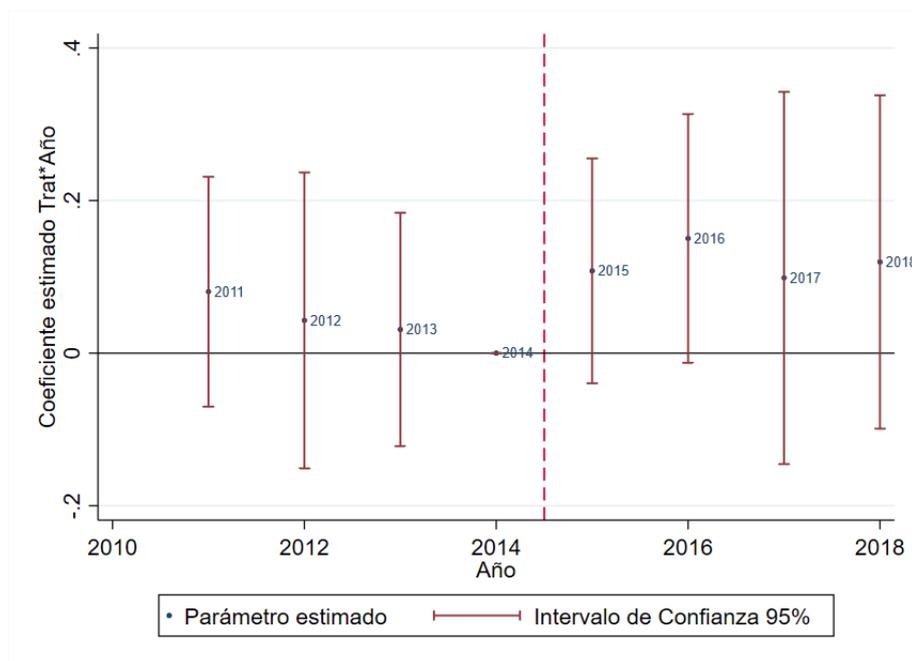
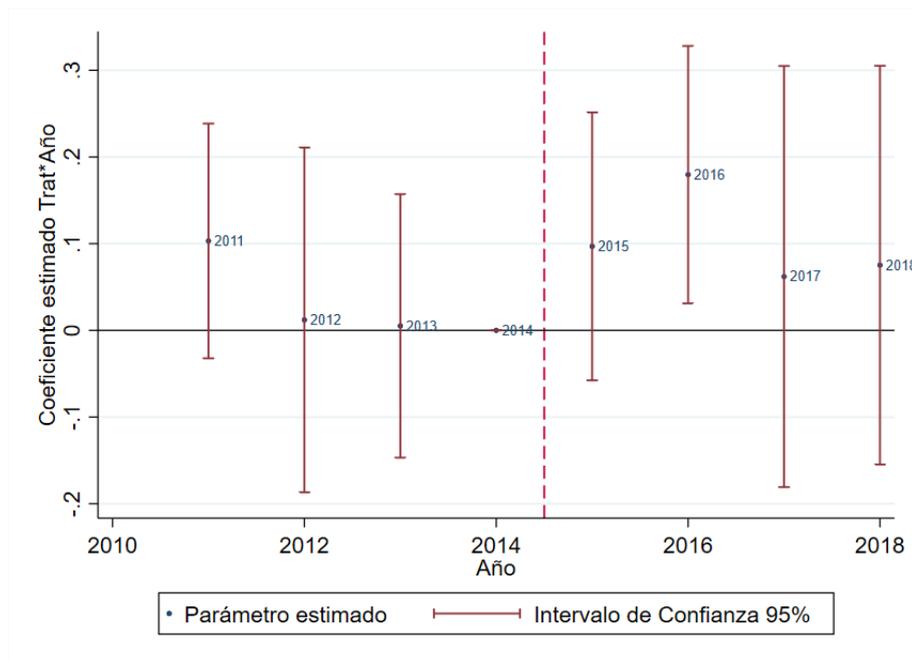


Figura 6: Modelo de estudio de eventos: Impacto de la reforma educativa en la Ocupación. Región Norte.



Anexo 2. Pruebas de Robustez

En este Anexo presento algunas pruebas para fundamentar la validez de los resultados obtenidos anteriormente. En primer lugar, presento una serie de pruebas placebo, en las cuales se repiten las estimaciones del modelo de diferencias en diferencias (modelo (??)), pero falsificando el año del tratamiento. De esta manera, es posible analizar si realmente el efecto ocurrió en el período de la política, o si se trata de un falso positivo producido por modificaciones previas o posteriores a la implementación de la política.

En parte, es posible analizar esto mediante el modelo de estudio de eventos de las secciones anteriores: si hubiera habido cambios previos o posteriores en las tendencias de las variables, los gráficos presentados hubieran mostrado un salto antes (o después) de 2015, cosa que no ocurrió. El test que presento en esta sección resulta evidencia formal de lo observado anteriormente.

Cuadro 1: Prueba Placebo para Horas semanales trabajadas

Año del Placebo	2013	2014	2016	2017
Interacción	-0.938 (2.478)	0.049 (1.073)	1.169 (1.575)	1.575 (2.311)
Observaciones	1953	1953	1953	1953
Wild Bootstrap-t	-0.3787	0.0457	0.7426	-0.4306
P-valor	0.8889	0.965	0.5425	0.7137

Errores estándar clusterizados entre paréntesis.

Se incluyen Efectos Fijos y controles en las estimaciones.

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Los Cuadros 8 a 10 presentan las estimaciones de los efectos placebo para los años 2013, 2014, 2016 y 2017. En cada uno de los casos, reestimé el modelo (??), modificando la variable binaria *Post*, que era igual a 1 para todas las observaciones desde 2015 en adelante, por una que es igual a 1 para todas las observaciones desde el año placebo en adelante. En los cuadros se presenta el coeficiente del término de interacción entre las variables *Post* y *Trat*, que representa el estimador de Diferencias en Diferencias placebo. En todas las estimaciones incluí los efectos fijos por año y aglomerado y los controles definidos anteriormente.

Como se observa en las tablas, a excepción del caso de ocupación, ninguna de las estimaciones para la interacción resultan significativas, ni con los errores por clusters ni mediante el test de Wild Bootstrapping. En este sentido, queda claro que la estimación original no está reflejando posibles efectos previos o posteriores a la política.

En relación al caso de la ocupación, donde el placebo para 2014 genera una interacción significativa al 5% , puede ser analizado de forma más clara a partir de la Figura 8. En ella, es

claro que, en este caso, la interacción está totalmente explicada por los efectos en la ocupación desde 2015 a 2018, y que simplemente se trata de que el efecto promedio del período 2014-2019 es mucho mayor al del período previo, sin debilitar la hipótesis de que el efecto real ocurrió desde 2015.

Cuadro 2: Prueba Placebo para participación en la PEA

Año del Placebo	2013	2014	2016	2017
Interacción	0.021 (0.041)	0.043 (0.032)	0.071 (0.046)	0.043 (0.062)
Observaciones	1953	1953	1953	1953
Wild Bootstrap-t	0.528	1.3476	1.566	0.6831
P-valor	0.5866	0.1662	0.1502	0.5255

Se incluyen Efectos Fijos y controles en las estimaciones.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Cuadro 3: Prueba Placebo para Ocupación

	(1)	(2)	(3)	(4)
Año de Placebo	2013	2014	2016	2017
Interacción	0.014 (0.036)	0.045* (0.024)	0.065 (0.046)	0.007 (0.068)
Observaciones	1953	1953	1953	1953
Wild Bootstrap-t	0.3814	1.8829	1.4065	0.0963
P-valor	0.7097	0.031	0.2032	0.9399

Se incluyen Efectos Fijos y controles en las estimaciones.

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Por último, es relevante evaluar, al menos superficialmente, si las diferencias encontradas no se deben a cambios en la composición de los grupos entre años. Esto podría ocurrir si, debido a la estructura de datos transversales de la EPH, en los años posteriores a 2014 hubo composiciones diferentes que produjeran las diferencias encontradas. Para confirmar que ese no es el caso, en la siguiente Tabla presento las medias y desvíos estándar de varias variables relevantes para el grupo de control y tratamiento en cada año considerado.

Las variables presentadas son la edad, la proporción de mujeres cuyo máximo nivel educativo es primario completo, secundario incompleto, secundario completo, superior incompleto y superior completo, la cantidad de personas que habitan en el hogar (*ix_tot*), las horas trabajadas

a la semana, el porcentaje de mujeres que forman parte de la PEA y el porcentaje de mujeres ocupadas; todas evaluadas para el grupo de control y de tratamiento.

En las variables no afectadas por la política (horas, pea y ocup) prácticamente no se observan cambios en las medias entre año y año, ni entre el grupo de tratamiento y de control.

Analisis de cambios de composición en las muestras

Año	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
Grupo de Control									
edad	24 (20.737)	21.85 (16.973)	24.89 (21.134)	22.22 (17.536)	23.12 (18.322)	22.21 (16.961)	23.59 (19.388)	22.9 (18.293)	23.54 (18.401)
pric	0.06 (0.245)	0.08 (0.268)	0.06 (0.237)	0.06 (0.246)	0.08 (0.265)	0.08 (0.265)	0.05 (0.217)	0.05 (0.227)	0.05 (0.225)
seci	0.22 (0.412)	0.2 (0.402)	0.16 (0.366)	0.21 (0.41)	0.24 (0.425)	0.17 (0.374)	0.2 (0.397)	0.18 (0.382)	0.19 (0.39)
secc	0.1 (0.305)	0.14 (0.345)	0.15 (0.353)	0.15 (0.356)	0.14 (0.344)	0.14 (0.347)	0.15 (0.356)	0.14 (0.342)	0.16 (0.368)
supi	0.07 (0.257)	0.06 (0.237)	0.07 (0.253)	0.05 (0.223)	0.07 (0.248)	0.09 (0.284)	0.06 (0.232)	0.06 (0.242)	0.07 (0.258)
supc	0.1 (0.299)	0.1 (0.303)	0.12 (0.328)	0.09 (0.293)	0.1 (0.294)	0.08 (0.272)	0.12 (0.319)	0.13 (0.333)	0.11 (0.312)
ix_tot	4.53 (1.574)	4.3 (1.399)	4.38 (1.352)	4.53 (1.405)	4.61 (1.288)	4.43 (1.231)	4.47 (1.319)	4.71 (1.713)	4.28 (1.28)
horas	19.28 (77.104)	15.3 (22.562)	15.29 (22.512)	13.75 (21.621)	13.75 (22.214)	14.23 (21.583)	15.72 (47.044)	13.46 (20.471)	13.39 (21.334)
ocup	0.34 (0.474)	0.37 (0.482)	0.37 (0.482)	0.35 (0.476)	0.34 (0.472)	0.35 (0.477)	0.35 (0.478)	0.36 (0.48)	0.35 (0.478)
pea	0.36 (0.479)	0.38 (0.486)	0.38 (0.485)	0.38 (0.485)	0.35 (0.476)	0.37 (0.482)	0.36 (0.48)	0.38 (0.485)	0.39 (0.488)
Grupo de Tratamiento									
edad	21.64 (18.44)	22.3 (19.355)	22.41 (18.824)	23.2 (20.081)	24.16 (22.397)	22.29 (19.14)	22.56 (19.294)	22.51 (18.419)	22.12 (18.286)
pric	0.08 (0.277)	0.06 (0.229)	0.05 (0.221)	0.06 (0.242)	0.05 (0.209)	0.06 (0.239)	0.07 (0.247)	0.05 (0.209)	0.06 (0.241)
seci	0.21 (0.408)	0.15 (0.359)	0.17 (0.379)	0.2 (0.399)	0.21 (0.409)	0.15 (0.362)	0.15 (0.358)	0.18 (0.383)	0.16 (0.367)
secc	0.11 (0.311)	0.16 (0.37)	0.14 (0.342)	0.14 (0.343)	0.11 (0.317)	0.16 (0.362)	0.15 (0.352)	0.15 (0.353)	0.13 (0.338)
supi	0.05 (0.211)	0.06 (0.229)	0.06 (0.243)	0.06 (0.245)	0.07 (0.263)	0.06 (0.234)	0.07 (0.258)	0.07 (0.255)	0.06 (0.231)
supc	0.1 (0.304)	0.12 (0.329)	0.12 (0.33)	0.1 (0.303)	0.08 (0.271)	0.11 (0.309)	0.09 (0.293)	0.12 (0.321)	0.13 (0.334)
ix_tot	14.56 (22.686)	13.97 (21.554)	14.85 (22.284)	16.49 (56.025)	17.95 (72.01)	13.3 (20.886)	13.47 (20.917)	13.5 (20.552)	13.12 (20.31)
horas	0.35 (0.476)	0.35 (0.475)	0.36 (0.479)	0.36 (0.48)	0.33 (0.472)	0.34 (0.473)	0.34 (0.475)	0.35 (0.477)	0.36 (0.479)
ocup	4.73 (1.75)	4.45 (1.565)	4.44 (1.241)	4.56 (1.341)	4.72 (1.375)	4.44 (1.36)	4.56 (1.222)	4.35 (1.294)	4.53 (1.532)
pea	0.36 (0.48)	0.37 (0.482)	0.38 (0.486)	0.37 (0.483)	0.35 (0.476)	0.37 (0.482)	0.36 (0.48)	0.37 (0.484)	0.39 (0.488)