

I N S T I T U T O D E E C O N O M Í A

TESIS de MAGÍSTER

The seal of the Pontificia Universidad Católica de Chile is a circular emblem. It features a central cross, a chalice, a sun, a book, and a scale of justice. The text "PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE" is inscribed around the perimeter of the seal.

2015

Aumento de la Cobertura de Salas Cuna y Jardines Infantiles en Chile:
Efecto Sobre la Tasa de Participación Laboral Femenina
Incorporando Posible Presencia de Externalidades

José Pedro Merino D.



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA

TESIS DE GRADO
MAGISTER EN ECONOMIA

Merino, de la Fuente, José Pedro

Diciembre, 2015



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA**

**AUMENTO DE LA COBERTURA DE SALAS CUNA Y JARDINES
INFANTILES EN CHILE:
EFECTO SOBRE LA TASA DE PARTICIPACIÓN LABORAL FEMENINA
INCORPORANDO POSIBLE PRESENCIA DE EXTERNALIDADES**

José Pedro Merino de la Fuente

Comisión

Claudia Martínez
Claudio Sapelli

Santiago, Diciembre de 2015

AUMENTO DE LA COBERTURA DE SALAS CUNA Y
JARDINES INFANTILES EN CHILE:
EFECTO SOBRE LA TASA DE PARTICIPACIÓN LABORAL FEMENINA
INCORPORANDO POSIBLE PRESENCIA DE EXTERNALIDADES

José Pedro Merino de la Fuente*

Tesis de Magister en Economía
Intituto Economía UC

Comisión de Microeconomía
Claudia Martinez
Claudio Sapelli

Pontificia Universidad Católica de Chile
Febrero 2016

Resumen

A partir del año 2006 se implementó en Chile una política pública que aumentó considerablemente la cobertura de salas cuna y jardines infantiles públicos. Solo para niños y niñas menores de dos años se amplió de 781 establecimientos que existían al año 2005 a más de 4.200 en la gran mayoría de las comunas del país al término del primer gobierno de la Presidenta Michelle Bachelet. En general, trabajos previos que han analizado el impacto de esta política sobre variables relacionadas con la tasa de participación femenina no han encontrado efectos estadísticamente significativos. Mediante un método de diferencias en diferencias se busca estimar el efecto de esta política sobre medidas relacionadas con el empleo femenino pero esta vez incluyendo en el análisis la posible presencia de externalidades, que si existiesen podrían haber ocasionado una subestimación de los resultados en trabajos previos que no las consideraron. Las externalidades podrían surgir al verse beneficiadas de la política mujeres de comunas donde esta no fue intensiva, pero que se encuentran lo suficientemente cerca de comunas que sí estuvieron expuestas por lo que se verían beneficiadas indirectamente, lo que se traduciría en una subestimación de los resultados si no se toma esto en cuenta en la estimación. Aun así, los hallazgos de este estudio no muestran evidencia de la presencia de externalidades por lo que no serían un problema y no considerarlas no llevaría a una subestimación de los resultados en este caso. Por otro lado, en línea con lo encontrado en estudios previos no se encuentra evidencia de algún impacto significativo de esta política sobre variables relacionadas con la tasa de participación femenina.

*Me gustaría agradecer a los profesores del Instituto de Economía de la Pontificia Universidad Católica de Chile Francisca de Iruarrizaga, Jeanne Lafortune y especialmente a Claudia Martinez y Claudio Sapelli por sus valiosos comentarios y aportes durante el proceso de este trabajo. También quisiera agradecer a Josefa Aguirre, Damian Clarke y Rafael Montes por su constante apoyo e interés en esta investigación.

I Introducción

La expansión en la oferta pública de establecimientos de educación y cuidado pre-escolar puede facilitar el ingreso al mundo laboral para las madres de hijos(as) en edad temprana, especialmente si esta expansión favorece a las madres pertenecientes a los quintiles más pobres del país ya que no cuentan con los medios suficientes para financiar centros de educación y cuidado privados debido a su alto costo. Según datos obtenidos de la encuesta Casen 2013, la tasa de participación femenina está correlacionada con la pobreza, como vemos en la figura 1, en el año 2013 para el primer decil de la población la tasa de participación femenina llegó solo al 27,4%, mientras que para el decil más rico esta llegó a 67,5% aproximadamente.

Por otro lado, a pesar de que en Chile la tasa de participación femenina ha ido aumento en los últimos años, esta sigue siendo una de las más bajas de America Latina y está por debajo del promedio de otros lugares en el mundo. En la figura 2¹ podemos ver este fenómeno a lo largo de los años, donde en el gráfico (a) se compara a Chile con otros países de América Latina y en el gráfico (b) con promedios de otras regiones del mundo.

Desde el año 2006 una política pública vinculada al programa “Chile Crece Contigo”, orientada a lograr una mayor igualdad infantil ha aumentado fuertemente la cobertura de salas cuna y jardines infantiles públicos y gratuitos en el país.

Chile Crece Contigo es un Sistema de Protección Integral a la Infancia que tiene como misión acompañar, proteger y apoyar integralmente, a todos los niños, niñas y sus familias, a través de acciones y servicios de carácter universal, así como focalizando apoyos especiales a aquellos que presentan alguna vulnerabilidad mayor: “a cada quien según sus necesidades”.

*En la medida en que el acceso de los seres humanos a los recursos requeridos para un adecuado desarrollo desde etapas tempranas de vida está diferenciado por elementos socioeconómicos, la reproducción intergeneracional de la desigualdad de oportunidades se mantendrá.*²

Mediante la introducción masiva de este tipo de establecimientos en distintas comunas del país, se busca avanzar hacia una igualdad de derechos y oportunidades desde los primeros años de vida de los niños(as), lo cual es el principal objetivo del programa “Chile Crece Contigo”.

Este incremento en la cobertura de salas cuna y jardines infantiles podría permitir a muchas familias contar con más de una fuente de ingresos

¹Datos obtenidos del Banco Mundial, recopilados por la Organización Internacional del Trabajo (OIT)

²<http://www.crececontigo.gob.cl/sobre-chile-crece-contigo/que-es/>

si es que hace más fácil el ingreso al mundo laboral para las madres, lo que entregaría a esas familias mayores posibilidades de progreso económico y social, y así tener una mejor calidad de vida.

La Junta Nacional de Jardines Infantiles, Junji, y la Fundación Integra son las principales instituciones a cargo de este tipo de establecimientos de educación y cuidado pre-escolar en Chile, y juntas representan más del 60% de la matrícula de educación parvularia.³ Estas dos organizaciones cumplen con la misión de otorgar educación pre-escolar pública gratuita de calidad y bienestar integral a los niños(as) preferentemente menores de cuatro años de edad, donde se priorizan a las familias con menores ingresos del país. La Junji solo permite acceder a sus establecimientos a niños(as) pertenecientes a familias consideradas vulnerables, donde el criterio básico de admisión es tener un puntaje de la Ficha de Protección Social bajo cierto umbral. En la fundación Integra se permite el ingreso de todos los estratos económicos. Aun así, en ambas se instituciones se realiza lo que se denomina una priorización de los niños(as) de acuerdo a su “situación de vulnerabilidad”, donde además de utilizar la Ficha de Protección Social se considera como una variable de priorización a las madres que son trabajadoras o jefas de hogar, están cesantes y/o buscando trabajo, son estudiantes o adolescentes y/o participan en planes de capacitación para el empleo, entre otras razones.

Dada la baja tasa de participación laboral femenina en Chile, es muy importante identificar correctamente el impacto que tiene esta política sobre variables relacionadas con el empleo femenino. Como veremos en la sección II, la cual hace una revisión de la literatura previa relevante, en general trabajos que han analizado el impacto de esta política que aumentó la cobertura de salas cuna y jardines infantiles en Chile sobre variables relacionadas con el trabajo femenino, no han encontrado efectos significativos. Este hecho motivó a que se analizara en este trabajo si los resultados de estudios previos podrían estar subestimados al no considerar en sus estimaciones la posible presencia de externalidades, que de ser así podría haber llevado a que no se encontrara un impacto de la política sobre variables relacionadas con el empleo femenino aun cuando existía.

El grado en que la oferta de este tipo de establecimientos de educación y cuidado pre-escolar aumentó debido a la política difiere entre las distintas comunas del país, donde tenemos comunas que se vieron más expuestas que otras. La intuición nos dice en un principio que en comunas donde la política fue más fuerte, la tasa de participación femenina debería tener un

³Según un informe de Ideapais (2013) ya al 2011 Integra y Junji representaban aproximadamente un 62% de la matrícula de educación parvularia utilizando datos de la encuesta Casen. http://www.ideapais.cl/system/publicacions/archivos/000/000/005/original/4._EDUCACION_INICIAL.pdf?1380036820.

aumento mayor que en comunas donde esta tuvo una intensidad menor, las cuales no deberían verse afectadas y seguir con la tendencia que tenían previo al comienzo de la política. Aun así, madres que viven en comunas donde la política tuvo una intensidad baja pero que se encuentran lo suficientemente cerca de otras comunas que sí tuvieron un alto grado de exposición pueden dejar a sus hijos(as) en establecimientos pertenecientes a estas últimas, lo que implica que esas madres se ven beneficiadas indirectamente de la política, o sea mujeres pertenecientes a comunas que no estuvieron expuestas a la política igualmente se ven afectadas por esta, lo que se conoce como una violación al SUTVA (Stable Unit Treatment Value Assumption), y se denomina comúnmente como externalidad. Como en este caso el efecto de la externalidad sobre el grupo de comparación sería positivo si existiese (es decir, que madres pertenecientes a comunas con baja intensidad de la política pero cerca de comunas altamente expuestas resultan beneficiadas), se produciría una subestimación del impacto de la política si no se toma en cuenta su presencia.

Aun así, los hallazgos de este estudio muestran evidencia de que en este caso no estaríamos en presencia de estas supuestas externalidades o no tendrían mayor influencia sobre las estimaciones, por lo que no existiría un problema de subestimación de los resultados en los trabajos previos. Por otro lado, en línea con los resultados encontrados por estudios anteriores, en este trabajo tampoco se encuentra evidencia de algún impacto significativo de la política del aumento en la cobertura de centros de educación y cuidado pre-escolar públicos sobre la tasa de participación femenina.

Existen buenas razones que podrían justificar que esta política pueda no tener los efectos esperados sobre la situación laboral de las madres. En primer lugar, tenemos que madres que dejan a sus hijos(as) en este tipo de establecimientos no pueden trabajar en empleos de jornada completa si es que el horario no es compatible con el horario de trabajo, y ocurre que no todos los establecimientos cuentan con una “jornada extendida”, la cual permite que los niños(as) permanezcan en la sala cuna o jardín infantil más allá de las 16:30 horas que es generalmente el horario en que cierran estos centros. En segundo lugar, no todos los establecimientos funcionan en periodos de vacaciones, en la Fundación Integra existe un programa denominado “Vacaciones en mi Jardín”, pero este no funciona en todos los centros y lo mismo ocurre en los establecimientos ligados a la Junji. Si en periodos de vacaciones las madres no tienen con quien dejar a sus hijos(as), entonces también es muy difícil que encuentren un empleo que les permita ausentarse en periodos de vacaciones para cuidarlos. Luego un aumento en la cobertura de este tipo de centros que no cuenten con “jornada extendida” o el programa “Vacaciones en mi Jardín” no necesariamente permite que aumente la tasa de empleo de las madres. Otras razones que podrían justificar un bajo impacto de esta política sobre variables relacionadas con el trabajo femenino,

algunas de las cuales han sido analizadas por diversos autores con veremos en la siguiente sección son factores culturales, escasez de trabajo part-time en Chile, leyes que desincentivan el trabajo femenino, mala implementación del programa, etc.

La investigación se realiza en el período comprendido entre el año 2003 y 2013, donde tenemos que el comienzo de la política es a partir del año 2006 cuando empezó el primer gobierno de la presidenta Michelle Bachelet.

En la sección II se hace una revisión de la literatura previa relevante a nivel nacional e internacional, en la III se explican los datos a utilizar y se hace un análisis descriptivo de estos, en la sección IV se explica la estrategia empírica, en la V se explican y muestran los resultados de los chequeos de robustez realizados para analizar la validez del supuesto de identificación en busca de posibles fuentes de endogeneidad en la estimación, en la sección VI se muestran los principales resultados y los resultados del análisis de heterogeneidad y por último, en la sección VII se hace una conclusión de los resultados obtenidos en este estudio.

II Literatura Previa

Al revisar la literatura que estudia el impacto de esta política en Chile no se han encontrado efectos significativos sobre variables relacionadas con el empleo de las madres, solo Bentancor (2013) encontró efectos pero para un grupo específico de la población. Los distintos trabajos difieren en las estrategias de identificación utilizadas y las muestras que pueden ser para todo el país o solo para el Gran Santiago. Además no todos utilizan la comuna a la cual pertenece la madre para definir su exposición individual al programa.

Medrano (2009) hace su análisis solo para el Gran Santiago donde utiliza la Encuesta Nacional de Empleo entre los años 2003 a 2008, lo que restringe la muestra a 34 comunas de la Región Metropolitana. Mediante una estrategia de diff-n-diff analiza la política del aumento en la cobertura de salas cuna y jardines infantiles a partir del año 2006 y al igual que en este trabajo ve la intensidad de la política a nivel comunal. No encuentra evidencia de que esta política haya afectado el empleo femenino.

Entre los trabajos que realizan su análisis a nivel nacional y que definen la exposición a la política de aumento en la cobertura de establecimientos de educación y cuidado preescolar según la comuna en que reside la madre tenemos en primer lugar a Aguirre (2011), la cual utiliza como estrategia empírica un método de diff-n-diff similar a Duflo (2001), que busca comparar la asistencia al cuidado de niños y la empleabilidad materna a través

de diferentes comunas que tuvieron una distinta exposición a la política, y entre otros resultados encuentra que el impacto de esta política en el trabajo de la mujer no es significativo. Martínez y Encina (2009) tampoco encuentran resultados significativos sobre la participación laboral femenina producto de esta política, específicamente en el aumento en la provisión de salas cuna. Aprovechan el hecho de que esta provisión aumentó en un 70% entre el año 2005 y 2006, lo que representa una variación exógena en la disponibilidad de cuidado infantil a nivel comunal. Estiman una ecuación de participación laboral mediante un modelo probit que incluye medidas de disponibilidad de salas cuna, donde esta ecuación describe la probabilidad de participar en el mercado laboral de madres de niños de hasta 2 años (niños que pueden asistir a salas cunas), dadas ciertas variables que están asociadas al salario de reserva de una persona. Por último, Manley y Vasquez (2013) también aprovechan el shock positivo en la provisión de centros de cuidado infantil producto de esta política en Chile y utiliza un enfoque de variables instrumentales para encontrar el efecto de esta sobre la tasa de participación femenina. Como instrumento utilizan el número de niños inscritos en centros Junji en la comuna de residencia dividido por la población en la comuna, lo cual es una medida del “precio” o acceso al cuidado infantil. Incluye en la muestra a todas las mujeres del hogar dentro de un rango de edad, no solo a las madres, ya que estas también se pueden ver beneficiadas de este programa si es que se ven liberadas para trabajar al no tener que cuidar a algún niño(a) como podría ser su hermano(a). Tampoco encuentran evidencia de que el programa haya causado un aumento en la oferta laboral femenina.

De estas estrategias que definen la exposición individual al programa de las madres según la comuna en que residen, ninguna considera la supuesta presencia de externalidades que si existiese se transformaría en beneficios indirectos para las madres ubicadas en comunas que no fueron beneficiadas directamente del programa pero que están cercanas a comunas mayormente expuestas, lo que subestimaría sus resultados. Aun así, los hallazgos de este estudio muestran que finalmente no considerar las supuestas externalidades no llevaría a un problema en la estimación dado que no serían relevantes o bien no existirían en este caso.

A continuación, se muestran los resultados de dos trabajos que no definen la exposición individual de las madres al programa según la comuna que pertenezcan, por lo que en un caso hipotético en que existiesen problemas de externalidades entre las comunas las estimaciones de estos trabajos no se verían afectadas por una subestimación del impacto de la política. Estos dos trabajos utilizan muestras a nivel nacional.

Contreras, Puentes y Bravo (2012) utilizan una encuesta realizada por el Servicio Nacional de la Mujer (SERNAM) donde se considera a mujeres que tengan al menos un hijo menor a seis años. En primer lugar, buscan

conocer cuáles son los principales determinantes de la participación femenina en el mercado laboral y los salarios, y mediante un modelo de autoselección estiman para las mujeres de la muestra simultáneamente una ecuación de salarios y una ecuación para la decisión de participar en el mercado laboral. Muestran evidencia de que la cercanía al hogar o al lugar del trabajo de centros de cuidado infantil y la existencia de centros de cuidado infantil compatibles con el horario de trabajo son determinantes que están correlacionados positivamente con la participación femenina. Luego simulan cambios en estos dos determinantes y ven que ocurriría con la tasa de participación femenina, cambios que podrían ocurrir por ejemplo producto de una política pública que aumente la cobertura de estos establecimientos como la política que se evalúa en este trabajo o una política que amplíe el horario en que estos funcionan. Primero ven que sucedería si se permitiera a todas las mujeres de la muestra tener un centro de cuidado infantil cercano al hogar o al lugar de trabajo, luego ven que ocurriría si todos los centros tuvieran un horario compatible con la jornada laboral, y por último ven que ocurriría si ambas situaciones se cumplen. No encuentran efectos positivos sobre la disminución de la pobreza o la desigualdad ya que la mayoría de las mujeres que se beneficiarían de estas políticas serían mujeres de clase media, aunque ocurran ambas situaciones la mayoría de las mujeres provenientes de familias más pobres igualmente no ingresarían al mundo laboral, por ende deben haber otras características que estarían explicando el por qué estas mujeres no comenzarían a trabajar a pesar de la implementación de este tipo de políticas. Estos resultados van en línea con los resultados encontrados por los trabajos mencionados anteriormente, que no ven un efecto significativo de la política comenzada el 2006 sobre la tasa de participación femenina, ya que esta política tiene como objetivo ayudar mediante el aumento de estos centros de cuidado infantil principalmente a las mujeres provenientes de los sectores más pobres del país.

Bentancor (2013) utiliza modelos de panel con datos de la encuesta Voz de Mujer realizada por la organización ComunidadMujer, encuesta considerada representativa a nivel urbano nacional, para estimar linealmente el efecto marginal sobre la probabilidad de empleo de las madres del mayor acceso a centros de cuidado formal de sus hijos(as) debido a la política del aumento en su cobertura, donde en sus estimaciones controla por efectos fijos y por variables que representan características que cambian en el tiempo que podrían afectar las decisiones de las madres de salir a trabajar. Para sus estimaciones considera a las madres que hayan tenido al menos 2 hijos desde el año 1995, por lo que sus resultados son válidos para ese subgrupo de la población. Utiliza como variables dependientes cuatro variables binarias que toman el valor de 1 si la madre trabajaba cuando su hijo tenía 4, 6, 12 y 24 meses de edad respectivamente. Encuentra que el mayor acceso a centros de cuidado infantil llevó a que se incrementara la probabilidad de empleo

de las madres en un 16% aproximadamente. Los resultados son explicados por las madres emparejadas, para las cuales los resultados son positivos y significativos, lo cual no se cumple para madres solteras. Ahora cuando se considera la educación de las madres, los resultados positivos y significativos se dan para las que cuentan con algún grado de estudios secundarios o lograron graduarse del colegio, pero no para madres que cuentan con estudios terciarios, resultados que la autora considera consistentes con los objetivos del programa “Chile Crece Contigo” que está enfocado en proveer centros de cuidado infantil gratuito a las mujeres más vulnerables económicamente, aun así no se refiere a los resultados de mujeres que no tengan ninguna clase de estudios secundarios.

Por otro lado, existen autores que han explorado distintas razones por las cuales esta política podría no ser efectiva en Chile. Contreras y Plaza (2010) argumentan que podrían ser factores culturales los que llevan a Chile a tener tasas de participación femenina bajas, examinan la influencia que tienen valores culturales como el machismo sobre la participación laboral femenina y encuentran que estos estarían asociados con los bajos índices que se tienen en Chile. Contreras, Hurtado y Sara (2012) llaman al fenómeno de las bajas tasas de participación chilena como la “Excepción Chilena”, y al analizar este fenómeno encuentran que las percepciones que se tiene en Chile sobre el rol que cumplen las mujeres en las labores de cuidado del hogar y de la familia explican de manera importante este fenómeno.

Existe una hipótesis que plantea que el trabajo a tiempo parcial es un recurso importante para aumentar la participación laboral de las mujeres y jóvenes, y en el contexto de la política que analizamos fomentarlo puede ser una gran alternativa para lidiar con la incompatibilidad de horarios entre las salas cuna y jardines infantiles sin horario extendido con empleos de jornada completa.

Rau (2010) estudia la evolución del trabajo a tiempo parcial en Chile y sus determinantes, y testea algunas hipótesis de este tipo de jornada laboral como son la precariedad laboral y si este tipo de trabajo es un trabajo final o de transición. En primer lugar, hace un trabajo descriptivo y encuentra que el porcentaje de la jornada parcial de trabajo en Chile es similar al promedio de países de la OCDE, pero la tasa de participación laboral femenina es baja al comparar con otros países, tal como vimos en la figura 2. Para el periodo 1961-2006 el trabajo part-time es mayoritariamente femenino y aumentó sostenidamente en el periodo 2000-2006, donde este aumento fue mayor para mujeres que hombres. Un tercio de todos los trabajadores part-time son entre 15 a 25 años y además se aprecia la predominancia femenina en la mayoría de los sectores, a excepción de los sectores construcción y agrícola. Con respecto al análisis empírico, busca responder la pregunta de cuáles son los factores que influyen en la decisión de tomar un empleo a

tiempo parcial. Como se tiene la dificultad en la selección de la muestra, puesto que observa a mujeres que decidieron participar en el mercado laboral trabajando en jornadas parciales utiliza un modelo probit con corrección de sesgo de selección conocido como Heckprob. Encuentra entre otras cosas que el número de niños(as) menores de cinco años afecta positivamente la inserción a tiempo parcial, pero reduce la probabilidad de participar en el mercado laboral. Luego analiza si el trabajo part-time es un trabajo precario o no y muestra que presenta mayor informalidad (menos contratos y menos contratos indefinidos), mayor incidencia de la pobreza, y mayor desprotección social, entendida como un menor porcentaje de cotizaciones y menor participación en el seguro de cesantía relativo a sus pares a tiempo completo. Finalmente da recomendaciones de política para impulsar el trabajo a tiempo parcial como una herramienta para aumentar la tasa de participación femenina desde la perspectiva de evitar la precarización del empleo y agilizar la incorporación femenina a la fuerza laboral, como corregir la asimetría de costos laborales de contratar a una trabajadora a tiempo parcial versus una a tiempo completo, reducir los costos de movilización para trabajadores a tiempo parcial que podría corresponder al 9 % de su sueldo líquido y estudiar una modificación al requisito de dos días de descanso en el respectivo mes calendario que deben otorgarse en día domingo para trabajadores a tiempo parcial.

Existe evidencia de efectos positivos y significativos sobre la tasa de participación femenina de políticas similares aplicadas en Chile. Contreras et al. (2010) analizan el impacto sobre la oferta laboral femenina de una política de 1996, donde se aprobó la extensión del horario de los colegios incrementando el tiempo en que los estudiantes pasan en el colegio en un 30%, y encontraron que esta política efectivamente tuvo un impacto positivo y significativo sobre la participación laboral femenina. Martínez y Perticará (2014) analizan el efecto sobre el empleo maternal del “Programa 4 a 7” en Chile, que permite que niños de entre 6 y 13 años se queden en sus establecimientos educacionales después de terminadas las clases, donde durante las 16:00 y 19:00 los niños reciben apoyo educativo y recreativo. En este trabajo encuentran efectos positivos y significativos sobre el empleo y la participación laboral de las madres. Un resultado muy interesante es que el efecto es mayor para las madres que además tienen hijos en edades en que no son elegibles, o sea de menos de 5 años, esto quiere decir que el aumento en la cobertura de salas cuna y jardines infantiles no solucionaría el problema de la imposibilidad de buscar un empleo para las madres que además tengan otros hijos en educación escolar y no tengan con quien dejarlos después de que salen del colegio. El hecho de que sus hijos en edades tempranas de la educación escolar puedan permanecer en el colegio después de clases permite que madres si se beneficien del aumento de centros de cuidado pre-escolar ya que tienen donde dejar a todos sus hijos mientras trabajan.

Evidencia a nivel internacional de los efectos de políticas similares a la Chilena sobre la participación laboral femenina si muestran efectos estadísticamente positivos.

Berlinski y Galiani (2007) analizan el impacto de un fuerte aumento en la construcción de nuevas salas cuna y jardines infantiles en Argentina sobre el porcentaje de niños que asiste a esos establecimientos y la oferta de empleo femenino, ellos también analizan este fenómeno mediante una estrategia de diferencias en diferencias y encuentran que efectivamente existe un efecto significativo de incremento en el trabajo de las madres.

Baker, Gruber and Milligan (2008) analizan en Canadá el impacto de una reforma en Quebec que introdujo cuidado infantil altamente subsidiado y universalmente accesible en ese estado sobre entre otras cosas el empleo maternal. También utilizan un método de diferencias en diferencias comparando los resultados en Quebec con respecto al resto de Canadá a lo largo del tiempo de esta reforma, y encuentran evidencia de que el empleo de las madres aumenta significativamente producto de esta reforma.

Lokshin, Michael and Monica Fong (2006) estudian la relación entre la participación laboral femenina y los precios del cuidado infantil en Rumania. Evalúan el impacto que tiene una reforma del sistema de cuidado infantil mediante un método estimación semi-paramétrica (semi-parametric Full Information Maximum Likelihood) del resultado discreto de la decisión de trabajar o no de la madre. Encuentran que la decisión de la madre de emplearse es sensible al precio del cuidado infantil, por lo que una reducción en el precio de las salas cuna y jardines infantiles puede incrementar el número de madres trabajando y por ende reducir la pobreza en algunas familias. En ese sentido, una mayor oferta de centros de cuidado infantil públicos gratuitos producto a esta política en Chile, disminuiría los costos de cuidado infantil para las madres por lo que se haría más barato este servicio y disminuiría el costo de oportunidad de emplearse, lo que debería llevar a un aumento en el empleo femenino.⁴

III Datos

Existen cinco tipos de instituciones que proveen centros de cuidado y educación pre-escolar en Chile, está la Junta Nacional de Jardines Infantiles (Junji), la Fundación Integra, los establecimientos municipales, particulares subvencionados y particulares pagados. La Junji y la Fundación Integra

⁴Otras fuentes de evidencia internacional que encuentran efectos positivos de la existencia de cuidado infantil sobre las tasas de participación femenina son Jaumotte. F (2003), Cascio, E. (2009) y Blau y Currie J. (2006).

reciben recursos a través de la Ley de Presupuestos y administran directamente sus centros o bien transfieren recursos a otras instituciones particulares o municipalidades, las que se denominan de administración indirecta a las cuales fiscalizan y monitorean. Estas dos instituciones se focalizan principalmente en niños de sectores vulnerables, están a cargo de más del 60% de la matrícula de educación parvularia y son las principales instituciones a cargo del sistema público.

Los establecimientos de educación preescolar tienen distintos niveles (cursos) según la edad a la que pertenezca el niño(a)⁵. En este trabajo nos enfocamos en los niños(as) de hasta 4 años de edad y los dividimos en dos grupos, de ahora en adelante nos referiremos como infantes al segmento de niños(as) que tengan entre 0 hasta 2 años de edad y que deberían ir a salas cuna y como pre-escolares a los niños(as) que tengan entre 2 años cumplidos hasta 4 años de edad los que deberían asistir a niveles medios los que llamamos jardines infantiles.

Para caracterizar la oferta pública de centros de educación y cuidado pre-escolar entre los años 2003 y 2013 utilizamos datos administrativos de la Fundación Integra y la Junji sobre el total de niños matriculados y el número de establecimientos en cada comuna del país.⁶ En la tabla 1 podemos ver para los años 2003, 2006, 2009, 2011 y 2013 estas dos medidas de disponibilidad según la institución.

Para determinar el grado de exposición de cada comuna a la política del aumento en la cobertura de establecimientos de educación pre-escolar desde el año 2006 utilizo una estrategia similar a Aguirre (2011), la cual se basó en Duflo (2001), donde calcula una variable denominada $stock_{ct}$, la cual nos dice el grado de exposición que enfrentan a la política las madres de al menos un(a) infante o preescolar según la comuna c en que viven en el año t .

⁵Sala cuna menor recibe niños y niñas de entre 84 días y un año de edad, sala cuna mayor desde 1 año hasta 2 años de edad, nivel medio menor entre 2 a 3 años, nivel medio mayor desde 3 a 4 años, transición primer nivel (prekínder) desde 4 a 5 años, transición segundo nivel (kínder) desde 5 a 6 años de edad y también existen cursos heterogéneos que reciben más de uno de los rangos de edad anteriores. Luego del último nivel los niños empiezan a asistir a la escuela o colegio. Trabajaré únicamente con los primeros cuatro niveles.

⁶No utilizo datos de la capacidad de este tipo de establecimientos en la comuna ya que la Fundación Integra no cuenta con información sobre la capacidad de cada establecimiento para los años 2003 y 2006, solo con el total de niños matriculados por establecimiento y el número de niños matriculados que fueron al menos una vez, por lo que no se puede utilizar esa información como una medida de capacidad. Se realizaron estimaciones utilizando únicamente datos de capacidad de la Junji, los cuales se compararon utilizando únicamente datos de matrícula de la Junji, y al ser similares se procedió a utilizar los datos de matrícula de la Junji y en conjunto con los de la Fundación Integra. Se pueden ver estos resultados en la tabla 12, la cual se encuentra en el anexo.

Al tener dos medidas de disponibilidad de establecimientos educacionales, también tenemos dos medidas $stock_{ct}$ las cuales son:

- (i) Número de niños(as) que están matriculados en establecimientos Junji o Integra de la comuna c en el año t con respecto al número de niños(as) que pertenecen a la comuna, lo que se hace para infantes y pre-escolares.

Se calcula $stock1_{ct}$ dividiendo el número de matriculados en la comuna c en el año t para infantes o pre-escolares por el número de niños(as) de ese cohorte en la comuna. Puede ocurrir que niños(as) pertenecientes a otras comunas asistan a establecimientos de la comuna c , o que niños(as) que viven en la comuna c asistan a establecimientos de otras comunas, por lo que esta medida puede no ser exacta. Para caracterizar el número de individuos pertenecientes al cohorte entre 0 y 2 años de edad, y 3 a 4 años de edad se utilizan datos del Instituto Nacional de Estadísticas (INE), específicamente de sus estimaciones de población para el año 2006 provenientes del Censo del año 2002.

- (ii) Número de establecimientos Junji e Integra por kilómetro cuadrado en la comuna c en el año t , para infantes o pre-escolares.

Se considera que un establecimiento es sala cuna o jardín infantil si es que incluye al menos un curso para infantes o pre-escolares respectivamente. Se obtiene $stock2_{ct}$ dividiendo la suma del número de establecimientos por la superficie de la comuna c en el año t . La superficie de cada comuna se obtiene según datos de la Biblioteca del Congreso Nacional de Chile en sus Indicadores Comunales para Chile (BCN).

Un análisis descriptivo de estas variables se muestra en la tabla 2, vemos que utilizando la primera medida de disponibilidad que utiliza el número de matriculados en centros Junji e Integra, la media de $stock1_{sc}$ para el cohorte de infantes, que son los niños entre 0 y 2 años de edad que asisten a salas cuna, tuvo un aumento de 111,2% entre los años 2003 a 2006, 166% entre 2006 y 2009, 25% entre 2009 y 2011 y disminuyó 1,45% entre 2011 y 2013. Esto nos muestra un crecimiento sostenido en los primeros años de esta política, estos aumentos nos dicen en cuanto creció el número de infantes matriculados en la comuna en salas cuna en establecimientos administrados directa o indirectamente por la Junji o la Fundación Integra con respecto al número de infantes que viven en la comuna. Vemos también un crecimiento sostenido entre el 2003 al 2011 de esta medida de disponibilidad para los pre-escolares, pero es un crecimiento menor en porcentaje relativo a las matrículas de infantes, lo que se puede explicar ya que la oferta de este tipo de establecimientos que denominamos jardines infantiles era significativamente mayor a la de salas cuna en un principio, como podemos apreciar en la tabla 1. Por otro lado, al utilizar la segunda medida de disponibilidad, el número

de establecimientos por kilómetro cuadrado en la comuna, se observa un claro crecimiento a lo largo de todos los años analizados y al igual que antes el crecimiento más importante se da entre los años 2006 y 2009, los primeros años en que fue aplicada la política.

La unidad de observación es el núcleo familiar, la muestra incluye todos los núcleos familiares con madres entre 15 y 45 años que tengan al menos un hijo o hija de entre 0 y 4 años de edad, para esto se utiliza la encuesta Casen de los años 2003, 2006, 2009, 2011 y 2013. La Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (Casen), la realiza desde el año 1985 el Ministerio de Desarrollo Social del Gobierno de Chile con una periodicidad bianual o trianual. Esta encuesta entrega información relevante sobre las características que componen al hogar, las características de los individuos que lo componen, entrega información sobre los hijos de las familias que asisten a establecimientos de educación pre-escolar como la jornada a la que asiste, el tipo de establecimiento, etc.

En la tabla 3, se presenta una breve descripción de las variables y controles a utilizar en este estudio y la fuente en que fueron obtenidas. En la tabla 4 se muestran las medias y errores estándar de estos para los años en que se centra el estudio separando la muestra para las madres con hijos de hasta 2 años de edad y de entre 3 y 4 años de edad, y utilizando como peso el factor de expansión comunal provisto por la casen para cada año. A continuación realizamos un análisis de la tabla 4.

Para caracterizar el empleo femenino se utiliza como variables dependientes si la madre está activa laboralmente y las horas trabajadas a la semana en su empleo, además para comparar los resultados con otras variables relacionadas con el empleo femenino también se utiliza si la madre se encuentra ocupada y si trabaja en un empleo full-time. Podemos ver que estas variables tienen una media más alta para madres de hijos(as) en edad preescolar que para madres con hijos(as) en edad de infantes lo que nos dice que mientras mayores son los hijos más fácil es ingresar al mundo del trabajo para las madres, además vemos que estas variables generalmente aumentan con los años pero existen diferencias entre los distintos periodos, por ejemplo, entre el año 2003 y 2006 para madres con al menos un hijo infante aumentan las horas trabajadas en promedio un 6,17% y para madres con al menos un hijo en edad pre-escolar aumentan en promedio 8,76%, pero entre el año 2006 y 2009 aumentan solo un 1,16% para las madres de infantes y 1,75% para madres con hijos pre-escolares, lo que podría explicar en parte por qué no se ha encontrado efectos de este programa en evaluaciones anteriores ya que tenemos que el programa comenzó el 2006, aun así pueden haber otros factores que estén explicando por qué existen esas diferencias entre el período 2003-2006 y 2006-2009 en estas variables que caracterizan el empleo femenino, podría ser que en ausencia del programa estas variables habrían

aumentado menos o disminuido aún más, por lo que en ese caso la política igualmente se consideraría exitosa.

Los años de educación promedio de las madres pertenecientes a la muestra circulan entre los 4,5 y 5,5 años por lo que tenemos en general mujeres con un bajo nivel de educación. Vemos que la edad de las madres en la muestra es mayor en promedio para el subgrupo con al menos un hijo o hija pre-escolar que para las madres con al menos un hijo o hija infante, lo que es esperable.

Es muy interesante la tendencia al alza de madres que son jefas de núcleo a través de los años, para las madres de infantes el porcentaje aumenta de 30,7% a un 46,6% entre el 2003 al 2013, mientras que para madres de pre-escolares aumenta de 27,4% a 45,6%. Vimos en la revisión de literatura que Contreras y Plaza (2010) y Contreras, Hurtado y Sara (2012) encuentran que los bajos índices de participación laboral femenina en Chile estarían relacionados con factores culturales, puede que este aumento en el porcentaje de mujeres jefas de núcleo refleje un cambio cultural de la sociedad chilena donde la mujer se ha hecho más independiente, por lo que se podría estar incluyendo cada vez más en el mundo laboral. El mismo análisis podemos hacer al mirar el porcentaje de núcleos donde la madre convive en el hogar con su pareja, donde tenemos que entre el año 2003 y 2013 disminuye en promedio 15,47% y 16,19% para madres de infantes y pre-escolares respectivamente.

Tenemos que aproximadamente el 87% de las madres de la muestra vive en zona urbana, y en promedio pertenecen al segundo o tercer quintil de ingresos ya que se tiene una media cercana a 2,5.

IV Metodología y estrategia de identificación

Utilizo una estrategia para identificar el efecto de la política que considera la posible presencia de externalidades. El programa que quiero medir es la política de expansión desde el año 2006 de centros de educación y cuidado pre-escolar públicos, donde entre otros objetivos se buscaba aumentar la tasa de participación femenina. Se hace el supuesto de que esta expansión cambia exógenamente la disponibilidad de estos establecimientos, la validez de este supuesto se analiza más adelante. Se utiliza un método de diferencias en diferencias donde se compara antes y después medidas relacionadas con el empleo maternal a través de distintas comunas que tuvieron diferente exposición al programa. Tenemos comunas en que la política fue más intensiva que otras, en algunas se construyeron establecimientos de cuidado y educación pre-escolar, mientras que en otras no.

La regresión principal es estimada para dos grupos, infantes (niños(as) que tengan entre 0 días hasta 2 años de edad) y pre-escolares (niños(as) que tengan entre 3 a 4 años de edad). Existen dos razones por las que diferenciamos entre estos dos grupos, en primer lugar la oferta de jardines infantiles para pre-escolares antes de la política era bastante mayor que la oferta de salas cuna como se puede apreciar en la tabla 1, y en segundo lugar, los centros de cuidado infantil tienen un costo mayor mientras menores sean los niños(as) por lo que el costo de una sala cuna es generalmente mayor al de un jardín infantil en centros que cobran alguna suma de dinero, cabe recordar que tanto la Junji como la Fundación Integra entregan un servicio gratuito y priorizan principalmente a las madres de las familias más vulnerables del país. Luego, el efecto de esta política debería ser mayor para las madres de al menos un(a) infante que de madres de al menos un(a) preescolar.

La regresión principal a estimar es la siguiente:

$$y_{ict} = \alpha + \beta_1 I_{ct}^* + \beta_2 post_t + \beta_3 (I_{ct}^* * post_t) + \gamma X_{ict} + \delta_{1t} + \delta_{2c} + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

donde

$$I_{ct}^* = stock_{ct} + \sum_{j \neq c}^N stock_{jt} * w_j \quad (2)$$

Para una madre i , en la comuna c , en el tiempo t , y_{ijt} representa alguna variable relacionada con la situación laboral de la madre, como por ejemplo si se encuentra activa, las horas trabajadas a la semana, entre otras variables. X_{ict} es un set de controles por características de los padres, composición del hogar y una dummy para sectores rurales, δ_{1t} representa controles por efectos fijos por año por cualquier tendencia común a todas las comunas y δ_{2c} representa los controles de efectos fijos por comuna por cualquier característica que pudiera ser distinta en aquellas comunas en que el programa fue más intensivo.

I_{ct}^* es nuestra variable que mide la intensidad del tratamiento en la comuna c en el año t y puede incorporar la supuesta presencia de externalidades que se produce cuando mujeres se ven beneficiadas indirectamente del tratamiento debido a que comunas cercanas se ven expuestas al programa. La manera en que esta especificación incorpora estas supuestas externalidades es sumando a la intensidad propia de la comuna, denotada por $stock1_{ct}$ o $stock2_{ct}$ dependiendo de la medida de disponibilidad utilizada, las intensidades de las comunas cercanas ponderándolas por un peso que se les asigna a estas según la distancia en que se encuentren. Este peso es w_j y dependiendo la manera en que se define se pondera de manera distinta la

intensidad de las comunas cercanas para tratar de acercarnos a la exposición real de cada comuna a la política, solucionando los supuestos problemas de subestimación producto de las externalidades en el caso de que existieran. La distancia de una comuna a otra se calcula usando GIS (Sistema de Información Geográfica) y nos da la distancia en metros desde el punto central de cada comuna al punto central de las otras comunas. Se utilizan tres pesos distintos los cuales se explican a continuación:

- (i) **Peso Cero:** Considera únicamente la exposición de cada comuna sin ponderar la intensidad de la política en las otras. No considera las supuestas externalidades y nos sirve como referencia para ver si al ponderar por los otros pesos cambian los resultados de las estimaciones.

$$I_{ct}^* = stock_{ct}$$

- (ii) **Radio de 10 Kilómetros:** Agrega a la exposición individual de la comuna la exposición de las otras que estén a menos de 10 kilómetros de distancia, donde $distancia_{cj}$ nos dice la distancia en kilómetros entre la comuna c a la j. Supone que las madres están dispuestas a trasladar a sus hijos(as) a establecimientos de cuidado y educación infantil hasta cierta distancia, la cual fijamos en 10 kilómetros.

$$I_{ct}^* = stock_{ct} + \sum_{j \neq c}^N stock_{jt} * w_j$$

$$\text{donde } w_j = \begin{cases} 1 & \text{si } distancia_{cj} \leq 10; \\ 0 & \text{si } distancia_{cj} > 10. \end{cases}$$

- (iii) **Ponderador Decreciente no Lineal:** A la exposición individual de cada comuna se suma la exposición de las demás comunas según la distancia a la que se encuentren, donde se pondera con mayor fuerza las intensidades de las comunas más cercanas que las más lejanas, y los cambios en el peso que se le da a las intensidades de las otras comunas disminuye más que uno a uno a medida que aumenta la distancia entre ellas.

$$I_{ct}^* = stock_{ct} + \sum_{j \neq c}^N stock_{jt} * w_j$$

$$\text{donde } w_j = (0, 9)^{distancia_{cj}}$$

$$\text{con } w'_j < 0 \text{ y } w''_j < 0$$

En la figura 3, en el panel A vemos el gráfico de la manera en que el peso (ii) pondera las intensidades de las comunas cercanas j según la distancia en kilómetros a la que se encuentren de la comuna c , mientras que en el panel B vemos como el peso (iii) las pondera.

En la tabla 5 se muestra un análisis descriptivo de la variable de intensidad del tratamiento I_{ct}^* para los distintos pesos, utilizando las dos medidas disponibles de la intensidad de la política en las distintas comunas, el número de niños(as) matriculados en la comuna dividido por el número de niños(as) pertenecientes a esta y el número de establecimientos por kilómetro cuadrado en la comuna, ambos según el cohorte de edad (infantes o preescolares). Como es lógico la media de esta variable aumenta a medida que ponderamos las exposiciones de las comunas cercanas de manera más fuerte.

El coeficiente de interés es β_3 , el cual surge de la interacción entre la variable de intensidad I_{ct}^* y la dummy $post_t$ que toma el valor de 1 si estamos en un periodo post tratamiento y 0 si estamos en un periodo pre tratamiento que en nuestra especificación principal toma el valor de 1 desde el 2006, año en el cual se comenzó a implementar esta política y 0 para el 2003, único año para el cual tenemos datos de la Fundación Integra que coincidan con alguna encuesta Casen previa a esta política.

El supuesto de identificación es que en ausencia del programa, el incremento del outcome relacionado con alguna medida de empleo femenino en la comuna no habría sido sistemáticamente diferente en comunas con alta y baja exposición al programa, lo que se conoce como tendencias paralelas. Esto requiere que en promedio los no observables de ambos grupos cambien de la misma manera.

El análisis se hace a nivel de núcleo familiar, y el nivel de exposición individual al programa se determina según la comuna a la cual pertenezca la madre, los errores estándar son estimados permitiendo auto correlación entre comunas, o sea utilizamos clustering a nivel de la zona geográfica que determina el tratamiento, que en nuestro caso son las comunas.

La elección de la ubicación de los nuevos establecimientos puede depender de otras características iniciales de las comunas, por ende un segundo enfoque consiste en estimar el modelo (1) agregando dummies por año interactuando con características iniciales de las comunas. Incluimos tres características iniciales, la participación laboral femenina promedio en la comuna (tpf_{c2003}) ya que se podrían haber construido más centros de educación y cuidado pre-escolar donde la participación femenina fuese más baja inicialmente para de esta manera incentivar el trabajo de las madres, el porcentaje de hogares bajo la línea de la pobreza en la comuna ($pobreza_{c2003}$) ya que esta política está enfocada en las familias más vulnerables del país y por último, el porcentaje de hogares con mujeres jefas de hogar en la comuna

(*jefas_{c2003}*) ya que son este tipo de familias las que más requieren de centros de educación y cuidado infantil para permitir a las madres mantener un empleo estable, por lo que esta característica de las comunas puede haber influido también en la elección de la ubicación de nuevos establecimientos. Estos nuevos controles son obtenidos de la encuesta Casen 2003, el modelo que incluye esta nueva especificación lo vemos en la ecuación (3):

$$y_{ict} = \alpha + \beta_1 I_{ct}^* + \beta_2 post_t + \beta_3 (I_{ct}^* * post_t) + \gamma X_{ict} + \delta_{1t} + \delta_{2c} + \delta_{3t} * tpfc_{2003} + \delta_{4t} * pobreza_{c2003} + \delta_{5t} * jefas_{c2003} + \varepsilon_{ict} \quad (3)$$

V Chequeos de Robustez: Análisis Validez Supuesto de Identificación

Debemos tener en cuenta que el supuesto de identificación (tendencias paralelas) no debe ser tomado como dado ya que es un supuesto bastante fuerte. Este supuesto tiene el problema de que no es directamente testeable, aun así analizamos la validez de este mediante dos tipos de chequeos de robustez, dibujando la tendencia previa a la implementación de la política de la variable de resultado para los grupos control y tratamiento, y mediante la realización de dos test placebo.⁷

En primer lugar, dibujamos la tendencia de la variable de resultado antes de que sea implementada la política. La manera en que se lleva a cabo este ejercicio es presentando en un gráfico la tendencia de la variable dependiente *activa*, que se puede interpretar como la probabilidad de que la madre se encuentre activa laboralmente para la muestra de madres entre 15 y 45 años, entre los años 1990 a 2006 para las madres que viven en comunas que tuvieron una alta y baja exposición a la política, o sea para los grupos tratamiento y control respectivamente, lo que se hace de manera separada para cada nivel (infantes y pre-escolares).⁸

⁷Hubiera sido interesante realizar un chequeo de robustez que comúnmente se conoce como “experimento falso”, donde se estima el mismo modelo de la ecuación (1) para periodos antes de que la política fuera implementada y donde no deberíamos encontrar ningún efecto significativo. Esto no se pudo hacer ya que al solicitar a la Fundación Integra datos previos al 2003 de años que coincidieran con años en que se haya realizado la Casen, nos informaron que no cuentan con registros digitalizados ya que para esos años solo se llevaba un registro físico.

⁸Como en este caso tenemos una variable continua para determinar la intensidad al tratamiento en cada comuna, y no una variable dummy que tome el valor de 1 o 0 si recibió o no la política respectivamente, para determinar que comunas forman parte del grupo de tratamiento y que comunas forman parte del grupo control, lo que se hace en este ejercicio es ordenar las comunas de menor a mayor según el incremento de su variable *stock_{ct}* entre los años 2003 y 2013, donde luego se asigna como parte del grupo tratamiento a la mitad de las comunas que tuvieron un mayor incremento y como grupo control a la

Para mostrar que se está cumpliendo el supuesto de tendencias paralelas debería ocurrir que hasta antes de la política los grupos control y tratamiento tenían una tendencia similar en la variable relacionada con el empleo femenino.

En la figura 4 se muestran los resultados de este ejercicio utilizando como medida de intensidad de la política el número de niños(as) que están matriculados en establecimientos Junji o Integra de la comuna en relación a la cantidad de niños(as) pertenecientes a la comuna, y en la figura 5 utilizando el número de establecimientos de ambas instituciones por kilómetro cuadrado en la comuna. En los paneles A de ambas figuras tenemos la tendencia de esta variable para madres de al menos un(a) hijo(a) infante y en los paneles B para madres de al menos un(a) hijo(a) pre-escolar. Vemos que la tendencia en la probabilidad de encontrarse activa en el mercado laboral de la madre en los grupos tratamiento y control en años previos a la implementación de la política son bastante similares en todos los casos, por lo que esto validaría el supuesto de tendencias paralelas.

Un segundo tipo de chequeo de robustez que realizo es ver el efecto que tiene esta política estimando el modelo principal (1) pero para grupos que no debieran verse afectados por esta política, lo que comúnmente se denomina como test placebo, y donde no deberíamos encontrar efectos significativos. Si ocurriera que encontráramos algún impacto de la política sobre alguno de estos grupos, esto implicaría una amenaza a la validez del supuesto de identificación que podría inducir que nuestro modelo no estaría correctamente especificado. Realizamos este ejercicio para dos grupos de la población.

Un primer test placebo que hacemos es estimar la ecuación (1) para mujeres que tengan entre 15 y 45 años de edad pero que no tengan ningún hijo(a) entre 0 y 4 años de edad, por lo que no se deberían ver beneficiadas por esta política. En la tabla 6 se muestran los resultados al hacer este ejercicio y vemos que no tenemos coeficientes estadísticamente significativos bajo ninguna especificación, lo que indicaría que no habría un efecto de la política sobre este grupo de mujeres. Un segundo test placebo consiste en estimar el modelo para mujeres mayores de 60 años que no son madres de algún infante o pre-escolar, donde tenemos que en Chile las mujeres pueden jubilarse desde los 60 años de edad por lo que no deberíamos encontrar efectos para este grupo de la población⁹. En la tabla 7 se muestran los resultados y vemos que no tenemos coeficientes significativos bajo ninguna especificación, luego esto indicaría que no existiría un efecto de la política

mitad de comunas que tuvieron un menor crecimiento. Se utiliza el ponderador no lineal decreciente.

⁹Aunque se podría pensar que este grupo se podría ver beneficiado en el caso de mujeres que son “abuelas” que antes de esta política no podían trabajar al tener que cuidar a sus nietos mientras los padres no tenían con quien dejar cuidando a sus hijos(as) mientras se encontraban en sus empleos.

del aumento en la cobertura de salas cuna y jardines infantiles sobre este grupo de mujeres mayores de 60 años. En ambos casos tenemos que no se amenazaría la validez del supuesto de identificación, ya que no encontramos ningún efecto significativo sobre estos grupos que no debieran verse afectados por la política.

VI Resultados

VI.1 Resultados Principales

Como se explicó en la sección III, en este trabajo se utilizan dos fuentes para determinar la intensidad del tratamiento en cada comuna, el número de niños(as) matriculados en establecimientos Junji e Integra en la comuna dividido por el número de niños(as) que viven en la comuna, y el número de establecimientos Junji e Integra por kilómetro cuadrado en la comuna, lo que se hace para infantes y pre-escolares. En esta sección, me referiré a la primera fuente como el número de matriculados y a la segunda como el número de establecimientos. Por otro lado, recordemos que se utilizan tres pesos diferentes para ponderar las exposiciones a la política de las comunas cercanas.

En primer lugar se estima el modelo presentado en la ecuación (1) utilizando como variable dependiente dos variables relacionadas con el empleo maternal, *activa* que dice si la madre se encuentra o no activa en el mercado laboral y se puede interpretar como la probabilidad de que la madre se encuentre activa laboralmente, y *horas trabajadas* que dice el número de horas trabajadas a la semana por las madres. Luego se muestran los resultados utilizando como variable dependiente dos variables adicionales para darle mayor robustez a los resultados, *fulltime* que indica si la madre trabaja en un empleo con horario full-time o no y *ocupada* que dice si la madre se encuentra trabajando o no, donde el coeficiente se puede interpretar como la probabilidad de que la madre se encuentre empleada. Recordemos que las estimaciones se realizan de manera separada para el segmento de madres de entre 15 a 45 años que tengan al menos un hijo(a) de entre 0 a 2 años de edad, y al menos un hijo(a) de entre 2 años cumplidos hasta 4 años de edad, hijos(as) que denominamos infantes o pre-escolares respectivamente.

El coeficiente que nos interesa surge de la interacción entre la variable de intensidad I_{ct}^* y la dummy $post_t$, el cual se reporta en las tablas de resultados que se presentan a continuación:

En la tabla 8 se muestran los principales resultados de este trabajo. En las columnas (1) a la (6) se muestran los resultados al estimar nuestro modelo de la ecuación (1) utilizando como variable dependiente *activa*, y en

las columnas (7) a (12) utilizando *horas trabajadas*. En los paneles A y B se muestran los resultados para madres de al menos un(a) hijo(a) infante, y al menos un(a) hijo(a) pre-escolar respectivamente, utilizando como fuente de intensidad el número de niños(as) matriculados, mientras que en los paneles C y D se muestran los resultados para madres de al menos un(a) hijo(a) infante, y al menos un(a) hijo(a) pre-escolar respectivamente, utilizando como fuente de intensidad el número de establecimientos. Por otro lado, las columnas impares no incluyen controles por características de los padres, composición del hogar, ni una dummy para zonas rurales, mientras que las columnas pares si los incluyen.

En primer lugar analizamos los paneles A y B, donde tenemos que el coeficiente de la variable de interés que surge de la interacción entre I_{ct}^* y la dummy $post_t$ no es estadísticamente significativo bajo ninguna de las especificaciones utilizadas.

Utilizando como variable dependiente *activa*, vemos que en la columna (2), donde se incluyen controles y se utiliza como ponderador el peso cero que no considera la supuesta presencia de externalidades, tenemos un coeficiente positivo para infantes y negativo para pre-escolares, 0,092 y -0,015 respectivamente. Aun así, estos coeficientes no son significativos estadísticamente por lo que no podemos descartar que $\beta_3 = 0$, o sea no podemos rechazar que no existe relación entre el aumento en el número de niños(as) matriculados con la probabilidad de que la madre se encuentre activa. Además, la interpretación de estos coeficientes es complicada debido a que estamos en presencia de altos errores estándar, donde incluso para el caso de los pre-escolares estos representan más de 13 veces el valor del coeficiente. El coeficiente obtenido para infantes es mayor que el obtenido para los pre-escolares lo que es coherente con el hecho de que la política debiera beneficiar más a las madres mientras menores sean sus hijos(as). Por otro lado, la columna (4) muestra los resultados utilizando como peso el radio de 10 kilómetros y la columna (6) utilizando el peso no lineal decreciente, ambas incluyendo controles. Los resultados son muy interesantes en el caso de los infantes ya que al considerar las externalidades los signos de los coeficientes pasan a ser negativos lo que indicaría que no existiría una subestimación al no considerarlas, sino todo lo contrario, aunque en ningún caso tenemos coeficientes significativos. Al igual que en el caso en que no consideramos la supuesta presencia de las externalidades, los coeficientes son muy cercanos a cero y contamos con errores estándar bastante altos que incluso superan el valor de los coeficientes. De todas maneras, esto estaría indicando que al menos para este caso las externalidades no estarían jugando un rol importante ya que los resultados no cambian mayormente al incluir los pesos en el análisis, aún tenemos coeficientes no significativos estadísticamente y siguen siendo cercanos a cero. Un aspecto que llama la atención es que al incluir las externalidades la política beneficiaría más, o en este caso empeor-

raría menos, a las madres de al menos un(a) pre-escolar que un(a) infante, lo que no es coherente con la hipótesis de que deberíamos encontrar mayores resultados para el grupo de madres de niños(as) más jóvenes, aun así se debe tener precaución con la interpretación ya que como dijimos anteriormente no tenemos coeficientes estadísticamente significativos por lo que no podemos descartar que no existe relación entre el aumento en el número de niños(as) matriculados y la probabilidad de que la madre se encuentre activa.

Utilizando como variable dependiente las *horas trabajadas*, nuevamente nos encontramos con coeficientes no significativos estadísticamente en todas las especificaciones y con errores estándar muy altos. El hecho de incluir la supuesta presencia de externalidades en las columnas (9) a (12) no nos entrega mayor información ya que aunque cambian los valores de los coeficientes y sus signos en las distintas especificaciones, no podemos afirmar que las externalidades estarían afectando de alguna manera los resultados ni tampoco que el aumento en las matrículas pueda tener algún efecto significativo sobre el número de horas trabajadas a la semana de las madres.

En segundo lugar analizamos los paneles C y D donde se utiliza como fuente de intensidad el número de establecimientos. En este caso tampoco obtenemos coeficientes significativos salvo en la columna (3) del panel C para los infantes, donde al estimar el modelo sin incluir controles y utilizando el peso que suma a la exposición individual de cada comuna la exposición de las comunas que estén a menos de 10 kilómetros de distancia, obtenemos que el aumento de uno en el número de establecimientos para infantes por kilómetro cuadrado en la comuna disminuiría en promedio 0,028 puntos porcentuales la probabilidad de que la madre se encuentre activa con respecto a la situación inicial, lo cual es significativo con un 90 % de confianza. Aun así, este coeficiente deja de ser significativo cuando se incluyen controles por características de los padres, composición del hogar y una dummy para zonas rurales, que pasa a una disminución de 0,015 puntos porcentuales promedio en relación al valor inicial, luego este último resultado nos indica que no se puede rechazar la hipótesis nula de que esta política no tuvo un efecto sobre la probabilidad de que la madre se encuentre activa laboralmente. Luego si analizamos los resultados para las *horas trabajadas* no tenemos coeficientes estadísticamente significativos en ningún caso. Por otro lado, ahora tampoco se estaría cumpliendo la hipótesis de que este programa beneficiaría más a las madres mientras sus hijos(as) sean más pequeños dado que en todas las especificaciones, salvo la columna (2), los resultados indicarían que serían las madres de al menos un(a) pre-escolar las que se verían más beneficiadas o menos perjudicadas por la política.

Los hallazgos de este estudio nos muestran que en línea con resultados de trabajos previos, la implementación de la política del aumento en la

cobertura de salas cuna y jardines infantiles públicos y gratuitos desde el año 2006 no ha tenido un impacto significativo sobre variables relacionadas con el empleo de las madres. Por otro lado, la supuesta presencia de externalidades que podría producir una subestimación en los resultados de las estimaciones de los estudios anteriores no sería tal o no tendría una influencia significativa, por lo que no considerarla no afectaría los resultados de las estimaciones. La interpretación de los coeficientes obtenidos es compleja y puede inducir a conclusiones erróneas debido a que los valores son cercanos a cero y se tienen errores estándar muy altos, no tenemos coeficientes estadísticamente significativos salvo en un caso el cual no se mantiene al incluir controles por características de los padres, de composición del hogar y una dummy para zonas rurales.

Por otro lado, para que nuestros resultados sean válidos debe ser cierto que al utilizar como variable dependiente otras variables relacionadas con el empleo de las madres nuestras conclusiones no deberían diferir, los resultados deben ser robustos a diferentes medidas relacionadas con el empleo maternal. En la tabla 9 se muestran los resultados al estimar el modelo presentado en la ecuación (1) utilizando como variable dependiente *ocupada* y *fulltime*.

Podemos ver que si bien los resultados difieren sutilmente con respecto a los encontrados previamente, bajo ninguna especificación obtenemos coeficientes estadísticamente significativos, además son cercanos a cero y nuevamente tenemos errores estándar muy altos. Las conclusiones que podemos obtener en este caso son similares a las que obtuvimos previamente, no se ve un impacto significativo sobre el empleo maternal de la política del aumento en la cobertura de salas cunas y jardines infantiles, los resultados no estarían indicando la presencia de las supuestas externalidades o estas no serían un problema en la estimación, y tampoco se puede afirmar que existe una diferencia en el impacto de esta política sobre el grupo de madres de al menos un(a) infante con respecto al grupo de madres de al menos un(a) pre-escolar.

Estos resultados no parecen sorprendentes si consideramos que gran parte de la literatura previa que analiza el impacto de esta política en Chile sobre variables relacionadas con el trabajo femenino no han encontrado efectos estadísticamente significativos. Razones como la incompatibilidad del horario de este tipo de centros con la jornada laboral completa en muchos casos, el hecho de que muchos de estos establecimientos cierren en vacaciones, razones culturales, necesidad de fomentar el trabajo part-time en Chile, etc. Nos dan argumentos válidos para pensar de que efectivamente esta política pudo no tener los efectos esperados previo a su implementación sobre el trabajo femenino.

En este trabajo se buscaba analizar si las estimaciones de trabajos previos podrían haber estado subestimadas al no considerar la supuesta presen-

cia de externalidades que surgen al no incluir en la exposición individual de cada comuna la exposición a la que se vieron expuestas comunas cercanas, dado que las madres podrían utilizar los centros de cuidado y educación pre-escolar de comunas aledañas a las suyas y verse beneficiadas indirectamente de la política aun cuando en su comuna esta pudo no ser intensiva. No se encuentra evidencia de la supuesta existencia de este tipo de externalidades, por lo que los trabajos previos no tendrían un problema de subestimación de sus resultados, no se puede afirmar que no estamos en presencia de externalidades en este caso, pero los hallazgos indicarían al menos que no incluirlas no presentaría problemas en las estimaciones.

Otro resultado interesante es que al incluir las externalidades los resultados parecieran indicar que serían las madres de al menos un(a) hijo(a) pre-escolar y no las madres de al menos un(a) hijo(a) infante las que se verían más beneficiadas o menos perjudicadas por la implementación de la política en relación a su situación de empleo. Esto se podría explicar debido que las madres de hijos en edad temprana no estarían dispuestas a trasladarlos grandes distancias para llevarlos a salas cuna o jardines infantiles mientras se encuentren trabajando, esto por dos razones. En primer lugar, los niños(as) a una edad temprana aún están muy expuestos a enfermarse o resfriarse con las bajas temperaturas que hacen en las mañanas y tardes, especialmente los días de invierno en muchas zonas del país, y este riesgo es mayor para infantes que pre-escolares por lo que las madres solo se verían realmente beneficiadas con nuevos establecimientos bastante cercanos a los lugares donde viven y el efecto que se plantea de las externalidades si existiera sería mayor para el cohorte de niños(as) entre los 3 a 4 años de edad que los de 0 a 2 años. Y segundo, las madres de hijos pequeños pueden querer evitar trasladar a sus hijos(as) en lugares con alta aglomeración de gente como lo es el transporte público, ya sea en buses o el metro en caso de Santiago, ya que en esos lugares el riesgo de contagio de enfermedades y resfríos por vía respiratoria es mayor, lo que es especialmente riesgoso en invierno en algunos lugares del país, por ende las madres prefieren llevar a sus hijos(as) a lugares cercanos a su hogar evitando trasladarse con grandes concentraciones de personas y esto sería más importante mientras menores sean los niños(as), lo que haría que no exista el problema de externalidades que se supone que podría existir.

Por otro lado, como mencioné en la sección IV la elección en la ubicación de los nuevos establecimientos puede depender de características iniciales de las distintas comunas en el año 2003. Por ende un nuevo enfoque para especificar el modelo es agregar dummies por año interactuando con la tasa de participación laboral femenina promedio en la comuna, tpf_{c2003} , el porcentaje de hogares bajo la línea de la pobreza en la comuna ($pobreza_{c2003}$), y el porcentaje de hogares con mujeres jefas de hogar en la comuna ($jefas_{c2003}$).

Los resultados estimando el modelo así los podemos ver en la tabla 10. En las columnas impares se incluyen controles por características de los padres, de composición del hogar y una dummy que denota si la madre pertenece o no a una zona rural, pero no se incluyen los controles por características iniciales de las comunas, mientras que en las columnas pares se incluyen ambos tipos de controles. En primer lugar analizamos los resultados obtenidos utilizando como fuente de intensidad de la política el número de matriculados, donde en los paneles A y B tenemos los resultados para infantes y pre-escolares respectivamente, utilizando como variable dependiente *activa* en las columnas (1) a (6). Vemos que al incluir controles por características iniciales de las comunas, aun sin haber grandes cambios, todos los coeficientes se hacen menos negativos o más positivos lo cual ocurre para madres de infantes y pre-escolares, pero de todas maneras ninguna especificación bajo este nuevo enfoque tiene algún coeficiente de la interacción entre I_{ct}^* y la dummy $post_t$ significativo estadísticamente, además en todos los casos tenemos que aumentan los errores estándar al incluir estos controles por lo que se introduce más ruido al modelo. Si miramos las columnas (7) a (12), donde se muestran los resultados al utilizar como variable dependiente las *horas trabajadas*, tampoco encontramos grandes cambios en los valores de los coeficientes, pero a diferencia de las columnas (1) a (6) en este caso tenemos que, a excepción de la columna (7) en que no consideramos las externalidades para madres de infantes, todas las especificaciones ven una disminución en el valor de los coeficientes, por otro lado al igual que antes se aprecia un claro aumento en sus errores estándar al incluir estos controles por las características iniciales.

Los resultados obtenidos al utilizar como fuente de intensidad de la política el número de establecimientos no difieren de manera importante con los explicados en el párrafo anterior, por lo que no hacemos un análisis de estos.

Finalmente, los resultados encontrados con esta nueva especificación del modelo, donde se incluyen controles por características iniciales de las comunas, no aportan nuevos antecedentes que sean relevantes. En este caso tampoco podemos descartar que nuestro coeficiente de interés, β_3 , sea igual a cero, por ende no podemos descartar que no exista ninguna relación entre la política del aumento en la cobertura de salas cuna y jardines infantiles y la probabilidad de que la madre se encuentre activa o el total de horas trabajadas a la semana por esta. Además, al incluir este nuevo tipo de controles nos encontramos con errores estándar incluso mayores a los obtenidos previamente.

VI.2 Análisis de Heterogeneidad

Los resultados previos no indicarían que haya existido un impacto significativo de la política del aumento en la cobertura salas cunas y jardines infantiles públicos desde el año 2006 sobre variables relacionadas con el trabajo maternal. En esta sección, se muestran los resultados obtenidos al realizar un análisis de heterogeneidad donde se comparan los efectos de esta política sobre madres en distintas etapas de la vida, ya que dependiendo de esto pueden tener características inobservables que hacen que tengan una respuesta y un comportamiento diferente frente a la política.

Las mujeres a la hora de planificar su familia pueden tomar en cuenta el hecho de si disponen o no de salas cunas o jardines infantiles para poder continuar su vida laboral aun teniendo hijos(as) y así no perder una fuente de ingresos que puede ser fundamental para sus familias. Como la política que se analiza en este trabajo es bastante nueva es esperable que las madres más jóvenes se vean más afectadas por este programa y reaccionen de manera diferente. Luego, el análisis de heterogeneidad que se realiza es estimar la ecuación (1) pero realizando una división de las madres en tres grupos etarios, entre 15 a 25, 26 a 35 y 36 a 45 años de edad, recordemos que en este estudio solo consideramos madres de entre 15 y 45 años que tengan al menos un hijo(a) de hasta 4 años de edad.

Los resultados de este ejercicio se presentan en la tabla 11, donde en las columnas (1) a (4) se muestran los resultados para madres de al menos un(a) infante y en las columnas (5) a (8) para madres de al menos un(a) pre-escolar, lo cual se hace utilizando las dos medidas de intensidad del programa en la comuna, el número de matriculados y el número de establecimientos. Además utilizamos dos variables dependientes, *activa* en las columnas (1), (2), (5) y (6), y *horas trabajadas* en las columnas (3), (4), (7) y (8), donde todas las columnas incluyen controles por características de los padres, composición del hogar y una dummy para zonas rurales, pero solo las columnas pares incluyen controles por características iniciales de las comunas.

Bajo ninguna especificación obtenemos coeficientes estadísticamente significativos, lo que indicaría que al separar a las madres en estos tres subgrupos en ningún caso podemos afirmar que existen diferencias en como la política afectó a estos, ni tampoco se encuentra evidencia de que esta haya tenido algún impacto significativo sobre estos subgrupos en las variables relacionadas con el empleo de las madres utilizadas.

VII Conclusión

En este trabajo se buscó analizar el impacto sobre variables relacionadas con el empleo femenino de una política pública impulsada desde el año 2006 en Chile que aumentó de manera importante la cobertura de salas cunas y jardines infantiles públicos y gratuitos a lo largo del país. Dado que en general trabajos previos que trataron de responder esta misma pregunta no encontraron evidencia de algún impacto significativo, se analizó si es que sus estimaciones podrían haber estado subestimadas al no haber considerado la posible presencia de externalidades a la hora de definir la exposición de las distintas comunas del país a esta política.

Los hallazgos de este estudio indican que para este caso no existiría un problema de subestimación en los resultados al no incluir de alguna forma las supuestas externalidades, no se puede afirmar que no estamos en presencia de externalidades pero al menos estas no serían relevantes a la hora de determinar los efectos de la política sobre medidas relacionadas con la tasa de participación femenina.

Los resultados encontrados van en línea con los presentados en trabajos previos, no se encuentra evidencia de algún impacto significativo de la política en Chile que aumentó la cobertura de establecimientos de educación y cuidado pre-escolar públicos sobre variables relacionadas con la tasa de participación femenina.

Existen argumentos que podrían explicar porque esta política no ha sido efectiva en Chile en mejorar la situación de baja empleabilidad femenina en el país, aun cuando en otros países si existen experiencias de políticas similares que sí tuvieron un impacto significativo. Algunos de estos argumentos son que hasta el día de hoy existen factores culturales que dificultan el ingreso de la mujer al mundo laboral, el trabajo part-time podría ser escaso si lo que se quiere es fomentar con esta política el ingreso al mundo laboral de las mujeres, existen leyes que desincentivas el empleo femenino, no todos los jardines infantiles y salas cuna funcionan durante todo el año ya que muchos cierran en periodos de vacaciones, no todos los establecimientos cuentan con el programa de extensión horaria por lo que cierran a las 16:30 horas lo que es incompatible con el horario de trabajo de una jornada normal, etc.

Por otro lado, existen razones que podrían justificar por qué no estaríamos en presencia de externalidades o no tendrían mayor influencia al definir la exposición individual de las comunas a la política. Las madres de hijos(as) en edades tempranas puede que no estén dispuestas a trasladar a sus hijos(as) largas distancias para llevarlos a una sala cuna o jardín infantil ya que a esa edad aún son muy proclives a contraer resfríos y enfermedades, lo que puede ocurrir al estar un tiempo prolongado en temperaturas muy

frías como ocurre en muchas zonas del país en invierno, o en lugares con grandes aglomeraciones de gente como ocurre en el transporte público donde es más fácil contagiarse por la vía aérea de enfermedades o resfríos, como por ejemplo a ocurrido en los últimos años donde han existido casos críticos de influenza que han afectado a una gran número de niños(as) y adultos mayores en el país. En ese sentido, el hecho de que una comuna se vea beneficiada con la construcción de este tipo de establecimientos de educación y cuidado pre-escolar no necesariamente beneficia a las madres de las comunas cercanas ya que estas no estarían dispuestas a trasladar a sus hijos(as) hasta esos lugares si es que no se encuentran a una distancia lo suficientemente cercana como para que no se vea amenazada la salud de sus hijos(as). Por ende, aun cuando algunas madres se pueden ver beneficiadas indirectamente por la política si es que esta beneficia a comunas cercanas a la que viven, este efecto no sería tan grande como para afectar los resultados de las estimaciones de manera significativa y no existiría un problema de subestimación en los trabajos previos.

Finalmente, dados los altos niveles de desigualdad que existen en Chile y la baja participación laboral femenina en comparación con otros países de la región y el mundo, es importante identificar correctamente las razones por las cuales esta política no ha permitido a las madres de hijos(as) en edad temprana ingresar al mundo laboral. Se recomienda mejorar los problemas de incompatibilidad horaria que existe en los centros que no cuentan con extensión horaria y los horarios de la jornada laboral completa, además de proveer una solución para el cuidado de los hijos(as) en periodos de vacaciones si es que los centros cierran. Además, se recomienda incentivar el trabajo part-time en Chile que tal como dice Rau (2010) es una herramienta para aumentar la tasa de participación femenina. Por último, una campaña de los beneficios que se tiene de recibir educación en los primeros años de vida sobre resultados educacionales y cognitivos en el largo plazo puede también favorecer para que madres opten por llevar a sus niños(as) a este tipo de establecimientos, lo que ayudaría también a lograr una mayor igualdad de oportunidades el día de mañana para estos niños(as), ya que al ser esta una política enfocada principalmente en los sectores más vulnerables del país, dando mayor educación en los primeros años de vida que es cuando sería más rentable y efectiva, haría menos difícil solucionar las desigualdades en otros márgenes como la pobreza o el nivel de ingresos el día de mañana.

Referencias

- Adlerstein, C., Reveco, O., Pardo, M. y Rayo, M. S. (2014). Simonstein, S. (2014). “Panel: Análisis críticos para una reforma a la educación parvularia” *Docencia*, 53, 75-96.
- Aguirre, Josefa. (2011). “If you build it they will come: Evidence of the impact of a large expansion of childcare centers over attendance and maternal labor supply.” Tesis Magister en Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile.
- Ahn, S.C. y P. Schmidt (1995). “Efficient Estimation of Models for Dynamic Panel Data”. *Journal of Econometrics*, 68, págs.5-28.
- Anderson, T.W. y C. Hsiao (1982), “Formulation and Estimation of Dynamic Models using Panel Data”. *Journal of Econometrics*, 18, págs. 47-82.
- Arzola, María Paz y Camhi Rosita (2013). “Educación Preescolar: Evidencia y Desafíos para Chile”. ISSN 0717-1560. Serie Informe Social 138. Libertad y Desarrollo.
- Baker, Gruber and Milligan (2008). “Universal Childcare, Maternal Labor Supply, and Family Well-Being”. *Journal of Political Economy* 116 (4), 709-745.
- Bentancor, A. 2013. “The Impact of Accessing Nursery Schools on Chilean Mothers Probability of Employment.” Mimeo, Comunidad Mujer, julio.
- Berlinski S., Galiani S. (2007). “The effect of a large expansion of pre-primary school facilities on preschool attendance and maternal employment” *Labour Economics* 14 (3), 665-680
- Blau D., Currie J. (2006). “Pre-school, day care, and after-school care: who’s minding the kids?” *Handbook of the Economics of Education* 2, 1163-1278
- Cabrera, S., Contreras, D. y Sepúlveda. P. (2010). “The effects of lengthening the school day on female labor supply: Evidence from a quasi-experiment in Chile.” Departamento de Economía, Universidad de Chile. Documento de Trabajo 323. Junio.
- Cascio, E. (2009). “Maternal labor supply and the introduction of kindergartens into American public schools” *Journal of Human Resources* 44 (1), 140-170
- Contreras, D., Hurtado, A. and M. Sara F, 2012. “La Excepción Chilena y las Percepciones de Género en la Participación Laboral Fe-

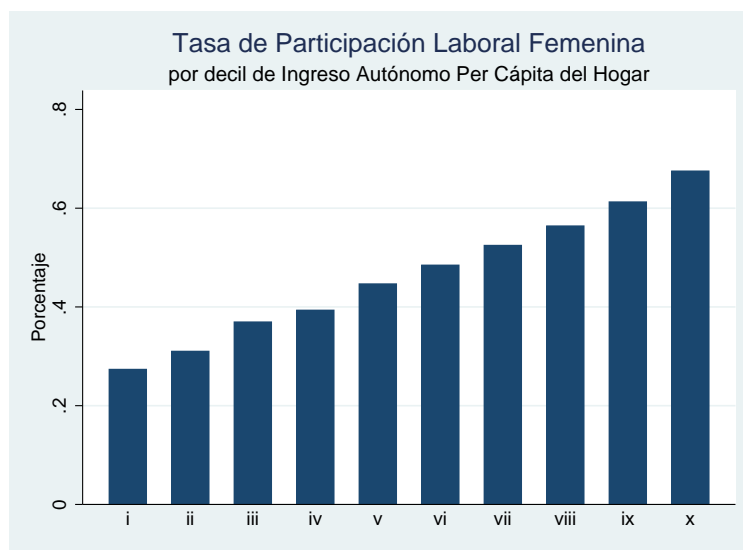
menina” Working Papers wp374, University of Chile, Department of Economics.

- Contreras, D. and Plaza G., 2010. “Cultural Factors in Women’s Labor Force Participation in Chile,” *Feminist Economics*, Taylor and Francis Journals, vol. 16(2), pages 27-46.
- Contreras, D., Puentes, E. and Bravo, D. 2012. “Female Labor Supply and Child Care Supply in Chile,” Working Papers wp370, University of Chile, Department of Economics.
- Duflo, Esther (2001) “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment”. NBER Working Paper No. 7860.
- Encina, Jenny (2009) “Efecto de una mayor cobertura de salas cuna en la participación laboral femenina” Tesis Magister en Economía, Universidad de Chile.
- Encina, Jenny and Martínez, Claudia (2009) “Efecto de una mayor cobertura de salas cuna en la participación laboral femenina: Evidencia en Chile” Department of Economics, University of Chile, SDT 303.
- Ideapaís (2013) “Educación Inicial en Chile: Educación justa, diversa y de calidad.” Informe “Educación para todos año 2013”.
- Jaumotte. F (2003). “Female Labor Force Participation: Past Trend and Main Determinantes in OECD Countries”. OECD Economics Department Working Paper 376.
- Lokshin, Michael and Monica Fong (2006), “Women’s labor force participation and child care in Rumania”. *Journal of Development Studies*, Vol. 42, No. 1, 90–109.
- Manley, James y Felipe Vasquez. 2013. “Childcare availability and female labor force participation: An empirical examination of the Chile CreceContigo Program.” Towson University, Department of Economics.
- Martínez, C. y Perticará, M. (2014). “Childcare Indivisibility and Maternal Employment” *The Selected Works of Claudia Martínez A.* Available at: http://works.bepress.com/claudia_martinez_a/13
- Rau, T. (2010). “El trabajo a tiempo parcial en Chile” *Economía chilena*. 13 (1), 38-59.

Apéndice

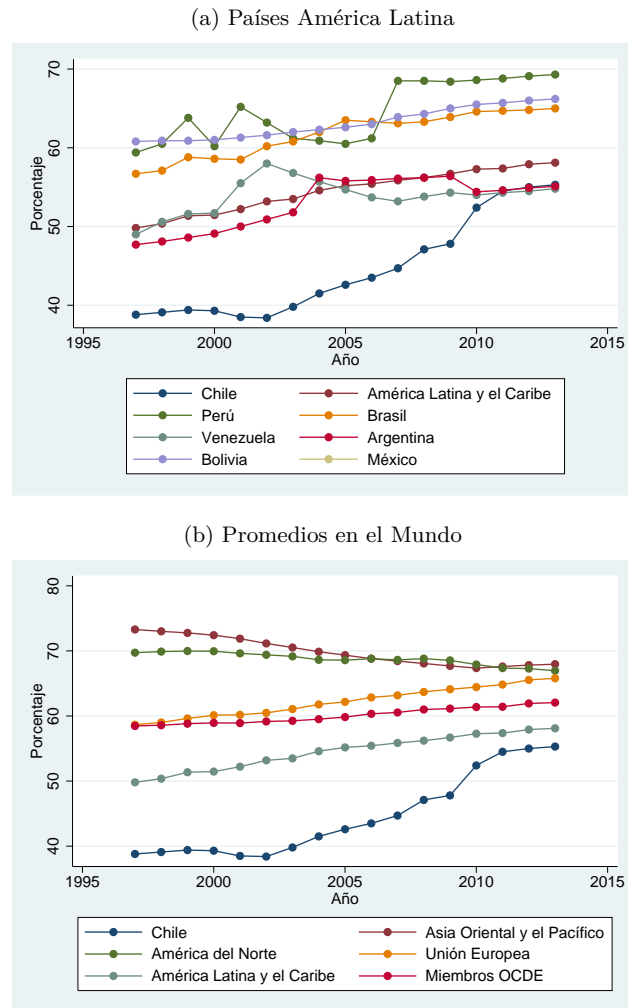
Figuras

Figure 1



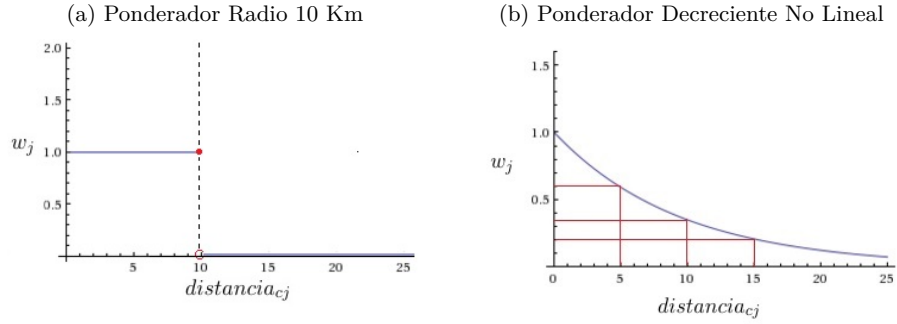
Elaboración propia a partir de la encuesta Casen 2013

Figure 2: Tasa de Participación Femenina en la Fuerza Laboral: % de la Población Femenina entre 15-64 años (Estimación Modelado OIT)



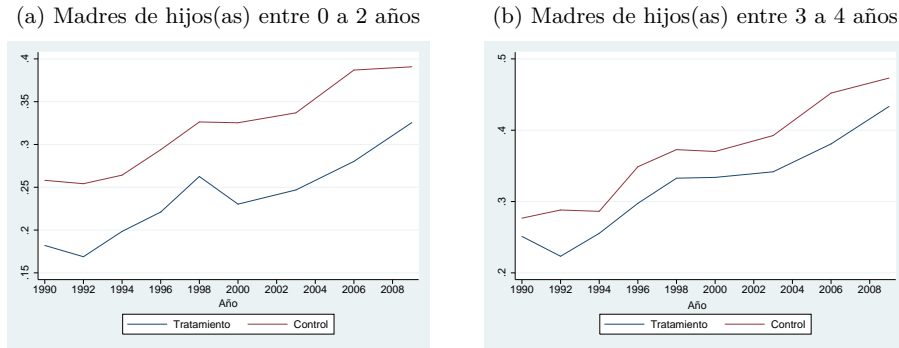
Datos obtenidos del Banco Mundial, recopilados por la Organización Internacional del Trabajo (OIT).

Figure 3



Elaboración Propia.

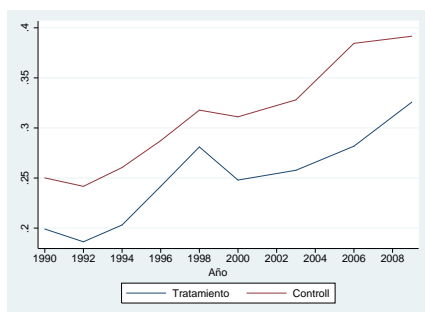
Figure 4: Probabilidad de Estar Activa Laboralmente para las Madres en Comunas Tratamiento y Control utilizando Número de Niños(as) Matriculados



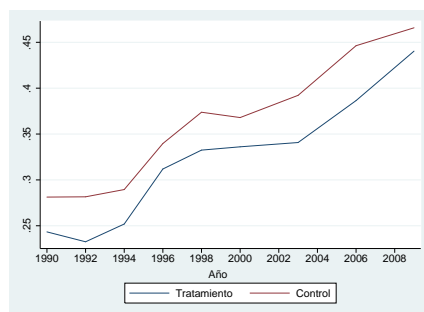
Elaboración Propia a partir de datos Casen 1990, 1992, 1994, 1996, 1998, 2000, 2003, 2006 y 2009.

Figure 5: Probabilidad de Estar Activa Laboralmente para las Madres en Comunas Tratamiento y Control utilizando Número de Establecimientos

(a) Madres de hijos(as) entre 0 a 2 años



(b) Madres de hijos(as) entre 3 a 4 años



Elaboración Propia a partir de datos Casen 1990, 1002, 1994, 1996, 1998, 2000, 2003, 2006 y 2009.

Tablas

Table 1: Datos de Disponibilidad de Establecimientos para Infantes y Pre-Escolares: Total Anual

Número de Matriculados				
Año	Salas Cuna		Jardín Infantil	
	Integra	Junji	Integra	Junji
2003	2160	8889	18211	42437
2006	8051	13254	21580	47463
2009	16159	41748	37658	69743
2011	16209	55826	39026	94304
2013	16343	56192	39719	97869

Número de establecimientos				
Año	Salas Cuna		Jardín Infantil	
	Integra	Junji	Integra	Junji
2003	93	249	354	550
2006	378	378	413	685
2009	509	1323	458	1207
2011	639	1870	620	1792
2013	636	1925	620	1883

Nota: Elaboración propia a partir de datos administrativos de Junji y Fundación Integra. Se consideran únicamente centros administrados directa o indirectamente por la Junji y la Fundación Integra que entreguen un servicio convencional, no se incluyen modalidades de establecimientos especiales como en centros penitenciarios, hospitales, u otros.

Table 2: Análisis descriptivo de las variables $stock1_{ct}$ y $stock2_{ct}$

Matriculados por Niño(a) en la Comuna en Establecimientos Junji e Integra en el tiempo						
	Año	Media	Desv. Est.	Mín	Máx	Crecimiento
Panel A: $stock1_{ct}$ para niños entre 0 y 2 años	2003	0.0175	0.0267	0	0.2515	-
	2006	0.0369	0.0374	0	0.2395	1.1119
	2009	0.0986	0.0491	0	0.2993	1.6692
	2011	0.1233	0.0471	0	0.3741	0.2500
	2013	0.1215	0.0500	0	0.3182	-0.0145
Panel B: $stock1_{ct}$ para niños entre 3 y 4 años	2003	0.0853	0.0668	0	0.4671	-
	2006	0.1031	0.0729	0	0.5569	0.2089
	2009	0.1660	0.0811	0	0.5509	0.6103
	2011	0.2135	0.0738	0	0.5924	0.2857
	2013	0.2168	0.0783	0	0.6946	0.0155
Establecimientos Junji e Integra por Kilómetro Cuadrado en el tiempo						
	Año	Media	Desv. Est.	Mín	Máx	Crecimiento
Panel C: $stock2_{ct}$ para niños entre 0 y 2 años	2003	0.0224	0.0728	0	0.5714	-
	2006	0.0301	0.0895	0	0.5714	0.3445
	2009	0.0813	0.2299	0	1.5714	1.7006
	2011	0.0889	0.2695	0	1.9000	0.0932
	2013	0.1203	0.3065	0	1.8571	0.3532
Panel D: $stock2_{ct}$ para niños entre 3 y 4 años	2003	0.0477	0.1475	0	0.9000	-
	2006	0.0489	0.1487	0	0.9091	0.0252
	2009	0.0756	0.2182	0	1.3000	0.5478
	2011	0.0963	0.3072	0	2.4286	0.2730
	2013	0.1226	0.3235	0	2.4286	0.2735

Elaboración Propia. Se consideran 335 comunas de Chile al utilizar como medida de disponibilidad el número de matriculados y 302 comunas al utilizar el número de establecimientos por Km².

Table 3: Definición y Fuente de las Variables

Variabes	Definición	Fuente
stock1 _{ct}	Número de niños(as) matriculados en establecimientos de la comuna c en el año t con respecto al número de niños(as) que pertenecen a la comuna, para infantes y pre-escolares.	Junji, Integra e INE
stock2 _{ct}	Número de establecimientos Junji e Integra por kilómetro cuadrado en la comuna c en el año t, para infantes y pre-escolares.	Junji, Integra y BCN
Activa	Variable binaria que toma el valor de 1 si la madre se encuentra activa, lo que incluye si está ocupada o desocupada, y 0 si está inactiva.	Casen
Ocupada	Variable binaria que toma el valor de 1 si la madre esta trabajando (ocupada) y cero si no está trabajando (sin importar si está buscando un empleo).	Casen
Horas Trabajadas	Horas trabajadas por la madre a la semana. Es igual a 0 si no está trabajando.	Casen
Fulltime	Variable Binaria que toma 1 si la madre trabaja fulltime, 0 si no. Un trabajo se considera fulltime si trabaja 40 horas a la semana o más.	Casen
Quintil de Ingreso	Dummies para cada quintil de ingreso al que pertenece la madre.	Casen
Educación de la Madre	Nivel educacional de la madre. Dummies para los nueve niveles educacionales que se consideran en la Casen. Sin educación formal, básica incompleta, básica completa, media humanista incompleta, media técnico profesional incompleta, media humanista completa, media técnico completa, técnico o universitaria incompleta, o técnica o universitaria completa.	Casen
Edad de la Madre	Edad de la madre.	Casen
(Edad de la Madre) ²	Edad de la madre al cuadrado.	Casen
Cónyuge en el Hogar	Variable binaria que toma 1 si la pareja (esposo o pareja) de la madre reside o no en el hogar.	Casen
Adultos en el Hogar	Número de Adultos mayores de 18 años que viven en el hogar.	Casen
Niños y Jóvenes	Número de niños y jóvenes entre 5 y 18 años que viven en el hogar	Casen
Zona Urbana	Variable que toma el valor de 1 para zona urbana, 0 si no.	Casen
Zona Rural	Variable que toma el valor de 1 para zona rural, 0 si no.	Casen

Nota: INE corresponde al Instituto Nacional de Estadísticas y BCN a la Biblioteca del Congreso Nacional de Chile.

Table 4: Estadísticas Descriptivas Variables

	Niños entre 0 y 2 años de edad					Niños entre 3 y 4 años de edad				
	2003	2006	2009	2011	2013	2003	2006	2009	2011	2013
Activa	0.391 (0.005)	0.417 (0.005)	0.425 (0.006)	0.482 (0.005)	0.490 (0.006)	0.463 (0.006)	0.490 (0.006)	0.522 (0.007)	0.540 (0.006)	0.569 (0.007)
Ocupada	0.328 (0.005)	0.369 (0.005)	0.365 (0.005)	0.428 (0.005)	0.446 (0.006)	0.390 (0.006)	0.435 (0.006)	0.440 (0.007)	0.486 (0.006)	0.513 (0.007)
Horas Trabajadas	13.541 (0.228)	14.377 (0.222)	14.544 (0.239)	15.494 (0.205)	14.979 (0.244)	15.883 (0.272)	17.274 (0.283)	17.576 (0.295)	18.225 (0.257)	19.166 (0.300)
Trabajo Fulltime	0.232 (0.004)	0.252 (0.005)	0.259 (0.005)	0.285 (0.004)	0.266 (0.005)	0.271 (0.005)	0.294 (0.006)	0.315 (0.006)	0.323 (0.006)	0.345 (0.006)
Educación Madre	5.588 (0.024)	4.760 (0.023)	5.799 (0.024)	5.019 (0.020)	5.734 (0.033)	5.571 (0.028)	4.614 (0.027)	5.779 (0.029)	4.930 (0.026)	5.531 (0.038)
Edad Madre	28.634 (0.071)	28.722 (0.074)	28.219 (0.079)	28.517 (0.070)	28.483 (0.081)	30.401 (0.079)	31.000 (0.084)	31.080 (0.092)	30.153 (0.082)	30.661 (0.092)
Edad Madre al Cuadrado	864.311 (4.129)	872.992 (4.356)	844.401 (4.629)	863.396 (4.174)	858.047 (4.817)	966.516 (4.888)	1006.140 (5.292)	1012.627 (5.797)	956.382 (5.119)	986.133 (5.785)
Número Adultos	1.839 (0.007)	1.849 (0.007)	1.796 (0.007)	1.795 (0.007)	1.795 (0.008)	1.922 (0.007)	1.941 (0.008)	1.874 (0.009)	1.840 (0.008)	1.844 (0.009)
Número Niños 5 a 18	0.237 (0.005)	0.255 (0.006)	0.254 (0.006)	0.247 (0.005)	0.218 (0.006)	0.205 (0.006)	0.227 (0.006)	0.206 (0.006)	0.218 (0.006)	0.199 (0.006)
Madre Jefa Núcleo	0.307 (0.005)	0.361 (0.005)	0.424 (0.006)	0.492 (0.005)	0.466 (0.006)	0.274 (0.005)	0.322 (0.006)	0.383 (0.007)	0.454 (0.006)	0.456 (0.007)
Quintil	2.477 (0.014)	2.538 (0.015)	2.510 (0.015)	2.517 (0.013)	2.497 (0.016)	2.528 (0.017)	2.561 (0.017)	2.590 (0.018)	2.520 (0.016)	2.520 (0.018)
Pareja Vive en la Casa	0.737 (0.005)	0.712 (0.005)	0.672 (0.005)	0.610 (0.005)	0.623 (0.006)	0.772 (0.005)	0.744 (0.005)	0.697 (0.006)	0.650 (0.006)	0.647 (0.006)
Zona Urbana	0.878 (0.003)	0.877 (0.004)	0.874 (0.004)	0.885 (0.003)	0.870 (0.004)	0.879 (0.004)	0.870 (0.004)	0.863 (0.005)	0.879 (0.004)	0.876 (0.004)
Número Observaciones	9016	8771	7744	10135	7129	6886	6414	5510	7024	5414

Nota: Elaboración propia a partir de encuestas Casen 2003, 2006, 2009, 2011 y 2013. Se utiliza como peso factor de expansión comunal. Para cada variable se reporta su media y en paréntesis se reportan los errores estándar. Hogares con al menos un hijo de hasta cuatro años de edad, con madre de entre 15 a 45 años de edad.

Table 5: Análisis Variable de Intensidad del Tratamiento I_{ct}^* según Categorías

Ponderador	Número de Matriculados					Establecimientos por Km. Cuadrado				
	Año	Media	Desv. Est.	Mín	Máx	Media	Desv. Est.	Mín	Máx	
Peso Cero	Panel A: I_{ct}^* para niños entre 0 y 2 años	2003	0.018	0.027	0	0.251	0.022	0.072	0	0.571
		2006	0.037	0.038	0	0.240	0.030	0.089	0	0.571
		2009	0.099	0.049	0	0.299	0.080	0.228	0	1.571
		2011	0.123	0.047	0	0.374	0.088	0.269	0	1.900
		2013	0.121	0.050	0	0.318	0.120	0.305	0	1.857
	Panel B: I_{ct}^* para niños entre 3 y 4 años	2003	0.085	0.067	0	0.467	0.047	0.147	0	0.900
		2006	0.103	0.073	0	0.557	0.048	0.148	0	0.909
		2009	0.166	0.081	0	0.551	0.074	0.215	0	1.300
		2011	0.213	0.074	0	0.592	0.095	0.306	0	2.429
		2013	0.217	0.078	0	0.695	0.120	0.319	0	2.429
Radio 10 kilómetros	Panel C: I_{ct}^* para niños entre 0 y 2 años	2003	0.037	0.058	0	0.296	0.207	0.609	0	3.566
		2006	0.064	0.077	0	0.410	0.275	0.827	0	4.675
		2009	0.191	0.232	0	1.336	0.801	2.329	0	12.955
		2011	0.205	0.238	0	1.612	0.859	3.046	0	19.585
		2013	0.230	0.269	0	1.681	1.147	3.445	0	20.417
	Panel D: I_{ct}^* para niños entre 3 y 4 años	2003	0.182	0.272	0	1.588	0.444	1.342	0	7.962
		2006	0.204	0.277	0	1.638	0.480	1.474	0	8.624
		2009	0.351	0.504	0	2.912	0.738	2.229	0	13.007
		2011	0.382	0.516	0	3.378	0.911	3.218	0	20.367
		2013	0.431	0.553	0	3.477	1.126	3.440	0	21.028
Decreciente No Lineal	Panel E: I_{ct}^* para niños entre 0 y 2 años	2003	0.041	0.052	0	0.252	0.204	0.514	0	2.018
		2006	0.074	0.065	0	0.267	0.262	0.675	0	2.733
		2009	0.228	0.201	0	0.918	0.750	1.865	0	7.605
		2011	0.235	0.212	0	1.134	0.813	2.445	0	12.118
		2013	0.271	0.241	0	1.173	1.148	2.837	0	12.585
	Panel F: I_{ct}^* para niños entre 3 y 4 años	2003	0.205	0.229	0	1.002	0.431	1.105	0	4.602
		2006	0.234	0.233	0	1.033	0.454	1.184	0	5.000
		2009	0.414	0.450	0	2.017	0.701	1.800	0	7.648
		2011	0.438	0.467	0	2.394	0.869	2.582	0	12.662
		2013	0.501	0.511	0	2.452	1.113	2.870	0	13.050

Elaboración propia.

Elaboración propia.

Table 6: Impacto Aumento Cobertura Centros de Cuidado y Educación Infantil en Indicadores de Empleo Maternal sobre Mujeres No Madres.

	Variable Dependiente											
	Activa						Horas Trabajadas					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Número de Matriculados</i>	-0.035 (0.037)	-0.015 (0.037)	-0.018 (0.012)	0.002 (0.014)	-0.024 (0.014)	0.004 (0.017)	-1.401 (1.832)	-0.550 (1.823)	-0.945 (0.598)	-0.810 (0.691)	-1.069 (0.703)	-0.716 (0.826)
<i>Número Establecimientos por Km²</i>	-0.005 (0.017)	0.007 (0.019)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.002)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.003)	0.080 (0.998)	0.202 (1.066)	-0.069 (0.104)	-0.078 (0.121)	-0.037 (0.132)	-0.041 (0.156)
Peso Cero	x	x					x	x				
Peso Radio 10 Km			x	x					x	x		
Peso Decreciente					x	x					x	x
Controles	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Controles Carac. Iniciales		x		x		x		x		x		x
Observaciones	112935	112935	112935	112935	112935	112935	112935	112935	112935	112935	112935	112935

Nota: Errores estándar se reportan entre paréntesis y son corregidos por clustering a nivel de comuna. Se incluyen 335 comunas del país al utilizar como medida de disponibilidad el número de matriculados y 302 comunas al utilizar el número de establecimientos por Km2. Se reporta el número de observaciones bajo los errores estándar. *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.

Table 7: Impacto Aumento Cobertura Centros de Cuidado y Educación Infantil en Indicadores de Empleo Maternal sobre Mujeres No Madres mayores de 60 años.

	Variable Dependiente											
	Activa						Horas Trabajadas					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Número de Matriculados</i>												
	0.018 (0.039)	0.032 (0.041)	-0.007 (0.010)	-0.005 (0.013)	-0.007 (0.012)	-0.002 (0.016)	-2.060 (2.124)	-1.409 (2.192)	-0.713 (0.410)	-0.720 (0.640)	-0.794 (0.515)	-0.673 (0.838)
<i>Número Establecimientos por Km²</i>												
	-0.006 (0.017)	-0.001 (0.018)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.001 (0.002)	-0.065 (0.666)	0.306 (0.786)	-0.053 (0.064)	-0.034 (0.090)	-0.062 (0.081)	-0.035 (0.116)
Peso Cero	x	x					x	x				
Peso Radio 10 Km			x	x					x	x		
Peso Decreciente					x	x					x	x
Controles	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Controles Carac. Iniciales		x		x		x		x		x		x
Observaciones	95772	95772	95772	95772	95772	95772	95772	95772	95772	95772	95772	95772

Nota: Errores estándar se reportan entre paréntesis y son corregidos por clustering a nivel de comuna. Se incluyen 335 comunas del país al utilizar como medida de disponibilidad el número de matriculados y 302 comunas al utilizar el número de establecimientos por Km². Se reporta el número de observaciones bajo los errores estándar. *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.

Table 8: Impacto Aumento Cobertura Centros de Cuidado y Educación Infantil sobre Indicadores de Empleo Maternal I

	Variable Dependiente											
	Activa						Horas Trabajadas					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Número de Matriculados</i>												
Panel A: Niños(as) entre 0 y 2 años	0.227 (0.241) 42633	0.092 (0.180) 42633	-0.166 (0.123) 42633	-0.102 (0.107) 42633	-0.144 (0.135) 42633	-0.096 (0.117) 42633	8.507 (9.162) 42633	2.709 (7.572) 42633	-5.037 (4.510) 42633	-2.443 (4.276) 42633	-4.852 (4.915) 42633	-2.983 (4.690) 42633
Panel B: Niños(as) entre 3 y 4 años	-0.009 (0.225) 31139	-0.015 (0.208) 31139	-0.051 (0.127) 31139	0.004 (0.116) 31139	-0.108 (0.143) 31139	-0.069 (0.127) 31139	-7.490 (10.770) 31139	-8.597 (10.730) 31139	-2.838 (6.136) 31139	0.307 (5.617) 31139	-5.475 (6.626) 31139	-3.040 (6.187) 31139
<i>Número Establecimientos por Km²</i>												
Panel C: Niños(as) entre 0 y 2 años	-0.087 (0.123) 42633	-0.021 (0.100) 42633	-0.028* (0.013) 42633	-0.015 (0.011) 42633	-0.025 (0.016) 42633	-0.013 (0.014) 42633	-3.283 (4.367) 42633	-0.540 (3.807) 42633	-0.791 (0.435) 42633	-0.264 (0.417) 42633	-0.728 (0.527) 42633	-0.204 (0.499) 42633
Panel D: Niños(as) entre 3 y 4 años	0.002 (0.083) 31139	-0.049 (0.082) 31139	-0.005 (0.012) 31139	0.000 (0.011) 31139	-0.007 (0.016) 31139	-0.003 (0.014) 31139	3.360 (3.735) 31139	1.232 (3.895) 31139	-0.225 (0.555) 31139	0.084 (0.514) 31139	-0.152 (0.697) 31139	0.141 (0.667) 31139
Peso Cero	x	x					x	x				
Peso Radio 10 Km			x	x					x	x		
Peso No Lineal Decreciente					x	x					x	x
Controles		x		x		x		x		x		x

Nota: Errores estándar se reportan entre paréntesis y son corregidos por clustering a nivel de comuna. Se incluyen 335 comunas del país al utilizar como medida de disponibilidad el número de matriculados y 302 comunas al utilizar el número de establecimientos por Km². Se reporta el número de observaciones bajo los errores estándar. *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.

Table 9: Impacto Aumento Cobertura Centros de Cuidado y Educación Infantil sobre Indicadores de Empleo Maternal II

	Variable Dependiente											
	Fulltime						Ocupada					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Número de Matriculados</i>												
Panel A: Niños(as) entre 0 y 2 años	0.207 (0.163) 42633	0.102 (0.177) 42633	-0.075 (0.095) 42633	-0.023 (0.094) 42633	-0.079 (0.105) 42633	-0.040 (0.106) 42633	0.180 (0.233) 42633	0.046 (0.159) 42633	-0.085 (0.109) 42633	-0.023 (0.097) 42633	-0.067 (0.120) 42633	-0.021 (0.105) 42633
Panel B: Niños(as) entre 3 y 4 años	0.052 (0.238) 31139	0.033 (0.277) 31139	0.023 (0.127) 31139	0.092 (0.126) 31139	-0.046 (0.141) 31139	0.012 (0.143) 31139	-0.128 (0.244) 31139	-0.149 (0.225) 31139	-0.035 (0.123) 31139	0.026 (0.114) 31139	-0.068 (0.139) 31139	-0.024 (0.128) 31139
<i>Número Establecimientos por Km²</i>												
Panel C: Niños(as) entre 0 y 2 años	-0.111 (0.110) 42633	-0.059 (0.110) 42633	-0.016 (0.100) 42633	-0.006 (0.010) 42633	-0.016 (0.009) 42633	-0.006 (0.012) 42633	-0.060 (0.012) 42633	0.006 (0.096) 42633	-0.019 (0.079) 42633	-0.006 (0.011) 42633	-0.016 (0.010) 42633	-0.004 (0.013) 42633
Panel D: Niños(as) entre 3 y 4 años	0.112 (0.084) 31139	0.077 (0.089) 31139	0.000 (0.012) 31139	0.007 (0.011) 31139	-0.001 (0.015) 31139	0.006 (0.015) 31139	0.051 (0.082) 31139	0.001 (0.088) 31139	0.000 (0.011) 31139	0.006 (0.011) 31139	0.001 (0.015) 31139	0.006 (0.014) 31139
Peso Cero	x	x					x	x				
Peso Radio 10 Km			x	x					x	x		
Peso No Lineal Decreciente					x	x					x	x
Controles		x		x		x		x		x		x

Noia: Errores estándar se reportan entre paréntesis y son corregidos por clustering a nivel de comuna. Se incluyen 335 comunas del país al utilizar como medida de disponibilidad el número de matriculados y 302 comunas al utilizar el número de establecimientos por Km². Se reporta el número de observaciones bajo los errores estándar. *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.

Table 10: Impacto Aumento Cobertura Centros de Cuidado y Educación Infantil sobre Indicadores de Empleo Maternal Agregando Controles por Características Iniciales de las Comunas

	Variable Dependiente											
	Activa						Horas Trabajadas					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
<i>Número de Matriculados</i>												
Panel A: Niños(as) entre 0 y 2 años	0.092 (0.180) 42633	0.167 (0.186) 40723	-0.102 (0.107) 42633	-0.100 (0.120) 40723	-0.096 (0.117) 42633	-0.075 (0.134) 40723	2.709 (7.572) 42633	3.703 (7.550) 40723	-2.443 (4.276) 42633	-5.595 (5.136) 40723	-2.983 (4.690) 42633	-6.518 (5.789) 40723
Panel B: Niños(as) entre 3 y 4 años	-0.015 (0.208) 31139	0.001 (0.236) 29717	0.004 (0.116) 31139	0.068 (0.148) 29717	-0.069 (0.127) 31139	0.002 (0.168) 29717	-8.597 (10.730) 31139	-8.833 (11.850) 29717	0.307 (5.617) 31139	-0.112 (7.202) 29717	-3.040 (6.187) 31139	-3.470 (8.415) 29717
<i>Número de Establecimientos por Km²</i>												
Panel C: Niños(as) entre 0 y 2 años	-0.021 (0.100) 42633	-0.018 (0.109) 40723	-0.015 (0.011) 42633	-0.019 (0.013) 40723	-0.013 (0.014) 42633	-0.017 (0.016) 40723	-0.540 (3.807) 42633	-2.616 (4.281) 40723	-0.264 (0.417) 42633	-0.769 (0.494) 40723	-0.204 (0.499) 42633	-0.853 (0.607) 40723
Panel D: Niños(as) entre 3 y 4 años	-0.049 (0.082) 31139	-(0.046) (0.090) 29717	0.000 (0.011) 31139	0.002 (0.014) 29717	-0.003 (0.014) 31139	0.000 (0.018) 29717	1.232 (3.895) 31139	0.459 (4.421) 29717	0.084 (0.514) 31139	-(0.077) (0.631) 29717	0.141 (0.667) 31139	0.037 (0.835) 29717
Peso Cero	x	x					x	x				
Peso Radio 10 Km			x	x					x			
Peso No Lineal Decreciente					x	x					x	x
Controles	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x
Controles Carac. Iniciales		x		x		x		x		x		x

Nota: Errores estándar se reportan entre paréntesis y son corregidos por clustering a nivel de comuna. Se incluyen 335 comunas del país al utilizar como medida de disponibilidad el número de matriculados y 302 comunas al utilizar el número de establecimientos por Km². Se reporta el número de observaciones bajo los errores estándar.

*p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.

Table 11: Impacto Aumento Cobertura Centros de Cuidado y Educación Infantil sobre Indicadores de Empleo Maternal Separando por Grupo Etario de la Madre

	Madres de al menos un Niño(a) entre 0 y 2 años				Madres de al menos un Niño(a) entre 3 y 4 años			
	Variable Dependiente		Variable Dependiente		Variable Dependiente		Variable Dependiente	
	Activa	(1)	(2)	(3)	Activa	(5)	(6)	(7)
		(1)	(2)	(3)		(5)	(6)	(7)
<i>Número de Matriculados</i>								
Madres de 15 a 25 años		-0.107 (0.220) 16487	0.071 (0.244) 16487	-7.353 (7.027) 16487	-8.139 (8.889) 16487	-0.361 (0.283) 8610	-0.237 (0.352) 8610	-17.150 (13.740) 8610
Madres de 26 a 35 años		-0.074 (0.167) 17036	-0.051 (0.204) 17036	3.344 (8.010) 17036	0.732 (9.639) 17036	0.013 (0.210) 13624	0.202 (0.256) 13624	-0.403 (9.563) 13624
Madres de 36 a 45 años		0.068 (0.306) 7200	-0.229 (0.348) 7200	2.487 (13.050) 7200	-5.156 (14.650) 7200	0.097 (0.306) 7483	-0.007 (0.391) 7483	14.400 (14.380) 7483
<i>Número Establecimientos por Km²</i>								
Madres de 15 a 25 años		-0.015 (0.095) 16487	0.058 (0.099) 16487	1.679 (3.621) 16487	2.221 (4.015) 16487	-0.175 (0.134) 8610	-0.116 (0.152) 8610	-8.316 (6.129) 8610
Madres de 26 a 35 años		-0.012 (0.093) 17036	-0.005 (0.105) 17036	2.034 (4.335) 17036	0.005 (4.836) 17036	0.00633 (0.117) 13624	0.0502 (0.130) 13624	-3.254 (4.889) 13624
Madres de 36 a 45 años		0.039 (0.140) 7200	0.049 (0.150) 7200	5.815 (6.202) 7200	5.150 (6.834) 7200	0.103 (0.145) 7483	0.0745 (0.161) 7483	9.133 (6.613) 7483
Peso No Lineal Decreciente		x	x	x	x	x	x	x
Controles		x	x	x	x	x	x	x
Controles Carac. Iniciales			x		x			x

Nota: Errores estándar se reportan entre paréntesis y son corregidos por clustering a nivel de comuna. Se incluyen 335 comunas del país al utilizar como medida de disponibilidad el número de matriculados y 302 comunas al utilizar el número de establecimientos por Km². Se reporta el número de observaciones bajo los errores estándar. *p<0.05, **p<0.01, ***p<0.001.

Anexo

Table 12: Comparación Resultados Utilizando Datos de Capacidad Junji v/s Matrículas Junji

Datos Junji	Variable Dependiente											
	Activa						Horas Trabajadas					
	Capacidad (1)	Matrícula (2)	Capacidad (3)	Matrícula (4)	Capacidad (5)	Matrícula (6)	Capacidad (7)	Matrícula (8)	Capacidad (9)	Matrícula (10)	Capacidad (11)	Matrícula (12)
	-0.048 (0.224)	-0.042 (0.220)	-0.018 (0.176)	0.035 (0.169)	-0.090 (0.185)	-0.039 (0.180)	-4.766 (12.680)	-3.700 (12.780)	-2.985 (9.784)	-2.898 (9.508)	-6.535 (9.914)	-7.023 (9.749)
Peso Cero	x	x					x	x				
Peso Radio 10 Km			x	x					x	x		
Peso Decreciente					x	x					x	x
Controles	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x	x

Nota: Errores estándar se reportan entre paréntesis y son corregidos por clustering a nivel de comuna. Se incluyen 335 comunas del país. Se reporta el número de observaciones bajo los errores estándar. * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001.