



**“Estudio sobre la reforma de postnatal del 2011 en el
mercado laboral femenino”**

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE
MAGÍSTER EN ANÁLISIS ECONÓMICO**

**Alumno: Cosme Roberto Nocera Quezada
Profesor Guía: Fabián Duarte Vásquez**

Santiago, Agosto 2024

Contenido

1. Introducción	3
2. Revisión de Antecedentes y Bibliografía	5
2.1. Marco regulatorio de la ley de postnatal en Chile:	5
2.2. Beneficios no laborales del postnatal en madres e hijos.....	5
2.3. Marco teórico de las decisiones de mercado laboral por políticas de postnatal	6
2.4. Estudios nacionales e internacionales sobre efectos del postnatal en el mercado laboral.....	6
3. Datos y Metodología	9
3.1. Datos y estadística descriptiva.....	9
3.2. Metodología	10
4. Resultados	13
5. Comentarios Finales.....	20
6. Bibliografía	21
7. Anexos.....	23

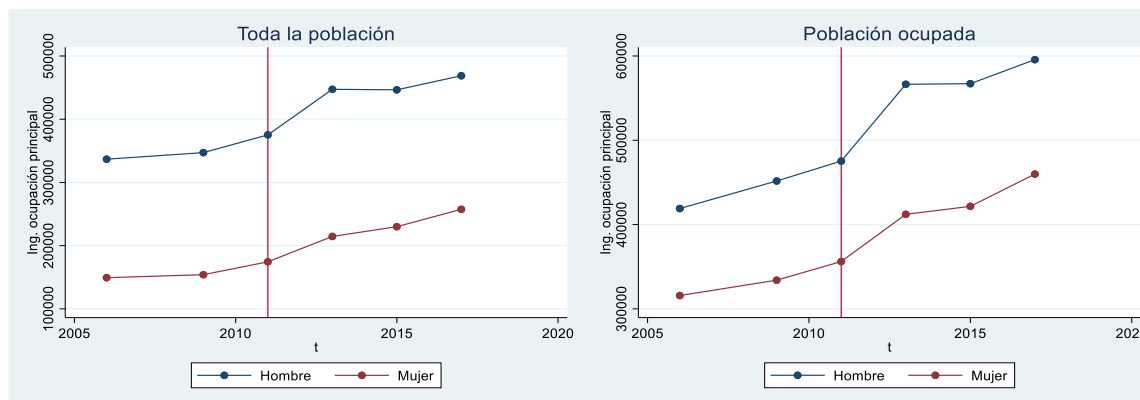
1. Introducción

Las brechas de género en el mercado laboral es un tema que presenta larga data tanto en Chile como en Latinoamérica. Si bien datos en Chile muestran cómo ha habido avances en términos de indicadores laborales, las diferencias aún siguen siendo relevantes. Dado lo anterior, resulta importante analizar en particular políticas que, si bien pueden justificarse en la búsqueda de efectos positivos en para las mujeres no generen a su vez efectos negativos no deseados en el mercado laboral para ellas. Un tipo de reforma en particular que no presenta las mismas conclusiones en torno a sus efectos en el mercado laboral en el mundo se encuentran en torno a los descansos de postnatal.

En Chile, las discusiones en torno a beneficios de postnatal datan de 1925 y a lo largo del tiempo se han extendido en reformas que aumentaban la cobertura y los beneficios a los cuales las madres ocupadas puedan optar ([Superintendencia de Seguridad Social, 2016](#)). Las discusiones y estudios sobre los efectos que pueden tener estos en la salud de los hijos y madres, así como también en los aspectos laborales de las mujeres han sido mixtas.

Uno de los principales argumentos que se entrega para la necesidad de este tipo de beneficios se basa en una mejora para la salud de tanto los hijos como de las madres a partir de este tipo de políticas, así como beneficios en sus habilidades cognitivas gracias un mayor tiempo de amamantamiento y tiempo con la madre ([Albagli & Rau \(2018\)](#), [Berger, Hill & Waldfogel \(2005\)](#)). Pero, por otro lado, existe tanto literatura que habla sobre los efectos negativos que esto tiene en el mercado laboral, particularmente en los salarios y tasas de ocupación, así como también literatura que no encuentra efectos extensivos de este tipo de reformas en el ámbito laboral¹.

Figura 1.1. Evolución de los ingresos de la ocupación principal según sexo



Fuente: Elaboración propia a partir de datos CASEN 2006-2017. **Nota:** las estimaciones que considera “Toda la población” considera para la gente no ocupada ingreso de la ocupación principal igual a 0.

La reforma estatal sobre postnatal en Chile del 2011 expandió de 3 a 6 meses el descanso postnatal, con la posibilidad de volver a trabajar posterior a las 12 semanas y con la alternativa de que el padre haga uso del restante del postnatal. Si analizamos la evolución del ingreso de la ocupación principal a través del tiempo (Figura 1.1) vemos como posterior a 2011 existe un aumento en la brecha que pareciese mantenerse a través del tiempo hasta aproximadamente 2017. Lo anterior hace preguntar de que forma la aplicación de la reforma tuvo un efecto en dicha evolución de la brecha.

¹ Ver [Dahl et al. \(2016\)](#), [Ruhm \(1998\)](#), [Baum \(2003\)](#), [Baker & Milligan \(2008\)](#).

Tomando la reforma del 2011 y utilizando un pool de bases de datos de corte transversal de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) de 2006 a 2017 la investigación, mediante el uso de metodologías como diferencias en diferencias, buscará responder *¿Cuál es el efecto de reformas postnatales en el mercado laboral femenino?* Y de la misma forma, analizar si el efecto encontrado es heterogéneo a distintas especificaciones de población.

Si bien ya ha existido investigación donde se ha visto el efecto del postnatal en salarios² la presente investigación pretende expandir sobre lo encontrado buscando agregar a grupos poblacionales no considerado. Adicionalmente, gracias al tipo de fuente de datos utilizado, será posible ahondar en los efectos para distintos grupos según características socioeconómicas y poder así evaluar si los efectos encontrados son heterogéneos o no.

Los resultados de la investigación muestran que en salarios existe un efecto negativo, pero al momento de controlar por covariables los efectos son reducidos, pero manteniendo su significancia. Por otro lado, analizando coeficientes por años, los efectos a medida que transcurre el tiempo se ven disminuidos. Finalmente, estimando modelos para cada nivel de quintil muestra como estos efectos se dan principalmente en los quintiles más bajos y tamaño de empresa pequeño evidenciando la heterogeneidad del efecto de la reforma en la brecha de género en salarios.

El presente documento se estructura de la siguiente manera: En la sección 2. se presenta la revisión de bibliografía y antecedentes donde se revisarán los aspectos legales de la implementación de la ley, así como también experiencias internacionales y nacionales sobre los efectos del postnatal y sus reformas. En la sección 3. se presentará la fuente de datos a utilizar para la investigación, junto con decisiones metodológicas en su procesamiento y estadística descriptiva, así como también se presentará la metodología a emplear en la investigación. En la sección 4. se presentan los resultados de la aplicación de la metodología y las pruebas para los supuestos relevantes de la misma. Finalmente, en la sección 5. se presentan los comentarios finales con respecto a la investigación.

² Ver [Montecino \(2022\)](#), que analiza el efecto de la reforma del postnatal en salarios en Chile para el sector privado.

2. Revisión de Antecedentes y Bibliografía

2.1. Marco regulatorio de la ley de postnatal en Chile:

La primera ley en torno al descanso pre y postnatal se establece en 1925³ con el decreto N°442 que establecía a un periodo de descanso de 60 días, pudiendo mantener 50% de su salario financiado por el empleador y una vez terminado el periodo establecido la posibilidad de volver a su trabajo.

Posterior a 1925 por el restante del siglo, las leyes en torno a beneficios pre y postnatal apuntaron a subsidios estatales para los periodos que las madres se encontraban fuera del trabajo, así como también desarrollo en sala cuna, ampliación a todas las mujeres trabajadoras, permisos parentales y subsidios por enfermedades graves del menor ([Superintendencia de Seguridad Social, 2016](#)).

Ya para 2011, los cambios de la ley 20.454 de octubre del mismo año se traduce en un aumento de 12 semanas a 24 semanas (de 3 a 6 meses), con la posibilidad de volver a trabajar posterior a las 12 semanas y con la alternativa de que el padre haga uso del restante del postnatal. La ley introducida implicaba que madres de menores que nacían desde el 25 de Julio optaban a las 24 semanas del beneficio, mientras que menores nacidos entre el 2 de mayo del 2011 al 24 de junio del 2011 podían optar a una fracción de las 12 semanas extras que entregaba el beneficio.

2.2. Beneficios no laborales del postnatal en madres e hijos

La discusión en torno a los efectos de las reformas de postnatal se ha centrado en mayor medida en 2 ejes: (1) efectos en salud de las madres e hijos y (2) efectos en el mercado laboral (empleabilidad y salarios) de las mujeres madres. Para el primer punto, uno de los principales argumentos que se entregan para las extensiones de los postnatales se ve en la salud de los hijos. Un estudio de [Berger, Hill & Waldfogel \(2005\)](#) muestra como periodos cortos de postnatal tienen un efecto negativo en la salud del menor en el corto plazo y muestra como positivamente correlaciona con mayores periodos de amamantamiento, más controles de salud y tasa de inmunización.

Sin embargo, la literatura tampoco es completamente concluyente en torno a los efectos en la salud de los menores. [Dustmann & Schönberg \(2012\)](#) encuentran que, en distintas expansiones del periodo postnatal en Alemania⁴ no se generó un impacto en los menores tanto en indicadores educacionales como en laborales.

Considerando lo anterior, para el caso particular de Chile se ha visto como hay más homogeneidad en torno a las conclusiones de los efectos del postnatal. [Duarte et al. \(2024\)](#) analiza como la extensión de postnatal implica un beneficio en la salud de los menores entre 6 y 12 meses (analizado mediante la cantidad de días de licencia por enfermedad) y bajo el hecho de que ante la reforma se ve una disminución en las citas a pediatras.

Adicionalmente, no solo se ha visto un efecto positivo en la salud, sino que también en las habilidades cognitivas de los hijos en sus primeros meses de vida ([Albagli & Rau, 2018](#)). Por parte de las madres, las extensiones de periodo de postnatal, se traduce en una reducción en los niveles de estrés y como aumenta la probabilidad de amamantamiento en los primeros 6 meses ([Albagli & Rau, 2018](#)).

³ Previo a esto solo había una ley que establece regulaciones para que en el trabajo las madres puedan dejar a sus hijos menores de 12 meses durante la jornada laboral y destinar tiempo de la jornada al amamantamiento sin compromiso a sus salarios ([Superintendencia de Seguridad Social, 2016](#)). Pero no existían leyes en torno a periodos de descanso previo y posterior al nacimiento.

⁴ De 2 a 6 meses en 1979, de 6 a 10 meses en 1986 y de 18 a 36 meses en 1992.

2.3. Marco teórico de las decisiones de mercado laboral por políticas de postnatal

Los efectos de las reformas de postnatal en el mercado laboral no son evidentes. Un ejemplo en la teoría es presentado por [Klearman & Leibowitz \(1999\)](#) donde establecen un modelo con el foco de analizar el trayecto laboral de las madres ocupadas y sus decisiones ante el nacimiento del hijo⁵.

Las decisiones de las madres en torno a un aumento en periodos de descanso postnatal varían dependiendo del salario en el trabajo actual, la oferta de postnatal que el empleador tenga y el salario alternativo en otro trabajo. Dado que existe un desarrollo de capital humano específico al trabajo se entiende que el salario del trabajo inicial es mayor que el de un trabajo alternativo que permitiese un mayor periodo de postnatal ([Klearman & Leibowitz, 1999](#)). De la misma forma, para las empresas el costo de la ausencia de la persona en el trabajo hace que esta ofrezca periodos de postnatal limitados.

Por lo tanto, y siguiendo lo establecido por [Klearman & Leibowitz \(1999\)](#), la problemática que afecta la continuidad laboral de la madre ocurre únicamente cuando la empresa ofrece un periodo subóptimo (para su función de utilidad) de descanso que a lo más igualan en utilidad a la posibilidad de descanso que un trabajo alternativo entrega. La madre entonces tendría incentivos a cambiarse a un trabajo distinto con menor salario, pero con un periodo más extenso de postnatal o bien renunciar al trabajo y no volver por un periodo prolongado (condicionado a sus preferencias).

La introducción de políticas de descanso obligatorio de postnatal tendrá efecto en las decisiones de las madres siempre y cuando en estas el empleador ofrezca un periodo de descanso menor al óptimo en términos de la función de utilidad de la madre y este descanso obligatorio establecido por ley sea mayor al que el trabajo alternativo le ofrece a la madre.

2.4. Estudios nacionales e internacionales sobre efectos del postnatal en el mercado laboral

En torno a los estudios del aspecto del mercado laboral, los resultados que se han encontrado han sido mixtos en sus conclusiones respecto a la empleabilidad y salarios de las mujeres.

Por un lado, [Ruhm \(1998\)](#) muestra como los efectos según las extensiones del postnatal influyen en los efectos en el mercado laboral femenino. Se realiza un análisis a 16 países de europeos en los efectos del permiso postnatal a distintas especificaciones de políticas según país encontrando que, en postnatales de menor duración los efectos en empleabilidad son positivos en su sentido general, pero que en periodos más largos (superiores a 6 meses) los efectos en salarios muestran ser negativos.

Por otro lado, una investigación de [Schönberg & Ludsteck \(2007\)](#) analizan reformas de postnatal en Alemania en la década de los 70 al 90 analizando los efectos en la oferta laboral y en los salarios comparando a madres que tuvieron hijos un mes antes y un mes después de aplicada la respectiva reforma. Dentro de los hallazgos, encuentran que en términos de empleabilidad no existen mayores efectos en la oferta laboral, salvo en el corto plazo. En termino de salarios en cambio, encuentran que la expansión del 1979 de 2 a 6 meses afectó negativamente incluso hasta 8 años después del nacimiento del menor. Por último, los efectos a medida que se tenían mayores expansiones en los meses de postnatal fueron disminuyendo.

Ahora bien, existe parte de la literatura que argumenta que no se encuentran efectos negativos sustanciales en indicadores laborales a raíz de extensiones de los periodos de postnatal. Un ejemplo de esto se encuentra en [Baker & Milligan \(2008\)](#) que investigan el efecto de las licencias por postnatal

⁵ Para mayor detalle del modelo teórico ver [Klearman & Leibowitz \(1999\)](#) y el anexo N.1. que presenta un resumen del modelo que los autores explican en mayor detalle a lo comentado en este segmento.

en donde analizan la oferta laboral de mujeres que toman la licencia de postnatal mediante la introducción de la ley, así como también posteriores extensiones ocurridas en el tiempo en Canadá.

Sobre lo anterior los autores encuentran, que la introducción de la extensión de la política de postnatal en 2001 generó efecto positivo en la empleabilidad de las madres, dado que se encontró un aumento en la probabilidad de continuar trabajando en su mismo empleo de las madres con su empleador previo al nacimiento del hijo.

Complementando a lo anterior, [Dahl et al. \(2016\)](#) investigan en torno a la extensión de licencia por postnatal en Noruega haciendo uso de una metodología de regresión discontinua en torno a la fecha en la cual se hace efectiva la reforma que aumenta el periodo de 18 a 35 semanas efectivas. Entre sus hallazgos encuentran que las extensiones de postnatal tienen un bajo efecto en los indicadores laborales de las madres tales como ingresos, retención laboral y brechas de participación laboral entre hombres y mujeres en el largo plazo.

[Waldfoegel, Higuchi & Abe \(1999\)](#) analizan datos de Estados Unidos, Japón y Gran Bretaña mediante una metodología de diferencias en diferencias para evaluar los efectos de tener hijos y de las extensiones de postnatal en la empleabilidad de las madres. En efecto, se encuentra que para todos los países analizados hay un efecto positivo del postnatal en la retención de los trabajos de las madres en comparativa a quienes no tuvieron cobertura. Sin embargo, los autores destacan como pueden existir componentes no observables que hablen de una heterogeneidad entre las madres que tienen cobertura con respecto a quienes no (madres que eligen trabajos con políticas de postnatales ante preferencias para no comprometer su carrera laboral) que muestren un sesgo en torno a los resultados. Controlando por esto los efectos disminuyen y resultan ser no significativos.

[Baum \(2003\)](#) analiza la empleabilidad y los salarios de las madres, con datos de Estados Unidos para la reforma aplicada en los 90. El autor encuentra que los efectos tanto en empleabilidad como en los salarios de las madres son bajos o bien no significativos.

Ahora bien, un aspecto relevante es cuestionar los posibles efectos heterogéneos que podrían existir por parte de las extensiones de postnatal. [Hashimoto et. al \(2004\)](#) enfocan su trabajo en intentar controlar sobre esto cuestionando un sesgo en los resultados de reformas de postnatal. Analizando en un panel encuentran que existe una heterogeneidad no observable que sesga las estimaciones de indicadores laborales a raíz de las reformas y que los efectos disminuyen en temporalidad y magnitud comparado a no controlar por distintas características de las personas y los salarios pre-nacimiento de los hijos.

Para un caso en el continente se tiene la investigación realizada por [Machado & Pinho \(2016\)](#) donde analizan, a partir de registros administrativos las consecuencias del mercado laboral formal a raíz de una extensión en el postnatal en Brasil. Realizando una aproximación de estudio de eventos encuentran que el efecto en empleabilidad tiene una forma de “U invertida”, dando indicios de que, si bien el aumento del postnatal ayudó a la estabilidad de retención en el trabajo, se encuentra que en el largo plazo no se logra una retención de la fuerza laboral femenina.

Sin embargo, adicional a lo encontrado, aprovechan sus datos disponibles entre 2009 (cuando por ley habían 120 días de postnatal) y 2012 (cuando se extendió a 180 días) y analizan una extensión mezclando el estudio de eventos con una aproximación de diferencias en diferencias encontrando que se tenía un 7,5% más de probabilidades de encontrarse empleadas que respecto a quienes tomaron el postnatal de 120 en 2009 al sexto mes, de la misma forma que había una menor probabilidad de haberse visto desvinculado de su trabajo (1,56 puntos porcentuales).

Respecto a investigaciones en Chile sobre el efecto en aspectos laborales de la reforma de postnatal del 2011 se destacan 2 investigaciones. Por un lado, [Albagli y Rau \(2018\)](#) si bien en principio analizan el efecto de la reforma de postnatal del 2011 en Chile en las habilidades cognitivas de los hijos, adicionalmente analizan los efectos en los salarios de las madres en su trabajo actual sin encontrar efecto alguno a raíz de la reforma, mientras que en la probabilidad de encontrarse empleada al momento de la encuesta (aproximadamente un año después de la reforma) se tiene un efecto positivo de 5,8 puntos porcentuales pero a un 10% de significancia lo cual podría verse explicado por la continuidad laboral que la medida de postnatal asegura.

Finalmente, en la investigación de tesis de [Montecino \(2022\)](#) se analiza con información del seguro de cesantía el impacto de la reforma del postnatal del 2011 para el sector privado en los salarios en Chile. De esto, mediante una metodología de diferencias en diferencias y de triple diferencias encuentra un efecto negativo en los salarios a raíz de la reforma y que, si bien esta es transitoria, perduró aproximadamente 4 años después de aplicada la reforma para el sector privado. Por otro lado, propone la interrogante sobre bien estos efectos son o no heterogéneos a partir de otras agrupaciones, como lo es por el tamaño de empresa donde la persona trabaja.

3. Datos y Metodología

3.1. Datos y estadística descriptiva

Para poder responder a la investigación que se plantea los datos que se utilizarán es la encuesta de caracterización socioeconómica de hogares (CASEN). La encuesta CASEN, elaborada por el Ministerio de Desarrollo Social y Familia de Chile tiene como finalidad caracterizar a los hogares del país y posee un carácter transversal y multipropósito, el cual ha sido levantada desde 1987 y que se levanta entre los meses de noviembre y enero del año siguiente.

Dentro de los objetivos de la encuesta se encuentra conocer la situación socioeconómica de los hogares, la situación de pobreza (por ingresos y multidimensional), la distribución de los ingresos de los hogares, identificar carencias de la población, evaluar brechas de ingresos que se puedan identificar en poblaciones relevantes, entre otros.

Aun cuando la encuesta se levanta regularmente desde 1987 y su última ronda fue levantada el 2022, para la investigación solamente se considerará las rondas que se comprenden entre el 2006 y 2017^{6,7}.

Hay dos elementos relevantes a aclarar respecto a la encuesta. En primer lugar, si bien el objeto de estudio de la encuesta son los hogares, esto no imposibilita el poder realizar estadísticas a nivel de individuos puesto que de igual forma se data de manera detallada sobre características individuales, así como también caracterizaciones de ingresos desagregadas a nivel de individuo.

Por otro lado, aun cuando la encuesta CASEN no es naturalmente un panel que sigue a los mismos individuos a través del tiempo, si nos presenta una buena muestra de grupos poblacionales a los cuales si podemos observar a través del tiempo para poder hacer la caracterización que resulta relevante para esta investigación.

A la muestra de CASEN de cada periodo se realizó una primera restricción dejando únicamente a las personas de 18 a 60 años (el cuadro 3.1⁸ presenta los casos muestrales de la encuesta para cada periodo sobre dicho grupo).

El cuadro 3.2⁹ presenta estadísticas descriptivas demográficas de la población de interés, desagregado por sexo. De esta es posible desprender que a lo largo de los periodos comprendidos del 2006-2017 no se presentan mayores distorsiones respecto a características demográficas de la población que puedan dar indicios que posibles cambios se den por dichas características.

Por otro lado, en el Cuadro 3.3¹⁰ se presenta una estadística descriptiva de corrientes de ingresos laborales¹¹, autónomos y de características del mercado de trabajo (el promedio de horas trabajadas y

⁶ Por tanto, las rondas a considerar para la investigación serían: 2006, 2009, 2011, 2013, 2015 y 2017.

⁷ Si bien hay rondas tanto previas como posteriores de la encuesta, estas no se consideran por dos razones: (a) Previo a 2006 las corrientes de ingreso tienen la metodología previa de imputación por no respuesta, la cual fue reemplazada por otra con mayor precisión (metodología de imputación por no respuesta hot-deck) (Ministerio de Desarrollo Social y Familia, 2015). (b) Los periodos del 2020 y 2022 por motivos de la pandemia no son considerados debido al shock que implicó en el mercado laboral, lo cual con dichos movimientos se atenta a los supuestos relevantes de la metodología que se presentará en la siguiente sección.

⁸ Disponible en la sección de anexos

⁹ Disponible en la sección de anexos

¹⁰ Disponible en la sección de anexos

¹¹ Un único ajuste que presentaba una contradicción era que existían, en el conjunto de todos los periodos, aproximadamente 100 casos que presentaban un ingreso de la ocupación principal pero que no se encontraban ocupados. A estos casos en particular se les imputó un ingreso 0.

la tasa de ocupación, inactividad y desocupación) según sexo. Todos los ingresos presentados se encuentran deflactados por IPC al periodo de noviembre 2017, para fines de comparabilidad. De estos datos es posible desprender lo ya comentado en la primera sección con respecto al aumento que se dan en las corrientes de ingresos posterior al 2011 que coincide con cuando la ley entra en vigor.

De la misma forma si analizamos corrientes de ingresos que consideran el de la ocupación principal se puede ver que dichas tendencias son similares. En efecto, si se analiza la proporción de cambio en las brechas se aprecia de que un 74,2% de la variación de los ingresos del trabajo como de los ingresos autónomos entre 2011 y 2013 a raíz de las variaciones de los ingresos de la ocupación principal, y un 76,8% de la variación de la brecha de los ingresos autónomos.

3.2. Metodología

Para poder estimar el efecto de la reforma de postnatal en el mercado laboral se hará uso de la metodología de diferencias en diferencias. Esta busca medir el efecto de un tratamiento específico sobre un grupo determinado de población al cual se le ha aplicado un tratamiento en específico (en este caso la aplicación de la ley de extensión del postnatal). En específico se compara la diferencia en los outcomes antes y después de aplicada la reforma en conjunto a la comparación entre el grupo de control y el grupo de tratamiento (mujeres y hombres respectivamente).

El modelo por estimar de diferencias en diferencias con efecto fijo es el siguiente:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 \text{Mujer}_i + \beta_t \rho_t + \beta_3 (\text{Mujer} * \text{Post})_{it} + \delta X_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

De la ecuación (1) se tiene que y_{it} es la variable de interés para el periodo t del individuo i . Mujer_i es una variable dicotómica que toma valor 1 cuando el individuo es mujer y 0 en caso contrario. Post_t es una variable dicotómica que toma valor 1 cuando el periodo es 2011 o posterior y 0 si los periodos son 2006 o 2009¹². La variable de interés será β_3 la cual se espera que sea negativa y presentará el ATT (*Average Treatment Effect on Treated*) por tanto nos permitirá sacar conclusiones sobre los datos en mujeres, pero no en hombres.

Como la fuente de datos se compone de una serie de bases de datos de corte transversal se agregan efectos fijos por año (agregar $\beta_t \rho_t$ en la ecuación (1) en lugar de solo la dicotómica que toma valor 1 desde que ocurre el tratamiento) para controlar por las tendencias de cada uno de los periodos. Finalmente, la variable X_i es un vector de covariables a controlar en el modelo (de las cuales serán región, edad, escolaridad, quintil del ingreso¹³, y para el modelo solo sobre ocupados se adiciona el control por tamaño de la empresa, oficio, categoría ocupacional y tenencia de contrato de trabajo).

El modelo de diferencias en diferencias, inicialmente presentado por [Card & Kruger \(1994\)](#), entrega una serie de ventajas en su estimación. Por un lado, la simpleza de su aplicación e interpretación permite entregar resultados fáciles de interpretar ([Bertrand et al., 2002](#)) y permite realizar análisis a nivel de grupos (como lo es en el tipo de data que se utiliza para esta investigación ya que no seguimos a un mismo individuo a través del tiempo).

Sin embargo, el modelo no se encuentra exento de limitantes. Por ejemplo, un argumento en contra que se da en casos cuando se presentan diversos posteriores al tratamiento es el coeficiente relevante de diferencias en diferencias resulta ser limitante en las interpretaciones que pueda entregar, dada las

¹² Como la encuesta CASEN es levantada entre noviembre 2011 y febrero 2012 se tiene certeza absoluta de que la información recogida en dicha ronda es posterior a que la ley entre en vigencia.

¹³ Para toda la población se hará uso del quintil de ingreso autónomo del hogar mientras que para la subpoblación de ocupados se elaboró un quintil según el ingreso de la ocupación principal.

posibles dinámicas que periodo a periodo se puedan dar y que la estimación no puede reflejar. Adicionalmente, el supuesto relevante de tendencias paralelas¹⁴ de la metodología no es tan directo de demostrar en su sentido empírico¹⁵ y aun cuando este se cumpla, el asumir que dichas tendencias se mantienen posteriormente de todas formas es un supuesto fuerte.

Por parte de los supuestos relevantes de la metodología de diferencias en diferencias se tienen dos supuestos claves deben cumplirse para poder aplicar la metodología. En primer lugar, la necesidad de que existan tendencias paralelas en las brechas previo a la reforma, de tal forma de que al momento de analizar el tratamiento se pueda argumentar de que no existen otros factores que de antemano estén afectando las trayectorias de lo que se busca medir en ambos grupos.

Para poder analizar el supuesto de tendencias paralelas se realizarán, por una parte, una de las aproximaciones más comúnmente utilizadas a través de un análisis de las medias de las variables de interés previo a la reforma y posterior a la reforma entre hombres y mujeres para ver si las tendencias previo a 2011 muestran tendencias similares en su evolución previo al 2011, sin embargo, dicho ejercicio no nos presenta una prueba cuantitativa para poder defender el supuesto de tendencias paralelas. Por lo mismo, resulta relevante buscar un método más empírico para poder argumentar las tendencias paralelas.

En específico, a modo de extender y dar robustez a los resultados que entregará la metodología de diferencias en diferencias es que se estimará una extensión en donde adicional a la ecuación (1), se agregarán interactivas para cada periodo con la variable de tratamiento. De esto se espera que los coeficientes interactivos con los periodos pretratamiento sean no significativos, para probar que las tendencias pre-tratamiento no se ven alteradas. De la misma forma, esta aproximación de manera adicional nos permite analizar el componente evolutivo del efecto del tratamiento y también validar los resultados que encontremos en el modelo de diferencias en diferencias si es que en su agregado las magnitudes son similares a lo que encontremos en el modelo (1). En específico se estima lo siguiente:

$$y_{it} = \alpha + Mujer_i + \beta_t \rho_t + \sum_{k \in \{06,11,13,15,17\}} \gamma_k (D_{kt} * Mujer_i) + \delta X_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

Donde D_{kt} es una variable dicotómica que toma valor 1 para cada año respectivo. De esto se espera que γ_{06} sea no significativo al presentar el periodo tratamiento (se excluye el periodo previo a la reforma (2009) para que sea el periodo base con el cual se compara).

En segundo lugar, el otro supuesto relevante para la metodología requiere que para el periodo estudiado no existan otros eventos mayores que puedan generar un movimiento en las tendencias de cada grupo. Por lo mismo, como ya ha sido indicado en la sección previa, el corte de años a utilizar para el estudio será hasta el 2017, puesto que las rondas posteriores de la fuente de datos a utilizar consideran periodos de pandemia.

El análisis se realizará midiendo el efecto en el ingreso de la ocupación principal (para ocupados y para toda la población). Primero, se aplicará para toda la población de 18 a 60 años (considerando que desde los 60 las mujeres tienen la opción de jubilarse), para posteriormente analizar los efectos

¹⁴ Esto es que, a ausencia de un tratamiento, las tendencias de los grupos a través del tiempo se asumen que se hubiesen comportado de la misma forma en términos a sus diferencias.

¹⁵ Sin perjuicio de lo anterior, más adelante en esta sección se presentarán aproximaciones para comprobar los supuestos del modelo de manera empírica, así como también aplicar otras metodologías a modo de dar robustez a las estimaciones realizadas.

desagregando por tramos etarios, haciendo énfasis en los tramos de edad fértil de la mujer a modo de ver si para dicho grupo se ve un efecto mayor esperado a raíz de la reforma. Posteriormente, se desagregará por grupos relevantes para analizar la heterogeneidad de los efectos de la reforma como lo son quintiles de ingresos y tamaño de empresa.

4. Resultados

4.1. Efecto en salarios¹⁶

El Cuadro 4.1.1 presenta las estimaciones del modelo de diferencias en diferencias aplicado para la población de 18 a 60 años. De la misma forma, se entrega la estimación considerando solamente a la población ocupada, así como también considerando a toda la población¹⁷.

Cuadro 4.1.1. Estimación de diferencias en diferencias del efecto de la reforma de postnatal en los salarios de la población de 18 a 60 años¹⁸

	Toda la población	Ocupados
Estimador DiD	\$ -16.686,7 (***) (\$4.249,8)	\$ -24.330,7 (***) (\$5.468,4)
N	796.694	416.027

Fuente: Elaboración propia a partir de información de la encuesta CASEN 2006-2017. **Notas:** Errores estándar presentados en paréntesis. Significancias: (***) 99% de confianza. (**) 95% de confianza. (*) 90% de confianza. Todas las estimaciones se realizan controles por efectos fijos por año y por las covariables descritas en la sección anterior. En el anexo 4.1.1.a se presenta la estimación junto a todos los coeficientes relevantes de las covariables utilizadas.

Los resultados considerando toda la población nos muestran a priori que existe, controlando por el conjunto de covariables especificado, un efecto negativo de la reforma de postnatal en los salarios de las mujeres cuantificado en \$16.687,7¹⁹ y para la muestra de ocupados llega a ser mayor con un coeficiente de \$-24.330,7.

Respecto a la validación del supuesto de tendencias paralelas se tiene que, por un lado, la evolución gráfica de las tendencias de medias no muestra mayores variaciones pretratamiento²⁰. De la misma forma, y para buscar dar más validez a las estimaciones del modelo de diferencias en diferencias es que se aplica el segundo modelo especificado considerando variables interactivas para cada periodo (ecuación (2)). Este modelo nos permitirá ver distintos elementos: Por un lado, desglosar el efecto por periodos y analizar si se encuentran en línea con lo encontrado en el cuadro 4.1.1. en términos de magnitud aparte de comprender más la temporalidad de los efectos encontrados. Por otro lado, ayudara a revalidar las tendencias pretratamiento. La figura 4.1.1. presenta el gráfico con los coeficientes interactivos para cada periodo.

De la figura 4.1.1. vemos que los resultados van en concordancia con lo presentado en el modelo de diferencias en diferencias. Se ve hasta 2015 se encuentran resultados estadísticamente significativos a un 95% de confianza (2017 es significativo a un 90%) y a medida que avanza el tiempo el efecto va disminuyendo. Por último, el coeficiente del 2006 es no significativo, reforzando que el principio de tendencias paralelas se cumple. Por parte de los ocupados, si bien se aprecia un fenómeno similar con un menor coeficiente en comparación, el coeficiente de 2006 es significativo a un 95% de confianza por lo que estos resultados para la población de 18 a 60 deben ser tomados con cautela ya que existen variaciones previo al tratamiento y pone en relevancia analizar si el fenómeno se mantiene analizando por el grupo en edad fértil.

¹⁶ En el anexo 4.1 se presentan, para todas las estimaciones realizadas los gráficos de evolución de medias respectivos.

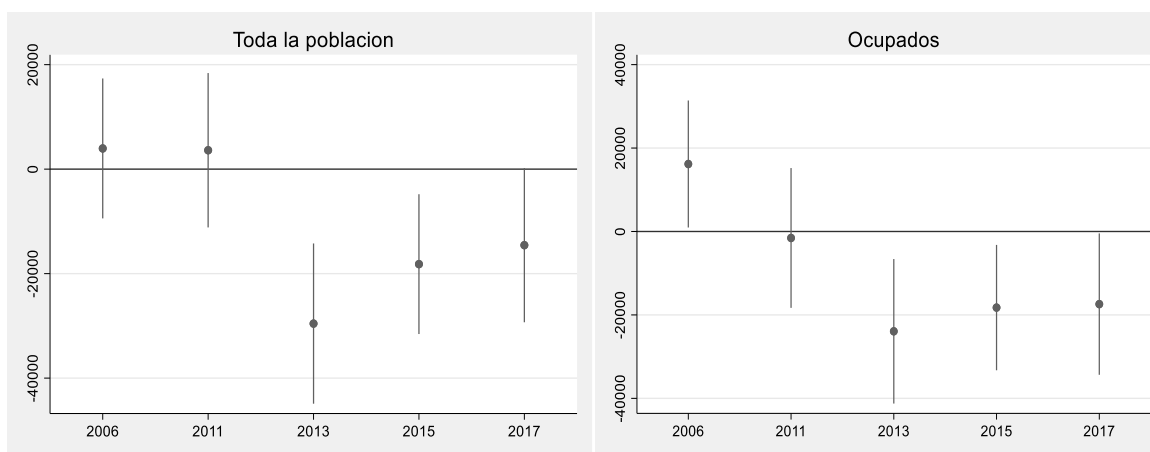
¹⁷ Ingreso 0 para quienes no se encuentran ocupados.

¹⁸ El anexo 4.1.1.a presenta la tabla con todos los regresores

¹⁹ Tomando como referencia los salarios promedio para el tramo etario (cuadro 4.1.2.b), esto representa un 6,2% de los montos promedio del 2017.

²⁰ Ver anexo 4.1.

Figura 4.1.1. Coeficientes de la variable interactiva por año de la regresión iterativa del ingreso de la ocupación principal



Fuente: Elaboración propia a partir de la información de la encuesta CASEN 2006-2017. **Notas:** Intervalos de confianza presentados son de un 95% de confianza. Estimaciones realizadas con el conjunto de covariables mencionadas en la sección de metodología. El periodo 2009, al ser la ronda previa a la reforma, se utiliza como línea base para los coeficientes, por lo tanto, no se presenta un coeficiente para el periodo.

El Cuadro 4.1.2 presenta las estimaciones para distintas subpoblaciones según tramos de edad:

Cuadro 4.1.2. Estimaciones de diferencias en diferencias bajo distintos tramos etarios

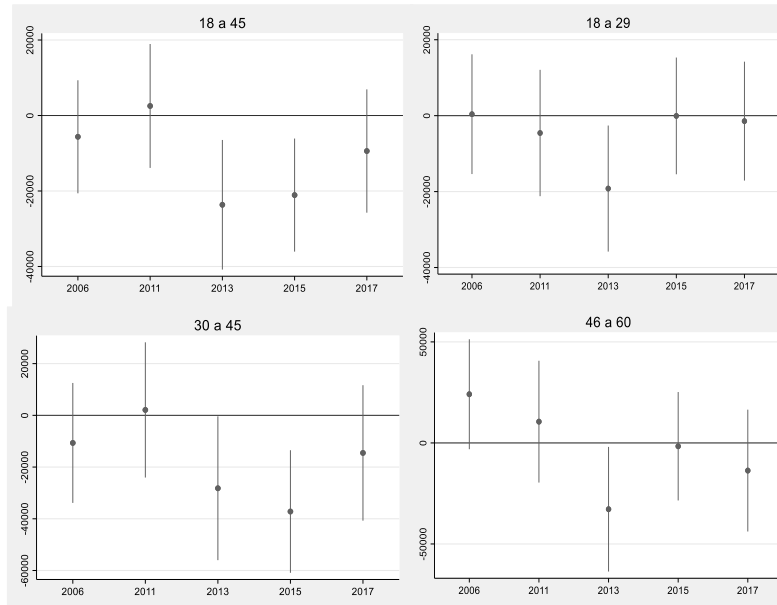
	18 a 45 años	18 a 29 años	30 a 45 años	46 a 60 años
Toda la población	-\$10.168,9 (**) (\$4.746,0)	-\$6.468,0 (.) (\$4.790,4)	-\$18.866,2 (**) (\$9.046,4)	-\$21.070,9 (**) (\$8.634,9)
Ocupados	-\$24.152,7 (***) (\$6.346,4)	-\$12.336,4 (**) (\$6.900,7)	-\$29.204,9 (***) (\$8.911,3)	-\$19.255,6 (**) (\$10.449,7)
N - Toda la población	541.130	257.327	198.809	255.564
N - Ocupados	272.071	99.242	172.829	143.956

Fuente: Elaboración propia a partir de información de la encuesta CASEN 2006-2017. **Notas:** Errores estándar presentados en paréntesis. Significancias: (***) 99% de confianza. (**) 95% de confianza. (*) 90% de confianza. Las estimaciones se realizaron con controles por efectos fijos por año y por las covariables descritas en la sección anterior.

Por un lado, desagregando la muestra por tramos de edad fértil, para toda la población, los efectos en monto se ven disminuidos, pero aún son estadísticamente significativos. Por parte de los ocupados, la magnitud de los coeficientes se mantiene. Por otro lado, para ambos casos el efecto para la población de 18 a 29 años es no significativo, pero para la población de 30 a 45 años el efecto es mayor que las estimaciones iniciales.

Las figuras 4.1.2.a y 4.1.2.b. presentan la evolución de los coeficientes de la especificación iterativa. En primer lugar, por parte de las estimaciones sobre toda la población se ve que para todas las especificaciones se cumple que para la no significancia del periodo 2006 lo cual sustenta al supuesto de tendencias paralelas. Adicionalmente, se aprecia que para tanto el tramo de 18 a 29 años como de 46 a 60 años el efecto es solo apreciable para el periodo 2013. También, se encuentra para los tramos de 18 a 45 y 30 a 45 los efectos perduran hasta el 2015 a diferencia de los otros tramos donde solo se encuentra para 2013 únicamente.

Figura 4.1.2.a. Coeficientes de la variable interactiva por año de la regresión iterativa del ingreso de la ocupación principal según tramos de edad – toda la población

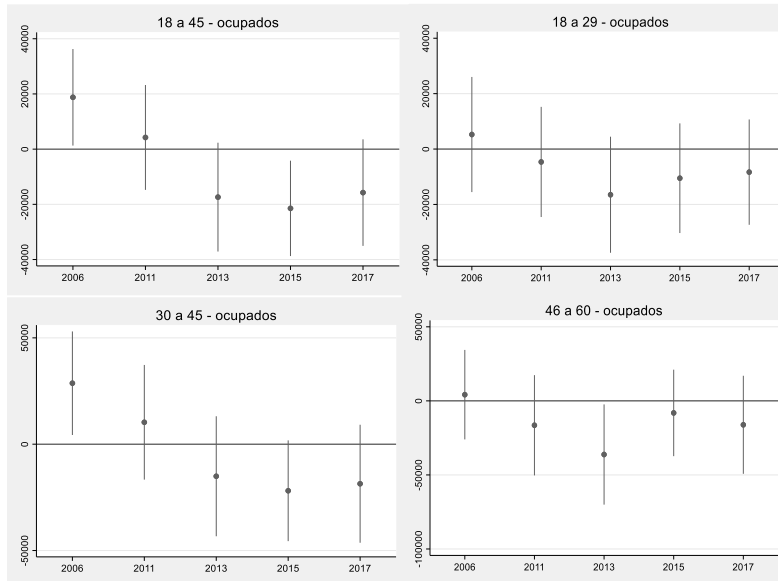


Fuente: Elaboración propia a partir de la información de la encuesta CASEN 2006-2017. **Notas:** Intervalos de confianza presentados son de un 95% de confianza. Estimaciones realizadas con el conjunto de covariables mencionadas en la sección de metodología. El periodo 2009, al ser la ronda previa a la reforma, se utiliza como línea base para los coeficientes, por lo tanto, no se presenta un coeficiente para el periodo.

Respecto a estos resultados, llama la atención el hecho de que para la población de 46 a 60 años que al no ser parte del tramo de edad fértil se esperaría a priori un efecto menor, pero para toda la población presenta el efecto de mayor magnitud, mientras que, en los ocupados, si bien no es el coeficiente mayor en magnitud, resulta ser bastante cercano. De todas formas, la evolución de coeficientes muestra 2 elementos a considerar. Por una parte, el efecto es significativo únicamente en el corto plazo (2013) con un coeficiente considerablemente mayor (que explica el coeficiente del modelo de diferencias en diferencias). Por otro lado, para los resultados particulares de este grupo resulta relevante analizar el coeficiente pretratamiento, donde vemos que, si bien es no significativo a un 95% de confianza, de igual forma se aprecia un movimiento decreciente que va aumentando hasta el 2013.

Adicionalmente, lo anterior se puede ver reforzado viendo la evolución de medias para los periodos (Anexo 4.1), donde de igual forma se aprecia que entre los periodos 2006-2011 hay movimientos respecto a la evolución de la brecha que podría sugerir que las tendencias paralelas no se cumplen con absoluta certeza y esto bien pueda estar impactando en el coeficiente capturado posterior al tratamiento, ya que el efecto sería negativo en salarios.

Figura 4.1.2.b. Coeficientes de la variable interactiva por año de la regresión iterativa del ingreso de la ocupación principal según tramos de edad – ocupados



Fuente: Elaboración propia a partir de la información de la encuesta CASEN 2006-2017. **Notas:** Intervalos de confianza presentados son de un 95% de confianza. Estimaciones realizadas con el conjunto de covariables mencionadas en la sección de metodología. El periodo 2009, al ser la ronda previa a la reforma, se utiliza como línea base para los coeficientes, por lo tanto, no se presenta un coeficiente para el periodo.

Por parte de los resultados de la figura 4.1.2.b se ve que, en términos generales, los efectos se ven disminuidos en magnitud y significancia. Si bien para el tramo de 18 a 45 el periodo 2013 no es significativo a un 95% de confianza, lo es a un 90%. Por otro lado, no se presentan significancias a un 95% para los tramos de 18 a 29 y de 30 a 45. Para 46 a 60 años solamente se aprecia un efecto para el 2013. Respecto a los supuestos de tendencias paralelas, se tiene que para los tramos 18 a 45 años y 30 a 45 años este es significativo, por lo que los resultados de dicho grupo deben tomarse con cautela, aun cuando sus evoluciones de medias nos puedan sugerir que estas tendencias pretratamiento se cumplen (Anexo 4.1).

Para poder profundizar la posible heterogeneidad del efecto de la reforma un elemento interesante es analizar los modelos, pero limitando a subgrupos por quintiles de ingreso y tamaño de empresa y analizar si el efecto encontrado es par para las distintas agrupaciones. El cuadro 4.1.3. presenta las estimaciones para quintiles.

Para la muestra no restringida a solo ocupados se encuentra una heterogeneidad del efecto para distintas especificaciones para toda la población, donde quintiles de menores ingresos presentan efectos estadísticamente significativos negativos, mientras que los quintiles 4 y 5 no se encuentra efecto alguno. En gran medida para los ocupados se encuentran resultados similares, exceptuando para el quintil 2 que se encuentra un efecto positivo y significativo, y para el quintil 4 que se encuentra un efecto negativo de la misma forma.

Cuadro 4.1.3. Estimación del modelo de diferencias en diferencias condicionado a subconjuntos poblacionales por quintiles de ingreso

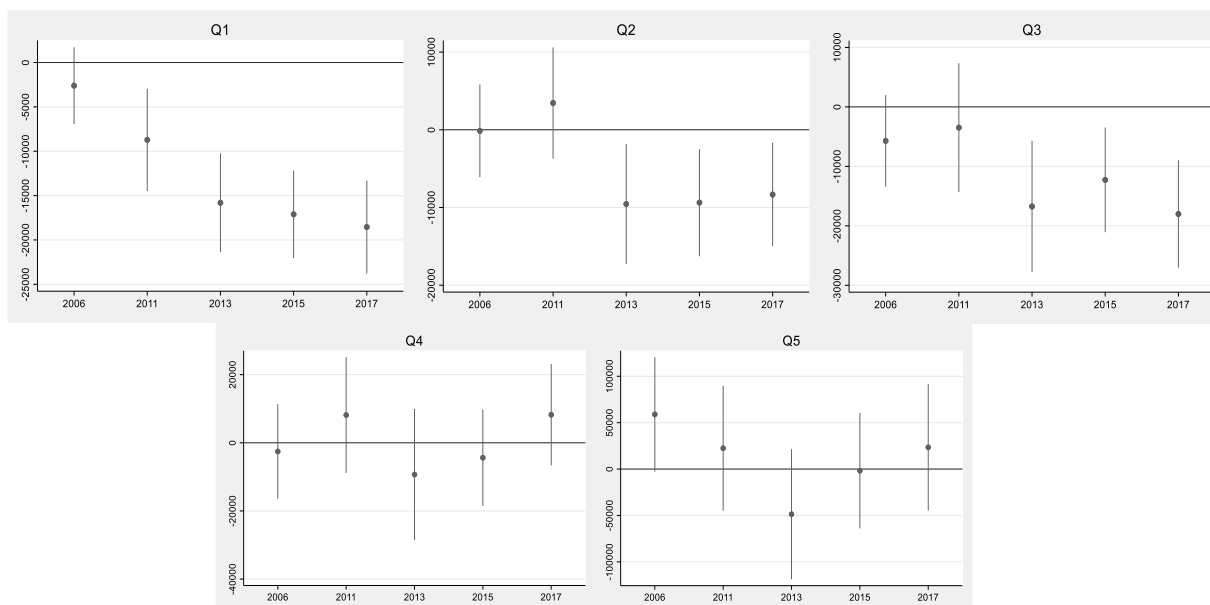
	Quintiles				
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5
Toda la población	-\$13.857,8 (***) (\$1.558,1)	-\$5.963,1 (***) (\$2.084,8)	-\$9.928,0 (***) (\$2.851,2)	\$1.931,6 (\$4.740,6)	-\$30.195,3 (\$19.464,9)
Ocupados	-\$6.851,5 (***) (\$1.048,7)	\$1.029,4 (***) (\$280,9)	-\$1.167,0 (\$712,7)	-\$3.912,4 (**) (\$1.929,2)	-\$18.147,8 (\$26.142,7)
N – Toda la población	190.549	191.556	170.847	143.073	100.669
N - Ocupados	101.593	95.105	85.173	71.957	62.199

Fuente: Elaboración propia a partir de información de la encuesta CASEN 2006-2017. **Notas:** Errores estándar presentados en paréntesis. Significancias: (***) 99% de confianza. (**) 95% de confianza. (*) 90% de confianza. (.) No significativo. Las estimaciones se realizan con controles por efectos fijos por año y por las covariables descritas en la sección anterior, exceptuando quintiles.

Por parte de los modelos iterativos, las figuras 4.1.3.a y 4.1.3.b presentan la evolución de coeficientes para toda la población y ocupados respectivamente. De estos resultados lo relevante a notar es que el efecto para el primer quintil, que para ambos grupos muestra un efecto que aun para el 2017 no muestra recuperación alguna en comparación a lo encontrado en el modelo general, donde se ve que para el 2017 el efecto ya era no significativo.

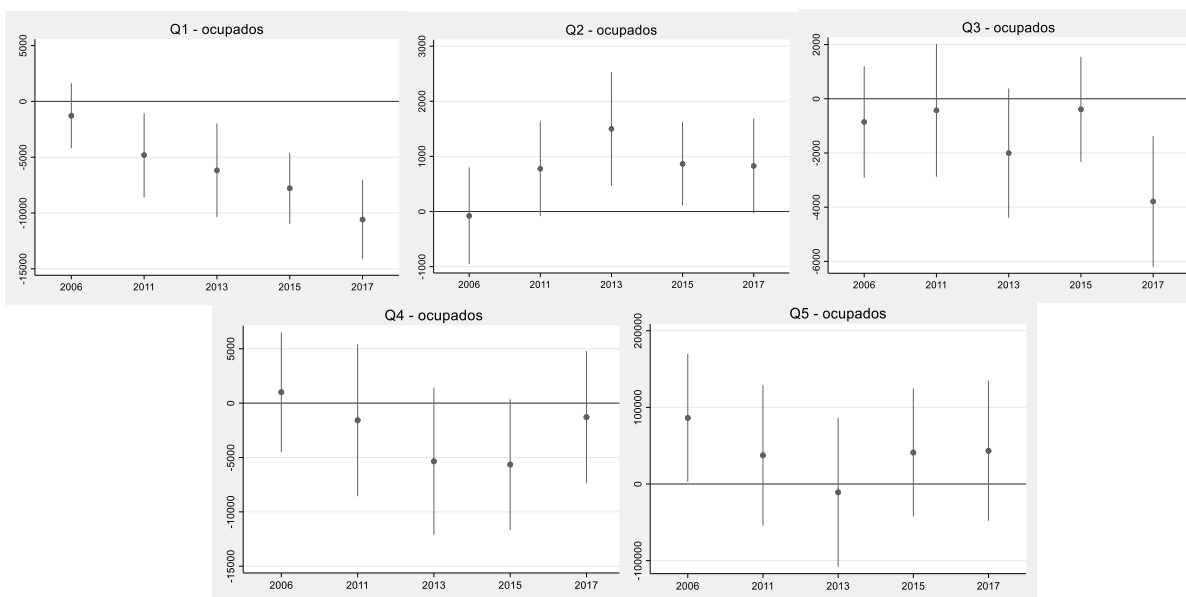
Para toda la población, los quintiles 2 y 3 se encuentra para toda la población un mismo efecto negativo, que se mantiene a través del tiempo y ya para el quintil 4 y 5 no se aprecia para ningún periodo significancia alguna. Por parte de la población ocupada en cambio, desde la especificación del quintil 3 en adelante se ve que de manera desagregada no se encuentra efecto significativo alguno, mientras que el quintil 2 muestra de la misma forma que en el resultado agregado un efecto positivo para los periodos 2013 y 2015.

Figura 4.1.3.a. Coeficientes de la variable interactiva por año de la regresión iterativa del ingreso de la ocupación principal según quintiles – toda la población



Fuente: Elaboración propia a partir de la información de la encuesta CASEN 2006-2017. **Notas:** Intervalos de confianza presentados son de un 95% de confianza. Estimaciones realizadas con el conjunto de covariables mencionadas en la sección de metodología, exceptuando quintiles.

Figura 4.1.3.b. Coeficientes de la variable interactiva por año de la regresión iterativa del ingreso de la ocupación principal según quintiles – Ocupados



Fuente: Elaboración propia a partir de la información de la encuesta CASEN 2006-2017. **Notas:** Intervalos de confianza presentados son de un 95% de confianza. Estimaciones realizadas con el conjunto de covariables mencionadas en la sección de metodología, exceptuando quintiles.

Por último, se realiza el mismo ejercicio para subgrupos de tamaño de empresa, presentándose los resultados en el cuadro 4.1.4. de estos resultados, se encuentra que el efecto es únicamente significativo en las empresas de tamaño pequeña (hasta 50 personas), mientras que la mediana y gran empresa no se encuentra efecto significativo.

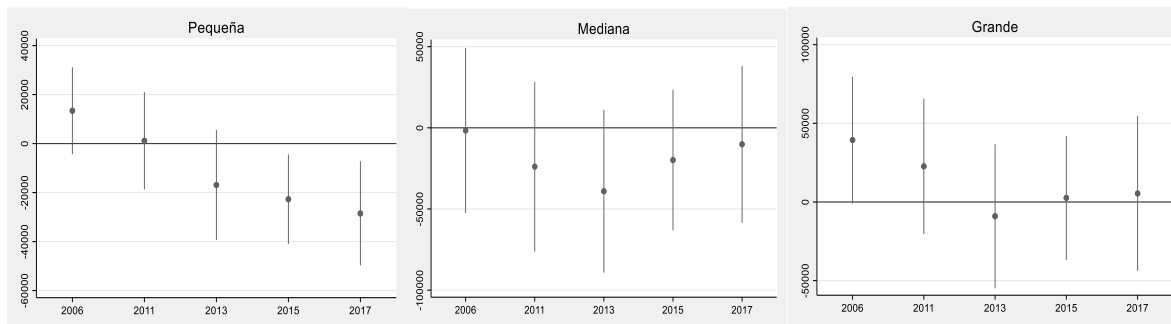
Cuadro 4.1.4. Estimación del modelo de diferencias en diferencias condicionado a subconjuntos poblacionales por tamaño de empresa

	Tamaño de empresa		
	Pequeña	Mediana	Grande
Estimador DiD	-\$24.621,7 (***) (\$5.878,1)	-\$23.222,7 (\$15.504,3)	-\$13.383,2 (\$12.917,9)
N	251.544	54.440	110.043

Fuente: Elaboración propia a partir de información de la encuesta CASEN 2006-2017. **Notas:** Errores estándar presentados en paréntesis. Significancias: (***) 99% de confianza. (**) 95% de confianza. (*) 90% de confianza. Las estimaciones se realizan con controles por efectos fijos por año y por las covariables descritas en la sección anterior, exceptuando tamaño de empresa

Por otro lado, la figura 4.1.4. presenta la evolución de los coeficientes por cada año. De esto se refuerzan los resultados encontrados, viendo como solo para las personas que trabajan en empresas de menor tamaño se ven afectadas y adicional a esto, se ve que el efecto para el 2017 aún sigue siendo negativo.

Figura 4.1.4. Coeficientes de la variable interactiva por año de la regresión iterativa del ingreso de la ocupación principal según tamaño de empresa



Fuente: Elaboración propia a partir de la información de la encuesta CASEN 2006-2017. **Notas:** Intervalos de confianza presentados son de un 95% de confianza. Estimaciones realizadas con el conjunto de covariables mencionadas en la sección de metodología, exceptuando tamaño de empresa.

5. Comentarios Finales

La investigación presente busca estimar los efectos de la reforma de postnatal en el ingreso de la ocupación principal para analizar el efecto en las brechas de género. Si bien en Chile ya existen investigaciones en torno a esta temática, el aporte de la investigación es dar la posibilidad de controlar por subgrupos específicos por características del trabajo y elementos socioeconómicos para evaluar posibles heterogeneidades en el efecto encontrado.

Los resultados muestran que efectivamente existe un efecto negativo en salarios, lo cual va en línea con otra literatura que ha investigado en esta área. Sin embargo, el efecto se ve reducido al momento de emplear controles por covariables. Eso sí, el supuesto de tendencias paralelas para la muestra de ocupados no se cumple para todas las especificaciones. De la misma forma, por parte de los tramos etarios, los efectos son mayores para la población de mayor edad que a los más jóvenes. Finalmente, se encuentra que el efecto a través del tiempo va disminuyendo.

En particular, esta investigación busca aportar evaluando la existencia de heterogeneidad del efecto ya encontrado. Sobre esto, los resultados sugieren que existe una heterogeneidad del efecto en salarios, población de menores ingresos se ve principalmente afectada, la población de 30 a 45 años es particularmente más afectado y mujeres que trabajan en empresas de menor tamaño se ven más afectados a raíz de la reforma. Mas aún, se ve como en los grupos del primer quintil el efecto no se ha visto reducido a través del tiempo como sugería los resultados generales.

De todas formas, es importante comprender limitantes en las estimaciones entregadas. Por un lado, los datos al ser un pool de bases de corte transversal no es posible poseer la información de un mismo individuo a través de los años limitando control por efectos fijos a nivel de individuo lo cual podría ser un elemento relevante para controlar para los resultados obtenidos.

Futuras investigaciones pueden indagar más sobre los canales por los cuales estas heterogeneidades ocurren, en particular en por qué en quintiles de menos ingresos y tamaño de empresa pequeño se encuentran los efectos negativos en comparativa a los otros grupos. Por otro lado, extender la investigación comparando por los grupos analizados en esta investigación, pero, comparando a madres que tuvieron hijos cercanos a la vecindad de la reforma del 2011.

6. Bibliografía

- Albagli, P. & Rau, T. 2019. The Effects of a Maternity Leave Reform on Children's Abilities and Maternal Outcomes in Chile. *The Economic Journal*, 129(619), 1015-1047.
- Baker, M. & Milligan, K. 2008. How does job-protected maternity leave affect mother's employment?. *Journal of Labor Economics*, 27(4), 871-887.
- Baum, C. L. (2003). The effect of state maternity leave legislation and the 1993 Family and Medical Leave Act on employment and wages. *Labour Economics*, 10(5), 573–596.
- Berger, L. M., Hill, J., & Waldfogel, J. (2005). Maternity leave, early maternal employment and child health and development in the US. *The Economic Journal*, 115(501), F29–F47. <https://doi.org/10.1111/j.0013-0133.2005.00971.x>
- Bertrand, M., Duflo, E., & Mullainathan, S. (2002). How much should we trust Differences-in-Differences Estimates? NBER Working Paper No. w8841. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=305064
- Card, D., & Krueger, A. B. (1994). Minimum wages and employment: A case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania. *The American Economic Review*, 84(4), 772.
- Clarke, Damian & Kathya Tapia. 2021. Implementing the Panel Event Study. *Stata Journal* 21(4):853–884.
- Dahl, G. B., Løken, K. V., Mogstad, M., & Salvanes, K. V. (2016). What is the case for paid maternity leave? *The Review of Economics and Statistics*, 98(4), 655–670.
- Dette, H., & Schumann, M. (2024). Testing for equivalence of pre-trends in Difference-in-Differences estimation. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1–13. <https://doi.org/10.1080/07350015.2024.2308121>
- Duarte, F., Paredes, V., Bennett, C., & Poblete, I. (2024). Impact of an extension of maternity leave on infant health. *Journal of Population Economics*, 37(1). <https://doi.org/10.1007/s00148-024-00996-y>
- Dustmann, C., & Schönberg, U. (2012). Expansions in maternity leave coverage and children's Long-Term outcomes. *American Economic Journal. Applied Economics*, 4(3), 190–224. <https://doi.org/10.1257/app.4.3.190>
- Hashimoto et al. (2004). The Long and Short of It: Maternity Leave Coverage and Women's Labor Market Outcomes. Institute for the Study of Labor. Discussion Paper No. 1207.
- Klerman, J. A., & Leibowitz, A. (1999). Job continuity among new mothers. *Demography*, 36(2), 145–155. <https://doi.org/10.2307/2648104>
- Machado, C. & Pinho, V. (2016). The Labor Market Consequences of Maternity Leave Policies: Evidence from Brazil. *Biblioteca Digital Fundação Getulio Vargas (FGV)*
- Ministerio de Desarrollo Social y Familia. (2015). Nueva Metodología de Medición de la Pobreza por Ingresos y Multidimensional. Serie Documentos Metodológicos N°28.

- Montecino, A. (2022). Efectos de la extensión del postnatal sobre el mercado laboral femenino en Chile. Disponible en: <https://repositorio.uchile.cl/handle/2250/194668>
- Ruhm, C. J. (1998). The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(1), 285-317. <https://doi.org/10.1162/003355398555586>
- Schönberg, U. & Ludsteck, J. (2007). Maternity Leave Legislation, Female Labor Supply, and the Family Wage Gap. Discussion Paper Series. IZA DP N°. 2699
- Waldfogel, J., Higuchi, Y. & Abe, M. (1999). Family leave policies and women's retention after childbirth: Evidence from the United States, Britain, and Japan. *Journal of Population Economics* 12, 523–545

7. Anexos

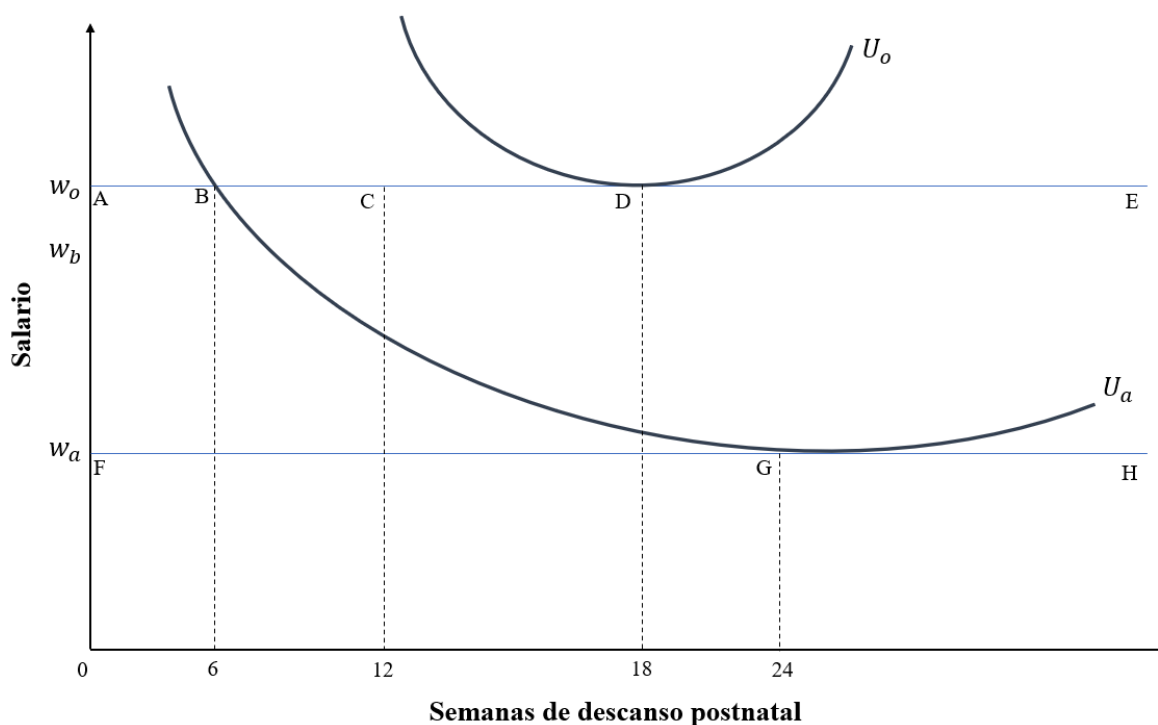
Anexo N°1 Modelo teórico de continuidad laboral de madres en el mercado laboral según [Klearman & Leibowitz \(1999\)](#)

El modelo presentado por [Klearman & Leibowitz \(1999\)](#) establece que las madres ocupadas que van a tener un primer hijo se enfrentan a una decisión en términos de continuidad laboral el cual depende de su salario actual de trabajo, la oferta de descanso del empleador y las mismas características de un trabajo alternativo.

A modo de simplificación, se asume que hay solo una opción adicional la cual por construcción presenta un salario menor y una mayor posibilidad de descanso postnatal. Lo anterior se argumenta en el hecho de capital humano específico al trabajo actual debiese verse reflejado en los sueldos entregados, y por ende el trabajo alternativo presenta uno menor.

Para una extensión de postnatal definida, siempre un mayor salario implica una mayor utilidad, pero a un salario dado, la extensión no es monótonicamente creciente dada características y preferencias de los individuos. Todo esto entonces es plasmable en un plano de salario y extensión del descanso con curvas de utilidad que tengan forma de U. La figura A.1. entrega dicha representación.

Figura A.1. Modelo de continuidad laboral de madres primerizas, según lo presentado en [Klearman & Leibowitz \(1999\)](#)



Fuente: Elaboración propia a partir de la Figura 1 presentada en el documento de [Klearman & Leibowitz \(1999\)](#)

De la figura, w_o es el salario actual de la madre, w_a es el salario del trabajo alternativo. Dado un salario inicial w_o , si no hay restricción de la extensión de postnatal, la madre optara por el punto D que maximiza su utilidad. En este caso, si el empleador ofrece descanso postnatal mayor a 6 semanas

la persona tomara tal permiso (que entrega una menor utilidad, pero mayor a la del trabajo alternativo).

Ante un tiempo limitado de descanso ofrecido por el empleador, existe un caso particular que afecte la trayectoria laboral de la madre. Por un lado, si el permiso del empleador fuese de 6 semanas, la persona estaría indiferente entre el trabajo actual con 6 semanas y el trabajo alternativo con 24 semanas. Con cualquier tramo menor de semanas (Recta AB) la persona toma el trabajo alternativo. Si es que existe una ley estatal que establezca un periodo mayor de descanso que 6 semanas, la madre tomaría tal beneficio y volvería a su trabajo antiguo (por ejemplo, el punto C). De tal forma, la reforma ayudaría a mantener la continuidad laboral de la madre.

Para los casos donde los descansos son mayores a ese umbral mínimo, la madre siempre terminará tomándolo a una menor utilidad y las reformas no afectaran la continuidad laboral más allá de poder optar a entregar una mayor utilidad a la madre en conjunto a un mayor descanso. El largo del descanso solo se verá afectado siempre que el beneficio estatal entregue un descanso mayor al del empleador y las preferencias de la madre dado su nivel de salario sea mayor en cantidad de semanas de descanso que lo ofrecido por el empleador. En caso contrario, el efecto que estos tienen seria nulo en las decisiones laborales de las madres.

Por último, es relevante notar los casos donde dada las preferencias de las madres, estas, aun con reformas que garanticen un descanso postnatal mayor prefieran estar en sus casas por un mayor tiempo (que podría ser hasta años respondiendo más a necesidades y preferencias particulares).

Cuadro 3.1. Número de observaciones muestrales por sexo de las rondas CASEN consideradas

Periodo	Masculino	Femenino	Total
2006	75.101	77.385	152.486
2009	68.944	72.482	141.426
2011	55.560	61.164	116.724
2013	60.337	67.492	127.829
2015	73.324	81.048	154.372
2017	59.363	65.749	125.112
Total	392.629	425.320	817.949

Fuente: Elaboración propia a partir de datos CASEN 2006-2017. Nota: Población de 18 a 60 años.

Cuadro 3.2. Estadística descriptiva demográfica según sexo de las rondas CASEN 2006-2017 para la población de 18 a 60 años

Indicador	Sexo	2006	2009	2011	2013	2015	2017
Edad promedio	Masculino	36,7	36,9	37,0	37,3	37,4	37,6
	Femenino	37,2	37,3	37,5	37,6	37,9	38,0
	Brecha	0,5	0,5	0,4	0,3	0,4	0,4
Escolaridad promedio	Masculino	11,1	11,3	11,5	11,8	12,1	12,2
	Femenino	10,9	11,2	11,4	11,8	12,0	12,3
	Brecha	-0,2	-0,1	-0,1	-0,1	0,0	0,0
Proporción nacida fuera de Chile	Masculino	1,1	1,6	1,8	2,9	4,0	6,9
	Femenino	1,4	1,7	2,3	3,1	3,9	6,6
	Brecha	-0,3	-0,1	-0,4	-0,2	0,1	0,3
Proporción perteneciente a pueblo indígena	Masculino	6,2	6,8	7,8	8,4	8,1	8,7
	Femenino	6,3	6,5	7,8	8,6	9,0	9,3
	Brecha	0,0	-0,3	0,0	0,3	0,9	0,7
Proporción que habita en la macrozona Norte	Masculino	8,0	6,6	6,8	7,0	7,0	7,1
	Femenino	7,6	6,4	6,4	6,6	6,9	6,9
	Brecha	-0,4	-0,2	-0,4	-0,4	-0,2	-0,2
Proporción que habita en la macrozona Centro	Masculino	54,6	56,5	56,6	56,7	56,8	57,1
	Femenino	55,6	57,1	57,0	56,9	56,8	57,3
	Brecha	1,0	0,5	0,4	0,2	0,1	0,2
Proporción que habita en la macrozona Centro-Sur	Masculino	23,2	23,2	22,8	22,5	22,6	22,1
	Femenino	23,1	23,0	23,0	22,8	22,8	22,5
	Brecha	-0,1	-0,2	0,2	0,3	0,2	0,4
Proporción que habita en la macrozona Sur	Masculino	12,6	12,2	12,2	12,2	12,1	12,1
	Femenino	12,2	12,1	12,1	12,2	12,1	11,8
	Brecha	-0,4	-0,1	0,0	0,0	0,0	-0,3
Proporción que habita en la macrozona Austral	Masculino	1,6	1,6	1,6	1,6	1,5	1,6
	Femenino	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5	1,5
	Brecha	-0,2	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1	-0,1

Fuente: Elaboración propia a partir de datos CASEN 2006-2017.

Cuadro 3.3. Estadística descriptiva de ingresos e indicadores laborales según sexo de las rondas CASEN 2006-2017 para la población de 18 a 60 años

Indicador	Sexo	2006	2009	2011	2013	2015	2017
Ingreso de la ocupación principal corregido	Masculino	\$419.029	\$451.675	\$475.301	\$566.428	\$567.128	\$595.625
	Femenino	\$315.799	\$334.015	\$356.120	\$412.128	\$421.608	\$459.889
	Brecha	\$103.230	\$117.660	\$119.181	\$154.300	\$145.520	\$135.736
Ingreso del trabajo corregido	Masculino	\$480.612	\$514.202	\$526.280	\$637.104	\$640.199	\$669.930
	Femenino	\$353.259	\$371.715	\$387.277	\$450.757	\$466.054	\$511.180
	Brecha	\$127.353	\$142.487	\$139.003	\$186.347	\$174.145	\$158.750
Ingreso autónomo corregido	Masculino	\$481.267	\$509.332	\$522.234	\$630.673	\$642.501	\$669.187
	Femenino	\$338.017	\$356.964	\$364.171	\$426.856	\$447.522	\$495.082
	Brecha	\$143.249	\$152.369	\$158.064	\$203.817	\$194.979	\$174.105
Horas trabajadas en la semana promedio	Masculino	47,0	45,2	44,7	45,2	45,6	45,1
	Femenino	41,4	40,5	39,4	39,1	40,2	40,2
	Brecha	-5,6	-4,6	-5,3	-6,1	-5,4	-4,9
Tasa de ocupación	Masculino	80,9	77,4	79,3	79,4	79,1	79,1
	Femenino	48,5	47,1	49,8	53,0	55,3	56,7
	Brecha	-32,4	-30,3	-29,5	-26,4	-23,8	-22,4
Tasa de inactividad	Masculino	14,0	15,1	15,5	15,4	15,1	14,6
	Femenino	46,5	46,4	45,0	42,4	39,7	37,6
	Brecha	32,5	31,2	29,6	27,0	24,6	23,0
Tasa de desocupación	Masculino	5,1	7,5	5,2	5,3	5,8	6,3
	Femenino	5,0	6,5	5,1	4,7	5,0	5,7
	Brecha	-0,1	-1,0	-0,1	-0,6	-0,8	-0,6

Fuente: Elaboración propia a partir de datos CASEN 2006-2017.

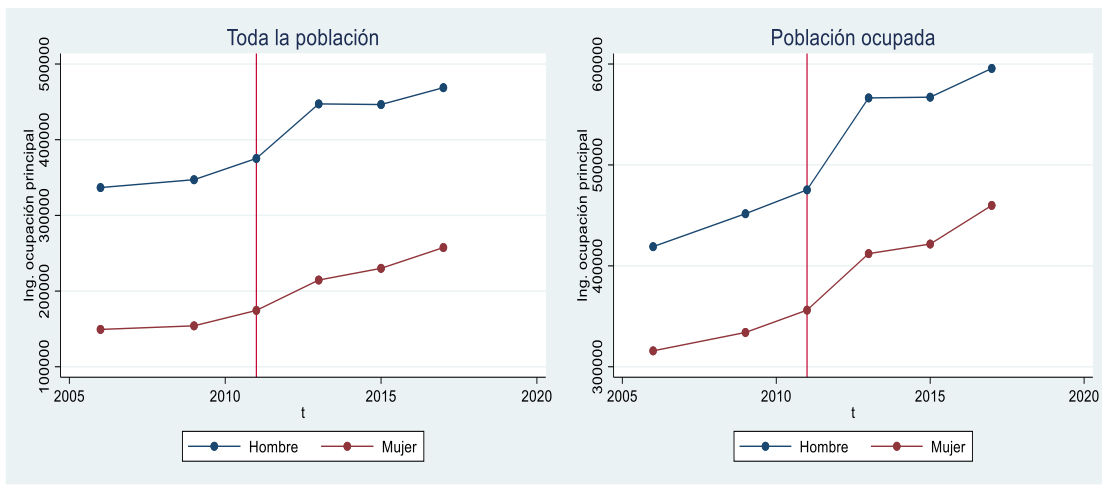
Cuadro 4.1.2.b Promedio del ingreso de la ocupación principal de las mujeres por tramos de edad.

Universo	Tramo de edad	2006	2009	2011	2013	2015	2017
Ocupados	18 a 45 años	\$ 315.799	\$ 334.015	\$ 356.120	\$ 412.128	\$ 421.608	\$ 459.889
	18 a 60 años	\$ 310.311	\$ 330.719	\$ 355.083	\$ 422.035	\$ 431.124	\$ 474.007
	18 a 29 años	\$ 283.422	\$ 287.931	\$ 304.886	\$ 342.108	\$ 361.492	\$ 371.884
	30 a 45 años	\$ 326.747	\$ 355.071	\$ 381.846	\$ 465.252	\$ 469.603	\$ 529.202
	46 a 60 años	\$ 330.174	\$ 342.522	\$ 358.577	\$ 388.971	\$ 400.279	\$ 428.266
Toda la población	18 a 45 años	\$ 149.355	\$ 154.106	\$ 174.462	\$ 214.597	\$ 230.039	\$ 257.499
	18 a 60 años	\$ 148.433	\$ 155.849	\$ 175.476	\$ 222.685	\$ 236.762	\$ 267.431
	18 a 29 años	\$ 115.814	\$ 108.657	\$ 115.337	\$ 138.253	\$ 156.133	\$ 163.431
	30 a 45 años	\$ 174.492	\$ 194.918	\$ 225.539	\$ 294.092	\$ 303.413	\$ 352.669
	46 a 60 años	\$ 151.672	\$ 149.930	\$ 172.129	\$ 196.498	\$ 215.283	\$ 235.790

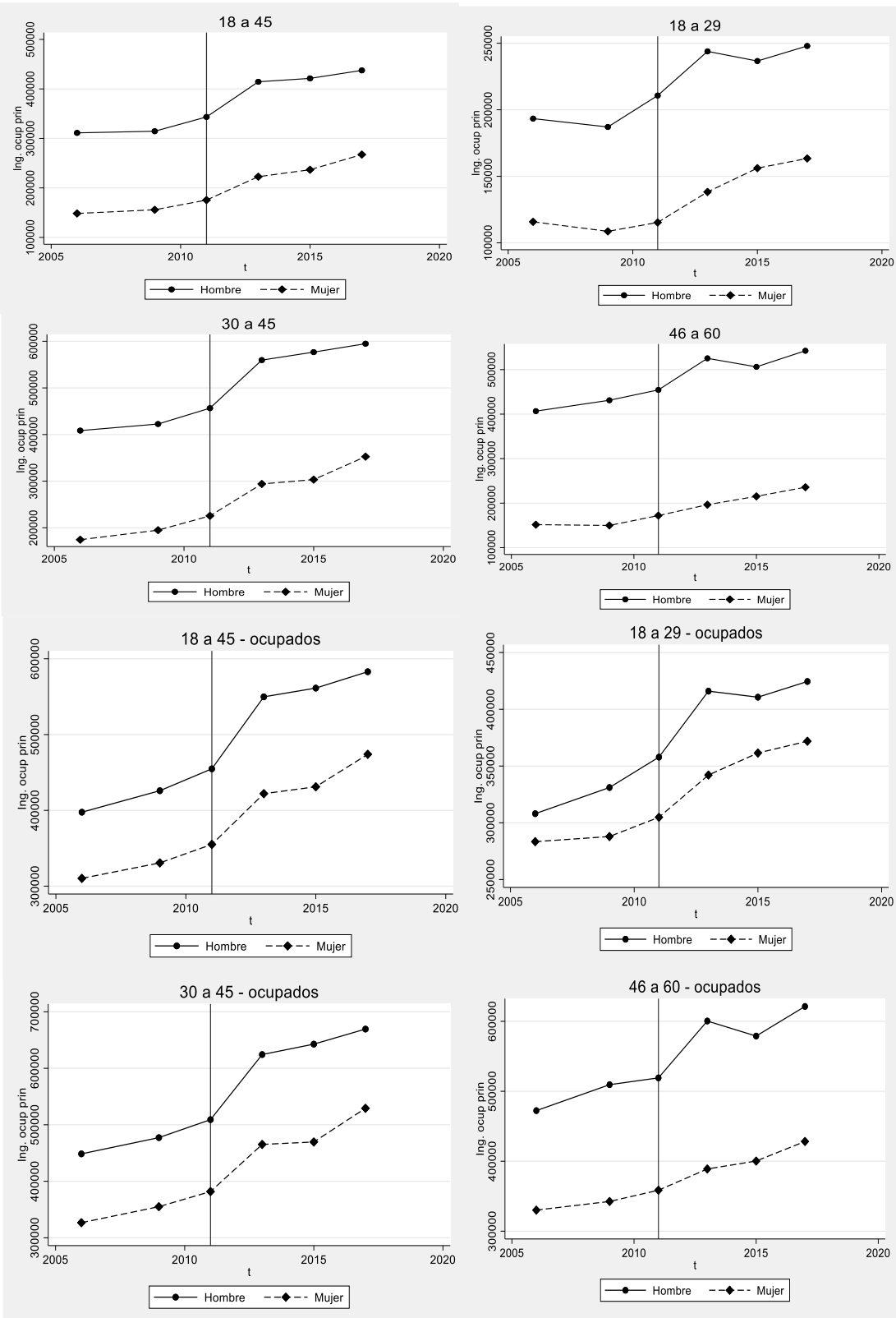
Fuente: Elaboración propia a partir de información de la encuesta CASEN 2006-2017.

Anexo 4.1. Evolución de medias del ingreso de la ocupación principal según grupos poblacionales

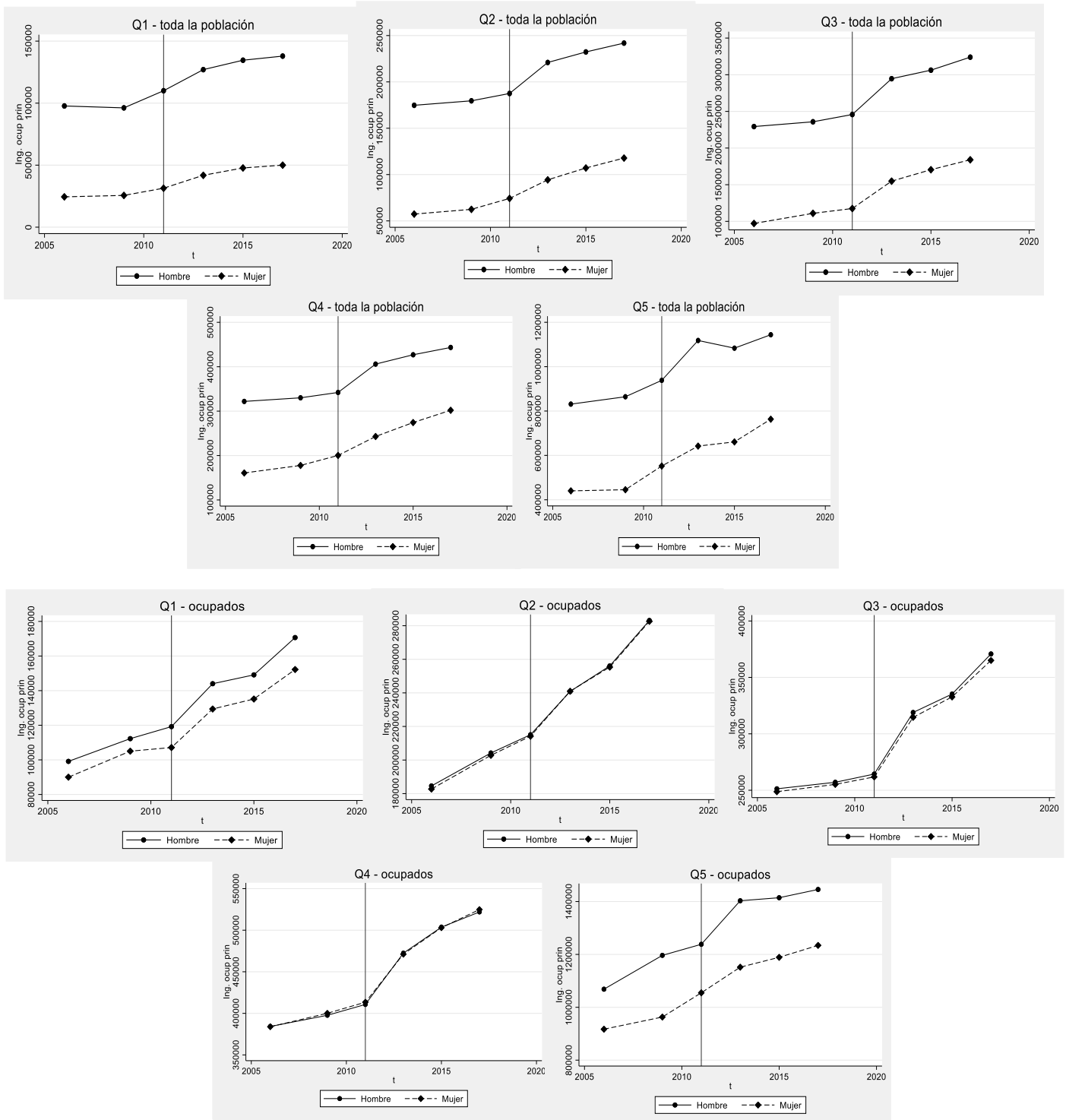
General:



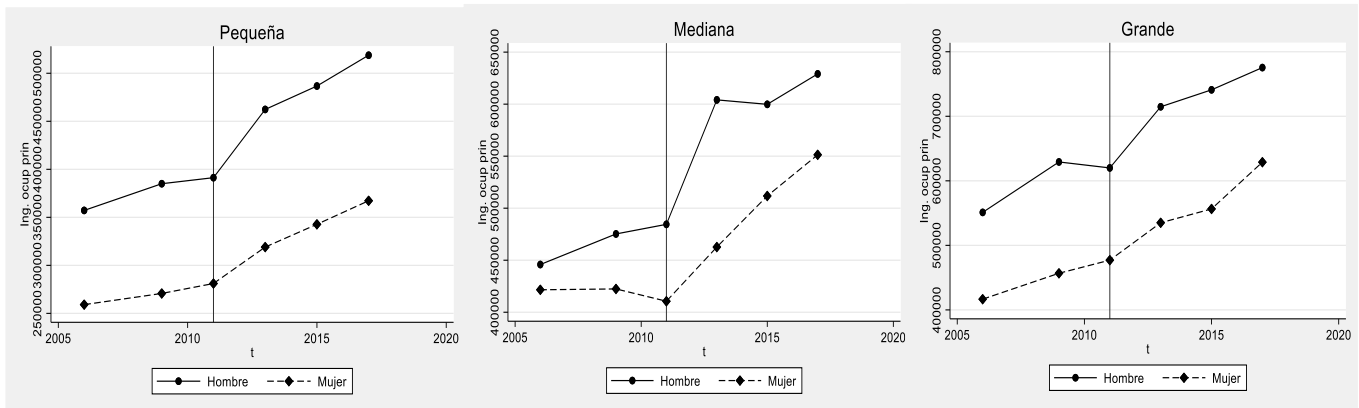
- **Tramos de edad:**



- **Quintiles:**



- **Tamaño de empresa:**



Cuadro 4.1.1.a Estimación de diferencias en diferencias del efecto de la reforma de postnatal en los salarios de la población de 18 a 60 años

		Toda la población	Ocupados
Estimador DiD		\$ -16.686,7 (***) (\$4.249,8)	\$ -24.330,7 (***) (\$5.468,4)
Mujer		-\$174.439,8 (***) (\$3.430,6)	\$ -71.060,6 (***) (\$4.966,6)
Edad		7.469,8 (***) (\$94,1)	\$15.844,2 (***) (\$127,9)
Escolaridad		30.675,5 (***) (\$359,1)	\$3.359,1 (***) (\$512,6)
Quintiles	Q2	\$31.728,9 (***) (\$1.043,4)	\$96.099,4 (***) (\$1.706,2)
	Q3	\$61.936,4 (***) (\$1.343,0)	\$138.007,5 (***) (\$1.956,0)
	Q4	\$119.398,4 (***) (\$1.801,1)	\$241.669,7 (***) (\$2.800,0)
	Q5	\$542.991,2 (***) (\$4.112,1)	\$908.973,7 (***) (\$5.721,4)
Tamaño de empresa	Mediana (50 a 199 personas)		\$9.132,4 (**) (\$4.375,6)
	Grande (200 personas o más)		\$40.128,8 (***) (\$3.555,5)
Categoría ocupacional	Cuenta propia		-\$275.354,4 (***) (\$27.077,5)
	Asalariado		-\$247.560,8 (***) (\$27.157,3)
	Servicio doméstico		-\$203.444,7 (***) (\$26.816,5)
	FF.AA		-\$338.234,0 (***) (\$28.970,6)
Oficio	Miembros del poder ejecutivo y de los cuerpos legislativo		\$ 266.551,2 (***) (\$26.469,0)
	Profesionales, científicos e intelectuales		\$131.622,9 (***) (\$21.949,5)
	Técnicos profesionales de nivel medio		-\$37.393,2 (*) (\$20.717,0)
	Empleados de oficina		-\$39.055,4 (*) (\$20.396,9)
	Trabajadores de los servicios y vendedores de comercio		-\$14.894,2 (\$20.296,7)
	Agricultores y trabajadores calificados agropecuarios y pesqueros		\$8.361,8 (\$20.541,0)
	Oficiales, operarios y artesanos de artes mecánicas		-\$42.024,6 (**) (\$20.474,7)
	Operadores de instalaciones y máquinas y montadore		-\$55.881,6 (***) (\$20.460,0)
Trabajadores no calificados		-\$4.083,1 (\$20.321,4)	
Tenencia contrato			-\$5.212,2 (**) (\$2.566,7)
Efecto fijo por año		Sí	Sí
Control por región		Sí	Sí
N		796.694	416.027

Fuente: Elaboración propia a partir de información de la encuesta CASEN 2006-2017. **Notas:** Errores estándar presentados en paréntesis. Significancias: (***) 99% de confianza. (**) 95% de confianza. (*) 90% de confianza. Todas las estimaciones se realizan controles por efectos fijos por año. Para quintiles, la categoría por omisión es el "Q1". Para tamaño de empresa, la categoría por omisión es "Pequeño (menos de 50 personas)". Para categoría ocupacional, la categoría por omisión es "Empleador". Para oficio, la categoría por omisión es "FF.AA".