

V Seminario Internacional Desigualdad y Movilidad Social en América Latina.

El efecto de la maternidad en el salario femenino en Chile. Un análisis a partir de propensity score matching.

Emilia Seissus Ercilla
Pontificia Universidad Católica de Chile
eseissus@uc.cl

Resumen

En Chile se encuentra bien documentada la brecha en el salario que hay entre hombres y mujeres, pero, existe una segunda desigualdad que no ha sido analizada aún por la literatura nacional: la brecha en el salario asociada a la maternidad. La presente investigación tiene por objetivo determinar el efecto de la maternidad sobre los salarios obtenidos por las mujeres trabajadoras en Chile. Para ello se diferencia el efecto en dos márgenes de medición: el extensivo (tener hijos frente a no tener) y el intensivo (tener dos hijos frente a tener uno). Se utiliza una metodología de inferencia causal a partir de Propensity Score Full Matching para definir los efectos de tratamiento, buscando eliminar los posibles sesgos de selección. Se encuentran resultados heterogéneos. Para el margen extensivo, efectivamente existe una disminución del salario hora promedio para las madres de un hijo en relación a las mujeres embarazadas. Sin embargo, para el margen intensivo, las madres de dos hijos obtienen una bonificación por este hijo extra frente a las madres de uno. Además, se confirma la existencia de heterogeneidad individual en la medición del efecto de la maternidad en el salario y de considerarla en la medición.

Palabras clave: SALARIO FEMENINO – MATERNIDAD - INFERENCIA CAUSAL - HETEROGENEIDAD INDIVIDUAL.

Introducción

En Chile se encuentra bien documentada la brecha en el salario que hay entre hombres y mujeres (Brega, Durán & Sáez, 2015; Cruz, 2014; Meller, Valdés & Lara, 2011; Novella, Rucci & Vazquez, 2015; Sepúlveda, Poblete & Yachan, 2015; Thompson, 2012). Sin embargo, existe una segunda desigualdad que ha sido analizada poco por la literatura Latinoamérica y nacional, el hecho de que en casi todos los mercados de trabajo, las mujeres trabajadoras que son madres ganan un menor salario que las mujeres sin hijos (Lundborg, Plug, & Rasmussen, 2016).

La presente investigación tiene como objetivo determinar el efecto de la maternidad sobre los salarios obtenidos por las mujeres trabajadoras en Chile, tanto en el margen intensivo como en el extensivo. Esto último para poder diferenciar entre tener un hijo frente a mujeres sin hijos (margen extensivo) y la diversidad de efectos entre mujeres que ya son madres (margen intensivo). Los datos utilizados provienen de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN), a cargo del Ministerio de Desarrollo Social y el Instituto Nacional de Estadísticas de Chile, del año 2015.

En la literatura se observan cinco perspectivas teóricas relevantes para explicar el efecto de los hijos en el salario femenino. Estas explicaciones son la Teoría del Capital Humano, Hipótesis del Esfuerzo, Características del Trabajo, Hipótesis de la Discriminación Empleador y, finalmente, la Existencia de Heterogeneidad Individual (Gough & Noonan, 2013; Jacobsen Kleven, Landais, & Egholt Sogaard, 2017; Waldfogel, 1995).

El efecto estimado se encuentra controlado principalmente por la existencia de heterogeneidad debido a las características de los grupos de control tanto en el margen intensivo como extensivo. Esta teoría plantea que las mujeres que son madres no tienen en las mujeres sin hijos contrafactuales válidos a la hora de realizar inferencia, debido a que puede existir un efecto de auto selección por motivaciones previas entre las mujeres que quieren y que no quieren ser madres. Además, se plantea que el efecto de los hijos en la maternidad puede ser endógeno al salario, ya que las mujeres pueden optar por tener hijos en momentos específicos de su carrera laboral.

Diseño metodológico

Se utiliza un diseño de inferencia causal en base al propuesto por Neyman-Rubin (Neyman, 1990; Rubin, 2006) con controles estadísticos a partir de la técnica de Propensity Score Full Matching (PSM)⁴, para determinar y analizar las diferencias entre mujeres que solo difieren en su maternidad. Así, se busca demostrar que efectivamente existe un efecto de la maternidad en el salario cuando el modelo estadístico utilizado se encuentra bien especificado.

Se realizaron tres tipos de PSM, PSM por sí mismo, PSM con distancia de Mahalanobis y PSM con un caliper de 2; para los cuales se realiza un test de diferencias estandarizadas⁵ y un ómnibus test a partir del cual se determinó que PSM obtenía mejores balances. Para medir el efecto de tratamiento promedio (ATE) se utiliza IPW (Inverse Probability Weight). Además, se realiza una regresión lineal (OLS) con las mismas covariables para determinar la existencia de diferencias en la medición.

Los grupos se definen de la siguiente manera, en el margen extensivo (tener hijos v/s no tenerlos) el grupo de tratamiento son las mujeres⁶ trabajadoras que tienen un hijo de hasta 10 años de edad⁷ y el de control son las mujeres que se encuentran embarazadas y no poseen hijos previos. En el margen intensivo (cantidad de hijos), el grupo de tratamiento son las mujeres que poseen dos hijos donde el mayor posee hasta 10 años, mientras que el de control las madres de un hijo con el mismo límite etario.

Además, el PSM en su construcción considera elementos de la Hipótesis de las Características del Trabajo y de la Teoría del Capital Humano que no son de carácter longitudinal por la disponibilidad de los datos. Los elementos considerados son educación y

⁴ Técnica semi paramétrica que genera la probabilidad de selección al tratamiento a partir de una regresión logit, el emparejamiento se realiza con uno o más controles a la vez buscando considerar toda la heterogeneidad de la muestra analizada.

⁵ El test de diferencias estandarizadas mide el balance de los grupos donde la hipótesis nula es que el tratamiento (maternidad) es independiente de las covariantes dado el bloque al que pertenezca. El ómnibus test mide si el tratamiento es independiente a las covariantes de los bloques como un todo. Dichas pruebas se estimaron en base a inferencia aleatorizada.

⁶ Se considera a las mujeres de 23 a 49 años.

⁷ Se especificó dicha edad debido a que en la literatura se observó que el efecto de la maternidad en el salario tiende a disminuir en el largo plazo a medida que los hijos crecen (Lundborg et al., 2016; Miller, 2011). Así mismo, Cuando el hijo tiene entre 9 y 10 años el salario de sus madres se recupera (Fernández-Kranz et al., 2010, 2013; Lundborg et al., 2016).

estatus actual del trabajo (puntaje ISEI) en la Teoría del Capital Humano; horas trabajadas, ocupación, formalidad y localización en Características del Trabajo y la Existencia de Heterogeneidad Individual a partir de la formación de los tratamientos. Por otro lado, también se incluyen en la formación de los grupos los siguientes indicadores: edad, vivir en pareja, etnia, chilena, estado de salud y región. Por lo tanto, el efecto a encontrar podría deberse a elementos longitudinales, a la Hipótesis del Esfuerzo o a la Hipótesis de Discriminación del Empleador. La variable resultado es el logaritmo natural del salario hora del trabajo principal, considerando tanto las trabajadoras dependientes como independientes.

Resultados

En la siguiente sección se presentan los resultados para ambos márgenes y la conformación de los grupos, además, de las pruebas de robustez del estudio.

Margen extensivo

Los análisis a continuación se enfocan en el margen extensivo de maternidad, donde el grupo de control son mujeres sin hijos que se encuentran embarazadas y el grupo de tratamiento mujeres que tienen un hijo de máximo 10 años de edad.

En la Tabla 1 se observa el balance de las distintas covariables relevantes para realizar el PSM. Las diferencias más importantes entre ambos grupos se encuentran en la edad, vivir en pareja y el nivel educativo. Donde las mujeres embarazadas son más jóvenes (en promedio 2 años) y viven en pareja en mayor medida que las madres de un hijo (66% y 49% respectivamente). A esto se le suma el hecho de que las mujeres embarazadas poseen una mejor educación que las madres de un hijo, mientras que un 43% de las primeras tiene educación universitaria completa solo un 24% del segundo. Además, las mujeres con un hijo tienen en mayor medida una educación media humanista completa duplicando a las mujeres embarazadas (26% y 13% respectivamente), tendencia que se repite en la categoría educación media o menos.

En relación a las características del trabajo, se observa que las mujeres embarazadas trabajan en mayor medida de manera dependiente, poseen en mayor medida afiliación previsional y se desempeñan en ocupaciones de mayor prestigio social. Por último, existen diferencias en la autopercepción de la salud dónde la media es levemente mayor para las mujeres embarazadas que las madres.

Tabla 1: Balance tratamiento 1

	Trat1=0	Trat1=1	Dif. Aj.	Dif. Null. Aj. Est.	Dif. Est.	Z	
Edad	28,65	30,12	1,47	0,37	0,27	4,02	***
Vive en pareja	0,66	0,49	-0,17	0,03	-0,34	-5,11	***
Etnia	0,08	0,11	0,02	0,02	0,08	1,17	
Chilena	0,96	0,97	0,01	0,01	0,05	0,73	
Estado salud	6,1	5,97	-0,12	-0,12	-0,12	-1,76	
Jornada completa	0,92	0,95	0,03	0,06	0,06	0,90	
Minutos al trabajo	18,65	17,76	-0,89	-0,07	-0,07	-1,01	
Trab. dependiente	0,94	0,89	-0,05	-0,17	-0,17	-2,63	***
ISEI	50,44	43,8	-6,64	-0,4	-0,4	-6,02	***
Na	0,01	0,00	-0,01	-0,1	-0,1	-1,56	
Afiliación previsional	0,97	0,92	-0,06	-0,22	-0,22	-3,26	***
Na	0,01	0,01	0,00	-0,04	-0,04	-0,64	
Educación							
Media inc o menos	0,03	0,08	0,05	0,2	0,2	3,01	***
Media hum comp	0,13	0,26	0,13	0,29	0,29	4,43	***
Media tec com o tec sup inc	0,18	0,19	0,01	0,02	0,02	0,31	
Técnico sup. comp. o univ inc	0,23	0,22	0,00	-0,01	-0,01	-0,17	
Universitaria comp.	0,43	0,24	-0,18	-0,43	-0,43	-6,39	***
Asiste educación	0,09	0,07	-0,02	0,07	-0,07	-0,99	
Macrozona							
Norte	0,12	0,16	0,04	0,1	0,1	1,52	
Centro	0,28	0,25	-0,03	-0,07	-0,07	-1,10	
Sur	0,3	0,33	0,03	0,06	0,06	0,96	
RM	0,29	0,26	-0,03	-0,08	0,08	-1,20	
Urbano	0,84	0,85	0,01	0,03	0,03	0,41	

Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN 2015. *sig a un 90% de nivel de confianza, ** sig a un 95% de nivel de confianza y *** sig a un 99% de nivel de confianza

La Tabla 2 muestra las diferencias estandarizadas y la significancia de cada una de las covariables introducidas en el PSM una vez realizados los emparejamientos y creados los grupos. A partir de ella se observa que el Propensity Score más caliper no es la mejor opción a la hora de generar los grupos, ya que nueve de las catorce variables introducidas no presentan un buen balance al tener una diferencia estadísticamente significativa a distintos niveles de confianza y diferencias estandarizadas mayores a 0,25 puntos absolutos en algunos casos.

Sin embargo, tanto el PS como PS el con distancia de Mahalanobis presentan un balance óptimo, sin diferencias estadísticamente significativas a ningún nivel de confianza convencional. Además, de valores muy cercanos a cero en las diferencias estandarizadas, encontrándose la mayor diferencia entre ambos grupos en el porcentaje de urbano/rural con -0,04 y la zona Centro con 0,03 desviaciones estándar. Estas diferencias son muy bajas, por lo que se considera que el balance de cada una de las covariables está bien.

Tabla 2: Balance post matching tratamiento 1⁸

	(1) Pre Match Dif. Est.	(2) PS Dif. Est.	(3) PS + Mah Dif. Est.	(4) PS+ Cal Dif. Est.	
Edad	0,27	*** 0	0	0,26	***
Vive en pareja	-0,34	*** 0	0	-0,44	***
Etnia	0,08	0,01	0,01	-0,03	
Chilena	0,05	0,02	0,02	0,09	
Estado salud	-0,12	-0,02	-0,02	0,01	
Jornada completa	0,06	0,02	0,02	0	
Minutos al trabajo	-0,07	0,01	0,01	0,02	
Trab. dependiente	-0,17	*** -0,01	-0,01	-0,09	
ISEI	-0,4	*** -0,01	-0,01	-0,14	**
NA	-0,1	0,02	0,02	-0,05	
Afiliación previsional	-0,22	*** 0,01	0,01	-0,41	***
NA	-0,04	0,00	0,00	-0,15	
Educación					
Media inc o menos	0,2	*** 0,00	0,00	0,17	**
Media hum comp	0,29	*** 0,01	0,01	0,42	***
Media tec com o tec sup Inc	0,02	0,00	0,00	0	
Tec sup comp o univ inc	-0,01	0,02	0,02	-0,04	
Universitaria comp	-0,43	*** 0,00	0,00	-0,48	***
Asiste educación	-0,07	-0,01	-0,01	-0,2	**
Macrozona					
Norte	0,1	0,01	0,01	-0,04	
Centro	-0,07	0,03	0,03	1,32	***
Sur	0,06	-0,01	-0,01	-0,58	***
RM	0,08	0,02	0,02	-0,65	***
Urbano	0,03	-0,04	-0,04	-0,33	***

Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN 2015. *sig a un 90% de nivel de confianza, ** sig a un 95% de nivel de confianza y *** sig a un 99% de nivel de confianza

⁸ (1) Pre match son los valores previos a la conformación de los grupos, (2) PS matching realizado a partir de Propensity Score, (3) PS+Mah Propensity Score más distancia de Mahalanobis y (4) PS + Cal Propensity Score con un caliper de 2.

Ahora bien, el ómnibus test presentado en la Tabla 3 confirma lo anteriormente planteado. El PSM que incluye el caliper tiene una significancia de un 99% de nivel de confianza a la hora de analizar en conjunto todas sus covariables. Además, tanto el PS como el PS + Mahalanobis presentan un valor-p muy cercano a 1, siendo ambos de 0,967. Debido a que estas dos maneras de generar el emparejamiento presentan el mismo balance se prefirió quedarse con el PSM sin Mahalanobis.

Tabla 3: Omnibus test para el tratamiento 1

	X ²	Valor-p	Significancia
Pre matching		0	***
PS	8,2869	0,967	
PS + Mahalanobis		0,967	
PS+ Caliper		0	***

Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN 2015.

En la Tabla 4 se observa el emparejamiento efectivo del PSM del tratamiento 1. Se generaron 185 parejas donde se utilizaron 5 o más tratados por cada grupo de tratamiento. Cabe destacar que no se perdió ningún caso a la hora de realizar el emparejamiento.

Tabla 4: Emparejamiento efectivo PSM tratamiento 1 (tratados: controles)

	5+:1	4:1	3:1	2:1	1:1	Total
Número de parejas	185	9	11	15	18	238

Fuente: Elaboración propia.

Margen intensivo

El siguiente apartado se enfoca en el margen intensivo de maternidad, donde el grupo de tratamiento son madres de dos hijos y el de control madres de uno.

En la Tabla 5 se observa el balance para ambos grupos de manera previa al emparejamiento, las mayores diferencias se encuentran nuevamente en el convivir con la pareja y la edad. Las madres de un hijo se encuentran en menor medida viviendo con su pareja con 15 puntos porcentuales de diferencia y son en promedio 1,3 años menores que las madres de dos hijos.

En cuanto a la educación, las madres de un hijo poseen una mejor educación que las madres de dos, solo un 8% de las primeras presenta una educación media incompleta o inferior,

mientras que este porcentaje aumenta a 12% en las segundas. Además, las madres de un hijo tienen en mayor medida una educación técnica superior completa o universitaria incompleta que las madres de dos (7% y 4% respectivamente).

Las características del trabajo presentan diferencias importantes entre ambos grupos; pareciera ser que efectivamente las madres que tienen una mayor cantidad de hijos optan por modificarlas o se encuentran en mayor medida en estos grupos como planteaba la teoría (Gough & Noonan, 2013). Así, las mujeres con dos hijos trabajan en mayor medida de manera no dependiente y en lugares más cercanos al hogar en términos de tiempo. Sin embargo, trabajan en mayor medida en un régimen de jornada completa.

Por otro lado, llama la atención el que existen diferencias contextuales. Las más importantes son un mayor porcentaje de madres de dos hijos de la zona norte del país y de las madres de un hijo en la zona sur. Además, pareciera ser que las mujeres con dos hijos tienden a ser en mayor medida de la zona urbana.

Tabla 5: Balance tratamiento 2

	Trat2=0	Trat2=1	Dif. Aj.	Dif. Null. Aj. Est.	Dif. Est.	Z	
Edad	30,12	31,42	1,3	0,15	0,23	8,85	***
Vive en pareja	0,49	0,65	0,16	0,01	0,33	12,34	***
Etnia	0,11	0,13	0,02	0,01	0,05	2,03	***
Chilena	0,97	0,96	0,00	0	-0,01	-0,37	
Estado de salud	5,97	5,99	0,02	0,03	0,02	0,63	
Jornada completa	0,95	1,01	0,06	0,01	0,12	4,42	***
Minuto al trabajo	17,76	17,06	-0,70	0,35	-0,05	-2	**
Trab. dependiente	0,89	0,83	0,06	0,01	-0,17	-6,36	***
ISEI	43,8	43,6	0,2	0,44	-0,01	-0,45	
NA	0,00	0,00	0,00	0	0	1	
Afiliación previsional	0,92	0,91	0,00	0,01	-0,02	-0,62	
Na	0,01	0,00	0,00	0	0	-0,21	
Educación							
Media inc o menos	0,08	0,12	0,05	0,01	0,16	6,05	***
Media hum comp	0,26	0,26	0,00	0,01	0,00	-0,05	
Media tec com o tec sup Inc	0,19	0,19	-0,1	0,01	0,01	-0,49	
Tec sup comp o univ inc	0,22	0,17	-0,05	0,01	-0,13	-4,93	***
Universitaria comp	0,24	0,26	0,01	0,01	0,03	1,06	
Asiste educación	0,07	0,04	-0,03	0,01	-0,14	-5,17	***
Macrozona							
Norte	0,16	0,19	0,03	0,01	0,08	2,84	***
Centro	0,25	0,24	-0,01	0,01	0,03	-1,08	
Sur	0,33	0,30	-0,03	0,01	0,07	-2,76	***
RM	0,26	0,28	0,02	0,01	0,04	1,57	
Urbano	0,85	0,87	0,02	0,01	0,05	1,94	*

Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN 2015. *sig a un 90% de nivel de confianza, ** sig a un 95% de nivel de confianza y *** sig a un 99% de nivel de confianza

La Tabla 6 muestra las diferencias estandarizadas y la significancia de cada una de las covariables introducidas en el PSM una vez realizados los emparejamientos. Aquí se observa que realizar el emparejamiento a partir de un PSM con un caliper de 2 no es la mejor opción debido a que la significancia entre siete de las covariables se mantiene luego del match. Sin embargo, tanto el PS solo con el PS con distancia de Mahalanobis presentan un balance óptimo de cada una de sus covariables, ya que ninguna presenta diferencias estadísticamente significativas ni diferencias estandarizadas mayores de 0,25 desviaciones estándar. Es más, las mayores diferencias encontradas son de -0,03 desviaciones estándar entre ambos grupos en los valores perdidos de la autopercepción de salud y la región metropolitana. Sin embargo, estas diferencias no eran significativas incluso antes de realizar el emparejamiento.

Tabla 6: Balance post matching tratamiento 2⁹

	(1)		(2)		(3)		(4)	
	Pre Match		PS		PS + Mah		PS+ Cal	
	Dif. Est.		Dif. Est.		Dif. Est.		Dif. Est.	
Edad	0,23	***	0,00		0,00		0,21	***
Vive pareja	0,33	***	-0,01		-0,01		0,27	***
Etnia	0,05	***	-0,01		-0,01		-0,02	
Chilena	-0,01		0,01		0,01		0,04	
Estado salud	0,02		0,01		0,01		0,03	
Jornada completa	0,12	***	0,01		0,01		0,08	***
Minutos al trabajo	-0,05	**	0,00		0,00		-0,03	
Trab. dependiente	-0,17	***	-0,01		-0,01		-0,14	***
ISEI	-0,01		0,00		0,00		-0,05	
NA	0		-0,01		-0,01		-0,04	
Afiliación previsional	-0,02		0,00		0,00		0	
NA	0		0,00		0,00		-0,01	
Educación								
Media inc o menos	0,16	***	0,01		0,01		0,14	***
Media hum comp	0,00		-0,01		-0,01		0,04	
Media tec com o tec sup Inc	0,01		0,02		0,02		-0,04	
Tec sup comp o univ inc	-0,13	***	-0,01		-0,01		-0,12	***
Universitaria comp	0,03		0,00		0,00		0,01	
Asiste educación	-0,14	***	0,01		0,01		-0,17	***
Macrozona								
Norte	0,08	***	0,01		0,01		0,44	***
Centro	0,03		0,01		0,01		0,54	***
Sur	0,07	***	0,01		0,01		-0,17	***
RM	0,04		-0,03		-0,03		-0,73	***
Urbano	0,05	*	0,00		0,00		-0,09	***

Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN 2015. *sig a un 90% de nivel de confianza, ** sig a un 95% de nivel de confianza y *** sig a un 99% de nivel de confianza

Además, al observar la Tabla 7 con los valores del ómnibus test se confirma el buen balance tanto del PS solo como del PS más Mahalanobis. A la hora de analizar en conjunto el balance de las covariables este da un valor-p de 0,87, lo que es bastante cercano a 1 y no presenta significancia a niveles convencionales. Se decide utilizar el PS solo, al igual que con el tratamiento 1.

Tabla 7: Omnibus test para el tratamiento 2

⁹ 1) Pre match son los valores previos a la conformación de los grupos, (2) PS matching realizado a partir de Propensity Score, (3) PS+Mah Propensity Score más distancia de Mahalanobis y (4) PS + Cal Propensity Score con un caliper de 2.

	X ²	Valor-p	Sig
Pre matching		0	***
PS	22,9392	0,87	
PS + Mahalanobis		0,87	
PS+ caliper		1	

Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN 2015.

En la Tabla 8 se muestra el emparejamiento efectivo para el PSM, nuevamente no se pierden casos en el emparejamiento, sumado a que existe una mayor cantidad de casos para el grupo de control que de tratamiento.

Tabla 8: Emparejamiento efectivo PSM tratamiento 2 (tratados: controles)

	5+:1	4:1	3:1	2:1	1:1	1:2	1:3	1:4	1:5+	Total
Número de parejas	6	9	20	83	870	279	194	122	289	1872

Fuente: Elaboración propia.

Efecto Causal

Esta sección muestra las estimaciones del efecto tratamiento (maternidad) para el logaritmo del salario hora en dos los márgenes analizados, el extensivo (tratamiento 1) y el intensivo (tratamiento 2). En la Tabla 9 se observa la estimación del efecto tratamiento promedio (ATE) para el tratamiento 1 (mujeres embarazadas v/s mujeres con 1 hijo) y 2 (mujeres con 1 hijo v/s mujeres con 2 hijos) a partir de una regresión OLS y el estimador de IPW a partir del PSM.

Tabla 9: Estimación del efecto de la maternidad en el salario en ambos márgenes

		ATE	N	Error Est.	Valor-P	Sig
Tratamiento 1	OLS	0,065	4914	0,037		*
	IPW	-0,1450	4984	0,0203	0,0000	***
	Coefest	-0,1415	4984	0,0481	0,0026	***
	independence_test		4984		0,2732	
Tratamiento 2	OLS	0,0490	6705	0,0150		***
	IPW	0,0710	6800	0,0182	0,0001	***
	Coefest	0,0710	6800	0,0202	0,0005	***
	independence_test		6800		0,0399	**

Fuente: Elaboración propia a partir de CASEN 2015. * Sig a un 90% de nivel de confianza, ** Sig a un 95% y *** Sig a un 99%.

En el margen extensivo, se observa que al medir el efecto de la maternidad en el salario femenino a partir de una regresión OLS¹⁰ las diferencias son significativas, sin embargo, tan sólo a un 90% de nivel de confianza. Es interesante observar aquí que el efecto encontrado es positivo, es decir, según la regresión OLS las mujeres madres de un hijo ganan un 6,5% por hora más que las mujeres embarazadas. Lo que se contradice con la experiencia internacional, donde se observa en mayor medida un efecto negativo y, en el mejor de los casos, la ausencia de este efecto. Si uno sólo se queda con este resultado, la conclusión evidente es el hecho de que en realidad en Chile no existe una penalización de la maternidad al salario femenino, sino un efecto positivo de premio a esta.

Sin embargo, al analizar el efecto tratamiento promedio (ATE) medido a partir de un IPW con PSM, las conclusiones cambian sustantivamente. En este caso se confirma la existencia de una brecha, pero no en la dirección antes encontrada. El efecto de tener un hijo frente a estar embarazada es de una disminución de un 14,5% del salario hora femenino en promedio, significativo a un 99% de nivel de confianza. Además, este resultado se mantiene al realizar el Test de Neyman¹¹ de medias en base a una distribución normal (debido a la cantidad de casos) con una significancia del 99%.

Al realizar el Test Exacto de Fisher¹², el tratamiento pierde significancia estadística a niveles convencionales. No obstante, este test es bastante estricto a la hora de definir su hipótesis nula $H^0: Y_i(1) - Y_i(0) = 0$, esto plantea que el resultado bajo la condición de tratamiento es igual al resultado bajo la condición de control para cada unidad i . Ahora bien, en muestras grandes el Test de Neyman y el Test de Fisher convergen, por lo que puede ser que este no sea significativo debido a un problema de tamaño muestral. Ya que se calcula el test estadístico a partir de permutaciones de todas las combinaciones posibles de los grupos de emparejamiento que para el tratamiento 2 son 238. En ese sentido, se considera que el efecto de un 14,5% menos en el salario es relevante.

¹⁰ La regresión OLS cuenta como controles todas las covariables incluidas en la formación de los grupos del PSM (Edad, Vive pareja, Etnia, Chilena, Estado salud, Jornada completa, Minutos al trabajo, Trab. dependiente, ISEI, Afiliación previsional, Nivel educacional, Asiste educación, Macrozona y Urbano). En este caso se estarían perdiendo casos, debido a que se eliminan todos los casos en los que alguna de las covariables tiene casos perdidos.

¹¹ Estimado a partir de la librería Ri de R (Aronow & Samii, 2015).

¹² Test exacto de Fisher o test de permutación. Se utiliza la librería Coin de R para medir este test (Hothorn, Hornik, Van de Wiel, Winell & Zeileis, 2017).

En relación al tratamiento 2, esto es tener dos hijos frente a tener un hijo se observa que la regresión OLS entrega un resultado de un aumento de 4,9% en el salario hora para el grupo de tratamiento en relación al de control, significativo a un 99% de nivel de confianza. Sin embargo, este valor aumenta a la hora de medir el efecto a partir del PSM con un estimador ATE de IPW. Donde las mujeres que tienen dos hijos experimentan un aumento de un 7,1% en el salario en relación a las mujeres que tienen tan solo uno, significativo a un 99% de nivel de confianza. Lo que se mantiene al realizar el test de medias de Neyman y el test de Fisher, pero en este último, baja su significancia a un 95% de nivel de confianza. En este caso las permutaciones se realizan con un total de 1872 casos. Este es un hallazgo interesante debido a que la experiencia internacional a la hora de medir el efecto de la maternidad en el margen intensivo plantea un aumento de la penalización y no un aumento en el salario (Angelov & Karimi, 2012; Cruces & Galiani, 2007; Lundborg et al., 2016).

Es clave comparar ambos márgenes; efectivamente hay un efecto negativo de la maternidad en el salario femenino de un 14,5% menos en las mujeres con un hijo en relación a las mujeres embarazadas. No obstante, al comparar a estas mujeres con un hijo con las mujeres que tienen dos hijos se encuentra un aumento de un 7,1% en el salario. Así, parece ser que las mujeres que tienen uno y dos hijos son grupos distintos, esto es, tipologías diferentes de mujeres en tanto a su situación en el mercado del trabajo¹³.

Por otro lado, se observa la existencia de heterogeneidad a la hora de medir el efecto de la maternidad en el salario, tanto en el margen extensivo como intensivo, debido a que cambiaron los resultados del estimador OLS al de IPW a partir de PSM. Donde, incluso en el caso del tratamiento 1, el efecto modificó su sentido al considerar la existencia de heterogeneidad individual en la medición¹⁴. Lo que confirma el sesgo de autoselección existente en la maternidad y el problema de medición del cual este estudio busca hacerse

¹³ Esto se confirma al considerar el efecto de la maternidad del tratamiento 3 (no incluido en este artículo) donde se compara a las mujeres embarazadas sin hijos previos (grupo de control del tratamiento 1) con las madres de dos hijos (grupo de tratamiento del tratamiento 2). Aquí se observa que existe una penalización asociada a la maternidad en este caso también de una disminución del salario femenino en un 7,4%, significativo a un 95% de nivel de confianza. En ese sentido, el grupo en mayor desventaja en relación al salario son las mujeres madres de un hijo de hasta 10 años. No obstante, este efecto no presenta una gran robustez al dejar de ser significativo tanto en los test de medias de Neyman y de Fisher.

¹⁴ Al medir el efecto del tratamiento 3, se observa que el efecto también modifica su sentido a la hora de considerar la heterogeneidad individual presente en la medición. Pasando de un efecto positivo de un 11% a una disminución de un 7,4% de las madres de dos hijos frente a las mujeres embarazadas.

cargo. Las mujeres tienen entonces un efecto previo de fertilidad anticipada, en tanto motivación y compromiso con el trabajo, que las lleva a tener trayectorias distintas en el salario cuando desean de ante mano ser madres en un futuro y cuando no es así.

Conclusiones

La presente investigación tenía como objetivo determinar el efecto de la maternidad sobre los salarios obtenidos por las mujeres trabajadoras en Chile, tanto en el margen intensivo como en el extensivo. Es decir, diferenciar entre tener un hijo frente a mujeres sin hijos y la diversidad de efectos entre mujeres que ya son madres. Para ello se utilizó una metodología de PSM con dos tratamientos complementarios, cada uno en uno de los márgenes explicitados anteriormente, con los datos de la encuesta CASEN 2015.

Dentro de las cinco perspectivas teóricas relevantes para definir el efecto de los hijos en el salario femenino¹⁵ la más relevante para este estudio fue la Existencia de Heterogeneidad Individual en cuanto a definición del diseño metodológico. Principalmente porque se buscó demostrar que efectivamente existe un efecto de la maternidad en el salario si es que el modelo estadístico utilizado se encuentra bien especificado considerando todas las covariantes relevantes según la teoría.

El efecto estimado se encuentra controlado principalmente por la existencia de heterogeneidad debido a las características de los grupos de control tanto en el margen intensivo como extensivo. Además, dentro de las siete variables relevantes a la hora de medir la Hipótesis de las Características del Trabajo, cuatro de ellas (horas trabajadas, ocupación, formalidad y localización del trabajo) se encuentran consideradas y su efecto está incluido en la formación del PSM, es decir, de los grupos. En relación a la Teoría del Capital Humano, los dos indicadores que no necesitan datos de panel como son la educación y el estatus actual del trabajo se encuentran medidos también. Por lo tanto, lo que estaría faltando en este estudio es el hecho de que no se pudo controlar la Hipótesis del Esfuerzo y la Hipótesis de Discriminación del Empleador.

La investigación tiene un carácter novedoso en el estudio de las características del mercado laboral femenino en Chile, en tanto la mayoría de los análisis hasta el momento se enfocan

¹⁵ Teoría del Capital Humano, Hipótesis del Esfuerzo, Características del Trabajo, Hipótesis de la Discriminación Empleador y Existencia de Heterogeneidad Individual.

en explicar la llamada “excepcionalidad chilena” de la baja tasa de participación laboral femenina en relación a la masculina a pesar de los altos índices de escolaridad (Contreras, De Mello, & Puentes, 2011; Contreras, Hurtado, & Sara, 2012; Novella et al., 2015). O, en la brecha existente, y ya bien documentada, entre los salarios femeninos y masculinos (Brega et al., 2015; Meller et al., 2011; Novella et al., 2015; Sepúlveda et al., 2015; Thompson, 2012). Así, el investigar una posible segunda discriminación, como es la brecha por maternidad en el salario, llena un vacío teórico para el caso chileno.

Se buscó utilizar una metodología cercana a las características de los experimentos naturales para determinar el efecto causal de la maternidad en el salario, de tal manera que se puede plantear que el efecto aquí encontrado se trata casi en su totalidad de discriminación por parte del empleador, diferencias de esfuerzo o elementos a medir en el largo plazo, laborales y/o educativos.

En primer lugar, se observa una diferencia a la hora de medir el efecto del tratamiento en la variable resultado a partir de una regresión OLS e IPW con PSM tanto en el margen extensivo como en el intensivo. En ese sentido, se confirman las deficiencias que presenta OLS para estimar relaciones casuales en esta temática (B. D. J. Anderson, Binder, & Krause, 2002; D. J. Anderson, Binder, & Krause, 2003; Angrist & Evans, 1998; Livermore, Rodgers, & Siminski, 2011; Molina & Montuenga, 2009; Nizalova, Sliusarenko, & Shpak, 2016). Se puede afirmar que efectivamente el efecto de la maternidad en el salario no sería de carácter exógeno sino endógeno, tal y cómo plantean Fernández-Kranz, Lacuesta y Rodríguez-Planas (2013)

Es interesante cómo en el margen extensivo, al estimar el efecto de la maternidad en el salario con OLS, el efecto es de carácter positivo y muy significativo, pero a la hora de estimarlo con un modelo más complejo –a partir de un estimador de PSM- este efecto pasa a ser negativo. Esto es similar a lo encontrado por Molina y Montuenga (2009) en España, ellos a la hora de analizar el efecto de la maternidad sobre el salario femenino no encuentran un efecto significativo con OLS, pero al utilizar un modelo de efectos fijos que controle por heterogeneidad el efecto de la maternidad verifican que es negativo. En ese sentido, se confirma la necesidad de utilizar este tipo de estrategias metodológicas.

En el presente estudio se encontró que el efecto de la maternidad en el margen extensivo en Chile, esto es tener un hijo de máximo 10 años frente a estar embarazada, registra una disminución de un 14,5% del salario hora por el hecho de tener este hijo. Esto contradice lo planteado por Uribe-Echevarría (2008) acerca de que no existe una penalización salarial del efecto de tener hijos en Chile. Y, más bien se alinea con los hallazgos en Dinamarca, dónde en el mediano plazo (6 a 10 años) el efecto de la maternidad en el margen extensivo es de un 11-12% (Lundborg et al., 2016). Aunque es menor a lo encontrado para el caso alemán, donde la brecha es de un 19% (Gangl & Ziefle, 2009). Sin embargo, esta última estimación no es del todo comparable al ser realizada con un matching dentro del mismo establecimiento laboral.

En relación a los hallazgos para América Latina, si se toman como acertados los análisis realizados por Olarte y Peña (2009) con un estimador con corrección de Heckman para Colombia, la brecha en Chile sería mayor que la encontrada en este país donde es de 9,4% en el salario hora por concepto de maternidad. Sin embargo, Gamboa y Zuluaga (2013), quienes realizan un análisis de matching transversal, encuentran que las madres ganan solo 1,73% menos que las demás mujeres en Colombia. Aun así, con cualquiera de los dos efectos lo encontrado para el caso chileno es mayor en términos de tamaño de la brecha salarial en ambos segmentos de mujeres.

La literatura internacional acerca del margen intensivo, en general plantea la existencia de una brecha dentro de la maternidad, es decir, aquellas mujeres que tienen más hijos tendrían un menor salario que las que poseen tan sólo uno (Angelov & Karimi, 2012; Cruces & Galiani, 2007; Lundborg et al., 2016). Lo encontrado en este análisis es que efectivamente hay una brecha entre ambos grupos (mujeres con un hijo y mujeres con dos). No obstante, este efecto es positivo, es decir, las mujeres que son madres de dos hijos ganan un 7,1% más de salario por hora que las madres de tan sólo un hijo. Queda a futuras investigaciones analizar el por qué puede darse este efecto. Es posible que luego del segundo hijo los empleadores no esperen que las mujeres tengan un tercer hijo, por lo que les suban el sueldo; en ese sentido, se recomienda realizar un estudio acerca de la discriminación del empleador a las mujeres que son madres.

Ahora bien, esto tiene relación con lo encontrado para el caso de Suecia donde el tercer hijo está asociado significativamente a una disminución del trabajo de sus madres pero solo en los primeros años luego de dar a luz, cuando el hijo tiene cerca de dos años el efecto desaparece (Angelov & Karimi, 2012). Es posible que el hecho de medir la maternidad en ambos márgenes a partir de la restricción de que el hijo mayor tenga máximo 10 años esté sesgando los resultados y ocultando un efecto más cercano al nacimiento del último hijo.

Una de las grandes limitaciones es que no se cuenta con datos longitudinales para poder medir variables laborales, tal como cambios en las características del trabajo debido a la maternidad o la experiencia laboral efectiva. Estas variables aparecen como relevantes en la literatura (Simonsen & Skipper, 2006). Existen datos longitudinales de encuestas de empleos en Chile, pero estos no consideran la pregunta de si la mujer se encuentra actualmente embarazada que es clave para medir el tratamiento en el margen extensivo. La utilización de este tipo de datos se justifica también debido a que Blagrove y Santoro (2017) muestran que la participación femenina es significativamente pro cíclica, esto es que cambia mucho según el periodo económico observado. Por ello, sería relevante analizar un efecto que no dependa de un año específico.

Además, Vere (2011) para Estados Unidos, plantea que el efecto causal de la fertilidad disminuye notoriamente con la paridad en las horas trabajadas, luego es posible que exista un efecto de cantidad de horas trabajadas que no se observe claramente en la medida de jornada laboral (completa o no) que se utilizó a falta de mejores variables.

No es posible comparar este hallazgo con datos para América Latina, ya que hasta donde se ha podido revisar a la fecha no se han realizados estudios del efecto de la maternidad en el margen intensivo en el salario hora. Así, tan solo existe un estudio en Argentina y México realizado por Cruces y Galiani (2007), pero este se enfoca en la oferta laboral, donde efectivamente existe una disminución con la paridad. En ese sentido, se reitera la idea que es posible que esta diferencia entre los resultados encontrados para el margen extensivo e intensivo- y la diferencia en el sentido de sus efectos- se deba a que se trata de tipologías distintas de mujeres. Esto es que las barreras de entrada al mercado laboral para aquellas mujeres con dos hijos son lo suficientemente fuertes para que estas decidan no trabajar a no ser que tenga una retribución económica importante, debido probablemente a la dificultad de

conseguir como cuidar a los hijos. Además, considerando que son las mujeres jefas de hogar quienes tienen una mayor probabilidad de participación (Contreras et al., 2011) y el aumento sostenido en los hogares monoparentales con este tipo de jefatura (Ministerio de Desarrollo Social, 2011).

En ese sentido, si en un foco de políticas públicas se deseara aumentar la tasa de participación femenina debe tomarse en cuenta una posible barrera de entrada a participar en el mercado laboral por las pocas retribuciones salariales.

El presente estudio buscó identificar el efecto de la maternidad en el salario femenino, principalmente porque en Chile se observa una gran brecha de género (hombres y mujeres) en el mercado laboral. Tanto en la participación laboral como en los salarios, por lo tanto, la existencia de una brecha extra por maternidad ayuda a dilucidar las barreras y desventajas que presentan las mujeres en el mundo del trabajo. En términos de políticas públicas se vuelve relevante proponerse cómo mejorar las condiciones salariales de las madres de un hijo, grupo que fue identificado como el más desventajado según los resultados de este estudio.

Bibliografía

- Anderson, B. D. J., Binder, M., & Krause, K. (2002). American Economic Association The Motherhood Wage Penalty : Which Mothers Pay It and Why ? *The American Economic Review*, 92(2), 354–358.
- Anderson, D. J., Binder, M., & Krause, K. (2003). The Motherhood Wage Penalty Revisited : Experience , Heterogeneity , Work Effort , and Work-Schedule Flexibility. *ILR Review*, 56(2), 273–294.
- Angelov, N., & Karimi, A. (2012). *Mothers ' Income Recovery after Childbearing* (ISSN 1651-1166 No. 20). Uppsala.
- Angrist, J., & Evans, W. (1998). *Children and Their Parent's Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size* (NBER working paper series No. 5778). Cambridge.
- Aronow, P. M., & Samii, C. (2015). Package “ri.” Retrieved from <https://cran.r-project.org/web/packages/ri/ri.pdf>
- Blagrave, P., & Santoro, M. (2017). *Labor Force Participation in Chile : Recent Trends, Drivers and Prospects* (No. J08, J11, J21).
- Brega, C., Durán, G., & Sáez, B. (2015). *Mujeres Trabajando. Una exploración al valor del trabajo y la calidad del empleo en Chile. Estudios de la Fundación Sol* (Vol. Marzo).
- Contreras, D., De Mello, L., & Puentes, E. (2011). The determinants of labour force participation and employment in Chile. *Applied Economics*, 43(August), 2765–2776. <https://doi.org/10.1080/00036840903373303>
- Contreras, D., Hurtado, A., & Sara, M. (2012). *La Excepción Chilena y las Percepciones de Género en la Participación Laboral Femenina. Santiago*. Retrieved from <http://new.econ.uchile.cl/uploads/publicacion/5e8f5415ba0473be8f2a9502dd497e288bde2bd8.pdf>
- Cruces, G., & Galiani, S. (2007). Fertility and female labor supply in Latin America: New causal evidence. *Labour Economics*, 14(3), 565–573. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2005.10.006>
- Cruz, G. (2014). *Poder de Negociación y Brecha Salarial de Género: Caso Chileno*.
- Fernández-Kranz, D., Lacuesta, A., & Rodríguez-Planas, N. (2013). The Motherhood Earnings Dip Evidence from Administrative Records. *The Journal of Human Resources*, 48(1).

- <https://doi.org/10.1353/jhr.2013.0007>
- Gamboa, L. F., & Zuluaga, B. (2013). Is There a Motherhood Penalty? Decomposing the Family Wage Gap in Colombia. *Journal of Family and Economic Issues*, 34(4), 421–434. <https://doi.org/10.1007/s10834-012-9343-y>
- Gangl, M., & Ziefle, A. (2009). Motherhood , Labor Force Behavior , and Women ’ s Careers : An Empirical Assessment of the Wage Penalty for Motherhood in Britain , Germany , and the United States All use subject to JSTOR Terms and Conditions MOTHERHOOD , LABOR FORCE BEHAVIOR , AND WOMEN. *Demography*, 46(2), 341–369.
- Gough, M., & Noonan, M. (2013). A review of the motherhood wage penalty in the United States. *Sociology Compass*, 7(4), 328–342. <https://doi.org/10.1111/soc4.12031>
- Hothorn, T., Hornik, K., van de Wiel, M. A., Winell, H., & Zeileis, A. (2017). Package ‘ coin .’
- Jacobsen Kleven, H., Landais, C., & Egholt Sogaard, J. (2017). *Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark. Working Paper.*
- Livmore, T., Rodgers, J., & Siminski, P. (2011). The Effect of Motherhood on Wages and Wage Growth: Evidence for Australia. *Economic Record*, 87(SUPPL. 1), 80–91. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.2011.00745.x>
- Lundborg, P., Plug, E., & Rasmussen, A. W. (2016). Can women have children and a career? IV evidence from IVF treatments. *American Economic Review*, 107(6), 1611–1637. <https://doi.org/10.1257/aer.20141467>
- Meller, P., Valdés, G., & Lara, B. (2011). Female discrimination at the professional level in Chile. *Interciencia*, 36(11), 823–830.
- Ministerio de Desarrollo Social, G. de C. (2011). CASEN 2011: Mujer y Familia.
- Molina, J. A., & Montuenga, V. M. (2009). The motherhood wage penalty in Spain. *Journal of Family and Economic Issues*, 30(3), 237–251. <https://doi.org/10.1007/s10834-009-9153-z>
- Neyman, J. (1990). On the Application of Probability Theory to Agricultural Experiments. Essay on Principles. Section 9. *Statistical Science*, 5(4), 465–472.
- Nizalova, O. Y., Sliusarenko, T., & Shpak, S. (2016). The motherhood wage penalty in times of transition. *Journal of Comparative Economics*, 44(1), 56–75. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2015.10.009>
- Novella, R., Rucci, G., & Vazquez, C. (2015). Porque No Quiero o Porque No Puedo. *Banco Interamericano de Desarrollo*, 41.
- Olarte, L., & Peña, X. (2009). El efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos. *Centro de Estudios Sobre Desarrollo Económico*, 1980–2007. <https://doi.org/10.2139>
- Rubin, D. (2006). *Matched Samplig for Causal Effects*. University Press.
- Sepúlveda, A. (Comunidad M., Poblete, P. (Comunidad M., & Yachan, C. (Comunidad M. (2015). Mujer y trabajo: Brecha salarial, la gran deuda con las trabajadoras en Chile. *Comunidad Mujer*, Junio(32).
- Simonsen, M., & Skipper, L. (2006). The costs of motherhood: An analysis using matching estimators. *Journal of Applied Econometrics*, 21(7), 919–934. <https://doi.org/10.1002/jae.893>
- Thompson, K. E. (2012). La Brecha Salarial Entre Hombres y Mujeres : La Situación y los Factores que Influyen en la Brecha en los Altos Cargos de Trabajo en Chile. *Independent Study Project (ISP) Collection*.
- Uribe-Echevarría, V. (Dirección del T.-D. de E. (2008). *Inequidades de género en el mercado laboral: El rol de la división sexual del trabajo*. Santiago: Gobierno de Chile Dirección del Trabajo.
- Vere, J. P. (2011). Fertility and parents ’ labour supply : new evidence from US census data Winner of the OEP prize for best paper on Women and Work. *Oxford Economic Papers*, 63, 211–231. <https://doi.org/10.1093/oeq/gpr003>
- Waldfogel, J. (1995). The Price of Motherhood : Family Status and Women ’ s Pay in Young British Cohort. *Oxford Economic Papers*, 47(4), 584–610.
- Anderson, B. D. J., Binder, M., & Krause, K. (2002). American Economic Association The Motherhood Wage Penalty : Which Mothers Pay It and Why ? *The American Economic Review*, 92(2), 354–358.
- Anderson, D. J., Binder, M., & Krause, K. (2003). The Motherhood Wage Penalty Revisited : Experience , Heterogeneity , Work Effort , and Work-Schedule Flexibility. *ILR Review*, 56(2), 273–294.
- Angelov, N., & Karimi, A. (2012). *Mothers ’ Income Recovery after Childbearing* (ISSN 1651-1166 No. 20). Uppsala.
- Angrist, J., & Evans, W. (1998). *Children and Their Parent’s Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size* (NBER working paper series No. 5778). Cambridge.
- Aronow, P. M., & Samii, C. (2015). Package “ri.” Retrieved from <https://cran.r-project.org/web/packages/ri/ri.pdf>

- Blagrave, P., & Santoro, M. (2017). *Labor Force Participation in Chile : Recent Trends, Drivers and Prospects* (No. J08, J11, J21).
- Brega, C., Durán, G., & Sáez, B. (2015). *Mujeres Trabajando. Una exploración al valor del trabajo y la calidad del empleo en Chile. Estudios de la Fundación Sol* (Vol. Marzo).
- Contreras, D., De Mello, L., & Puentes, E. (2011). The determinants of labour force participation and employment in Chile. *Applied Economics*, 43(August), 2765–2776. <https://doi.org/10.1080/00036840903373303>
- Contreras, D., Hurtado, A., & Sara, M. (2012). *La Excepción Chilena y las Percepciones de Género en la Participación Laboral Femenina. Santiago*. Retrieved from <http://new.econ.uchile.cl/uploads/publicacion/5e8f5415ba0473be8f2a9502dd497e288bde2bd8.pdf>
- Cruces, G., & Galiani, S. (2007). Fertility and female labor supply in Latin America: New causal evidence. *Labour Economics*, 14(3), 565–573. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2005.10.006>
- Cruz, G. (2014). *Poder de Negociación y Brecha Salarial de Género: Caso Chileno*.
- Fernández-Kranz, D., Lacuesta, A., & Rodríguez-Planas, N. (2013). The Motherhood Earnings Dip Evidence from Administrative Records. *The Journal of Human Resources*, 48(1). <https://doi.org/10.1353/jhr.2013.0007>
- Gamboa, L. F., & Zuluaga, B. (2013). Is There a Motherhood Penalty? Decomposing the Family Wage Gap in Colombia. *Journal of Family and Economic Issues*, 34(4), 421–434. <https://doi.org/10.1007/s10834-012-9343-y>
- Gangl, M., & Ziefle, A. (2009). Motherhood , Labor Force Behavior , and Women ’ s Careers : An Empirical Assessment of the Wage Penalty for Motherhood in Britain , Germany , and the United States All use subject to JSTOR Terms and Conditions MOTHERHOOD , LABOR FORCE BEHAVIOR , AND WOMEN. *Demography*, 46(2), 341–369.
- Gough, M., & Noonan, M. (2013). A review of the motherhood wage penalty in the United States. *Sociology Compass*, 7(4), 328–342. <https://doi.org/10.1111/soc4.12031>
- Hothorn, T., Hornik, K., van de Wiel, M. A., Winell, H., & Zeileis, A. (2017). Package ‘ coin.’
- Jacobsen Kleven, H., Landais, C., & Egholt Sogaard, J. (2017). *Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark. Working Paper*.
- Livermore, T., Rodgers, J., & Siminski, P. (2011). The Effect of Motherhood on Wages and Wage Growth: Evidence for Australia. *Economic Record*, 87(SUPPL. 1), 80–91. <https://doi.org/10.1111/j.1475-4932.2011.00745.x>
- Lundborg, P., Plug, E., & Rasmussen, A. W. (2016). Can women have children and a career? IV evidence from IVF treatments. *American Economic Review*, 107(6), 1611–1637. <https://doi.org/10.1257/aer.20141467>
- Meller, P., Valdés, G., & Lara, B. (2011). Female discrimination at the professional level in Chile. *Interciencia*, 36(11), 823–830.
- Ministerio de Desarrollo Social, G. de C. (2011). *CASEN 2011: Mujer y Familia*.
- Molina, J. A., & Montuenga, V. M. (2009). The motherhood wage penalty in Spain. *Journal of Family and Economic Issues*, 30(3), 237–251. <https://doi.org/10.1007/s10834-009-9153-z>
- Neyman, J. (1990). On the Application of Probability Theory to Agricultural Experiments. Essay on Principles. Section 9. *Statistical Science*, 5(4), 465–472.
- Nizalova, O. Y., Sliusarenko, T., & Shpak, S. (2016). The motherhood wage penalty in times of transition. *Journal of Comparative Economics*, 44(1), 56–75. <https://doi.org/10.1016/j.jce.2015.10.009>
- Novella, R., Rucci, G., & Vazquez, C. (2015). Porque No Quiero o Porque No Puedo. *Banco Interamericano de Desarrollo*, 41.
- Olarte, L., & Peña, X. (2009). El efecto de la maternidad sobre los salarios femeninos. *Centro de Estudios Sobre Desarrollo Económico*, 1980–2007. <https://doi.org/10.2139>
- Rubin, D. (2006). *Matched Samplig for Causal Effects*. University Press.
- Sepúlveda, A. (Comunidad M., Poblete, P. (Comunidad M., & Yachan, C. (Comunidad M. (2015). Mujer y trabajo: Brecha salarial, la gran deuda con las trabajadoras en Chile. *Comunidad Mujer*, Junio(32).
- Simonsen, M., & Skipper, L. (2006). The costs of motherhood: An analysis using matching estimators. *Journal of Applied Econometrics*, 21(7), 919–934. <https://doi.org/10.1002/jae.893>
- Thompson, K. E. (2012). La Brecha Salarial Entre Hombres y Mujeres : La Situación y los Factores que Influyen en la Brecha en los Altos Cargos de Trabajo en Chile. *Independent Study Project (ISP) Collection*.
- Uribe-Echevarría, V. (Dirección del T.-D. de E. (2008). *Inequidades de género en el mercado laboral: El rol de la división sexual del trabajo*. Santiago: Gobierno de Chile Dirección del Trabajo.

- Vere, J. P. (2011). Fertility and parents' labour supply : new evidence from US census data Winner of the OEP prize for best paper on Women and Work. *Oxford Economic Papers*, 63, 211–231. <https://doi.org/10.1093/oep/gpr003>
- Waldfogel, J. (1995). The Price of Motherhood : Family Status and Women's Pay in Young British Cohort. *Oxford Economic Papers*, 47(4), 584–610.