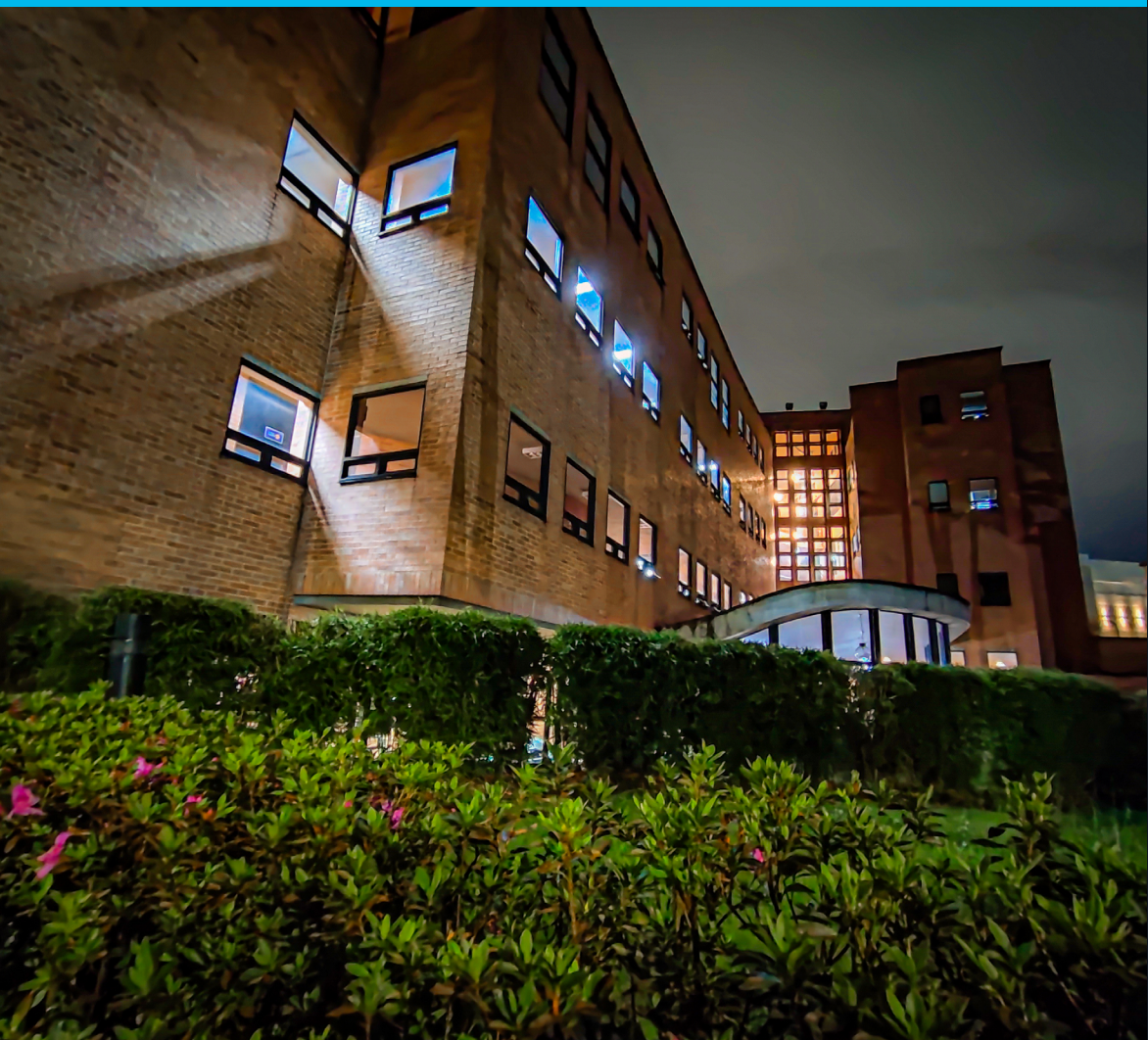


# CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772



Facultad de Ciencias Económicas  
Escuela de Economía  
Sede Bogotá



UNIVERSIDAD  
**NACIONAL**  
DE COLOMBIA

## ASESORES EXTERNOS

### COMITÉ CIENTÍFICO

#### Ernesto Cárdenas

Pontificia Universidad Javeriana-Cali

#### José Félix Cataño

Universidad de los Andes

#### Philippe De Lombaerde

NEOMA Business School y UNU-CRIS

#### Edith Klimovsky

Universidad Autónoma Metropolitana de México

#### José Manuel Menudo

Universidad Pablo de Olavide

#### Gabriel Misas

Universidad Nacional de Colombia

#### Mauricio Pérez Salazar

Universidad Externado de Colombia

#### Fábio Waltenberg

Universidade Federal Fluminense de Rio de Janeiro

### EQUIPO EDITORIAL

#### Daniela Cárdenas

Karen Tatiana Rodríguez

#### Frank Morales Durán

Estudiante auxiliar

#### Proceditor Ltda.

Corrección de estilo, armada electrónica,  
finalización de arte, impresión y acabados  
Tel. 757 9200, Bogotá D. C.

#### Luis Tarapuez - Equipo de comunicaciones FCE

Fotografía de la cubierta

### Indexación, resúmenes o referencias en

#### SCOPUS

Thomson Reuters Web of Science

(antiguo ISI)-SciELO Citation Index

ESCI (Emerging Sources Citation Index) - Clarivate Analytics

#### EBSCO

Publindex - Categoría B - Colciencias

SciELO Social Sciences - Brasil

RePEc - Research Papers in Economics

SSRN - Social Sciences Research Network

EconLit - Journal of Economic Literature

IBSS - International Bibliography of the Social Sciences

PAIS International - CSA Public Affairs Information Service

CLASE - Citas Latinoamericanas en Ciencias Sociales y Humanidades

Latindex - Sistema regional de información en línea

HLAS - Handbook of Latin American Studies

DOAJ - Directory of Open Access Journals

CAPEP - Portal Brasileiro de Informação Científica

CIBERA - Biblioteca Virtual Iberoamericana España / Portugal

DIALNET - Hemeroteca Virtual

Ulrich's Directory

DOTEC - Documentos Técnicos en Economía - Colombia

LatAm-Studies - Estudios Latinoamericanos

Redalyc

#### Universidad Nacional de Colombia

Carrera 30 No. 45-03, Edificio 310, primer piso

Correo electrónico: revcuaco\_bog@unal.edu.co

Página web: www.ceconomia.unal.edu.co

Teléfono: (571)3165000 ext. 12308, AA. 055051, Bogotá D. C., Colombia

### Cuadernos de Economía Vol. 44 No. 94 - 2025

El material de esta revista puede ser reproducido citando la fuente.  
El contenido de los artículos es responsabilidad de sus autores y no  
compromete de ninguna manera a la Escuela de Economía, ni a la  
Facultad de Ciencias Económicas, ni a la Universidad Nacional de  
Colombia.

## UNIVERSIDAD NACIONAL DE COLOMBIA

### Rector

Leopoldo Alberto Múnera Ruiz

### Vicerrectora Sede Bogotá

Andrea Carolina Jiménez Martín

## FACULTAD DE CIENCIAS ECONÓMICAS

### Decana

Liliana Alejandra Chicaiza Becerra

## ESCUELA DE ECONOMÍA

### Director

Óscar Arturo Benavidez González

## VICEDECANATURA DE INVESTIGACIÓN Y EXTENSIÓN

Hernando Bayona Rodríguez

## CENTRO DE INVESTIGACIONES PARA EL DESARROLLO - CID

Carlos Osorio Ramírez

## DOCTORADO Y MAESTRÍA EN CIENCIAS ECONÓMICAS Y PROGRAMA CURRICULAR DE ECONOMÍA

### Coordinador

Mario García Molina

## CUADERNOS DE ECONOMÍA

### EDITOR

Gonzalo Cómbita

Universidad Nacional de Colombia

## CONSEJO EDITORIAL

#### Matías Vernengo

Bucknell University

#### Liliana Chicaiza

Universidad Nacional de Colombia

#### Paula Herrera Idárraga

Pontificia Universidad Javeriana

#### Juan Miguel Gallego

Universidad del Rosario

#### Mario García Molina

Universidad Nacional de Colombia

#### Iván Hernández

Universidad de Ibagué

#### Iván Montoya

Universidad Nacional de Colombia, Medellín

#### Juan Carlos Moreno Brid

Universidad Nacional Autónoma de México

#### Manuel Muñoz Conde

Universidad Nacional de Colombia

#### Noemí Levy

Universidad Nacional Autónoma de México

#### Esteban Pérez Caldentey

Universidad de Pittsburgh

#### María Juanita Villaveces

Universidad Nacional de Colombia

Esta obra está bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NoComercial-SinDerivadas 2.5 Colombia.

**Usted es libre de:**

Compartir - copiar, distribuir, ejecutar y comunicar públicamente la obra

**Bajo las condiciones siguientes:**

- **Atribución** — Debe reconocer los créditos de la obra de la manera especificada por el autor o el licenciante. Si utiliza parte o la totalidad de esta investigación tiene que especificar la fuente.
- **No Comercial** — No puede utilizar esta obra para fines comerciales.
- **Sin Obras Derivadas** — No se puede alterar, transformar o generar una obra derivada a partir de esta obra.

Los derechos derivados de usos legítimos u otras limitaciones reconocidas por la ley no se ven afectados por lo anterior.



El contenido de los artículos y reseñas publicadas es responsabilidad de los autores y no refleja el punto de vista u opinión de la Escuela de Economía de la Facultad de Ciencias Económicas o de la Universidad Nacional de Colombia.

*The content of all published articles and reviews does not reflect the official opinion of the Faculty of Economic Sciences at the School of Economics, or those of the Universidad Nacional de Colombia. Responsibility for the information and views expressed in the articles and reviews lies entirely with the author(s).*

---

# BRECHA SALARIAL DE GÉNERO: EVALUANDO EL ROL DEL TRABAJO DOMÉSTICO NO REMUNERADO EN CHILE

---

Susana Chacón Espejo  
Víctor Iturra

**Chacón Espejo, S., & Iturra, V. (2025). Brecha salarial de género: evaluando el rol del trabajo doméstico no remunerado en Chile. *Cuadernos de Economía*, 44(94), 513-539.**

El objetivo principal de este artículo es estimar la relación entre trabajo doméstico no remunerado y salarios para parejas heterosexuales en Chile que comparten un hogar. Se usa información sobre el uso del tiempo para el año 2015, y los principales resultados confirman la existencia de una relación negativa entre el tiempo dedicado al trabajo doméstico y el salario para las mujeres, con una estima del 3,7 %. Análisis adicionales revelan que las ocupaciones median la relación entre trabajo doméstico y salarios, mientras que alrededor del 12 % del diferencial salarial entre hombres y mujeres está explicado por el trabajo doméstico no remunerado.

---

S. Chacón Espejo

Escuela de Ingeniería Comercial, Facultad de Economía y Negocios, Universidad Santo Tomás, Talca (Chile). Correo electrónico: schacon3@santotomas.cl

V. Iturra

Escuela de Ingeniería Comercial, Facultad de Economía y Negocios, Universidad de Talca, Campus Talca, Talca (Chile). Correo electrónico: victor.iturra@utalca.cl

Sugerencia de citación: Chacón Espejo, S., & Iturra, V. (2025). Brecha salarial de género: evaluando el rol del trabajo doméstico no remunerado en Chile. *Cuadernos de Economía*, 44(94), 513-539. <https://doi.org/10.15446/cuad.econ.v44n94.107077>

**Este artículo fue recibido el 1° de febrero de 2022, ajustado el 2 de febrero 2024 y su publicación aprobada el 18 de marzo de 2024.**

**Palabras clave:** trabajo doméstico; salarios; sesgo por género; desigualdad.

**JEL:** J12, J16, J22, J31.

**Chacón Espejo, S., & Iturra, V. (2025). Gender wage gap: Assessing the role of unpaid household work in Chile. *Cuadernos de Economía*, 44(94), 513-539.**

The aim of this article is to estimate the relationship between housework and wages for heterosexual couples living together in Chile. Using information of the time use for 2015, the main results confirm the existence of a negative association between housework and wages for women, with an estimate of 3.7 %. Further analyses reveal that occupations mediate the association between housework and wages, whereas around 12 % of the gender wage gap is explained by the time devoted by women to housework.

**Palabras clave:** Housework; wages; gender bias; inequality.

**JEL:** J12, J16, J22, J31.

## INTRODUCCIÓN

A pesar de los avances en temas relacionados con la igualdad de género, la división desigual del trabajo doméstico no remunerado entre hombres y mujeres sigue siendo un problema recurrente (Sylda, 2023). De acuerdo con la Organización Internacional del Trabajo (2018), las mujeres se hacen cargo de aproximadamente tres cuartas partes de las actividades al interior del hogar, realidad que también es tangible en los países de América Latina y el Caribe (Cepal, 2020; Mujeres y Cepal, 2020). Frente al tema, la literatura ha ofrecido diferentes explicaciones teóricas desde disciplinas como la sociología (Cornwell *et al.*, 2019; Thébaud *et al.*, 2021) y la economía (Becker, 1985, 1991), así como también evidencia empírica de la relación negativa entre el trabajo doméstico no remunerado y los salarios. Esta relación se ha estudiado en diversos países como Reino Unido (Bryan y Sevilla-Sanz, 2011), Alemania (Matteazzi y Scherer, 2021), Estados Unidos (Cooke y Hook, 2018), y China (Qi y Dong, 2016). Sin embargo, salvo por algunas excepciones, como por ejemplo el estudio realizado para Brasil (Agenor y Canuto, 2015), el análisis para una zona de Colombia (Morán, 2016), y el trabajo comparativo entre Chile, España y Argentina (Domínguez Amorós *et al.*, 2019); la evidencia empírica para países de América Latina es escasa, más aún la enfocada en parejas que comparten un hogar y en hogares en los que hombres y mujeres desarrollan actividades remuneradas en el mercado laboral.

El caso de mujeres que cohabitan con sus parejas y trabajan fuera del hogar reviste particular importancia porque se esperaría que, si la mujer recibe un salario, tendría mayor capacidad de negociación en el hogar para lograr una distribución más equitativa de las responsabilidades domésticas (Cunningham, 2007, 2008; Lachance-Grzela y Bouchard, 2010). Sin embargo, la evidencia muestra que, aun cuando más mujeres trabajan de forma remunerada, ellas continúan dedicando más tiempo al trabajo doméstico que los hombres (Magda *et al.*, 2023; Sylda, 2023). Este es el caso de Chile que, pese a que las mujeres han mostrado sistemáticamente mayores niveles educativos respecto a los hombres (Ñopo, 2007) y han aumentado de forma significativa su participación laboral (Martínez y Perticará, 2017), destinan en promedio tres horas más que los hombres cada día para realizar labores domésticas y de cuidados (Instituto Nacional de Estadísticas, 2016). Lo anterior, en lugar de mostrar una mejor posición negociadora para equilibrar la carga doméstica, ha conllevado a una “doble jornada de trabajo” para las mujeres que podría reforzar la brecha salarial de género previamente documentada para el caso Chileno (Ñopo, 2007; Paredes Molina y Riveros Cornejo, 1994; Perticará y Bueno, 2009; Sánchez *et al.*, 2022).

En este contexto, el objetivo de este trabajo es estimar la relación entre el tiempo dedicado al trabajo doméstico no remunerado y los salarios para parejas heterosexuales que comparten un hogar en Chile, así como también la contribución de estas actividades domésticas a la brecha salarial de género. Se usa la Encuesta Nacional sobre Uso de Tiempo (ENUT) del año 2015; este trabajo, además de con-

tribuir con evidencia empírica adicional sobre el tema, ofrece una evaluación adicional del potencial sesgo en la estimación a partir de la contribución de Kiviet (2020, 2022) e implementada por Kripfganz y Kiviet (2021), la cual permite corregir el sesgo del coeficiente de interés ante la ausencia de variables instrumentales. Asimismo, se descompone la brecha salarial entre hombres y mujeres para evaluar la importancia del trabajo doméstico utilizando la metodología de Blinder (1973) y Oaxaca (1973).

Los principales resultados de esta investigación confirman la existencia de una relación negativa entre el trabajo doméstico no remunerado y el salario solo para las mujeres de la muestra: el incremento de una hora en trabajo doméstico no remunerado en un día típico se relaciona con una disminución en el salario promedio por hora de un 3,7 %. Este valor es robusto al incluir controles por uso de tiempo en cuidados en menores y adultos mayores de 65 años. Esta estima baja a un 2,6 % cuando se incorporan controles por ocupaciones sugiriendo que la elección de la ocupación opera como un mecanismo de autoselección para las mujeres. Finalmente, la descomposición de Oaxaca-Blinder indica que alrededor del 12 % de la diferencia entre el salario promedio de hombres y mujeres que comparten el hogar con su pareja se explicaría por el tiempo dedicado al trabajo doméstico no remunerado.

El resto de este trabajo se organiza de la siguiente manera: la siguiente sección realiza una breve revisión sobre las potenciales explicaciones teóricas para la relación negativa entre trabajo doméstico no remunerado y salarios; posteriormente, se presentan los datos utilizados en este trabajo, la metodología y se discuten algunos aspectos de la identificación de efecto causal; la cuarta sección muestra los principales resultados; y la última sección presenta las conclusiones de este trabajo, algunas consideraciones de política y futuras ideas de investigación.

## **TIEMPO DEDICADO AL TRABAJO DOMÉSTICO Y SU IMPACTO EN EL SALARIO**

La desigualdad en la distribución del tiempo dedicado a las actividades domésticas ha sido abordada desde distintas perspectivas teóricas, principalmente desde la sociología y la economía. En el ámbito de la sociología, se destacan tres enfoques teóricos: primero, la teoría de los recursos relativos o del intercambio sugiere que la distribución desigual en la carga doméstica es el resultado del poder de negociación de quien tiene los mayores recursos en términos de salarios, educación y prestigio ocupacional en la pareja (Blood Jr. y Wolfe, 1960). Este enfoque supone que el trabajo doméstico es percibido como una carga no deseada, por lo que los miembros de la pareja están motivados a reducir su participación en estas actividades haciendo uso de su poder de negociación.

Segundo, la teoría de la disponibilidad del tiempo (Coverman, 1985; Hiller, 1984) señala que los hombres y las mujeres participan en las tareas del hogar en la medida

en que se les exige hacerlo y tienen tiempo disponible para ello. De acuerdo con esta teoría, la participación en las actividades domésticas de cada miembro de la pareja dependerá de su tiempo disponible, la cantidad de trabajo a realizar (por ejemplo, el número de hijos y su edad) y la disponibilidad de tiempo para realizar estas tareas por parte de la pareja. De esta forma, la remuneración del hombre y la mujer es un indicador de su capacidad para responder a las demandas domésticas.

Por último, la teoría sobre la ideología del rol de género plantea que la división sexual del trabajo doméstico es una consecuencia de la construcción social en torno a la mujer como la responsable de las tareas del hogar (Brines, 1994; Ferree, 1990). Bajo este enfoque, el género afecta la distribución del trabajo doméstico gracias a las expectativas sesgadas de identidades y normas construidas socialmente (West y Zimmerman, 1987). A diferencia de la teoría de los recursos relativos, esta teoría permitiría explicar por qué las mujeres que tienen salarios más altos que sus parejas dedican más tiempo al trabajo doméstico no remunerado, lo que parece estar fundamentado en la necesidad que tiene la mujer de no “desviarse” del rol de género que tradicionalmente se le ha asignado en el hogar (Greenstein, 2000; Gupta, 2007).

En cuanto a la ciencia económica, sobresalen dos enfoques. Por un lado, el modelo de negociación familiar, cuya fundamentación es similar a la de la teoría de los recursos relativos, y hace énfasis en el rol de los salarios relativos para la división del trabajo doméstico. En este caso, en familias en las que los dos miembros de la pareja trabajan remuneradamente, los hombres negocian menos trabajo doméstico porque su salario es más alto, y las mujeres utilizan su salario para negociar y equilibrar esta carga doméstica (Bittman *et al.*, 2003). Por otra parte, la teoría de la división sexual del trabajo doméstico propuesta por Becker (1965, 1985) destaca que las ventajas comparativas y el rendimiento de la inversión en capital humano son elementos clave en la distribución de la carga del hogar<sup>1</sup>. Según esta perspectiva, si un miembro de la pareja tiene ventajas comparativas en el mercado laboral, será más probable que se especialice en actividades remuneradas, mientras que el otro podría especializarse en las tareas del hogar.

Asimismo, de acuerdo con el autor, existen dos mecanismos que explicarían por qué el trabajo doméstico afecta negativamente los salarios, particularmente el de las mujeres. Un mecanismo directo operaría a través del esfuerzo que requieren estas actividades. Así, si las mujeres dedican más tiempo al trabajo doméstico, tendrán menos energía para participar en actividades remuneradas, lo que afecta su productividad y salario. Paralelamente, un mecanismo indirecto operaría cuando las mujeres se autoseleccionan en ocupaciones de menor exigencia para compati-

---

<sup>1</sup> Es relevante señalar que, aun cuando algún miembro de la pareja tenga ventajas comparativas en las tareas domésticas, el autor no descarta que otros procesos como la discriminación en el mercado laboral también desempeñen un rol primordial en la desigual división del trabajo dentro del hogar. En este caso, la discriminación laboral que favorezca el retorno a la inversión en capital humano de los hombres en comparación con el de las mujeres puede favorecer la desigual división del trabajo doméstico sesgado hacia las mujeres.



bilizar su trabajo con las responsabilidades domésticas, las cuales suelen ser remuneradas con salarios más bajos (Bryan y Sevilla-Sanz, 2011; Maani y Cruickshank, 2010). Como se puede apreciar, ambos mecanismos apuntan en una misma dirección: que el incremento en el trabajo doméstico no remunerado reduce el salario.

## DATOS Y METODOLOGÍA

### Datos

Este trabajo usa información de la ENUT realizada por el Instituto Nacional de Estadística de Chile, entre los meses de septiembre y diciembre de 2015. En el año 2007, Chile se había aproximado a la medición del uso del tiempo con una encuesta denominada Encuesta Experimental de Uso del Tiempo en el Gran Santiago (EUT). Sin embargo, ambas encuestas, ENUT del 2015 y EUT del 2007, aunque relacionadas, no son comparables debido a las diferencias entre los tipos de cuestionario utilizados, así como también a la representatividad territorial. La ENUT del 2015 es la primera encuesta con representatividad nacional a nivel urbano, con una cobertura de 118 comunas, lo que representa el 85 % del total de la población de Chile. La información sobre características sociodemográficas de los encuestados fue entregada por un miembro del hogar de 18 años o más, la información sobre el uso del tiempo se aplicó de manera directa a integrantes del hogar de doce años o más<sup>2</sup>.

Para propósitos de este trabajo, es de especial interés el uso del tiempo en tareas domésticas no remuneradas. Para medir el uso del tiempo en estas actividades, la ENUT 2015 toma en cuenta el tiempo utilizado en las siguientes tareas domésticas: preparación y servicio de comida, limpieza de vivienda, limpieza y cuidado de ropa y calzado, mantenimiento y reparaciones menores en el propio hogar, administración del hogar, abastecimiento del hogar y cuidado de mascotas y plantas. Todas estas actividades forman parte de la frontera general de producción del sistema de cuentas nacionales, pero no de la frontera de producción del sistema. Esta clasificación tiene por consecuencia que actividades de autoproducción de bienes tales como recoger leña y autoconstrucción no sean consideradas como trabajo doméstico no remunerado para la creación de la medida. Es importante mencionar que las actividades no remuneradas de cuidado a integrantes del hogar y el trabajo no remunerado para otros hogares también forman parte de actividades fuera de la frontera de producción del sistema de cuentas nacionales.

Como se mencionó anteriormente, la variable clave para este estudio corresponde al tiempo dedicado al trabajo doméstico no remunerado. Para este fin, la ENUT asignó muestralmente un día de semana y otro de fin de semana para registrar las actividades y finalmente construir el día tipo, el cual se define como una suma de

---

<sup>2</sup> Información más detallada sobre la ENUT 2015 se encuentra en el Documento Metodológico ENUT 2015 disponible en <https://www.ine.gob.cl/docs/default-source/uso-del-tiempo-tiempo-libre/metodologias/enut-2015/documento-metodologico-enut-2015.pdf?sfvrs->

las horas en el día de semana multiplicadas por (5/7) más las horas en el día de fin de semana multiplicadas por (2/7). El rango válido para informar el uso del tiempo va desde un minuto hasta las 24 horas. Se consideró también que una persona participa de una actividad doméstica en un día tipo si participa en ella, ya sea tanto en el día de semana o fin de semana. Para recopilar la información del uso del tiempo se utilizó un listado de actividades divididas en siete módulos. Bajo este esquema, en cada entrevista se preguntó si la persona entrevistada realizaba una actividad en particular y el tiempo dedicado a ella. Algunas actividades del módulo de trabajo doméstico corresponden a cocinar, poner la mesa, lavar los platos, limpiar la casa, lavar la ropa, reparaciones menores de la casa, inspección del auto, pagar los servicios, planificación del presupuesto de la casa, ir de compras, cuidado de las plantas y mascotas, entre otras.

La elección del día como período de referencia permite una aproximación más cercana al tiempo real usado en la actividad, ya que la tarea de recordar y estimar el tiempo es más sencilla comparada con una semana como periodo de referencia, mientras que el uso de un día para la semana y otro para el fin de semana permite representar en sola medida (día típico) el uso de tiempo en ambos días de manera sencilla. A pesar de estas ventajas, el uso de un día como período de referencia dificulta el cálculo del tiempo semanal, periodo de referencia frecuentemente usado en la literatura que relaciona trabajo doméstico no remunerado y salarios. Adicionalmente, puede ser desafiante asegurar la participación de todos los días de la semana cuando el período de referencia es el día anterior, situación que fue abordada por la ENUT 2015 con la asignación muestral de un día de semana y otro de fin de semana para lograr muestras más equilibradas y, por tanto, mejores aproximaciones para el cálculo del día típico (Cepal, 2022).

La ENUT, además de incluir información sobre trabajo doméstico, también incorpora información sobre uso del tiempo en otras actividades relevantes para esta investigación. Más específicamente, contiene información sobre las horas dedicadas al cuidado de niños entre 0 y 4 años; y entre 5 y 14 años, lo que incluye actividades tales como amamantar o dar de comer, acostar, llevar al baño, bañar, jugar, leer cuentos, llevar al colegio, entre otras actividades. También incluye el tiempo dedicado al cuidado de adultos de 66 años o más en actividades tales como aconsejar, acompañar o llevar a algún centro de salud y dar medicamentos<sup>3</sup>. Si bien este trabajo se enfoca en analizar la relación entre trabajo doméstico no remunerado y salario, la incorporación de actividades de cuidado no remuneradas a miembros del hogar permite reducir el riesgo de sesgo por variable omitida. Además, aunque existe complementariedad entre las actividades de trabajo doméstico y cuidado, la literatura no recomienda analizarlas en una sola medida ya que la evidencia empírica sugiere que el proceso de decisión detrás del tiempo dedicado al cuidado de niños es diferente al proceso que caracteriza el tiempo dedicado a otras

---

<sup>3</sup> Es importante señalar que, del total de personas de 66 años o más, casi el 75% reporta valores positivos en el tiempo dedicado al trabajo doméstico no remunerado, por lo tanto, es más adecuado incluir a este grupo en base a las horas de cuidado y no en base a su presencia en el hogar.

actividades domésticas (Guryan *et al.*, 2008). Más específicamente, suele encontrarse una relación positiva entre ingreso y educación de los padres con el tiempo dedicado al cuidado de los niños, lo que sugiere que esta actividad no debe ser tratada como una actividad de producción doméstica convencional, sino que merece diferenciarse ya que implica satisfacción para los padres, y en esa medida su utilidad marginal parece crecer con el ingreso (Guryan *et al.*, 2008; Sevilla-Sanz *et al.*, 2010).

Del total de 10 502 viviendas encuestadas, compuestas por 10 760 hogares, la primera selección corresponde a 6 179 hogares habitados por una sola pareja heterosexual<sup>4</sup>. De este grupo se eliminaron aquellos hogares compuestos por parejas en que ambos o uno de ellos trabaja para negocios propios como independiente o negocios familiares<sup>5</sup>. La literatura sostiene que las personas, especialmente las mujeres, pueden optar por este tipo de actividad laboral como una manera de compatibilizar el trabajo dentro del hogar con actividades remuneradas, lo cual da cuenta de que no es recomendable incluir a las personas independientes dentro la muestra seleccionada ya que el proceso de decisión que subyace a la elección de horas de trabajo doméstico no remunerado es diferente al de las personas empleadas como dependientes (Hundley, 2001; Maani y Cruickshank, 2010). Finalmente, 1 349 hogares están integrados por una pareja cuyos miembros declaran trabajar como empleados dependientes y que reportan uso del tiempo<sup>6</sup>. Después de la eliminación de algunas observaciones con datos perdidos, la muestra final corresponde a 1 037 parejas, es decir, 2 074 individuos heterosexuales que reportan un salario positivo como trabajadores dependientes en el mercado laboral y que viven con su pareja.

La principal variable de interés para este estudio es el tiempo dedicado al trabajo del hogar no remunerado, que se mide en horas para un día típico. Además, otra variable clave para este estudio es el salario promedio por hora de las y los encuestados. Esta variable se construye con las respuestas que provienen de la siguiente pregunta: *En el mes pasado, ¿cuál fue el sueldo disponible por su ocupación principal?* Usando esta información y el número de horas mensuales trabajadas, se obtiene el salario promedio por hora. El resto de las variables a nivel individual utilizadas son años de experiencia potencial (lineal y cuadrática), años de escolaridad, etnia (personas que se autoidentifican como pertenecientes o des-

---

<sup>4</sup> Como en Brito (2018), se eliminó de la muestra las parejas homosexuales. En este trabajo se detectaron 37 hogares compartidos por parejas homosexuales. Además se eliminaron hogares compuestos por personas solteras y hogares habitados por más de una pareja.

<sup>5</sup> De acuerdo con la información del Instituto Nacional de Estadísticas, para el trimestre octubre-diciembre, los trabajadores por cuenta propia representan alrededor del 21 % del total de ocupados en Chile

<sup>6</sup> El documento metodológico de la ENUT 2015 establece que la distribución de la no respuesta para las variables relacionadas con el tiempo es aleatoria por sexo y edad para una proporción importante de las variables, por lo que se descartaría inicialmente la existencia de sesgo de selección. De las personas de 12 años o más que componen los 6 179 hogares habitados por una sola pareja heterosexual, alrededor del 26 % no reporta uso del tiempo.

cendientes de algunos de los nueve pueblos precolombinos), variables *dummies* para nueve ocupaciones, variables *dummies* para las dieciséis regiones administrativas de Chile<sup>7</sup>. Como se mencionó anteriormente, también se incorporaron medidas para el uso del tiempo en un día típico en el cuidado de niños entre 0 y 4 años, entre 5 y 14 años como también el tiempo en el cuidado de adultos mayores de 65 años. Finalmente, a nivel hogar se incorporó el número de personas por hogar excluyendo a la pareja, y la diferencia de edad entre la pareja. La tabla 1 otorga una descripción detallada de las variables utilizadas y las estadísticas descriptivas para la muestra final.

**Tabla 1.**  
Definición de variables y estadísticas descriptivas para la muestra final

Variab <span>l</span> es	Definición	Media (desviación estandar)
Salario	Logaritmo del salario declarado de la ocupación principal dividido en horas mensuales trabajadas.	7,77 (0,71)
Trabajo doméstico	Horas diarias dedicadas al trabajo doméstico en un día típico.	2,90 (2,42)
Cuidado niños 0-4 años	Horas diarias dedicadas al cuidado de niños entre 0-4 años en un día típico.	0,94 (2,23)
Cuidado niños 5-14 años	Horas diarias dedicadas al cuidado de niños entre 0-4 años en un día típico.	0,58 (1,19)
Cuidado adultos mayores	Horas diarias dedicadas al cuidado de adultos mayores de 65 años.	0,004 (0,08)
Escolaridad	Años de escolaridad.	12,86 (3,51)
Experiencia potencial	Años de edad- años de escolaridad-5.	23,78 (12,09)
Etnia	Variables <i>dummies</i> , 1 si la persona se autoidentifica como perteneciente a una de las nueve etnias precolombinas; 0 en caso contrario.	0,09 (0,28)
Integrantes del hogar	Número de personas que integran el hogar excluyendo a la pareja.	1,64 (1.24)
Diferencia de edad	Diferencia de edad en años entre la pareja del hogar.	0 (5,73)
Región	Variables <i>dummies</i> para las dieciséis regiones administrativas de Chile.	-
Muestra total		2074

Fuente: elaboración propia.

<sup>7</sup> La división administrativa de Chile consiste en dieciséis regiones, las cuales corresponden a la mayor unidad administrativa, seguida por 56 provincias y finalmente 346 comunas, las unidades administrativas más pequeñas.

La tabla 2 ofrece una comparación para un grupo de variables clave entre hombres y mujeres. Primero se destaca que, como se esperaba, la diferencia salarial se mueve en favor de los hombres, siendo esta diferencia estadísticamente significativa. Es interesante observar que, a pesar de no ser estadísticamente significativa la diferencia, las mujeres que viven con su pareja tienen en promedio más años de escolaridad. Estos resultados no son nuevos para Chile; de hecho, al usar otras bases de datos se han encontrado resultados similares desde hace más de treinta años atrás. Por ejemplo, con información proveniente de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) para los años 1992, 1994, 1996, 1998, 2000 y 2003 se encuentra que sistemáticamente las mujeres superan a los hombres en años promedio de escolaridad (Ñopo, 2007). El mismo resultado se obtiene al usar los datos de la Encuesta de Protección Social (EPS) para los años 2002, 2004 y 2006: las mujeres superan a los hombres en más de un año de escolaridad promedio (Perticará y Bueno, 2009). Finalmente, en el trabajo de Sarrias y Iturra (2022), con datos más recientes de la EPS, se encuentra nuevamente un resultado favorable para las mujeres en años promedio de educación y desfavorable en salario promedio, de hecho, con estimas similares a las obtenidas en la tabla 2. Al enfocarnos en las variables de uso de tiempo, se observa que las mujeres dedican en promedio más del doble de tiempo en un día típico que sus parejas hombres a las tareas domésticas no remuneradas. Esta situación se repite tanto para el tiempo dedicado al cuidado de niños pequeños como de niños mayores. Todas las diferencias para estas variables son estadísticamente significativas, y dan cuenta de una desigual división de las tareas del hogar. El tiempo dedicado al cuidado de adultos mayores es la única dimensión que no muestra una diferencia significativa entre hombres y mujeres que viven junto a sus parejas.

**Tabla 2.**  
Diferencias en variables clave entre hombres y mujeres

Variables	Hombres	Mujeres	Diferencia
Salario	7,88 (0,02)	7,67 (0,02)	0,21*** (0,03)
Escolaridad	12,77 (0,11)	12,95 (0,10)	-0,18 (0,15)
Trabajo doméstico	1,80 (0,05)	4,00 (0,08)	-2,19*** (0,09)
Cuidado niños 0-4 años	0,58 (0,04)	1,29 (0,09)	-0,71*** (0,09)
Cuidado niños 5-14 años	0,47 (0,03)	0,69 (0,04)	-0,21*** (0,05)
Cuidado adultos mayores	0,004 (0,003)	0,003 (0,002)	0,001 (0,003)

*Nota.* La muestra total es 2074 individuos, divididos en 1037 hombres y 1037 mujeres. La significancia estadística se deriva de un t-test para diferencias de medias. \*\*\* p < 0,01. Fuente: elaboración propia.

## Estrategia empírica

Para abordar el objetivo de investigación, se estimaron diversas especificaciones de la siguiente ecuación empírica:

$$w_i = \alpha + h_i\beta + x_i'\gamma + \varepsilon_i \quad (1)$$

donde el logaritmo del salario hora ( $W_i$ ) de la persona  $i$  está en función de las horas dedicadas al trabajo doméstico en un día típico ( $h_i$ ). El vector  $x_i'$  incluye los controles señalados en la tabla 1 —por ejemplo, años de escolaridad, experiencia potencial (lineal y al cuadrado), etnia y la región de residencia de la persona—. La ecuación (1) también incluye el inverso de la ratio de Mills ( $\lambda$ ) para controlar por el sesgo de selección en la participación en el mercado laboral<sup>8</sup>. Finalmente  $\varepsilon$  corresponde a los residuos. El parámetro estimado de interés para esta investigación corresponde a  $\beta$ , el cual se puede interpretar como el cambio porcentual promedio en el salario por hora asociado con el incremento de una hora en el trabajo doméstico no remunerado en un día típico.<sup>9</sup>

Es importante mencionar que, a pesar de encontrar una relación estadísticamente significativa entre trabajo doméstico no remunerado y salario, no es posible asegurar una relación causal porque el parámetro estimado por mínimos cuadrados ordinarios (MCO) enfrenta dos fuentes potenciales de sesgo: causalidad reversa y variables omitidas. La causalidad reversa se refiere al hecho de que no solo el trabajo doméstico puede afectar el salario, sino que también la causalidad puede ir en dirección opuesta debido a que personas que ganan un mayor salario enfrentan un mayor costo de oportunidad de su tiempo, lo que puede conducirlos a reducir su tiempo de trabajo doméstico. Las variables omitidas tienen que ver con que las personas con mayor habilidad (que no es observada por el investigador) destinarían más tiempo a actividades remuneradas y menos a actividades domésticas, creando correlación negativa entre los residuos y el trabajo doméstico no remunerado. Ya sea por causalidad reversa o sesgo por variables omitidas, el coeficiente estimado de la relación entre salario y trabajo doméstico no remunerado a través de MCO mostraría un valor más negativo del que debiera ser, esto es, sesgado hacia a la baja (Maani y Cruickshank, 2010).

Aunque una estrategia de identificación usualmente utilizada para reducir el sesgo en la estimación de la relación salario-trabajo doméstico son las variables instrumentales, ante la inexistencia de instrumentos adecuados, este trabajo utiliza la contribución de Kiviet (2020, 2022) e implementada por Kripfganz y Kiviet (2021) que proporciona una solución analítica para reducir el potencial sesgo en

<sup>8</sup> El número total de miembros del hogar que se encuentran empleados se utilizó como instrumento en la ecuación de selección para la corrección de Heckman en dos etapas

<sup>9</sup> Como la variable dependiente se encuentra en logaritmo, para interpretar el resultado se utiliza la siguiente expresión  $\hat{\theta} = (\exp(\hat{\beta}) - 1) * 100$ .

la estimación por MCO debido a la correlación entre la variable de interés y los residuos. Con el uso de la ecuación (1), el problema se deriva de la estimación de  $\hat{\beta}$  por MCO ya que no es posible sostener la existencia de exogeneidad de las horas de trabajo doméstico no remunerado<sup>10</sup>. Formalmente, esto implica que  $E[h_i \varepsilon_i] = \rho \sigma_h \sigma_\varepsilon \neq 0$ , donde  $\rho$  representa la correlación entre las horas de trabajo doméstico y los residuos, mientras que  $\sigma_h$  y  $\sigma_\varepsilon$  corresponden a las desviaciones estándares de la variable de interés y residuos respectivamente. Usando esta condición de no ortogonalidad de las horas de trabajo doméstico, esta metodología conocida como *kinky least squares* corrige el sesgo de la estima  $\hat{\beta}$ . Para esto, si

se usa la información muestral se estima  $\hat{\sigma}_{\varepsilon, MCO} = \sqrt{\sum_{i=1}^N \varepsilon_{i, MCO}^2 / N}$  mientras que la estimación de  $\hat{\sigma}_h = \sqrt{\sum_{i=1}^N h_i^2 / N}$  requiere de un ajuste para ser estimado consistentemente. Finalmente, usando esta información la estima de  $\hat{\beta}$  usando *kinky least squares* es:

$$\beta(\rho) = \hat{\beta}_{MCO} - \frac{\rho \hat{\sigma}_h \hat{\sigma}_\varepsilon(\rho)}{\hat{\sigma}_h^2 - \hat{\sigma}_{hx}' \hat{\Sigma}_2^{-1} \hat{\sigma}_{hx}} \quad (2)$$

donde  $\hat{\sigma}_{hx}$  es un vector de estimas de la covarianza entre las horas de trabajo doméstico con el resto de los regresores de la ecuación (1),  $\hat{\Sigma}_2^{-1}$  corresponde a la estimación de las varianzas de los regresores (distintos a las horas de trabajo doméstico) en (1). De la ecuación (2) destacan varios hechos importantes para la estimación de la relación entre trabajo doméstico y salario. Primero, la estimación del  $\hat{\beta}(\rho)$  requiere de asumir un valor para  $\rho$ ; esto es, la correlación entre trabajo doméstico y los residuos. A pesar de que no es posible conocer tal correlación, se permite hacer inferencia asumiendo varios valores para  $-1 < \rho < 1$  al otorgar flexibilidad a la estima del parámetro de interés. Segundo, nótese que si las horas de trabajo doméstico fueran exógenas ( $\rho = 0$ ), la estima usando *kinky least squares* es la misma que por MCO ( $\beta(\rho) = \hat{\beta}_{MCO}$ ).

Finalmente, para cuantificar la contribución del trabajo doméstico no remunerado al diferencial salarial entre hombres y mujeres que viven con sus parejas en el mismo hogar, se aplica la descomposición de Oaxaca (1973) y Blinder (1973) (OB). Este método permite descomponer el diferencial promedio de salarios entre hombres y mujeres en una parte explicada y otra parte no explicada; al usar la ecuación (1), esta descomposición toma la siguiente forma:

$$\bar{w}_H - \bar{w}_M = (\bar{x}_H - \bar{x}_M) \hat{\beta}_H + \bar{x}_M (\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M) \quad (3)$$

<sup>10</sup> Aunque la demostración de la metodología y su código en STATA están basados en una regresión en desviaciones de la media, también el método es aplicable para regresiones con un intercepto como lo demuestra el teorema 2 de Kiviet (2020).

La parte izquierda de la ecuación (3) es la diferencia entre el promedio del logaritmo del salario de hombres ( $\bar{w}_H$ ) versus el salario de las mujeres ( $\bar{w}_M$ ). Este diferencial se descompone en dos partes. La primera parte de la derecha  $(\bar{x}_H - \bar{x}_M)\hat{\beta}_H$ , conocida como la parte explicada, captura las diferencias en el promedio de todas las variables observables incluidas en ecuación (1), como la educación, la experiencia, y la variable más importante para este estudio: las horas de trabajo doméstico no remunerado. Intuitivamente, este componente puede interpretarse como la potencial reducción en el diferencial salarial por género si las mujeres tuvieran las mismas características observables que los hombres. La segunda parte de la derecha  $\bar{x}_M(\hat{\beta}_H - \hat{\beta}_M)$  corresponde al componente no explicado de la descomposición también denominado *efecto de la estructura salarial*. Esta parte mide cuál sería el retorno a las características de las mujeres, si ellas recibieran un pago igual al de los hombres (incluyendo los interceptos). También puede interpretarse como aquella porción del diferencial de salario que persistiría aun teniendo las mujeres las mismas características de los hombres (Cahuc *et al.*, 2014; Sarrias y Iturra, 2022).

## RESULTADOS

### Salarios y trabajo doméstico no remunerado

El primer análisis se enfoca en estimar la ecuación (1) para evaluar la relación entre trabajo doméstico y salario. Debido a que en la literatura suele encontrarse que el impacto del trabajo doméstico sobre el salario es mayor para las mujeres (Matteazzi y Scherer, 2021), se estiman especificaciones separadas para hombres (primera columna) y mujeres (segunda columna). También, como se mencionó anteriormente, es posible que las horas de trabajo doméstico no remunerado reflejen no solo el trabajo en el hogar, sino también el tiempo dedicado al cuidado de niños y personas mayores dentro del hogar. Debido a este hecho, ambas especificaciones controlan por el tiempo dedicado al cuidado tanto de niños como adultos mayores al incorporar los controles listados en la tabla 1.

El primer resultado que se destaca en la tabla 3 es la ausencia de una relación estadísticamente significativa entre el trabajo doméstico y los salarios para los hombres heterosexuales que viven con sus parejas. Por otro lado, para las mujeres que comparten un hogar con sus parejas, esta relación no solo es negativa, sino que es estadísticamente significativa. La estima muestra que el incremento en una hora diaria durante un día típico se relaciona con una caída promedio en el salario de un 3,7 %. Aunque la relación negativa entre trabajo doméstico no remunerado y salario es un resultado común en la literatura, la estima del 3,7 % es más alta de lo que habitualmente se encuentra en otros estudios, lo cual es coherente con la existencia de un sesgo hacia la baja de la estima por MCO. Específicamente, en los doce estudios revisados por Maani y Cruickshank (2010), los autores concluyen que la estima por MCO que relaciona trabajo doméstico y salarios para las mujeres se mueve entre -0,21 % y -3 %, con un valor promedio de -1,15 %. Las



estimaciones que usan efectos fijos como también variables instrumentales muestran estimas menores (en valor absoluto) comparadas con MCO. En un estudio más reciente para Italia, Alemania y los Estados Unidos, se encuentra una estima por MCO de -3 %, -0,2 % y -2,9 % respectivamente para las mujeres (Matteazzi y Scherer, 2021).

De acuerdo con el resto de las estimas, es interesante observar la existencia de una relación positiva entre las horas de cuidado tanto de niños como de adultos mayores y el salario para las mujeres. Esta relación podría interpretarse desde la posibilidad que tienen las mujeres con mayor salario a dedicar más tiempo al cuidado de algún integrante de la familia, teniendo en cuenta el hecho de que, como se mencionó en la sección anterior, el tiempo de cuidado a los niños suele caracterizarse como un bien normal; es decir, que aumenta con el ingreso de las personas. Para los hombres, a excepción del tiempo dedicado al cuidado de adultos mayores, no hay relación significativa entre el tiempo de cuidado y salarios.

El resto de los parámetros estimados, salvo algunas excepciones, muestran los signos esperados: más años de escolaridad se asocian con un premio salarial tanto para hombres como mujeres. La experiencia potencial da señales de tener un comportamiento no lineal con el salario; esto es, una relación positiva, pero que crece a tasas decrecientes. Finalmente, es de destacar que el coeficiente asociado con el inverso de la ratio de Mills es significativo solo para las mujeres de la muestra, lo que confirma la interacción entre la decisión de participación en el mercado laboral y salario para las mujeres de la muestra.

**Tabla 3.**  
Relación entre el trabajo doméstico no remunerado y salarios

Variables	Hombres	Mujeres
Trabajo doméstico	0,004	-0,037***
	(0,0188)	(0,0114)
Cuidado niños 0-4 años	0,001	0,028***
	(0,0134)	(0,0097)
Cuidado niños 5-14 años	0,004	0,033*
	(0,0219)	(0,0171)
Cuidado adultos mayores	-0,350***	0,292*
	(0,0885)	(0,1482)
Escolaridad	0,125***	0,141***

(Continúa)

Variables	Hombres	Mujeres
	(0,0087)	(0,0083)
Experiencia potencial	0,016**	-0,001
	(0,0082)	(0,0083)
Experiencia potencial <sup>2</sup>	-0,000*	0,000
	(0,0001)	(0,0002)
Etnia	0,014	-0,026
	(0,0909)	(0,0505)
Integrantes del hogar	-0,021	-0,044**
	(0,0229)	(0,0209)
Diferencia de edad	0,002	0,001
	(0,0054)	(0,0045)
$\lambda$	0,665	1,605**
	(1,0117)	(0,6634)
Constante	6,210***	5,932***
	(0,1996)	(0,1653)
Dummies para regiones	Si	Si
N	1,037	1,037
$R^2$	0,432	0,430

*Nota.* La estimación considera ajuste por muestra compleja. Errores estándares entre paréntesis. La variable dependiente es el logaritmo del salario promedio por hora. \*  $p < 0,10$ , \*\*  $p < 0,05$ , \*\*\*  $p < 0,01$ .

Fuente: elaboración propia.

Aunque la tabla 3 sugiere la existencia de una relación negativa entre trabajo doméstico y salario para las mujeres, es posible que este resultado se explique, al menos parcialmente, por la autoselección de las mujeres en ocupaciones que requieran menos esfuerzo o que sean más flexibles para adaptar la carga de trabajo doméstico y el trabajo remunerado (Bryan y Sevilla-Sanz, 2011; Maani y Cruickshank, 2010). Si esta explicación es válida, el coeficiente asociado con el trabajo doméstico no remunerado debiera decrecer (en valor absoluto) una vez se incorporen controles por ocupaciones. La tabla 4 resume los resultados del análisis del rol que juegan las ocupaciones en la relación entre trabajo doméstico y salarios. En la columna 1 se controla por nueve ocupaciones en la estimación de la ecuación (1).

**Tabla 4.**  
Relación entre trabajo doméstico no remunerado y salarios:  
El rol de las ocupaciones

Variables	Nueve ocupaciones	Interacción	Baja habilidad	Alta habilidad
Trabajo doméstico	-0,026**	-0,015	-0,003	-0,059***
	(0,0103)	(0,0914)	(0,0120)	(0,0186)
Trabajo doméstico x		-0,029*		
alta habilidad		(0,0176)		
Dummies para regiones	Si	Si	Si	Si
N	1,034	1,034	618	416
R <sup>2</sup>	0,5317	0,4908	0,1565	0,3799

*Nota.* Todas las especificaciones incluyen los mismos controles de la tabla 3 y ajuste por muestra compleja. Las nueve ocupaciones incluyen: 1. miembros del poder ejecutivo y de los cuerpos legislativos y personal directivo de la administración pública; 2. profesionales, científicos e intelectuales; 3. técnicos y profesionales de nivel medio; 4. trabajadores de los servicios y vendedores de comercio y mercados; 6. agricultores y trabajadores calificados agropecuarios y pequeros; 7. oficiales, operarios y artesanos de artes mecánicas y de otros oficios; 8. operadores de instalaciones y máquinas y montadores; 9. trabajadores no calificados. Ocupaciones de alta habilidad incluyen ocupaciones 1, 2 y 3. Ocupaciones de baja habilidad: incluyen ocupaciones del 4 al 9. Errores estándares entre paréntesis. La variable dependiente es el logaritmo del salario promedio por hora. \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Fuente: elaboración propia.

Como se esperaba, comparada con la estima de la tabla 3, el coeficiente estimado para el trabajo doméstico no remunerado muestra una importante caída. De hecho, baja de 0,037 a 0,026, lo que representa un decrecimiento de aproximadamente un 30 %, resultado que está en línea con lo que habitualmente encuentra la literatura (Bryan y Sevilla-Sanz, 2011)

A pesar de que el resultado anterior da cuenta de la importancia de la elección de ocupaciones a la hora de equilibrar las tareas domésticas con el trabajo remunerado, aún se mantiene la significancia de la relación negativa entre trabajo doméstico y salarios. Esto sugiere que existe un mecanismo adicional (diferente a las ocupaciones) que explicaría esta relación. Para profundizar el análisis de las ocupaciones, y de acuerdo con la clasificación de las ocupaciones propuesta por International Standard Classification of Occupations (ISCO-08) de acuerdo con los niveles de habilidad, se dividieron las ocupaciones en dos grupos: un grupo de alta habilidad y otro de baja habilidad. El primer grupo incluye al personal directivo de la administración pública, profesionales y técnicos. El segundo grupo, de baja

habilidad, incluye trabajadores de los servicios, agricultores, operarios y trabajadores no calificados<sup>11</sup>. Con esta información, se estima el coeficiente asociado con la interacción entre trabajo doméstico y ocupaciones de alta habilidad. Aunque este coeficiente es significativo solo al 10 %, sugiere la existencia de una relación heterogénea entre trabajo doméstico no remunerado y salario de acuerdo con las ocupaciones. Para evaluar esta hipótesis con mayor detalle, las columnas 3 y 4 muestran las estimas del trabajo doméstico cuando se divide la muestra para ocupaciones de baja habilidad y ocupaciones de alta habilidad respectivamente. Confirmando el resultado de la columna 2, se encuentra que la relación negativa entre trabajo doméstico y salario es solo significativa para las ocupaciones de alta habilidad. De hecho, su estima es bastante superior a la obtenida en la columna 1 (0,059 versus 0,026). Este resultado sugiere que la reducción del salario promedio relacionada con el aumento de las horas de trabajo doméstico en un día típico es relevante solo para las ocupaciones de mayor habilidad.

A pesar de que los resultados sugieren la existencia de un efecto negativo del trabajo doméstico no remunerado sobre el salario de las mujeres, no es posible establecer y defender dicha causalidad, ya que, como se mencionó anteriormente, existe un potencial sesgo en la estimación del coeficiente por MCO debido a la causalidad reversa y problemas de variables omitidas. Este trabajo ofrece una evaluación del potencial sesgo en la estimación por MCO al utilizar el estimador *kinkyreg* implementado por Kripfganz y Kiviet (2021). Como se abordó en la sección metodológica, para la implementación de esta metodología se requiere asumir el valor y la dirección de la correlación entre la variable endógena (trabajo doméstico no remunerado) y los residuos. Si las personas con mayor habilidad tienden a dedicar menos horas al trabajo doméstico no remunerado, y dado que la información de habilidad se encuentra en los residuos, entonces es razonable asumir que la correlación de esta variable endógena con los residuos es negativa ( $\rho < 0$ ). Se observaría una correlación en la misma dirección en presencia de causalidad reversa; es decir que personas con mayor salario tienden a dedicar menos horas al trabajo doméstico no remunerado debido a su alto costo de oportunidad (Maani y Cruickshank, 2010). A pesar de que es razonable asumir una correlación negativa con el término de error, la verdadera correlación es desconocida. Debido a esto, para obtener el estimador *kinkyreg* se usará un rango para la correlación que va desde -0,4 hasta 0,4 ( $-0,4 \leq \rho \leq 0,4$ ). La inclusión de valores es para visualizar mejor la estima en el gráfico.

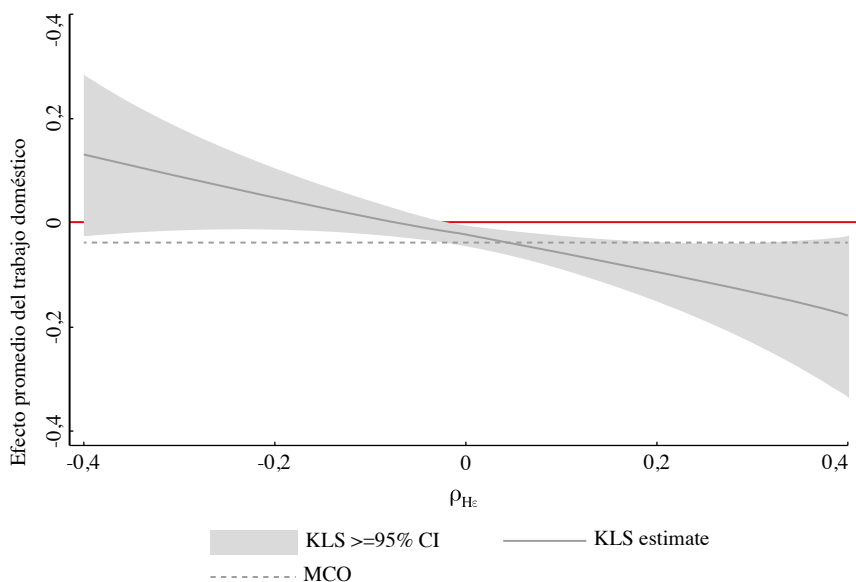
La figura 1 muestra los resultados para las mujeres considerando la estimación de la relación entre trabajo doméstico y salario estimada en la tabla 3, mientras que la figura 2 muestra la aplicación del estimador *kinkyreg* para las mujeres que trabajan en ocupaciones de baja habilidad y aquellas que trabajan en ocupaciones de alta habilidad (tabla 4, últimas dos columnas). El eje de la ordenada refleja los dis-

---

<sup>11</sup> Una descripción más detallada de las ocupaciones se encuentra en la nota que acompaña a la tabla 4.

**Figura 1.**

Estimación del impacto del trabajo doméstico sobre el salario para las mujeres considerando varios niveles de correlación con los residuos



*Nota.* La estimación considera los mismos controles de la tabla 1. El rango de correlación del trabajo doméstico con los residuos es  $\rho \in -0,4; 0,4$ .

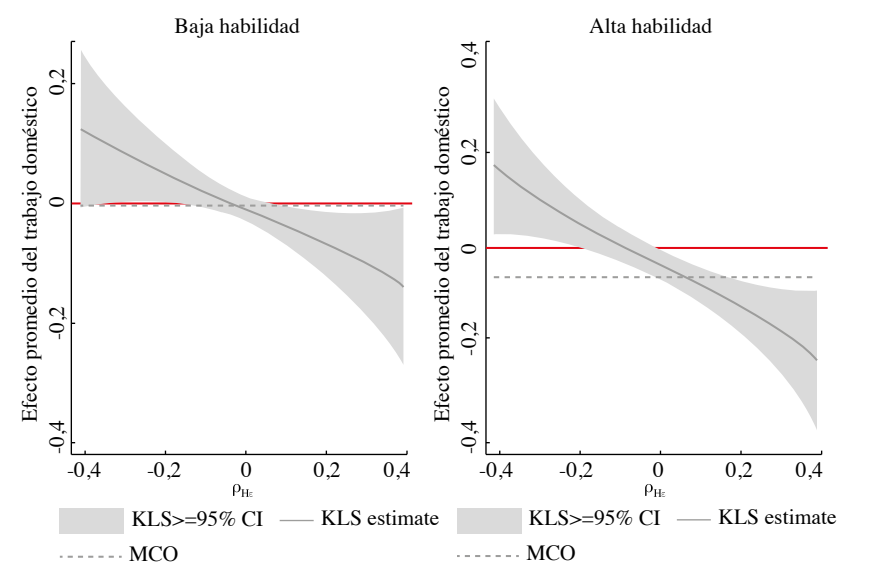
tintos valores del estimador de la relación entre trabajo doméstico no remunerado y salario para distintos grados de correlación entre el trabajo doméstico y los residuos, reflejados en el eje de las abscisas.

Como se aprecia en la figura 1, para valores cercanos a cero de  $\rho$  —es decir, cuando no existe correlación entre la variable endógena y los residuos—, el estimador por MCO se encuentra dentro del intervalo de confianza al 95 % del estimador de *kinkyreg* (línea gris),

Ahora bien, en la presencia de  $\rho < 0$ , como se esperaba, la relación entre trabajo doméstico y salarios se vuelve menos negativa, y da cuenta del sesgo hacia abajo de la estima por MCO ante la presencia de endogeneidad. En resumen, estos resultados tienden a confirmar dos hechos: primero que el estimador de MCO, a pesar de estar afectado por la endogeneidad, captura información sobre el efecto causal entre trabajo doméstico y salarios; y segundo, aún en presencia de una correlación negativa con el término de error, se observa una relación negativa entre trabajo doméstico y salarios.

En la figura 2 se confirma el hecho de que, a pesar de tomar en cuenta la potencial endogeneidad del tiempo de trabajo doméstico, no parece existir una relación sig-

**Figura 2.**  
Estimación del impacto del trabajo doméstico sobre el salario para las mujeres en ocupaciones de baja y alta habilidad



*Nota.* Ambas estimaciones consideran los mismos controles de la tabla 1. El rango de correlación del trabajo doméstico con los residuos es  $\rho \in -0,4;0,4$ . Ocupaciones de baja y alta habilidad son las mismas definidas en la tabla 4.  
Fuente: elaboración propia.

nificativa con el salario de las mujeres que trabajan en ocupaciones de baja habilidad. Por el contrario, para las mujeres que trabajan en ocupaciones de alta habilidad, se confirma la existencia de la relación negativa entre el tiempo dedicado al trabajo doméstico y los salarios. A pesar de la existencia de una correlación negativa con el término de error, la dirección y significancia no experimentan cambios importantes, solo se evidencia una relación menos fuerte que la estima por MCO.

## Diferencial salarios de género: Descomposición de Oaxaca-Blinder

Los resultados de este estudio muestran una relación negativa (y potencialmente causal) entre trabajo doméstico y salario para las mujeres. Adicionalmente, la carga por tareas domésticas no remuneradas para las mujeres con pareja es mucho mayor que la de los hombres. Con esta información, se esperaría encontrar que el trabajo doméstico juega un rol clave para explicar el diferencial salarial entre hombres y mujeres que viven con sus parejas. Para formalizar este análisis, la tabla 5 muestra la descomposición de OB para el diferencial del salario promedio por hora entre hombres y mujeres. Mientras que la columna 1 (línea base) incorpora

**Tabla 5.**

Descomposición de Oaxaca-Blinder para el diferencial de salario entre hombres y mujeres que viven con sus parejas

	Línea base	Línea base + uso del tiempo	Línea base + uso del tiempo + Ocupaciones
Log (w) <sup>Hombres</sup> - Log (w) <sup>Mujeres</sup>	0,2344***	0,3381***	0,3185***
	(0,0703)	(0,0789)	(0,0714)
Explicado	-0,0021	0,0239	0,0565**
	(0,0211)	(0,0282)	(0,0285)
No explicado	0,2365***	0,3141***	0,2620***
	(0,0719)	(0,0761)	(0,0655)
Explicado:			
Trabajo doméstico	-	0,0424*	0,0331
		(0,0231)	(0,0211)
Cuidado niños 0-4 años	-	-0,0138**	-0,0082*
		(0,0053)	(0,0046)
Cuidado niños 5-14 años	-	-0,0042	-0,0038
		(0,0035)	(0,0032)
Cuidado adultos mayores	-	-0,0001	-0,0001
		(0,0005)	(0,0003)
Ocupaciones	-	-	0,0204
		-	(0,0179)
Observaciones	2074	2074	2074

*Nota.* Los errores estándar están entre paréntesis. Las estimas se encuentran ajustadas por selección. Todas las estimaciones incluyen controles individuales listados en tabla 1 más *dummies* por regiones. Como sugiere Jann (2008), se utilizaron los coeficientes de un modelo *pooled*. \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .

Fuente: elaboración propia.

todos los controles de la tabla 2 menos aquellas variables sobre uso del tiempo y ocupaciones, la columna 2 agrega los controles por uso de tiempo, y finalmente la columna 3 incorpora las ocupaciones.

Lo primero que se destaca es que existe una diferencia estadísticamente significativa entre el salario promedio de los hombres y las mujeres con pareja. Esta

diferencia favorece a los hombres, y no es explicada por ninguna de las variables incorporadas en la columna 1, ya que la parte explicada de la descomposición no es estadísticamente significativa, mientras que la parte no explicada es altamente significativa. La incorporación de variables sobre el uso del tiempo eleva la porción de diferencial salarial explicada, aunque continúa siendo no significativa. A pesar de que no existe significancia estadística de la parte explicada en su conjunto, destaca el hecho de que trabajo doméstico (aunque al 10 %) es estadísticamente significativo con una estima de 0,0424 que representa alrededor del 12 % del diferencial salarial entre hombres y mujeres. Finalmente, la última columna incorpora información de las ocupaciones. Dos resultados destacan: primero, la parte explicada es ahora estadística significativa, lo que explica cerca del 18 % del diferencial salarial; segundo, el trabajo doméstico no remunerado no es significativo, un resultado coherente con lo mostrado en la tabla 4, en la que las ocupaciones parecen mediar la relación trabajo doméstico-salario.

**Tabla 6.**  
Descomposición de Oaxaca-Blinder para el diferencial de salario entre hombres y mujeres por tipo de ocupación

	Baja habilidad	Alta habilidad
Log (w) <sup>Hombres</sup> - Log (w) <sup>Mujeres</sup>	0,2949***	0,4194***
	(0,0943)	(0,1193)
Explicado	-0,0258	0,1103**
	(0,0312)	(0,0437)
No explicado	0,3207***	0,3091***
	(0,0919)	(0,1104)
Trabajo doméstico	-0,0215	0,0945***
	(0,0304)	(0,0266)
Observaciones	1243	813

*Nota.* Los errores estándares están entre paréntesis. Las estimas se encuentran ajustadas por selección. Todas las estimaciones incluyen controles individuales listados en tabla 1 más *dummies* por regiones. La clasificación de baja y alta habilidad se explica en la nota de la tabla 4. Como sugiere Jann (2008), se utilizaron los coeficientes de un modelo *pooled*. \*  $p < 0,10$ ; \*\*  $p < 0,05$ ; \*\*\*  $p < 0,01$ .  
Fuente: elaboración propia.

De acuerdo con los resultados de la tabla 5, el trabajo doméstico pareciera jugar un rol secundario para explicar el diferencial salarial; sin embargo, los resultados previos (tabla 4) sugieren que es importante separar por el tipo de ocupación. La tabla 6 da cuenta de la descomposición de OB pues en ella se separa por tipo



de ocupaciones. Es interesante observar que los resultados son coherentes con los de la tabla 5. Específicamente, el trabajo doméstico explica más del 22 % de diferencial salarial promedio entre hombres y mujeres de ocupaciones de alta habilidad que viven con sus parejas. Para ocupaciones de baja habilidad, el trabajo doméstico no es un componente significativo para la descomposición.

## CONCLUSIONES

El principal objetivo de este trabajo fue estimar la relación entre trabajo doméstico no remunerado y salarios para parejas heterosexuales que comparten un hogar. Los principales resultados proveen fuerte evidencia de que el trabajo doméstico solo muestra una relación negativa con el salario para las mujeres que viven con sus parejas en Chile, mientras que, para los hombres, no hay evidencia que sustente una relación estadísticamente significativa. El incremento de una hora de trabajo doméstico en un día típico se relaciona con una disminución promedio del 3,7 % del salario de las mujeres, valor que es robusto a la inclusión de controles por uso de tiempo en cuidados en menores y adultos mayores que 65 años. A pesar de que la elección de la ocupación parece operar como un mecanismo de autoselección de las mujeres y media en la relación entre salarios y trabajo doméstico, la estima sigue siendo negativa, aunque menos fuerte, con un 2,6 %. Sin embargo, al dividir la muestra de mujeres de acuerdo con las habilidades de las ocupaciones, se encuentra para aquellas personas que se desempeñan en ocupaciones de alta habilidad, la relación negativa entre trabajo doméstico y salario se incrementa a un 5,9 %, mientras que no es estadísticamente significativo para mujeres en ocupaciones de baja habilidad.

Adicionalmente, el análisis del sesgo en la estimación sugiere que, aun en presencia de una correlación negativa entre las horas de trabajo doméstico y los residuos, la estima de interés sigue siendo negativa, aunque con un valor menos negativo que la estimación por MCO. Con respecto al diferencial salarial entre hombres y mujeres que comparten un hogar, el trabajo doméstico explicaría cerca del 12 % del diferencial del salario promedio entre hombres y mujeres, resultado que pone de relieve cómo la configuración del trabajo dentro de un hogar, aparentemente marcada por un sesgo de género, se refleja en el mercado laboral.

Este trabajo y sus resultados se enmarcan en la creciente literatura sobre desigualdad de género y sus más importantes cambios experimentados durante los últimos años (England, 2010; England *et al.*, 2020), con foco en la conexión entre el mercado laboral y la división del trabajo doméstico en Chile. A pesar de que han existido avances, en Chile aún se observa un importante diferencial de salario entre hombres y mujeres (Perticará y Bueno, 2009) con importante influencia del machismo en la participación de las mujeres en el mercado laboral (Contreras y Plaza, 2010), en el que aspectos adicionales como la obesidad tienden a exacerbar aún más las desigualdades existentes entre hombres y mujeres (Sarrias y Iturra, 2022). La desigual división del trabajo doméstico parece tener origen en actitudes

machistas (Domínguez Amorós *et al.*, 2019), pero como se aprecia en este trabajo, sus consecuencias no se enmarcan únicamente en el ámbito doméstico sino que se trasladan hacia el mercado laboral disminuyendo el salario de las mujeres en casi un 4 % promedio.

En relación con las políticas públicas destinadas a reducir las brechas de género en la distribución del trabajo doméstico, es interesante abordar aquellas medidas propuestas por la OECD (2021) para el caso chileno. Estas medidas apuntan a dos dimensiones, pero que tienen un eje en común: la educación como motor de cambio para reducir las disparidades de género, mientras que para el mercado laboral se apunta al acceso a la educación para las mujeres y el aumento del premio a la inversión en capital humano—argumento ya abordado hace tiempo atrás por Becker (1985)— como una manera de incentivar el uso de su tiempo en actividades remuneradas. También se apunta a la organización de las actividades dentro del hogar, dimensión en la cual la educación sigue jugando un rol primordial para reducir actitudes machistas, como lo señalan Contreras y Plaza (2010).

Finalmente, futuros trabajos podrían orientarse a evaluar cómo ha cambiado la división del trabajo doméstico para las generaciones más jóvenes, especialmente después de las transformaciones sociales que ha enfrentado Chile desde el 2019. Asimismo, y si se considera la nueva versión de la encuesta del uso del tiempo, se podría diagnosticar cómo la pandemia del COVID-19 pudo haber afectado la configuración de las actividades domésticas en la pareja en Chile y su efecto en la brecha salarial por género, lo cual se podría contrastar con los resultados encontrados en este trabajo. De la misma manera, en el futuro sería beneficioso evaluar la interacción del trabajo doméstico no remunerado con otras dimensiones asociadas con el mercado laboral, por ejemplo, diferenciales de edad de retiro entre hombres y mujeres, ya que evidencia reciente muestra mayor riesgo de retiro anticipado para las mujeres en Chile (Canales *et al.*, 2021).

## REFERENCIAS

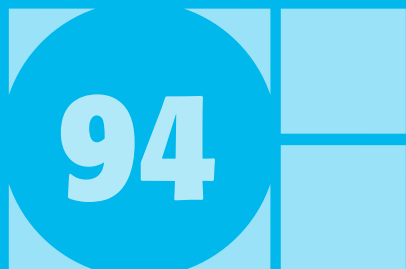
1. Agenor, P. R., & Canuto, O. (2015). Gender equality and economic growth in Brazil: A long-run analysis. *Journal of Macroeconomics*, 43, 155-172.
2. Becker, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299), 493-517.
3. Becker, G. S. (1985). Human capital, effort, and the sexual division of labor. *Journal of Labor Economics*, 3(1, part 2), S33-S58.
4. Becker, G. S. (1991). *A treatise on the family: Enlarged edition*. Harvard university press.
5. Bittman, M., England, P., Sayer, L., Folbre, N., & Matheson, G. (2003). When does gender trump money? Bargaining and time in household work. *American Journal of Sociology*, 109(1), 186-214. <https://www.journals.uchicago.edu/doi/10.1086/378341>

6. Blinder, A. S. (1973). Wage discrimination: Reduced form and structural estimates. *Journal of Human Resources*, 436-455.
7. Blood Jr, R. O., & Wolfe, D. M. (1960). *Husbands and wives: The dynamics of family living*. <https://psycnet.apa.org/record/1963-01527-000>
8. Brines, J. (1994). Economic dependency, gender, and the division of labor at home. *American Journal of Sociology*, 100(3), 652-688. <https://doi.org/10.1086/230577>
9. Brito, J. P. R. (2018). *The second half of the gender revolution: Individual and national determinants of couples' division of domestic labour. The case of Chilean couples and International Comparisons* [Tesis de doctorado, Pontificia Universidad Católica de Chile].
10. Bryan, M. L., & Sevilla-Sanz, A. (2011). Does housework lower wages? Evidence for Britain. *Oxford Economic Papers*, 63(1), 187-210.
11. Cahuc, P., Carcillo, S., & Zylberberg, A. (2014). *Labor economics*. MIT press.
12. Canales, A., Salinas, V., & Biehl, A. (2021). Gender differences in retirement behavior: How family, work, and pension regime explain retirement in Chile. *Work, Aging and Retirement*, 7(2), 107-128.
13. Cepal (2020). *La pandemia del COVID-19 profundiza la crisis de los cuidados en América Latina y el Caribe*.
14. Cepal (2022). *Guía metodológica sobre las mediciones de uso del tiempo en América Latina y el Caribe*.
15. Contreras, D., & Plaza, G. (2010). Cultural factors in women's labor force participation in Chile. *Feminist Economics*, 16(2), 27-46.
16. Cooke, L. P., & Hook, J. L. (2018). Productivity or gender? The impact of domestic tasks across the wage distribution. *Journal of Marriage and Family*, 80(3), 721-736.
17. Cornwell, B., Gershuny, J., & Sullivan, O. (2019). The social structure of time: Emerging trends and new directions. *Annual Review of Sociology*, 45(1), 301-320.
18. Coverman, S. (1985). Explaining husbands' participation in domestic labor. *The Sociological Quarterly*, 26(1), 81-97. <https://doi.org/10.1111/j.1533-8525.1985.tb00217.x>
19. Cunningham, M. (2007). Influences of women's employment on the gendered division of household labor over the life course: Evidence from a 31-year panel study. *Journal of Family Issues*, 28(3), 422-444. <https://doi.org/10.1177/0192513X06295198>
20. Cunningham, M. (2008). Changing attitudes toward the male breadwinner, female homemaker family model: Influences of women's employment and education over the lifecourse. *Social Forces*, 87(1), 299-323.
21. Domínguez Amorós, M., Muñiz Terra, L. M., & Donoso, G. R. (2019). *El trabajo doméstico y de cuidados en las parejas de doble ingreso. Análisis comparativo entre España, Argentina y Chile*.

22. England, P. (2010). The gender revolution: Uneven and Stalled. *Gender and Society*, 24(2), 149-166. JSTOR. <http://www.jstor.org/stable/27809263>
23. England, P., Privalko, I., & Levine, A. (2020). Has the gender revolution stalled? *The Economic and Social Review*, 51(4, Winter), 463-488.
24. Ferree, M. M. (1990). Beyond separate spheres: Feminism and family research. *Journal of Marriage and Family*, 52(4), 866.
25. Greenstein, T. N. (2000). Economic dependence, gender, and the division of labor in the home: A replication and extension. *Journal of Marriage and Family*, 62(2), 322-335.
26. Gupta, S. (2007). Autonomy, dependence, or display? The relationship between married women's earnings and housework. *Journal of Marriage and Family*, 69(2), 399-417.
27. Guryan, J., Hurst, E., & Kearney, M. (2008). Parental education and parental time with children. *Journal of Economic Perspectives*, 22(3), 23-46.
28. Hiller, D. V. (1984). Power dependence and division of family work. *Sex Roles*, 10(11-12), 1003-1019. <https://doi.org/10.1007/BF00288521>
29. Hundley, G. (2001). Why women earn less than men in self-employment. *Journal of Labor Research*, 22, 817-829.
30. Instituto Nacional de Estadísticas. (2016). *Documento de principales resultados de la Encuesta Nacional sobre Uso del Tiempo—ENUT2015*. [https://www.ine.gov.cl/docs/default-source/uso-del-tiempo-tiempo-libre/publicaciones-y-anuarios/publicaciones/documento\\_resultados\\_enut.pdf?sfvrsn=cf66dad0\\_7](https://www.ine.gov.cl/docs/default-source/uso-del-tiempo-tiempo-libre/publicaciones-y-anuarios/publicaciones/documento_resultados_enut.pdf?sfvrsn=cf66dad0_7)
31. Jann, B. (2008). The Blinder–Oaxaca decomposition for linear regression models. *The Stata Journal*, 8(4), 453-479.
32. Kiviet, J. F. (2020). Testing the impossible: Identifying exclusion restrictions. *Journal of Econometrics*, 218(2), 294-316.
33. Kiviet, J. F. (2022). Instrument-free inference under confined regressor endogeneity and mild regularity. *Econometrics and Statistics*.
34. Kripfganz, S., & Kiviet, J. F. (2021). Kinkyreg: Instrument-free inference for linear regression models with endogenous regressors. *The Stata Journal*, 21(3), 772-813.
35. Lachance-Grzela, M., & Bouchard, G. (2010). Why do women do the lion's share of housework? A decade of research. *Sex Roles*, 63, 767-780.
36. Maani, S. A., & Cruickshank, A. A. (2010). What is the effect of housework on the market wage, and can it explain the gender wage gap? *Journal of Economic Surveys*, 24(3), 402-427.
37. Magda, I., Cukrowska-Torzewska, E., & Palczyńska, M. (2023). What if she earns more? Gender norms, income inequality, and the division of housework. *Journal of Family and Economic Issues*. <https://doi.org/10.1007/s10834-023-09893-0>

38. Martínez, C., & Perticará, M. (2017). Childcare effects on maternal employment: Evidence from Chile. *Journal of Development Economics*, 126, 127-137.
39. Matteazzi, E., & Scherer, S. (2021). Gender wage gap and the involvement of partners in household work. *Work, Employment and Society*, 35(3), 490-508.
40. Morán, A. (2016). *La importancia de las políticas públicas de cuidado: Relación entre el trabajo doméstico y de cuidado no remunerado del hogar y la brecha de ingresos entre hombres y mujeres de la zona rural de Colombia* [Tesis de Maestría, Universidad de los Andes].
41. Mujeres, & Cepal (2020). *Cuidados en América Latina y el Caribe en tiempos de COVID-19: Hacia sistemas integrales para fortalecer la respuesta y la recuperación*.
42. Ñopo, H. (2007). *The gender wage gap in Chile 1992-2003 from a matching comparisons perspective*. [https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract\\_id=981176](https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=981176)
43. Oaxaca, R. (1973). Male-female wage differentials in urban labor markets. *International Economic Review*, 693-709.
44. OECD. (2021). *Igualdad de género en Chile*. <https://www.oecd-ilibrary.org/content/publication/c7105c4d-es>
45. Organización Internacional del Trabajo. (2018). Care work and care jobs for the future of decent work. *International labour organization*.
46. Paredes Molina, R., & Riveros Cornejo, L. (1994). *Gender wage gaps in Chile. A long term view: 1958-1990*. <https://repositorio.uchile.cl/handle/2250/128101>
47. Perticará, M., & Bueno, I. (2009). Brechas salariales por género en Chile: Un nuevo enfoque. *Revista de la CEPAL*, 2009(99), 133-149.
48. Qi, L., & Dong, X. (2016). Unpaid care work's interference with paid work and the gender earnings gap in China. *Feminist Economics*, 22(2), 143-167.
49. Sánchez, R., Finot, J., & Villena, M. G. (2022). Gender wage gap and firm market power: Evidence from Chile. *Applied Economics*, 54(18), Article 18. <https://doi.org/10.1080/00036846.2021.1985070>
50. Sarrias, M., & Iturra, V. (2022). The double burden of being a woman and obese: Evidence from the Chilean labor market. *Feminist Economics*, 28(1), 199-231. <https://doi.org/10.1080/13545701.2021.1988127>
51. Sevilla-Sanz, A., Gimenez-Nadal, J. I., & Fernández, C. (2010). Gender roles and the division of unpaid work in Spanish households. *Feminist Economics*, 16(4), 137-184.
52. Syrda, J. (2023). Gendered housework: Spousal relative income, parenthood and traditional gender identity norms. *Work, Employment and Society*, 37(3), 794-813. <https://doi.org/10.1177/09500170211069780>

53. Thébaud, S., Kornrich, S., & Ruppanner, L. (2021). Good housekeeping, great expectations: Gender and housework norms. *Sociological Methods & Research*, 50(3), 1186-1214.
54. West, C., & Zimmerman, D. H. (1987). Doing gender. *Gender & Society*, 1(2), 125-151.



# CUADERNOS DE ECONOMÍA

ISSN 0121-4772

## ARTÍCULOS

ESTEBAN ROBLES DÁVILA, LUCIANA C. MANFREDI, JUAN TOMÁS SAYAGO GÓMEZ

Y JUAN MANUEL FRANCO JURADO

Dime con quién andas y te diré quién eres: análisis estructural de las redes de los senadores de Colombia de los periodos 2010-2014 y 2014-2018

307

HERTON CASTIGLIONI LOPES

Instituições, desenvolvimento e economia brasileira: uma nota vebleniana sobre o desenvolvimento brasileiro a partir dos anos 2000

331

JORGE A. RODRÍGUEZ-SOTO

Economía conductual y macroeconomía: rumbo a mejores microfundamentos

353

BORIS SALAZAR TRUJILLO Y DIANA MARCELA JIMÉNEZ

Emparejamientos en los mercados laborales de la APE: ¿son igual de eficientes?

369

CARLOS RICAURTE NOGUERA, JUDITH VERGARA-GARAVITO Y HENRY DANIEL PUERTA-ÁLVAREZ

Precio mundial del café y su efecto en el precio interno para países latinoamericanos

405

MARÍA DEL ROSARIO DEMUNER-FLORES

Resiliencia e innovación, capacidades impulsoras del rendimiento en empresas de servicios

435

MÓNICA ARANGO ARANGO, LUIS MONTES GÓMEZ, ANA FERNÁNDEZ DUQUE

Y HORACIO FERNÁNDEZ CASTAÑO

Estimación del riesgo de tasa de interés en el sector asegurador: aplicación del modelo Smith-Wilson

457

JESÚS FERNANDO BARRIOS ORDÓÑEZ

La relación entre confianza y moneda: un análisis mediante componentes principales y Poisson

479

SUSANA CHACÓN ESPEJO Y VÍCTOR ITURRA

Brecha salarial de género: evaluando el rol del trabajo doméstico no remunerado en Chile

513

YOLANDA SÁNCHEZ TORRES, ANÍBAL TERRONES CORDERO Y EUGENIO GUZMÁN SORIA

Análisis de la inversión pública y privada en México, 1994-2020

541

JULIO CÉSAR ALONSO-CIFUENTES Y VIVIANA CHAVARRIAGA-ANTONIO

Empleando técnicas no paramétricas para medir cambios en el corto plazo en la distribución de los ingresos de los hogares colombianos en el periodo de Pandemia

559

JOÃO PAULO CARVALHO, TATIANA FIGUEIREDO BREVIGLIERI Y SEBASTIÃO NETO RIBEIRO GUEDES

Furtado e Veblen: aproximações teóricas

601

LUIS FRANCISCO LAURENTE BLANCO

Efecto del microcrédito en la informalidad del empleo en el Perú

625

ISSN 0121-4772



9 770121 477005 9 4