

¿Trabajar menos para cuidar a los padres?

Los efectos laborales de la atención a la dependencia en el hogar en América Latina

Marco Stampini
María Laura Oliveri
Pablo Ibararán
Diana Londoño
Ho June (Sean) Rhee
Gillinda M. James

¿Trabajar menos para cuidar a los padres?

Los efectos laborales de la atención a la dependencia en el hogar en América Latina

Marco Stampini
María Laura Oliveri
Pablo Ibararán
Diana Londoño
Ho June (Sean) Rhee
Gillinda M. James

Catalogación en la fuente proporcionada por la
Biblioteca Felipe Herrera del
Banco Interamericano de Desarrollo

¿Trabajar menos para cuidar a los padres?: los efectos laborales de la atención a la
dependencia en el hogar en América Latina / Marco Stampini, Laura Oliveri, Pablo
Ibarrarán, Ho June (Sean) Rhee, Gillinda M. James.

p. cm. — (Documento de trabajo del BID ; 1105)

Incluye referencias bibliográficas.

1. Older people-Home care-Latin America. 2. Older people-Services-Latin America. 3.
Women-Employment-Latin America. 4. Labor market-Latin America. I. Stampini,
Marco. II. Oliveri, Laura. III. Ibarrarán, Pablo. IV. Rhee, Ho June (Sean). V. James,
Gillinda M. VI. Banco Interamericano de Desarrollo. División de Protección Social y
Salud. VII. Serie.

IDB-WP-1105

<http://www.iadb.org>

Copyright © 2020 Banco Interamericano de Desarrollo. Esta obra se encuentra sujeta a una licencia Creative Commons IGO 3.0 Reconocimiento-NoComercial-SinObrasDerivadas (CC-IGO 3.0 BY-NC-ND) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/3.0/igo/legalcode>) y puede ser reproducida para cualquier uso no-comercial otorgando el reconocimiento respectivo al BID. No se permiten obras derivadas.

Cualquier disputa relacionada con el uso de las obras del BID que no pueda resolverse amistosamente se someterá a arbitraje de conformidad con las reglas de la CNUDMI (UNCITRAL). El uso del nombre del BID para cualquier fin distinto al reconocimiento respectivo y el uso del logotipo del BID, no están autorizados por esta licencia CC-IGO y requieren de un acuerdo de licencia adicional.

Después de un proceso de revisión por pares, y con el consentimiento previo y por escrito del BID, una versión revisada de esta obra podrá reproducirse en cualquier revista académica, incluyendo aquellas referenciadas por la Asociación Americana de Economía a través de EconLit, siempre y cuando se otorgue el reconocimiento respectivo al BID, y el autor o autores no obtengan ingresos de la publicación. Por lo tanto, la restricción a obtener ingresos de dicha publicación sólo se extenderá al autor o autores de la publicación. Con respecto a dicha restricción, en caso de cualquier inconsistencia entre la licencia Creative Commons IGO 3.0 Reconocimiento-NoComercial-SinObrasDerivadas y estas declaraciones, prevalecerán estas últimas.

Note que el enlace URL incluye términos y condiciones adicionales de esta licencia.

Las opiniones expresadas en esta publicación son de los autores y no necesariamente reflejan el punto de vista del Banco Interamericano de Desarrollo, de su Directorio Ejecutivo ni de los países que representa.



scl-sph@iadb.org

www.iadb.org/SocialProtection

¿Trabajar menos para cuidar de los padres? Los efectos del cuidado familiar de larga duración en el mercado laboral de cuatro países de América Latina¹

Marco Stampini, María Laura Oliveri, Pablo Ibararán,
Diana Londoño, Ho June (Sean) Rhee, Gillinda M. James

Resumen

Usamos datos de encuestas sobre el uso del tiempo y el Estudio Nacional sobre Salud y Envejecimiento en México (ENASEM) para analizar la relación entre la necesidad de proporcionar cuidados de larga duración (CLD) en el entorno familiar y la oferta laboral femenina en cuatro países de América Latina. El análisis descriptivo de los datos de las encuestas sobre el uso del tiempo en Chile, Colombia, Costa Rica y México muestra que: (i) las mujeres constituyen del 63% al 84% de los familiares que proveen cuidados de larga duración y asumen del 72% al 88% del total de horas de CLD; (ii) sistemáticamente en todos los países, las mujeres que proporcionan CLD tienen menos probabilidades de trabajar, y aquellas que pueden hacerlo laboran menos horas a la semana y tienen una doble carga de trabajo. Del análisis multivariado de los datos longitudinales del ENASEM se desprende que tras considerar los efectos fijos individuales y los de tiempo, la necesidad de CLD de los padres adultos mayores de la familia está asociada con una disminución significativa de las probabilidades de trabajar (de unos 2,42 puntos porcentuales) y una reducción del número de horas trabajadas entre las mujeres de 50 a 64 años que permanecen empleadas (un 7,03%). Este hallazgo tiene repercusiones en lo que concierne a la igualdad de género. Asimismo, en una región que está envejeciendo más rápidamente que ninguna otra en el mundo, las tendencias sociales (p.ej., hogares más pequeños con menos hijos) vuelven insostenible la provisión de CLD dentro de hogar, aumentando la necesidad de emprender acciones de política pública.

Clasificación JEL. J14, J16, J18, J21, J22

Palabras clave. Oferta laboral femenina, Cuidados de Larga Duración (CLD), cuidado de adultos mayores, atención a la dependencia, encuestas sobre el uso del tiempo, Estudio Nacional sobre Salud y Envejecimiento en México (ENASEM), América Latina, Chile, Colombia, Costa Rica, México.

¹ Marco Stampini, María Laura Oliveri y Pablo Ibararán trabajan para la División de Protección Social y Salud del Banco Interamericano de Desarrollo (BID). Diana Londoño pertenece a la Universidad de Rosario. Ho June (Sean) Rhee y Gillinda M. James están en el Middlebury College. Email: mstampini@iadb.org; mloliveri@iadb.org; pibarraran@iadb.org; dianai.londono@urosario.co.edu; hojuner@middlebury.edu; gjmjames@middlebury.edu. Diana Londoño, Ho June (Sean) Rhee y Gillinda M. James contribuyeron al análisis de los datos de las encuestas sobre el uso del tiempo que se presentan en las secciones 3 y 5. Marco Stampini, María Laura Oliveri y Pablo Ibararán aportaron a todas las secciones. Este trabajo fue preparado como parte del Estudio Económico y Sectorial RG-E1488 del BID. Agradecemos a Ferdinando Regalia, Norbert Schady, Carlos Flores, Paola Roldán, César González-González, Alejandra Michaels, Gianluca Cafagna, Nadin Medellín, Tomas Plaza Reneses, María del Carmen Hernández Ruiz, Natalia Aranco, Graciana Rucci, Indhira Ramírez Sánchez, David Kaplan, Charlie Oliver y tres lectores anónimos por sus comentarios. Collin Stewart se encargó de la edición profesional del documento. Cualquier error que se hubiere deslizado es solo nuestro. El contenido y los hallazgos de este trabajo reflejan las opiniones de los autores y no necesariamente las del BID, de su Directorio Ejecutivo ni de los países a los que representa. Esta es una traducción al español realizada por Alejandra Adoum, en base a la versión original en inglés que se encuentra disponible en la página: <https://publications.iadb.org/en/working-less-take-care-parents-labor-market-effects-family-long-term-care-latin-america>.

1. Introducción

En América Latina y el Caribe, en 2015 había alrededor de 8 millones de personas mayores de 60 años que vivían en condición de dependencia del cuidado, es decir que tenían dificultades para realizar actividades básicas de la vida diaria como vestirse, bañarse o comer. Se estima que esta cifra crecerá al menos a 27 millones para 2050 (Aranco et al., 2018). Las personas dependientes no pueden prescindir de la ayuda de otros, lo que significa que requieren de servicios de cuidados de larga duración (CLD).

Con pocas excepciones, los mercados de servicios de CLD en la región son desafortunadamente muy limitados, y solo la gente más acomodada puede costearlos. Por ejemplo, apenas cerca del 0,5% de las personas mayores viven en centros de cuidado de adultos mayores o tienen acceso a vivienda asistida versus más del 2% en Europa o Estados Unidos (Cafagna et al., 2019). En México, menos del 3% de aquellos que reciben CLD reportan pagar por ese servicio (González-González et al., 2019). Asimismo, los servicios públicos de CLD son prácticamente inexistentes en la mayoría de países.

Debido a estereotipos de género, los miembros de la familia que brindan servicios de CLD son usualmente mujeres, lo que tiene repercusiones importantes en lo que concierne a la igualdad de género. Las mujeres que asumen la carga del cuidado están destinadas a participar menos en el mercado laboral, lo que supone para ellas percibir ingresos menores, pensiones más bajas y, muy probablemente, tener menos poder de negociación intrafamiliar. Incluso en países que cuentan con grandes sistemas formales de CLD, el valor de mercado del cuidado informal es significativamente más alto que el gasto invertido en los servicios formales de cuidado. Incluso en América Latina y el Caribe, donde la oferta de servicios formales es insignificante, cualquier discusión en torno a los CLD le concede mayor importancia a las contribuciones y los costos de oportunidad que asumen las mujeres cuidadoras en la familia.

En este trabajo describimos la relación entre los CLD y la oferta laboral femenina en cuatro países de América Latina, y estimamos el modo en que la necesidad de proveer CLD a algún padre/madre en la familia incide en la participación de las mujeres adultas en el mercado laboral en México. Nuestro aporte es novedoso por dos razones. Es el primer trabajo que utiliza datos de cuatro encuestas sobre el uso del tiempo (de Chile, Colombia, Costa Rica y México) para investigar la relación entre los CLD y la oferta laboral femenina en la región. Es, asimismo, el primero en usar datos longitudinales del Estudio Nacional sobre Salud y Envejecimiento en México (ENASEM)² para estimar el impacto de los CLD en la oferta laboral teniendo en cuenta los efectos fijos individuales y temporales. Estos se ajustan por características individuales invariantes en el tiempo, no observadas (p. ej., características genéticas que afectan tanto a la salud de los progenitores como a la de los hijos), que pueden confundir la relación de interés. Aspiramos a contribuir a la agenda de igualdad de género en la región y al debate sobre la transformación de la protección social, que incluye la implementación de sistemas de servicios de CLD.

Encontramos que las mujeres constituyen del 63% al 84% de los familiares que proporcionan cuidados de larga duración (no remunerados) y asumen del 72% al 88% del total de horas de CLD provisto por las familias. El análisis descriptivo muestra que la provisión de CLD está correlacionada con una menor oferta laboral (tanto en el margen extensivo como en el intensivo) y con una doble carga de trabajo (empleo más CLD). El análisis multivariado con los datos de México también sugiere que la necesidad de CLD está asociada con una caída significativa de las probabilidades de trabajo y una reducción del número de horas trabajadas entre las mujeres mexicanas de 50 a 64 años que permanecen empleadas.

El resto del documento está organizado como sigue. En la Sección 2 se revisa la literatura existente sobre los CLD informales y la oferta laboral. En la Sección 3 describimos

² http://www.enasem.org/Index_Esp.aspx.

las fuentes de nuestros datos. En la Sección 4 se explican los métodos de estimación. En la Sección 5 se presentan las estadísticas descriptivas de las encuestas sobre el uso del tiempo y la Sección 6 contiene los resultados del análisis multivariado basado en los datos del ENASEM. En la última sección se plantean las conclusiones y se abordan ciertas implicaciones de política.

2. Revisión de la literatura

Las encuestas sobre el uso del tiempo fueron originalmente diseñadas para medir y estudiar el trabajo en el hogar no remunerado, y calcular su contribución a la economía (Aguirre, 2014). Han sido instrumentales para mostrar que la mayor parte de la carga de trabajo recae en las mujeres —particularmente en los grupos de ingresos más bajos— que posponen o abandonan su desarrollo profesional para cuidar de los miembros de la familia. La mayoría de análisis que usan encuestas sobre el uso del tiempo han sido realizados sin considerar a los receptores de cuidado informal, se trate de hijos, personas mayores o personas con discapacidad. Una excepción notable es el estudio de Chari et al. (2015), que examina el costo de oportunidad del cuidado provisto a adultos mayores en Estados Unidos. Los autores demuestran que el costo de oportunidad total de este cuidado asciende a US\$ 522 mil millones por año y estiman que reemplazarlo con cuidado remunerado costaría US\$ 221 mil millones si es cuidado no calificado y US\$ 642 mil millones si es calificado.

La mayor parte de la literatura sobre los efectos del CLD en el mercado laboral se basa en encuestas de salud y retiro o en paneles de datos sobre el hogar, y se concentra principalmente en Europa o Estados Unidos. Etner (1995) es el autor de uno de los primeros trabajos donde se abordó el impacto del cuidado a personas mayores —más que el del provisto a los hijos— en la oferta laboral femenina. Demuestra, utilizando variables instrumentales, que en Estados Unidos convivir con un pariente discapacitado conduce a una reducción de las horas de trabajo, debido esencialmente al abandono del mercado laboral. Una literatura más reciente presenta evidencia de efectos negativos en la participación en el trabajo remunerado (Bolin et al., 2008; Crespo y Mira, 2010; Heitmueller, 2007; Ciccarelli y Van Soest, 2018) y en los salarios por hora de los trabajadores (Carmichael y Charles, 2003; Heitmueller e Inglis, 2007). Algunos estudios encuentran evidencia de que los efectos en el mercado laboral son mayores para las mujeres cuidadoras (generalmente esposas o hijas) que para los hombres (Carmichael y Charles, 2003; Johnson y Lo Sasso, 2006; Ciccarelli y Van Soest, 2018) y de que los CLD aumentan la probabilidad de una jubilación anticipada (Van Houtven et al., 2013).

Dos estudios basados en el Encuesta sobre Salud y Retiro (HRS por sus siglas en inglés) de Estados Unidos son los más similares al nuestro (Johnson y Lo Sasso, 2006; Fahle y McGarry, 2017). La HRS es la encuesta original a partir de la cual se diseñó el ENASEM. Johnson y Lo Sasso (2006) utilizan una muestra de mujeres de 57 a 67 años que tienen por lo menos un progenitor vivo. Usan datos de los resultados de la HRS de 1996 y 1988 para estimar un modelo de información completa de máxima verosimilitud (FIML por sus siglas en inglés), que apunta a controlar la endogeneidad de la provisión del cuidado.³ La variable dependiente de la oferta laboral es igual al número total de horas trabajadas durante el último año, considerando tanto el empleo principal como los trabajos secundarios. La variable de tratamiento de los CLD es dicotómica e igual a 1 si la persona proporcionó por lo menos 200 horas de ayuda en las tareas domésticas y los mandados durante los 24 meses precedentes. Los autores no usan el número de horas de cuidado (una variable continua, construida a partir de una pregunta diferente) debido al elevado porcentaje de valores perdidos de esta variable. El análisis muestra que la provisión de cuidados restringe sustancialmente la oferta laboral

³ Los instrumentos usados para corregir la endogeneidad de la provisión de CLD a los padres incluyen variables que miden las necesidades de los progenitores (edad y estado de salud), la disponibilidad de fuentes alternativas de cuidado (p.ej., número de hermanos y hermanas de la hija, estado marital de los padres) y un indicador de propiedad de la vivienda, que puede proporcionar una aproximación a la riqueza parental y la capacidad de pagar por un cuidado formal.

femenina, sugiriendo que los CLD pueden ser incompatibles con la posibilidad de mantener un empleo de tiempo completo. La oferta laboral anual se reduce a 367 horas, lo que equivale al 41%, mientras que las mujeres de la muestra trabajan en promedio cerca de 900 horas por año. Dado que las mujeres que brindan CLD destinan cerca de 500 horas a asistir a sus padres/madres, estos resultados revelan que cada hora de cuidado reduce el empleo remunerado aproximadamente 0,73 horas.

Fahle y McGarry (2017) usan una muestra de mujeres mayores de 51 años construida a partir de datos de la HRS levantados entre 1992 y 2010. Ellos limitan la muestra a aquellas que tenían por lo menos un progenitor o suegro vivo y no prestaban servicios de cuidado en 1992. Los autores definen como cuidado la provisión de por lo menos 100 horas de ayuda en actividades personales básicas en cualquier periodo de 24 meses. Hacia 2010, encuentran que el 46% de la muestra reportó que cuidaba a un padre/madre o pariente mayor. El promedio de horas acumuladas de cuidado provisto entre todas las personas era 672, mientras que el promedio solo para aquellas que reportaron ofrecer cuidado alcanzaba 1.456. Como variables dependientes, los autores incluyen una variable binaria para el trabajo, el número de horas trabajadas por semana y los ingresos anuales. Los parámetros están estimados con diferentes especificaciones del modelo, incluidos los efectos fijos. El análisis muestra que los CLD tienen un efecto negativo en el empleo y los ingresos, y pueden por ello ser perjudiciales para el bienestar económico de las cuidadoras. Bajo la especificación de efectos fijos del modelo, la probabilidad de trabajo disminuye en 2,9 puntos porcentuales (nivel de significancia del 10%), y la oferta de trabajo se reduce en 1,7 horas por semana (nivel de significancia del 1%), lo que representa una reducción del 8,5%. El estudio encuentra que, en el largo plazo, condicionado a tener ingresos laborales positivos, haber provisto cuidado, en cualquier punto, reduce los ingresos anuales en unos US\$ 12.400, o en 51%.

Nuestro estudio difiere de los de Johnson y Lo Sasso (2006) y Fahle y McGarry (2017) en que exploramos el efecto de la necesidad de CLD de un padre/madre en la oferta laboral de las mujeres, antes que el efecto del cuidado efectivamente provisto. Como explicaremos en las siguientes secciones, esta diferencia obedece tanto a la calidad de los datos como a inquietudes acerca de la endogeneidad de la provisión real de CLD.

3. Datos

En la primera parte del análisis, usamos encuestas sobre el uso del tiempo de Chile, Colombia, Costa Rica y México para examinar la distribución por género de la carga de los CLD y producir estadísticas descriptivas de la oferta laboral de las mujeres en edad de trabajar que proporcionan cuidado y de aquellas en edad de trabajar que no lo hacen. Luego, para estimar el efecto de los CLD en la oferta laboral, teniendo en cuenta las características invariantes en el tiempo observadas y no observadas, usamos datos del ENASEM, concretamente un panel de adultos mayores de 50 años representativo a nivel nacional en México. Presentamos únicamente los resultados de las mujeres porque: (i) las mujeres proveen la mayor parte de los CLD; (ii) es entre las mujeres que la literatura existente encuentra evidencia de que los CLD afectan a la oferta laboral; (iii) no encontramos efectos estadísticamente significativos de los CLD en la oferta laboral de los hombres, en el análisis multivariado realizado con los datos del ENASEM.

Los datos de las encuestas sobre el uso del tiempo son transversales. Para cada país, usamos las encuestas más recientes, realizadas entre 2014 y 2017.⁴ Los CLD están definidos como la provisión de asistencia en actividades de la vida diaria. Es importante resaltar aquellas diferencias en las encuestas que reducen la comparabilidad entre países. Por ejemplo, en Chile, Colombia y México, se toma en cuenta a todos los miembros de un hogar que son dependientes del cuidado, mientras que en Costa Rica se excluye a los niños menores de 12 años. Además, las encuestas reúnen datos para sustentar diferentes números y tipos de actividades de la vida diaria (sean básicas o instrumentales). La Tabla 1 contiene una comparación entre países.

La Tabla 2 presenta algunas estadísticas descriptivas de los datos de las encuestas sobre el uso del tiempo. El porcentaje de mujeres que trabajaban varía del 45% (en Colombia) al 53% (en Chile). Las que estaban empleadas trabajaban entre 36 horas (en Colombia y México) y 39 horas por semana (en Chile). El porcentaje de mujeres que proveían cuidado variaba entre el 1,5% en Colombia y el 6% en México.

El ENASEM recoge datos sobre la edad, el estado de salud y la carga de discapacidad de las personas de más de 50 años en México (Wong et al., 2015). El primer levantamiento de datos se hizo en 2001, con una muestra —representativa a nivel nacional— de adultos nacidos en 1951 o antes. Se realizaron encuestas de seguimiento en 2003, 2012, 2015 y 2018. En 2012 y 2018 se amplió la muestra para incluir a más personas y mantener así la representatividad de la población mexicana de más de 50 años. Combinamos las cinco rondas de datos para crear un panel desbalanceado. Nuestro análisis se basa en una muestra de 20.374 mujeres de 50 a 64 años. Excluimos a las mayores de 65, toda vez que han alcanzado la edad legal de retiro y por ende tienen sustancialmente menos probabilidades de trabajar.

En la Tabla 3 se presentan estadísticas descriptivas de nuestra muestra del ENASEM. Las mujeres tenían en promedio 57 años; el 35,6% tenían un padre/madre que requería CLD. La mayoría de las mujeres de la muestra estaban casadas o viviendo con su pareja (70%); solo el 36,3% había completado la educación secundaria o más alta; el 88,3% clasificó su estado de salud como regular o excelente; y el 75,4% calificó su situación económica de regular o pobre.

⁴ Los datos de Chile corresponden a 2015 y son representativos solo de las áreas urbanas, tanto a nivel nacional como regional (https://historico-amu.ine.cl/enut/files/documentacion/documento_metodologico_ENUT.pdf). Los datos de Colombia se recogieron entre septiembre de 2016 y agosto de 2017 y son representativos a nivel nacional, urbano y rural, y para seis regiones (https://www.dane.gov.co/files/investigaciones/boletines/ENUT/Bol_ENUT_2016_2017.pdf). Los datos de Costa Rica corresponden a 2017 y son representativos a nivel nacional, urbano y rural (<https://www.inec.cr/sites/default/files/documentos-biblioteca-virtual/reanut2017.pdf>). Finalmente, los datos de México fueron recopilados en 2014 y son representativos a nivel nacional (http://internet.contenidos.inegi.org.mx/contenidos/productos/prod_serv/contenidos/espanol/bvinegi/productos/nueva_estruc/702825075545.pdf).

Tabla 1. Definición del CLD en las Encuestas sobre el uso del tiempo

País, año	Personas que requieren cuidado	Actividades de la vida diaria para las que se provee cuidado
Chile, 2015	Miembros del hogar que requieren cuidado permanente.	Comer, ir al baño, bañarse, vestirse, ir a la cama/acostarse, preparar o tomar la medicina o hacer la terapia, ir a los servicios de salud.
Colombia, 2016/17	Miembros del hogar con limitaciones físicas o mentales que dificultan la realización de actividades de la vida diaria.	Comer, bañarse y/o vestirse, preparar o tomar la medicina o hacer la terapia, ir a los servicios de salud.
Costa Rica, 2017	Miembros del hogar de 12 y más años con dificultades físicas o mentales, enfermedades crónicas o edad avanzada que les impiden realizar actividades de manera independiente, volviéndolos dependientes del tiempo de otras personas para que los apoyen a diario.	Comer, bañarse, vestirse o ir al baño, cocinar, preparar o tomar la medicina o hacer la terapia, ir a los servicios de salud.
México, 2014	Miembros del hogar que necesitan del cuidado de otra persona debido a limitaciones físicas o mentales. enfermedades crónicas o temporales.	Comer, bañarse y/o vestirse, ir a la cama/acostarse, preparar o tomar la medicina o hacer la terapia, ir a los servicios de salud, preparar remedios caseros o platos especiales.

Fuente: Elaboración propia.

**Tabla 2. Estadísticas descriptivas de las Encuestas sobre el uso del tiempo
Mujeres de 15-64 años**

Variable	Chile	Colombia	Costa Rica	México
Empleadas	0,530	0,455	0,465	0,513
Horas de trabajo por semana, si es que trabaja	37,309	41,799	34,529	38,629
Proveen cuidado	0,037	0,015	0,032	0,060
Edad	39,052	36,396	36,654	35,973
Completaron la educación secundaria (a)	0,587	0,733	0,393	0,411
Número de observaciones	9,854	48,895	3,458	18,599

Fuente: Cálculos de los autores basados en datos de las encuestas sobre el uso del tiempo. Nota: para Colombia, la variable educativa se define como haber completado la educación media, vocacional o secundaria (en los datos, las tres están agrupadas en una sola categoría).

**Tabla 3. Estadísticas descriptivas combinadas del ENASEM 2001-2018
Mujeres de 50-64 años**

Variable	Obs.	Media	DE
Empleadas	20,080	0,356	0,479
Horas por semana, si es que trabajan	7,227	39,754	20,595
Padre o madre requieren CLD	18,763	0,141	0,348
Edad (años)	20,374	56,711	4,103
Edad 50-54	20,374	0,348	0,476
Edad 55-59	20,374	0,363	0,481
Edad 60-64	20,374	0,290	0,454
Casadas o viviendo con pareja	19,384	0,700	0,458
Número de hermanos/as mayores	19,443	5,592	3,013
Estado se salud excelente o regular	19,348	0,883	0,322
Situación económica regular o pobre	19,311	0,754	0,431
Sin instrucción escolar	20,125	0,156	0,363
No completaron la escuela primaria	20,125	0,262	0,440
Completaron la escuela primaria	20,125	0,219	0,414
Completaron la educación secundaria	20,125	0,282	0,450
Completaron la educación superior	20,125	0,081	0,273
Año = 2001	20,374	0,147	0,354
Año = 2003	20,374	0,128	0,334
Año = 2012	20,374	0,245	0,430
Año = 2015	20,374	0,193	0,395
Año = 2018	20,374	0,288	0,453

Fuente: Cálculos de los autores basados en datos del ENASEM.

4. Metodología

Calculamos las estadísticas descriptivas para la asociación entre la provisión de CLD y la oferta laboral (empleo y número de horas de trabajo) utilizando datos de las encuestas sobre el uso del tiempo. Los resultados miden las asociaciones en los datos transversales, sin pretender demostrar causalidad. Luego usamos los datos del ENASEM para estimar las variables de la siguiente ecuación:

$$L_{it} = \beta_0 + \beta_1 \cdot LTC_{it} + \beta_2 \cdot X_{it} + \alpha_i + u_{it}$$

Donde L representa las variables dependientes: una variable binaria para el estado laboral actual y el logaritmo natural del número de horas trabajadas por semana en la ocupación principal (debido a la falta de información en la encuesta sobre las horas trabajadas en un empleo secundario).⁵ La ecuación para el número de horas está sujeta a si se trabaja, lo que significa que solo se la estima para observaciones con un número positivo de horas trabajadas. Consideramos el logaritmo natural a fin de asegurar normalidad en la distribución de la variable dependiente.

LTC es la variable de tratamiento e indica si la persona tiene un padre/madre mayor que necesita cuidado.⁶ X es un vector de controles seleccionado basándose en una revisión de la literatura previa. Incluye: dos variables binarias para la edad (50 a 54 años, 55 a 59, con 60 a 64 como categoría omitida) para contemplar la no linealidad; cuatro variables binarias

⁵ En 2001, se le preguntaba a la persona cuántas horas trabajaba en un día normal; a partir de 2003, se le averiguaba específicamente qué días trabajaba en su empleo principal, y cuántas horas por día. La cifra para 2001 se multiplicaba por 6 para obtener el número de horas trabajadas por semana. Los resultados son robustos en los diferentes supuestos para este parámetro.

⁶ El padre puede vivir con la mujer, en otro hogar, o en una institución. El ENASEM contiene asimismo información sobre los suegros/suegras que requieren cuidado. Si esto se incluye en la variable de tratamiento (tener un padre/madre o un suegro/suegra que necesita CLD), los resultados no son significativos. Esto sugiere que la participación femenina en oferta laboral se ve afectada por la dependencia del cuidado de sus propios progenitores, no los de su pareja. En contraste, la oferta laboral masculina no cambia sustancialmente en ningún caso (progenitores o suegros que requieren cuidado).

para el nivel educativo (no completó la primaria, completó la primaria, completó la secundaria y completó la educación superior; con la variable sin instrucción escolar como la categoría omitida); una binaria para estar casada o vivir con una pareja; número de hermanos/hermanas; una variable binaria para el estado de salud autoevaluado como regular o excelente; una variable binaria para la situación económica autocalificada como pobre o regular. Finalmente, X incluye variables binarias de tiempo (para los años 2003, 2012, 2015 y 2018; con 2001 como categoría omitida). Estas variables de tiempo se ajustan por confusores observados o no observados que varían con los años, pero se mantienen constantes en las personas, tales como las condiciones macroeconómicas (p.ej., las recesiones), cambios administrativos, estereotipos de género (que pueden cambiar lentamente con el tiempo).

β son parámetros a estimarse, α son efectos (fijos o aleatorios) y u es un término de error con los supuestos de distribución usuales. i y t son indicadores para las personas y el tiempo, respectivamente. Para las variables que tienen un porcentaje significativo de valores perdidos (más del 5%), p.ej., estar casada o viviendo con una pareja, número de hermanos/hermanas, situación económica y estado de salud, reemplazamos los valores perdidos con un cero y añadimos una variable ficticia que indica que el valor ha sido omitido (como, por ejemplo, en Almond et al., 2010).

Como variable de tratamiento, estudios previos utilizan la oferta real de cuidados de larga duración por encima de cierto umbral (p.ej., por lo menos 200 horas en Johnson y Lo Sasso, 2006). Desafortunadamente, esta variable está medida con referencia a un marco temporal que difiere de aquel de las variables dependientes. Mientras la oferta laboral es la actual, la provisión de cuidados de larga duración está tomada de los dos años precedentes, lo que introduce un error de medición en la variable de tratamiento. Este problema se ve agravado por el hecho de que probablemente la provisión efectiva de CLD esté determinada endógenamente, junto a la oferta laboral. En contraste, es mucho menos probable que nuestra variable de tratamiento dependa de las características individuales de la persona.

β_1 es una estimación por intención de tratar. Mide el efecto de la necesidad de CLD, independientemente de la decisión de la hija de proveerlo o no. Es un promedio de la respuesta del mercado laboral respecto de las hijas que brindan CLD y aquellas que no lo hacen. La estimación del tratamiento-en-los-tratados es más alta: igual a la estimación por intención de tratar dividida por el porcentaje de hijas con un padre/madre que requiere CLD y que efectivamente se los proveen. Para estimarlo, debería abordarse la endogeneidad de la decisión de proporcionar CLD. Independientemente de las preocupaciones que suscita la endogeneidad, no podemos hacer esa estimación porque no disponemos de información sobre la oferta presente efectiva de los cuidados de larga duración.

Cuando la variable dependiente es la ficticia para el trabajo, β_1 estima el cambio en la probabilidad de trabajar asociada con el hecho de tener un padre/madre que necesita CLD. Cuando la variable dependiente es el logaritmo del número de horas trabajadas por semana, β_1 estima el cambio del porcentaje en el número de horas trabajadas, a condición de permanecer empleada. Usamos un modelo lineal también en el caso de una variable dependiente dicotómica porque produce estimaciones consistentes (bajo los supuestos habituales) y permite tomar en cuenta las características que no varían con el tiempo. En contraste, se sabe que los modelos no lineales como *probit* y *logit* con efectos fijos resultan sesgados debido al problema que plantea el parámetro incidental (véase, p.ej., Lancaster, 2000; Greene, 2004).

Nosotros estimamos el modelo de los mínimos cuadrados ordinarios (MCO, con o sin controles), el de efectos fijos y el de efectos aleatorios. Proporcionamos las estimaciones de los MCO como referencia para mostrar el modo en que la relativa al efecto del tratamiento cambia en los distintos modelos. El modelo de efectos fijos controla las características individuales invariantes en el tiempo, observadas y no observadas (p.ej., características genéticas que afectan tanto a la dependencia del cuidado del padre/la madre como a la salud de sus hijos/hijas y, por ende, inciden en la capacidad de trabajar) que pueden confundir la

relación de interés. Debido a la inclusión de variables de tiempo ficticias, también controla los efectos fijos de tiempo. Finalmente, el modelo de efectos aleatorios es más eficiente que el de efectos fijos, pero la coherencia de sus estimaciones se basa en la suposición de que los efectos individuales son independientes de las covariables y del término de error (es decir, de factores no observados que varían entre las personas y en el tiempo, afectando la oferta laboral). Esta presunción es habitualmente muy sólida en la práctica. Por estas razones, preferimos el modelo con efectos fijos de tiempo e individuales, y basamos en ese modelo la discusión de los hallazgos de este trabajo.

5. La carga del CLD asociada al género y la relación con la oferta laboral en los datos de las encuestas sobre el uso del tiempo

Las encuestas sobre el uso del tiempo muestran que las mujeres representan la gran mayoría de los cuidadores familiares de larga duración que están en edad de trabajar (15 a 64 años), con porcentajes que oscilan entre el 63% en México y 84% en Colombia (Tabla 4). La dimensión de género de la provisión de cuidado familiar es incluso más pronunciada si se observa el porcentaje de horas provistas por las mujeres, que fluctúa entre el 72% de todos los cuidadores en edad de trabajar en México y el 88% en Costa Rica. Esto significa que el promedio de mujeres cuidadoras dedican más horas a esta actividad que el promedio de sus pares masculinos.

Con excepción de México (donde la diferencia no es estadísticamente significativa), los cuidados de larga duración están asociados con una aguda caída en la probabilidad de trabajar de las mujeres, que oscila entre 10 puntos porcentuales en Chile y 22 en Costa Rica (Tabla 4). En este último país, solo el 25% de mujeres en edad de trabajar que proveen CLD también trabajan, comparadas con el 47% de las mujeres en edad de trabajar que no los proveen. Esta disminución en la oferta laboral femenina es doblemente preocupante, toda vez que reduce más los niveles que de por sí ya son bajos, si se los compara con aquellos de los países de ingresos más altos.

Para las mujeres que proveen CLD y continúan trabajando, la oferta laboral se reduce 6 horas por semana en Colombia y 4 horas por semana en México (como se ve en la Tabla 4, las medias no son estadísticamente diferentes de cero en Chile y Costa Rica). En Colombia, las mujeres que trabajan y proveen CLD lo hacen un promedio de 36 horas por semana, comparadas con las 46 horas de aquellas que no proporcionan cuidados de larga duración. Esto indica que los CLD están asociados con la reducción de la oferta laboral tanto en el margen extensivo (quién trabaja) como en el margen intensivo (cuántas horas).

Con excepción de Costa Rica (donde la diferencia no es significativa), las mujeres que brindan cuidados de larga duración terminan con una doble carga comparadas con las mujeres que no los proveen a ningún miembro de la familia.⁷ Ellas trabajan más que otras mujeres cuando se tienen en cuenta el empleo y el CLD, con una diferencia que fluctúa entre 6 horas por semana en México y Colombia y 14 horas por semana en Chile (Tabla 4). En este país, las mujeres que trabajan y que proporcionan CLD terminan con una carga de trabajo de 52 horas por semana (la suma de trabajo y CLD), por oposición a las 39 horas de las mujeres que no se involucran en los CLD.

⁷ Mientras el concepto de doble carga se aplica usualmente a las comparaciones entre mujeres y hombres, aquí distinguimos entre mujeres que proveen CLD y aquellas que no lo hacen. Hay dos salvedades que vale la pena mencionar respecto del análisis descriptivo que presentamos. En primer lugar, no estamos considerando otro trabajo en el hogar no remunerado que el de cuidado, lo que podría afectar el número total de horas trabajadas. En segundo lugar, la comparación es entre mujeres que proveen CLD y aquellas que no lo hacen, reconociendo que este último grupo incluye a algunas mujeres que tienen miembros en la familia que requieren CLD y algunas que no (este es el enfoque general de los estudios previos resumidos en la sección 2).

Tabla 4. CLD y participación en el mercado laboral en cuatro países de América Latina

	Chile	Colombia	Costa Rica	México
<i>Distribución por género de la provisión de cuidados de larga duración entre personas en edad de trabajar</i>				
Porcentaje de cuidadores que son mujeres	70	84	78	63
Porcentaje de horas de CLD provistos por mujeres	78	86	88	72
<i>Participación en el mercado laboral de mujeres en edad de trabajar, según si proveen CLD</i>				
Porcentaje de mujeres que proveen CLD y trabajan	43	34	25	49
Porcentaje de mujeres que no proveen CLD y trabajan	53	46	47	51
Cambio en el porcentaje de las que trabajan	-10***	-12***	-22***	-2
Mujeres que trabajan y proveen CLD, horas trabajadas por semana	37	36	29	35
Mujeres que trabajan y no proveen CLD, horas trabajadas por semana	39	43	35	39
Cambio en las horas semanales trabajadas, si es que trabajan	-2	-6***	-5	-4***
Mujeres que trabajan y proveen CLD, horas totales de trabajo y de CLD por semana	52	49	35	44
Cambio en la carga total de trabajo (trabajo + CLD), horas por semana, si es que trabajan	+14***	+6***	+1	+6***

Fuente: Cálculos de los autores basados en datos de las encuestas sobre el uso del tiempo. Nota: la edad de trabajar es 15 a 64 años; el p-valor de la prueba de significancia de la diferencia de las medias: *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Estos resultados miden la correlación entre la provisión de CLD a un miembro de la familia y la oferta laboral mediante estadísticas descriptivas de datos transversales. No prueban causalidad. El CLD puede ser provisto por mujeres con menos probabilidades de trabajar o de trabajar muchas horas, independientemente de que sus padres/madres necesiten cuidado. La menor oferta laboral puede explicarse por sus características individuales observadas y no observadas. En la siguiente sección apuntamos a desentrañar estos confusores y a descubrir los efectos causales de los CLD mediante un análisis multivariado de los datos longitudinales.

6. Efectos causales de los CLD sobre la oferta laboral según datos del ENASEM

La Tabla 5 presenta los resultados de la estimación de ecuaciones (1) para la probabilidad de empleo (Panel A) y el número de horas trabajadas, en caso de trabajar (Panel B). La primera columna presenta estimaciones de MCO no ponderadas sin controles. Es el paralelo, en los datos del ENASEM, de los resultados descriptivos de la Tabla 4, si bien es importante notar las siguientes diferencias: (i) la muestra del ENASEM se restringe a las mujeres de 50 a 64 años; (ii) la variable de tratamiento de los CLD del ENASEM mide si se tiene un padre/madre que requiere CLD (por intención de tratar), mientras que las encuestas sobre el uso del tiempo captan la provisión real de cuidados de larga duración. A pesar de estas diferencias, los resultados están en el mismo orden de magnitud. Las estimaciones MCO sin controles sugieren que el hecho de tener un padre/madre que requiere CLD está asociado con una reducción estadísticamente no significativa con la probabilidad de empleo y una caída estadísticamente significativa (6%) en el número de horas trabajadas por las mujeres que permanecen empleadas.

En las siguientes columnas se presentan las estimaciones con controles y se muestra que las de MCO, efectos fijos y efectos aleatorios del coeficiente de la variable de tratamiento de los CLD (β_1) son muy estables y consistentemente significativas (excepto la de probabilidad de trabajar del modelo de MCO con controles, que solo es significativa a un nivel de significancia del 10%). La coherencia en magnitud y significancia en los modelos es congruente con que el efecto estimado sea causal; la variable de tratamiento de los CLD no parece ser endógena, porque al ajustarla por las covariables (en los MCO por covariables y sin efectos fijos) e incluso por efectos fijos, $\widehat{\beta}_1$ no cambia sustancialmente.

Las estimaciones de los efectos fijos sugieren que tener un padre/madre que requiere CLD disminuye la probabilidad de empleo de las mujeres en 2,42 puntos porcentuales, y para aquellas que permanecen empleadas, reduce el número de horas trabajadas en la ocupación principal en 7,03%. Efectos de tal magnitud son extremadamente relevantes desde una perspectiva económica y de productividad, especialmente si se considera que estas son estimaciones por intención de tratar.

Revisamos datos de la encuesta sobre el uso del tiempo de México 2014 para proporcionar un cálculo aproximado de las estimaciones de tratamiento-en-los-tratados. En este conjunto de datos, observamos que el 6,85% de las mujeres de 50 a 64 años proveen CLD. Es probable que esta sea una estimación en el límite superior de la cifra que aplicamos a los datos del ENASEM utilizados en el modelo (1), toda vez que en la encuesta sobre el uso del tiempo los CLD no están restringidos a los padres/madres de la mujer. En la Tabla 3 vimos que el 14,1% de las mujeres de nuestra muestra tienen un progenitor que requiere CLD. Esto sugiere que no más del 49% de las mujeres con padres/madres que necesitan CLD realmente los proveen ($0,0685/0,1410=0,4858$). En consecuencia, las estimaciones del tratamiento-en-los-tratados casi duplican las estimaciones por intención de tratar. Por lo tanto, para las mujeres de 50 a 64 años, la provisión de CLD está asociada con una caída de 5 puntos porcentuales en la probabilidad de trabajar (lo que representa una reducción del 14% en la tasa de empleo para este grupo) y con una disminución del 14% en las horas trabajadas para aquellas que permanecen empleadas.

Tabla 5. Efectos de los CLD en la oferta laboral de trabajo en México, 50 a 64 años

Panel A – Empleo

	MCO	MCO	Efectos fijos	Efectos aleatorios
El padre o la madre requiere CLD	-0,0127 (0,00976)	-0,0175* (0,00950)	-0,0242** (0,0123)	-0,0200** (0,00914)
50 a 54 años		0,149*** (0,00831)	0,0346 (0,0217)	0,142*** (0,00847)
55 a 59 años		0,0833*** (0,00813)	0,0359*** (0,0132)	0,0830*** (0,00772)
Casadas o viviendo con pareja (a)		-0,202*** (0,00774)	-0,0754*** (0,0207)	-0,183*** (0,00836)
Número de hermanos/as (a)		0,00107 (0,00115)	0,00407 (0,00274)	0,00188 (0,00127)
Estado de salud excelente a regular (a)		0,0534*** (0,00980)	0,0268** (0,0134)	0,0465*** (0,00987)
Situación económica regular o pobre (a)		-0,00489 (0,00847)	-0,0231** (0,0108)	-0,0114 (0,00794)
No completaron la escuela primaria		0,00601 (0,0101)		0,00512 (0,0127)
Completaron la escuela primaria		0,0209* (0,0108)		0,0211 (0,0134)
Completaron la educación secundaria		0,112*** (0,0111)		0,109*** (0,0133)
Completaron la educación superior		0,188*** (0,0153)		0,197*** (0,0174)
Año = 2003		0,0159* (0,00961)	-0,00493 (0,00903)	0,0154** (0,00763)
Año = 2012		0,0306*** (0,0110)	-0,0804*** (0,0302)	0,0306*** (0,0106)
Año = 2015		0,0704*** (0,0105)	-0,0640* (0,0328)	0,0668*** (0,0101)
Año = 2018		0,0717*** (0,0103)	-0,105*** (0,0386)	0,0647*** (0,0102)
Constante	0.342*** (0.00365)	0,266*** (0,0170)	0,391*** (0,0408)	0,263*** (0,0178)
Observaciones	19,605	19,163	19,163	19,163
R-cuadrado	0.000	0,083	0,010	
Número de personas			10,523	10,523

Panel B – Horas trabajadas (logaritmo natural), en caso de tener empleo

	MCO	MCO	Efectos fijos	Efectos aleatorios
El padre o la madre requiere CLD	-0,0598** (0,0248)	-0,0667*** (0,0250)	-0,0703** (0,0335)	-0,0777*** (0,0219)
50 a 54 años		0,111*** (0,0223)	0,00185 (0,0589)	0,111*** (0,0211)
55 a 59 años		0,0872*** (0,0229)	0,0326 (0,0373)	0,0855*** (0,0198)
Casadas o viviendo con pareja (a)		-0,0575*** (0,0161)	0,0127 (0,0550)	-0,0576*** (0,0182)
Número de hermanos/as (a)		0,00246 (0,00275)	0,000182 (0,00742)	0,00409 (0,00297)
Estado de salud excelente a regular (a)		0,00785 (0,0303)	0,00163 (0,0395)	-0,000708 (0,0260)
Situación económica regular o pobre (a)		-0,0226 (0,0184)	-0,00463 (0,0280)	-0,0150 (0,0182)
No completaron la escuela primaria		0,00724 (0,0308)		-0,00432 (0,0326)
Completaron la escuela primaria		0,0667** (0,0316)		0,0631* (0,0339)
Completaron la educación secundaria		0,101*** (0,0294)		0,100*** (0,0322)
Completaron la educación superior		0,101*** (0,0320)		0,121*** (0,0382)
Año = 2003		-0,225*** (0,0241)	-0,184*** (0,0253)	-0,201*** (0,0197)
Año = 2012		-0,201*** (0,0243)	-0,286*** (0,0896)	-0,201*** (0,0254)
Año = 2015		-0,261*** (0,0238)	-0,342*** (0,0969)	-0,248*** (0,0242)
Año = 2018		-0,199*** (0,0226)	-0,323*** (0,112)	-0,186*** (0,0241)
Constante	3,532*** (0,00828)	3,600*** (0,0442)	3,744*** (0,117)	3,565*** (0,0445)
Observaciones	6,636	6,499	6,499	6,499
R-cuadrado	0,001	0,034	0,048	
Número de personas			4,493	4,493

Fuente: Cálculos de los autores basados en datos del ENASEM 2001–2018. Nota: Los errores estándar están entre paréntesis. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,10. (a): variables para las que los valores perdidos fueron reemplazados por “0” y se incluyó en la estimación una variable ficticia para el valor perdido.

7. Conclusiones e implicaciones de política

Tradicionalmente, son las mujeres las que proveen atención de larga duración a las personas mayores y a otras que dependen del cuidado. El tiempo destinado a los CLD puede ir en detrimento de la capacidad de invertir en una carrera y de experimentar un crecimiento en su salario. Esto puede conducir a que las cuidadoras estén menos preparadas para financiar su propia jubilación y, por lo tanto, a que dependan más del apoyo familiar y gubernamental.

Esta problemática ha sido analizada en países que están más avanzados en la transición demográfica, como Estados Unidos, pero la evidencia sobre América Latina y otras regiones en desarrollo y emergentes es, en su mayoría, todavía anecdótica o descriptiva. Nosotros proporcionamos una evidencia novedosa usando datos de las encuestas sobre el uso del tiempo de cuatro países de América Latina (Chile, Colombia, Costa Rica y México) y del Estudio Nacional sobre Salud y Envejecimiento en México (ENASEM).

Las encuestas sobre el uso del tiempo ponen de manifiesto que las mujeres proveen la mayor parte de los CLD de la familia. Los datos también demuestran consistentemente, en todos los países, que las mujeres que proporcionan esos cuidados tienen menos probabilidades de trabajar, laboran menos horas (aquellas que sí trabajan) y sobrellevan una doble carga. En Colombia, por ejemplo, aquellas responsables de los CLD tienen 12 puntos porcentuales menos de probabilidades de trabajar fuera de casa, comparadas con las que no cargan el peso de los CLD. Las mujeres que continúan trabajando fuera del hogar también trabajan menos que otras, con una diferencia de 6 horas por semana, y terminan con 6 horas más en total cuando se junta el trabajo fuera de casa con los CLD. Esto indica una doble carga significativa, que se advierte sistemáticamente en todos los países analizados y en Chile, por ejemplo, alcanza 14 horas adicionales de trabajo semanal.

Esta evidencia descriptiva no prueba la existencia de una relación causal entre la necesidad de CLD y una oferta laboral más baja. Los CLD pueden ser provistos por mujeres con menos probabilidades de trabajar o de trabajar más horas, independientemente de la necesidad de cuidado de sus padres/madres. La oferta laboral más baja puede explicarse por sus características individuales observadas o no observadas. Esta es la razón para realizar análisis multivariados que usan la naturaleza longitudinal de los datos del ENASEM para una muestra de personas de 50 a 64 años.

Nuestros hallazgos sugieren que el hecho de tener un padre/madre que necesita CLD reduce significativamente la oferta laboral femenina, tanto en el margen extensivo como en el intensivo. Las mujeres mexicanas de 50 a 64 años cuyos padres/madres requieren CLD tienen 2,42 puntos porcentuales (o 7%) menos de probabilidades de trabajar y si permanecen empleadas, trabajan 7,03% menos horas. Nuestros resultados generalmente guardan coherencia con los obtenidos para Estados Unidos por Johnson y Lo Sasso (2006) y Fahle y McGarry (2017).

Esta evidencia es particularmente significativa para una región que está envejeciendo más rápido que ninguna otra en el mundo y donde la participación femenina en la oferta laboral ha sido históricamente baja y crece despacio. El envejecimiento aumentará en el hogar la carga del cuidado a los adultos mayores, al tiempo que las familias se vuelven más pequeñas, tienen menos hijos y están más dispersas geográficamente. El peso de los CLD puede constreñir el crecimiento futuro de la oferta laboral femenina, con efectos negativos en el crecimiento económico. Todas estas consideraciones apuntan a la necesidad de reformas para reequilibrar el peso del cuidado en el seno familiar y reducir sus impactos en el desarrollo profesional y la retención de capital humano. Las alternativas de reforma incluyen políticas de teletrabajo y de trabajo a tiempo parcial para los miembros de la familia (independientemente de su género) que se ocupan de las personas mayores dependientes del cuidado. Paralelamente, la profesionalización de los servicios de CLD puede impulsar la creación de millones de empleos formales de alta calidad, tanto para mujeres como para hombres, como ha sucedido en otras regiones del mundo.

Nuestros resultados contribuyen al diálogo sobre políticas acerca de la necesidad de desarrollar sistemas de CLD en América Latina. Es una cuestión de derechos y calidad de vida para una población creciente de personas mayores. Es también una cuestión de igualdad de género y de oportunidades económicas: la carga del trabajo de cuidado en el hogar necesita ser reequilibrada

para asegurar que las mujeres puedan participar plenamente en actividades económicas fuera del hogar.

Referencias

- Almond, D., Doyle, J.J., Kowalski, A.E. y Williams, H. (2010). Estimating marginal returns to medical care: Evidence from at-risk newborns. *The Quarterly Journal of Economics* 125(2), 591-634.
- Aguirre, R. y Ferrari, F. (2014). *Las encuestas sobre uso del tiempo y trabajo no remunerado en América Latina y el Caribe: caminos recorridos y desafíos hacia el futuro* (Serie de Asuntos de Género No. 122). Recuperado del sitio web de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe: <https://www.cepal.org/es/publicaciones/5851-encuestas-uso-tiempo-trabajo-remunerado-america-latina-caribe-caminos-recorridos>
- Aranco, N., Stampini, M., Ibararán, P. y Medellín, N. (2018). *Panorama de envejecimiento y dependencia en América Latina y el Caribe* (Policy Brief No. IDB-PB-273). Washington, DC: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Bolin, K., Lindgren, B. y Lundborg, P. (2008). Your next of kin or your own career? Caring and working among the 50+ of Europe. *Journal of Health Economics* 27, 718–738.
- Cafagna, G., Aranco, N., Ibararán, P., Oliveri, M.L., Medellín, N. y Stampini, M. (2019). *Age with care: long-term care in Latin America and the Caribbean* (Monograph No. 745). Washington, DC: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Chari, A.V., Engberg, J., Ray, K.N. y Mehrotra, A. (2015). The Opportunity Costs of Informal Elder-Care in the United States: New Estimates from the American Time Use Survey. *Health Services Research*, 50(3), 871–882.
- Carmichael, F. y Charles, S. (2003). The opportunity costs of informal care: does gender matter? *Journal of Health Economics* 22, 781–803.
- Ciccarelli, N. y Van Soest, A. (2018). Informal Caregiving, Employment Status and Work Hours of the 50+ Population in Europe. *The Economist*, 166(3), 363-396.
- Crespo, L. y Mira, P. (2010). *Caregiving to elderly parents and employment status of European mature women* (Working Paper No. 1007). Recuperado del sitio web del Center for Monetary and Financial Studies: <https://www.cemfi.es/ftp/wp/1007.pdf>
- Ettner, S.L. (1995). The impact of “parent care” on female labor supply decisions”. *Demography* 32, 63–80. doi:10.2307/2061897
- Fahle, S. y McGarry, K. (2017). *Caregiving and Work: The Relationship between Labor Market Attachment and Parental Caregiving*. (Working Paper 2017-356). Recuperado del sitio web del University of Michigan Retirement Research Center (MRRC): <http://www.mrrc.isr.umich.edu/publications/papers/pdf/wp356.pdf>
- González-González, C., Stampini, M., Cafagna, G., Hernández Ruiz, M.C. y Ibararán, P. (2019). *Simulaciones del costo de un sistema de apoyo para los adultos mayores en situación de dependencia en México* (IDB-WP-1033). Washington, DC: Banco Interamericano de Desarrollo.
- Greene, W. (2004). The behavior of the maximum likelihood estimator of limited dependent variable models in the presence of fixed effects. *The Econometrics Journal* 7(1), 98-119.

- Heitmueller, A. (2007). The chicken or the egg? Endogeneity in labour market participation of informal carers in England. *Journal of Health Economics* 26: 536–559.
- Heitmueller, A. e Inglis, K. (2007). “The earnings of informal carers: wage differentials and opportunity costs”. *Journal of Health Economics* 26, 821–841.
- Johnson, R. y Lo Sasso, A. (2000). *The trade-off between hours of paid employment and time assistance to elderly parents at midlife* (Working Paper). Recuperado de the Urban Institute website: <https://www.urban.org/research/publication/trade-between-hours-paid-employment-and-time-assistance-elderly-parents-midlife>
- Johnson, R.W. y Lo Sasso, A.T. (2006). The Impact of Elder Care on Female labor supply. *INQUIRY: The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing*, 43(3), 195–210. doi: [10.5034/inquiryjrnl.43.3.195](https://doi.org/10.5034/inquiryjrnl.43.3.195)
- Lancaster, T. (2000). The incidental parameter problem since 1948. *Journal of Econometrics* 95(2), 391–413.
- Van Houtven, C.H., Coe, N.B. y Skira, M.M. (2013). The effect of informal care on work and wages. *Journal of Health Economics* 33(1), 240–252.
- Wong, R., Michaels-Obregón, A., Palloni, A., Gutiérrez-Robledo, L. M., González-González, C., López-Ortega, M., Téllez Rojo, M.M. y Mendoza-Alvarado, L. R. (2015). Progression of aging in Mexico: The Mexican Health and Aging Study 2012. *Salud pública de México*, 57, s79-s89.