

Convivencia con personas mayores, cuidado y participación económica: análisis con la Encuesta Nacional de Uso del Tiempo (Argentina). *Living with older adults, caregiving, and economic contribution: an analysis using the National Time Use Survey (Argentina).* Suyay Mura y Malena Monteverde. Población & Sociedad [en línea], ISSN 1852-8562, en prensa. Puesto en línea en octubre de 2026.

Esta obra se publica bajo licencia Creative Commons Atribución - No Comercial CC BY-NC-SA, que permite copiar, reproducir, distribuir, comunicar públicamente la obra y generar obras derivadas, siempre y cuando se cite y reconozca al autor original. No se permite, sin embargo, utilizar la obra con fines comerciales.

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>



Contacto

poblacionysociedad@humanas.unlpam.edu.ar

<https://cerac.unlpam.edu.ar/index.php/pys/index>

**Población
& Sociedad**
revista de estudios sociales

Convivencia con personas mayores, cuidado y participación económica: análisis con la Encuesta Nacional de Uso del Tiempo (Argentina)

Living with older adults, caregiving, and economic contribution: an analysis using the National Time Use Survey (Argentina)

Suyay Mura 

Universidad Nacional de Córdoba. Universidad de Buenos Aires, Argentina.
suyaymura@gmail.com

Malena Monteverde 

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas / Universidad Nacional de Córdoba, Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad, Argentina.
montemale@gmail.com, mmonteverde@conicet.gov.ar

Resumen

El estudio analizó el efecto de la convivencia con adultos mayores —autónomas o dependientes— y de las horas diarias de cuidado sobre la condición de actividad de las personas de 18 a 59 años, considerando la composición del hogar y el sexo de los convivientes. Con microdatos de la Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021 se aplicó el método de función de control para abordar la endogeneidad del cuidado. Los resultados muestran un impacto inhibitorio de la convivencia con personas mayores sobre la participación económica y limitaciones muestrales para el análisis de los casos de dependencia y cuidado intensivo.

Palabras clave: convivencia intergeneracional; envejecimiento doméstico; participación económica

Abstract

The study analyzed the effect of living with older adults —whether independent or dependent— and the daily hours spent on their care, on the economic activity status of individuals aged 18 to 59, while accounting for household composition and the sex of the household members. Using microdata from the 2021 National Time Use Survey, a control function approach was applied to address the endogeneity of caregiving. The results indicate that living with older adults has a dampening effect on economic participation, while also highlighting sample-related limitations for analyzing cases involving dependency and intensive caregiving.

Keywords: Intergenerational co-residence; Domestic ageing; Economic participation

Introducción

Argentina, al igual que el resto de los países de América Latina, está transitando un rápido proceso de envejecimiento demográfico (Chackiel, 1999; Palloni et al., 2002; Arenas de Mesa, R. y Robles, C., 2024). En este contexto, adquiere especial relevancia el análisis de los hogares donde las personas mayores cohabitan con miembros de otras generaciones, dado que, en Argentina y en la región, el esquema de cuidados se apoya principalmente en las familias, y en menor medida en el mercado y el Estado. Por lo tanto, se analizan los hogares como ámbito en los que las familias organizan y proveen dicha atención. A ello se suma la transición demográfica, marcada por la disminución de la fecundidad y el aumento de la esperanza de vida, con implicancias significativas en la sostenibilidad social y económica. Este escenario exige reforzar la atención sobre posibles efectos inhibidores de la participación económica. En particular, el incremento de las tasas de participación de las mujeres se analiza como un factor que puede compensar parcialmente las consecuencias de la reducción de la fuerza de trabajo proyectada a largo plazo y el sostenimiento del crecimiento económico, siempre y cuando esta inserción se de en empleos de calidad y bien remunerados (Rofman, R. y Apella, I., 2021).

La incorporación de las mujeres al mercado de trabajo se intensificó durante la segunda mitad del siglo XX y particularmente desde la década de 1990, en un contexto de expansión educativa, descenso de la fecundidad, transformaciones en los arreglos familiares y cambios culturales asociados a una mayor autonomía económica femenina (Wainerman, 1995). Aunque su participación en el mercado de trabajo aumentó en las últimas décadas, persisten brechas respecto de los varones, en parte porque las mujeres asumen mayormente las tareas de trabajo no remunerado, doméstico y de cuidados (ONU Mujeres, 2024). Es decir, los avances en la participación en el trabajo remunerado no se acompañan con una reducción sustancial de las brechas en las tareas no remuneradas. Dado que las nuevas generaciones de mujeres presentan mayores niveles de participación económica, pero podrían enfrentar simultáneamente una mayor demanda potencial de cuidados asociada al envejecimiento poblacional, resulta imprescindible analizar el cuidado dentro del hogar ya que es el espacio donde se distribuye el trabajo no remunerado; esta distribución condiciona sus oportunidades laborales y su autonomía económica. El potencial efecto positivo de una mayor participación económica femenina sobre la oferta de trabajo futura depende en gran medida de la implementación de políticas que favorezcan la corresponsabilidad social y de género en los cuidados, así como de la expansión de servicios públicos que permitan compatibilizar el trabajo remunerado con las responsabilidades familiares.

El objetivo de este artículo es analizar el efecto de la convivencia con personas mayores (PM, 60 años y más) —tanto en su conjunto como en el caso específico de personas mayores dependientes— y del tiempo de cuidado

dedicado a ellas sobre la condición de actividad de las personas en edades centrales (EC, 18 a 59 años) que conviven en el mismo hogar.

El estudio indaga de manera conjunta tres dimensiones vinculadas a la presencia de PM en los hogares: la coresidencia con PM, la coresidencia con PM demandantes de cuidado y el tiempo destinado a su cuidado. Aplica el método de función de control utilizando microdatos de la Encuesta Nacional de Uso del Tiempo (ENUT) realizada en 2021 por el Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC), corrigiendo explícitamente la posible endogeneidad asociada a las tareas de cuidado hacia PM. Finalmente, integra la perspectiva del uso del tiempo y la participación económica en un análisis comparado por sexo, que permite identificar diferencias en los mecanismos que vinculan la convivencia intergeneracional, el cuidado y la inserción en el mercado de trabajo.

Marco teórico

La Transición Demográfica constituye el marco desde el cual se analizan los cambios en las estructuras poblacionales y explica, de forma genérica, las fases que atravesaron las poblaciones hasta llegar a la etapa actual. Se trata de un modelo que surgió a mediados del siglo XX basado en las experiencias históricas de sociedades europeas y norteamericanas, que luego fue comparado con las dinámicas de otras regiones donde se observaron variaciones al esquema original, pero que sirvió y sirve de referencia para la comparación hasta la actualidad. El modelo original reconoce cuatro etapas (Notestein, 1945); posteriormente, algunos investigadores agregaron una quinta, marcada por el descenso de la fecundidad por debajo del nivel de reemplazo (Van de Kaa, 1987; Lesthaeghe, 2010). Las cinco fases son: 1) la pretransicional, de altas tasas de natalidad y mortalidad; 2) el descenso de la mortalidad gracias a las mejoras en nutrición, calidad de vida y en salud pública; 3) descenso de la fecundidad gracias a la difusión del control reproductivo; 4) el régimen moderno, donde se alcanzan niveles bajos y estables tanto de mortalidad como de natalidad (cerca al nivel de reemplazo); y 5) la post-transicional o avanzada, propia de países con fecundidad sostenidamente baja y envejecimiento pronunciado, incluso con crecimiento natural negativo (Coleman, 2006; McDonald, 2006). El estudio de las dinámicas de otras regiones del mundo permitió identificar variaciones en el orden y en los motores de los cambios respecto al esquema original. Por ejemplo, en el caso de Argentina la transición combina rasgos europeos —por su temprana reducción de la fecundidad— con características latinoamericanas, como las desigualdades territoriales y sociales en los patrones reproductivos y el impacto de las crisis económicas en las decisiones familiares (Otero, 2010).

Argentina atraviesa una etapa avanzada de la transición demográfica, caracterizada por el descenso sostenido de la fecundidad y el aumento de la esperanza de vida, procesos que han modificado profundamente la estructura

por edades de la población. El país experimenta un acelerado envejecimiento poblacional, reflejado en el incremento de la proporción de personas mayores y en el aumento de distintos indicadores demográficos asociados. De acuerdo con las estimaciones y proyecciones de población, la proporción de personas de 60 años y más pasará de 15,3 % en 2022 a 21,3 % en 2040. En el mismo período, la relación de dependencia de personas mayores aumentará de 24,7 a 33,1 personas mayores por cada 100 personas en edades potencialmente activas, mientras que el índice de envejecimiento prácticamente se duplicará, pasando de 67,8 a 148,7 personas mayores por cada 100 menores de 15 años (INDEC, 2025).

Cuadro 1. Indicadores seleccionados de envejecimiento demográfico y relaciones de dependencia. Argentina, 2022, 2025, 2030, 2035 y 2040

Indicadores	2022	2025	2030	2035	2040
Relación de dependencia de jóvenes (0 a 14 por cada 100 personas de 15 a 59 años)	36,37	32,47	25,71	21,72	22,23
Relación de dependencia personas mayores (60 y más por cada 100 personas de 15 a 59 años)	24,66	25,19	26,17	28,36	33,05
Índice de envejecimiento (60 y más por cada 100 de 0 a 14 años)	67,79	77,56	101,79	130,59	148,66
Índice de envejecimiento avanzado (80 y más por cada 100 de 60 y más)	19,22	19,41	20,66	21,34	21,23

Fuente: elaboración propia con base en estimaciones y proyecciones de población 2022-2040 (INDEC, 2025).

Existe un período en relación con este proceso que es visto como una ventana de oportunidad. Este lapso se caracteriza por el crecimiento de la población en edad de trabajar (potencialmente activas de entre 15 a 64 años) y la disminución de franja dependiente de edades iniciales (0 a 14 años), sin que las personas mayores representen aún una proporción considerable. Durante esta etapa la tasa de dependencia, que relaciona la población en edades potencialmente dependientes con la población en edades potencialmente activas, alcanza sus valores mínimos y constituye lo que se denomina bono demográfico (Apella et al. 2014). Esto implica la necesidad de pensar desde el Estado cuáles son las diferentes maneras de aprovecharlo, con el fin de prepararse para cuando la proporción de personas potencialmente dependientes o inactivas alcancen la mayor proporción de población sobre el total. Para ello, se requiere adoptar medidas tendientes a incrementar la productividad a través de, por ejemplo, la inserción en el mercado de trabajo de la población inactiva, la inversión en educación y en el desarrollo tecnológico, y la mejora en la calidad de los trabajos actuales en términos de formalidad (Fondo de Población de las Naciones Unidas – UNFPA –, 2025; Sosa et al., 2022).

El aprovechamiento del bono demográfico no es algo automático. La existencia de una mayor proporción de población en edades de trabajar constituye una oportunidad potencial que solo se materializa si esas personas

logran insertarse en trabajos productivos y si existen políticas orientadas a fortalecer el capital humano, la productividad y la generación de empleo de calidad (Apella et al. 2014). Simone Cecchini et al. (2025) menciona las limitaciones analíticas del concepto de bono demográfico: supone que todas las personas dependientes generan una carga económica similar, sin considerar las diferencias en las necesidades de consumo y cuidado según la edad; asume que toda la población en edades potencialmente activas contribuye de manera homogénea al sostenimiento económico, invisibilizando situaciones de desempleo, informalidad, estudio o dedicación al trabajo no remunerado; y tampoco contempla que parte de la población considerada potencialmente dependiente puede participar en actividades generadoras de ingresos. Estas limitaciones ponen de manifiesto la necesidad de complementar, entre otras cosas, el análisis de las relaciones de dependencia económica con una perspectiva centrada en la organización social de los cuidados y en la distribución de las responsabilidades asociadas al sostenimiento cotidiano de la población.

Los cambios demográficos y en la estructura etaria hacen que la demanda y tipo de servicios sociales y de cuidado se modifique (Apella et al., 2014). La población demandante de cuidado pasará a contar con un perfil asociado a las personas mayores, así como se evidenciará la sobrecarga del cuidado en las familias característica de nuestro país en comparación con los otros actores que pueden hacerse cargo del cuidado —tales como el Estado, el mercado o la comunidad—. Esta sobrecarga recae principalmente en las mujeres, quienes en general asumen mayoritariamente las tareas no remuneradas en el hogar y las tareas de cuidado en particular. Esta sobrecarga también impacta sobre su participación económica en el mercado de trabajo y limita la autonomía en múltiples dimensiones —desarrollo educativo, político y social— (Puglia et al., 2025). En este sentido, el impulso a la participación laboral femenina debe ser acompañado por una especial atención en la distribución de las tareas reproductivas y domésticas. Desde una perspectiva de derechos y de igualdad de género, la promoción de la participación económica femenina no debe entenderse únicamente como una estrategia para compensar los efectos económicos del envejecimiento poblacional. La inserción laboral de las mujeres constituye un componente central de su autonomía económica y de su capacidad para ejercer plenamente sus derechos. En esta línea, el desafío no consiste solamente en incrementar las tasas de actividad femenina, sino también avanzar hacia una organización social del cuidado más justa y corresponsable que garantice tanto el derecho a cuidar y recibir cuidados como el derecho de las mujeres a desarrollar proyectos de vida autónomos en condiciones de igualdad (Bango y Cossani, 2021).

Asimismo, el mayor tiempo que las mujeres dedican al trabajo no remunerado sostiene también formas de discriminación laboral como la no preferencia por contratar mujeres, las diferencias de accesibilidad a trabajos de calidad, las diferencias salariales y la carencia de ingresos no laborales en la vejez, entre otras (Sala y Olmos, 2022). El análisis de la situación laboral del

país debe considerar las dinámicas de empleo y el trabajo no remunerado que se realiza dentro de los hogares. En este sentido, los mercados laborales tienen un marcado sesgo de género, caracterizado por una menor participación laboral de las mujeres o una participación concentrada en sectores que, pese a su elevado valor social y su aporte al bienestar colectivo, suelen estar peor remunerados y menos valorizados económicamente que otras actividades productivas (Vaca Trigo, 2019).

En esta investigación se analiza el hogar como el espacio donde se articulan las funciones de producción, reproducción cotidiana y generacional, cuidado y socialización. En base a los recursos y activos con los que cuentan las unidades domésticas y los aspectos normativos y de valor, se define una división sexual y generacional de actividades influidas por el aparato estatal en relación con, por ejemplo, el sistema de protección y bienestar (Cerrutti y Binstock, 2009). A continuación, se detallan antecedentes que estudian la influencia de la presencia y el cuidado de personas mayores en el hogar sobre la participación económica femenina.

Antecedentes

El primer antecedente en relación con el cuidado de las personas mayores y su efecto sobre la participación económica es el estudio de Susan Ettner (1995), realizado en Estados Unidos con datos del Survey of Income and Program Participation (1986-1988). La autora analiza el efecto del cuidado de progenitores con discapacidad sobre las horas trabajadas por mujeres de 35 a 64 años. Para ello, utilizó modelos logit multinomial y un enfoque de variables instrumentales en dos etapas para corregir la endogeneidad del cuidado y estimar la cantidad de horas trabajadas. Los resultados evidencian que cuidar a un padre discapacitado reduce significativamente las horas de trabajo, siendo el cuidado co-residencial el de mayor impacto negativo sobre la participación laboral. Además, se observó que frente a tareas de cuidado leves, las mujeres ajustan su carga horaria, pero cuando se vuelven intensivas tienden a retirarse del empleo.

El estudio de Laura Crespo (2008) amplió el análisis al contexto europeo a partir del Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe —SHARE—. Su estudio comparó mujeres de 50 a 60 años con al menos un padre vivo en países del norte —como Suecia, Dinamarca y los Países Bajos— con países del sur —como España, Italia y Grecia—, que difieren en sus sistemas formales de cuidado y en los patrones familiares. Crespo aplicó un modelo Probit bivariado para estimar de manera conjunta la decisión de participar en el mercado laboral y la de brindar cuidado informal intensivo, definido como cuidado diario o semanal a los padres. Los resultados muestran que el cuidado intensivo reduce la probabilidad de participar laboralmente entre un 28 % y un 32 % (norte y sur de Europa, respectivamente). Al corregir la endogeneidad, el efecto negativo se incrementa, lo que indica que sin esa corrección el impacto del cuidado tiende a subestimarse.

El siguiente estudio, de Pablo Moya-Martínez et al. (2012), se concentró exclusivamente en España utilizando la Encuesta de Apoyo Informal a las Personas Mayores de 2004. Mediante la aplicación de modelos IV-Probit en cuidadores informales de 16 a 64 años, encontraron que el cuidado informal intensivo —más de 20, 30 o 100 horas semanales— reduce la probabilidad de trabajar entre un 10 % y un 12 %, y que el cuidado formal no sustituye al informal. El efecto negativo fue más fuerte en mujeres menores de 50 años, lo que evidencia cómo la carga de atención recae principalmente sobre las mujeres en edades potencialmente activas.

Por otra parte, el estudio de Marco Stampini et al. (2020) analizó la relación entre la necesidad de cuidados de larga duración y la oferta laboral femenina en América Latina utilizando encuestas sobre uso del tiempo de Chile, Colombia, Costa Rica y México, así como datos longitudinales del Estudio Nacional sobre Salud y Envejecimiento en México —ENASEM—. Los resultados descriptivos muestran que las mujeres representan entre el 63 % y el 84 % de los cuidadores familiares de larga duración y realizan entre el 72 % y el 88 % de las horas de cuidado. Además, se evidencia que las mujeres que proveen cuidados tienen menores probabilidades de trabajar y, cuando permanecen ocupadas, realizan menos horas y enfrentan una doble carga de trabajo remunerado y no remunerado. En el análisis multivariado, los autores encuentran que tener un padre o madre que requiere cuidados reduce en 2,42 puntos porcentuales la probabilidad de empleo de las mujeres y disminuye en 7,03 % las horas trabajadas entre aquellas que continúan empleadas.

Los trabajos de Jorge Paz (2016, 2019) aportan evidencia para el caso argentino. En su estudio de 2016, el autor analizó el impacto de la coresidencia intergeneracional en la participación económica de la población entre 20 y 44 años, utilizando los microdatos censales del Integrated Public Use Microdata Series —IPUMS International— de 1970 a 2010. Mediante modelos probit, examinó cómo la presencia de personas mayores dependientes afecta la oferta laboral y distingue los efectos por sexo. Sus resultados revelan que, en las décadas más recientes, la coresidencia con personas mayores reduce la probabilidad de participar en el mercado de trabajo, especialmente entre las mujeres, mientras que en 1970 el efecto era positivo dado que los mayores solían colaborar en el cuidado infantil. En su trabajo posterior de 2019, el autor profundizó este análisis con datos de la Encuesta Permanente de Hogares (2004–2018). A través de modelos probit y tobit, estimó tanto la probabilidad de participar en el mercado laboral como las horas trabajadas por hombres y mujeres de 18 a 54 años que conviven con personas mayores. Los resultados muestran relaciones complejas: la presencia de mujeres mayores (entre 65 y 79 años) se asocia positivamente con la participación laboral femenina, lo que sugiere que estas pueden desempeñar un rol de apoyo en las tareas del hogar; mientras que la presencia de varones mayores se asocia negativamente con su participación laboral, probablemente por el ingreso adicional que estos aportan. Finalmente, la coresidencia con hombres muy mayores (más de 79 años) se relaciona negativamente con la

participación económica femenina, dando lugar a una “transferencia hacia arriba”, en la que las mujeres en edades centrales asumen tareas de cuidado hacia los mayores dependientes.

El presente estudio incorpora información de la Encuesta Nacional de Uso del Tiempo para estudiar este problema de investigación. Teniendo en cuenta los antecedentes, no solamente estudia la coresidencia con personas mayores (presente en la mayor parte de las fuentes de información), sino que también analiza el uso del tiempo en cuidado de las personas mayores efectivamente realizado por las personas en edades centrales, así como la condición de demandante de cuidado de las personas mayores coresidentes. Busca acercarse al efecto inhibitorio por demanda de cuidados y compararlo con el impacto de la coresidencia que, como indican los antecedentes, cuenta con consecuencias que pueden ir en diferentes direcciones y contar con diferentes raíces. Por último, se aplica una función de control como método no aplicado en los antecedentes nacionales para evaluar la endogeneidad del cuidado.

Metodología

La estrategia metodológica se desarrolla en dos etapas complementarias. En primer lugar, se realiza un análisis descriptivo orientado a caracterizar la participación económica, el trabajo no remunerado y las tareas de cuidado según sexo y tipo de hogar generacional. En segundo lugar, se estiman tres ejercicios explicativos que permiten analizar distintas dimensiones del vínculo entre las personas mayores en el hogar, el cuidado y la participación económica de las personas en edades centrales.

Fuente de información

La Encuesta Nacional de Uso del Tiempo (ENUT) fue realizada por el INDEC entre octubre y diciembre de 2021 y constituye la primera encuesta de este tipo con cobertura nacional en Argentina. Su propósito fue relevar cómo las personas distribuyen su tiempo entre diferentes actividades y relacionar estos usos con sus características sociodemográficas, aportando información fundamental para medir el bienestar y comprender las desigualdades de género más allá de los indicadores económicos tradicionales, como el Producto Bruto Interno (INDEC, 2022a).

Los objetivos centrales de la ENUT fueron caracterizar la participación de la población de 14 años y más en el trabajo no remunerado —doméstico y de cuidados—, remunerado y total; estimar el aporte del trabajo no remunerado al producto total; y describir la demanda y el acceso a servicios de cuidado, identificando los principales proveedores (familia, mercado, Estado y comunidad).

El diseño muestral se basó en la Muestra Maestra Urbana de Viviendas de la República Argentina —MMUVRA—, mediante un esquema probabilístico bietápico. En la primera etapa se seleccionaron unidades primarias de muestreo, correspondientes a localidades de al menos 2.000 habitantes según

el Censo 2010; aquellas con más de 50.000 habitantes fueron incluidas con probabilidad 1. En la segunda etapa, se seleccionaron unidades secundarias a partir de radios censales, de forma proporcional al número de viviendas ocupadas (INDEC, 2022b).

Los dominios de estimación comprenden las seis grandes regiones del país: Gran Buenos Aires, Cuyo, Noreste, Noroeste, Pampeana y Patagonia. La ENUT mide el tiempo promedio por participante, el cual refiere a la cantidad de horas diarias que dedica el conjunto de personas que realizan la actividad. Para su cálculo, se suma el total de horas dedicadas a las tareas y se divide entre la población que efectivamente la realizó. Asimismo, en este trabajo se toma en cuenta el tiempo sin simultaneidad, que “consiste en repartir proporcionalmente, entre las actividades que se desarrollan en conjunto, el tiempo total destinado a estas” (INDEC, 2022a, pp. 16).

Unidad de análisis y variables

La unidad de análisis son las personas de 18 a 59 años, es decir, la población en edades centrales (EC).

Se estiman modelos de regresión logística para el total de la población EC y por sexo, con el fin de identificar posibles diferencias en el efecto de la coresidencia con personas mayores (PM) sobre la participación económica.

La estrategia analítica se estructura en tres ejercicios complementarios orientados a analizar la relación entre la convivencia con personas mayores (PM) y la participación económica de la población en edades centrales (EC), y a indagar en qué medida esta relación puede vincularse con las responsabilidades de cuidado. Los tres modelos representan distintos niveles de aproximación a este fenómeno. El primero utiliza como regresor principal la cantidad de PM coresidentes para captar el efecto general de la convivencia intergeneracional, una dimensión disponible en la mayoría de las fuentes demográficas y socioeconómicas. El segundo incorpora como variable principal el tiempo diario destinado al cuidado de PM, construido a partir de la suma de actividades de cuidado personal y apoyo, cuidado temporal de salud, acompañamiento, traslados y otras tareas de asistencia definidas en el Clasificador de Actividades de Uso del Tiempo en América Latina y el Caribe —CAUTAL—. Dicho factor permite evaluar de manera más directa el mecanismo mediante el cual las responsabilidades de cuidado pueden afectar la participación económica de quienes las realizan. Finalmente, el tercer modelo utiliza la cantidad de PM demandantes de cuidado en el hogar para aproximar el efecto potencial de las necesidades de asistencia allí presentes.

La comparación entre los tres ejercicios permite distinguir diferentes dimensiones de un mismo fenómeno. Mientras la coresidencia identifica la presencia de PM en el hogar, no permite determinar si estas requieren cuidados ni quién los provee. La variable de PM demandantes de cuidado introduce una medida más específica de las necesidades potenciales de asistencia, mientras que el tiempo de cuidado constituye la aproximación más

directa al vínculo entre asistencia y participación económica, ya que registra las horas efectivamente dedicadas por los EC a estas tareas.

Como variables de control se incluyen la cantidad de niños, niñas y adolescentes de 0 a 12 años y de 13 a 17 años, con el fin de captar la influencia de otras demandas potenciales de cuidado sobre la participación económica ya estudiada en los antecedentes (Goldin et al., 2024). Se incorpora también la cantidad de mujeres y varones en edades centrales dentro del hogar. Esta decisión se fundamenta en antecedentes que consideran la presencia de hermanas o hermanos para la distribución potencial de las responsabilidades de cuidado (Ettner, 1995). En este estudio, la cantidad de personas en edades centrales constituye una aproximación a la disponibilidad de otros integrantes que podrían compartir las tareas de cuidado y apoyo doméstico. A su vez, estas personas también pueden contribuir al sostenimiento económico del hogar mediante su participación en el mercado de trabajo, por lo que su presencia también podría influir sobre la condición de actividad de los individuos analizados.

Finalmente, se controlan el nivel educativo (recodificada en secundario incompleto, secundario completo o terciario incompleto o más), la edad centrada y la edad al cuadrado, para captar la forma de U invertida de la participación según la edad de la persona analizada y comprender las diferencias en relación con variables utilizadas usualmente para estudiar la participación económica (Paz, 2019).

Evaluación de calidad de las estimaciones

Con el objetivo de evaluar la precisión y confiabilidad de las estimaciones presentadas, se calcularon errores estándar, coeficientes de variación e intervalos de confianza utilizando la metodología de replicaciones bootstrap provista por la ENUT 2021. Para ello se empleó el factor de expansión de personas (WPER) y las 300 réplicas bootstrap (Wper_rep1 a Wper_rep300), siguiendo los lineamientos establecidos en la Nota Técnica ENUT 2021: Factores de expansión, estimación y cálculo de los errores de muestreo (INDEC, 2022b). La calidad de las estimaciones se clasificó de acuerdo con los criterios establecidos por la propia encuesta, considerándose confiables aquellas con coeficientes de variación inferiores o iguales al 16,6 %, poco confiables las que presentan coeficientes de variación superiores al 16,6 % e inferiores o iguales al 33,3 %, y no confiables aquellas con coeficientes de variación superiores al 33,3 % o con menos de 100 casos sin ponderar. Cabe mencionar que en el análisis descriptivo se utilizan las estimaciones ponderadas, mientras que para las regresiones los casos sin ponderar.

En el análisis de la condición de actividad según coresidencia con personas mayores y según coresidencia con personas mayores demandantes de cuidado, todas las estimaciones exhiben coeficientes de variación inferiores al umbral de 16,6 %, por lo que pueden considerarse confiables. No obstante, el grupo de varones que conviven con personas mayores demandantes de

cuidado registra un tamaño muestral de 79 casos sin ponderar, inferior al mínimo recomendado por la ENUT.

Las principales limitaciones de calidad se concentran en el análisis de la condición de actividad según tiempo dedicado al cuidado de personas mayores. Entre las estimaciones clasificadas como poco confiables, por presentar coeficientes de variación superiores al 16,6 %, se encuentran los varones que dedican entre 0,1 y 5 horas diarias al cuidado de personas mayores (CV=17,13%). Las mujeres que dedican más de 5 horas diarias al cuidado presentan un coeficiente de variación de 54,88 %, por lo que la estimación resulta no confiable. A ello se suma que las categorías de mayor intensidad de cuidado presentan tamaños muestrales reducidos: mujeres que dedican entre 0,1 y 5 horas diarias al cuidado (45 casos), mujeres que dedican más de 5 horas (9 casos), varones que dedican entre 0,1 y 5 horas (33 casos) y varones que dedican más de 5 horas (3 casos).

Modelo estadístico empleado

Para analizar los factores asociados con la participación económica se estiman modelos logit binarios, en los que la variable dependiente indica si una persona de 18 a 59 años se encuentra activa en el mercado laboral (activo = 1; inactivo = 0). Este tipo de modelos permite estimar la asociación entre distintas características individuales y del hogar y la probabilidad de que una persona se encuentre económicamente activa, manteniendo constantes las demás variables incluidas en el modelo. En particular, se analiza la relación entre la condición de actividad y tres dimensiones vinculadas con la presencia y el cuidado de personas mayores: la cantidad de personas mayores corresidentes, el tiempo diario destinado a su cuidado y la presencia de personas mayores demandantes de cuidado. Los modelos incorporan, además, un conjunto de variables de control individuales y del hogar que podrían estar asociadas tanto con estas dimensiones como con la participación económica. La forma funcional del modelo se expresa como

$$P(y = 1 | x) = \Lambda(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k),$$

donde $\Lambda(z) = \frac{e^z}{1+e^z}$, es la función de distribución logística acumulada.

Dado que los coeficientes β se expresan en términos de log-odds, su interpretación sustantiva se realiza a través de los odds ratios (OR), calculados como e^β . Un OR mayor que 1 indica que el aumento en la variable explicativa incrementa la razón de probabilidades de participar económicamente, mientras que un OR menor que 1 implica un efecto inhibitor.

De acuerdo con los antecedentes, los regresores centrales pueden presentar problemas de endogeneidad, dado que la decisión de participar en el mercado laboral y los arreglos convivenciales y de cuidado suelen determinarse simultáneamente o estar influenciados por factores no

observados (como normas familiares, preferencias o restricciones económicas). Esta limitación responde a una doble causalidad o variables omitidas: las personas pueden dejar de trabajar para cuidar, pero también es posible que ocurra lo contrario, es decir, que quienes no trabajan estén más disponibles para asumir esas tareas de cuidado; también, que existan factores culturales o personales no observables que determinen la elección por una u otra tarea. En ese caso, la variable de convivencia o de cuidado no es completamente exógena y las estimaciones obtenidas por un modelo logit estarían sesgadas o inconsistentes.

Para abordar esta cuestión, se aplica el método de función de control propuesto por Jeffrey Wooldridge (2015). En una primera etapa, el procedimiento consiste en estimar una regresión auxiliar para el regresor potencialmente endógeno z (por ejemplo, horas de cuidado o convivencia con personas mayores o personas mayores dependientes), utilizando como predictores al menos una variable instrumental que afecte a z (corresidencia, cuidado o coresidencia con demandantes) pero no a y :

$$z = \gamma_0 + \gamma_1 x_1 + \gamma_2 x_2 + \dots + \gamma_m x_m + u.$$

A partir de esta estimación se obtienen los residuos $\hat{u}$, los cuales capturan la parte no explicada de z y, por ende, la potencial correlación con los factores no observados que también influyen en y . En una segunda etapa, el modelo logit principal se re-estima incorporando $\hat{u}$ como variable adicional:

$$P(y = 1 \mid x, z, \hat{u}) = \Lambda(\beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_j z + \delta \hat{u}).$$

Si el coeficiente δ resulta estadísticamente significativo, se interpreta como evidencia de endogeneidad del regresor z . En cambio, si δ no es significativo, el modelo sin corrección no presentaría sesgos sistemáticos atribuibles a esa fuente. La inclusión del residual $\hat{u}$ permite obtener estimadores consistentes de los efectos estructurales de la convivencia y del cuidado sobre la participación económica, aislando el efecto genuino de estas variables una vez controlada la simultaneidad con la decisión laboral.

Se estiman regresiones auxiliares específicas para cada ejercicio. En todas ellas se incorpora la variable relación o parentesco de la persona en edad central con la jefatura del hogar. Su inclusión se fundamenta en que los antecedentes identifican la posición ocupada dentro del hogar como una dimensión relevante para comprender los arreglos de coresidencia y las relaciones de apoyo entre generaciones. Evelina Bertranou (2008) señala que la relación de parentesco permite identificar la inserción doméstica de las personas mayores dentro de los hogares y distinguir distintos arreglos familiares. Asimismo, Paz (2016) utiliza la condición de jefatura y la relación con la jefatura como una aproximación a la dependencia de las personas mayores, distinguiendo entre quienes son jefes o cónyuges y quienes ocupan otras posiciones dentro del hogar.

En la regresión auxiliar correspondiente al primer y el segundo ejercicio, cuya variable dependiente es la cantidad de personas mayores corresidentes y el tiempo de cuidado a personas mayores, se incorpora además la cantidad de personas mayores demandantes de cuidado. Esta variable se incluye debido a que las situaciones de dependencia pueden favorecer la convivencia intergeneracional como estrategia familiar para proveer asistencia cotidiana, incrementando la probabilidad de coresidencia entre personas mayores y personas en edades centrales.

En la regresión auxiliar correspondiente al tercer ejercicio, cuya variable dependiente es la cantidad de personas mayores demandantes de cuidado en el hogar, se incorpora el clima educativo del hogar como aproximación al nivel socioeconómico. Siguiendo a Paz (2018), la coresidencia y la organización de los cuidados pueden estar asociadas al estrato socioeconómico, ya que los hogares de mayores recursos y nivel educativo disponen de más alternativas para resolver las necesidades de asistencia, incluyendo la posibilidad de externalizar parte de dichas tareas. En este sentido, el clima educativo constituye un proxy de las capacidades económicas del hogar y de su potencial acceso a servicios de cuidado remunerados.

Resultados

Descriptivos de la participación en el trabajo remunerado y no remunerado por sexo y convivencia intergeneracional en 2021

El Cuadro 2 muestra la tasa de actividad femenina y masculina en edades centrales (EC), según tipo de hogar. El resultado más general que puede observarse es la mayor tasa de actividad de los varones respecto a las mujeres, en todos los tipos de hogar.

En relación con la participación en el trabajo remunerado de las mujeres (tasa de actividad) y la convivencia de diferentes grupos de edad en el hogar o convivencia generacional, el porcentaje más elevado de participación económica corresponde al grupo donde no conviven con otras generaciones (78,3 %), mientras que el más bajo es representado por los hogares con personas de 0 a 17 años (Niñas, niños y adolescentes –NNYA–) (65,3 %).

En cuanto al porcentaje de actividad levemente mayor que presentan las mujeres en EC con presencia de los tres grupos de edad (NNYA, EC y PM) (67,4 %), cabe preguntarse si esta leve diferencia podría darse a partir de tareas de cuidado que realicen personas mayores sobre NNYA, explicada por la posible transferencia “hacia abajo” mencionada en los antecedentes (Paz, 2016, 2019). Los varones, en cambio, presentan tasas de actividad más elevadas en hogares con NNYA (90,7 %) y más bajas en hogares con los tres grupos, lo cual coincide a lo esperado en relación con los antecedentes que analizan la influencia del cuidado de NNYA sobre la participación económica (Organización Internacional del Trabajo –OIT–, 2019; Goldin et al., 2024).

La brecha de participación general alcanza 18,5 puntos porcentuales (pp) en promedio para todos los tipos de hogares. Por tipo de hogar, se observa que la mayor desigualdad está en hogares con NNYA (25,4 pp) y la más equitativa en hogares solo de EC (11 pp). La brecha de género en la participación económica de los hogares de personas en edades centrales y personas mayores es la más pequeña, luego de aquella observada en los hogares solo de personas en edades centrales.

Cuadro 2. Tasa de actividad femenina y masculina según tipo de hogar generacional. Población de 18 a 59 años. Argentina. Año 2021

Población en edades centrales (18 a 59 años)	En hogar solo de adultos en edades centrales (EC)	En hogar de adultos en edades centrales y personas mayores (EC Y PM)	En hogar de adultos en edades centrales y niños, niñas y adolescentes (EC Y NNYA)	En hogar de adultos en edades centrales, niños, niñas y adolescentes y personas mayores (EC, PM Y NNYA)	Total
Tasa de actividad femenina	78,30 %	72,90 %	65,30 %	67,40 %	70,80 %
Tasa de actividad masculina	89,30 %	86,60 %	90,70 %	83,10 %	89,30 %
Total	84,00 %	79,90 %	77,20 %	73,70 %	79,80 %
Brecha en puntos porcentuales	11,0	13,7	25,4	15,7	18,5

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de la ENUT 2021 (INDEC, 2022c).

En términos generales, como se ve en el Cuadro 3, la tasa de participación en trabajos no remunerados de los adultos en EC es del 83,7 %. Sin embargo, cuando se analiza por sexo, la diferencia es notoria y desigual (ellas 92,3 % frente a 74,7 % de ellos). A diferencia de lo que ocurre con la participación laboral remunerada, la brecha en la dedicación al trabajo no remunerado (TNR) evidencia siempre una mayor carga para las mujeres. Esta disparidad aumenta cuanto más coresidencia intergeneracional: varía entre 11,3 pp en hogares EC y 29,6 pp correspondiente a hogares con presencia de los tres grupos de edad, donde la tasa de participación femenina, por tipo de hogar, supera el 88 %. La demanda de trabajo en el hogar para ellas se profundiza cuando conviven todas las generaciones (96,2 %), seguido muy cercanamente por aquellos hogares con NNYA (95,9 %).

Esto último se acentúa, a medida que aumenta la cantidad de hijos/as en el hogar, sobre todo si son pequeños. Este patrón es señalado por Marcela Cerrutti y Georgina Binstock (2009), quienes señalan que la presencia de dos o más hijos pequeños en el hogar condiciona fuertemente la dedicación de las mujeres a las labores domésticas. En el caso de los varones, la participación en

el TNR no supera el 77 %. Llamativamente, el mayor aporte de ellos se brinda en hogares de EC (76,6 %) y con NNYA (76,3 %).

Cabe destacar que la participación en el grupo de TNR de las mujeres apenas difiere entre los hogares con personas mayores y aquellos conformados únicamente por adultos en edades centrales (88,2 % y 88 %, respectivamente). Se advierte, asimismo, que en el primer tipo de hogar la brecha en puntos porcentuales es la mitad de la observada en los hogares solo de adultos en edades centrales lo cual se debe a la baja participación en el TNR correspondiente a los varones.

Cuadro 3. Participación en el grupo del trabajo no remunerado por tipo de hogar generacional según sexo. Población de 18 a 59 años. Argentina. Año 2021

Participación en el trabajo no remunerado. Población en edades centrales (18 a 59 años)	EC	EC Y PM	EC Y NNYA	EC, PM Y NNYA	Total
Mujeres	88,00 %	88,20 %	95,90 %	96,20 %	92,30 %
Varones	76,60 %	65,30 %	76,30 %	66,70 %	74,70 %
Total	82,10 %	76,60 %	86,80 %	84,50 %	83,70 %
Brecha en puntos porcentuales	-11,30	-22,80	-19,60	-29,60	-17,60

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de la ENUT 2021 (INDEC, 2022c).

Al analizar la participación en el trabajo de cuidados (Cuadro 4), a nivel general las mujeres también realizan más este tipo de trabajo que los varones. Este comportamiento se profundiza en hogares donde conviven los tres grupos generacionales (con una brecha de 32,2 pp) y en el que hay presencia de NNYA (25,5 pp). Mientras que los hogares sin potencial demanda de cuidados intergeneracional (hogares solo de EC) prácticamente no se observa brecha. Esto evidencia y sostiene, en concordancia el marco teórico utilizado, que a mayor demanda de cuidado en el hogar se profundiza la desigualdad en la participación de las tareas, siendo ellas las más desfavorecidas. Además, como ya se ha mencionado, a medida que aumenta el número de niños/as en el hogar son las mujeres las encargadas de satisfacer dichas demandas reflejado en un aumento de las horas promedio (Cerrutti y Binstock, 2009).

Una particularidad que también se observa es la baja participación en general (9,1 %) respecto a las tareas de cuidado en hogares con personas mayores y solo de adultos en edades centrales.

Tampoco se observa, contrario a lo esperado, en los hogares de personas en edades centrales y personas mayores una diferencia sustancial entre géneros (brecha 2,1 pp) – como también sucede en hogares con NNYA –.

Cuadro 4. Participación en el grupo del trabajo de cuidados no remunerado hacia otros miembros del hogar por tipo de hogar generacional según sexo. Población de 18 a 59 años. Argentina. Año 2021

Participación en el trabajo de cuidado a miembros del hogar. Población en edades centrales (18 a 59 años)	EC	EC y PM	EC y NNYA	EC, PM y NNYA	Total
Mujeres	1,40 %	10,10 %	70,40 %	72,10 %	39,60 %
Varones	3,40 %	8,00 %	44,90 %	40,00 %	23,80 %
Total	2,50 %	9,10 %	58,50 %	59,40 %	31,90 %
Brecha en puntos porcentuales	2,0	-2,1	-25,5	-32,2	-15,9

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de la ENUT 2021 (INDEC, 2022c).

Asimismo, se analiza de manera comparativa la dedicación al trabajo remunerado y no remunerado a partir del uso del tiempo. Como se observa en el Cuadro 5, el tiempo promedio por participante dedicado al trabajo remunerado es mayor en los varones que en las mujeres (brecha de 1:32 hs promedio por día – p/d –).

Tal como se presentó en análisis previos, la menor brecha se da en hogares sin potencial demanda de cuidado (solo EC), si se supone la opción más beneficiosa para la inserción laboral de las mujeres. Sin embargo, cuando se introducen categorías generacionales, la brecha aumenta principalmente en hogares con NNYA (2:16 hs p/d).

Respecto al trabajo no remunerado, la dedicación se vuelve menos equitativa entre varones y mujeres (diferencia de 2:08 hs p/d que se acrecienta a 2:26 hs p/d al considerar el cuidado). Si se analiza de manera desagregada por tipo de hogar, la mayor demanda de TNR para ambos sexos está en los hogares con presencia de NNYA, sin embargo, el reparto de tareas en estos hogares tampoco es equitativo: la diferencia por sexo respecto al tiempo dedicado es prácticamente el doble (3:34 hs p/d).

Por último, si se avanza hacia el análisis del tiempo dedicado al cuidado, la tendencia hacia la desigualdad de género en detrimento de las mujeres se reproduce aquí también. No solo es la brecha más elevada en términos generales (con 2:26 hs p/d) sino que también se observan diferencias de género por tipo de hogar: las mujeres dedican entre 2:30 hs y casi 5 hs p/d al cuidado, mientras ellos entre 1:20 hs y 2:30 hs p/d.

Lo último por destacar, contrario a lo que se esperaba, las tareas de cuidado en hogares con PM representan – sobre todo en las mujeres – mucha menor dedicación de tiempo que el resto de los hogares. Esto podría significar una menor intensidad en las tareas de cuidado ligadas a personas mayores o también la posibilidad de una cobertura asistencial remunerada, externa a los miembros del hogar (enfermeras/os, cuidadoras/os, hogares de día), o efectos combinados de transferencias bidireccionales como las mencionadas anteriormente (Paz, 2018). Esto podría también visibilizar la necesidad de

tener en cuenta otras variables además de la edad para determinar una necesidad mayor de TNR o de cuidados que surja de la coresidencia con personas mayores.

Cuadro 5. Tiempo promedio por participante en el trabajo remunerado en la ocupación, trabajo no remunerado y trabajo de cuidados no remunerado hacia otros miembros del hogar (sin simultaneidad). Población de 18 a 59 años. Argentina. Año 2021

Población en edades centrales (18 a 59 años)	EC	EC y PM	EC y NNyA	EC, PM y NNyA	Total
MUJERES					
Tiempo promedio de participación en el trabajo remunerado	07:35	06:55	06:41	07:31	07:14
Tiempo promedio de participación en el trabajo no remunerado	03:24	03:52	06:54	06:13	04:58
Tiempo promedio de participación en el trabajo de cuidados	04:47	02:37	03:47	04:15	03:47
VARONES					
Tiempo promedio de participación en el trabajo remunerado	08:17	09:11	08:31	08:46	08:46
Tiempo promedio de participación en el trabajo no remunerado	02:21	02:35	03:20	02:48	02:50
Tiempo promedio de participación en el trabajo de cuidados	01:36	01:20	02:26	02:38	01:21
BRECHAS DE TIEMPO (varones - mujeres)					
Tiempo promedio de participación en el trabajo remunerado	00:42	02:16	01:50	01:15	01:32
Tiempo promedio de participación en el trabajo no remunerado	-01:03	-01:17	-03:34	-03:25	-02:08
Tiempo promedio de participación en el trabajo de cuidados	-03:11	-01:17	-01:21	-01:37	-02:26

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de la ENUT 2021 (INDEC, 2022c).

Efectos de la coresidencia sobre la participación económica

Cantidad de personas mayores corresidentes

En el primer modelo, la variable principal de interés es la cantidad de personas mayores corresidentes. Se estima el porcentaje de personas activas por sexo según convivan o no con al menos una persona mayor (más allá de que esta convivencia sea o no con NNyA) (véase Cuadro 6).

Entre las mujeres de 18 a 59 años, la tasa de actividad resulta prácticamente idéntica entre quienes no conviven con personas mayores (70,8%) y quienes sí lo hacen (70,9%)¹. Este resultado sugiere que la coresidencia con personas

mayores no estaría asociada, en términos agregados, con variaciones sustantivas en la participación económica femenina.

Entre los varones, las tasas de actividad son más elevadas en general, pero se observa una diferencia mayor según coresidencia: quienes no conviven con personas mayores presentan una tasa de actividad del 90 %, mientras que entre quienes sí conviven esta disminuye a 85,7 %. En consecuencia, los varones coresidentes con personas mayores muestran una participación económica levemente menor que aquellos que no conviven con personas mayores.

Cuadro 6. Porcentaje de activos e inactivos por sexo según coresidencia con personas mayores. Población de 18 a 59 años. Argentina. Año 2021

	Proporción activa (%)	Error Estándar (EE)	Coefficiente de Variación (CV) (%)	Casos sin ponderar
Mujeres con PM	70,9	0,0127	1,79	753
Mujeres sin PM	70,8	0,0127	1,79	4.712
Varones con PM	85,7	0,0280	3,27	613
Varones sin PM	90,0	0,0099	1,10	3.888

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de la ENUT 2021 (INDEC, 2022c).

En cuanto a la corrección por endogeneidad, se estimó un modelo auxiliar para toda la población, las mujeres y los varones por separado (regresión Mínimos Cuadrados Ordinarios) (Cuadro 7). Los residuos de estas regresiones auxiliares fueron posteriormente incorporados como covariables en el modelo de regresión logística principal buscando corregir posibles sesgos de estimación.

El modelo auxiliar explica aproximadamente el 26,8 % de la variación observada en la cantidad de personas mayores coresidentes. En cuanto a la cantidad de demandantes de cuidado, la suma adicional de cada una de las personas mayores demandantes de cuidado aumenta en 0,875 unidades la cantidad de personas mayores coresidentes. Este efecto es significativo y acorde a lo esperado.

En cuanto a la variable relación o parentesco con la jefa o el jefe o persona de referencia del hogar de la persona en edad central, se advierte que está asociada con una reducción de 0,404 unidades en la variable dependiente. En consecuencia, si la persona es parte del núcleo conyugal se encuentra asociada a una menor cantidad de personas mayores (PM) coresidentes. Es un efecto negativo y significativo que contradice lo hipotetizado en torno a la inclusión de la variable de relación o parentesco. Ello podría explicarse porque, en la coresidencia entre diferentes generaciones, la jefatura del hogar tiende a recaer más en las personas mayores antes que en la población en edades centrales.

Al analizar los resultados por sexo, se observa que la magnitud del efecto es algo mayor entre los varones que entre las mujeres. Mientras que para las mujeres la condición de ser jefa, cónyuge o pareja se asocia con una reducción de 0,362 unidades en la cantidad de personas mayores corresidentes, entre los varones la reducción alcanza 0,451 unidades. Esto sugiere que la ubicación de los varones dentro del núcleo principal del hogar se encuentra aún más asociada a una menor cantidad de personas mayores corresidentes.

No obstante, en ambos casos el signo del coeficiente es el mismo y significativo, lo que indica que la relación observada es consistente entre mujeres y varones, diferenciándose principalmente en su intensidad.

Cuadro 7. Regresión auxiliar para corrección de endogeneidad. Mínimos Cuadrados Ordinarios –MCO—. Cantidad de personas mayores en el hogar. Población de 18 a 59 años. Año 2021

Variable	Total Coeficiente (Error Estándar – EE –)	Mujeres Coeficiente (EE)	Varones Coeficiente (EE)
Personas mayores demandantes de cuidado	0,875*** (0,026)	0,8850*** (0,034)	0,8600*** (0,039)
Relación o parentesco (1=jefe/cónyuge)	-0,404*** (0,009)	-0,3616*** (0,013)	-0,4511*** (0,012)
Constante	0,455*** (0,008)	0,4297*** (0,011)	0,4798*** (0,011)
N	9.966	5.465	4.501
R ²	0,268	0,235	0,313

Nota: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10.

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de la ENUT 2021 (INDEC, 2022c).

Una vez estimados los residuos de la regresión auxiliar, estos se incorporaron como un regresor adicional en la regresión logística principal (Cuadro 8), junto con las restantes variables de control. El residuo estimado resultó estadísticamente significativo, resultado relevante para evaluar la posible endogeneidad del tiempo dedicado al cuidado. Para el universo total, el modelo presentó un pseudo-R² de 0,15.

Los resultados obtenidos permiten profundizar la interpretación de la relación entre la coresidencia con personas mayores y la participación económica. En primer lugar, el efecto inhibitor de la cantidad de personas mayores corresidentes resulta más intenso entre los varones que entre las mujeres, un hallazgo que difiere de la hipótesis inicial derivada de la literatura sobre cuidados, la cual enfatiza una mayor afectación de la participación económica femenina ante las responsabilidades de cuidado. Este resultado sugiere que la variable de coresidencia no estaría captando exclusivamente transferencias de cuidado hacia las personas mayores, sino también otras dinámicas familiares y económicas asociadas a los arreglos residenciales. Tal como señalan los estudios sobre envejecimiento y estructuras familiares, la convivencia con personas mayores abarca tanto transferencias de cuidado

“hacia arriba” —como mecanismos de apoyo económico— y otros “hacia abajo”, donde las propias personas mayores contribuyen al bienestar del hogar mediante ingresos, propiedad de la vivienda o soporte doméstico. En este sentido, la coresidencia constituye una medida más amplia que el cuidado efectivo y puede reflejar múltiples formas de intercambio intergeneracional.

En el modelo total, la significatividad del residuo de la primera etapa, especialmente en el de los varones, refuerza la pertinencia de utilizar estrategias de corrección de endogeneidad para estudiar la relación entre estructura del hogar y participación económica. De no considerar este problema, parte del efecto atribuido a la coresidencia con personas mayores podría estar captando factores no observados que influyen simultáneamente tanto en la decisión de convivir con personas mayores como en la participación en el mercado de trabajo.

La edad presenta una relación no lineal con la participación económica. El coeficiente positivo de la edad centrada y el coeficiente negativo de su término cuadrático indican que la participación aumenta inicialmente con la edad, pero este incremento se desacelera y puede revertirse en edades más avanzadas.

Resulta interesante contrastar estos hallazgos con los obtenidos para la presencia de niñas, niños y adolescentes en el hogar. Mientras que la presencia de niñas y niños reduce la participación económica femenina y aumenta la masculina, reproduciendo patrones ampliamente documentados en la literatura sobre división sexual del trabajo y maternidad (Goldin et al., 2024), la coresidencia con personas mayores presenta una dinámica diferente. Su efecto inhibitor se observa en ambos sexos y, en este ejercicio, resulta incluso más intenso entre los varones. Este resultado no necesariamente implica que los cuidados hacia las personas mayores afecten en mayor medida a los varones que a las mujeres. Por el contrario, podría indicar que la disminución observada en la participación económica responde a otros mecanismos asociados a la coresidencia, tales como la organización económica del hogar, los arreglos residenciales intergeneracionales o la presencia de apoyos familiares no captados por la variable de cuidado. En este sentido, los resultados deben interpretarse con cautela, ya que la variable utilizada mide la presencia de personas mayores en el hogar y no la intensidad ni la distribución efectiva de las tareas de cuidado.

Cuadro 8. Modelo de regresión logística para analizar el efecto de la coresidencia con personas mayores sobre la participación económica. Población de 18 a 59 años. Argentina. Año 2021

Variable	Total Coeficiente	Total OR	Mujeres Coeficiente	Mujeres OR	Varones Coeficiente	Varones OR
Ser mujer	-1,122***	0,326	-	-	-	-

Cantidad de personas de 60 años y más en el hogar	-0,669***	0,512	-0,409**	0,665	-1,454***	0,234
Cantidad de varones de 18 a 59 años en el hogar	-0,355***	0,701	-0,352***	0,703	-0,092	0,912
Cantidad de niños de 0 a 12 años en el hogar	-0,202***	0,817	-0,290***	0,749	0,202**	1,224
Cantidad de niños y adolescentes de 13 a 17 años en el hogar	-0,144**	0,866	-0,184***	0,832	0,035	1,035
Edad centrada	0,032***	1,032	0,028***	1,029	0,036***	1,037
Edad centrada cuadrada	-0,005***	0,995	-0,004***	0,996	-0,007***	0,993
Cantidad de mujeres de 18 a 59 años en el hogar	0,191***	1,211	0,078	1,078	0,022	1,022
Residuo de la primera etapa (función de control)	0,516***	1,675	0,241	1,272	1,317***	3,733
Secundario completo	0,531***	1,701	0,578***	1,782	0,587***	1,798
Terciario incompleto o más	0,548***	1,733	0,825***	2,282	-0,268**	0,765
Constante	3,001***	20,114	1,722***	5,595	3,696***	40,273
N	9.966		5.465		4.501	
Pseudo R ²	0,153		0,102		0,244	

Nota: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10.

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de la ENUT 2021 (INDEC, 2022c).

Efectos del tiempo de cuidado a personas mayores sobre la participación económica

En el segundo modelo, la variable principal de interés es el tiempo de cuidado a personas mayores. Para indagar en este aspecto, se realizó un análisis descriptivo a partir de la construcción de categorías de tiempo de cuidado en relación con la condición de actividad, como se advierte en el Cuadro 9.

Tal como se detalló en el apartado de evaluación de calidad de las estimaciones, estas distribuciones deben analizarse con cautela debido a que las mismas no cumplen con los criterios de calidad de la ENUT (INDEC,

2022b), al presentar coeficientes de variación superiores al 16,6 % (varones que dedican entre 0,1 y 5 horas diarias al cuidado de personas mayores (poco confiable) y mujeres que dedican más de 5 horas diarias al cuidado (no confiable). A ello se suma que las categorías de mayor intensidad de cuidado presentan tamaños muestrales menores a 100: mujeres y varones que dedican entre 0,1 y 5 horas y más de 5 horas diarias al cuidado.

Para varones y mujeres en edades centrales que no registran tiempo de cuidado, la mayoría está en actividad (70,9 % mujeres y 89,4 % varones). Para las personas que dedican de 0,1 a 5 horas al cuidado de personas mayores se evidencia una disminución en la participación económica. Si se compara la brecha entre los que no registran tiempo dedicado a cuidados de personas mayores y aquellos en la segunda categoría, se advierte que la brecha es considerablemente mayor entre los varones: alcanza 10,2 pp frente a 2,2 pp entre las mujeres. Las mujeres que cuidan personas mayores más de 5 horas presentan una tasa de actividad mayor a la de los varones.

La baja proporción de casos observados de hombres que efectivamente realizan cuidados a personas mayores en la ENUT 2021, pone de manifiesto las dificultades que presentan las fuentes de uso del tiempo para estudiar fenómenos relativamente poco frecuentes dentro de subpoblaciones específicas. En este contexto, ciertos resultados podrían conducir a conclusiones que no reflejen adecuadamente la forma en que se organiza el cuidado ni su impacto sobre la participación económica masculina. Esto evidencia la necesidad de fortalecer la producción de información sobre cuidados mediante la realización continua de encuestas de uso del tiempo, el incremento de sus tamaños muestrales o el desarrollo de relevamientos específicos orientados al análisis de los cuidados de personas mayores y su articulación con los sistemas de protección social.

De la misma forma que en el ejercicio 1, se procedió a elaborar un modelo auxiliar que cuente con variables instrumentales y considere la endogeneidad del cuidado (Cuadro 10). Las variables instrumentales del cuidado analizadas fueron las mismas que en el modelo anterior; sin embargo, el parentesco con la persona de referencia del hogar no resultó estadísticamente significativa para explicar el tiempo dedicado al cuidado de personas mayores. En cambio, la cantidad de personas mayores demandantes de cuidado mostró una asociación positiva y estadísticamente significativa, con un coeficiente estimado de 0,807.

Cuadro 9. Condición de actividad por sexo según tiempo de cuidado a personas mayores. Población de 18 a 59 años. Argentina. Año 2021

Sexo	Tiempo dedicado al cuidado de AM	Proporción activa (%)	EE	CV (%)	Casos sin ponderar
Mujeres	No registra tiempo dedicado a cuidados AM	70,9	0,0118	1,66	5411

Mujeres	De 0,1 a 5 horas	68,7	0,0975	14,20	45
Mujeres	Más de 5 horas	45,7	0,2506	54,88	9
Varones	No registra tiempo dedicado a cuidados AM	89,4	0,0093	1,04	4465
Varones	De 0,1 a 5 horas	79,2	0,1357	17,13	33
Varones	Más de 5 horas	32,0	-2	-	3

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de la ENUT 2021 (INDEC, 2022c).

Cuadro 10. Regresión auxiliar para corrección de endogeneidad. MCO.

Horas diarias dedicadas al trabajo de cuidados de personas mayores.

Población de 18 a 59 años. Año 2021

Variable	Total Coeficiente (EE)	Mujeres Coeficiente (EE)	Varones Coeficiente (EE)
Personas mayores demandantes de cuidado	0,807*** (0,021)	0,9706*** (0,029)	0,7544*** (0,029)
Relación de parentesco (1=jefe/cónyuge)	-0,0068 (0,007)	-0,0041 (0,011)	-0,0116 (0,008)
Constante	-0,0099 (0,006)	0,0102 (0,010)	0,0106 (0,008)
N	9.966	5.465	4.501
R ²	0,154	0,169	0,134

Nota: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10.

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de la ENUT 2021 (INDEC, 2022c).

En cuanto al modelo logístico que considera las horas de cuidado a personas mayores como regresor de interés y como variable dependiente la condición de actividad (Cuadro 11), se advierte que ser mujer presenta el coeficiente más negativo. Por su parte, la constante (hombre en edad central sin corresidentes de otras generaciones, con nivel educativo secundario incompleto o menos y con edad de 37 a 74 años) el coeficiente registra el valor más elevado.

Ser mujer se asocia con odds de encontrarse en actividad un 67,3 % menores que las de los varones, manteniendo constantes las demás variables del modelo. El regresor principal de este ejercicio es el segundo regresor con mayor peso negativo. Cada hora adicional de tiempo de cuidado se asocia con una reducción del 36,9 % en las odds de encontrarse en actividad. Cada varón de 18 a 59 años en el hogar se asocia con odds de actividad un 30,6 % menores. Cada niño de 0 a 12 años se asocia con una reducción del 16,7 % en las chances de actividad, mientras que cada adolescente adicional de 13 a 17 años se asocia con una reducción del 13,5 %. La edad se comporta como en los modelos anteriores. La cantidad de mujeres en edades centrales en el hogar funcionan como un factor propiciador ya que cada unidad adicional de ellas aumenta las posibilidades de estar en actividad en un 15,7 %. En este caso, el residuo no evidencia ser significativo, por lo que la regresión utilizada para incluir el factor no observado no demuestra endogeneidad. Asimismo, contar con

secundario completo aumenta las chances de actividad en un 69,3 % y tener estudios terciarios o universitarios (incompleto o más) aumenta los odds de estar activo un 73,4%.

La capacidad explicativa del modelo es mayor entre los varones (Pseudo $R^2 = 0,193$) que entre las mujeres (Pseudo $R^2 = 0,102$). En ambos casos, el tiempo dedicado al cuidado de personas mayores se asocia negativamente con la participación económica. Entre las mujeres, cada hora adicional se asocia con una reducción del 35,8 % en las odds de encontrarse activas. Entre los varones, la reducción estimada en las odds es del 57,2 %, aunque con significación estadística marginal.

Cuadro 11. Modelo de regresión logística para analizar el efecto del tiempo de cuidado a personas mayores sobre la participación económica. Población de 18 a 59 años. Argentina. Año 2021

Variable	Total Coeficie	Total OR	Mujeres Coeficie	Mujeres OR	Varones Coeficie	Varones OR
Ser mujer	-1,119***	0,327	-	-	-	-
Tiempo dedicado al cuidado de personas mayores	-0,460**	0,631	-0,443**	0,642	-0,849*	0,428
Cantidad de varones de 18 a 59 años en el hogar	-0,366***	0,694	-0,347***	0,707	-0,200*	0,819
Cantidad de niños de 0 a 12 años en el	-0,183***	0,833	-0,282***	0,754	0,248***	1,281
Cantidad de niños y adolescentes de 13 a 17 años en el hogar	-0,145***	0,865	-0,184***	0,832	0,022	1,022
Edad centrada	0,035***	1,036	0,029***	1,03	0,047***	1,048
Edad centrada cuadrada	-0,005***	0,995	-0,004***	0,996	-0,007***	0,993
Cantidad de mujeres de 18 a 59 años en el hogar	0,146***	1,157	0,042	1,043	-0,024	0,976
Residuo de la primera etapa (función de control)	0,192	1,211	0,219	1,245	0,485	1,624
Secundario completo	0,526***	1,693	0,576***	1,78	0,570***	1,769
Terciario incompleto o más	0,550***	1,734	0,822***	2,276	-0,198	0,821
Constante	2,932***	18,766	1,675***	5,34	3,489***	32,75
N	9.966		5.465		4.501	
Pseudo R^2	0,151		0,102		0,193	

Nota: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de la ENUT 2021 (INDEC, 2022c).

Efectos de la coresidencia con personas mayores demandantes de cuidado sobre la participación económica

En este tercer modelo, la variable (explicativa) principal de interés es la convivencia con personas mayores demandantes de cuidado. En la muestra analizada, la cantidad de personas de 18 a 59 años que conviven con personas mayores demandantes de cuidado es de 188 casos (sin ponderar).

El análisis descriptivo de la condición de actividad según la coresidencia con personas mayores demandantes de cuidado (Cuadro 12), muestra diferencias que no son homogéneas por sexo. Entre las mujeres en edades centrales, la proporción de activas alcanza el 69,8 % en los hogares donde conviven personas mayores demandantes, frente al 70,9 % en aquellas sin dicha coresidencia. La variación es leve, lo que sugiere que la presencia de personas mayores dependientes no modifica de manera sustantiva la participación económica femenina, la cual se mantiene en niveles relativamente más bajos. En contraste, entre los varones la diferencia relativa es mayor: la actividad asciende al 83,7 % en hogares con personas mayores demandantes (estimación no confiable de acuerdo con la nota metodológica de la ENUT), en comparación con el 89,4 % en hogares sin ellos. Esto sugiere que, en el caso masculino, la coresidencia con personas mayores en situación de dependencia se asocia con una disminución mayor de la actividad económica. Sin embargo, la diferencia entre ambos grupos no resulta ser muy grande y la estimación de varones con PM demandantes es menor a 100 casos.

Cuadro 12. Porcentaje de activos e inactivos por sexo según coresidencia con personas mayores demandantes de cuidado. Población de 18 a 59 años. Argentina. Año 2021

	Proporción activa (%)	EE	CV (%)	Casos sin ponderar
Mujeres con PM	69,8	0,0687	9,84	109
Mujeres sin PM	70,9	0,0120	1,69	3.556
Varones con PM	83,7	0,0669	8,00	79
Varones sin PM	89,4	0,0093	1,04	4.422

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de la ENUT 2021 (INDEC, 2022c).

Se elaboró un modelo auxiliar con variables instrumentales para abordar la endogeneidad del cuidado (Cuadro 13). En este caso se estimó una regresión auxiliar para explicar la coresidencia con personas mayores demandantes de cuidado a partir de dos variables instrumentales: el clima educativo del hogar –entendido como un indicador de las capacidades económicas que podrían facilitar la tercerización del cuidado fuera del hogar– y la relación o parentesco con la persona de referencia. Tal como plantea Paz (2018), la coresidencia puede estar asociada al estrato socioeconómico: hogares con mayores recursos y mayor nivel educativo cuentan con alternativas más amplias para resolver las necesidades de

cuidado. En este sentido, el clima educativo general se toma como un *proxy* del estrato socioeconómico.

El modelo arroja un R^2 de 0,030, lo cual indica que la bondad de ajuste es baja. Los resultados muestran que los hogares con clima educativo bajo presentan una mayor probabilidad de coresidir con personas mayores demandantes, al igual que los hogares con clima educativo medio, aunque con un efecto de menor magnitud. Esto podría sugerir la hipótesis de que, cuanto menor es el capital educativo mayor es la necesidad de que la demanda de cuidado se resuelva al interior de la familia.

En cambio, el coeficiente asociado a la variable de relación o parentesco con la persona de referencia es negativo, lo que implica que cuando el adulto en edad central es jefe o jefa del hogar o cónyuge, la coresidencia con personas mayores demandantes es menos frecuente.

Cuadro 13. Resultados del modelo MCO auxiliar para cantidad de personas mayores demandantes de cuidado. Población de 18 a 59 años. Argentina. Año 2021

Variable	Total Coeficiente (EE)	Mujeres Coeficiente (EE)	Varones Coeficiente (EE)
Clima educativo bajo	0,0412*** (0,005)	0,0458*** (0,007)	0,0364*** (0,007)
Clima educativo medio	0,0118** (0,005)	0,0138** (0,006)	0,0092 (0,007)
Relación o parentesco (1=jefe/cónyuge)	-0,0635*** (0,005)	-0,0665*** (0,006)	-0,0615*** (0,006)
Constante	0,0647*** (0,005)	0,0675*** (0,007)	0,0627*** (0,008)
N	9.966	5.465	4.501
R^2	0,03	0,031	0,03

Nota: *** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de la ENUT 2021 (INDEC, 2022c).

En cuanto a la bondad de ajuste del modelo principal (Cuadro 14), el pseudo- R^2 fue de 0,209 para el total de la población.

La presencia de personas mayores demandantes de cuidado en el hogar tiene un impacto muy negativo. El coeficiente y el odds ratio indican una asociación negativa muy intensa entre la presencia de personas mayores demandantes de cuidado y la participación económica. Este resultado es consistente con la hipótesis de que el cuidado intensivo de personas mayores dependientes constituye una restricción severa para la inserción laboral.

En el caso de los modelos estimados para mujeres y varones por separado, la coresidencia con personas mayores demandantes de cuidado presenta un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre la participación económica tanto de mujeres como de varones, aunque con una magnitud más elevada en estos últimos. Los residuos de la regresión auxiliar resultan positivos y significativos en ambos modelos, lo que aporta evidencia de endogeneidad. No obstante, el efecto observado entre los varones debe interpretarse con cautela, dado que la estimación se basa en menos de 100 casos sin ponderar de varones que coresiden con personas mayores

demandantes de cuidado. Esta limitación, reflejada en los odds obtenidos para los varones para la coresidencia con PM demandantes, afecta la precisión de los coeficientes e incrementa la magnitud de los efectos estimados, por lo que los resultados no deben interpretarse como evidencia de una mayor afectación de la participación económica masculina, sino como una posible consecuencia de las restricciones muestrales de la fuente.

Cuadro 14. Modelo de regresión logística para analizar la cantidad de personas mayores demandantes de cuidado sobre la participación económica. Población de 18 a 59 años. Argentina. Año 2021

Variable	Total Coeficiente	Total OR	Mujeres Coeficiente	Mujeres OR	Varones Coeficiente	Varones OR
Ser mujer	-1,122***	0,326	-	-	-	-
Personas mayores demandantes de cuidado coresidentes	-6,757***	0,001	-4,087***	0,017	-15,714***	1,50E-07
Cantidad de varones de 18 a 59 años en el hogar	-0,329***	0,72	-0,338***	0,713	-0,083	0,92
Cantidad de niños de 0 a 12 años en el hogar	-0,204***	0,815	-0,291***	0,747	0,202***	1,224
Cantidad de niños y adolescentes de 13 a 17 años en el hogar	-0,123**	0,884	-0,169**	0,845	0,073	1,076
Edad centrada	0,027***	1,028	0,026***	1,027	0,032***	1,033
Edad centrada cuadrada	-0,0047***	0,995	-0,005***	0,995	-0,008***	0,992
Cantidad de mujeres de 18 a 59 años en el hogar	0,234***	1,264	0,113*	1,119	0,048	1,049
Residuo de la primera etapa (función de control)	6,443***	628,742	3,730***	41,688	15,434***	5.044.927

Secundario completo	0,427***	1,531	0,569***	1,766	0,391***	1,478
Terciario incompleto o	0,374***	1,454	0,714***	2,043	-0,630***	0,533
Constante	3,166***	23,71	1,823***	6,192	4,109***	60,206
N	9.966		5.465		4.501	
Pseudo R ²	0,209		0,103		0,209	

Nota: *** p < 0,01; ** p < 0,05; * p < 0,10.

Fuente: elaboración propia con base en microdatos de la ENUT 2021 (INDEC, 2022c).

Reflexiones finales

El análisis realizado permite avanzar en la comprensión del vínculo entre la convivencia con personas mayores, las demandas de cuidado y la participación económica de la población en edades centrales en Argentina.

Los resultados descriptivos aportan una primera lectura fundamental del fenómeno. El análisis del uso del tiempo y de las tasas de participación laboral evidencia disparidades entre mujeres y varones en todos los tipos de hogar. Las mujeres presentan menores tasas de actividad económica y mayores niveles de participación en el trabajo doméstico y de cuidados no remunerado, asimetría que se profundiza en los hogares con presencia de niños, niñas y adolescentes y en aquellos donde conviven tres generaciones. La brecha de género en la participación económica de los hogares de personas en edades centrales y personas mayores es la más pequeña, luego de aquella observada en los hogares solo de personas en edades centrales. Este resultado se enmarca en lo planteado por Paz (2018), quien señala que la coresidencia puede activar distintos tipos de transferencias intergeneracionales: desde el apoyo doméstico brindado por las personas mayores hacia los adultos en edades centrales —lo que implica que no toda coresidencia supone dependencia o carga— hasta efectos que pueden inhibir o reducir la oferta laboral de las mujeres, ya sea por una menor necesidad de ingresos o por la demanda de cuidados. En este sentido, si bien el presente estudio no profundiza en las características específicas de las personas mayores coresidentes, los hallazgos sugieren que la heterogeneidad de estos perfiles podría dar lugar a mecanismos compensatorios o combinados, cuya identificación representa una línea fértil para investigaciones posteriores basadas en fuentes de información que permitan una mayor desagregación. Asimismo, la dedicación horaria evidencia que aun cuando los varones continúan destinando más tiempo al trabajo remunerado, las mujeres dedican entre dos y tres horas más por día al trabajo no remunerado, incluso en contextos de menor demanda de cuidado (hogares con menos dependencia potencial). Las mujeres parten de niveles de carga doméstica y de cuidado sustancialmente más altos, lo que condiciona de manera estructural su disponibilidad para el trabajo remunerado.

Los resultados del análisis explicativo muestran que la presencia de personas mayores en el hogar constituye un factor asociado a menores probabilidades de inserción laboral, aunque con matices. Se confirma que la coresidencia con personas mayores reduce la probabilidad de actividad de las personas de 18 a 59 años, especialmente entre los varones, mientras que en las mujeres el efecto es menos marcado probablemente porque enfrentan restricciones estructurales de participación que anteceden a la demanda de cuidado de las personas mayores. Asimismo, los ejercicios realizados se ven limitados por cuestiones relativas a la fuente y, en particular, a la cantidad de casos que realizan tareas de cuidado a personas mayores en la muestra, así como la convivencia con personas mayores demandantes de cuidado. Adicionalmente, la diferenciación por sexo disminuye aún más la cantidad de casos en los regresores relevantes para este estudio.

Los tres modelos estimados permiten identificar mecanismos diferenciados. En primer lugar, la convivencia con personas mayores en general ejerce un efecto inhibitorio sobre la participación económica. En segundo lugar, cuando se considera el tiempo de cuidado efectivamente brindado el impacto negativo se intensifica, particularmente para quienes realizan tareas de cuidado de mayor duración. Finalmente, la presencia de personas mayores demandantes de cuidado constituye el escenario más restrictivo: allí la probabilidad de participar laboralmente desciende de manera sustantiva, lo que sugiere que la dependencia funcional y la necesidad de atención intensiva operan como barreras para la inserción laboral.

Desde una perspectiva de género, los resultados permiten matizar hallazgos previos. Aunque las mujeres presentan, en todos los escenarios, menores niveles de participación económica que los varones, la magnitud del efecto estimado de convivir con personas mayores o de brindarles cuidado es más intenso para estos últimos. Ello podría indicar que, para los varones, las exigencias de cuidado representan una alteración más disruptiva respecto de los patrones tradicionales de dedicación al trabajo remunerado; mientras que, en las mujeres, la carga estructural de trabajo no remunerado atenúa la variación relativa asociada a la presencia de personas mayores en el hogar. En conjunto, estos resultados se alinean con la literatura que destaca la persistencia de la desigual distribución del trabajo doméstico y de cuidado (ONU Mujeres, 2021). Asimismo, nos invitan a reforzar la necesidad de contar con fuentes estadísticas que permitan analizar este fenómeno en profundidad teniendo en cuenta limitaciones de carácter muestral que pueden limitar la potencialidad de las conclusiones extraídas del estudio, específicamente aquellas relativas a los varones.

La incorporación del enfoque de función de control permitió identificar y corregir potenciales problemas de endogeneidad, mencionados en la literatura sobre cuidado y participación económica. En dos de los tres modelos estimados (cantidad de personas mayores coresidentes y cantidad de personas mayores coresidentes demandantes de cuidado), la significatividad de los residuos aporta evidencia de endogeneidad. Este

aporte metodológico nos lleva a repensar el tratamiento de estas variables para el caso argentino, donde la información sobre cuidado es limitada y donde los arreglos convivenciales responden simultáneamente a dinámicas económicas, familiares y de salud. Es importante mencionar también, que los resultados sugieren que los efectos del envejecimiento doméstico y de las responsabilidades de cuidado no se distribuyen de manera homogénea entre los hogares, sino que se encuentran atravesados por desigualdades socioeconómicas. La regresión auxiliar mostró que los hogares con menor clima educativo presentan una mayor probabilidad de corresidir con personas mayores demandantes de cuidado, lo que sugiere una menor disponibilidad de alternativas extrafamiliares para resolver estas necesidades. Por el contrario, los hogares con mayores niveles educativos y recursos económicos disponen de mayores posibilidades de recurrir a servicios formales o remunerados de cuidado.

El estudio presenta limitaciones que deben ser consideradas. En particular, el tamaño reducido de la subpoblación que declara tiempo de cuidado a personas mayores y de quienes conviven con personas mayores demandantes de cuidado, restringe la capacidad de establecer inferencias más precisas y de explorar interacciones más complejas. Si bien el análisis exploratorio aporta indicios relevantes sobre la dirección del efecto de los principales regresores, los resultados deben ser interpretados con cautela debido a las restricciones del tamaño muestral en dos de los tres modelos estimados. En el caso del tiempo de cuidado y de la convivencia con personas mayores demandantes, la cantidad de casos positivos representa menos del 2 % de la muestra total, lo que introduce un alto nivel de desbalance y reduce significativamente la potencia estadística del modelo. Esta limitación tiene consecuencias directas sobre la estabilidad y la precisión de los coeficientes: con tan pocos casos expuestos, los modelos logísticos tienden a producir estimaciones inestables, errores estándar elevados y odds ratios que pueden adquirir valores extremos, no necesariamente reflejo de un efecto sustantivo, sino del reducido número de observaciones disponibles. La baja variabilidad del regresor principal también puede generar problemas de convergencia y sesgos en la estimación, incluso cuando se aplica la corrección por endogeneidad mediante función de control. En este sentido, los coeficientes obtenidos deben leerse principalmente como señales de dirección —esto es, efectos potenciales— y no como magnitudes concluyentes. No obstante, este ejercicio exploratorio es valioso dado que permite poner a prueba el modelo y sentar las bases para su aplicación en futuras investigaciones que dispongan de fuentes con un mayor volumen de casos expuestos. Estas limitaciones evidencian la necesidad de avanzar hacia sistemas continuos de información con muestras representativas más extensas que permitan estudiar de manera adecuada el uso del tiempo, la carga de trabajo no remunerado y, particularmente, la complejidad de la provisión de cuidados en el interior de los hogares.

Una de las necesidades que conlleva el envejecimiento poblacional es el incremento de la productividad, relacionada con la disponibilidad de capital humano. En este sentido, la reducción de la brecha de género en la participación laboral sería un factor compensador a la tendencia declinante de la mano de obra a largo plazo y podría incrementar la duración del primer dividendo o bono demográfico dado a partir del crecimiento temporal de la proporción de población en edades potencialmente activas (Rofman, R. y Apella, I., 2021), siempre y cuando esta oferta laboral sea absorbida por un mercado de trabajo de calidad.

Estos resultados, en diálogo con la literatura, refuerzan la relevancia de ampliar la oferta de servicios formales de cuidado, cuyo déficit puede tener efectos adversos sobre la participación económica, especialmente en los hogares con mayores necesidades de atención. Así, fortalecer la infraestructura social de cuidados —mediante servicios accesibles, cobertura pública y mecanismos de apoyo a los hogares— resulta indispensable no solo para garantizar el bienestar de las personas mayores, sino también para sostener la autonomía económica y bienestar de quienes conviven con ellas, en especial de las mujeres.

Referencias

Apella, I. R., Gragnolati, M., Rofman, R. P. y Troiano, S. (2014). *Los años no vienen solos: Oportunidades y desafíos económicos de la transición demográfica en Argentina* [Documento de trabajo n.º 88055]. Banco Mundial. <https://documents.worldbank.org/en/publication/documents-reports/documentdetail/419121468002092154>

Arenas de Mesa, R. y Robles, C. (Eds.) (2024). *Sistemas de Pensiones No Contributivos en América Latina y el Caribe: Avanzar en Solidaridad con Sostenibilidad*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/80436-sistemas-pensiones-contributivos-america-latina-caribe-avanzar-solidaridad>

Bertranou, E. (2008). *Tendencias demográficas y protección social en América Latina y el Caribe* [Serie Población y Desarrollo n.º 82]. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/65bce857-13df-4742-925a-f09fa22ee0ea/content>

Bango, J. y Cossani, P. (Eds.). (2022). *Hacia la construcción de Sistemas Integrales de Cuidados en América Latina y el Caribe. Elementos para su implementación*. ONU Mujeres y Comisión Económica para América Latina y el Caribe. <https://lac.unwomen.org/es/digiteca/publicaciones/2021/11/hacia-la-construccion-de-sistemas-integrales-de-cuidados-en-america-latina-y-el-caribe>

Cecchini, S., Comelatto, P., Holz, R., Kang, S. y Paes, Y. (2025). *Impactos económicos del envejecimiento en América Latina y el Caribe: desafíos y oportunidades* [Serie Población y Desarrollo n.º 140]. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/82262-impactos-economicos-envejecimiento-america-latina-caribe-desafios-oportunidades>

Cerrutti, M. y Binstock, G. (2009). *Familias latinoamericanas en transformación: desafíos y demandas para la acción pública* [Serie Políticas Sociales n.º 147]. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. <https://repositorio.cepal.org/server/api/core/bitstreams/6aba52cd-83f3-4d4d-a529-c2bdf5fd5bc1/content>

Chackiel, J. (1999). *El envejecimiento de la población Latinoamericana: ¿Hacia una relación de dependencia favorable? Encuentro Latinoamericano y Caribeño sobre las personas de Edad*. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/7152-envejecimiento-la-poblacion-latinoamericana-relacion-dependencia-favorable>

Coleman, D. (2006). Europe's demographic future: Determinants, dimensions and challenges. *Population and Development Review*, 32(1), 52-95). Population Council. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2006.tb00003.x>

Crespo, L. (2008). *Caring for Parents and Employment Status of European Mid-Life Women* [Working Paper n.º 615]. Centro de Estudios Monetarios y Financieros.

Ettner, S. L. (1995). The impact of "parent care" on female labor supply decisions. *Demography*, 32(1), 63-80. <https://doi.org/10.2307/2061897>

Fondo de Población de las Naciones Unidas (UNFPA). (2025). *Diálogos del Futuro: Bono de Género en Costa Rica*. UNFPA Costa Rica.

Goldin, C., Kerr, S. P. y Olivetti, C. (2024). *The other side of the mountain: Women's employment and earnings over the family cycle*. *Oxford Open Economics*, 3(1), 1-12. <https://doi.org/10.1093/ooec/odad012>

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2022a). *Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021: Resultados definitivos* [1ª ed.]. https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/sociedad/enut_2021_resultados_definitivos.pdf

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2022b). *Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021: Factores de expansión, estimación y cálculo de los errores de muestreo* [Notas Técnicas INDEC n.º 7]. https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/sociedad/nota_tecnica_enut_2021.pdf

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2022c). *Encuesta Nacional de Uso del Tiempo 2021* [Base de Datos]. <https://www.indec.gob.ar/indec/web/Institucional-Indec-BasesDeDatos-8>

Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2025). *Estimaciones y proyecciones de población. Total del país. Años 2022-2040* [Análisis Demográfico n.º 39]. https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/publicaciones/proyecciones_nacionales_2022_2040.pdf

Lesthaeghe, R. (2010). The unfolding story of the second demographic transition. *Population and Development Review*, 36(2), 211-251. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2010.00328.x>

McDonald, P. (2006). Low fertility and the state: The efficacy of policy. *Population and Development Review*, 32(3), 485-510. <https://doi.org/10.1111/j.1728-4457.2006.00134.x>

Moya-Martínez, P., Escribano-Sotos, F. y Pardo-García, I. (2012). La participación en el mercado laboral de los cuidadores informales de personas mayores en España. *INNOVAR*, 22(43), 55-66. <https://revistas.unal.edu.co/index.php/innovar/article/view/35511/35890>

Notestein, F. W. (1945). Population-The Long View. In T. W. Schultz (Ed.), *Food for the World* (pp. 36-57). University of Chicago Press.

ONU Mujeres. (2024). *Perfil de País Argentina 2024: desigualdades entre varones y mujeres*. <https://lac.unwomen.org/es/digital-library/publications/2025/04/perfil-de-pais-argentina-2024-desigualdades-entre-varones-y-mujeres>

Organización Internacional del Trabajo. (2019). *El trabajo de cuidados y los trabajadores del cuidado para un futuro con trabajo decente*. <https://www.ilo.org/es/publications/major-publications/el-trabajo-de-cuidados-y-los-trabajadores-del-cuidado-para-un-futuro-con>

Otero, H. (2010, 16 - 19 de noviembre). *La transición demográfica argentina, una perspectiva de largo plazo* [ponencia]. IV Congreso de la Asociación Latinoamericana de Población, Condiciones y transformaciones culturales, factores económicos y tendencias demográficas en Latinoamérica, La Habana, Cuba. https://files.alapop.org/congreso4/files/pdf/alap_2010_final138.pdf

Palloni A, Pinto G. y Peláez M. (2002). Demographic and health conditions of ageing in Latin America and the Caribbean. *International Journal of Epidemiology*, 31(4), 762-771. <https://doi.org/10.1093/ije/31.4.762>

Paz, J. (2016). Corresidencia intergeneracional y participación económica de la población en la Argentina, 1970-2010. *Desarrollo Económico*, 56(219), 277-307. ri.conicet.gov.ar/bitstream/handle/11336/63043/CONICET_Digital_Nro.3ffa940e-d76e-4014-85d8-c2469becbe3a_A.pdf?sequence=2&isAllowed=y

Paz, J. A. (2018). *Ensayos sobre el bono de género en la Argentina: Factores internos y externos que determinan la participación económica femenina* [Tesis de doctorado]. Universidad Nacional de Córdoba. <https://rdu.unc.edu.ar/items/c7163b61-9b02-4160-b041-5131a40e39d5>

Paz, J. (2019). Envejecimiento demográfico y oferta laboral de hombres y mujeres. *Revista de Análisis Económico*, 34(2), 53-80. <https://doi.org/10.4067/S0718-88702019000200053>

Puglia, M. de las N., Bendersky, A., De la Fuente, X., Santellán, C. y Nadur, Y. (2025). *El futuro de los cuidados. Una herramienta para la adaptación a la transición demográfica*. Fundar. <https://fund.ar/wp->

Rofman, R. y Apella, I. (2021). *Cuando tengamos sesenta y cuatro: Oportunidades y desafíos para la política pública en un contexto de envejecimiento poblacional en América Latina y el Caribe*. Banco Mundial. <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1605-5>

Sala, G. A. y Olmos, M. F. (2022). Cambio demográfico en la Argentina: desafíos y oportunidades. *Voces en el Fénix*, (87). <https://www.economicas.uba.ar/extension/vocesenelfenix/cambio-demografico-en-la-argentina-desafios-y-oportunidades/>

Sosa, Z., Gunnarsson, J. y González Rodríguez Villamil, C. E. (2022). *El futuro del envejecimiento: Opciones de política pública* [Serie Población y Desarrollo, n.º 138]. Comisión Económica para América Latina y el Caribe.

Stampini, M., Oliveri, L., Ibarrarán, P., Rhee, H. J. y James, G. M. (2020). *¿Trabajar menos para cuidar a los padres? Los efectos laborales de la atención a la dependencia en el hogar en América Latina* [Documento de Trabajo del BID n.º IDB-WP-1105]. Banco Interamericano de Desarrollo. <https://doi.org/10.18235/0002738>

Vaca Trigo, I. (2019). *Oportunidades y desafíos para la autonomía de las mujeres en el futuro escenario del trabajo*. [Serie Asuntos de Género n.º 154] Comisión Económica para América Latina y el Caribe. <https://www.cepal.org/es/publicaciones/44408-oportunidades-desafios-la-autonomia-mujeres-futuro-escenario-trabajo>

Van De Kaa, DJ (1987). Europe's second demographic transition. *Popul Bull*, 42(1), 1-59.

Wainerman, C. (1995). Las mujeres y el trabajo en Argentina. *Revista Sociedad*, (6), 149-158.

Wooldridge, J. M. (2015). Control function methods in applied econometrics. *Journal of Human Resources*, 50(2), 420-445. <https://doi.org/10.3368/jhr.50.2.420>

Notas

¹ Este grupo está compuesto por aquellos que conviven con personas mayores (independientemente de que también lo hagan con NNYA) por eso la diferencia con respecto al Cuadro 1 de este documento.

² En la categoría “Varones que dedican más de 5 horas al cuidado de personas mayores” no fue posible estimar el error estándar ni el coeficiente de variación debido a la escasa cantidad de casos sin ponderar (tres observaciones).