

DOCUMENTO DE TRABAJO N° IDB-WP-1640

Pensiones sociales y violencia de género contra las personas mayores

Cristina Bellés-Obrero
Giulia La Mattina
Han Ye

Banco Interamericano de Desarrollo
División de Género y Diversidad
Departamento de Investigación y Economista Jefe

Septiembre de 2025



Pensiones sociales y violencia de género contra las personas mayores

Cristina Bellés-Obrero
Giulia La Mattina
Han Ye

Banco Interamericano de Desarrollo
División de Género y Diversidad
Departamento de Investigación y Economista Jefe

Septiembre de 2025



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

Belles-Obrero, Cristina.

Pensiones sociales y violencia de género contra las personas mayores /

Cristina Belles-Obrero, Giulia La Mattina, Han Ye.

p. cm. – (Documentos de trabajo del BID ; 1640)

Incluye referencias bibliográficas.

1. Violence in women-Mexico. 2. Intimate partner violence-Mexico. 3. Older women-Pensions-Mexico. I. La Mattina, Giulia. II. Ye, Han. III. Banco Interamericano de Desarrollo. División de Género y Diversidad. IV. Título. V. Serie.

IDB-WP-1640

<http://www.iadb.org>

Copyright © 2025 Banco Interamericano de Desarrollo (BID). Esta obra se encuentra sujeta a una licencia Creative Commons CC BY 3.0 IGO (<https://creativecommons.org/licenses/by/3.0/igo/legalcode>). Se deberá cumplir los términos y condiciones señalados en el enlace URL y otorgar el respectivo reconocimiento al BID.

En alcance a la sección 8 de la licencia indicada, cualquier mediación relacionada con disputas que surjan bajo esta licencia será llevada a cabo de conformidad con el Reglamento de Mediación de la OMPI. Cualquier disputa relacionada con el uso de las obras del BID que no pueda resolverse amistosamente se someterá a arbitraje de conformidad con las reglas de la Comisión de las Naciones Unidas para el Derecho Mercantil (CNUDMI). El uso del nombre del BID para cualquier fin distinto al reconocimiento respectivo y el uso del logotipo del BID, no están autorizados por esta licencia y requieren de un acuerdo de licencia adicional.

Note que el enlace URL incluye términos y condiciones que forman parte integral de esta licencia.

Las opiniones expresadas en esta obra son exclusivamente de los autores y no necesariamente reflejan el punto de vista del BID, de su Directorio Ejecutivo ni de los países que representa.



Resumen*

La prevalencia y los determinantes de la violencia de género (VG) entre las mujeres mayores están poco estudiados. Este artículo documenta que la incidencia de la VG se mantiene elevada a edades avanzadas y provee la primera evidencia sobre el impacto del acceso a ingresos en la VG entre mujeres mayores. Utilizamos una reforma mexicana que disminuyó la edad de elegibilidad para un programa de pensiones no contributivas y un modelo de Diferencia-en-Diferencias. La elegibilidad de las mujeres para la pensión incrementa su probabilidad de sufrir VG económica, psicológica y física y/o sexual. En contraste, demostramos que la VG no aumenta cuando los hombres pasan a ser elegibles. En cuanto a los posibles mecanismos, encontramos evidencia de que los hombres utilizan la violencia como herramienta para controlar los recursos de las mujeres. Adicionalmente, las mujeres reducen su empleo remunerado tras volverse elegibles para la pensión, lo que podría indicar que pasan más tiempo en el hogar y tienen una mayor exposición a parejas potencialmente violentas.

Códigos JEL: H55, I38, J12, J26

Palabras clave: Pensión no contributiva, Violencia de género, Jubilación, Ingresos

*Agradecemos a los participantes en los seminarios y conferencias del Banco Interamericano de Desarrollo, University of Mannheim, CRC TR224 Workshop, UC Berkeley Development Lunch, UC Berkeley IRLE Seminar, University of South Florida, University of Pittsburgh, University of Vienna, 2023 WATE Workshop, City/RHUL Workshop in Health and Family Economics, 2023 Conference on Women's Safety and Financial Security, PACDEV 2024, MWIEDC 2024, RIDGE-WELAC 2024 y SEHO 2024 por sus útiles aportaciones y sugerencias. Agradecemos a Montserrat Bustelo, Claudia Martínez, Andrés Moya, Jeanne Lafortune y Amber Peterman sus útiles comentarios. Agradecemos también a Benedetta Bastianelli su excelente asistencia en la investigación. Agradecemos la financiación de la Deutsche Forschungsgemeinschaft (DFG) a través del CRC TR 224 (proyecto C01), de AGAUR (Beatriu de Pinós) y del Banco Interamericano de Desarrollo a través del Gender and Diversity Lab (RG-T3729-P013). Bellés-Obrero agradece el apoyo financiero del Ministerio de Economía y Competitividad de España, a través del Programa Severo Ochoa para Centros de Excelencia en I+D (CEX2024-001476-S). Las opiniones expresadas aquí son exclusivamente las de los autores. Todos los errores son nuestros.

“Globalmente, falta evidencia sobre la prevalencia, los patrones y los tipos de violencia contra las mujeres de 50 años de edad o mayores, especialmente en países de ingresos bajos y medios.”

OMS, *Violencia contra las mujeres de 60 años y mayores*, 2024

1 Introducción

A nivel mundial, una de cada seis personas mayores de 60 años ha sufrido algún tipo de maltrato en el último año (Yon et al., 2017). Se prevé que la incidencia, la prevalencia y la complejidad del abuso contra las personas mayores aumenten, dado que muchos países afrontan un rápido envejecimiento demográfico (Sethi et al., 2011). Sin embargo, la violencia contra las personas mayores sigue siendo un fenómeno poco estudiado, en parte por la falta de datos. En particular, existe muy poca evidencia sobre la prevalencia o los determinantes de la violencia de género (VG) entre mujeres en edad postreproductiva.¹ Aunque relevantes, los hallazgos de los estudios sobre VG entre mujeres en edad reproductiva no necesariamente resultan útiles para abordar la violencia contra las mujeres mayores, quienes pueden enfrentar desafíos y obstáculos específicos para reconocer, denunciar y buscar apoyo ante el abuso.²

Esta investigación aborda estas lagunas al documentar la prevalencia de la VG más allá de la edad reproductiva y aportar la primera evidencia causal sobre el impacto que tiene el acceso de las mujeres a ingresos en la vejez sobre la VG. Mostramos que, en 2016 en México, país estudiado en este trabajo, el 7,06% de las mujeres de 50 a 79 años con pareja declaró haber sufrido VG física o sexual en los últimos doce meses, una cifra comparable con el 8,35% de las mujeres de 15 a 49 años. La incidencia de otras formas de VG es aún mayor: el 22,55% de las mujeres de 50 a 79 años sufre VG psicológica y el 10,25% es víctima de abuso económico infligido por su pareja. Para comprender el efecto de los cambios exógenos en los ingresos de las mujeres sobre la VG, investigamos si las pensiones sociales destinadas a mejorar el nivel de vida de las personas mayores pueden también, de manera no intencional, incidir en la VG contra las mujeres mayores.

¹ En este estudio, la violencia de género se define como la violencia perpetrada por la pareja íntima o el cónyuge de la víctima. Puede manifestarse de muchas formas, incluyendo la violencia física, psicológica, económica y sexual.

² La violencia de género está asociada a diversas consecuencias adversas para las víctimas y sus hijos. Varios estudios han demostrado la existencia de asociaciones entre la violencia de género y diversos resultados (Lloyd, 1997; Farmer and Tiefenthaler, 2004; Pollak, 2004; Tolman and Wang, 2005). Estudios más recientes muestran estimaciones causales de los efectos adversos sobre las víctimas y sus hijos (Aizer, 2011; Bindler and Ketel, 2022; Currie et al., 2022; Bhuller et al., 2024) y efectos negativos dentro del entorno escolar (Carrell and Hoekstra, 2010; Carrell et al., 2018).

Un número creciente de países latinoamericanos ha introducido o ampliado recientemente pensiones (sociales) no contributivas, una importante herramienta de protección social en entornos con alta informalidad laboral. En particular, debido a las amplias brechas de cobertura por género en las pensiones de vejez, las pensiones sociales son una herramienta efectiva para llegar a mujeres mayores en situación de pobreza (UN, 2015). A pesar del creciente número de estudios sobre el impacto de las pensiones sociales en el consumo, la jubilación, la pobreza y la salud, la literatura existente no aborda su impacto en la VG. Por un lado, el ingreso adicional del hogar podría reducir la VG al disminuir el estrés y eventos desencadenantes de violencia (Heath et al., 2020). Por otro, las pensiones sociales podrían tener el efecto no intencionado de aumentar la VG si los ingresos adicionales que reciben las mujeres refuerzan su autonomía económica y su agencia dentro del hogar, llevando a sus parejas a usar la violencia como instrumento para extraer recursos o reducir el poder de negociación de las mujeres (e.g. Angelucci, 2008; Bobonis et al., 2013; Erten and Keskin, 2018). Por lo tanto, el efecto de las pensiones en la VG es a priori ambiguo.

Para estimar el impacto causal de la elegibilidad de las mujeres a pensiones sociales sobre la VG, aprovechamos la expansión de un programa de pensión no contributiva en México. Varias características de este programa lo convierten en un experimento natural idóneo para estudiar esta cuestión. Primero, en 2013 la reforma redujo la edad de elegibilidad de 70 a 65 años, lo que permite estimar la variación plausiblemente exógena en la elegibilidad entre los distintos grupos de edad y a lo largo del tiempo mediante un modelo de diferencias en diferencias (DID por sus siglas en inglés). Segundo, el monto de la transferencia no es insignificante: las personas beneficiarias reciben una transferencia bimensual permanente y estable de 1.160 pesos mexicanos (en promedio 580 pesos por mes), aproximadamente el 50% de su ingreso mensual per cápita. Este nuevo y constante flujo de ingresos podría cambiar de manera persistente la posición económica de las mujeres dentro del hogar. Tercero, el contexto ofrece una oportunidad única para investigar la VG contra mujeres mayores gracias a la disponibilidad de datos. Aprovechamos una amplia encuesta de hogares en México que incluye preguntas sobre experiencias de VG a mujeres de 15 años en adelante, a diferencia de la mayoría de encuestas de salud reproductiva, que solo incluyen a mujeres de hasta 49 años. Cuarto, México es un país relevante para estudiar la VG contra mujeres mayores dado su alto nivel de incidencia. Según datos de 2011, recogidos antes de la reforma, el 21,57% de las mujeres mayores de 60 años habían sido víctimas de alguna forma de VG en el último año, incluyendo abuso físico, psicológico, económico y sexual.

Empleamos tres oleadas (2006, 2011 y 2016) de la Encuesta Nacional sobre la Dinámica de las Relaciones en los Hogares (ENDIREH), una encuesta transversal representativa a nivel nacional y estatal que contiene información detallada sobre VG para mujeres mayores de 15 años o más a lo largo del ciclo de vida. La riqueza de los datos nos permite examinar el impacto de las pensiones sociales en distintos tipos de VG, incluyendo violencia física, sexual y psicológica, así como

estudiar medidas de abuso económico, una forma de VG también muy extendida pero poco analizada. Los datos también nos permiten evaluar la heterogeneidad por subgrupos de interés y analizar resultados adicionales, como el efecto sobre el mercado laboral, patrones de cohabitación y la toma de decisiones dentro del hogar, a fin de esclarecer los mecanismos que impulsan los efectos sobre VG. Nuestro análisis empírico se centra en mujeres que no reciben una pensión contributiva, están casadas o en unión y cuyas parejas residen en el hogar en el momento de la entrevista.

Para aislar el efecto causal de las pensiones sociales sobre la VG, utilizamos el modelo de DID que aprovecha la asignación cuasi aleatoria de las pensiones sociales entre los distintos grupos de edad y a lo largo del tiempo. Comparamos los resultados de mujeres de 66 a 69 años con los de mujeres de 61 a 64 años, antes y después de la reforma.³ Demostramos que, tras la reforma de 2013, las mujeres de 66 a 69 años tienen una probabilidad sustancialmente mayor de recibir una transferencia monetaria del gobierno: la estimación DID muestra que la reforma incrementó esa probabilidad en 45,6 puntos porcentuales. Respecto a la VG, investigamos el impacto de la reforma en la probabilidad de haber sufrido maltrato por parte de la pareja en los últimos 12 meses. Encontramos que pasar a ser elegible para una pensión no contributiva tiene un efecto significativo en la incidencia de violencia física o sexual, violencia económica y violencia psicológica. Específicamente, nuestras estimaciones muestran que la incidencia de la VG entre las mujeres de 66 a 69 años aumenta en comparación con la de las mujeres de 61 a 64 años.

Dentro del grupo de mujeres que tienen derecho a la pensión, encontramos que el efecto estimado de la elegibilidad sobre la VG varía según su edad. Para los tres tipos de VG, el impacto es mayor en mujeres de 66 a 67 años que en las de 68 a 69; sin embargo, los coeficientes no son estadísticamente diferentes, salvo el caso de la VG económica. En cuanto a la VG psicológica, estimamos un aumento estadísticamente significativo también para las mujeres de 68 a 69 años. Es importante destacar que no hallamos evidencia de que la participación en el programa varíe con la edad. Proponemos dos explicaciones posibles de por qué el efecto de la reforma sobre la VG es mayor para las mujeres de 66 a 67 años. Primero, desde la perspectiva institucional, en 2016 las mujeres de 66 a 67 habían sido elegibles como máximo dos años, mientras que las de 68 a 69 llevaban ya tres años siéndolo desde 2013 (véase la Figura A1 del Apéndice). Segundo, las dinámicas del hogar pueden cambiar y ajustarse rápidamente una vez que los nuevos recursos financieros están disponibles.

³ Excluimos a las mujeres de 65 años porque solo podemos observar la edad de las encuestadas en la encuesta; por lo tanto, no se puede determinar con certeza el estado del tratamiento de las encuestadas de 65 años. Investigaciones anteriores también utilizan este enfoque para estudiar el impacto de la elegibilidad para el programa en la pobreza extrema. (Ávila-Parra et al., 2024). Además, dado que la encuesta pregunta sobre la incidencia de violencia de pareja en los 12 meses anteriores a la entrevista, es posible que las mujeres de 65 años informen sobre episodios que ocurrieron antes de que fueran elegibles para la pensión no contributiva.

Realizamos varias pruebas de robustez que confirman la validez de las estimaciones. Un DiD con “reforma placebo” usando únicamente las oleadas previas respalda el supuesto de tendencias comunes. Un estudio de eventos por edad corrobora adicionalmente la interpretación causal. Mostramos la ausencia de efectos de anticipación al no encontrar impacto en mujeres más jóvenes (comparando los resultados de las mujeres de 61 a 64 con los de las mujeres de 56 a 59) y, además, verificamos que la reforma no afecta al estado civil ni cambia las características predeterminadas de las mujeres de la muestra. Esto último sugiere que los resultados no están sesgados por cambios endógenos en la composición de la muestra.

También examinamos si el efecto de la reforma sobre la VG varía con otras características predeterminadas de las mujeres y de sus parejas. El aumento de la VG económica y psicológica tras la elegibilidad se concentra en quienes sufrieron violencia familiar en su infancia. El incremento de la VG física y/o sexual es mayor entre mujeres en situación de pobreza y entre las casadas con hombres que no completaron la educación primaria.

Dado que la reforma de 2013 benefició también a los hombres, estudiamos el efecto de la elegibilidad masculina sobre la probabilidad de que sus parejas sufran maltrato. No encontramos que el riesgo de que las mujeres sean víctimas de VG se vea afectado por la elegibilidad de sus parejas para la pensión.

Aprovechamos la información detallada sobre los tipos de violencia para explorar los posibles mecanismos. Observamos que el aumento estimado de la VG se debe a un mayor abuso económico combinado con otros tipos de violencia (VG física/sexual y/o VG psicológica). Por el contrario, la probabilidad de sufrir solo VG física/sexual y/o psicológica, sin abuso económico, no cambia. Estos hallazgos confirman que las parejas de mujeres que recientemente han pasado a ser elegibles para la pensión usan la violencia como herramienta para extraer rentas económicas ([Eswaran and Malhotra, 2011](#); [Bobonis et al., 2013](#); [Erten and Keskin, 2018](#)). En el mercado laboral, las mujeres reducen su empleo remunerado y es más probable que declaren no trabajar por dedicarse al hogar tras obtener elegibilidad. El incremento del tiempo que las mujeres pasan dentro del hogar y su mayor exposición a parejas violentas también podría explicar el aumento de la VG. Este resultado coincide con evidencia previa de Brasil que documenta un aumento de la VG tras la pérdida de empleo ([Bhalotra et al., 2021](#)).

Además, mostramos que el aumento de la VG psicológica se concentra en mujeres casadas con hombres cuyo estatus de elegibilidad no cambió entre 2011 y 2016. Este resultado concuerda con la hipótesis de reacción masculina/inconsistencia de estatus. Adicionalmente, exploramos cambios en el poder de negociación de las mujeres como posible canal y mostramos que pasar a ser elegible no afecta la toma de decisiones de las mujeres. Este resultado nulo es consistente con que el canal de negociación intrahogar sea más débil entre mujeres mayores que entre mujeres más jóvenes, quizá porque las primeras cuentan con menos opciones de salida. Para evaluar la importancia de

estas opciones externas, mostramos que el efecto de la elegibilidad sobre la VG no varía entre los estados que permiten el divorcio unilateral y los que no, lo que refuerza la conjetura de que la amenaza de abandonar el matrimonio es menos relevante para las mujeres mayores. Finalmente, la elegibilidad no impacta la composición del hogar.

Nuestro trabajo realiza tres contribuciones. Primero, arroja luz sobre el tema infra estudiado de la violencia contra las personas mayores al aportar de las primeras evidencias cuantitativas sobre la prevalencia de la VG entre mujeres en edad postreproductiva. A medida que el envejecimiento poblacional plantea desafíos en todo el mundo, es imperativo estudiar la violencia familiar contra las mujeres mayores como un tema urgente y pertinente. Las mujeres mayores pueden ser más vulnerables a relaciones abusivas, por ejemplo, porque se enfrentan a diferentes desafíos para denunciar el abuso o porque pasan por cambios vitales como la jubilación. Aunque las víctimas mayores de VG han sido sistemáticamente ignoradas en la literatura, en los últimos años expertos en desarrollo del Banco Mundial y de las Naciones Unidas han subrayado la necesidad de más investigación para abordar esa brecha de conocimiento.⁴ Nuestros datos indican que, aunque el riesgo de VG es menor en personas mayores, la incidencia entre las mujeres de 50 a 79 años sigue siendo alta y comparable a la de grupos más jóvenes en México (véase la Figura 1).

En segundo lugar, contribuimos a la literatura sobre los determinantes económicos de la VG al examinar específicamente los factores de riesgo para poblaciones de mayor edad. Al analizar el efecto de un incremento exógeno de los ingresos de las mujeres sobre la prevalencia de la VG, como ocurre con la pensión no contributiva, aportamos de manera significativa a los estudios existentes que se enfocan en oportunidades del mercado laboral (Aizer, 2010; Erten and Keskin, 2021; Kotsadam and Villanger, 2022; Sanin, 2023) y transferencias monetarias (Buller et al., 2018; Baranov et al., 2021).⁵ Nuestra investigación aborda una laguna crítica en la comprensión de cómo los cambios financieros afectan a las dinámicas de la VG en un grupo demográfico en gran medida ignorado, pero vulnerable. Además, aporta evidencia nueva sobre el efecto de cambios en los ingresos en la violencia económica, una forma de VG desatendida. Al hacerlo, suma a la investigación reciente que muestra el impacto de convivir con una pareja abusiva en el empleo y los ingresos de las mujeres (Adams et al., 2024).

⁴ Por ejemplo, en 2021, la Organización Mundial de la Salud escribió que “si bien las pruebas existentes indican que las mujeres más jóvenes y las mujeres en edad reproductiva corren el mayor riesgo de sufrir violencia de pareja y violencia sexual, es necesario comprender e investigar mejor la magnitud, los patrones y las formas de violencia que sufren las mujeres mayores...”. En particular, los profesionales del desarrollo señalan la falta de datos sobre las mujeres mayores de 50 años como un reto clave para documentar y comprender la violencia de pareja entre esta población vulnerable (Meyer et al., 2020; Sardinha et al., 2022).

⁵ Una creciente literatura también ha examinado cómo varía la violencia de género (VG) en función de las intervenciones políticas, las crisis y los factores históricos. Por ejemplo, estudios anteriores han examinado cómo responde la VG a las reformas de la educación obligatoria (Erten and Keskin, 2018), arresto y persecuciones policiales (Aizer and Dal Bo, 2009; Chin and Cunningham, 2019; Iyengar, 2009), conflicto (LaMattina, 2017) y tradiciones históricas (Alesina et al., 2021; Tur-Prats, 2019).

En tercer lugar, contribuimos a la literatura sobre los efectos de las pensiones no contributivas. Entre 2000 y 2013, al menos 18 países de Latinoamérica introdujeron reformas de programas de pensiones no contributivas (Villagómez et al., 2014) y el gasto gubernamental en estas pensiones constituye al menos el 1% del PIB en varios países de la región (Bando et al., 2022). Una creciente literatura ha examinado su impacto en diversas medidas de bienestar, incluido el consumo, la salud física y mental, la oferta de empleo y el impacto sobre otros miembros de la familia (e.g. Case and Deaton, 1998; Pfitze and Rodríguez-Castelán, 2019; Águila et al., 2018; Huang and Zhang, 2021; Miglino et al., 2023).⁶ Solo unas pocas investigaciones han estudiado el efecto de las pensiones en la relación entre mujeres elegibles y sus parejas: Ambler (2016) examina el impacto de la pensión de vejez en Sudáfrica en la toma de decisiones del hogar y Berniell et al. (2020) estudian el efecto de una pensión no contributiva en Argentina sobre el divorcio y la participación en las tareas domésticas. Contribuimos a estos conocimientos al investigar el efecto de la elegibilidad a una pensión no contributiva sobre la VG, una forma nociva y generalizada de violencia contra las mujeres.

El resto del artículo se estructura así: la Sección 2 describe el entorno institucional en México y la reforma del sistema de pensiones no contributiva del 2013. La Sección 3 presenta los datos y la Sección 4 el modelo de identificación. La Sección 5 expone los principales resultados sobre la VG. La Sección 6 combina un marco conceptual con análisis empíricos para comprender mejor los mecanismos. La Sección 7 concluye.

2 Antecedentes

A pesar de los avances recientes hacia la igualdad, persisten importantes brechas de género en México, especialmente en el mercado laboral y en la capacidad de agencia de las mujeres. Con una tasa de participación laboral del 45%, las mexicanas se sitúan 6 puntos porcentuales por debajo del promedio de América Latina y el Caribe. Siguen predominando normas de género conservadoras sobre la división de las tareas domésticas y el control de los recursos del hogar. En promedio, las mujeres dedican seis horas diarias a tareas no remuneradas en el hogar, frente a las dos horas de los hombres. Además, la mitad de las mujeres mexicanas está de acuerdo en que “es problemático que las mujeres ganen más que sus esposos”. La violencia contra las mujeres es alta en general: el 66% de las mujeres mayores de 15 años han sufrido al menos un episodio de violencia. La proporción de mujeres divorciadas y separadas ha aumentado en las últimas dos décadas, pero sigue siendo baja entre las mujeres con menor nivel educativo y las de mayor edad (Inchauste Comboni et al., 2019).

México es uno de los países de la región con menor cobertura de pensiones contributivas. Esto

⁶ Para un resumen de esta literatura, ver Bando et al. (2022).

se debe a varios factores, entre ellos el requisito de contribuir por un mínimo de 1.250 semanas (aproximadamente 24 años), a una alta informalidad en el mercado laboral y a una intensa movilidad entre los sectores formal e informal. En consecuencia, una proporción considerable de la población mexicana de 65 años o más no tiene ingresos. Las mujeres tienen más probabilidad que los hombres de trabajar a tiempo parcial y en el sector informal,⁷ y estos dos factores contribuyen a una amplia brecha de género en el acceso a fondos de pensiones o ahorros para la jubilación, lo que se traduce en un mayor riesgo de pobreza para las mujeres en la vejez (Inchauste Comboni et al., 2019). En 2010, el 26,8% de las mujeres y 9,8% de los hombres mayores de 65 años no tenían ingresos. Más aún, entre quienes sí tenían algún ingreso, la cobertura de las pensiones contributivas era baja: solo el 24,3% de las mujeres y 40,1% de los hombres contaban con una pensión contributiva (Villagómez et al., 2014).

Ante la insuficiente cobertura de los esquemas contributivos, en 2007 el Gobierno de México introdujo el programa de pensión no contributiva llamado “El Programa de Adultos Mayores” (PAM) para dar alivio financiero a la población de la tercera edad. Inicialmente, el PAM benefició solo a individuos de 70 años o más que no eran elegibles para una pensión contributiva y vivían en pueblos pequeños, pero en los años siguientes se amplió gradualmente para incluir a todos los individuos mayores de 70 años.⁸

Analizamos la expansión de 2013 del PAM, que extendió la elegibilidad a todas las personas de 65 años o más que no recibían una pensión contributiva. En México, la jubilación a los 65 años no es obligatoria y la elegibilidad para PAM no requiere que los beneficiarios estén fuera del mercado laboral. La expansión del PAM fue anunciada en diciembre de 2012 y se implementó a partir de febrero de 2013. Los beneficiarios recibieron en persona o electrónicamente⁹ una transferencia de 1.160 pesos mexicanos cada dos meses, equivalentes a aproximadamente el 50% de sus ingresos mensuales per cápita.¹⁰ El programa tuvo una gran aceptación. A finales del 2014, un tercio de la población de 65 a 69 años era beneficiario del PAM. En 2017, el PAM ya era uno de los principales instrumentos de protección social del país, con un presupuesto de 17,6 billones de pesos (alrededor de 0,16% del PIB), beneficiando a 5,1 millones de personas.

⁷ La brecha de informalidad entre mujeres y hombres es mayor en los estados del norte (Inchauste Comboni et al., 2019).

⁸ En 2008, el PAM cubría a personas mayores de 70 años que vivían en pueblos de hasta 20.000 habitantes. Entre 2009 y 2012, el programa se amplió a las personas elegibles que vivían en pueblos de hasta 30.000 habitantes. Finalmente, en 2012, el programa se puso a disposición de todas las personas mayores de 70 años que no reunían los requisitos para recibir una pensión contributiva. Las personas elegibles para el programa recibían una transferencia en efectivo de 500 pesos mexicanos al mes (40 dólares estadounidenses en el momento de la política). Para más detalles sobre la introducción del PAM en 2007, véanse estudios anteriores de (e.g. Amuedo- Dorantes and Juarez, 2015; Galiani et al., 2016; Pfitze and Rodríguez-Castelán, 2019).

⁹ El programa de pensiones sociales también proporcionaba asistencia para abrir una cuenta bancaria y promovía la participación social animando a los beneficiarios a participar en grupos de desarrollo personal y sesiones informativas sobre temas como la atención sanitaria, los derechos humanos, etc.

¹⁰ Calculado por los autores utilizando MCS-ENIGH.

3 Datos y estadísticas descriptivas

3.1 Datos

Utilizamos tres años (2006, 2011 y 2016) de la “*Encuesta Nacional sobre la Dinámica de las Relaciones en los Hogares*” (ENDIREH)¹¹ para evaluar el impacto de pasar a ser elegible para la pensión social sobre la VG. La ENDIREH es una encuesta transversal, representativa a nivel nacional y estatal, que recoge información sobre las experiencias de VG de mujeres de 15 años o más. Para garantizar la privacidad y la confidencialidad, se entrevista a una mujer por hogar. En total, fueron entrevistadas 133.398, 152.636 y 111.256 mujeres en 2006, 2011 y 2016, respectivamente.

El cuestionario de ENDIREH contiene preguntas detalladas sobre las distintas formas de violencia: física, sexual, psicológica y económica. La Tabla A1 muestra las preguntas usadas para definir las variables de VG, mientras que el Apéndice A define las variables del análisis. Agrupamos la violencia física y sexual porque es la definición utilizada habitualmente por la Organización Mundial de la Salud para describir la prevalencia a nivel global; además la violencia sexual es infrecuente en nuestra muestra. Cuando investigamos mecanismos en la Sección 6, reportamos también los resultados desagregados.

Medimos la VG a partir de las experiencias auto declaradas de VG por las mujeres en los 12 meses previos a la entrevista. Esto nos permite aislar, en la encuesta de 2016, los episodios de VG ocurridos después de la reforma de 2013. Nos enfocamos en incidentes de violencia infligidos por las parejas actuales en mujeres casadas o en unión informal y cuyas parejas que residían en el hogar al momento de la entrevista. Excluimos 203 mujeres (1,95% de la muestra) cuyas parejas no vivían en el mismo hogar. También restringimos la muestra a mujeres sin pensión contributiva, dada la mayor probabilidad de que estas mujeres sean elegibles para el PAM¹². Finalmente, excluimos de nuestro análisis a cuatro estados que otorgaron beneficios monetarios a individuos de 65 años o más entre 2006 y 2011. Nuestros resultados son robustos al incluir estos estados en el análisis (Tabla A8).¹³

¹¹ El nombre en inglés de la encuesta es “National Survey on the Dynamics of Household Relationships”.

¹² En 2013, las mujeres sin pensión contributiva eran elegibles. En 2014, la elegibilidad se amplió a quien recibían una pensión contributiva inferior a 1092 pesos mexicanos al mes (SEDESOL, 2014). En ENDIREH definimos a las mujeres sin ingresos por pensión contributiva como aquellas que declaran no tener ingresos por jubilación y pensión, pero no observamos el monto de la pensión contributiva recibida. Excluimos a 1.715 mujeres (el 14,4 %) que reciben una pensión contributiva. Nuestras estimaciones son cualitativamente muy similares cuando incluimos en la muestra a las mujeres que reciben una pensión contributiva (columna 10 de la tabla A8).

¹³ Excluimos regiones que implementaron programas monetarios para personas de entre 61 y 69 años entre 2006 y 2011, siguiendo a Aguila et al. (2012), que detalla los diversos programas regionales y sus criterios de elegibilidad en México. En consecuencia, Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas quedan excluidos del análisis.

No podemos observar si las mujeres encuestadas por ENDIREH o sus parejas son beneficiarias del PAM porque la encuesta no recaba información detallada sobre todos los tipos de transferencias gubernamentales que reciben los miembros del hogar. Por ello, en ENDIREH utilizamos como proxy de participación en el PAM si la entrevistada declara recibir alguna transferencia monetaria del gobierno distinta de Progresá.¹⁴ Esta información no está disponible para las parejas de las encuestadas.

Utilizamos las olas de datos de 2008, 2010, 2012, 2014 y 2016 del Módulo de Condiciones Socioeconómicas de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (MCS-ENIGH) para complementar el análisis del efecto de la elegibilidad sobre la adopción de PAM y los ingresos del hogar, siguiendo a [Ávila-Parra et al. \(2024\)](#).¹⁵ En el MCS-ENIGH se pregunta explícitamente si la persona recibe el PAM, lo que permite medir con precisión la participación tanto de mujeres como de hombres.

Como explicamos en la siguiente sección, nuestra estrategia de identificación se basa en comparar cambios a lo largo del tiempo en los resultados observados entre mujeres de 66 a 69 años que se vuelven elegibles para la pensión después de la reforma de 2013 y mujeres de 61 a 64 que aún no son elegibles para la pensión, pero que lo serán una vez cumplidos los 65. Definimos los grupos de tratamiento y control según la edad de las encuestadas en el momento de las entrevistas en cada ola de datos. Seguimos el mismo procedimiento para definir la elegibilidad de los esposos. Los datos disponibles permiten examinar por separado la elegibilidad de las mujeres y la de los esposos, pero no distinguir los casos en que solo uno de los cónyuges es elegible de aquellos en que ambos lo son. La principal limitación es que, dado que en general las mujeres se casan con hombres mayores, el tamaño de la muestra se reduce considerablemente cuando analizamos a las mujeres que son elegibles para la pensión y cuyos esposos aún no lo son.

Excluimos de la muestra a las mujeres de 65 años por dos razones. Primero, solo se puede observar la edad de las encuestadas en números enteros; por tanto, como señalan [Ávila-Parra et al. \(2024\)](#), las mujeres de 65 años pueden estar parcialmente tratadas al momento de la entrevista. Segundo, las preguntas de VG se refieren a episodios ocurridos en los 12 meses anteriores a la entrevista, lo que significa que algunas mujeres de 65 años podrían reportar incidentes de VG que ocurrieron antes de volverse elegibles para la pensión. También excluimos a las mujeres mayores de 69 años porque algunas de ellas ya eran elegibles para la pensión no contributiva antes de la reforma.¹⁶

¹⁴ Esta pregunta de la encuesta excluye explícitamente el programa de transferencias monetarias condicionadas conocido como Progresá/Oportunidades.

¹⁵ Ávila-Parra et al. (2024) utilizan las olas de 2008, 2010, 2012 y 2014.

¹⁶ En la oleada de 2011 de ENDIREH (antes de la reforma), las mujeres mayores de 69 años en localidades de hasta 30 000 habitantes ya podían acogerse al programa “70 y más”.

La figura 1 muestra cómo evoluciona la incidencia de VG con la edad en las dos olas de encuestas previas a la reforma de 2013 (2006 y 2011). En todos los grupos de edad, la violencia psicológica es el tipo de violencia más frecuente, seguida de la violencia económica. El riesgo de violencia psicológica, económica, física o sexual es más alto entre las mujeres menores de entre 15 y 19 años. Aunque la incidencia de maltrato disminuye con la edad, la caída no es pronunciada y parece más lenta en el caso de la violencia física o sexual.

La Figura A2 del Apéndice muestra más claramente la tendencia de la incidencia de VG a lo largo del tiempo, al representar gráficamente y por separado las medias de los grupos de control y de tratamiento en las rondas de 2006, 2011 y 2016. Observamos que la VG disminuyó entre 2006 y 2011 tanto en el grupo de tratamiento como en el de control pero que, después, se mantuvo constante o aumentó ligeramente en el grupo de control entre 2011 y 2016. Por el contrario, las mujeres del grupo de tratamiento sufrieron un fuerte aumento de VG entre 2011 y 2016.

4 Estrategia empírica

Nuestra estrategia de identificación explota el experimento natural generado por la expansión del programa de pensiones no contributivas para mujeres de 65 años o más en México. Implementamos un modelo de DID comparando a las mujeres de 66 a 69 años con las de 61 a 64 años antes y después de la expansión en 2013. Las mujeres de 66 a 69 años no eran elegibles antes de 2013 (encuestas del 2006 y 2011), pero pasaron a serlo después del 2013 (encuesta de 2016). Las mujeres de 61 a 64 años constituyen nuestro grupo de control, ya que aún no eran elegibles para la pensión no contributiva en el momento de la entrevista. Estimamos la siguiente ecuación:

$$Y_{iat} = \beta_1 Edad_{66-69ia} X Encuesta_{2016it} + \alpha Edad_a + \lambda Encuesta_t + X_{iat}'\gamma + \varepsilon_{iat} \quad (1)$$

donde Y_{iat} representa las variables de resultados principales para una mujer i , de edad a , entrevistada en el año de encuesta t . Primero, medimos la recepción del programa usando una variable binaria igual a 1 si la mujer i a la edad a fue beneficiaria de algún programa del gobierno en el momento de la encuesta del año t . Para medir el efecto de la reforma de 2013 sobre la VG, usamos indicadores binarios iguales a 1 si la mujer i experimentó violencia física/sexual, psicológica o económica al menos una vez por parte de su pareja a la edad a durante los 12 meses previos a la encuesta t , y 0 en caso contrario.

$Edad_{66-69ia}$ es una variable binaria igual a 1 si la mujer i tiene entre 66 y 69 años en el momento de la entrevista y 0 si la mujer i tiene entre 61 y 64 años. $Encuesta_{2016it}$ es también una variable binaria igual a 1 si la mujer i es encuestada en el año 2016 y 0 en caso contrario. $Edad_a$ representa los efectos fijos de edad que controlan los factores invariables en el tiempo que afectan a las mujeres de la misma

edad. $Encuesta_t$ se refiere a los efectos fijos de la encuesta, que capturan los factores que cambian a lo largo del tiempo y que pueden afectar de manera similar a todos los grupos de edad. X_{iat} es un vector de características individuales que incluye efectos fijos del estado, residencia rural, educación de la mujer, educación de la pareja, número de hijos, un indicador binario de lengua indígena (tanto para la mujer como para su pareja), edad de la pareja,¹⁷ edad al casarse o unirse, edad de inicio de la relación actual y experiencias de violencia en la infancia (tanto de la mujer como de su pareja). Agrupamos los errores estándar por edad (ocho grupos) e indicamos en corchetes los p-values del wild cluster bootstrap con pesos de Webb en todas las tablas (Webb, 2023).¹⁸

A continuación, evaluamos por separado a los grupos de edades 66-67 y 68-69 para distinguir entre las mujeres que habían sido elegibles para la pensión por al menos tres años de las que habían sido elegibles para la pensión por un máximo de dos años. Como se puede observar en la Figura A1 del Apéndice, las mujeres de 68 y 69 años en 2016 tenían de 65 a 66 años en 2013 cuando se implementó la reforma y llevaban 3 años de elegibilidad en 2016. Las mujeres de 66 a 67 años en 2016 eran menores de 65 en 2013 y acumulaban como máximo 2 años de elegibilidad. Por lo tanto, distinguir entre estos dos grupos nos permite diferenciar entre las que se volvieron inmediatamente elegibles y las que se volvieron elegibles ya en años anteriores. Estimamos la siguiente regresión:

$$Y_{iat} = \rho_1 Edad_{66-67_{ia}} \times Encuesta_{2016_{it}} + \rho_2 Edad_{68-69_{ia}} \times Encuesta_{2016_{it}} + \alpha Edad_a + \lambda Encuesta_t + X_{iat}' \gamma + \varepsilon_{iat} \quad (2)$$

El coeficiente ρ_1 identifica efectos de corto plazo mientras que ρ_2 identifica efectos de mediano plazo.

5 Resultados

5.1 Impacto de la elegibilidad en la adopción del programa

Las Columnas (1) y (2) de la Tabla 1 muestran el impacto de la elegibilidad a la pensión no contributiva sobre la probabilidad de recibir una transferencia monetaria del gobierno distinta de Progresía/Oportunidades, que es nuestra medida de adopción del programa en la encuesta ENDIREH. En la Columna (1), las mujeres de 66 a 69 años tienen 45,6 puntos porcentuales más de probabilidad de recibir ayuda gubernamental después de la reforma. Cuando examinamos este impacto por grupos de edad, la Columna (2) muestra que las mujeres de 66 a 67 años tuvieron un aumento de 41,6 puntos

¹⁷ En la especificación base controlamos por la edad de la pareja como variable continua. Como comprobación de robustez, la controlamos de forma más flexible utilizando efectos fijos de edad y observamos que los resultados no varían (Tabla A8).

¹⁸ Las ponderaciones de Webb son más fiables para la inferencia con pocos clústeres (Webb, 2023). Utilizamos el procedimiento “boottest” de Stata desarrollado por Roodman et al. (2019).

porcentuales en esa probabilidad, mientras que las mujeres de 68 a 69 años tuvieron un aumento mayor, de 50,4 puntos porcentuales. Sin embargo, los coeficientes de ambos grupos de edad no son estadísticamente diferentes entre sí, como indica el p-valor de 0,206.

Los datos de la MCS-ENIGH, que permiten medir con precisión tanto la participación en el PAM (adopción) como el monto recibido, confirman que la adopción del PAM fue relativamente alta tras la reforma de 2013. La Tabla A2 muestra que las mujeres casadas de 66 a 69 años tienen más probabilidad (57,6 puntos porcentuales) de recibir la pensión después de la reforma. En línea con los hallazgos de la ENDIREH, la adopción fue ligeramente más alta entre mujeres de 68 a 69 años (63,2 puntos porcentuales) que entre las de 66 a 67 años (52,8 puntos porcentuales), aunque esta diferencia no es estadísticamente significativa. En cuanto a los montos de las pensión no contributiva, las columnas (3) y (4) de la Tabla A2 revelan que las mujeres casadas de 66 a 69 años recibieron, en promedio, unos 297,84 pesos adicionales al mes después de la reforma. Dado el aumento en la adopción de 57,6 puntos porcentuales observado en la Columna (1), esto implica que las participantes en el programa de pensión no contributiva estaban recibiendo, en general, el monto completo provisto por el programa, de 580 pesos al mes.

5.2 Impacto de la elegibilidad de las mujeres en la VG

5.2.1 Resultados Principales

Las columnas (3)-(8) de la Tabla 1 muestran las estimaciones de forma reducida (*intent-to-treat*) del efecto de la elegibilidad a la pensión no contributiva sobre la probabilidad de haber sufrido distintos tipos de VG en los últimos 12 meses. Las columnas impares, que presentan los efectos para las mujeres de 66 a 69 años, muestran que la elegibilidad a la pensión no contributiva tiene un impacto significativo en todos los tipos de violencia. Específicamente, la elegibilidad aumenta la probabilidad de sufrir cualquier violencia, violencia física o sexual, violencia económica y violencia psicológica, en 4,1, 1,8, 2,9 y 4,9 puntos porcentuales, respectivamente. Comparados con la probabilidad promedio de haber sufrido violencia en los últimos 12 meses para las mujeres de 66 a 69 años antes de la reforma, estos efectos suponen incrementos del 17,7%, 24%, 29% y 28,8%, respectivamente. Los coeficientes estimados son estadísticamente significativos al 10%, excepto para el efecto en la violencia psicológica, que es estadísticamente significativo al 5%. Estos resultados se mantienen estadísticamente significativos tras ajustar por las hipótesis múltiples utilizando valores q “sharepened”, siguiendo a [Benjamini et al. \(2006\)](#).¹⁹

Las columnas pares, que presentan por separado los efectos en las mujeres de 66 a 67 años y en las mujeres de 68 y 69, revelan un patrón interesante. Para mujeres de 66 a 67 años, la elegibilidad a la pensión aumenta significativamente todas las formas de VG examinadas. La elegibilidad aumenta en particular la probabilidad de sufrir cualquier violencia, violencia física o sexual, violencia económica y violencia psicológica por 5,4, 2,7, 4,6 y 6,3 puntos porcentuales, respectivamente. Frente a las probabilidades de referencia de las mujeres de 66 a 69 años antes de la reforma, estos efectos representan incrementos de 23,4%, 36%, 46% y 37,1%, respectivamente. Los efectos estimados sobre violencia económica y psicológica se mantienen estadísticamente significativos al 5%, incluso tras ajustar por las hipótesis múltiples, mientras que los efectos sobre cualquier forma de violencia y violencia física o sexual son estadísticamente significativos al 10%. En contraste, para mujeres de 68 a 69 años, el impacto de la elegibilidad sobre la VG es mínimo y no significativo estadísticamente para muchos tipos de violencia, con excepción de la violencia psicológica, cuyo aumento es aproximadamente la mitad del observado en el grupo de 66 a 67 años y es significativo al 10%. Sin embargo, la diferencia entre los efectos estimados para ambos grupos de edad (66-67 y 68-69) es estadísticamente insignificante en general, como indican los p -valores que evalúan la igualdad de los coeficientes reportados en la última fila. Solamente la diferencia en los efectos de violencia económica entre estos grupos es estadísticamente significativa al 10%.

¹⁹ Incluimos los valores q ajustados de Benjamini et al. (2006) para controlar la tasa de descubrimientos falsos (FDR) en las regresiones que utilizan los tres tipos de violencia (física o sexual, económica y psicológica) como variables dependientes. La FDR se define como “la proporción esperada de rechazos que son errores de tipo I” (Anderson, 2008).

Estos hallazgos son coherentes con la hipótesis de que las mujeres de 66 a 67 años de edad que acaban de volverse elegibles para la pensión no contributiva podrían sufrir inicialmente un mayor riesgo de VG, posiblemente porque la nueva fuente de ingresos altera las dinámicas de poder en el hogar. Con el tiempo, sin embargo, los hogares podrían alcanzar un nuevo equilibrio, lo que se reflejaría en los efectos más pequeños observados entre las mujeres de 68 a 69 años.

Analizamos también el impacto de la reforma sobre la frecuencia de la VG, al considerar, como variable principal, la probabilidad de haber sufrido al menos dos episodios de violencia en los últimos 12 meses.²⁰ En la Tabla A3, la variable dependiente toma el valor de uno si la mujer experimentó VG más de una vez y cero si la experimentó solo una vez o no la experimentó. Las estimaciones son muy similares al efecto de sufrir VG al menos una vez (Tabla 1), lo que sugiere que el aumento de VG observado tras la elegibilidad a la pensión se debe principalmente a un aumento de episodios repetidos de violencia más que a casos aislados.

5.2.2 Amenazas a la validez y la robustez

Supuesto de tendencias paralelas. El coeficiente de las DID (β_1) identifica el impacto de la elegibilidad a la pensión bajo el supuesto de que, de no haberse producido la reforma de 2013, las tendencias en los resultados de las mujeres de 66 a 69 años habrían sido similares a las de las mujeres de 61 a 64 años. En esta sección realizamos varios ejercicios empíricos para respaldar la interpretación causal de nuestras estimaciones y asegurar la fiabilidad de nuestros hallazgos.

Primero, realizamos una prueba placebo, eliminando de la muestra la encuesta de 2016 y utilizando 2011 como año de “tratamiento” placebo. La tabla A4 presenta las estimaciones. Encontramos un aumento estadísticamente significativo de 2,1 puntos porcentuales en la probabilidad de recibir ayuda gubernamental para las mujeres de 66 a 69 años, aunque la magnitud es mucho menor que la de nuestra estimación principal. En cuanto a la VG, los impactos estimados de la reforma placebo sobre cualquier tipo de violencia, violencia física o sexual, violencia económica y violencia psicológica son pequeños y no significativos, lo que respalda el supuesto de tendencias paralelas.

Segundo, estimamos un estudio de eventos (*evento study*) por edad en la Figura A3 y la Tabla A5²¹ del Apéndice. Esta especificación compara el cambio en la VG de cada grupo de edad (61, 62, 63, 64, 65, 67, 68, 69) entre 2016 y las dos encuestas previas a la reforma, usando el grupo de 64 años de edad como grupo referencia. Si el grupo tratado (66-69) y el grupo control (61-64) se

²⁰ La encuesta pregunta a las encuestadas si han sufrido violencia de pareja una o más veces en los últimos 12 meses. No disponemos de información sobre el número exacto de episodios en el último año.

²¹ La Figura A3 muestra intervalos de confianza del 95 % basados en errores estándar que son robustos a la heteroscedasticidad, mientras que la Tabla A5 reporta los errores estándar con cluster de edad y los p-valores obtenidos mediante wild cluster bootstrap.

hubieran movido en paralelo en ausencia de la reforma, la sección transversal de 2016 debería mostrar un salto discreto en la VG en el umbral de elegibilidad, pero ningún patrón sistemático por debajo de él; cualquier tendencia preexistente relacionada con la edad aparecería, en cambio, como un gradiente suave que comienza antes de los 66 años. En consonancia con esta lógica, los coeficientes para las edades de 61 a 63 años son estadísticamente indistinguibles de 0, mientras que los coeficientes se vuelven positivos exactamente a los 66 años. La ausencia de tendencias previas diferenciales, junto con la marcada divergencia posterior a la elegibilidad, respalda la hipótesis de tendencias paralelas.

Por último, descartamos que la reforma provoque una selección endógena en nuestra muestra. La Tabla A6 muestra que la reforma no afecta la probabilidad de que las mujeres entren en la muestra analítica, que incluye a mujeres casadas o en unión, que conviven con su pareja y no reciben una pensión contributiva.

Cambios composicionales en la muestra. Verificamos también que la reforma no genere cambios en la composición de nuestra muestra, por ejemplo, debido a la selección endógena causada por un efecto de la reforma sobre la mortalidad. En concreto, la Figura A4 del Apéndice muestra el efecto de la reforma sobre varias características predeterminadas de las mujeres encuestadas y sus parejas, como su nivel de educación, el número de hijos, idioma, experiencia de violencia durante la infancia, las edades de las mujeres al casarse y la edad de sus parejas. El gráfico muestra el coeficiente del efecto a corto plazo, es decir, el impacto sobre las mujeres de 66 a 67 años. Cabe destacar que todos los coeficientes son pequeños y estadísticamente no significativos.²² Este resultado sugiere que nuestros resultados no son afectados por cambios en la composición de la muestra que afecten de forma distinta a los grupos de tratamiento y de control tras la reforma.

Efectos de anticipación. Una posible preocupación es que la expectativa o anticipación de la futura elegibilidad a la pensión no contributiva pudiese afectar a mujeres más jóvenes del grupo de control, influyendo en su riesgo de sufrir VG y sesgando nuestras estimaciones. Si la anticipación aumenta la VG entre las mujeres del grupo de control, nuestras estimaciones podrían subestimar su verdadero efecto. Más problemático aún, si la anticipación reduce la VG en el grupo de control, podría hacer que la VG parezca aumentar en el grupo de mujeres tratadas, sobreestimando el efecto incluso si su experiencia real de VG permaneciera sin cambios.

²² Además, cuando realizamos una regresión de la variable explicativa de interés (la interacción entre los indicadores “Edad 66-69” y “la encuesta de 2016”) sobre todas las características predeterminadas y calculamos el estadístico F para su significación conjunta, obtenemos un valor de 0,464. Esto indica que las características predeterminadas no son conjuntamente significativamente diferentes entre las mujeres de los grupos de tratamiento y de control, después de la reforma.

Dos análisis nos permiten descartar la posibilidad de que efectos de anticipación causen cambios en la VG entre las mujeres del grupo de control. Primero, realizamos una prueba placebo para evaluar los efectos de anticipación de la reforma. Para ellos, usamos la edad de 60 años como la edad de elegibilidad placebo y comparamos a las encuestadas de nuestro grupo de control (mujeres de 61 a 64 años) con encuestadas más jóvenes y por tanto menos propensas a cambiar su comportamiento por anticipación (mujeres de 56 a 59 años). La Tabla A7 muestra estos resultados. Las estimaciones del efecto sobre la VG son muy pequeñas y estadísticamente no significativas, sugiriendo la ausencia de efectos de anticipación en el grupo de control.

Segundo, el estudio de evento (*evento study*) por edad (Figura A3 y Tabla A5 del Apéndice) apoya también la ausencia de efectos de anticipación. Examina si la VG cambia de manera diferente para cada grupo de edad en los grupos de tratamiento y de control después de la reforma, en relación con los períodos pre-reforma. El estudio de evento muestra que, en la encuesta de 2016 en comparación con las encuestas de 2006 y 2011, los cambios en la VG de las mujeres de 61, 62 y 63 años son similares a los observados para las mujeres de 64 años (el grupo de referencia). Si esperamos que los efectos de anticipación fueran mayores a medida que las mujeres se acercan a la edad de elegibilidad, estos resultados sugerirían que no hay efectos de anticipación.

Especificaciones alternativas y restricciones de la muestra. Por último, realizamos varios ejercicios que refuerzan la robustez de nuestras estimaciones. La Tabla A8 muestra que nuestros resultados principales se mantienen al usar numerosas especificaciones alternativas: elección de efectos fijos (Columnas 2 y 3), control de menos características del hogar (Columna 4), control de efectos fijos de la edad de la pareja (Columna 5), inclusión de efectos fijos de edad interactuado con efectos fijos de estados, (Columna 6), inclusión de efectos fijos por año de la encuesta interactuado con efectos fijos de estados (Columna 7), ponderación de las regresiones usando pesos de la encuesta (Columna 8), incluyendo mujeres de los cuatro estados excluidos en la muestra (Columna 9), incluyendo mujeres que están recibiendo pensión contributiva (Columna 10), excluyendo la encuesta de 2006 (Columna 11) y usando el estimador doblemente robusto de Sant'Anna and Zhao (2020) (Columna 12). Describimos estos ejercicios de robustez y sus resultados con detalle en el Apéndice B.

5.2.3 Efectos heterogéneos

A continuación, investigamos si la reforma tuvo efectos diferenciales sobre grupos específicos de mujeres en función de varias características. La Figura 2 muestra los resultados para las mujeres de 66 a 67 años y la Figura A5 del Apéndice muestra los resultados para las de 68 a 69 años.

Este análisis tiene tres propósitos. Primero, identificar los grupos de mujeres con más

probabilidad de sufrir VG después de la reforma. Para ello, consideramos dos factores asociados con un alto riesgo de VG *ex-ante*: haber estado expuesta a violencia durante la infancia y un bajo nivel económico en el hogar. La importancia de la transmisión intergeneracional de la VG está bien documentada en varios contextos, incluyendo México (Kalmuss, 1984; Pollak, 2004; Jeyaseelan et al., 2007; Sánchez Argüelles, 2018). En nuestra muestra, antes del 2013, el 48,34% de las mujeres reportan haber sufrido violencia física o verbal de parte de personas con las que vivían durante su niñez o haber sido testigos de comportamientos abusivos entre miembros de la familia. Este grupo de mujeres tenía 18,3 puntos porcentuales más probabilidad de haber sufrido VG en los últimos 12 meses en comparación con mujeres que no estuvieron expuestas a violencia en su niñez. Las mujeres de hogares más pobres también tienen un mayor riesgo de VG (Aizer, 2010). Medimos la riqueza del hogar con un índice de activos que captura el nivel de vida considerando la infraestructura de la vivienda, el acceso a servicios básicos y la propiedad de ciertos bienes.²³ En nuestra muestra, antes de 2013, las mujeres mayores que vivían en hogares con un índice de activos bajo tenían 3 puntos porcentuales más probabilidad de haber sufrido VG física o sexual en los últimos 12 meses, con comparación con mujeres que vivían en hogares con un índice de activos alto. En cambio, este índice de activos no son un factor determinante para otros tipos de VG en este contexto. La Figura 2 revela que el incremento de VG física o sexual entre las mujeres de 66 a 67 años se presenta principalmente en los hogares más pobres, mientras que el aumento de violencia económica y psicológica en mujeres de 66 a 67 años es mayor entre las que han experimentado violencia familiar en la infancia. En la Figura A5, no encontramos evidencia de que el efecto de la reforma sobre la VG en mujeres de 68 a 69 años varíe con la exposición a la violencia familiar en la niñez o la riqueza del hogar.²⁴

Segundo, analizamos factores que podrían mitigar o agravar el riesgo: la presencia de otros familiares en el hogar. La presencia de otros familiares en el hogar podría reducir el riesgo de VG al proteger a las mujeres del abuso o podría aumentar el riesgo de VG al empoderar al abusador. En nuestra muestra, antes del 2013, el 66,2% de las mujeres de 66 a 69 años convivía con otros familiares, incluyendo hijos (56%), nietos (27,9%), hermanos (0,9%) y padres (1,33%).²⁵ Las Figuras 2 y A5 muestran que la cohabitación con otros familiares no modifica los efectos de la reforma sobre la VG.

Por último, exploramos la heterogeneidad por nivel educativo de la mujer y su pareja para entender el papel de las opciones externas y el poder de negociación, dado que la educación de la mujer está íntimamente relacionada con oportunidades económicas (Quisumbing and Maluccio,

²³ Véase el Apéndice A para saber más sobre cómo construimos el índice de activos y los indicadores binarios de riqueza alta y baja.

²⁴ Los resultados del análisis de heterogeneidad por violencia infantil y pobreza para el grupo de edad de 66 a 69 años son cualitativamente similares a los del grupo de edad de 66 a 67 años, pero menos precisos.

²⁵ Aunque podría existir la preocupación de que la reforma afecte a los patrones de convivencia, en la sección 6, encontramos evidencia limitada de ello.

2003; Doss, 2013; Hidrobo and Fernald, 2013; Heath, 2014) y la educación de los hombres también afecta a la VG.²⁶ Además, investigaciones previas han señalado que el efecto de la elegibilidad de las mujeres a transferencias monetarias sobre la VG varía con su educación (Hidrobo and Fernald, 2013) o con la educación de sus parejas (Angelucci, 2008). No encontramos evidencia de que el impacto de la reforma sobre la VG varíe según la educación de las mujeres. Sin embargo, la educación de la pareja sí parece relevante: el impacto sobre la violencia física o sexual en las mujeres de 66 a 67 años es mayor entre quienes están casadas o unidas con un hombre sin educación primaria completa. Este resultado es consistente con la hipótesis de la reacción masculina (*male backlash*), que predice aumentos mayores de la VG en parejas donde el hombre tiene un estatus relativo inferior al de sus esposas (Heath, 2014) o actitudes más tradicionales respecto a las normas de género (Angelucci, 2008). Esto también concuerda con los hallazgos de una investigación previa de Progresá sobre el fenómeno de reacción masculina, que encontró que la VG bajo efectos del alcohol aumenta entre las beneficiarias con derecho a grandes transferencias monetarias y cuyos esposos no tienen educación (Angelucci, 2008).²⁷ Sin embargo, también es importante señalar que en estas cohortes la variabilidad educativa es baja. En nuestra muestra, los hombres y mujeres de 66 a 69 años tienen un bajo nivel educativo: el 52% de las mujeres y el 48% de sus parejas no completaron la educación primaria mientras que el resto tiene principalmente solo educación primaria.

Por otra parte, podría preocupar que los resultados heterogéneos se deban a diferentes tasas de adopción del programa PAM entre los subgrupos. La Figura A6 del Apéndice muestra las estimaciones del efecto de la reforma sobre la probabilidad de recibir transferencias monetarias del gobierno para los distintos subgrupos analizados en las Figuras 2 y A5. Observamos una adopción relativamente homogénea entre las mujeres de 66 a 67 años en los diferentes subgrupos, excepto por tasas de adopción más altas entre las mujeres que no completaron la educación primaria en comparación con mujeres que tienen al menos educación primaria. Sin embargo, no hallamos que el impacto de la reforma sobre la VG difiera en esta dimensión. Por lo tanto, la diversidad del impacto de la reforma sobre la VG no es atribuible a las diferentes tasas de adopción entre los subgrupos.

5.3 Impacto de la elegibilidad de los hombres en la VG

Hasta ahora, nuestro análisis se ha enfocado en el impacto de la elegibilidad de las mujeres a la

²⁶ Por ejemplo, utilizando un experimento natural para establecer causalidad, Özer et al. (2023) muestran que la educación del marido reduce la violencia física, económica y psicológica contra las mujeres en Turquía.

²⁷ Como se muestra en A5, no hay efectos heterogéneos por la educación de la pareja para las mujeres de 68 a 69 años. Para el grupo de edad combinado de 66 a 69 años, las estimaciones del análisis de heterogeneidad por la educación del marido son cualitativamente similares a las estimaciones para el grupo de edad de 66 a 67 años, pero no se estiman con precisión.

pensión no contributiva sobre la VG. Sin embargo, tras la reforma, los hombres mayores de 65 años también son elegibles para ese programa. La encuesta ENDIREH no contiene información sobre si las parejas de las mujeres encuestadas reciben una pensión, ya sea contributiva o no contributiva. Por lo tanto, no podemos estimar directamente la tasa de adopción utilizando los datos del ENDIREH. En cambio, con los datos MCS-ENIGH, se puede mostrar que los hombres casados de 66 a 69 años que no reciben una pensión contributiva tienen una tasa de adopción de 54,5 puntos porcentuales, muy similar a la tasa estimada de adopción de 57,6 puntos porcentuales entre mujeres casadas de la misma edad (Apéndice Tabla A2). En esta sección examinamos si las experiencias de VG de las mujeres cambian cuando sus parejas se vuelven elegibles para la pensión no contributiva.

Con ese fin, usamos una muestra de mujeres actualmente casadas o en unión con hombres de 61 a 64 y de 66 a 69 años. Las parejas de 61 a 64 años no eran elegibles para la pensión en el momento de la entrevista, mientras que las parejas de 66 a 69 años sí lo son a partir de 2013 (encuesta de 2016). Excluimos a mujeres casadas o unidas con hombres de 65 años para hacer un análisis similar al de la elegibilidad de las mujeres. Así, obtenemos las estimaciones *intent-to-treat* (intención de tratar) del efecto de la elegibilidad del esposo sobre la VG al estimar una regresión similar a la Ecuación 1, en la cual reemplazamos *Edad 66-69* con *Edad de la pareja 66-69* y los efectos de edad fijos de la mujer con los del esposo. Además, en los controles, reemplazamos la edad de la pareja por la edad de la mujer.

Para aislar el impacto de la elegibilidad de los hombres del de la elegibilidad de las mujeres, restringimos la muestra a mujeres que por su edad en la entrevista todavía no eran elegibles (64 años o menos). La Tabla 2 presenta estos resultados. Las columnas impares reportan los efectos para las mujeres casadas o unidas con hombres de 66 a 69 años, mientras que las columnas pares muestran los efectos separados para las mujeres casadas o unidas con hombres de 66 a 67 años o de 68 a 69 años.

Al analizar el grupo de mujeres casadas o unidas con hombres de 66 a 69 años, no encontramos evidencia de que la reforma impacte su probabilidad de sufrir VG. Las estimaciones de coeficientes son pequeñas y estadísticamente insignificantes para todos los tipos de VG. Cuando miramos a las mujeres de 66 a 67 años y de 68 a 69 años por separado, los coeficientes sobre cualquier tipo de VG y violencia psicológica son mayores para el grupo de mujeres de 68 a 69 años, pero siguen siendo estadísticamente no significativos.

En resumen, hemos demostrado que la probabilidad de que las mujeres sean víctimas de VG no cambia después de que sus parejas se vuelven elegibles a la pensión. Una posible limitación de este análisis es que, a diferencia del análisis sobre la elegibilidad de las mujeres, no podemos excluir de nuestro análisis empírico a las mujeres casadas con hombres que reciben pensiones

contributivas, debido a la falta de información sobre las pensiones de los esposos en la encuesta ENDIREH. Los hombres tienen considerablemente más probabilidad de recibir pensiones contributivas que las mujeres: según datos del MCS-ENIGH, el 40,84% de los hombres de 66 a 69 años participan de un programa de pensión contributiva frente a solo 9,2% de las mujeres. En consecuencia, la proporción de hombres que reciben pensiones no contributivas en el análisis empírico basado en el ENDIREH sea mucho menor que el de las mujeres. La ausencia de un efecto discernible podría deberse a tasas de adopción más bajas entre los hombres.

6 Mecanismos y discusión

6.2 Mecanismos potenciales

Esta sección describe los canales a través de los cuales la elegibilidad de la mujer a una pensión social puede afectar a la VG y se examina empíricamente cada mecanismo. Primero, examinamos tres mecanismos que predicen un aumento de la VG después de que las mujeres obtienen elegibilidad a la pensión: violencia instrumental, mayor exposición y reacción masculina (*male backlash*). Segundo, estudiamos dos mecanismos que predicen una reducción de la VG: aumento del poder de negociación de las mujeres y reducción de estrés. Tercero, analizamos cambios en los patrones de cohabitación. Por último, comparamos nuestros resultados con la evidencia previa sobre transferencias monetarias y VG²⁸, poniendo especial atención en cómo varios mecanismos pueden operar de manera diferente en parejas mayores en comparación con parejas más jóvenes.

Violencia instrumental. En modelos económicos donde la violencia se interpreta como *instrumental* o *extractiva*, los hombres usan la violencia como medio para extraer rentas, controlar el comportamiento de las mujeres o apropiarse de sus recursos (Bloch and Rao, 2002; Eswaran and Malhotra, 2011; Bobonis et al., 2013; Heath, 2014; Haushofer et al., 2019; Calvi and Keskar, 2023). En este marco, volverse elegible para una pensión eleva el riesgo de VG, pues los hombres podrían ejercer violencia para influir en cómo sus parejas usan sus ingresos de la pensión, quedarse con su dinero o controlar su comportamiento, especialmente si la mayor autonomía financiera ha cambiado dichas dinámicas.

Analizamos este mecanismo de dos maneras. Primero, usamos la información detallada de la encuesta ENDIREH sobre las diversas formas de VG para comprobar si la reforma solo incrementa la VG psicológica y física/sexual cuando la VG económica también está presente, dado que la teoría de violencia instrumental postula que uno de los motivos del abusador es utilizar la VG para extraer la renta de sus parejas. Para ello, examinamos el impacto de la elegibilidad a pensión no

²⁸ Nos remitimos a Buller et al. (2018) and Baranov et al. (2021) para obtener una visión general completa de las vías a través de las cuales los programas de transferencia de efectivo pueden afectar a la violencia de pareja.

contributiva sobre la probabilidad de experimentar VG económica en solitario o combinada con otros tipos de violencia (Columnas (1) al (8) de la Tabla 3). Observamos que las mujeres no experimentan un aumento de VG económica en solitario tras adquirir elegibilidad. En cambio, la probabilidad de sufrir al mismo tiempo VG económica y VG psicológica aumenta en 37%, mientras que la probabilidad de sufrir VG económica junto con VG física o sexual no está estimada de manera precisa. Interpretamos estos hallazgos como evidencia de que la VG psicológica pero no la VG física-sexual puede utilizarse como herramienta para extraer los nuevos recursos económicos de las mujeres. Habiendo establecido que la elegibilidad de las mujeres incrementa la probabilidad de VG psicológica en conjunción con la VG económica, a continuación, examinamos si la probabilidad de sufrir VG psicológica o física-sexual cuando no hay VG económica también aumenta después de la reforma. Las Columnas (9) y (10) de la Tabla 3 muestran que ése no es el caso. Cuando no hay VG económica, encontramos que la probabilidad de sufrir cualquier otro tipo de VG es estadísticamente insignificante y relativamente pequeña (alrededor del 10% de la media de la muestra). En conjunto, estos hallazgos sugieren que la extracción y el control de los nuevos recursos económicos de las mujeres son causas del incremento estimado de la VG.

Segundo, investigamos qué tipos específicos de actos violentos explican el aumento estimado de la VG, usando las subcategorías desagregadas definidas por el Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI).²⁹ La Tabla A9 muestra los resultados. Para la VG física o sexual, analizamos por separado la violencia física moderada, violencia física grave y violencia sexual y no encontramos aumentos en ninguno de estos tipos de VG. Desagregamos la VG económica en tres subcategorías: robo o coerción económica, control económico o extorsión, e incumplimiento u omisión de responsabilidades económicas (Panel B). Encontramos un aumento estadísticamente significativo de la probabilidad de que el hombre falle en proveer apoyo económico y utilice control económico contra la mujer, por ejemplo, al quejarse sobre cómo ella gasta el dinero. Por último, dividimos la VG psicológica en cinco tipos (Panel C): indiferencia, degradación, intimidación, aislamiento y amenaza. Encontramos un aumento estadísticamente significativo en la probabilidad de que las mujeres sufran indiferencia, degradación e intimidación por parte de sus parejas, con comportamientos que incluyen avergonzar, humillar, ignorar, deshacerse de sus pertenencias y espiarlas. En general, estos hallazgos confirman que cuando una mujer obtiene elegibilidad para la pensión, su pareja usa violencia física moderada y formas de abuso psicológico para controlar sus nuevos recursos económicos y disminuir sus propias contribuciones económicas al presupuesto del hogar. Sin embargo, interpretamos estos resultados con cautela porque en la Tabla A9 se contrastan muchas hipótesis y ninguno de los coeficientes es estadísticamente significativo tras el ajuste por hipótesis múltiples.³⁰

²⁹ Seguimos las definiciones de Ramírez (2007). Ver la Tabla A1 del Apéndice para las definiciones de las variables.

³⁰ Calculamos los valores q ajustados para las estimaciones de los coeficientes del cuadro A9 y observamos que siempre son superiores a 0,1. Estos valores q no se recogen en el cuadro.

Impacto sobre la oferta laboral y la exposición. La teoría de la *exposición* sostiene que el riesgo de VG aumenta a medida que ella pasa más tiempo con su pareja (Dugan et al., 2003). Investigaciones previas en Brasil han muestran la relevancia de este mecanismo en el contexto de desempleo, revelando que la pérdida de empleo tanto entre hombres como entre mujeres contribuye significativamente al incremento de la VG (Bhalotra et al., 2021). En el contexto de nuestro estudio, la elegibilidad de una mujer a una pensión social podría incrementar la VG si las mujeres reducen su oferta laboral y, en consecuencia, pasan más tiempo en presencia de su potencial abusador. Estudios cualitativos también resaltan la jubilación como un factor desencadenante de VG en parejas mayores (Pathak et al., 2019).

En la Tabla 4, analizamos este mecanismo estimando el impacto de la elegibilidad de las mujeres a la pensión contributiva en el mercado laboral. Las Columnas (1) y (2) muestran el efecto sobre el empleo remunerado de mujeres; en las Columnas (3) y (4), la variable dependiente es un indicador binario igual a uno si la mujer declara no trabaja por dedicarse a labores de hogar; y en las Columnas (5) y (6) la variable dependiente es un indicador binario igual a uno si el esposo tiene trabajo remunerado.

Los resultados indican que, tras la reforma, las mujeres elegibles tienen un 21% menos de probabilidad de tener trabajo remunerado. Además, la probabilidad de no trabajar por dedicarse a las tareas del hogar aumenta en 6% una vez obtienen la elegibilidad. Estos hallazgos sugieren que el riesgo de VG puede aumentar en función del mayor tiempo que ellas pasan en el hogar y están más expuestas a parejas potencialmente violentas.

Estos resultados deberían ser interpretados con dos cautelas. Primero, observamos simultáneamente un aumento de VG y una disminución del trabajo remunerado después de la reforma, pero los datos no nos permiten establecer qué cambia primero. Dado que la VG reduce el empleo e ingresos de las víctimas (Bindler and Ketel, 2022; Bhuller et al., 2024), cabe la posibilidad de que la elegibilidad primero aumente la VG y después reduzca la oferta laboral. Nuestros datos no nos permiten descartar totalmente esta posibilidad. Segundo, debido a que la ENDIREH no recoge información sobre el tiempo de convivencia con la pareja, inferimos mayor exposición a partir de la menor oferta laboral. Sin embargo, es importante resaltar que la reducción estimada de empleo remunerado y el incremento de la probabilidad de dedicarse al trabajo de hogar son solo indicadores que sugieren que la exposición al agresor puede aumentar.

Reacción masculina/Inconsistencia de estatus. El aumento observado en la VG tras la elegibilidad de las mujeres a la pensión no contributiva también es concordante con la teoría sociológica de *reacción masculina (male backlash)/inconsistencia de status*. En contextos donde prevalece la norma tradicional de género que define al hombre como proveedor, los hombres

pueden usar la VG para restaurar su estatus si sienten que el aumento de los ingresos económicos de las mujeres amenaza su rol de liderazgo en la familia (Macmillan and Gartner, 1999; Erten and Ke- skin, 2018). Esta respuesta sería más intensa en parejas donde los hombres tienen un status relativo inferior al de sus esposas (Heath, 2014; Angelucci, 2008) o actitudes más tradicionales sobre las normas de género (Angelucci, 2008). En este sentido, el hallazgo del análisis de heterogeneidad de que la reforma aumenta la VG física o sexual más en mujeres casadas con un hombre que no completó la educación primaria sugiere potencialmente la reacción masculina en este subgrupo de mujeres.

Para examinar este mecanismo empíricamente, diferenciamos entre mujeres recientemente elegibles cuyos esposos cambian de elegibilidad al mismo tiempo que ellas (es decir parejas sin inconsistencia relativa de estatus) y mujeres recientemente elegibles con esposos sin cambios de elegibilidad (es decir parejas con inconsistencia relativa de estatus). Con este fin, estimamos el impacto de la reforma de 2013 por separado para mujeres casadas con hombres de 66 a 69 años, que eran elegibles en 2016, y mujeres casadas con hombres mayores de 69, que ya eran elegibles antes de la reforma, o menores de 65 que todavía no eran elegibles en 2016. La Figura 3 muestra los resultados obtenidos al estimar el modelo por separado para mujeres de 66 a 67 años (Panel A) y para mujeres de 68 a 69 años (Panel B). Entre las mujeres de 66 a 67 años, el impacto de la reforma es mayor entre las casadas con hombres cuyo estatus de elegibilidad no cambió entre 2011 y 2016. Entre estas parejas, la reforma aumenta los recursos económicos de las mujeres en relación con los de sus esposos. El coeficiente estimado es positivo y estadísticamente significativo, mientras que el coeficiente estimado para las casadas con hombres que también obtuvieron elegibilidad (edades de 66 a 69) es cero e impreciso. La diferencia en los efectos sobre la violencia psicológica son estadísticamente diferentes al 1%. En cambio, entre las mujeres de 68 a 69 años, no encontramos evidencia de heterogeneidad por edad del esposo.

En resumen, demostramos que la VG psicológica aumenta solo en parejas en las que la esposa obtiene elegibilidad para la pensión mientras que su esposo no la obtiene, ya sea porque ya eran elegibles o porque todavía no eran elegibles. Este resultado concuerda con una respuesta de reacción masculina a los cambios de estatus de los esposos en relación con sus esposas, es decir que los hombres recurren a violencia psicológica para restaurar sus estatus.³¹

El poder de negociación de las mujeres y el punto de amenaza. En el modelo de negociación intrafamiliar, un aumento del ingreso potencial de la mujer relativo al de su esposo mejora sus opciones externas, aumentando su poder de negociación y reduciendo la VG (Farmer and

³¹ También realizamos un ejercicio similar para evaluar el impacto de que los hombres adquieran elegibilidad en la Figura A7. No encontramos diferencias en el impacto de la reforma sobre la violencia de pareja entre hombres casados con mujeres que también obtienen la elegibilidad y los hombres casados con mujeres cuya situación de elegibilidad permanece sin cambios.

Tiefenthaler, 1997; Aizer, 2010). Sostenemos que este mecanismo es menos relevante en nuestro contexto por varias razones. Primero, se ha demostrado que el poder de negociación de las mujeres disminuye de manera constante en edades post-reproductivas (Calvi, 2020) y la elegibilidad de las mujeres podría no ser suficiente para hacer creíble la amenaza de abandonar el matrimonio después de los 65 años de edad. Segundo, para que este mecanismo sea operante, la amenaza del divorcio o de un equilibrio no cooperativo debe ser creíble, y datos recientes de México sugieren que no lo es en mujeres mayores. Hoehn-Velasco et al. (2023), usando microdatos de matrimonios y divorcios de INEGI desde marzo hasta diciembre del 2019, muestran que el porcentaje de mujeres que se divorcian cae bruscamente tras los 44 años y, entre las de 65 años o más, el porcentaje de divorcio es de solo 1,88%.

Finalmente, contrastamos empíricamente la hipótesis de que la reforma mejora las opciones externas de las mujeres elegibles mediante dos ejercicios. Primero, estudiamos el impacto de la elegibilidad de las mujeres sobre su poder de decisión dentro del hogar, el cual medimos usando un índice sumario (ver Apéndice A para detalles). Hallamos cambios muy pequeños y no significativos en el poder de decisión de las mujeres en el hogar tras la elegibilidad (Columnas 13 y 14 de la Tabla A10 del Apéndice). Segundo, estudiamos si el impacto de la reforma sobre la VG difiere en estados en los que la ley del divorcio unilateral rige en el momento de la encuesta, siguiendo la clasificación de estados usada por García-Ramos (2021). Según el modelo de negociación intrafamiliar, las amenazas creíbles de divorcio podrían reducir la VG, si este canal fuese importante, esperaríamos un efecto atenuado de la reforma en los estados que aprobaron el divorcio unilateral antes de 2016. La Figura A8 compara estas estimaciones y no encontramos evidencias de que la ley de divorcio unilateral impacte a los efectos de la reforma sobre la VG. Si acaso, los estados sin leyes de divorcio unilaterales muestran un mayor aumento de la VG, un patrón compatible con el canal de negociación dentro del hogar, pero la diferencia no es estadísticamente significativa. Dado la baja tasa de divorcio entre mujeres mayores, no es sorprendente que esta opción externa no sea creíble. En general, la evidencia respalda la hipótesis de que el canal de negociación dentro del hogar es débil en el contexto de nuestro estudio.

Impacto en ingresos del hogar y reducción de estrés. Según la *teoría de recursos absolutos* y la *teoría del estrés*, un aumento de los ingresos totales del hogar incrementa los recursos disponibles en el hogar y reduce el estrés, lo que a su vez disminuye el riesgo de VG (Fox et al., 2002; Buller et al., 2018; Heath et al., 2020). Así, un aumento del presupuesto del hogar, mediante una transferencia monetaria, podría también disminuir la VG, reduciendo los conflictos provocados por la escasez de dinero en el hogar (Buller et al., 2018). Exploramos estos mecanismos estimando el impacto de la elegibilidad a la pensión sobre los ingresos monetarios totales del hogar, netos de transferencias del gobierno y de familiares, en la Tabla A11 del Apéndice, sobre la MCS-ENIGH. En las Columnas (1)-(2), evaluamos el impacto de la

elegibilidad de las mujeres sobre los ingresos monetarios del hogar usando una especificación logarítmica, mientras que en las columnas (3) y (4) consideramos el impacto de la elegibilidad de los hombres. Encontramos que los ingresos monetarios del hogar aumentan en 7,5% (12,5%) tras la elegibilidad de las mujeres (hombres), y ambos coeficientes son estadísticamente significativos al 5%.³² Sin embargo, mientras las teorías de recursos absolutos y de reducción del estrés predicen una caída de la VG ante mayores ingresos del hogar, nosotros observamos que la elegibilidad de las mujeres incrementa la VG. Este resultado sugiere que operan otros mecanismos que contrarrestan la posible reducción de la VG derivada del aumento del ingreso del hogar.

Impacto sobre los patrones de cohabitación. Por último, investigamos el efecto de la reforma sobre los patrones de convivencia. Construimos seis indicadores binarios para medir los distintos patrones de cohabitación observados en los datos: encuestadas que viven en un hogar con más de dos miembros (Columnas 1 y 2), que viven con sus padres (Columnas 3 y 4), que viven con sus hijos (Columnas 5 y 6), que viven con sus nietos (Columnas 7 y 8), que viven con sus hermanos (Columnas 9 y 10) y que viven con otras personas (Columnas 11 y 12). La Tabla A10 del Apéndice presenta los resultados, en los que no hallamos evidencia de que la reforma cambie los patrones de cohabitación. La única excepción es una disminución del 36% en la probabilidad de que los hermanos vivan en la casa, significativa al 10%, para mujeres de 66 a 67 años.

En resumen, nuestra investigación empírica sobre cómo la elegibilidad de la mujer a la pensión no contributiva puede influir en la VG identifica cuatro mecanismos clave: el uso de la violencia como instrumento para controlar los recursos de las mujeres, una mayor exposición al riesgo por pasar más tiempo dentro del hogar, la reacción masculina (*male backlash*) y el aumento de ingresos del hogar. Dado el aumento estimado de la VG tras la reforma, deducimos que el aumento de la VG previstos por las teorías instrumentales, de exposición y de reacción masculina compensan la posible disminución de VG sugerida por la teoría de los recursos absolutos.

6.3 Discusión y comparación con estudios anteriores

Dos metaanálisis concluyeron que, en promedio, las transferencias monetarias a mujeres reducen

³² Las respuestas de comportamiento de las encuestadas y otros miembros de la familia pueden atenuar el efecto de la elegibilidad de las mujeres sobre los ingresos totales del hogar. Ya mostramos que, tras obtener la elegibilidad, las mujeres reducen su empleo remunerado (Tabla 4). Investigaciones anteriores sobre el programa “70 y más” encuentran que la pensión no contributiva desplaza las transferencias intrafamiliares hacia las personas mayores (Amuedo-Dorantes and Juarez, 2015). Utilizando ENDIREH, en las columnas (7) y (8) de la Tabla 4, mostramos que la elegibilidad de una mujer reduce la probabilidad de recibir transferencias de familiares en 1,6 puntos porcentuales, o un 7 % en relación con la media de la muestra. En consonancia con los resultados de investigaciones anteriores, este resultado sugiere que los familiares de las mujeres que pasan a ser elegibles para la pensión reducen las transferencias monetarias que les hacen después de la reforma. En las columnas (9) y (10) de la Tabla 4, no encontramos ningún cambio en la probabilidad de ser beneficiaria de Progresas.

la VG (Baranov et al., 2021; Buller et al., 2018). Por el contrario, nosotras encontramos que la elegibilidad de las mujeres a una pensión social aumenta la VG. En esta sección exponemos las posibles razones por las que nuestros resultados difieren de los hallazgos de la mayoría de los estudios anteriores sobre transferencias monetarias y VG.

Primero, los hallazgos dispares pueden ser explicados por nuestro enfoque en mujeres mayores, cuyo riesgo y experiencias de VG pueden ser diferentes de los de mujeres más jóvenes. Por ejemplo, es más probable que las víctimas mayores tengan discapacidades y dependan financieramente de sus parejas u otros miembros de la familia, lo que dificulta reconocer el abuso, buscar ayuda y amenazar con terminar la relación. También pueden enfrentarse a mayor estigma, dado que los roles de género tienden a ser más conservadores en cohortes de mayor edad.

Segundo, nuestros hallazgos están en línea con investigaciones previas que muestran que las transferencias monetarias aumentan la VG emocional en subgrupos clave de mujeres. Hidrobo and Fernald (2013) encuentran que una transferencia monetaria incondicionada reduce la VG psicológica entre mujeres con más que primaria en Ecuador, pero la incrementa entre mujeres con educación primaria o inferior pero que en todo caso tienen más estudios que sus esposos. En este caso, es posible que las opciones externas no supongan una amenaza creíble para este grupo de mujeres. Este patrón concuerda con nuestros resultados, ya que las mujeres mayores tienen menos opciones externas, como sugieren las tasas bajas de divorcio y separación (Hoehn-Velasco et al., 2023).

Tercero, algunos estudios que encontraron una reducción de la VG tras recibir transferencias monetarias señalan el aumento del poder de toma de decisiones de las mujeres beneficiarias como mecanismo (Buller et al., 2016; Hidrobo et al., 2016; Ritter Burga, 2014). En la Sección 6.1, argumentamos que el marco de negociación en el hogar no se aplica en nuestro contexto porque las mujeres mayores afectadas tienen baja probabilidad de divorcio. Los hallazgos nulos sobre el efecto de la reforma en la toma de decisiones apoyan esta hipótesis. A pesar de aumentar los recursos económicos disponibles para las mujeres, la reforma no mejora significativamente su poder de tomar decisiones en el hogar como predeciría el modelo de negociación dentro del hogar (Tabla A10 del Apéndice).

Cuarto, las predicciones (Sección 6) de la teoría instrumental, la teoría de la reacción masculina y la teoría de exposición son consistentes con mayores aumentos de la VG entre mujeres mayores que entre mujeres jóvenes. Algunos modelos instrumentales de violencia predicen que un programa que provee a las mujeres ingresos u oportunidades de trabajo puede aumentar la VG cuando las opciones externas *ex-ante* son bajas (Eswaran and Malhotra, 2011; Heath, 2014), como ocurre con las mujeres mayores. Además, si las normas de género son más conservadoras entre las parejas mayores que entre las parejas más jóvenes, las mujeres mayores podrían estar en mayor riesgo de reacción masculina que las mujeres más jóvenes tras volverse elegibles a transferencias

monetarias. Por el modelo de exposición, una pensión no contributiva puede generar un mayor efecto-renta sobre la oferta laboral que una transferencia dirigida a mujeres más jóvenes, al focalizarse en mujeres cercanas a la edad habitual de retiro.

A continuación, analizamos cómo se relacionan nuestros resultados con los resultados de estudios anteriores sobre los factores determinantes de la VG en México. La evidencia sobre la transferencia monetaria condicional Progres/Oportunidades y la VG es mixta. [Angelucci \(2008\)](#) encuentra que el impacto de Progres en un tipo específico de VG -comportamiento agresivo tras el consumo de alcohol- depende del tamaño de la transferencia y del nivel de educación del esposo. Estima una reducción en la VG bajo los efectos del alcohol entre mujeres con derecho a una transferencia mínima y mujeres cuyos esposos completaron la educación primaria, mientras observa, en contraste, un aumento de la VG bajo los efectos del alcohol en mujeres con derecho a grandes transferencias monetarias si sus esposos no tienen educación. [Bobonis et al. \(2013\)](#) muestran que la VG física disminuye, mientras que la VG psicológica aumenta, incluyendo amenazas de VG física sin VG física asociada, entre beneficiarias de Progres en el corto plazo. [Bobonis et al. \(2013\)](#) sugieren que los hombres usan VG psicológica como un instrumento para extraer rentas de sus parejas. Sin embargo, [Bobonis et al. \(2025\)](#) no encuentran efectos de Progres sobre la VG en el largo plazo.

Pasando a otros factores determinantes de VG, [García-Ramos \(2021\)](#) estudia el rol del divorcio unilateral utilizando como un experimento natural la adopción de esta norma en algunos estados mexicanos. Muestra que el acceso más fácil al divorcio incrementa la VG física, psicológica y económica a largo plazo, lo que interpreta como indicio de que las parejas usan VG como un instrumento para prevenir que las mujeres abandonen el matrimonio.

En resumen, los hallazgos de estudios anteriores sobre transferencias monetarias condicionadas y divorcio unilateral sugieren que la VG tiende a ser instrumental en México, lo cual puede deberse a una alta prevalencia de VG en todo el país. Nuestros resultados de que la elegibilidad de las mujeres a la pensión aumenta la VG también sugiere que los hombres usan la violencia como una herramienta para controlar los recursos de las mujeres.

7 Conclusión

Aunque la violencia de género sigue siendo un problema generalizado a nivel global, existe un conocimiento limitado de este fenómeno entre las mujeres en edad postreproductiva. Este estudio aporta evidencia sobre la prevalencia de la VG en mujeres mayores y ofrece las primeras estimaciones del efecto de las pensiones de jubilación sobre la VG. Usando datos de encuestas de México, documentamos, primero, que, aunque la VG disminuye con la edad, las mujeres mayores siguen enfrentando riesgos significativos. Segundo, analizamos el efecto de una reforma del

sistema de pensiones de México que amplió la cobertura de un programa de pensión no contributiva a individuos de 65 años o más usando un modelo de DID. Demostramos que la reforma aumenta sustancialmente la adopción de ese programa social entre hombres y mujeres de 66 a 69 años, pero los efectos sobre la VG varían según el género y la edad del beneficiario o beneficiaria. Encontramos que la elegibilidad de las mujeres aumenta la probabilidad de sufrir VG física o sexual, económica y psicológica, en comparación con mujeres más jóvenes que aún no son elegibles. Para los tres tipos de violencia, los efectos son mayores para las mujeres de 66 a 67 años que para mujeres de 68 a 69 años. En contraste, la elegibilidad de los hombres no afecta a la probabilidad de que sus esposas sufran VG. Asimismo, el análisis sugiere que el uso de violencia como una herramienta para extraer o controlar los nuevos recursos económicos de las mujeres puede jugar un papel importante en la explicación del aumento de VG tras su elegibilidad. Observamos, adicionalmente, que el efecto es mayor entre mujeres cuyos esposos no se vuelven elegibles, lo cual concuerda con la teoría de reacción masculina (*male backlash*). Mostramos también que las mujeres, tras ser elegibles, reducen su empleo remunerado, lo que sugiere que pasan más tiempo en casa y tienen una mayor exposición a parejas abusivas.

Los resultados de esta investigación ponen en relieve las consecuencias no intencionadas de un programa de protección social que ha resultado efectivo para reducir la pobreza extrema entre los adultos mayores en México (Ávila-Parra et al., 2024). Nuestros hallazgos ayudan a identificar los grupos de mujeres en mayor riesgo de sufrir VG tras volverse elegibles para el programa de pensión social: mujeres que han experimentado violencia familiar en la niñez, mujeres de estatus socioeconómico bajo y mujeres cuyos esposos tienen bajos niveles de educación. El gobierno puede orientar sus intervenciones hacia esta población de alto riesgo. Numerosos estudios en Asia y África Subsahariana sugieren que programas diseñados para combatir la VG a nivel de comunidad o en grupos, como ser entrenamientos de género, diálogo de parejas y asesoramiento familiar, son efectivos para la reducción de la VG (Chang et al., 2020; Leight et al., 2023). Sin embargo, existe la necesidad de más investigación para determinar si estas intervenciones anti-VG son efectivas en la reducción de la VG contra mujeres de edad post-reproductiva, por un par de razones. Primero, la mayor parte de las investigaciones incluye solo a hombres y mujeres en edad reproductiva. Segundo, algunas de estas intervenciones reducen la VG física y/o sexual a la vez que cambian actitudes hacia la VG, sugiriendo que un cambio de actitudes podría ser una vía de solución. No obstante, puede resultar muy difícil influir sobre actitudes de parejas mayores debido a que las actitudes pueden ser menos maleables en la edad avanzada (Glenn, 1980; Krosnick and Alwin, 1989).

Este estudio contribuye a comprender mejor la relación entre ingresos, programas sociales y VG en mujeres mayores. Destaca también la importancia de considerar factores específicos de edad al implementar políticas contra la VG y enfatiza la necesidad de más evidencia sobre las formas de

abuso propias de la vejez, así como de documentar el maltrato por miembros de la familia aparte de la pareja íntima, incluyendo niños ([OMS, 2024](#)).

Referencias

- Adams, Abi, Kristiina Huttunen, Emily Nix, and Ning Zhang**, “The dynamics of abusive relationships,” *The Quarterly Journal of Economics*, 2024, 139 (4), 2135–2180.
- Águila, Emma, Claudia Diaz, Mary Manqing Fu, Arie Kapteyn, and Ashley Pierson**, “Living longer in Mexico: Income security and health,” *Rand health quarterly*, 2012, 1 (4), 1.
- Águila, Emma, Mariana López-Ortega, and Luis Miguel Gutiérrez Robledo**, “Non-contributory pension programs and frailty of older adults: Evidence from Mexico,” *PloS one*, 2018, 13 (11), e0206792.
- Aizer, Anna**, “The gender wage gap and domestic violence,” *American Economic Review*, 2010, 100 (4), 1847–1859.
- , “Poverty, violence, and health the impact of domestic violence during pregnancy on newborn health,” *Journal of Human resources*, 2011, 46 (3), 518–538.
- **and Pedro Dal Bo**, “Love, hate and murder: Commitment devices in violent relationships,” *Journal of public Economics*, 2009, 93 (3-4), 412–428.
- Alesina, Alberto, Benedetta Brioschi, and Eliana La Ferrara**, “Violence against women: a cross-cultural analysis for Africa,” *Economica*, 2021, 88 (349), 70–104.
- Ambler, Kate**, “Bargaining with grandma: The impact of the South African pension on household decision-making,” *Journal of Human Resources*, 2016, 51 (4), 900–932.
- Amuedo-Dorantes, Catalina and Laura Juarez**, “Old-Age Government Transfers and the Crowding Out of Private Gifts: The 70 and Above Program for the Rural Elderly in Mexico,” *Southern Economic Journal*, 2015, 81 (3), 782–802.
- Anderson, Michael L**, “Multiple inference and gender differences in the effects of early intervention: A reevaluation of the Abecedarian, Perry Preschool, and Early Training Projects,” *Journal of the American statistical Association*, 2008, 103 (484), 1481–1495.
- Angelucci, Manuela**, “Love on the rocks: Domestic violence and alcohol abuse in rural Mexico,” *The BE Journal of Economic Analysis & Policy*, 2008, 8 (1).
- Argüelles, Ana Sofía Sánchez**, “La transmisión intergeneracional de la violencia doméstica y su impacto en la movilidad laboral de las mujeres,” 2018.
- Ávila-Parra, Clemente, David Escamilla-Guerrero, and Oscar Gálvez-Soriano**, “Minimum eligibility age for social pensions and household poverty: Evidence from Mexico,” *Economic Inquiry*, 2024, 62 (1), 175–196.
- Bando, Rosangela, Sebastian Galiani, and Paul Gertler**, “Another brick on the wall: On the effects of non-contributory pensions on material and subjective well being,” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2022, 195, 16–26.
- Baranov, Victoria, Lisa Cameron, Diana Contreras Suarez, and Claire Thibout**, “Theoretical underpinnings and meta-analysis of the effects of cash transfers on intimate partner violence in low-and middle-income countries,” *The Journal of Development Studies*, 2021, 57 (1), 1–25.
- Benjamini, Yoav, Abba M Krieger, and Daniel Yekutieli**, “Adaptive linear step-up procedures that control the false discovery rate,” *Biometrika*, 2006, 93 (3), 491–507.
- Berniell, Inés, Dolores de la Mata, and Matilde Pinto Machado**, “The Impact of a Permanent Income Shock on the Situation of Women in the Household: the case of a pension reform in Argentina,” *Economic Development and Cultural Change*, 2020, 68 (4), 1295–1343.
- Bhalotra, Sonia, Diogo GC Britto, Paolo Pinotti, and Breno Sampaio**, “Job displacement, unemployment benefits and domestic violence,” 2021.
- Bhuller, Manudeep, Gordon B Dahl, Katrine V Løken, and Magne Mogstad**, “Domestic violence reports and the mental health and well-being of victims and their children,” *Journal of human resources*, 2024, 59 (S), S152–S186.

- Bindler, Anna and Nadine Ketel**, “Scaring or scarring? Labor market effects of criminal victimization,” *Journal of Labor Economics*, 2022, 40 (4), 939–970.
- Bloch, Francis and Vijayendra Rao**, “Terror as a bargaining instrument: A case study of dowry violence in rural India,” *American Economic Review*, 2002, 92 (4), 1029–1043.
- Bobonis, Gustavo J, Melissa González-Brenes, and Roberto Castro**, “Public transfers and domestic violence: The roles of private information and spousal control,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 2013, 5 (1), 179–205.
- , **Roberto Castro, and Juan S Morales**, “Legal reforms, conditional cash transfers, and intimate partner violence: evidence from Mexico,” *Economía LACEA Journal*, 2025, 24 (1).
- Buller, Ana Maria, Amber Peterman, Meghna Ranganathan, Alexandra Bleile, Melissa Hidrobo, and Lori Heise**, “A mixed-method review of cash transfers and intimate partner violence in low-and middle-income countries,” *The World Bank Research Observer*, 2018, 33 (2), 218–258.
- , **Melissa Hidrobo, Amber Peterman, and Lori Heise**, “The way to a man’s heart is through his stomach?: a mixed methods study on causal mechanisms through which cash and in-kind food transfers decreased intimate partner violence,” *BMC public health*, 2016, 16, 1–13.
- Burga, Patricia Ritter**, “Más te quiero, más te pego? El efecto del Programa Juntos en el empoderamiento de las mujeres dentro del hogar,” 2014.
- Calvi, Rossella**, “Why are older women missing in India? The age profile of bargaining power and poverty,” *Journal of Political Economy*, 2020, 128 (7), 2453–2501.
- and **Ajinkya Keskar**, “‘Til Dowry Do Us Part: Bargaining and Violence in Indian Families,” *Review of Economics and Statistics*, 2023, pp. 1–45.
- Carrell, Scott E and Mark L Hoekstra**, “Externalities in the classroom: How children exposed to domestic violence affect everyone’s kids,” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2010, 2 (1), 211–228.
- , **Mark Hoekstra, and Elira Kuka**, “The long-run effects of disruptive peers,” *American Economic Review*, 2018, 108 (11), 3377–3415.
- Case, Anne and Angus Deaton**, “Large cash transfers to the elderly in South Africa,” *The economic journal*, 1998, 108 (450), 1330–1361.
- Chang, Wei, Lucia Diaz-Martin, Akshara Gopalan, Eleonora Guarnieri, Seema Jayachandran, and Claire Walsh**, “What works to enhance women’s agency: Cross-cutting lessons from experimental and quasi-experimental studies,” *J-PAL Working Paper*, 2020, 87.
- Chin, Yoo-Mi and Scott Cunningham**, “Revisiting the effect of warrantless domestic violence arrest laws on intimate partner homicides,” *Journal of Public Economics*, 2019, 179, 104072.
- Comboni, Maria Gabriela Inchauste, Paula Magarinos Torres Tavares, Nayda Almodóvar Reteguis, Laura Liliana Moreno Herrera, Eva Arceo-Gómez, Alejandra Ríos Cázares, Alma Santillán, Kiyomi E Cadena, Leonardo Iacovone, Cecilia Belem Saucedo Carranza et al.**, “Mexico-Gender Assessment,” Technical Report, The World Bank 2019.
- Currie, Janet, Michael Mueller-Smith, and Maya Rossin-Slater**, “Violence while in utero: The impact of assaults during pregnancy on birth outcomes,” *The Review of Economics and Statistics*, 2022, 104 (3), 525–540.
- Doss, Cheryl**, “Intrahousehold bargaining and resource allocation in developing countries,” *The World Bank Research Observer*, 2013, 28 (1), 52–78.
- Dugan, Laura, Daniel S Nagin, and Richard Rosenfeld**, “Exposure reduction or retaliation? The effects of domestic violence resources on intimate-partner homicide,” *Law & society review*, 2003, 37 (1), 169–198.
- Erten, Bilge and Pinar Keskin**, “For better or for worse?: Education and the prevalence of domestic violence in Turkey,” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2018, 10 (1), 64–105.

- __ and __, "Trade-offs? The impact of WTO accession on intimate partner violence in Cambodia," *The Review of Economics and Statistics*, 2021, pp. 1–40.
- Eswaran, Mukesh and Nisha Malhotra**, "Domestic violence and women's autonomy in developing countries: theory and evidence," *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d'économique*, 2011, 44 (4), 1222–1263.
- Farmer, Amy and Jill Tiefenthaler**, "An economic analysis of domestic violence," *Review of social Economy*, 1997, 55 (3), 337–358.
- __ and __, "The employment effects of domestic violence," in "Accounting for worker well-being," Vol. 23, Emerald Group Publishing Limited, 2004, pp. 301–334.
- Fox, Greer Litton, Michael L Benson, Alfred A DeMaris, and Judy Van Wyk**, "Economic distress and intimate violence: Testing family stress and resources theories," *Journal of Marriage and Family*, 2002, 64 (3), 793–807.
- Galiani, Sebastian, Paul Gertler, and Rosangela Bando**, "Non-contributory pensions," *Labour economics*, 2016, 38, 47–58.
- García-Ramos, Aixa**, "Divorce laws and intimate partner violence: Evidence from Mexico," *Journal of Development Economics*, 2021, 150, 102623.
- Glenn, Norval D**, "Values, attitudes, and beliefs," *Constancy and change in human development*, 1980, 596, 640.
- Haushofer, Johannes, Charlotte Ringdal, Jeremy P Shapiro, and Xiao Yu Wang**, "Income changes and intimate partner violence: Evidence from unconditional cash transfers in Kenya," Technical Report, National Bureau of Economic Research 2019.
- Heath, Rachel**, "Women's access to labor market opportunities, control of household resources, and domestic violence: Evidence from Bangladesh," *World Development*, 2014, 57, 32–46.
- __, **Melissa Hidrobo, and Shalini Roy**, "Cash transfers, polygamy, and intimate partner violence: Experimental evidence from Mali," *Journal of Development Economics*, 2020, 143, 102410.
- Hidrobo, Melissa, Amber Peterman, and Lori Heise**, "The effect of cash, vouchers, and food transfers on intimate partner violence: evidence from a randomized experiment in Northern Ecuador," *American Economic Journal: Applied Economics*, 2016, 8 (3), 284–303.
- __ and **Lia Fernald**, "Cash transfers and domestic violence," *Journal of health economics*, 2013, 32 (1), 304–319.
- Hoehn-Velasco, Lauren, Jose Roberto Balmori de la Miyar, Adan Silverio-Murillo, and Sherajum Monira Farin**, "Marriage and divorce during a pandemic: the impact of the COVID-19 pandemic on marital formation and dissolution in Mexico," *Review of Economics of the Household*, 2023, 21 (3), 757–788.
- Huang, Wei and Chuanchuan Zhang**, "The power of social pensions: Evidence from China's new rural pension scheme," *American Economic Journal: Applied Economics*, 2021, 13 (2), 179–205.
- Iyengar, Radha**, "Does the certainty of arrest reduce domestic violence? Evidence from mandatory and recommended arrest laws," *Journal of public Economics*, 2009, 93 (1-2), 85–98.
- Jeyaseelan, Lakshman, Shuba Kumar, Nithya Neelakantan, Abraham Peedicayil, Rajamohanam Pillai, and Nata Duvvury**, "Physical spousal violence against women in India: some risk factors," *Journal of biosocial science*, 2007, 39 (5), 657–670.
- Kalmuss, Debra**, "The intergenerational transmission of marital aggression," *Journal of Marriage and the Family*, 1984, pp. 11–19.
- Kotsadam, Andreas and Espen Villanger**, "Jobs and intimate partner violence-evidence from a field experiment in ethiopia," *Journal of Human Resources*, 2022, pp. 0721–11780R2.
- Krosnick, Jon A and Duane F Alwin**, "Aging and susceptibility to attitude change.," *Journal of personality and social psychology*, 1989, 57 (3), 416.
- LaMattina, Giulia**, "Civil conflict, domestic violence and intra-household bargaining in post-genocide Rwanda," *Journal of Development Economics*, 2017, 124, 168–198.

- Leight, Jessica, Claire Cullen, Meghna Ranganathan, and Alexa Yakubovich**, “Effectiveness of community mobilisation and group-based interventions for preventing intimate partner violence against women in low-and middle-income countries: a systematic review and meta-analysis,” *Journal of global health*, 2023, 13.
- Lloyd, Susan**, “The effects of domestic violence on women’s employment,” *Law & Policy*, 1997, 19 (2), 139–167.
- Macmillan, Ross and Rosemary Gartner**, “When she brings home the bacon: Labor-force participation and the risk of spousal violence against women,” *Journal of Marriage and the Family*, 1999, pp. 947–958.
- Meyer, Sarah R, Molly E Lasater, and Claudia Garcia-Moreno**, “Violence against older women: A systematic review of qualitative literature,” *PloS one*, 2020, 15 (9), e0239560.
- Miglino, Enrico, Nicolás Navarrete H, Gonzalo Navarrete H, and Pablo Navarrete H**, “Health effects of increasing income for the elderly: evidence from a Chilean pension program,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 2023, 15 (1), 370–393.
- Özer, Mustafa, Jan Fidrmuc, and Mehmet Ali Eryurt**, “Education and domestic violence: Evidence from a natural experiment in Turkey,” *Kyklos*, 2023, 76 (3), 436–460.
- Pathak, Neha, Rageshri Dhairyawan, and Shema Tariq**, “The experience of intimate partner violence among older women: A narrative review,” *Maturitas*, 2019, 121, 63–75.
- Pfütze, Tobias and Carlos Rodríguez-Castelán**, “Can a small social pension promote labor force participation? Evidence from the Colombia Mayor Program,” *Economía*, 2019, 20 (1), 111–154.
- Pollak, Robert A**, “An intergenerational model of domestic violence,” *Journal of Population Economics*, 2004, 17, 311–329.
- Quisumbing, Agnes R and John A Maluccio**, “Resources at marriage and intrahousehold allocation: Evidence from Bangladesh, Ethiopia, Indonesia, and South Africa,” *Oxford bulletin of economics and statistics*, 2003, 65 (3), 283–327.
- Ramírez, Eva Gisela**, “ENDIREH-2006’s achievements and limitations in determining indicators for measuring violence against women in Mexico,” 2007.
- Roodman, David, Morten Ørregaard Nielsen, James G MacKinnon, and Matthew D Webb**, “Fast and wild: Bootstrap inference in Stata using boottest,” *The Stata Journal*, 2019, 19 (1), 4–60.
- Sanin, Deniz**, “Women’s Employment, Husbands’ Economic Self-Interest and Domestic Violence,” *Husbands’ Economic Self-Interest and Domestic Violence (August 22, 2023)*, 2023.
- Sant’Anna, Pedro HC and Jun Zhao**, “Doubly robust difference-in-differences estimators,” *Journal of econometrics*, 2020, 219 (1), 101–122.
- Sardinha, Lynnmarie, Mathieu Maheu-Giroux, Heidi Stöckl, Sarah Rachel Meyer, and Claudia García-Moreno**, “Global, regional, and national prevalence estimates of physical or sexual, or both, intimate partner violence against women in 2018,” *The Lancet*, 2022, 399 (10327), 803–813.
- SEDESOL**, “Reglas de Operación del Programa 65 y Más para el Ejercicio Fiscal 2014,” *Diario Oficial de la Federación*, 2014.
- Sethi, Dinesh, Sara Wood, Francesco Mitis, Mark Bellis, Bridget Penhale, Isabel Iborra Marmolejo, Ariela Lowenstein, Gillian Manthorpe, and Freja Ulvestad Kärki**, *European report on preventing elder maltreatment*, World Health Organization. Regional Office for Europe, 2011.
- Tolman, Richard M and Hui Chen Wang**, “Domestic violence and women’s employment: Fixed effects models of three waves of women’s employment study data,” *American journal of community psychology*, 2005, 36, 147–158.
- Tur-Prats, Ana**, “Family types and intimate partner violence: A historical perspective,” *Review of Economics and Statistics*, 2019, 101 (5), 878–891.
- UN**, “Protecting women’s income security in old age. Toward gender-responsive pension systems,” *UN Women Policy Brief*, 2015, 3.

Villagómez, F Alejandro, Gabriel Dario Ramírez et al., “Pensión proporcional y pensión universal: costo fiscal,” Technical Report 2014.

Webb, Matthew D, “Reworking wild bootstrap-based inference for clustered errors,” *Canadian Journal of Economics/Revue canadienne d’économique*, 2023, 56 (3), 839–858.

WHO, “Violence against women 60 years and older: data availability, methodological issues and recommendations for good practice,” 2024.

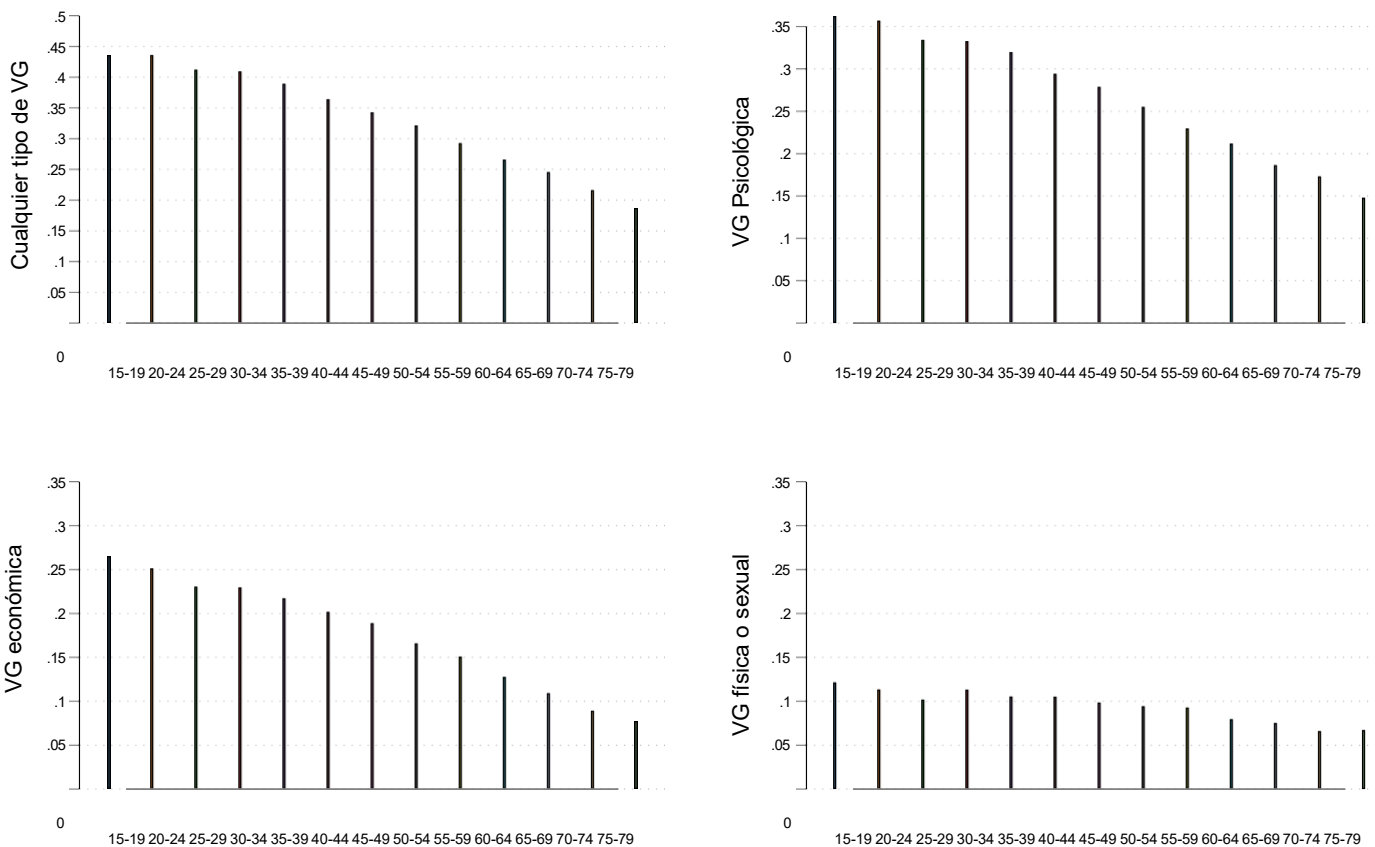
Yon, Yongjie, Christopher R Mikton, Zachary D Gassoumis, and Kathleen H Wilber, “Elder abuse prevalence in community settings: a systematic review and meta-analysis,” *The Lancet Global Health*, 2017, 5 (2), e147–e156.

Figuras y Tablas

Figura 1: Estadísticas descriptivas: El gradiente por edad de la violencia de género antes de la reforma

Al menos un incidente de VG en los últimos 12 meses

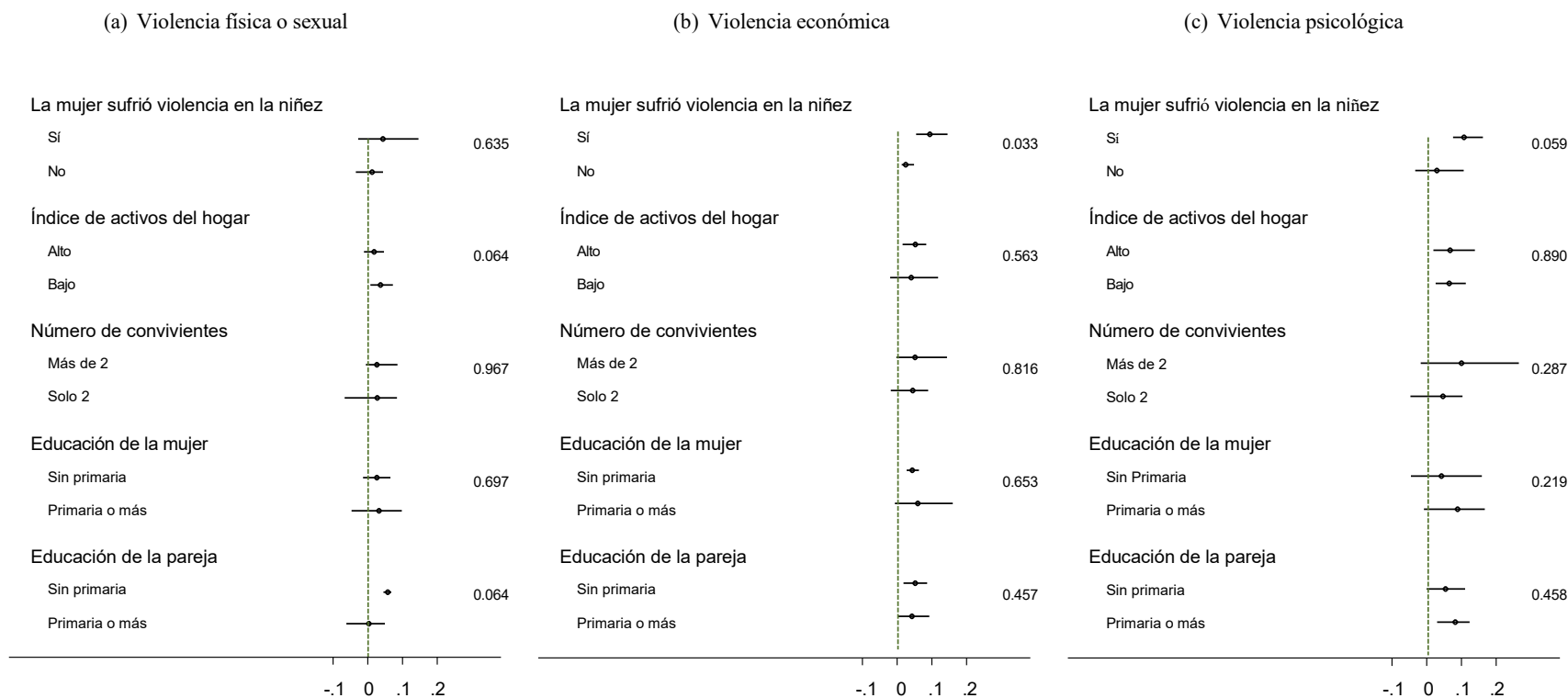
Prevalencia por tipo de VG y grupo de edad



Datos: Encuesta ENDIREH, años 2006 y 2011.

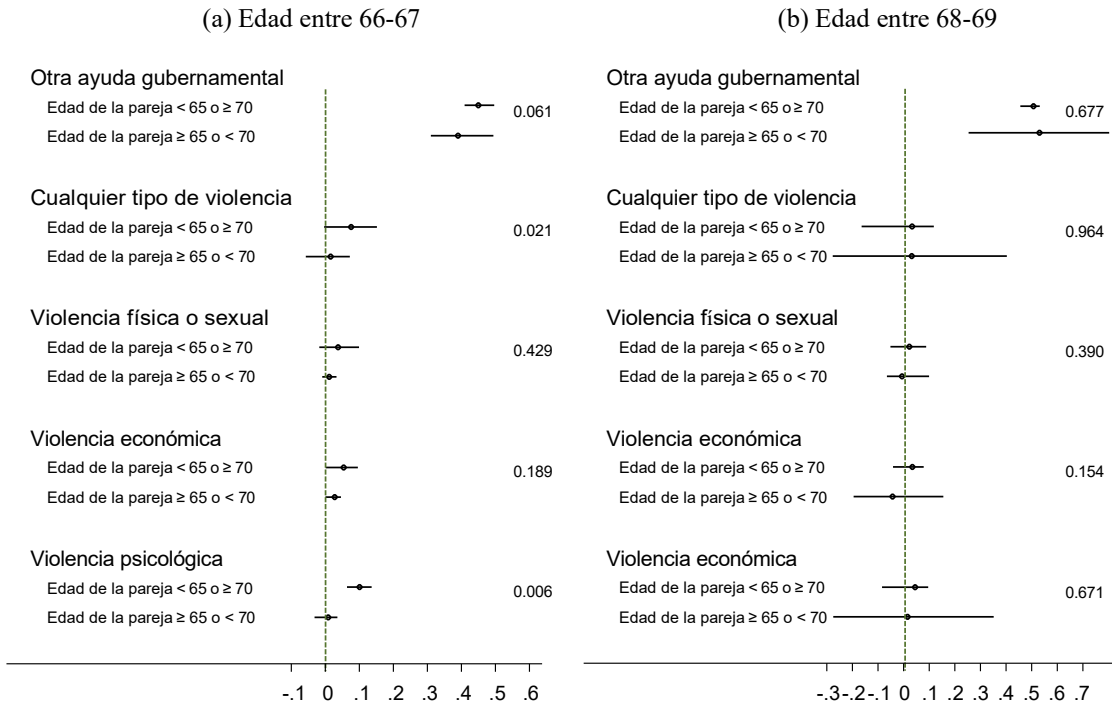
Notas: Estas figuras muestran la incidencia de la violencia de género en mujeres de entre 15 y 79 años que actualmente están casadas o en unión libre, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva, según las encuestas ENDIREH de 2006 y 2011. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que introdujeron reformas similares entre 2006 y 2011). Las encuestadas se clasifican como víctimas de violencia si han sufrido al menos una vez en los 12 meses previos a la entrevista un acto de violencia psicológica, física o sexual, o económica por parte de su pareja.

Figura 2: Heterogeneidad: Impacto de la elegibilidad en la VG para mujeres de entre 66 y 67 años



Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Para cada variable de heterogeneidad, la figura muestra el coeficiente de la diferencia en diferencias, es decir, la interacción entre los indicadores “Edad 66-67” y “Encuesta de 2016”, para las regresiones por submuestras. La figura muestra los intervalos de confianza del 95 % estimados mediante Wild Clúster Bootstrap y el p-valor de la prueba de igualdad de coeficientes en una regresión totalmente interactuada.

Figura 3: Mecanismos: Impacto de la elegibilidad en la VG según la edad de la pareja



Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. La figura (a) reporta el coeficiente de la interacción entre los indicadores de “Edad 66-67” y “Encuesta de 2016”, y la figura (b) muestra el coeficiente de la interacción entre los indicadores de “Edad 68-69” y “Encuesta de 2016”. Las figuras muestran los intervalos de confianza del 95% estimados utilizando Wild Clúster Bootstrap y el p-valor de la prueba de igualdad de coeficientes en una regresión totalmente interactuada.

Tabla 1: Impacto de la elegibilidad en la probabilidad de recibir ayuda gubernamental y la VG en los últimos 12 meses

	Recibe ayuda gubernamental		Cualquier tipo de violencia		Violencia física y sexual		Violencia económica		Violencia psicológica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Edad 66-69 X Encuesta 2016	0.456*** (0.032) [0.000]		0.041* (0.018) [0.055]		0.018* (0.009) [0.095] {0.068}		0.029* (0.011) [0.059] {0.063}		0.049** (0.012) [0.019] {0.061}	
Edad 66-67 X Encuesta 2016		0.416** (0.035) [0.012]		0.054* (0.015) [0.069]		0.027* (0.005) [0.052] {0.061}		0.046** (0.005) [0.013] {0.044}		0.063** (0.006) [0.014] {0.044}
Edad 68-69 X Encuesta 2016		0.504*** (0.001) [0.000]		0.025 (0.026) [0.535]		0.008 (0.010) [0.550] {0.225}		0.009 (0.009) [0.514] {0.225}		0.032* (0.015) [0.057] {0.061}
Observaciones	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193
R ²	0.350	0.351	0.077	0.077	0.038	0.039	0.047	0.047	0.065	0.065
Media Variable Dep.	0.029	0.029	0.231	0.231	0.075	0.075	0.100	0.100	0.170	0.170
P-valor 66-67 vs. 68-69		0.206		0.512		0.175		0.053		0.151

Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Los errores estándar agrupados por edad se indican entre paréntesis. Los p-valores del wild cluster con ponderaciones de Webb se indican entre corchetes. Los q-valores “sharpened” de [Benjamini et al. \(2006\)](#) se calculan siguiendo a [Anderson \(2008\)](#) y se muestran entre llaves. Para las regresiones con un solo grupo de edad tratado (66-69), los q-valores se calculan sobre tres hipótesis (tres resultados: violencia física o sexual, violencia económica y violencia psicológica). Para las regresiones con dos grupos de edad tratados (66-67 y 68-69), los q-valores se calculan sobre seis hipótesis (tres resultados x dos tratamientos). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabla 2: Impacto de la elegibilidad de la pareja en la VG

	Cualquier tipo de violencia		Violencia física o sexual		Violencia económica		Violencia psicológica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Edad pareja 66-69 X Encuesta 2016	0.012 (0.014) [0.529]		-0.001 (0.007) [0.861]		-0.005 (0.010) [0.628]		0.010 (0.013) [0.466]	
Edad pareja 66-67 X Encuesta 2016		-0.002 (0.007) [0.857]		-0.001 (0.004) [0.828]		-0.004 (0.009) [0.726]		0.001 (0.012) [0.959]
Edad pareja 68-69 X Encuesta 2016		0.034 (0.025) [0.116]		-0.001 (0.017) [0.868]		-0.007 (0.018) [0.748]		0.026 (0.021) [0.294]
Observaciones	12,240	12,240	12,240	12,240	12,240	12,240	12,240	12,240
R ²	0.089	0.089	0.047	0.047	0.053	0.053	0.071	0.071
Media Variable Dep.	0.257	0.257	0.075	0.075	0.131	0.131	0.203	0.203
P-valor 66-67 vs. 68-69		0.315		0.993		0.878		0.490

Notas: La muestra incluye a mujeres menores de 65 años que están casadas o en unión libre y conviven con hombres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad de la pareja, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Los errores estándar agrupados por edad de la pareja se indican entre paréntesis. Los p-valores del wild cluster con ponderaciones de Webb se indican entre corchetes. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabla 3: Mecanismos: Combinaciones con y sin violencia económica

	Sufrir VG con violencia económica								Sufrir VG sin violencia económica	
	Solo económica		Solo con psicológica		Solo con física o sexual		Con violencia psicológica y física o sexual		Cualquier combinación	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Edad 66-69 X Encuesta 2016	-0.002 (0.007) [0.819]		0.014* (0.006) [0.055]		0.002 (0.002) [0.364]		0.014 (0.008) [0.222]		0.012 (0.013) [0.428]	
Edad 66-67 X Encuesta 2016		-0.003 (0.009) [0.748]		0.019** (0.007) [0.029]		0.004 (0.002) [0.146]		0.026** (0.005) [0.033]		0.008 (0.016) [0.748]
Edad 68-69 X Encuesta 2016		-0.000 (0.009) [0.964]		0.009 (0.007) [0.566]		0.000 (0.002) [0.870]		-0.000 (0.006) [0.940]		0.017 (0.017) [0.543]
Observaciones	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193
R ²	0.008	0.008	0.026	0.027	0.009	0.009	0.026	0.026	0.032	0.032
Media Variable Dep.	0.030	0.030	0.038	0.038	0.003	0.003	0.031	0.031	0.130	0.130
P-valor 66-67 vs. 68-69		0.859		0.516		0.403		0.050		0.742

Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Los errores estándar agrupados por edad se indican entre paréntesis. Los p-valores del wild cluster con ponderaciones de Webb se indican entre corchetes. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabla 4: Mecanismos: Impacto de la elegibilidad en resultados laborales y transferencias

	Mercado laboral de las mujeres				Mercado laboral de las parejas		Transferencias			
	Recibe dinero por su empleo		No trabaja por dedicase a las labores del hogar		La pareja recibe dinero por su empleo		Recibe ayuda monetaria de la familia		Recibe dinero de Progresa	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Edad 66-69 X Encuesta 2016	-0.033*		0.045***		-0.001		-0.016*		0.020	
	(0.014)		(0.013)		(0.017)		(0.007)		(0.011)	
	[0.051]		[0.002]		[0.964]		[0.062]		[0.117]	
Edad 66-67 X Encuesta 2016		-0.028*		0.033**		-0.019		-0.017*		0.019
		(0.009)		(0.004)		(0.021)		(0.009)		(0.014)
		[0.095]		[0.021]		[0.577]		[0.067]		[0.292]
Edad 68-69 X Encuesta 2016		-0.040		0.059**		0.020		-0.014		0.022
		(0.029)		(0.027)		(0.011)		(0.007)		(0.011)
		[0.311]		[0.040]		[0.169]		[0.175]		[0.221]
Observaciones	10,185	10,185	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,192	10,192
R ²	0.043	0.043	0.047	0.047	0.086	0.086	0.083	0.083	0.265	0.265
Media Variable Dep.	0.156	0.156	0.751	0.751	0.463	0.463	0.230	0.230	0.151	0.151
P-valor 66-67 vs. 68-69		0.666		0.558		0.174		0.806		0.809

Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Los errores estándar agrupados por edad se indican entre paréntesis. Los p-valores del wild cluster con ponderaciones de Webb se indican entre corchetes. . *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Apéndice online

Pensiones sociales y violencia de género contra las mujeres mayores

Cristina Bellés-Obrero
Instituto de Análisis Económico (CSIC),
Barcelona School of Economics, IEB, IZA

Giulia La Mattina
University of South Florida,
IZA

Han Ye
University of Mannheim,
IZA, ZEW

Contenido del apéndice

1	Introducción	1
2	Antecedentes	6
3	Datos y estadísticas descriptivas	8
3.1	Datos.	8
4	Estrategia empírica	10
5	Resultados	12
5.1	5.1 Impacto de la elegibilidad en la adopción	12
5.2	5.2 Impacto de la elegibilidad de las mujeres en la	13
5.2.1	5.2.1 Resultados Principales.	13
5.2.2	5.2.2 Amenazas a la validez y la	14
5.2.3	5.2.3 Efectos heterogéneos.	17
5.3	5.3 Impacto de la elegibilidad de los hombres en la	19
6	Mecanismos y	20
6.1	6.1 Mecanismos potenciales.	20
6.2	6.2 Discusión y comparación con estudios anteriores.	26
7	Conclusión	28
A	A Definiciones de variables clave	3
A.1	A.1 Variables de resultados principales.	3
A.2	A.2 Variables utilizadas para definir los subgrupos en el análisis de heterogeneidad	3
A.3	A.3 Variables utilizadas para examinar la selección de la muestra.	4
A.4	A.4 Variables utilizadas para definir patrones de cohabitación.	5
B	Robustez a especificaciones alternativas	5
C	Figuras y tablas del apéndice	7

Lista de figuras

1	Estadísticas descriptivas: El gradiente por edad de la VG antes de la reforma	33
2	Heterogeneidad: Impacto de la elegibilidad en LA VG para mujeres entre 66 y 67 años. . . .	34
3	Mecanismos: Impacto de la elegibilidad en la VG según la edad de la pareja	35
A1	Efectos a corto vs. largo plazo.	7
A2	Estadísticas descriptivas: Prevalencia de VG por tipo, grupos de edad y año de la encuesta.	8
A3	Estudio de eventos por edad.	9
A4	Impacto de la elegibilidad en características predeterminadas.	10
A5	Heterogeneidad: Impacto de la elegibilidad en la VG para mujeres entre 68 y 69 años. . . .	11
A6	Heterogeneidad: Impacto de la elegibilidad en la probabilidad de recibir ayuda gubernamental.	12
A7	Mecanismos: Impacto de la elegibilidad de la pareja en la VG según la edad de la mujer. . .	13
A8	Mecanismos: Opciones externas y leyes de divorcio	14

Lista de tablas

1	Impacto de la elegibilidad en la probabilidad de recibir ayuda gubernamental y la VG en los últimos 12 meses	36
2	Impacto de la elegibilidad de la pareja en la VG.	37
3	Mecanismos: Combinaciones con y sin violencia económica.	38
4	Mecanismos: Impacto de la elegibilidad en resultados laborales y transferencias.	39
A1	Definición de variables de VG.	15
A2	Impacto de la elegibilidad en la adopción y monto de PAM (ENIGH)	16
A3	Impacto de la elegibilidad en sufrir VG más de una vez en los últimos 12 meses.	17
A4	Prueba placebo: Utilizando solo los años 2006 y 2011 y el año 2011 como ronda post-reforma.	18
A5	Impacto de la elegibilidad en la VG: Estudio de eventos por edad.	19
A6	Impacto de la elegibilidad en la selección de la muestra	20
A7	Efecto de anticipación: Comparando mujeres entre 56-59 y 61-64	21
A8	Pruebas de robustez: Especificaciones alternativas y selecciones de muestra	22
A9	Impacto de la elegibilidad en subcategorías desagregadas de VG	23
A10	Impacto de la elegibilidad en el poder de negociación y patrones de cohabitación.	24
A11	Impacto de la elegibilidad en el ingreso del hogar (ENIGH)	25

A Definiciones de variables clave

A.1 Variables de resultados principales

A.1.1 Violencia de género

Véase la Tabla A2 del Apéndice para la definición de las siguientes variables clave: *Cualquier tipo de VG, VG física o sexual, VG económica, VG psicológica, robo y coerción, control económico, omisión económica, violencia física moderada, violencia física grave, indiferencia, intimidación, aislamiento, amenazas y violencia sexual.*

A.1.2 Otras variables de resultados

- *Recibe ayuda gubernamental*: Es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara recibir una transferencia del gobierno distinta de Oportunidades/Progresá en el momento de la entrevista.
- *Recibe dinero por su empleo*: Es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara recibir dinero por su empleo en el momento de la entrevista.
- *No trabaja porque se dedica a las tareas domésticas*: Indicador binario igual a uno si la encuestada declara que no trabaja porque se dedica a las tareas domésticas en el momento de la entrevista.
- *Su pareja recibe dinero por su empleo*: Es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara que su pareja recibe dinero por su empleo en el momento de la entrevista.
- *Recibe ayuda económica de la familia*: Es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara recibir dinero de familiares o conocidos que viven en el extranjero o dentro del país en el momento de la entrevista.
- *Recibe dinero de Progresá*: Es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara recibir dinero del programa gubernamental Oportunidades/Progresá en el momento de la entrevista.
- *Índice de poder de negociación*: Índice creado por las autoras para medir el poder de decisión de las mujeres encuestadas dentro de su hogar. ENDIREH recopila información sobre la toma de decisiones en el hogar en siete situaciones diferentes de la vida de las mujeres: cuándo trabajar, cuándo salir de casa, los gastos, cuándo mudarse, las decisiones sobre el dinero, qué comprar y la vida social. Resumimos estas variables utilizando un índice. En primer lugar, creamos indicadores binarios que son iguales a uno si la encuestada decide por sí sola en cada una de estas situaciones. En segundo lugar, calculamos la puntuación z estandarizada de cada indicador binario utilizando la media y las desviaciones estándar del grupo de control (mujeres de entre 61 y 64 años). Por último, calculamos el índice resumen tomando la media aritmética de las siete puntuaciones z estandarizadas.

A.2 Variables utilizadas para definir los subgrupos en el análisis de heterogeneidad

- *Mujer que sufrió violencia durante la niñez*: Es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara que, cuando era niña, fue golpeada, insultada u ofendida por miembros de su familia, o presenció cómo miembros de su familia se golpeaban o insultaban entre sí.
- *Índice de activos del hogar*: Variable continua creada por las autoras siguiendo a [García-Ramos \(2021\)](#). Utilizamos el primer componente del análisis de componentes principales sobre las siguientes variables: indicadores binarios de piso de tierra, piso de cemento, piso de madera, acceso a agua pública dentro de la casa, acceso a agua pública fuera de la casa, otros tipos de acceso a agua, un sistema de alcantarillado público, una fosa séptica, otros tipos de alcantarillado; propiedad de una radio, un ordenador, un teléfono fijo, un teléfono móvil, una lavadora, un coche; un índice de hacinamiento, definido como el número de convivientes dividido por el número de habitaciones.
 - *Bajo*: es un indicador binario igual a uno si el índice de activos del hogar pertenece al primer y segundo quintil de la distribución en nuestra muestra.
 - *Alto*: es un indicador binario igual a uno si el índice de activos del hogar pertenece al tercer, cuarto o quinto quintil de la distribución en nuestra muestra.
- *Número de convivientes*: Número total de personas que viven en la misma casa que la encuestada en el momento de la entrevista.
- *Educación de las mujeres*:
 - *Menos que primaria*: es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara que no tiene estudios o que ha cursado algunos años de estudios, pero no ha completado la educación primaria.
 - *Primaria o más*: es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara que ha completado la educación primaria, secundaria o terciaria.
- *Educación de la pareja*:
 - *Menos que primaria*: es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara que su pareja no tiene estudios o tiene algunos años de estudios, pero no ha completado la educación primaria.
 - *Primaria o más*: es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara que su pareja ha completado la educación primaria, secundaria o terciaria.

A.3 Variables utilizadas para examinar la selección de la muestra

- *Casada/en unión*: Es un indicador binario igual a uno si la encuestada está casada o convive con una pareja en el momento de la entrevista.
- *Casada/en unión con pareja*: Es un indicador binario igual a uno si la encuestada está casada o convive con una pareja y la pareja vive en la misma casa en el momento de la entrevista.
- *Recibe pensión*: Es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara recibir dinero de un plan de jubilación o de una pensión en el momento de la entrevista.

A.4 Variables utilizadas para definir patrones de cohabitación

- *Más de dos miembros en el hogar*: Es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara que viven más de dos personas en la misma vivienda en el momento de la entrevista.
- *Los padres viven en el hogar*: Es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara que sus padres o los padres de su pareja viven con ella en la misma vivienda en el momento de la entrevista.
- *Niños viviendo en la casa*: Es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara que sus hijos o los hijos de su pareja viven con ella en la misma vivienda en el momento de la entrevista.
- *Nietos viviendo en la casa*: Es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara que sus nietos viven con ella en la misma vivienda en el momento de la entrevista.
- *Hermanos que viven en la casa*: Es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara que sus hermanos o los hermanos de su pareja viven con ella en la misma vivienda en el momento de la entrevista.
- *Otras personas que viven en la casa*: Es un indicador binario igual a uno si la encuestada declara que otros miembros de la familia viven con ella en la misma vivienda en el momento de la entrevista.

B Robustez a especificaciones alternativas

En esta sección realizamos varias pruebas de robustez para evaluar la sensibilidad de nuestros resultados a la elección de la especificación. La Tabla A8 muestra cómo cambian los coeficientes al variar las variables explicativas de la regresión. El Panel A presenta el efecto de la elegibilidad sobre la participación en el programa: la probabilidad de recibir ayuda gubernamental. El Panel B presenta resultados para cualquier tipo de violencia, el Panel C para la violencia física o sexual, el Panel D para la violencia económica y el Panel E para la violencia psicológica. Cada columna muestra las estimaciones obtenidas utilizando una especificación diferente. En la columna 1, controlamos solo los efectos principales no interactuados *Edad66-67* y *Encuesta2016* (sin incluir los efectos fijos del año de la entrevista ni los efectos fijos de la edad). En la columna 2, controlamos únicamente por los efectos fijos del año de la entrevista y los efectos fijos de la edad. En la columna 3, añadimos efectos fijos de estado a la especificación de la columna 2. En la columna 4, añadimos los siguientes controles a la especificación de la columna 3: nivel educativo (de la encuestada y de su pareja), número de hijos de la encuestada, indicador binario de habla de una lengua indígena (para la encuestada y su pareja), edad de la pareja, edad de la encuestada en el momento del matrimonio, edad de la encuestada al inicio de la relación actual, experiencia de violencia durante la infancia (para la encuestada y su pareja) y residencia en zona rural. La especificación de la columna 4 es nuestra especificación de referencia. En la columna 5, sustituimos la edad de la pareja, que se introduce como variable continua, por efectos fijos para la edad de la pareja. A continuación, ampliamos nuestra especificación de referencia incluyendo efectos fijos de edad específicos para cada estado (columna 6), que controlan cualquier política estatal que solo se aplique a personas de una determinada edad; y efectos fijos de año de encuesta específicos para cada estado (columna 7), que controlan las políticas estatales que se aplicaron durante nuestro periodo de estudio (entre 2006 y 2016) a todas las personas de nuestra muestra. En la columna 8, reestimamos el modelo con mínimos cuadrados ponderados utilizando pesos de la encuesta. En la columna 9, ampliamos la muestra para incluir los estados de Chiapas, Tabasco,

Tlaxcala y Zacatecas, que implementaron reformas similares entre 2006 y 2011, y que están excluidos de la muestra utilizada en los resultados principales. En la columna 10, también incluimos en la muestra a las mujeres que reciben una pensión contributiva. En la columna 11, restringimos la muestra a los años de la encuesta más cercanos a la reforma de 2013 (2011 y 2016), excluyendo la encuesta de 2006. Por último, en la columna 12 utilizamos el estimador de diferencias en diferencias (DID) doblemente robusto propuesto por [Sant'Anna and Zhao \(2020\)](#), lo cual es consistente cuando se especifica correctamente un modelo de puntuación de propensión o un modelo de regresión de resultados, en los casos en que se cumple la hipótesis de tendencias paralelas después de condicionar las covariables.³³

Nuestros resultados no se ven alterados por el uso de ninguna de estas diferentes especificaciones, lo que sugiere que no son sensibles a la elección de las variables de control y son robustos al mantener constantes las características que varían en el tiempo o con la edad a nivel estatal.

³³ Aplicamos el estimador doblemente robusto a la muestra restringida de la columna 11, que incluye solo las rondas de la encuesta de 2011 y 2016, ya que el estimador requiere un diseño de dos por dos. (Sant'Anna and Zhao, 2020).

C Figuras y tablas del apéndice

Figura A1: Efectos a corto vs. a largo plazo

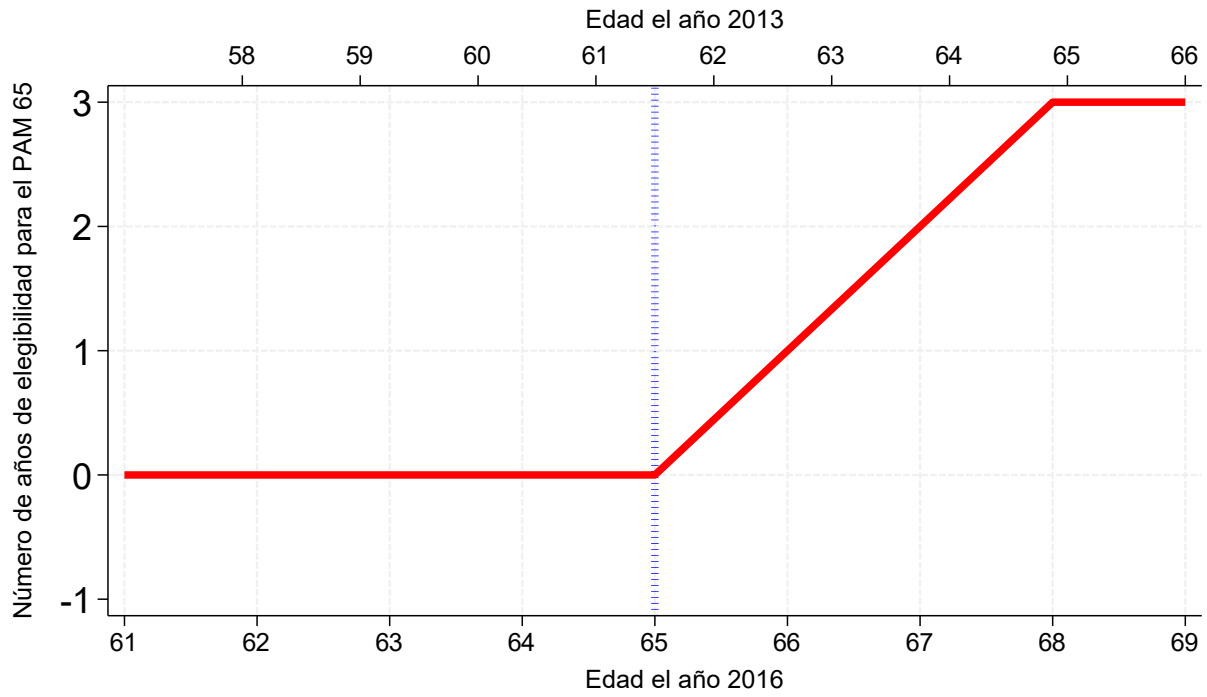
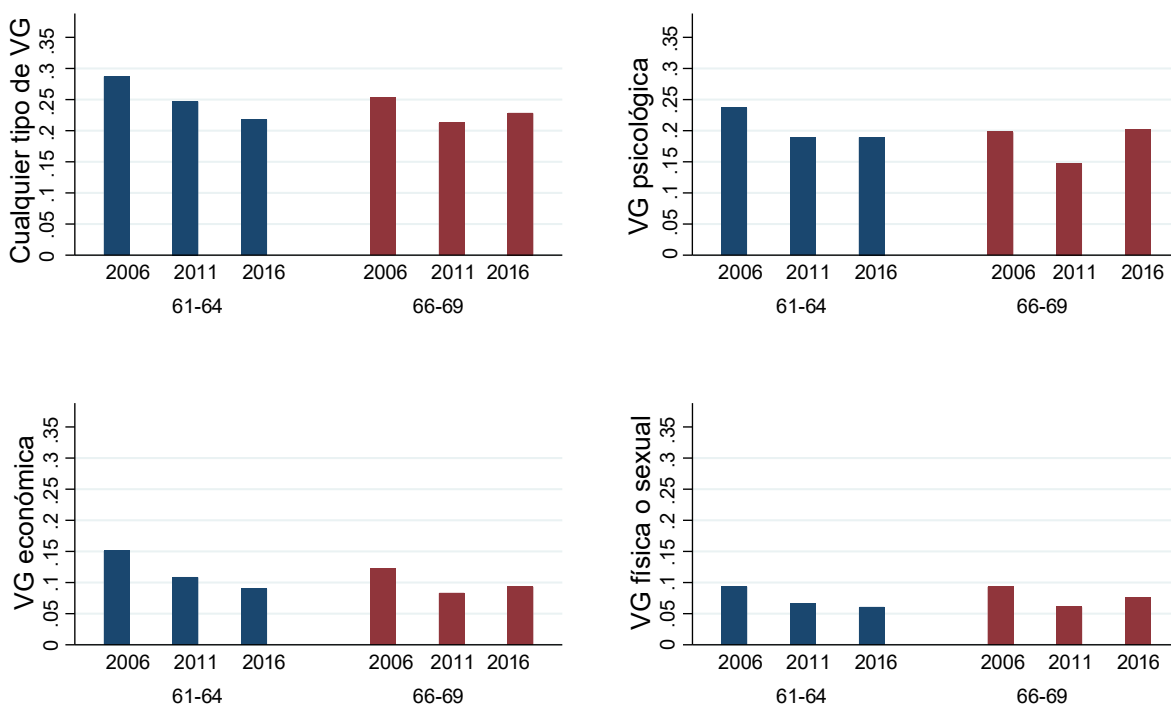


Figura A2: Estadísticas descriptivas: Prevalencia de VG por tipo, grupos de edad y año de la encuesta

Al menos un incidente de VG en los últimos 12 meses

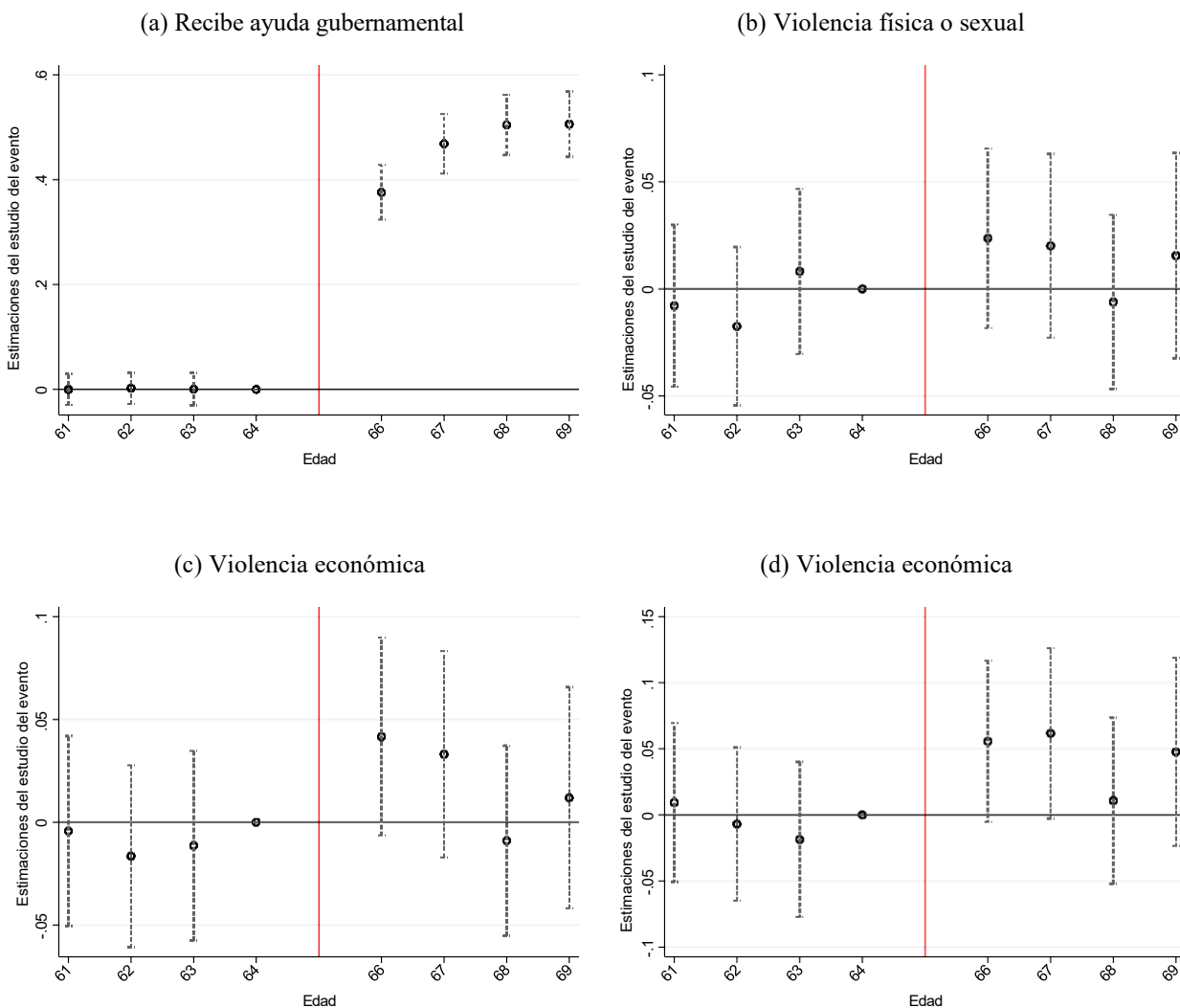
Prevalencia por tipo de VG, grupo de edad y año de la encuesta



Datos: Encuestas de ENDIREH de 2006, 2011 y 2016.

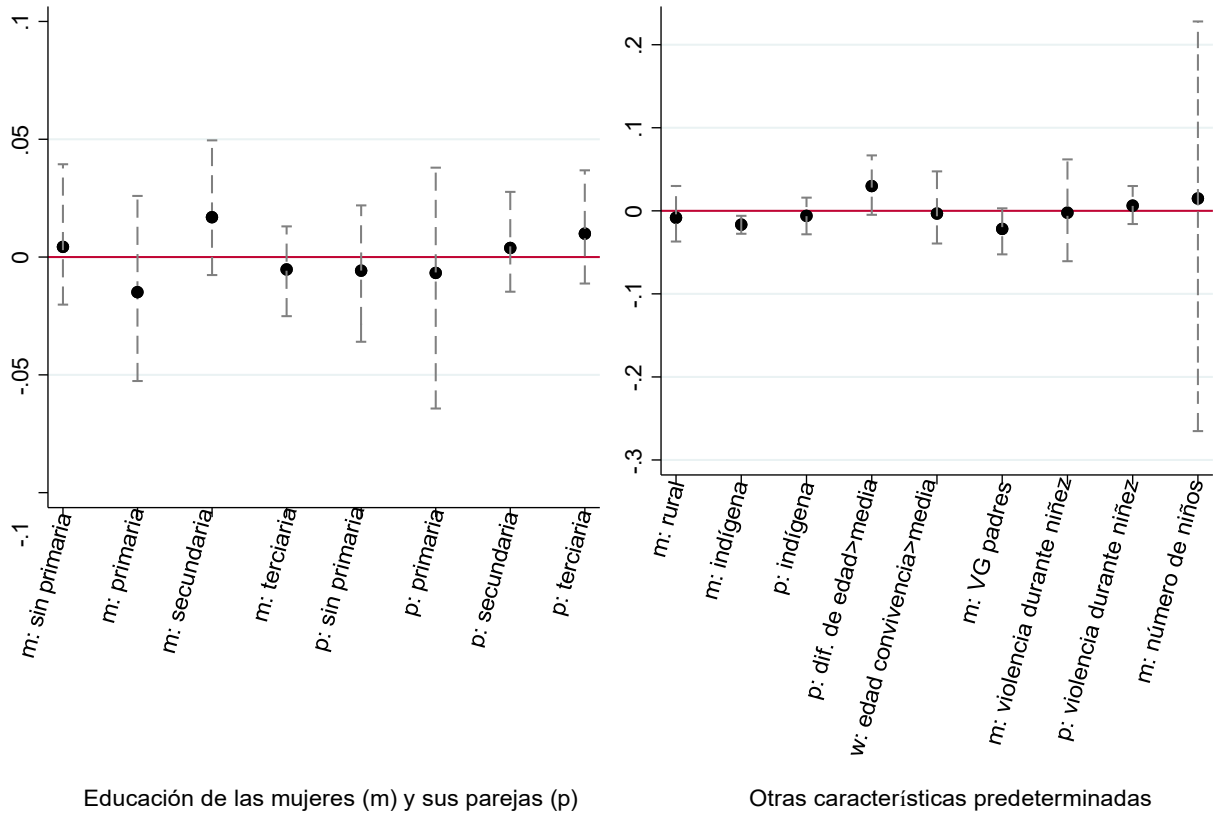
Notas: Estas figuras muestran la incidencia de la violencia de género en mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva, según las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Las encuestadas son víctimas de violencia si han sufrido al menos una vez en los últimos 12 meses antes de la encuesta un acto de violencia psicológica, física o sexual, o económica.

Figura A3: Estudio de eventos por edad



Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Cada panel muestra el coeficiente de la interacción entre cada variable de edad y el indicador “Encuesta de 2016”. Las figuras muestran los intervalos de confianza del 95 % estimados utilizando errores estándar robustos. Las estimaciones de los coeficientes también se recogen en la tabla A7, junto con los errores estándar agrupados por edades y los p-valores del wild cluster bootstrap.

Figura A4: Impacto de la elegibilidad características predeterminadas



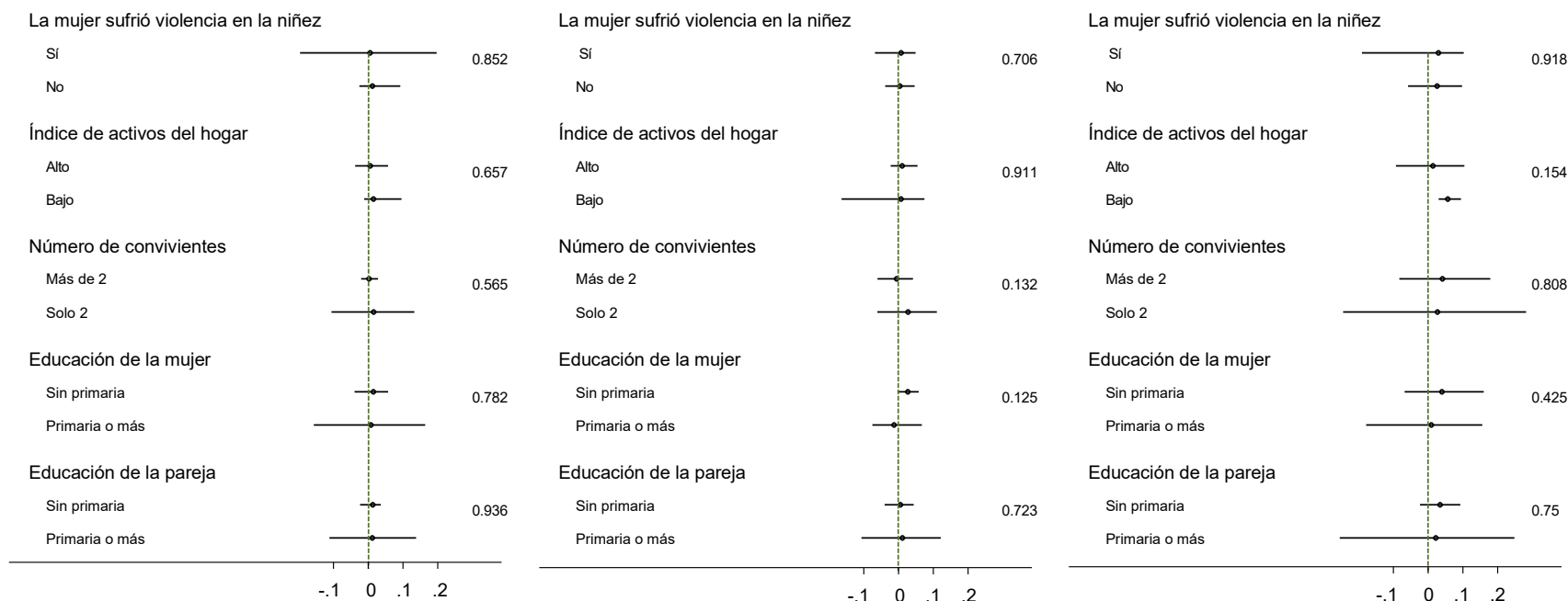
Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Las figuras muestran el coeficiente de la interacción entre los indicadores “Edad 66-69” y “Encuesta de 2016” de los diferentes resultados descritos en el eje de las x. w: se refiere a las características de la encuestada, p: se refiere a las características de su pareja. Las figuras muestran los intervalos de confianza del 95 % estimados utilizando wild cluster bootstrap.

Figura A5: Heterogeneidad: Impacto de la elegibilidad en la VG contra mujeres entre 68 y 69 años

(a) Violencia física o sexual

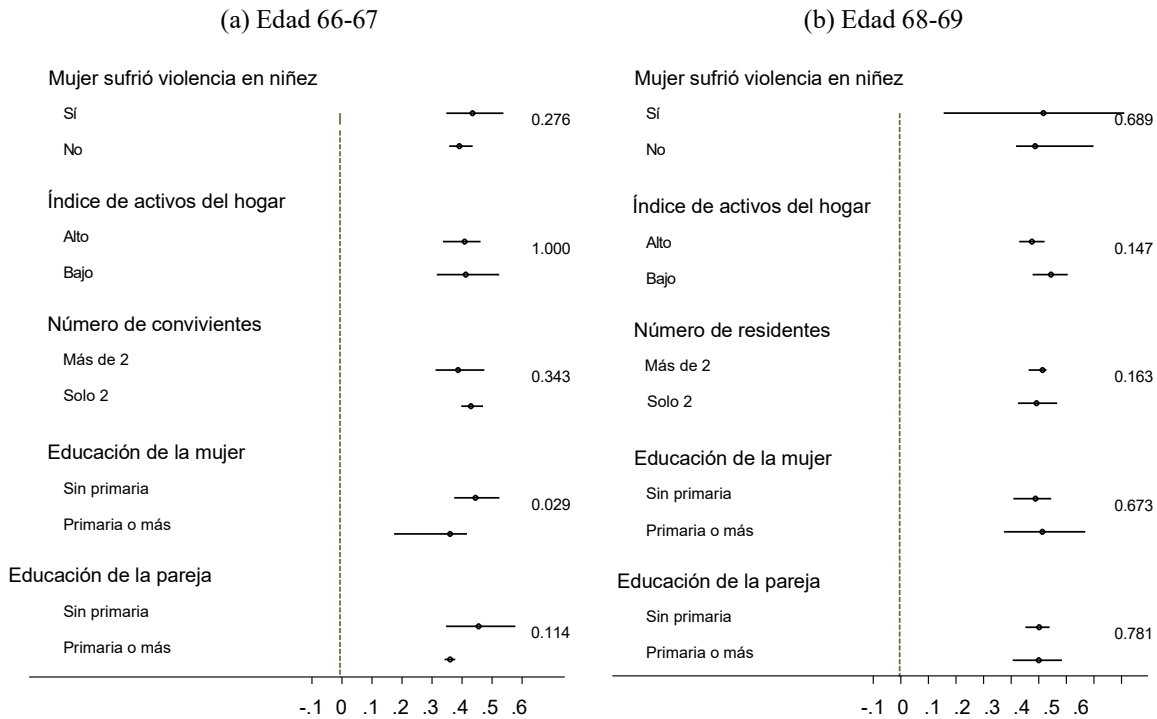
(b) Violencia económica

(c) Violencia psicológica



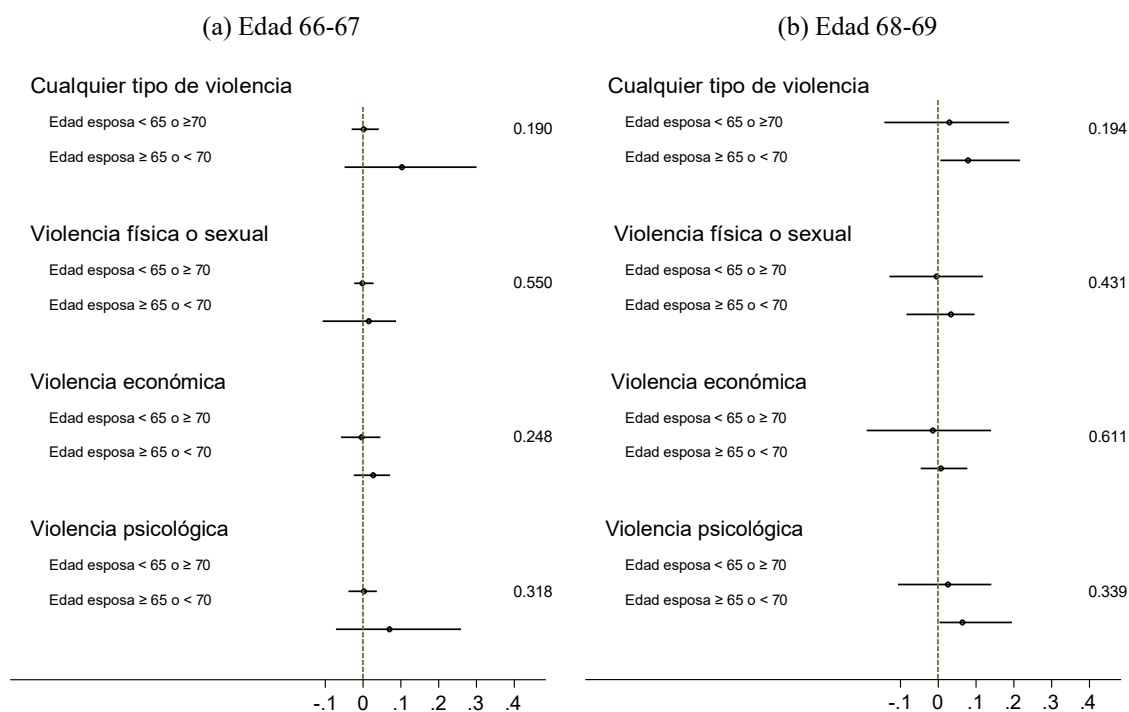
Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Para cada variable de heterogeneidad, la figura muestra el coeficiente de la interacción entre los indicadores “Edad 68-69” y “Encuesta de 2016”, para regresiones estratificadas en las submuestras. La figura muestra los intervalos de confianza del 95 % estimados utilizando wild clúster bootstrap y el p-valor de la prueba de igualdad de coeficientes en una regresión totalmente completamente interactuada.

Figura A6: Heterogeneidad: Impacto de la elegibilidad sobre la probabilidad de recibir ayuda gubernamental



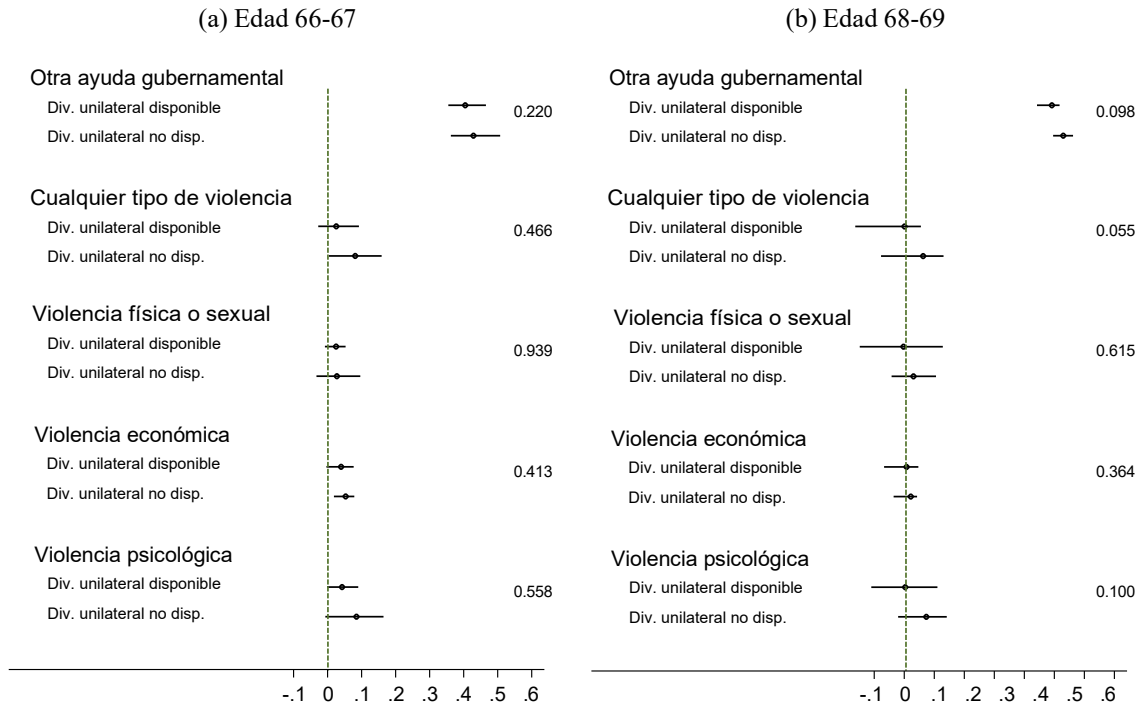
Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. La figura (a) muestra el coeficiente de la interacción entre los indicadores “Edad 66-67” y “Encuesta de 2016”, y la figura (b) muestra el coeficiente de la interacción entre los indicadores “Edad 68-69” y “Encuesta de 2016”. Las figuras muestran los intervalos de confianza del 95 % estimados utilizando wild clúster bootstrap y el p-valor de la prueba de igualdad de coeficientes.

Figura A7: Mecanismos: Impacto de la elegibilidad de la pareja en la VG según la edad de la mujer



Notas: La muestra incluye a mujeres que actualmente están casadas o en pareja y conviven con sus parejas de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad de la pareja, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. La figura (a) muestra el coeficiente de la interacción entre los indicadores “Edad de la pareja 66-67” y “Encuesta de 2016”, y la figura (b) muestra el coeficiente de la interacción entre los indicadores “Edad de la pareja 68-69” y “Encuesta de 2016”. Las figuras muestran los intervalos de confianza del 95 % estimados utilizando wild clúster bootstrap y el p-valor de la prueba de igualdad de coeficientes en una regresión completamente interactuada.

Figura A8: Mecanismos: Opciones externas y leyes de divorcio



Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. La figura (a) muestra el coeficiente de la interacción entre los indicadores “Edad 66-67” y “Encuesta de 2016”, y la figura (b) muestra el coeficiente de la interacción entre los indicadores “Edad 68-69” y “Encuesta de 2016”. Las figuras muestran los intervalos de confianza del 95 % estimados utilizando wild clúster bootstrap y el p-valor de la prueba de igualdad de coeficientes.

Tabla A1: Definición de variables de VG

Categoría	Sub-categoría	Pregunta: En los últimos 12 meses, la pareja de la encuestada ...
VG económica	Robo o coerción	Se apropió, tomó dinero o sus posesiones
VG económica	Control económico	Se quejó sobre cómo ella gasta dinero
VG económica	Control económico	Ha sido tacaño con los gastos domésticos, aun teniendo dinero
VG económica	Control económico	Ha prohibido a la encuestada trabajar o estudiar
VG económica	Omisión económica	No proveyó apoyo económico a la encuestada o amenazó a la encuestada con no apoyarla financieramente
VG económica	Omisión económica	Gastó dinero que estaba destinado para gastos domésticos
VG psicológica	Degradación	La avergonzó, subestimó o humilló
VG psicológica	Degradación	La acusó de engañarle
VG psicológica	Degradación	Se enojó porque las labores domésticas no estaban hechas como quería
VG psicológica	Indiferencia	La ignoró, no le mostró afecto
VG psicológica	Indiferencia	Le dejó de hablar
VG psicológica	Intimidación	Le hizo sentir miedo
VG psicológica	Intimidación	Destruyó, botó o escondió sus cosas o cosas del hogar
VG psicológica	Intimidación	La vigiló, espío o siguió
VG psicológica	Aislamiento	La encerró, prohibió que salga o que reciba visitas
VG psicológica	Aislamiento	Puso a sus hijos o familiares en su contra
VG psicológica	Amenaza	La amenazó con un arma
VG psicológica	Amenaza	Amenazó suicidio o matarla a ella o sus hijos
VG psicológica	Amenaza	Amenazó con dejarla, lastimarla, quitarle a sus hijos o echarla de casa
VG física o sexual	VG física moderada	La empujó o le jaló el cabello
VG física o sexual	VG física moderada	La pateó
VG física o sexual	VG física moderada	Le lanzó objetos
VG física o sexual	VG física moderada	Le pegó con sus manos o un objeto
VG física o sexual	VG física grave	La ató
VG física o sexual	VG física grave	Intentó ahogarla o colgarla
VG física o sexual	VG física grave	La asaltó con un cuchillo o una navaja
VG física o sexual	VG física grave	Le disparó con un arma de fuego
VG física o sexual	VG sexual	Demandó que tuvieran relaciones sexuales
VG física o sexual	VG sexual	Le forzó a hacer cosas sexuales que no quería
VG física o sexual	VG sexual	Usó fuerza física para obligarla a tener relaciones sexuales

Notas: Las definiciones están basadas en los cuestionarios de las encuestas ENDIREH.

Tabla A2: Impacto de la elegibilidad en la adopción o el monto de PAM (ENIGH)

	Mujeres casadas				Hombres casados			
	Adopción		Monto mensual		Adopción		Monto mensual	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Edad 66-69 X Post	0.576*** (0.040) [0.001]		297.839*** (21.393) [0.001]		0.545*** (0.049) [0.002]		285.163*** (25.891) [0.002]	
Edad 66-67 X Post		0.528** (0.052) [0.014]		275.764** (29.856) [0.013]		0.490** (0.065) [0.021]		258.129** (35.251) [0.021]
Edad 68-69 X Post		0.632*** (0.004) [0.000]		323.673*** (6.255) [0.000]		0.614*** (0.011) [0.000]		319.264*** (3.044) [0.000]
Observaciones	12,002	12,002	12,002	12,002	10,520	10,520	10,520	10,520
R ²	0.535	0.538	0.462	0.464	0.511	0.515	0.378	0.381
Media Variable Dep.	0.129	0.129	81.400	81.400	0.124	0.124	79.378	79.378
P-valor 66-67 vs. 68-69		0.186		0.343		0.185		0.229

Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas del Módulo de Condiciones Socioeconómicas de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de México de 2008, 2010, 2012, 2014 y 2016. La encuesta pregunta sobre los ingresos de los últimos seis meses en forma de diario. Utilizamos el ingreso mensual promedio de los últimos seis meses. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Los errores estándar agrupados por edad se indican entre paréntesis. Los p-valores del wild cluster con ponderaciones de Webb se indican entre corchetes. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabla A3: Impacto de la elegibilidad en sufrir VG más de una vez en los últimos 12 meses

	Cualquier tipo de violencia		Violencia física o sexual		Violencia económica		Violencia psicológica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Edad 66-69 X Encuesta 2016	0.042*		0.019*		0.030**		0.045**	
	(0.017)		(0.009)		(0.011)		(0.012)	
	[0.070]		[0.098]		[0.050]		[0.034]	
			{0.082}		{0.082}		{0.082}	
Edad 66-67 X Encuesta 2016		0.060**		0.029**		0.048**		0.056**
		(0.012)		(0.005)		(0.004)		(0.008)
		[0.048]		[0.039]		[0.011]		[0.035]
				{0.071}		{0.071}		{0.071}
Edad 68-69 X Encuesta 2016		0.019		0.007		0.008		0.031*
		(0.021)		(0.010)		(0.005)		(0.017)
		[0.588]		[0.594]		[0.251]		[0.096]
				{0.247}		{0.169}		{0.085}
Observaciones	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193
R ²	0.069	0.070	0.031	0.031	0.040	0.040	0.060	0.060
Media Variable Dep.	0.199	0.199	0.054	0.054	0.086	0.086	0.141	0.141
P-valor 66-67 vs. 68-69		0.166		0.153		0.061		0.341

Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Los errores estándar agrupados por edad se indican entre paréntesis. Los p-valores del wild cluster con ponderaciones de Webb se indican entre corchetes. Los q-valores “sharpened” de [Benjamini et al. \(2006\)](#) se calculan siguiendo a [Anderson \(2008\)](#) y se muestran entre llaves. Para las regresiones con un solo grupo de edad tratado (66-69), los q-valores se calculan sobre tres hipótesis (tres resultados: violencia física o sexual, violencia económica y violencia psicológica). Para las regresiones con dos grupos de edad tratados (66-67 y 68-69), los q-valores se calculan sobre seis hipótesis (tres resultados x dos tratamientos). *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabla A4: Prueba placebo: Utilizando solo los años 2006 y 2011 y el año 2011 como año post-reforma

	Recibe ayuda gubernamental		Cualquier tipo de violencia		Violencia física o sexual		Violencia económica		Violencia psicológica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Edad 66-69 X Encuesta 2011	0.011 (0.008) [0.260]		-0.004 (0.015) [0.830]		-0.007 (0.012) [0.593]		0.004 (0.015) [0.830]		-0.005 (0.014) [0.731]	
Edad 66-67 X Encuesta 2011		0.002 (0.008) [0.832]		-0.001 (0.018) [0.932]		-0.010 (0.014) [0.578]		0.002 (0.017) [0.920]		0.004 (0.014) [0.787]
Edad 68-69 X Encuesta 2011		0.021* (0.004) [0.097]		-0.007 (0.016) [0.725]		-0.004 (0.012) [0.794]		0.006 (0.014) [0.668]		-0.017 (0.015) [0.348]
Observaciones	6,854	6,854	6,854	6,854	6,854	6,854	6,854	6,854	6,854	6,854
R ²	0.026	0.027	0.081	0.081	0.046	0.046	0.052	0.052	0.070	0.070
Media Variable Dep.	0.025	0.025	0.253	0.253	0.094	0.094	0.122	0.122	0.198	0.198
P-valor 66-67 vs. 68-69		0.204		0.806		0.689		0.710		0.356

Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006 y 2011. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Los errores estándar agrupados por edad se indican entre paréntesis. Los p-valores del wild cluster con ponderaciones de Webb se indican entre corchetes. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabla A5: Impacto de la elegibilidad en la VG: Estudio de eventos por edad

	Recibe ayuda gubernamental	Cualquier tipo de violencia	Violencia física o sexual	Violencia económica	Violencia psicológica
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Encuesta 2016* Edad 61	-0.000 (0.002) [0.947]	-0.019 (0.001) [0.254]	-0.008 (0.001) [0.300]	-0.004 (0.001) [0.275]	0.009 (0.002) [0.300]
Encuesta 2016* Edad 62	0.002 (0.000) [0.253]	-0.044 (0.001) [0.296]	-0.017 (0.001) [0.292]	-0.016 (0.001) [0.266]	-0.007 (0.001) [0.316]
Encuesta 2016* Edad 63	0.000 (0.001) [0.729]	-0.046 (0.002) [0.299]	0.008 (0.001) [0.241]	-0.011 (0.002) [0.395]	-0.019 (0.002) [0.259]
Encuesta 2016* Edad 66	0.376 (0.001) [0.136]	0.012 (0.002) [0.351]	0.024 (0.001) [0.247]	0.042 (0.001) [0.275]	0.056 (0.002) [0.313]
Encuesta 2016* Edad 67	0.468 (0.002) [0.185]	0.043 (0.002) [0.290]	0.020 (0.001) [0.310]	0.033 (0.001) [0.249]	0.062 (0.002) [0.301]
Encuesta 2016* Edad 68	0.504 (0.002) [0.149]	-0.031 (0.002) [0.233]	-0.006 (0.002) [0.256]	-0.009 (0.002) [0.232]	0.011 (0.002) [0.429]
Encuesta 2016* Edad 69	0.506 (0.001) [0.150]	0.033 (0.002) [0.347]	0.016 (0.002) [0.325]	0.012 (0.002) [0.261]	0.048 (0.003) [0.349]
Observaciones	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193
R ²	0.353	0.077	0.039	0.047	0.066
Media Variable Dep.	0.028	0.250	0.073	0.116	0.204

Notas: La tabla muestra los resultados de un estudio de eventos por edad en el que cada variable de edad se interactúa con el indicador “Encuesta de 2016”. La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Los errores estándar agrupados por edad se indican entre paréntesis. Los p-valores del wild cluster con ponderaciones de Webb se indican entre corchetes. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabla A6: Impacto de la elegibilidad en la selección de la muestra

	Casada/en unión		Casada/en unión con pareja		Recibe pensión		Selección en nuestra muestra	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
Edad 66-69 X Encuesta 2016	0.005 (0.016) [0.734]		0.004 (0.017) [0.822]		0.010 (0.009) [0.343]		-0.006 (0.014) [0.700]	
Edad 66-67 X Encuesta 2016		-0.005 (0.019) [0.773]		-0.005 (0.022) [0.739]		0.013 (0.005) [0.138]		-0.021 (0.013) [0.295]
Edad 68-69 X Encuesta 2016		0.017 (0.022) [0.611]		0.015 (0.023) [0.618]		0.007 (0.017) [0.726]		0.012 (0.013) [0.465]
Observaciones	20,806	20,806	20,806	20,806	20,806	20,806	20,806	20,806
R ²	0.022	0.022	0.022	0.022	0.120	0.120	0.049	0.049
Media Variable Dep.	0.547	0.547	0.538	0.538	0.227	0.227	0.461	0.461
P-valor 66-67 vs. 68-69		0.562		0.634		0.621		0.147

Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Los errores estándar agrupados por edad se indican entre paréntesis. Los p-valores del wild cluster con ponderaciones de Webb se indican entre corchetes. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabla A7: Efecto de anticipación: Comparando mujeres entre 56-59 y 61-64

	Recibe ayuda gubernamental		Cualquier tipo de violencia		Violencia física o sexual		Violencia económica		Violencia psicológica	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
Edad 61-64 X Encuesta 2016	0.024*** (0.002) [0.000]		0.006 (0.015) [0.739]		0.004 (0.008) [0.592]		0.003 (0.007) [0.701]		-0.004 (0.011) [0.719]	
Edad 61-64 X Encuesta 2016		0.025*** (0.002) [0.004]		0.002 (0.014) [0.900]		-0.004 (0.007) [0.671]		0.001 (0.007) [0.921]		0.001 (0.011) [0.904]
Edad 61-64 X Encuesta 2016		0.023** (0.002) [0.015]		0.010 (0.021) [0.719]		0.013 (0.006) [0.161]		0.005 (0.008) [0.589]		-0.010 (0.012) [0.514]
Observaciones	15,481	15,481	15,481	15,481	15,481	15,481	15,481	15,481	15,481	15,481
R ²	0.026	0.026	0.088	0.088	0.050	0.050	0.054	0.054	0.073	0.073
Media Variable Dep.	0.017	0.017	0.265	0.265	0.079	0.079	0.128	0.128	0.210	0.210
P-valor 61-62 vs. 63-64		0.201		0.761		0.059		0.607		0.452

Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 56 y 59 años y de entre 61 y 64 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Los errores estándar agrupados por edad se indican entre paréntesis. Los p-valores del wild cluster con ponderaciones de Webb se indican entre corchetes. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabla A8: Pruebas de robustez: Especificaciones alternativas y selecciones de muestra

Panel A: Recibe <i>ayuda gubernamental</i> (media=0.048)												
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Edad 66-67 X Encuesta 2016	0.419** (0.036) [0.015]	0.418** (0.035) [0.016]	0.417** (0.035) [0.013]	0.416** (0.035) [0.012]	0.416** (0.035) [0.014]	0.413** (0.036) [0.015]	0.416** (0.034) [0.012]	0.378** (0.046) [0.020]	0.419** (0.041) [0.021]	0.359** (0.023) [0.011]	0.413** (0.032) [0.011]	0.406*** (0.010)
Edad 68-69 X Encuesta 2016	0.504*** (0.002) [0.000]	0.504*** (0.002) [0.000]	0.503*** (0.001) [0.000]	0.504*** (0.001) [0.000]	0.506*** (0.002) [0.000]	0.504*** (0.003) [0.000]	0.504*** (0.002) [0.000]	0.472*** (0.017) [0.006]	0.505*** (0.006) [0.000]	0.448*** (0.002) [0.000]	0.496*** (0.003) [0.000]	0.491*** (0.005)
Valor-p 66-67 vs. 68-69	0.187	0.183	0.199	0.206	0.206	0.195	0.212	0.283	0.198	0.080	0.212	
Panel B: Sufrió <i>cualquier tipo</i> de violencia en los últimos 12 meses (mean=0.231)												
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Edad 66-67 X Encuesta 2016	0.056* (0.020) [0.069]	0.056* (0.020) [0.071]	0.055* (0.019) [0.072]	0.054* (0.015) [0.069]	0.055* (0.014) [0.075]	0.051* (0.015) [0.077]	0.055* (0.016) [0.071]	0.076** (0.013) [0.031]	0.037 (0.013) [0.106]	0.055** (0.013) [0.050]	0.056** (0.019) [0.038]	0.053 (0.034)
Edad 68-69 X Encuesta 2016	0.031 (0.023) [0.275]	0.030 (0.024) [0.310]	0.026 (0.021) [0.348]	0.025 (0.026) [0.535]	0.027 (0.027) [0.506]	0.023 (0.029) [0.624]	0.028 (0.027) [0.473]	0.007 (0.010) [0.529]	0.021 (0.024) [0.555]	0.024 (0.026) [0.632]	0.030 (0.021) [0.253]	0.050 (0.042)
Valor-p 66-67 vs. 68-69	0.540	0.547	0.464	0.512	0.537	0.583	0.577	0.031	0.551	0.476	0.532	
Panel C: Sufrió violencia <i>física o sexual</i> en los últimos 12 meses (mean=0.075)												
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Edad 66-67 X Encuesta 2016	0.027* (0.006) [0.051]	0.027** (0.006) [0.050]	0.027* (0.006) [0.057]	0.027* (0.005) [0.052]	0.027** (0.006) [0.032]	0.029** (0.005) [0.047]	0.027* (0.006) [0.061]	0.049** (0.006) [0.022]	0.011 (0.006) [0.200]	0.034** (0.008) [0.048]	0.031** (0.006) [0.027]	0.033** (0.014)
Edad 68-69 X Encuesta 2016	0.009 (0.008) [0.402]	0.008 (0.009) [0.461]	0.007 (0.009) [0.508]	0.008 (0.010) [0.550]	0.009 (0.010) [0.530]	0.008 (0.011) [0.610]	0.009 (0.011) [0.545]	0.013 (0.009) [0.206]	0.008 (0.011) [0.595]	0.009 (0.010) [0.449]	0.010 (0.011) [0.622]	0.002 (0.021)
Valor-p 66-67 vs. 68-69	0.078	0.095	0.072	0.175	0.276	0.175	0.238	0.053	0.659	0.059	0.197	
Panel D: Sufrió violencia <i>económica</i> en los últimos 12 meses (mean=0.100)												
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Edad 66-67 X Encuesta 2016	0.047*** (0.004) [0.005]	0.047*** (0.004) [0.004]	0.047*** (0.004) [0.004]	0.046** (0.005) [0.013]	0.048** (0.005) [0.017]	0.047** (0.007) [0.026]	0.046*** (0.004) [0.008]	0.075* (0.017) [0.063]	0.038** (0.008) [0.040]	0.049** (0.006) [0.019]	0.046** (0.003) [0.007]	0.050*** (0.012)
Edad 68-69 X Encuesta 2016	0.009 (0.007) [0.319]	0.008 (0.007) [0.376]	0.007 (0.007) [0.446]	0.009 (0.009) [0.514]	0.011 (0.009) [0.241]	0.010 (0.011) [0.588]	0.010 (0.010) [0.519]	0.003 (0.018) [0.830]	0.013 (0.009) [0.202]	0.004 (0.007) [0.673]	0.007 (0.009) [0.587]	0.020 (0.013)
Valor-p 66-67 vs. 68-69	0.046	0.056	0.060	0.053	0.052	0.054	0.044	0.014	0.221	0.045	0.046	
Panel E: Sufrió violencia <i>psicológica</i> en los últimos 12 meses (mean=0.170)												
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
Edad 66-67 X Encuesta 2016	0.065** (0.010) [0.027]	0.065** (0.009) [0.027]	0.063** (0.008) [0.022]	0.063** (0.006) [0.014]	0.063** (0.007) [0.012]	0.062** (0.006) [0.012]	0.064** (0.008) [0.020]	0.086** (0.017) [0.017]	0.038* (0.009) [0.068]	0.058** (0.007) [0.023]	0.062** (0.008) [0.031]	0.051* (0.028)
Edad 68-69 X Encuesta 2016	0.037* (0.013) [0.072]	0.036* (0.014) [0.072]	0.032* (0.011) [0.051]	0.032* (0.015) [0.057]	0.032* (0.016) [0.061]	0.034* (0.018) [0.061]	0.033* (0.016) [0.072]	0.039** (0.014) [0.038]	0.018 (0.014) [0.326]	0.024 (0.015) [0.146]	0.040* (0.012) [0.053]	0.042 (0.030)
Valor-p 66-67 vs. 68-69	0.143	0.169	0.046	0.151	0.201	0.327	0.162	0.022	0.351	0.160	0.272	
Año de encuesta EF y Edad EF		✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Reg EF			✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Controles				✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Edad pareja EF					✓							
Estado X Edad EF						✓						
Estado X Año Encuesta EF							✓					
Ponderado								✓				
Incluyendo Chiapas, Tabasco Tlaxcala and Zacatecas									✓			
Incluyendo personas con pensión										✓		
Sin la encuesta 2006											✓	
DID Doblemente Robustos												✓
Observaciones	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	11,635	11,924	7,182	5,857

Notas: Ver notas Tabla 2.

Tabla A9: Impacto de la elegibilidad en subcategorías desagregadas de VG

Panel A: Violencia física y sexual										
	Física moderada		Física grave		Violencia sexual					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)				
Edad 66-69 X Encuesta 2016	0.012 (0.007) [0.139]		0.003 (0.003) [0.352]		0.006 (0.008) [0.601]					
Edad 66-67 X Encuesta 2016		0.018 (0.005) [0.105]		0.004 (0.002) [0.145]		0.012 (0.010) [0.603]				
Edad 68-69 X Encuesta 2016		0.002 (0.004) [0.643]		0.006 (0.004) [0.836]		0.003 (0.006) [0.691]				
Media Variable Dep.	0.058	0.058	0.006	0.006	0.028	0.028				
Valor-p 66-67 vs. 68-69		0.287		0.423		0.484				
Panel B: Violencia económica										
	Robo o coerción		Control económico		Omisión financiera					
	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)				
Edad 66-69 X Encuesta 2016	0.002 (0.003) [0.518]		0.023* (0.010) [0.089]		0.011 (0.009) [0.307]					
Edad 66-67 X Encuesta 2016		0.005 (0.003) [0.171]		0.037** (0.008) [0.047]		0.025** (0.005) [0.032]				
Edad 68-69 X Encuesta 2016		0.004 (0.004) [0.849]		0.023 (0.015) [0.328]		0.005 (0.009) [0.260]				
Media Variable Dep.	0.003	0.003	0.090	0.090	0.051	0.051				
Valor-p 66-67 vs. 68-69		0.304		0.065		0.049				
Panel C: Violencia psicológica										
	Indiferencia		Degradación		Intimidación		Aislamiento		Amenazas	
	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)
Edad 66-69 X Encuesta 2016	0.028 (0.014) [0.135]		0.038** (0.013) [0.040]		0.010 (0.006) [0.177]		0.007 (0.005) [0.174]		0.010 (0.009) [0.307]	
Edad 66-67 X Encuesta 2016		0.050** (0.006) [0.027]		0.050** (0.012) [0.049]		0.018* (0.005) [0.076]		0.010 (0.005) [0.109]		0.011 (0.006) [0.193]
Edad 68-69 X Encuesta 2016		0.004 (0.008) [0.843]		0.023 (0.015) [0.185]		0.008 (0.016) [0.845]		0.006 (0.016) [0.631]		0.010 (0.016) [0.688]
Media Variable Dep.	0.135	0.135	0.086	0.086	0.039	0.039	0.021	0.021	0.0036	0.036
Valor-p 66-67 vs. 68-69		0.044		0.444		0.065		0.595		0.794

Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Los errores estándar agrupados por edad se indican entre paréntesis. Los p-valores del wild cluster con ponderaciones de Webb se indican entre corchetes. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabla A10: Impacto de la elegibilidad en el poder de negociación y patrones de cohabitación

	Composición del hogar												Poder de negociación	
	Más de dos miembros en la casa		Padres viven en la casa		Hijos viven en la casa		Nietos viven en la casa		Hermanos viven en la casa		Otros viven en la casa		Índice de poder de negociación	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
Edad 66-69 X Encuesta 2016	0.004 (0.023) [0.849]		0.005 (0.003) [0.180]		0.000 (0.019) [0.983]		0.006 (0.014) [0.731]		-0.003 (0.002) [0.164]		-0.010 (0.018) [0.594]		0.009 (0.014) [0.579]	
Edad 66-67 X Encuesta 2016		0.011 (0.021) [0.636]		0.003 (0.004) [0.661]		-0.004 (0.012) [0.811]		0.002 (0.014) [0.928]		-0.004* (0.002) [0.053]		0.010 (0.012) [0.496]		0.014 (0.014) [0.507]
Edad 68-69 X Encuesta 2016		-0.004 (0.029) [0.892]		0.007 (0.002) [0.131]		0.005 (0.038) [0.822]		0.012 (0.013) [0.469]		-0.001 (0.002) [0.576]		-0.035 (0.018) [0.214]		0.002 (0.022) [0.897]
Observaciones	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,193	10,186	10,186
R ²	0.062	0.062	0.011	0.011	0.065	0.065	0.042	0.042	0.009	0.009	0.045	0.046	0.074	0.074
Media Variable Dep.	0.597	0.597	0.009	0.009	0.487	0.487	0.271	0.271	0.011	0.011	0.112	0.112	-0.096	-0.096
Valor-p 66-67 vs. 68-69		0.603		0.505		0.764		0.059		0.490		0.066		0.734

Notas: La muestra incluye a mujeres de entre 61 y 64 años y de entre 66 y 69 años que actualmente están casadas o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en las encuestas ENDIREH de 2006, 2011 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Los errores estándar agrupados por edad se indican entre paréntesis. Los p-valores del wild cluster con ponderaciones de Webb se indican entre corchetes. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.

Tabla A11: Impacto de la elegibilidad en el ingreso del hogar (ENIGH)

	Registro de ingreso monetario de los hogares			
	Elegibilidad de las mujeres para PAM		Elegibilidad de los hombres para PAM	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Edad 66-69 X Post	0.075** (0.028) [0.028]		0.125** (0.043) [0.030]	
Edad 66-67 X Post		0.082* (0.032) [0.097]		0.159* (0.045) [0.064]
Edad 68-69 X Post		0.067 (0.025) [0.117]		0.084 (0.051) [0.142]
Observaciones	12,002	12,002	10,520	10,520
R ²	0.260	0.260	0.235	0.235
Media Variable Dep.	7.314	7.314	7.037	7.037
Valor-p 66-67 vs. 68-69		0.617		0.438

Notas: La muestra incluye a mujeres y hombres que actualmente están casados o en pareja, conviven con sus parejas y no reciben una pensión contributiva en el Módulo de Condiciones Socioeconómicas de la Encuesta Nacional de Ingresos y Gastos de los Hogares (ENIGH) de México de 2008, 2010, 2012, 2014 y 2016. Se excluyen las observaciones de Chiapas, Tabasco, Tlaxcala y Zacatecas (estados que implementaron reformas de transferencias monetarias dirigidas a personas de 65 años o más entre 2006 y 2011). Todas las regresiones controlan por los efectos fijos de edad, año de la encuesta y estado, además de las características individuales y del hogar. Los errores estándar agrupados por edad se indican entre paréntesis. Los p-valores del wild cluster con ponderaciones de Webb se indican entre corchetes. *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1.