



EL COLEGIO DE MÉXICO

CENTRO DE ESTUDIOS ECONÓMICOS

LICENCIATURA EN ECONOMÍA

TRABAJO DE INVESTIGACIÓN PARA OBTENER EL TÍTULO DE LICENCIADO EN ECONOMÍA

EFFECTOS DE LOS CAMBIOS RECIENTES EN LAS PENSIONES NO CONTRIBUTIVAS SOBRE LA OFERTA LABORAL DE LOS ADULTOS MAYORES EN MÉXICO

MARTHA CONSTANZA GRULLÓN GUERRERO

PROMOCIÓN 2020-2024

ASESOR:

LAURA JUÁREZ GONZÁLEZ

CIUDAD DE MÉXICO, 2025

Agradecimientos

Quiero agradecer a mi abuela Dolores, a quien dedico esta tesis. Ella logró obtener un poco de libertad e independencia a través de su pensión no contributiva. Fue una mujer que, debido a las circunstancias de su tiempo, no tuvo la oportunidad de estudiar ni de trabajar formalmente. A pesar de las dificultades personales y económicas, Lola dedicó su vida a la crianza de cinco hijos y seis nietos. Su mayor orgullo fue ver a sus hijos completar sus estudios universitarios, con mi madre alcanzando una maestría y mi tío un doctorado. Gracias a ella, mi madre pudo desarrollarse profesionalmente mientras criaba a sus tres hijos, con la tranquilidad de saber que estábamos seguros y felices en casa de mi abuela. Espero que desde el cielo sepa cuánto significó su esfuerzo para todos nosotros y que también se sienta orgullosa de su nieta.

La pensión no contributiva representó para mi abuela un ingreso propio, un tesoro que era exclusivamente suyo, sin condiciones ni restricciones. Este ingreso le permitía disfrutar de pequeños placeres y, a la vez, seguir cuidándonos y consintiéndonos. Ver cómo este recurso le proporcionaba alivio y autonomía dejó una huella profunda en mí. Dedico esta tesis a todas las abuelas que, como ella, han sostenido y acompañado a sus hijas y nietas para que puedan construir sus sueños.

Agradezco profundamente a mis padres por todos los sacrificios que hicieron y por haber guiado el camino que me llevó a El Colegio de México. Agradezco a mis tías y tíos, quienes me cuidaron como a una hija y me enseñaron a esforzarme y a soñar en grande.

A la doctora Laura Juárez, mi asesora, le agradezco su invaluable apoyo durante la elaboración de esta tesis, así como su ejemplo inspirador tanto como investigadora como mujer. Su guía fue fundamental para mi desarrollo profesional y académico.

También agradezco a El Colegio de México y a los compañeros, compañeras, profesores y profesoras que formaron parte de esta etapa de mi vida. La experiencia vivida en El Colegio fue determinante para la persona que soy hoy y para la visión que tengo del mundo.

Finalmente, espero que esta tesis contribuya al diseño de más programas que beneficien a las trabajadoras domésticas no remuneradas, quienes han sido tan frecuentemente invisibilizadas en nuestra sociedad. Ojalá que las historias de mujeres como mi abuela sigan siendo contadas y escuchadas, inspirando nuevos proyectos académicos y sociales.

Resumen

Esta tesis analiza el impacto de la reforma de 2019 al programa "Pensión para el Bienestar de las Personas Adultas Mayores" en México sobre la oferta laboral de los adultos mayores. La reforma aumentó la edad mínima de elegibilidad de 65 a 68 años y duplicó el monto de la pensión. Utilizando un enfoque de diferencias en diferencias (DiD) y datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE), se estimaron los efectos causales de la reforma en los resultados del mercado laboral, considerando variables como género, nivel educativo y residencia rural-urbana. Los resultados indican que el aumento en el monto de la pensión resultó en una disminución estadísticamente significativa de la probabilidad de pertenecer a la población económicamente activa y la probabilidad de ocupación para los individuos de 68 años o más, especialmente entre las mujeres. Este grupo, que fue elegible para la pensión al menos tres años antes de la reforma, mostró una disminución notable en la actividad económica, resaltando el papel de las pensiones no contributivas en permitir que los adultos mayores reduzcan su dependencia del ingreso laboral. En contraste, no se encontraron efectos significativos para los individuos de 60 a 64 años, cuyo acceso a la pensión se retrasó tres años. Para aquellos de 65 a 67 años, la reforma redujo los ingresos laborales mensuales, pero no afectó otros indicadores del mercado laboral. Se llevan adicionalmente modelos de efectos heterogéneos que revelan disparidades basadas en género, educación y contexto geográfico.

Índice de Contenido

Agradecimientos	i
Resumen	iii
Introducción	3
Contexto	7
Situación en México	7
Pensión para el Bienestar de las Personas Adultas Mayores.	8
Revisión de la literatura	11
Modelos Empíricos y Resultados	11
Estrategia Empírica	17
Datos	17
Modelo Econométrico	19
Resultados	23
Efectos de tratamientos para los adultos mayores	23
Pruebas de robustez	29
Conclusiones	35
Bibliografía	39
Anexo	43
Índice de Figuras	47
Índice de Tablas	48

Introducción

Este trabajo busca responder a la pregunta de cómo los recientes cambios en las reglas de elegibilidad y el monto de las pensiones no contributivas en México han afectado la oferta laboral de los adultos mayores. En particular, se analiza el impacto del aumento en la edad mínima para acceder a la pensión, de 65 a 68 años, y el incremento de más del doble en el monto otorgado para ciertos grupos de beneficiarios, cambios que entraron en vigor en 2019. Este análisis es fundamental para comprender cómo las políticas públicas que alteran los incentivos económicos de los adultos mayores pueden influir en sus decisiones laborales, especialmente en un contexto donde la mayoría de los trabajadores mayores enfrentan condiciones de empleo precarias y un acceso desigual al sistema de pensiones.

El envejecimiento poblacional representa un desafío creciente para los sistemas de pensiones en todo el mundo. En el caso de México, aunque la proporción de personas mayores aún es relativamente baja en comparación con otros países de la OCDE, las proyecciones indican un aumento acelerado en las próximas décadas. Este cambio demográfico plantea importantes retos para el diseño de políticas públicas que garanticen la sostenibilidad financiera del sistema de pensiones y la seguridad económica de los adultos mayores. En este contexto, las pensiones no contributivas, como la Pensión para Adultos Mayores, juegan un papel crucial al proporcionar un ingreso básico a los sectores más vulnerables de la población, especialmente aquellos excluidos del sistema contributivo. Sin embargo, los efectos de los recientes cambios en las reglas de elegibilidad y en los montos otorgados por esta pensión sobre la oferta laboral de los adultos mayores aún no han sido plenamente estudiados.

La pensión no contributiva existe en México desde principios del siglo y ha evolucionado rápidamente. La teoría económica sugiere que un aumento en los ingresos provenientes de transferencias no contributivas puede reducir la participación laboral de los adultos mayores al relajar las restricciones presupuestarias y permitirles una mayor flexibilidad en sus decisiones laborales. Se ha descubierto que el programa de pensiones no contributivas federales en México tiene un impacto negativo en la tasa de ahorro de los hogares beneficiarios, lo que sugiere que la transferencia de recursos podría estar sustituyendo los esfuerzos de ahorro privado entre los adultos mayores (Amuedo et al., 2019). Por otro lado, el Programa de Apoyo a los Adultos Mayores,

diseñado para beneficiar a los sectores más vulnerables de la población, mostró un impacto positivo en el bienestar subjetivo de estos individuos. Este hallazgo resalta la importancia de considerar no solo los efectos económicos inmediatos de las pensiones, sino también su influencia en la calidad de vida y la percepción de bienestar de los beneficiarios (Juárez & Rodríguez, 2021). Finalmente, se han encontrado efectos negativos sobre la participación laboral de los adultos mayores más pobres al recibir esta pensión (Juárez & Rodríguez, 2015). La literatura existente se ha centrado en analizar los efectos de la pensión desde que la cobertura y los montos estaban restringidos a ciertos grupos demográficos. Actualmente, la única restricción es cumplir la edad mínima para recibir la pensión. Estos resultados proporcionan una visión más detallada de los factores que influyen en las decisiones de retiro y ofrecen una base sólida para comprender las complejidades económicas y sociales del envejecimiento en México, especialmente en un contexto de crecimiento poblacional y cambios en las políticas de pensiones. Es importante explorar cómo han evolucionado sus efectos ahora que este programa tiene un alcance universal en México y es accesible a toda la distribución de riqueza de los adultos mayores.

La contribución de este trabajo radica en analizar los efectos específicos de la reforma de 2019 sobre la oferta laboral de los adultos mayores en México, diferenciando los impactos según género, nivel educativo y tipo de residencia (urbana o rural). El análisis utiliza un modelo de diferencias en diferencias (DiD) para estimar los efectos causales de la reforma, empleando datos de la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE). Para ello, se establecieron cuatro grupos de análisis en función de la edad. El primer grupo de tratamiento incluye a las personas de 60 a 64 años, quienes originalmente esperaban recibir la pensión a los 65 años, pero debido al cambio en la edad de elegibilidad a 68 años, tuvieron que ajustar sus expectativas. El segundo grupo de tratamiento abarca a las personas de 65 a 67 años, quienes ya eran elegibles antes de la reforma, salvo aquellos que cumplieron 65 años en 2018 y quedaron sujetos a la nueva restricción. Estas personas, junto con el tercer grupo de tratamiento, compuesto por adultos mayores de 68 años o más que llevaban al menos tres años siendo elegibles, experimentaron el aumento significativo en el monto mensual. Finalmente, el grupo de control incluye a las personas de 55 a 59 años, quienes no esperaban recibir la pensión en el corto plazo y no enfrentaron cambios inmediatos en sus expectativas relacionadas con el programa.

Los resultados generales encuentran una disminución significativa en la probabilidad de

estar ocupados y la de pertenecer a la población económicamente activa de los adultos mayores de 68 años. El análisis dividido por género resalta que este efecto es dirigido por la población femenina, que responde de forma más notable al aumento en el monto de la pensión. Los únicos resultados significativos para los hombres son negativos sobre su ingreso laboral mensual a partir de los 65 años. Estos resultados son acompañados de dos análisis de efectos heterogéneos que capturan los efectos de tratamiento diferenciados por nivel educativo y tipo de residencia urbana o rural. Se encuentran resultados que resaltan los privilegios que experimentan los adultos mayores en su situación laboral en contextos más privilegiados, como un mayor nivel educativo y una residencia urbana.

En general, las reformas que incrementan los montos de las pensiones no contributivas no solo reducen la necesidad de ingresos laborales entre los adultos mayores, sino que también les otorgan mayor libertad para elegir entre permanecer en el mercado laboral, jubilarse anticipadamente o explorar otras opciones durante su vejez. Estos hallazgos tienen importantes implicaciones para el diseño de políticas públicas, ya que resaltan el papel de las pensiones no contributivas como una herramienta para mejorar la calidad de vida de los beneficiarios y garantizar su bienestar económico. Sin embargo, también sugieren la necesidad de políticas complementarias que aborden las desigualdades en la capacidad de los adultos mayores para beneficiarse plenamente de estas transferencias, particularmente en los grupos más vulnerables.

Contexto

Situación en México

Según el Instituto Nacional de las Mujeres (2018), en México, la población adulta mayor se define como aquellas personas de 60 años o más. Según datos del INEGI en 2017, este grupo representaba el 10.5 por ciento del total de habitantes, aproximadamente 12.9 millones, con una distribución de género del 53.9 por ciento de mujeres y 46.1 por ciento de hombres. Las proyecciones para 2050 estiman que, con una población de 150 millones, la proporción de adultos mayores aumentará al 21.4 por ciento, siendo un 56.1 por ciento mujeres. Aunque algunos cuentan con jubilación o pensión, este beneficio es más limitado para las mujeres, colocándoles en una situación de dependencia y vulnerabilidad. Estas cifras destacan la necesidad de abordar específicamente las condiciones de las mujeres adultas mayores, especialmente en aspectos relacionados con la seguridad financiera y el bienestar social, reconociendo las disparidades de género que pueden afectar su calidad de vida.

Según el Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social (2020), en México, la población mayor experimenta una menor incidencia de pobreza en comparación con otros grupos, aunque enfrenta desafíos como la disminución de capacidades físicas y la jubilación. El acceso a la seguridad social mejoró notablemente, con una reducción de 12.6 puntos porcentuales de 2018 a 2020. En 2020, casi la mitad de la población mayor tenía ingresos inferiores a la Línea de Pobreza por Ingresos. Más de la mitad recibía ingresos por pensión no contributiva, mientras que un tercio tenía acceso a pensión contributiva. Además, 9.8% de la población mayor a 65 años recibía una remuneración promedio de 6,990 pesos al mes por trabajo subordinado. En total, el 73 por ciento de la población mayor recibía alguna forma de pensión en 2020.

De acuerdo con Levy (2019), en México, la abrumadora informalidad laboral, que afecta al 90 por ciento de las empresas y al 60 por ciento de los trabajadores, persiste. La disfuncionalidad del mercado laboral lleva al fracaso de la seguridad social, donde la mayoría de los trabajadores, al jubilarse, no obtendrán pensión ni atención médica del Instituto Mexicano del Seguro Social (IMSS). Entre 2019 y 2048, se proyecta que 21.8 millones de trabajadores retirados no tendrán derecho a pensión ni servicios de salud del IMSS. Solo el 30 por ciento de los pensionados alcanzarán una pensión mayor al salario mínimo. El problema, según él, es la brevedad de los periodos de ahorro para la jubilación, lo que dificulta el funcionamiento efectivo del sistema.

Pensión para el Bienestar de las Personas Adultas Mayores

De acuerdo con la Secretaría de Bienestar (2022), el Programa Pensión para el Bienestar de las Personas Adultas Mayores busca mejorar la protección social de los adultos mayores mediante apoyos económicos de alcance universal. Se posiciona como un programa social prioritario dentro del Plan Nacional de Desarrollo Social (PND) 2019-2024 y el Programa Sectorial de Bienestar 2020-2024 en México. Este programa adquirió respaldo constitucional a partir de 2020, cuando una reforma al Artículo 4º estableció el derecho a la pensión no contributiva para personas adultas mayores. Inicialmente, en 2001, se inició con transferencias monetarias para adultos mayores de 68 años a nivel local en la capital, replicándose en varios estados.

A nivel federal, el programa comenzó en 2003, bajo el nombre de “Programa de Atención a los Adultos Mayores”, focalizado en áreas rurales con alta marginación. En 2007, se transformó en el "Programa de Atención a los Adultos Mayores de 70 años y Más en Zonas Rurales", reduciendo el apoyo a 500 pesos mensuales. En 2013, cambió a "Programa de Pensión para Adultos Mayores", bajando la edad de ingreso a 65 años y proporcionando 525 pesos mensuales. En el 2014 se aumentó a 580, monto que se mantuvo fijo hasta el 2018. Se estima que en este periodo sin cambios las carencias sociales de la población de adultos mayores se redujeron en 10.67% gracias a este monto otorgado. Adicionalmente, la edad de elegibilidad para recibir la pensión se mantuvo en 65 años y otras condiciones para ser beneficiarios incluían contar con un mínimo de 25 años de residencia en México y no recibir algún otro tipo de beneficio por jubilación o pensión contributiva de un monto mayor a 1,092 pesos.

En 2019, el programa cambió su denominación a "Programa Pensión para el Bienestar de las Personas Adultas Mayores", incluyendo a personas indígenas mayores de 65 años y adultos mayores de 68 años. Las personas mayores de 65 y menores de 68 años que ya se habían inscrito al programa antes del 2019, siguieron recibiendo la pensión. Además de la edad de elegibilidad para adultos no indígenas, el monto de la pensión también aumentó a 1,275 pesos mensuales, un incremento de más del doble. Para esta reforma en específico de la reforma del 2019, sería de esperarse que el aumento en la edad de elegibilidad haya desincentivado el retiro los adultos cercanos a cumplir los 65 años anteriormente requeridos. Este cambio representó un aumento de 3 años a la espera para recibir una pensión no contributiva, lo cual se espera que los haya obligado a mantenerse en la fuerza laboral e incluso aumentar su oferta. Por el otro lado, el aumento del monto de más del doble pudo haber incentivado a los que ya eran elegibles para la pensión ha

finalmente retirarse o disminuir su oferta laboral y sustituir los ingresos laborales por el monto adicional de la pensión. En este trabajo se explora estos posibles efectos.

En 2020, el monto incrementó a 1,310 pesos y en 2021 a 1,350 pesos y la edad de elegibilidad sólo se modificó para las personas adultas mayores afromexicanas de 68 a 65 años. Finalmente, en 2022, la población objetivo regresó a ser "todas las personas adultas mayores de 65 años o más de edad, mexicanas por nacimiento o naturalización y extranjeras, con domicilio actual en la República Mexicana", de acuerdo con el Diario Oficial de la Federación y el acuerdo por el que se emiten las Reglas de Operación del Programa Pensión para el Bienestar de las Personas Adultas Mayores, para el ejercicio fiscal del mismo año. Además, el monto aumentó en casi 600 pesos mensuales. Para el ejercicio fiscal del año posterior, el aumento fue de 475 pesos y los criterios de elegibilidad se mantuvieron fijos. Actualmente, el monto de la pensión es de 3 mil pesos mensuales bajo los mismos criterios establecidos en 2022. En general, entre 2018 y 2024, el monto recibido por los beneficiarios se ha cuadruplicado y los recursos asignados al programa se han incrementado siete veces (Programas para el Bienestar, 2024).

Se puede comenzar a especular sobre el futuro del programa y su alcance. En efecto, de acuerdo con la organización gubernamental, Programas para el Bienestar (2024), a partir de 2025, se comenzará a otorgar la Pensión Mujeres Bienestar de 3,000 pesos bimestrales a mujeres de 60 a 64 años, reconociendo su trayectoria laboral; inicialmente cubrirá a las de 63 y 64 años, extendiéndose a edades menores en 2026. En comunidades indígenas y afromexicanas, esta pensión se ofrecerá desde los 60 años a partir del próximo año. Además, a los 65 años, los adultos mayores de ambos géneros podrán acceder a la Pensión Universal, que otorga 6,000 pesos bimestrales. Los cambios recientes que se han estado haciendo para ampliar la población objetivo de las pensiones no contributivas y su monto para aumentar el poder adquisitivo de los adultos mayores son de importante relevancia. Los planes del gobierno actual de continuar por este camino dejan pendiente la tarea de comprender los efectos tangibles de estas reformas sobre la vida de los ciudadanos. Este trabajo busca contribuir a esta necesidad.

Revisión de la literatura

Modelos Empíricos y Resultados

Los trabajadores eligen el momento de su jubilación al comparar la trayectoria esperada de sus oportunidades en el mercado laboral con la trayectoria esperada de sus flujos de ingreso durante el retiro. Si su utilidad esperada dentro del mercado laboral es mayor a aquella recibiendo beneficios para el retiro, su oferta laboral seguirá siendo positiva. Sin embargo, se observa que mientras más alta es la edad de una persona, menos probable es que siga participando en el mercado laboral (Haveman et al., 2003). Se puede modelar la decisión de retiro de los trabajadores asumiendo que, en un momento dado, estos eligen una fecha de jubilación que maximiza su utilidad. Esta función de utilidad depende positivamente del consumo a lo largo de la vida descontado y de los años pasados en retiro, calculado con la fecha esperada de muerte (Mitchell & Pozzebon, 1989).

En este contexto, la oferta laboral refleja una decisión que toma en cuenta no solo las oportunidades de ingreso inmediato, sino también el nivel de bienestar y estabilidad percibidos al aproximarse la vejez. La oferta laboral, entonces, no es solo un reflejo de los ingresos deseados, sino también de cómo perciben los individuos su estabilidad financiera a largo plazo y su acceso a recursos esenciales, como ingresos previsibles o apoyo gubernamental. La introducción de un programa de pensiones no contributivas puede afectar este cálculo, ya que al ofrecer un ingreso fijo e independiente del trabajo, puede aumentar la utilidad esperada de retirarse o reducir la participación en el mercado laboral. En particular, este tipo de apoyo puede ser percibido como un respaldo económico en la vejez, que reduce la necesidad de depender de ingresos laborales, sobre todo cuando el monto de la pensión cubre una porción significativa de las necesidades de consumo de los beneficiarios. Así, los cambios recientes en la edad de elegibilidad y el monto de las pensiones no contributivas en México pueden alterar las percepciones de seguridad económica y, en consecuencia, influir en sus decisiones de continuar o abandonar el trabajo en edades avanzadas. Las reformas sobre estos criterios del 2019 brindan una oportunidad para analizar el impacto de estas modificaciones en la oferta laboral de los adultos mayores.

La literatura ha documentado el impacto de las pensiones no contributivas sobre el bienestar de adultos mayores en varios países. En Perú y Colombia, estas pensiones han reducido la

pobreza rural entre los ancianos en hasta la mitad (Olivera & Zuluaga, 2014), mientras que en Brasil, la eliminación de las pensiones incrementaría la pobreza de 14.6 millones de personas (Querino & Schwarzer, 2002). En África subsahariana, se recomienda limitar las pensiones sociales a mayores de 65 años y mantener los beneficios por debajo de un tercio del umbral de pobreza para maximizar el impacto (Kakwani & Subbarao, 2006). En Corea del Sur, una reforma que duplicó los beneficios aumentó la satisfacción financiera entre los jubilados de bajos ingresos (Pak, 2020), reflejando el potencial de las pensiones no contributivas para mejorar diversos indicadores de bienestar de adultos mayores. Barschkett et al. (2022) encontraron que el aumento de la edad mínima de jubilación en Alemania tuvo un impacto negativo en la salud de las mujeres mayores, incrementando la prevalencia de problemas como artrosis, obesidad y diagnósticos de salud mental, sin mejoras significativas en otros indicadores de bienestar.

En México, diversos estudios han medido el impacto de las pensiones no contributivas. Dados los criterios de elegibilidad del programa de bienestar en discusión en sus diferentes fases, se puede condicionar las transferencias del programa exclusivamente por edad y ubicación. La elegibilidad no está correlacionada con determinantes no observables de las decisiones a lo largo de la vida laboral y doméstica a nivel individual. Esto contrasta con las pensiones de los regímenes contributivos de seguridad social, donde generalmente no se cumple esta condición. Además, en el caso de México, el despliegue estatal y federal de estos programas proporciona variación exógena que se utiliza para obtener una identificación creíble. Las más presentes en esta literatura se basan en la variación de los criterios de elegibilidad del programa, específicamente la edad y el tamaño de la localidad de residencia a lo largo del tiempo. Se utiliza un enfoque de "intención de tratar" (ITT) para estimar el efecto del programa, considerando la exposición al programa en diferentes puntos del tiempo y bajo diferentes lineamientos (Juárez & Rodríguez, 2021).

Amuedo, Juárez y Alonso (2019) analizan el impacto de las pensiones no contributivas en el ahorro y la oferta laboral de los hogares en México. Utilizando datos de la ENIGH, encuentran que estas pensiones reducen significativamente la tasa de ahorro en hogares con miembros entre 60-64 años y generan una disminución marginal de cuatro puntos porcentuales en la oferta laboral de este grupo etario. Por otro lado, Juárez y Rodríguez (2021), empleando datos del Estudio Nacional sobre Salud y Envejecimiento en México, destacan que la exposición al programa

federal incrementa el bienestar subjetivo de los adultos mayores, especialmente en mujeres vulnerables, mientras que para hombres el efecto es no significativo, salvo en subgrupos específicos como hablantes de lenguas indígenas.

En cuanto a los efectos sobre la oferta laboral, la literatura ha identificado que las posibilidades de recibir beneficios para el retiro tienen generalmente efectos negativos sobre la edad de retiro y sobre oferta laboral de los adultos mayores. Dolls y Krolage (2023) analizan la reforma pensionaria en Alemania que redujo la edad de retiro de 65 a 63 años para individuos con al menos 45 años de contribución al seguro social. Esta reforma incrementó los incentivos para el retiro anticipado, especialmente para los trabajadores con largas trayectorias laborales. Los resultados indican que aquellos elegibles para la jubilación anticipada a los 63 años se retiran, en promedio, entre 7 y 8 meses antes que quienes no cumplen con los requisitos. Aunque recibir beneficios por retiro no impide que algunos trabajadores busquen ingresos adicionales, se observó que, entre 1982 y 1991, el ingreso real y la relación entre ingreso y necesidades disminuyeron para los retirados en Estados Unidos, afectando especialmente a los hogares encabezados por mujeres. La mayoría de los encuestados que comenzaron a recibir beneficios entre los 62 y 64 años, antes de alcanzar la edad de beneficios completos, tenían ingresos laborales más bajos y eran más propensos a caer en la pobreza en comparación con aquellos que se retiraron a los 65 años o más (Haveman et al., 2003).

En Asia y América del Sur, también se ha encontrado evidencia de efectos negativos de las pensiones no contributivas sobre la oferta laboral. En China, Imai y Zhang (2022) encontraron que participantes de un programa universal de pensiones redujeron sus horas trabajadas a la semana en 2.8 horas en promedio. Sin embargo, un efecto significativo negativo sobre la oferta laboral no se encontró para beneficiarios de zonas rurales, ya que estos tienen una valoración mayor del ingreso laboral sobre el tiempo de ocio dado la mayor incidencia de pobreza en esta población. Ma, Zhan y Zhang (2023) encontraron que, al no considerar el ingreso laboral, se puede sobrestimar el efecto de las pensiones en la reducción de la pobreza. La relación de sustitución entre las pensiones y el ingreso ganado ha ido en aumento. Los resultados muestran que los grupos de altos ingresos pueden aumentar sus ingresos laborales cuando no reciben pensiones. En contraste, no se encontró una relación negativa significativa entre ingresos laborales y pensiones en el grupo de bajos ingresos, lo que sugiere que las pensiones afectan significativamente a

quienes están cerca de la línea de pobreza, ya que es menos probable que puedan sustituir el ingreso de una pensión por un ingreso laboral. Además, se observó que el ingreso de sustitución tiende a incrementar el ingreso total cuando un adulto mayor deja de ser pensionista. Olivera y Zuluaga (2014) estiman que las pensiones no contributivas aumentan la probabilidad de jubilación en Colombia y Perú. En un escenario donde los beneficiarios no ajustan sus ingresos laborales, la pensión aumenta el ingreso no laboral individual y el ingreso total del hogar, manteniendo todo lo demás constante, lo que hace que la proporción de jubilados aumente un 1.6 por ciento en Colombia y un 9.6 por ciento en Perú. Si se asume que los beneficiarios ajustan sus ingresos laborales, la jubilación aumenta un 4.8 por ciento en Colombia y un 11.1 por ciento en Perú. Una preocupación adicional respecto estos estudios son los efectos *crowding out* sobre otras transferencias e ingresos que recibe el beneficiario y otros miembros del hogar, lo que significa que donantes privados pueden ajustar sus transferencias a la baja. Al asumir un efecto de *crowding out* completo, tal que el ingreso total del hogar no cambia tras la introducción de la pensión, se prevé un aumento más bajo en la jubilación del 2.0 por ciento en Colombia y del 7.0 por ciento en Perú.

El género afecta la oferta laboral, pues las mujeres suelen participar menos en el mercado laboral debido a su rol en el trabajo no remunerado, especialmente en el cuidado infantil (OECD, 2017). En México, dedican casi el triple de tiempo al trabajo doméstico en comparación con los hombres (Pacheco & Santoyo, 2014). Además, tienen carreras laborales más cortas y a menudo deben jubilarse más tarde debido a ingresos insuficientes (Radl, 2013). A diferencia de los hombres, las mujeres tienden a seguir trabajando después de la jubilación, independientemente de sus ingresos (Sjorgen, 1989), y sus decisiones están influenciadas por la trayectoria laboral de sus esposos (Mitchell & Pozzebon, 1989).

Juárez y Pfutze (2015) examinan el impacto de un programa de 2007 en localidades rurales, donde las transferencias condicionadas a mayores de 70 años afectan la participación laboral. Usando un modelo de Diferencias en Diferencias, los resultados muestran que la participación laboral de hombres solteros disminuye un 30%, con impactos más pronunciados entre los quintiles de riqueza más bajos. Por el contrario, las mujeres mayores no muestran efectos significativos, salvo en los casos de mujeres casadas en los quintiles más bajos, con una caída del 21.3% en la participación laboral. Estos hallazgos subrayan la relevancia de considerar diferencias de

género y condiciones socioeconómicas al diseñar políticas sociales.

La literatura revisada permite extraer varios conocimientos y limitaciones en esta línea de investigación. Se puede observar que los efectos de programas pensionarios similares tienen diferentes resultados dependiendo del país, los criterios de elegibilidad, y también de las características específicas de los beneficiarios a los que los programas sociales son dirigidos. Adicionalmente, es importante notar que los mecanismos a través de los cuales se determinan los efectos de las pensiones no siempre son fáciles de identificar y de representar en los modelos estadísticos. Los estudios sobre el programa de pensiones en México proporcionan evidencia sobre su impacto cuando la elegibilidad para este estaba sujeto a la edad y la ubicación de los receptores. Por ello, es pertinente estudiar su impacto ahora que su alcance se ha extendido a nivel federal para todas las personas en edad de ser elegibles, lo cual amplía su población objetivo a toda la distribución de ingresos de los adultos mayores. Tanto la edad de recepción como el monto de la pensión han sido volátiles a lo largo del tiempo. Es importante entender las consecuencias de estas reformas sobre la vida de los beneficiarios.

Específicamente, este trabajo contribuye a la literatura midiendo el impacto de una disminución en la edad de elegibilidad y un aumento en el monto de la pensión, utilizando un modelo de diferencias en diferencias, con tres grupos de tratamiento. Esta especificación permite medir los diferentes efectos que una misma reforma puede tener sobre la oferta laboral de diferentes cohortes de edad. Adicionalmente, gran parte de este trabajo se centra en observar cómo cambios en un programa de pensiones no contributivas afectan no solo las decisiones laborales de los adultos mayores en edad de jubilación, sino que también las de los adultos próximos a alcanzar esta edad y sus expectativas sobre sus ingresos a futuro. En este trabajo se explota la edad como único criterio de elegibilidad para obtener los tratamientos definidos, lo cual hace que el efecto medido no se vea contaminado por variables no observadas que determinan la oferta laboral de los adultos mayores.

Estrategia Empírica

Datos

En este trabajo se emplea la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo (ENOE) para el periodo de 2017 al 2021. Este conjunto de datos es de corte transversal, con una periodicidad trimestral y una rotación de la muestra del 20% de un trimestre al siguiente. Además, posee representatividad a nivel nacional e incluye cuatro tamaños de localidad, cada una de las 32 entidades federativas y un total de 39 ciudades (Instituto Nacional de Estadística y Geografía, 2019). Los datos que emanan de esta encuesta proveen la posibilidad de observar el contexto laboral y sociodemográfico de la población mexicana con un panorama ampliado y detallado de sus decisiones sociales, ocupacionales y económicas. Los datos proveen información agrupada por vivienda, hogar, con base en las respuestas de los residentes. La encuesta recoge información para individuos desde los cinco años.

Las regresiones y gráficas se restringen a personas mayores de 55 años en cualquiera de los cinco años utilizados, ya que conforman los grupos de control y tratamiento. La muestra restringida es conformada por los mayores de 55 años que fueron entrevistados entre el primer trimestre de 2018 y el cuarto trimestre de 2019. De esta manera, se toman en cuenta dos periodos (trimestres) antes y después del primer periodo con la implementación de la reforma (el tratamiento). La muestra considerada es de corte transversal, aunque un quinto de ella es considerada balanceada por el diseño de la encuesta.

Para medir la oferta laboral de los adultos mayores, se utilizan 5 indicadores de acuerdo con sus definiciones proporcionada por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía (INEGI) y la descripción de datos de la ENOE. La primera es una dummy de la Población Económicamente Activa (PEA). Esta categoría agrupa a la población ocupada con algún vínculo laboral con o sin pago, y a la población desocupada en búsqueda de un vínculo laboral sin ingresos. El segundo indicador es una dummy de la población ocupada, es decir, los mayores de 15 años que realizaron al menos una hora de actividad económica la semana pasada con referencia a la fecha de la encuesta. La tercera variable es dummy de personas que reportaron haber trabajado tiempo completo la semana pasada, es decir, al menos 35 horas. Se incluye también una medida

aproximada del ingreso mensual laboral de los y las entrevistadas. Esta medida no es exacta ya que el ingreso laboral se reporta, diaria, semanal, bimestral, o mensual, dependiendo de la periodicidad de recepción de ingresos de los individuos. Finalmente, se agrega una variable de las horas trabajadas la semana pasada por el individuo. Se reportan resultados de para logaritmo natural de las últimas dos variables para observar el efecto cuando no se toma en cuenta a los individuos que reportaron valores nulos, es decir, que no reciben ingresos laborales ni trabajaron la semana pasada.

La tabla 5.1 describe la situación demográfica y laboral de la población mayor de 55 años, conformada por 52.15% de mujeres y 47.85% de hombres. Los datos muestran que la probabilidad de estar ocupado disminuye con la edad, siendo significativamente mayor para los hombres (82.3% en el grupo de 55-59 años) que para las mujeres (44.3%), lo que refleja una brecha de casi 38 puntos porcentuales en la participación laboral. Sin embargo, esta brecha se reduce con la edad, ya que la probabilidad de ocupación cae más rápidamente entre los hombres, posiblemente debido a una mayor flexibilidad para retirarse en respuesta a factores como cambios en ingresos, salud o acceso a pensiones.

Se nota una tendencia similar sobre las horas trabajadas a la semana. los hombres de entre 55 y 59 años reportan trabajar un promedio de 46.2 horas, mientras que las mujeres trabajan alrededor de 36.4 horas, resultando en una brecha de aproximadamente 10 horas. Esta diferencia se mantiene relativamente constante hasta los 67 años. Sin embargo, en el grupo de 68 años y más, las horas promedio trabajadas por los hombres disminuyen a 38, mientras que las de las mujeres permanecen en torno a las 31 horas. Esta disminución mayor en las horas trabajadas por los hombres sugiere que los hombres mayores tienen más espacio reducir su participación en el mercado laboral. Esto podría reflejar que las mujeres que siguen trabajando después de convertirse en adultas mayores son auto-seleccionadas y es más probable que sigan trabajando incluso después de cumplir 68 años, por cuestiones de necesidades económicas o por preferencias personales.

Los datos de ingreso laboral mensual también evidencian una marcada disparidad de género. En el grupo de 55 a 59 años, los hombres tienen un ingreso promedio de aproximadamente 18,245 pesos, mientras que las mujeres ganan 4,746 pesos en promedio, lo que representa una diferencia significativa de más de 13,000 pesos mensuales. Esta brecha salarial se reduce con la edad, pero sigue siendo sustancial en los grupos de mayor edad. En el grupo de 68 años y más, la

diferencia en ingresos entre hombres y mujeres es de aproximadamente 2,298 pesos. El ingreso laboral relativamente bajo de las mujeres mayores podría deberse a su limitado acceso a pensiones contributivas adecuadas, lo que las obliga a permanecer activas en el mercado laboral incluso a edades avanzadas. La disparidad de ingresos también indica una menor capacidad de las mujeres para acumular ahorros para la vejez, lo cual es un factor importante para considerar en el análisis de la oferta laboral y el impacto de las pensiones no contributivas.

La probabilidad de residir en una localidad urbana muestra una ligera disminución con la edad, siendo mayor en mujeres que en hombres en todos los grupos etarios. En el grupo de 55 a 59 años, por ejemplo, el 63.2% de los hombres y el 65.1% de las mujeres residen en áreas urbanas. Sin embargo, para los mayores de 68 años, estas probabilidades disminuyen a 57.9% para los hombres y 62.2% para las mujeres, lo que indica una leve tendencia hacia una mayor residencia en zonas rurales en las cohortes de edades más altas.

El nivel educativo promedio disminuye con la edad y presenta diferencias de género. Los hombres tienen, en promedio, un año más de educación que las mujeres en cada grupo de edad. En el grupo de 55 a 59 años, los hombres tienen un promedio de 9.7 años de educación, mientras que las mujeres tienen 8.7 años. Esta brecha de género se mantiene en los grupos de mayor edad.

Los datos reflejan tendencias claras en la oferta laboral y la composición demográfica de la muestra. La participación laboral disminuye con la edad, especialmente entre las mujeres, quienes presentan tasas de ocupación e ingresos significativamente más bajas que los hombres. A medida que avanza la edad, tanto la probabilidad de estar ocupado como las horas trabajadas disminuyen, siendo más pronunciada esta caída en los hombres. Se nota que las generaciones de mayor edad cuentan con menores niveles educativos y residen con más probabilidad en localidades urbanas. Además, se nota una tendencia de las brechas de género a reducirse conforme se hacen más viejos los individuos. La disparidad de ingresos y la menor escolaridad en mujeres y de los adultos de mayor edad, sumadas a su mayor tendencia a residir en áreas rurales, reflejan desafíos adicionales para su inclusión en el mercado laboral a edades más avanzadas.

Modelo Econométrico

El objetivo principal es explorar cómo el aumento de la edad de elegibilidad y del monto para la pensión no contributiva afecta la oferta laboral de los adultos mayores de diferentes eda-

Cuadro 5.1: Medias y desviaciones estándar de indicadores de participación laboral por género

Grupos etarios	55-59			60-64			65-67			68+		
	Media	Desviación Estándar	N	Media	Desviación Estándar	N	Media	Desviación Estándar	N	Media	Desviación Estándar	N
Prob de Pertenecer a Población Ocupada												
Hombres	0.82	0.38	69915	0.65	0.48	57416	0.55	0.50	27660	0.34	0.47	92301
Mujeres	0.44	0.50	82090	0.32	0.47	66856	0.24	0.43	32375	0.13	0.33	113075
Diferencia	0.38	0.00	152005	0.33	0.00	124272	0.31	0.00	60035	0.21	0.00	205376
Horas Tabajadas Semanalmente												
Hombres	46.19	16.44	55074	44.08	17.60	35833	42.12	18.51	14772	38.82	18.97	30173
Mujeres	36.45	17.57	34797	34.50	18.54	20721	32.49	19.15	7628	31.43	20.09	13939
Diferencia	9.75	0.12	89871	9.57	0.16	56554	9.64	0.26	22400	7.39	0.20	44112
Ingreso Laboral Mensual (pesos corrientes)												
Hombres	18244.88	25722.17	40644	11130.40	20445.67	36945	7600.27	17420.12	18503	2899.96	11232.56	71819
Mujeres	4745.94	13850.59	63004	2712.12	9397.13	54844	1586.13	7918.70	27622	602.08	5190.79	103786
Diferencia	13498.94	123.37	103648	8418.28	100.06	91789	6014.14	119.90	46125	2297.88	39.89	175605
Años de educación												
Hombres	9.44	4.99	69743	8.82	5.26	57266	8.10	5.36	27617	6.03	5.24	91976
Mujeres	8.58	4.77	81967	7.67	4.82	66690	6.68	4.77	32323	5.02	4.46	112636
Diferencia	0.86	0.03	151710	1.15	0.03	123956	1.42	0.04	59940	1.01	0.02	204612
Probabilidad de residir en una localidad urbana												
Hombres	0.63	0.48	69908	0.64	0.48	57410	0.63	0.48	27658	0.58	0.49	92263
Mujeres	0.65	0.48	82086	0.66	0.47	66848	0.65	0.48	32374	0.62	0.48	113047
Diferencia	-0.02	0.00	151994	-0.02	0.00	124258	-0.02	0.00	60032	-0.04	0.00	205310
Sexo												
Hombres	0.46	0.50	69915	0.46	0.50	57416	0.46	0.50	27660	0.42	0.49	92301
Mujeres	0.54	0.50	82090	0.54	0.50	66856	0.54	0.50	32375	0.51	0.50	113075

Notas: Los errores estándar están agrupados a nivel individual y se reportan en la columna de Desviación Estándar. La muestra incluye cuatro grupos etarios mayores de 55 años (55-59, 60-64, 65-67 y 68+). En cada panel, los resultados están desagregados por género (hombres y mujeres). Las diferencias se calculan como la diferencia entre los valores promedio de hombres y mujeres para cada grupo. El tamaño muestral (N) cambia para cada comparación, y está indicado en las estimaciones respectivas. Los ingresos reportados están expresados en pesos corrientes. Las estimaciones no están ponderadas con los factores de expansión de la ENOE. **Fuente:** ENOE 2018-2019.

des. Para esto, se realizan tres definiciones para medir el efecto de la reforma del 2019 sobre el programa de pensiones sobre los indicadores de participación laboral definidos. Como ya se mencionó, la edad para ser elegible para recibir esta pensión aumentó de 65 a 68 años para los adultos mayores no indígenas del 2018 al 2019, y el monto recibido mensualmente subió de 580 a 1,275 pesos, es decir, un aumento de aproximadamente 120%. Defino el primer grupo de tratamiento como personas entre 60 y 64 años. Este grupo esperaba recibir su pensión a los 65 años, pero debido al cambio en la edad de elegibilidad, tuvieron que ajustar sus expectativas de ingreso al programa hasta los 68 años. El segundo grupo de tratamiento son aquellos que tienen entre 65 y 67 años, es decir, ya eran elegibles para la pensión a la hora del cambio, a excepción de los que cumplieron 65 en el 2018. Finalmente, el tercer grupo son los mayores a 68, que llevaban al menos tres años siendo elegibles para recibir la pensión. A los últimos dos grupos se les aumentó el monto disponible a recibir por más del doble si tomaban la oportunidad de recibir la pensión. El grupo de control para los análisis incluye a aquellos que tuvieran entre 55 y 59 años. Este grupo no estaba esperando recibir su pensión dentro de los próximos 5 años antes del cambio.

La especificación del modelo principal captura la exposición a esta reforma que entró en vigor el primero de enero de 2019. Se realiza un modelo de Diferencias en Diferencia en el cual

se interactúa el grupo de edad al que se pertenece con el periodo posterior a la reforma. Esta fue anunciada un mes antes de su aplicación, por lo que se puede asumir que los tratados no tuvieron oportunidad de ajustar su participación laboral de una manera importante (supuesto de no anticipación). El supuesto de tendencias paralelas se prueba con un modelo que interactúa una dummy de cada trimestre con una de cada grupo de tratamiento. Esta técnica tiene en cuenta los efectos no observables de las características del grupo y el tiempo. Es una técnica no experimental para estimar el efecto promedio del tratamiento en los tratados (ATET). Se establece una diferencia antes/después tanto para un grupo de tratamiento como para uno de control, y luego la diferencia entre estas dos diferencias es el efecto de tratamiento (Luedicke, 2022). Esta técnica controla las características no observables en el tiempo y en los grupos que pueden confundir el efecto del tratamiento en el resultado.

Sin embargo, en este trabajo se estima el efecto de intención a tratar (ITT), ya que la variable de tratamiento se basa en el criterio de elegibilidad. Con los datos observados, no podemos saber si todas las personas del grupo de control que cumplían con la edad mínima antes del 2019 realmente solicitaron la pensión NC. Tampoco podemos saber si todas las personas del grupo de tratamiento estaban esperando recibir su pensión a los 65 años. La ecuación principal es:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \text{Trat}_{60-64} + \beta_2 \text{Trat}_{65-67} + \beta_3 \text{Trat}_{68+} + \beta_5 (\text{Trat}_{60-64} \times \text{Post}) + \beta_6 (\text{Trat}_{65-67} \times \text{Post}) + \beta_7 (\text{Trat}_{68+} \times \text{Post}) + \beta_8 X_i + \alpha_t + \epsilon_i \quad (5.1)$$

Los términos $\text{Trat}_{\text{edad}}$ indican el grupo de tratamiento especificado al que pertenece el individuo i . X_i es un vector de características sociodemográficas del individuo (estas incluyen, género, tipo de localidad al que pertenece su hogar y años de educación concluidos). Post es un indicador del periodo a partir del primero de enero de 2019. α_t es el efecto fijo por trimestre. Los coeficientes de interés son los que multiplican a las interacciones de cada $\text{Trat}_{\text{edad}}$ con la dummy Post , es decir β_5 , β_6 y β_7 . La elegibilidad para el programa solo depende en la edad del individuo y no en ningún factor a nivel hogar o geográfico, y los indicadores de interés de oferta laboral se obtienen dado las respuestas individuales de cada entrevistado por la ENOE. Por tanto, la unidad de análisis es el individuo directamente afectado. El modelo se restringe a los mayores de 55 años y los errores estándar son agrupados a nivel individual. Dos modelos adicionales exploran los

efectos heterogéneos de la reforma por tipo de localidad y nivel educativo. La ecuación ahora integra un indicador de residencia urbana y otra de nivel educativo mayor o igual al de preparatoria o bachillerato. El coeficiente de interés interactúa estos indicadores respectivamente con el efecto de tratamiento de interés. Estas ecuaciones se definen de la siguiente forma:

$$\begin{aligned}
 Y_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{Trat}_{60-64} + \beta_2 \text{Trat}_{65-67} + \beta_3 \text{Trat}_{68+} + \beta_5 (\text{Trat}_{60-64} \times \text{Post}) \\
 & + \beta_6 (\text{Trat}_{65-67} \times \text{Post}) + \beta_7 (\text{Trat}_{68+} \times \text{Post}) + \beta_8 (\text{Trat}_{60-64} \times \text{Post} \times \text{EducAlta}_i) \\
 & + \beta_9 (\text{Trat}_{65-67} \times \text{Post} \times \text{EducAlta}_i) + \beta_{10} (\text{Trat}_{68+} \times \text{Post} \times \text{EducAlta}_i) \\
 & + \beta_{11} \text{EducAlta}_i + \beta_{12} X_i + \alpha_t + \epsilon_i
 \end{aligned} \tag{5.1}$$

$$\begin{aligned}
 Y_i = & \beta_0 + \beta_1 \text{Trat}_{60-64} + \beta_2 \text{Trat}_{65-67} + \beta_3 \text{Trat}_{68+} + \beta_5 (\text{Trat}_{60-64} \times \text{Post}) \\
 & + \beta_6 (\text{Trat}_{65-67} \times \text{Post}) + \beta_7 (\text{Trat}_{68+} \times \text{Post}) + \beta_8 (\text{Trat}_{60-64} \times \text{Post} \times \text{Urbano}_i) \\
 & + \beta_9 (\text{Trat}_{65-67} \times \text{Post} \times \text{Urbano}_i) + \beta_{10} (\text{Trat}_{68+} \times \text{Post} \times \text{Urbano}_i) + \beta_{11} \text{Urbano}_i \\
 & + \beta_{12} X_i + \alpha_t + \epsilon_i
 \end{aligned} \tag{5.2}$$

Para las pruebas de robustez se conducen dos modelos adicionales. En el primero se incluye un indicador para cada edad de los 60 hasta los 68 años y uno de 69 años en adelante y se interactúa cada uno con las variables *Post*. El objetivo es observar si hay algún factor inobservable específico a cada grupo de edad que afecta la decisión de cambiar la oferta laboral. Por ejemplo, se podría observar si hay una edad específica a la cual es más probable que haya un ajuste sobre la trayectoria laboral del monto y la edad de recepción de la reforma. El segundo interactúa cada tratamiento con cada periodo de la muestra, donde el trimestre base es el primero de 2019. Esto se realiza como una prueba de tendencias para explorar si existen diferencias preexistentes en las tendencias de la participación laboral de los adultos mayores en el grupo de control y en los de tratamientos. Se presentan algún gráfico tipo *event-study* de la evolución del coeficiente de interés al largo de los periodos. Esto se utiliza en la literatura para poner a prueba la posibilidad de que se cumpla el supuesto de tendencias paralelas (Bilinski et al., 2023).

Resultados

Efectos de tratamientos para los adultos mayores

El cuadro 6.1 muestra los resultados del modelo principal con las 5 diferentes variables dependientes siendo los indicadores de participación laboral definidos, con logaritmos para las horas trabajadas a la semana y los ingresos mensuales del individuo. Los logaritmos permiten observar los efectos de la reforma sobre la oferta laboral de los individuos, sin tomar en cuenta a los que no están ocupados.

Para el grupo de tratamiento de entre 60 y 64 años, se observan coeficientes tanto negativos como positivos sobre cada variable de oferta laboral, aunque ninguno significativo. En la columna (1) y (2) se lee un efecto positivo de la reforma sobre su probabilidad de ser activos económicamente y de estar ocupados para este grupo de edad, aunque no es significativos. Por el contrario, las regresiones sobre la probabilidad de trabajar de tiempo completo y el ingreso laboral tienen coeficientes negativos. El segundo grupo de tratamiento conformado por los de entre 65 y 67 años resulta en coeficientes de la interacción con Post únicamente negativos. De la columna (4) se observa que, para los adultos mayores de entre 65 y 67 años, su ingreso laboral disminuyó significativamente en 903.3 pesos, al nivel de significancia de 1%. Sin embargo, si se excluyen del modelo a los que no trabajan, el ingreso laboral mensual solo disminuye para los de entre 65 y 67 años en 8.2 por ciento con un nivel de significancia del 5%. Únicamente para el grupo de los adultos mayores de 68 años, se logra observar que hay un efecto significativo de la reforma sobre la probabilidad de pertenecer a la población económicamente activa. La columna (19) muestra que la probabilidad de que estos individuos sean activos económicamente disminuye en 0.011 puntos porcentuales después de que se les duplicara el monto de la pensión no contributiva. En la columna (2) se observa una disminución del mismo monto para el mismo grupo sobre la probabilidad de pertenecer a la población ocupada. Su ingreso laboral disminuyó para los mayores de 68 en 821.8 al nivel de significancia de 1%. Sin embargo, en la columna (5) que excluye del modelo a los que no trabajan, el ingreso laboral mensual solo disminuye para los de entre 65 y 67 años en 8.2 por ciento con un nivel de significancia del 5%.

Los resultados principales muestran que la reforma de pensiones no contributivas

tuvo efectos diferenciados según el grupo etario. Mientras que los adultos mayores de entre 60 y 64 años no experimentaron cambios significativos en su oferta laboral, los mayores de 65 años, especialmente los de 68 años o más, sí mostraron disminuciones en la probabilidad de participar económicamente y en sus ingresos laborales. Estos hallazgos reflejan cómo el aumento en las pensiones puede incentivar una menor participación laboral en los grupos de mayor edad, resaltando la necesidad de considerar estos impactos al diseñar políticas de seguridad social.

Cuadro 6.1: Los efectos de la reforma sobre el programa de pensiones no contributivas del 2019 sobre diferentes indicadores de participación laboral para la muestra completa

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Prob de Pertenecer a Población Económicamente Activa	Prob de Pertenecer a Población Ocupada	Prob de Trabajar Tiempo Completo (35h+)	Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Horas Trabajadas	Horas Trabajadas la Semana Pasada con Ceros
Muestra: Mayores a 55							
Años							
60-64	-0.15*** (0.0036)	-0.15*** (0.0036)	-0.053*** (0.0042)	-3817.3*** (141.3)	-0.10*** (0.013)	-0.074*** (0.0057)	-2.04*** (0.18)
65-67	-0.24*** (0.0045)	-0.23*** (0.0045)	-0.10*** (0.0060)	-5468.0*** (158.6)	-0.20*** (0.020)	-0.14*** (0.0085)	-3.88*** (0.25)
68+	-0.40*** (0.0031)	-0.39*** (0.0031)	-0.17*** (0.0049)	-7793.1*** (120.0)	-0.43*** (0.018)	-0.22*** (0.0070)	-6.35*** (0.21)
2do Trimestre 2018	0.0045* (0.0018)	0.0047** (0.0018)	-0.016*** (0.0036)	841.7*** (35.7)	0.010* (0.0048)	-0.022*** (0.0047)	-0.49*** (0.13)
3er Trimestre 2018	0.0043* (0.0020)	0.0046* (0.0020)	0.0091* (0.0037)	759.2*** (71.0)	0.025* (0.012)	0.0014 (0.0049)	0.13 (0.14)
4to Trimestre 2018	0.0061** (0.0022)	0.0061** (0.0022)	-0.0091* (0.0038)	916.7*** (86.3)	0.032** (0.012)	-0.0099 (0.0051)	-0.22 (0.15)
1er Trimestre 2019	0.010** (0.0033)	0.010** (0.0034)	-0.0059 (0.0045)	831.2*** (155.5)	0.057*** (0.014)	-0.0042 (0.0060)	-0.19 (0.18)
2do Trimestre 2019	0.011** (0.0034)	0.011** (0.0035)	-0.021*** (0.0046)	1774.2*** (162.3)	0.069*** (0.014)	-0.029*** (0.0062)	-0.69*** (0.18)
3er Trimestre 2019	0.014*** (0.0034)	0.014*** (0.0035)	-0.0040 (0.0046)	1649.8*** (163.8)	0.072*** (0.014)	-0.019** (0.0061)	-0.38* (0.18)
4to Trimestre 2019	0.017*** (0.0034)	0.017*** (0.0035)	-0.0083 (0.0046)	1778.5*** (155.8)	0.079*** (0.014)	-0.020** (0.0061)	-0.47* (0.18)
Post: Periodo a Partir de 1er Trimestre 2019							
60-64 X Post	0.0034 (0.0044)	0.0031 (0.0045)	-0.0025 (0.0054)	-208.2 (192.4)	-0.0088 (0.017)	0.0015 (0.0074)	0.13 (0.22)
65-67 X Post	-0.0051 (0.0055)	-0.0046 (0.0055)	-0.0054 (0.0078)	-903.3*** (211.0)	-0.082** (0.027)	-0.0078 (0.011)	0.11 (0.32)
68+ X Post	-0.011** (0.0037)	-0.011** (0.0037)	-0.0035 (0.0062)	-821.8*** (157.0)	-0.025 (0.023)	-0.0073 (0.0088)	0.092 (0.25)
Mujer	-0.31*** (0.0020)	-0.30*** (0.0020)	-0.21*** (0.0029)	-6677.2*** (68.5)	-0.61*** (0.0090)	-0.33*** (0.0042)	-9.31*** (0.12)
Años de Escolaridad	-0.0011*** (0.00021)	-0.0012*** (0.00021)	0.0052*** (0.00028)	107.7*** (7.78)	0.026*** (0.00086)	0.0045*** (0.00037)	0.036*** (0.011)
Hogar Urbano	-0.028*** (0.0021)	-0.030*** (0.0021)	0.038*** (0.0029)	321.6*** (66.0)	0.19*** (0.0090)	0.046*** (0.0041)	1.63*** (0.13)
Constant	0.81*** (0.0033)	0.80*** (0.0034)	0.75*** (0.0043)	11818.2*** (145.6)	9.54*** (0.014)	3.69*** (0.0058)	44.9*** (0.18)
Observations	540124	540124	212369	415979	96680	212369	212369
R-squared	0.21	0.20	0.074	0.11	0.16	0.081	0.074

Notas: Los errores estándar están agrupados a nivel individual y se encuentran entre paréntesis. La muestra incluye cuatro estratos de edad mayores a 55 años (Edad: 55-59; 60-64; 65-67; y 68+). En cada panel, la muestra se agrupa o divide por género. Todas las regresiones incluyen un término constante junto con características a nivel de hogar e individual (una variable indicadora para individuo mujer en el Panel A, una variable de años de educación recibidos, y una indicadora de un hogar urbano), así como variables indicadoras para trimestre y estratos de edad. Los ingresos reportados están expresados en pesos corrientes. Las estimaciones no están ponderadas con los factores de expansión de la ENOE. * Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 10%. ** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 5%. *** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 1%. **Fuente:** ENOE 2018-2019

Ser mujer es una variable que disminuye la oferta laboral de toda la muestra significativamente, tomando en cuenta cualquiera de los indicadores laborales de la tabla. Específicamente, la probabilidad de estar ocupado disminuye en 0.30 puntos porcentuales y las horas trabajadas a

la semana en 9.31 horas a la semana. Un año de educación adicional disminuye la probabilidad de ser activo económicamente y de estar ocupado en 0.011 y 0.0012 puntos porcentuales respectivamente, con un nivel de significancia de 1%. Esto puede indicar que los adultos mayores con mayor educación tienen mayores oportunidades para retirarse más temprano. Sin embargo, un año de educación adicional aumenta significativamente la probabilidad de tener un trabajo de tiempo completo, los ingresos laborales mensuales y las horas trabajadas a la semana. Esto puede ser indicación de que las personas con mayor educación tienen trabajos más formales. Se encuentran los mismos efectos de pertenecer a una localidad urbana.

En el cuadro 6.2 se presentan los resultados del modelo principal para la muestra separada entre hombre y mujeres. En el Panel A, los únicos resultados significativos se encuentran en la cuarta columna de indicadores. Según el contenido de la columna (4), el ingreso laboral de los hombres de entre 65 y 67 años disminuyó en 1204.3 pesos, a un nivel de significancia de 5%. Para los hombres mayores de 68 años, disminuyó en 872.6 pesos con el mismo nivel de significancia. Las probabilidades de ser económicamente activos, de estar ocupados y de trabajar tiempo completo, disminuyen para estos dos grupos, y aumentan para los hombres entre 60 y 64 años, aunque no significativamente.

Del Panel B de sus columnas (1) y (2), se extrae que la probabilidad de ser económicamente activas y la de estar ocupadas disminuyen significativamente al nivel 5% para las mujeres mayores de 68 años, en aproximadamente 0.013 puntos porcentuales respectivamente. Además, el ingreso laboral mensual disminuye en 634.4 pesos para las mujeres mayores de 65 y menores de 67, y en 715.2 para las mayores de 68. Para la muestra de mujeres excluyendo a las que no están ocupadas, este monto disminuye en 12%, como se observa en la columna (5). Estos resultados son similares a los que se encontraron para la muestra completa, por lo que se puede asumir que las mujeres son el grupo que responde significativamente a la reforma que duplicó el monto de su pensión no contributiva. Para ambos géneros, los efectos de la reforma sobre la oferta laboral de el grupo al que se les retrasó la edad de elegibilidad para recibir su pensión (60-64 años) son positivos para todos los indicadores con excepción de la probabilidad de trabajar tiempo completo. Sin embargo, ninguno de estos resultados son significativos. Esto podría estar indicando que, aunque los de 60 a 64 años observaron que tendrían que esperar al menos 3 años más para recibir su pensión, también observaron que el monto que recibirían en su momento sería del doble. Por este motivo, puede que estos adultos mayores no haya decidido aumentar su oferta

laboral significativamente.

Cuadro 6.2: Los efectos de la reforma sobre el programa de pensiones no contributivas del 2019 sobre diferentes indicadores de participación laboral separados por género

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Prob de Pertenecer a Población Económicamente Activa	Prob de Pertenecer a Población Ocupada	Prob de Trabajar Tiempo Completo (35h+)	Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Horas Trabajadas	Horas Trabajadas la Semana Pasada con Ceros
Panel A: Hombres Mayores de 55 Años							
60-64 X Post	0.0020 (0.0060)	0.0026 (0.0062)	-0.0031 (0.0062)	-33.9 (407.7)	-0.013 (0.018)	0.0010 (0.0081)	0.068 (0.27)
65-67 X Post	-0.0063 (0.0082)	-0.0052 (0.0082)	0.0014 (0.0092)	-1204.3** (452.0)	-0.056 (0.030)	0.0048 (0.012)	0.51 (0.40)
68+ X Post	-0.0099 (0.0052)	-0.0089 (0.0053)	-0.0043 (0.0072)	-872.6** (327.5)	-0.017 (0.026)	-0.0040 (0.0096)	0.046 (0.30)
Observations	246549	246549	135509	167399	61618	135509	135509
R-squared	0.18	0.17	0.036	0.10	0.063	0.033	0.029
Panel B: Mujeres Mayores de 55 Años							
60-64 X Post	0.0048 (0.0064)	0.0038 (0.0064)	-0.000032 (0.010)	-268.1 (166.0)	0.0031 (0.033)	0.0043 (0.015)	0.27 (0.38)
65-67 X Post	-0.0040 (0.0074)	-0.0040 (0.0074)	-0.016 (0.015)	-634.4*** (177.7)	-0.12* (0.054)	-0.028 (0.022)	-0.60 (0.56)
68+ X Post	-0.013** (0.0051)	-0.013** (0.0051)	-0.0011 (0.011)	-715.2*** (138.1)	-0.034 (0.047)	-0.012 (0.018)	0.13 (0.46)
Observations	293575	293575	76860	248580	35062	76860	76860
R-squared	0.087	0.085	0.030	0.038	0.11	0.024	0.014

Notas: Los errores estándar están agrupados a nivel individual y se encuentran entre paréntesis. La muestra incluye cuatro estratos de edad mayores a 55 años (Edad: 55-59; 60-64; 65-67; y 68+). En cada panel, la muestra se agrupa o divide por género. Todas las regresiones incluyen un término constante junto con características a nivel de hogar e individual (una variable indicadora para individuo mujer en el Panel A, una variable de años de educación recibidos, y una indicadora de un hogar urbano), así como variables indicadoras para trimestre y estratos de edad. Los ingresos reportados están expresados en pesos corrientes. Las estimaciones no están ponderadas con los factores de expansión de la ENOE. * Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 10%. ** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 5%. *** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 1%. **Fuente:** ENOE 2018-2019

El cuadro 6.3 presenta los efectos heterogéneos de la reforma sobre la oferta laboral de adultos mayores, desagregados por localidad urbana o rural, edad y género. Como en la tabla 4.1, el indicador de Hogar Urbano es significativo por su cuenta y en general aumenta los valores de cada indicador de oferta laboral en los tres paneles, es decir, para la muestra completa y separada por género. Los únicos coeficientes significativos de la triple interacción se encuentran en el Panel C, para la muestra de mujeres mayores de 55 años, específicamente, para el grupo de 65 a 67 años, el grupo más joven elegible para la pensión antes de la reforma, a los cuales se le duplicó el monto. La probabilidad de trabajar tiempo completo disminuye en 0.075 puntos porcentuales para estas mujeres. Este efecto es significativo al nivel 10%. Adicionalmente, las mujeres en este grupo de edad que estaban ocupadas disminuyeron sus horas trabajadas a la semana en 12%. El conjunto de las ocupadas y no ocupadas las disminuyeron en 2.84 horas a la semana. Ambas caídas son significativas al 10%. Estos resultados nuevamente resaltan que las mujeres fueron

más sensibles al aumento en el monto de la pensión. Adicionalmente, se puede observar que las mujeres urbanas tuvieron mayores oportunidades de bajar su tiempo dedicado al trabajo como respuesta al aumento de la pensión para la que eran elegibles.

Finalmente, el cuadro 6.4 muestra los resultados del modelo de efectos heterogéneos incluyendo interacciones triples con un indicador de nivel educativo mayor a preparatoria o bachillerato para el individuo. Los únicos efectos de tratamiento significativos en esta tabla se encuentran bajo las columnas de las variables de ingreso laboral mensual. Para la muestra completa y la muestra masculina de entre 65 y 67 años, el efecto de la reforma para la parte de este grupo de tratamiento que cuenta con un nivel alto de educación es una disminución del ingreso mensual laboral de 1273.5 y 3229.3 pesos respectivamente, en comparación a los que cuentan con un nivel educativo bajo. Ambos resultados son significativos al nivel 5 y 10% respectivamente. Adicionalmente, el efecto sobre únicamente la parte ocupada de la muestra masculina de entre 65 y 67 años es una caída del 16% sobre los ingresos laborales al nivel de significancia de 10%. Estos resultados son algo desconcertante, ya que, a pesar de que hay un efecto negativo de la reforma para estos grupos en las horas trabajadas a la semana, estos no son significativos. Surge una intriga sobre cómo puede reducir el salario del grupo más educado sin que se reduzcan sus horas de trabajo. Una hipótesis podría ser que estos grupos tienen la oportunidad de bajar a puestos o profesiones más flexibles y menos demandantes que se ajusten a sus habilidades, para poder tener menor carga de trabajo en su vejez, aunque menor salario. Así, remplazarían el salario perdido con su mayor pensión, y aunque seguirían trabajando las mismas horas en trabajos formales, ejercerían menos esfuerzo. Los trabajadores con un nivel educativo menor talvez no tienen la flexibilidad para moverse a empleos menos demandantes sin reducir su ingreso significativamente. En el Panel C, el único efecto de tratamiento significativo al nivel 10% sobre la población de mujeres es para el grupo de entre 60 y 64 años. Excluyendo a las mujeres no ocupadas, el ingreso laboral mensual de este grupo cayó en 15%. A este grupo se les retrasa la edad para ser elegibles para la pensión, por lo que se hubiera esperado que aumentaran su oferta laboral buscando ingresos laborales adicionales.

En general, los tres modelos presentados no presentan efectos significativos para los adultos mayores de entre 60 y 64 años, lo cual puede reflejar un equilibrio en el ajuste de expectativas para recibir la pensión entre el aumento de la edad de elegibilidad y el aumento en el monto esperado. Los únicos resultados que realmente permiten observar una caída en la oferta laboral por

Cuadro 6.3: Efectos Heterogéneos: Efectos de Tratamiento por Tipo de Localidad Urbana o Rural

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Prob de Pertenecer a Población Económicamente Activa	Prob de Pertenecer a Población Ocupada	Prob de Trabajar Tiempo Completo (35h+)	Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Horas Trabajadas	Horas Trabajadas la Semana Pasada con Ceros
Panel A: Población Mayor a 55 Años							
Hogar Urbano:	0.022*** (0.0048)	0.017*** (0.0049)	0.081*** (0.0053)	1372.9*** (227.5)	0.20*** (0.017)	0.098*** (0.0072)	2.42*** (0.23)
Individuo reside en una localidad urbana							
60-64 X Post X Hogar Urbano	-0.0011 (0.0092)	-0.0024 (0.0092)	0.0079 (0.011)	-352.5 (408.9)	0.024 (0.039)	0.029 (0.016)	0.49 (0.47)
65-67 X Post X Hogar Urbano	-0.014 (0.011)	-0.014 (0.011)	-0.019 (0.016)	-164.0 (434.4)	0.017 (0.059)	-0.028 (0.023)	-0.79 (0.67)
68+ X Post X Hogar Urbano	-0.012 (0.0076)	-0.013 (0.0076)	-0.0026 (0.013)	-584.5 (332.5)	0.051 (0.050)	0.0068 (0.018)	-0.20 (0.52)
Observations	541594	541594	212937	417080	96912	212937	212937
R-squared	0.21	0.20	0.072	0.11	0.14	0.080	0.074
B: Hombres Mayores de 55 Años							
Hogar Urbano	-0.020*** (0.0056)	-0.027*** (0.0058)	0.075*** (0.0059)	793.6 (502.3)	0.11*** (0.017)	0.085*** (0.0075)	2.63*** (0.27)
60-64 X Post X Hogar Urbano	0.0032 (0.012)	0.0017 (0.013)	0.018 (0.013)	-433.0 (873.5)	0.012 (0.040)	0.028 (0.017)	0.71 (0.57)
65-67 X Post X Hogar Urbano	-0.014 (0.017)	-0.015 (0.017)	0.011 (0.019)	32.1 (946.2)	-0.016 (0.064)	0.019 (0.025)	0.33 (0.80)
68+ X Post X Hogar Urbano	-0.013 (0.011)	-0.015 (0.011)	0.0087 (0.015)	-1143.3 (690.9)	-0.018 (0.055)	0.017 (0.020)	0.088 (0.62)
Observations	247239	247239	135852	167863	61760	135852	135852
R-squared	0.18	0.17	0.035	0.10	0.057	0.033	0.029
Panel C: Mujeres Mayores de 55 Años							
Hogar Urbano	0.062*** (0.0074)	0.059*** (0.0074)	0.091*** (0.010)	1610.0*** (176.3)	0.36*** (0.036)	0.12*** (0.015)	2.18*** (0.40)
60-64 X Post X Hogar Urbano	-0.0071 (0.013)	-0.0081 (0.013)	-0.010 (0.022)	-348.6 (352.7)	0.038 (0.081)	0.030 (0.032)	0.096 (0.84)
65-67 X Post X Hogar Urbano	-0.017 (0.016)	-0.017 (0.016)	-0.075* (0.030)	-318.2 (363.6)	0.046 (0.12)	-0.12* (0.047)	-2.84* (1.19)
68+ X Post X Hogar Urbano	-0.012 (0.011)	-0.013 (0.011)	-0.022 (0.024)	-275.8 (297.4)	0.17 (0.10)	-0.0074 (0.038)	-0.60 (0.97)
Observations	294355	294355	77085	249217	35152	77085	77085
R-squared	0.088	0.086	0.023	0.035	0.075	0.020	0.013

Notas: Los errores estándar están agrupados a nivel individual y se encuentran entre paréntesis. La muestra incluye cuatro estratos de edad mayores a 55 años (Edad: 55-59; 60-64; 65-67; y 68+). En cada panel, la muestra se agrupa o divide por género. Todas las regresiones incluyen un término constante junto con características a nivel de hogar e individual (una variable indicadora para individuo mujer en el Panel A, una variable de años de educación recibidos, y una indicadora de un hogar urbano), así como variables indicadoras para trimestre y estratos de edad. Los ingresos reportados están expresados en pesos corrientes. Las estimaciones no están ponderadas con los factores de expansión de la ENOE. * Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 10%. ** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 5%. *** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 1%.

Fuente: ENOE 2018-2019

el aumento en el monto de la pensión son los efectos negativos de la reforma sobre la probabilidad de pertenecer a la población económicamente activa y de estar ocupados de los adultos mayores de 68 años. Este efecto es dirigido por la disminución de la oferta laboral de las mujeres en este grupo de edad. Los demás efectos negativos significativos encontrados son, en general, sobre el ingreso laboral mensual de los dos grupos que ya eran elegibles para la pensión antes de la reforma, es decir los mayores de 65.

Pruebas de robustez

Cómo prueba de robustez, se realiza un análisis tipo *event-study*. El objetivo es probar si la tendencia de la oferta laboral de los distintos grupos de tratamiento era paralela a la del grupo de control (55-59 años) antes de la reforma. Para lograrlo, se regresa cada indicador de oferta laboral sobre las interacciones de la dummy de tratamiento con dummies para cada periodo de la muestra, es decir, una dummy por cada trimestre desde el primero de 2018 hasta el cuarto de 2019. El trimestre excluido base es en el que entraron en vigor los cambios sobre la edad de elegibilidad y en el monto de la pensión. Las siguientes figuras representan los coeficientes de las interacciones de este modelo. Su interpretación es la tendencia de los efectos de la reforma sobre cada grupo de tratamiento a lo largo del periodo especificado. En el periodo antes de la reforma, no deberían existir efectos de tratamiento significativos para cumplir con el supuesto de tendencias paralelas. Los coeficientes y los demás resultados de las regresiones para cada grupo de tratamiento se pueden encontrar en el Anexo.

En la figura 6.1 se muestran los coeficientes para la regresión de la probabilidad de ser activo económicamente, la de estar ocupado, y la de trabajar tiempo completo. En las tres gráficas, se muestra una tendencia negativa general, que se acentúa a partir del periodo posterior a la reforma. Los coeficientes para las primeras dos probabilidades y el grupo de 68 años o más, pasan de ser significativamente positivos los últimos periodos del 2019 a ser cercanos a cero significativamente en el periodo posterior. Además, para el grupo de tratamiento de 60 a 64 años, los coeficientes aumentan entre el último trimestre de 2018 y el primero de 2019 y de este al segundo, después de una tendencia negativa en el 2018.

La figura 6.2 incluye las gráficas de los coeficientes de las regresiones para los indicadores de ingreso laboral mensuales y horas trabajadas semanales, y sus logaritmos. En el primer eje para los mayores de 68, los coeficientes se vuelven significativamente negativos a partir del

Cuadro 6.4: Efectos Heterogéneos: Efectos de Tratamiento por Nivel Educativo, Mayor o Menor a Preparatoria

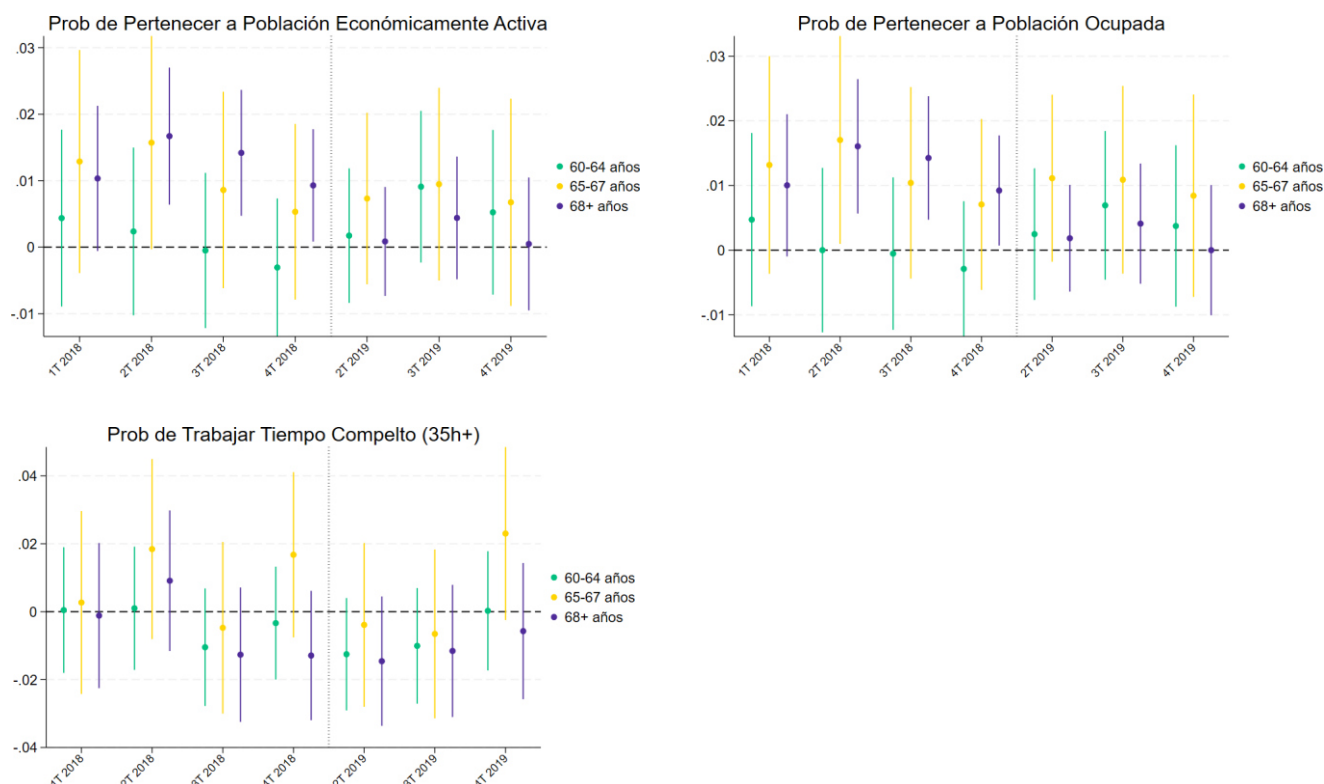
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Prob de Pertenecer a Población Económicamente Activa	Prob de Pertenecer a Población Ocupada	Prob de Trabajar Tiempo Completo (35h+)	Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Horas Trabajadas	Horas Trabajadas la Semana Pasada con Ceros
Panel A: Población Mayor a 55 Años							
Educación Alta: Grado Educativo Alcanzado Preparatoria o Más	-0.013** (0.0048)	-0.014** (0.0048)	-0.017** (0.0052)	41.4 (218.0)	0.073*** (0.015)	-0.021** (0.0068)	-1.05*** (0.21)
Edad:60-64 X Post X EducAlta	0.0042 (0.0090)	0.00019 (0.0091)	0.0096 (0.011)	-455.3 (390.9)	-0.029 (0.035)	0.013 (0.015)	0.60 (0.45)
Edad:65-67 X Post X EducAlta	-0.0088 (0.011)	-0.0093 (0.011)	-0.019 (0.016)	-1273.5** (431.5)	-0.11 (0.055)	-0.017 (0.023)	-0.36 (0.65)
Edad:68+ X Post X EducAlta	0.0075 (0.0076)	0.0056 (0.0076)	-0.0021 (0.013)	-175.9 (322.2)	0.028 (0.048)	-0.013 (0.018)	-0.16 (0.52)
Observations	541594	541688	212937	417167	96915	212937	212937
R-squared	0.21	0.20	0.069	0.11	0.13	0.078	0.072
Panel B: Hombres Mayores de 55 Años							
Educación Alta	-0.015** (0.0056)	-0.018** (0.0059)	-0.016** (0.0057)	-360.8 (471.8)	0.059*** (0.016)	-0.032*** (0.0071)	-1.50*** (0.26)
Edad:60-64 X Post X EducAlta	0.00012 (0.012)	-0.0067 (0.012)	0.0021 (0.013)	-1061.4 (820.1)	0.041 (0.037)	0.011 (0.016)	0.46 (0.55)
Edad:65-67 X Post X EducAlta	-0.024 (0.017)	-0.026 (0.017)	-0.025 (0.019)	-3229.3*** (911.8)	-0.16** (0.060)	-0.036 (0.025)	-1.09 (0.80)
Edad:68+ X Post X EducAlta	0.0041 (0.011)	0.00043 (0.011)	0.0032 (0.015)	-994.4 (662.8)	0.060 (0.052)	-0.0092 (0.020)	-0.30 (0.62)
Observations	247239	247292	135852	167911	61763	135852	135852
R-squared	0.17	0.16	0.032	0.10	0.046	0.031	0.027
Panel C: Mujeres Mayores de 55 Años							
Educación Alta	-0.014 (0.0074)	-0.012 (0.0074)	-0.018 (0.0100)	148.6 (177.1)	0.098** (0.030)	-0.0048 (0.014)	-0.35 (0.37)
Edad:60-64 X Post X EducAlta	0.0071 (0.013)	0.0057 (0.013)	0.024 (0.021)	-320.3 (341.9)	-0.15* (0.069)	0.018 (0.030)	0.88 (0.78)
Edad:65-67 X Post X EducAlta	0.0039 (0.015)	0.0046 (0.015)	-0.0062 (0.030)	-169.0 (363.0)	-0.0046 (0.11)	0.024 (0.045)	1.09 (1.15)
Edad:68+ X Post X EducAlta	0.0090 (0.010)	0.0087 (0.010)	-0.0093 (0.024)	76.5 (289.8)	-0.039 (0.10)	-0.017 (0.038)	0.27 (0.96)
Observations	294355	294396	77085	249256	35152	77085	77085
R-squared	0.087	0.085	0.019	0.033	0.053	0.017	0.012

Notas: Los errores estándar están agrupados a nivel individual y se encuentran entre paréntesis. La muestra incluye cuatro estratos de edad mayores a 55 años (Edad: 55-59; 60-64; 65-67; y 68+). En cada panel, la muestra se agrupa o divide por género. Todas las regresiones incluyen un término constante junto con características a nivel de hogar e individual (una variable indicadora para individuo mujer en el Panel A, una variable de años de educación recibidos, y una indicadora de un hogar urbano), así como variables indicadoras para trimestre y estratos de edad. Los ingresos reportados están expresados en pesos corrientes. Las estimaciones no están ponderadas con los factores de expansión de la ENOE. * Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 10%. ** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 5%. *** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 1%.

Fuente: ENOE 2018-2019

cuarto trimestre de 2018, lo que puede indicar un posible efecto de anticipación que hizo que este grupo redujera su oferta laboral en preparación para la reforma. Sin embargo, se vuelven significativamente negativos a partir del 2019 para los que tienen entre 65 y 67 años. Por el contrario, para los de entre 60 y 64, el coeficiente deja de ser negativo significativamente después del segundo trimestre de 2019. Sin tomar en cuenta a los que no están ocupados, el efecto sobre el ingreso de los dos grupos mayores de 65 se vuelve negativo a partir del 2019. En la tercera gráfica, no hay una tendencia que sea generalizable para los mayores de 65. Sin embargo, para los que no recibieron la pensión antes de la reforma, parece que los coeficientes tienen una tendencia positiva a partir del comienzo de la reforma.

Figura 6.1: Tendencias de efectos de tratamiento sobre variables binarias de oferta laboral



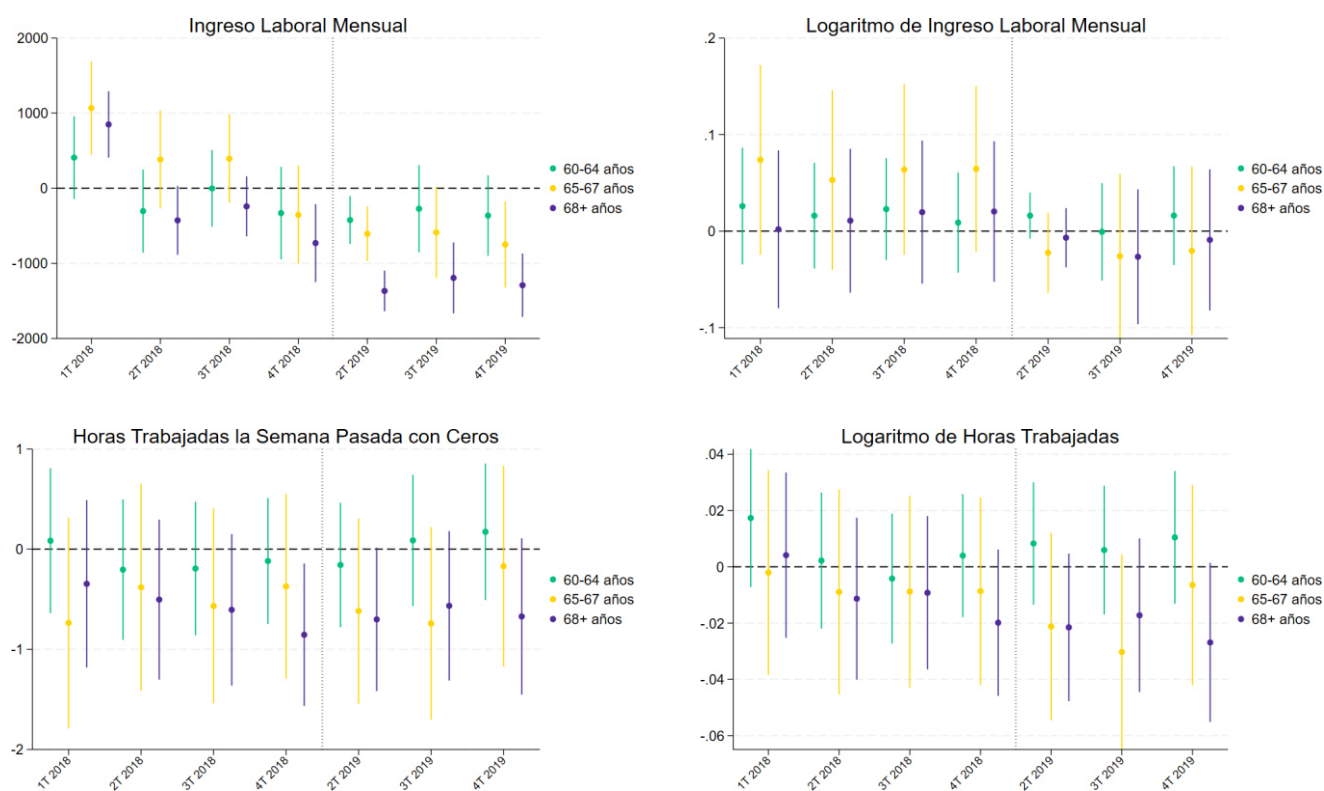
Notas: La figura muestra las tendencias de los efectos estimados del tratamiento sobre variables binarias de oferta laboral durante el periodo 2018-2019. Las variables analizadas incluyen la probabilidad de pertenecer a la población económicamente activa (panel superior izquierdo), la probabilidad de pertenecer a la población ocupada (panel superior derecho) y la probabilidad de trabajar tiempo completo (35+ horas, panel inferior). Los efectos corresponden a estimaciones derivadas de modelos de diferencias en diferencias con variables de control individuales y del hogar. Las líneas verticales representan los intervalos de confianza al 95 %. Las estimaciones no están ponderadas con los factores de expansión de la ENOE. **Fuente:** ENOE 2018-2019.

Estas observaciones son congruentes con los resultados y las conclusiones obtenidas en la sección anterior. Para las primeras dos variables indicadoras de probabilidad, hay coeficientes significativos para el periodo anterior a la reforma, lo que puede ser un indicador de una

violación al supuesto de tendencias paralelas. Sin embargo, dado que en los últimos trimestres de 2018 fue el cambio de gobierno en México, esto resultados pueden estar representando un efecto de anticipación o de respuesta ante la incertidumbre política y económica del país.

Es importante señalar que este hallazgo sugiere que los resultados deben ser tomados con cautela, ya que no se cumple completamente el supuesto de no anticipación, lo cual es clave para la validez del modelo de diferencias en diferencias. La presencia de efectos previos a la reforma podría estar sesgando las estimaciones, por lo que se deben considerar los posibles efectos de factores externos, como el cambio de gobierno, al interpretar los resultados.

Figura 6.2: Tendencias de efectos de tratamiento sobre variables continuas de oferta laboral



Notas: La figura presenta las tendencias de los efectos estimados del tratamiento sobre variables continuas de oferta laboral durante el periodo 2018-2019. Las variables analizadas incluyen ingreso mensual en pesos corrientes (panel superior izquierdo), logaritmo natural del ingreso mensual (panel superior derecho), horas trabajadas por semana (panel inferior izquierdo) y logaritmo natural de horas trabajadas por semana (panel inferior derecho). Los efectos corresponden a estimaciones derivadas de modelos de diferencias en diferencias con variables de control individuales y del hogar. Las líneas verticales representan los intervalos de confianza al 95%. Las estimaciones no están ponderadas con los factores de expansión de la ENOE. **Fuente:** ENOE 2018-2019.

Una segunda prueba de robustez se realiza abriendo los grupos de tratamiento y observando el efecto de la reforma para cada nivel de edad. El objetivo es observar si los efectos encontrados en la sección anterior para cada grupo de tratamiento definido están reflejando el

comportamiento de un grupo de adultos mayores más restringido. El cuadro 6.5 muestra la variación de los efectos de tratamiento en función de la edad de los individuos. En el primer renglón, se encuentra un coeficiente positivo significativo de 0.0155 al nivel 10% para los adultos de 60 años cuando la variable dependiente es la probabilidad de pertenecer a la población económicamente activa. Dentro del grupo de tratamiento de los de 60 a 64 años, este es el único resultado que refleja significativamente el comportamiento esperado para este grupo. Se puede suponer que el grupo de adultos más joven en esta cohorte fueron los que tuvieron más tiempo para ajustar su oferta laboral ante el retraso en la edad de elegibilidad, ya que son a los que más años les faltaban para recibir su pensión desde antes de la reforma. Es posible que por esto sea a la única edad en la que hay un ajuste positivo sobre la voluntad de trabajar. En general, el resto de los coeficientes para este primer grupo de tratamiento en general no son significativos y hay una variación importante entre coeficientes negativos y positivos. Por este motivo, es posible que en el modelo general no se hayan encontrado resultados significativos para los que esperaban recibir su pensión a los 65 después del 2018.

Para el segundo grupo de tratamiento de entre 65 y 67 años, hay efectos negativos y significativos para los de 65 y 66 sobre su ingreso laboral mensual. Estos dos grupos de edad disminuyeron su ingreso laboral en 1223.6 y 930.5 pesos al nivel de significancia de 1 % respectivamente, y en 8.9% si se excluyen a los que no trabajan para los de 65. Finalmente, en el tercer grupo de tratamiento de 68 y más años, los efectos más importantes se encuentran sobre la probabilidad de ser económicamente activos y de estar ocupados para los de entre 69 y 75 años. Estas probabilidades disminuyen en 0.0122 y 0.121 puntos porcentuales al nivel de significancia de 5% respectivamente. Similarmente, se encuentran efectos negativos significativos sobre los ingresos laborales para el grupo de 68 y el de entre 69 y 75 años. El resto de los coeficientes son en su mayoría negativos, aunque no significativos para los mayores de 65 años. Estos resultados de la regresión desglosada por edades son congruentes con los primeros resultados obtenidos del modelo principal.

Cuadro 6.5: Efectos de tratamiento por edad

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Prob de Pertenecer a Población Económicamente Activa	Prob de Pertenecer a Población Ocupada	Prob de Trabajar Tiempo Completo (35h+)	Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Horas Trabajadas	Horas Trabajadas la Semana Pasada con Ceros
60 X Post	0.0155* (0.00736)	0.0139 (0.00743)	-0.00289 (0.00886)	210.7 (302.2)	-0.00862 (0.0258)	0.00146 (0.0122)	0.247 (0.368)
61 X Post	0.00909 (0.00788)	0.00941 (0.00792)	-0.00346 (0.00987)	-44.34 (310.4)	0.00991 (0.0319)	0.0113 (0.0137)	0.183 (0.405)
62 X Post	-0.00994 (0.00831)	-0.0111 (0.00835)	0.00411 (0.0105)	-766.3* (318.4)	-0.0280 (0.0326)	0.00741 (0.0146)	0.291 (0.426)
63 X Post	-0.00334 (0.00803)	-0.00197 (0.00807)	0.000422 (0.0108)	-306.7 (287.0)	-0.0107 (0.0324)	-0.0125 (0.0148)	-0.105 (0.440)
64 X Post	0.00574 (0.00834)	0.00551 (0.00838)	-0.00909 (0.0114)	-112.9 (306.7)	-0.00332 (0.0387)	0.000514 (0.0159)	0.0533 (0.467)
65 X Post	-0.00800 (0.00810)	-0.00753 (0.00811)	-0.00200 (0.0119)	-1223.6*** (301.3)	-0.0895* (0.0402)	-0.00765 (0.0171)	0.228 (0.491)
66 X Post	-0.00843 (0.00837)	-0.00805 (0.00839)	-0.00703 (0.0124)	-930.5*** (272.8)	-0.0616 (0.0419)	0.000455 (0.0172)	-0.0419 (0.508)
67 X Post	0.00327 (0.00906)	0.00372 (0.00906)	-0.00757 (0.0139)	-404.1 (299.2)	-0.0827 (0.0508)	-0.0175 (0.0201)	0.157 (0.576)
68 X Post	-0.00927 (0.00891)	-0.00823 (0.00892)	-0.0207 (0.0143)	-597.3* (302.2)	-0.00939 (0.0481)	-0.0285 (0.0203)	-0.643 (0.581)
69-75 X Post	-0.0122** (0.00459)	-0.0121** (0.00461)	-0.00188 (0.00765)	-931.9*** (172.8)	-0.0401 (0.0292)	-0.00720 (0.0111)	0.0255 (0.318)
Observations	446948	446948	199424	331898	92434	199424	199424
R-squared	0.185	0.175	0.074	0.104	0.149	0.082	0.075

Notas: Los errores estándar están agrupados a nivel individual y se encuentran entre paréntesis. La muestra incluye estratos para cada edad de 55 a 66 años y uno que agrupa a los de entre 69 y 75 años. Todas las regresiones incluyen un término constante junto con características a nivel de hogar e individual (una variable indicadora para individuo mujer en el Panel A, una variable de años de educación recibidos, y una indicadora de un hogar urbano), así como variables indicadoras para trimestre y estratos de edad. Los ingresos reportados están expresados en pesos corrientes. Las estimaciones no están ponderadas con los factores de expansión de la ENOE. * Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 10%. ** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 5%. *** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 1%. **Fuente:** ENOE 2018-2019.

Conclusiones

En este trabajo, se provee evidencia de los efectos de la reforma de 2019 sobre los parámetros de la Pensión para el Bienestar de las Personas Adultas Mayores en la oferta laboral de los adultos mayores en México. Los resultados muestran que esta reforma tuvo un efecto estadísticamente significativo en la disminución de la oferta laboral de los adultos mayores de 68 años. Este grupo llevaba más tiempo siendo elegible para recibir la pensión y se le aumentó el monto mensual disponible en más del doble. Este efecto negativo se refleja en la probabilidad de estar económicamente activos, de estar ocupados y en sus ingresos laborales mensuales.

El análisis diferenciado por género evidencia que las mujeres fueron las principales responsables de este ajuste en la oferta laboral, mostrando una mayor sensibilidad al aumento del monto de la pensión. Estas reducciones en la participación laboral y los ingresos destacan cómo el aumento de las transferencias no contributivas actúa como un incentivo para una menor participación en el mercado laboral entre los beneficiarios de mayor edad, especialmente para aquellas personas que ya llevaban al menos tres años recibiendo la pensión.

En contraste, no se encontraron efectos estadísticamente significativos para los adultos mayores de entre 60 y 64 años, quienes enfrentaron un retraso de tres años en la elegibilidad para la pensión. Los resultados para este grupo no solo carecen de significancia, sino que también varían en signos, lo que sugiere la coexistencia de efectos opuestos. Por un lado, estos individuos pudieron haber ajustado sus expectativas ante el retraso de la pensión aumentando su oferta laboral, mientras que, por otro lado, anticiparon el beneficio del aumento en el monto futuro, optando por no reducir ni aumentar su oferta laboral significativamente.

Por su parte, los adultos mayores de entre 65 y 67 años, quienes llevaban menos de dos años como beneficiarios elegibles, experimentaron una disminución estadísticamente significativa en sus ingresos laborales mensuales, aunque no en otros indicadores de oferta laboral. Esto indica que los efectos de la reforma no fueron homogéneos entre los grupos etarios más cercanos a la edad de elegibilidad.

Desde la perspectiva del bienestar, la literatura internacional sugiere que los programas de pensiones no contributivas pueden tener beneficios importantes. Por ejemplo, en Corea del Sur, la duplicación de beneficios incrementó la satisfacción financiera entre jubilados de bajos ingresos (Pak, 2020). Adicionalmente, otros estudios, como el de Barschkett et al. (2022),

indican que aumentar la edad mínima de jubilación puede tener efectos adversos sobre la salud, incluyendo un aumento en la prevalencia de problemas como artrosis, obesidad y diagnósticos de salud mental. En México, Juárez y Rodríguez (2021), encontraron que la participación en el programa federal de pensiones no contributivas mejoró el bienestar subjetivo de los adultos mayores, con un impacto significativo en mujeres vulnerables. Estos hallazgos resaltan que las decisiones de diseño en los sistemas de pensiones deben equilibrar los objetivos de sostenibilidad económica, participación laboral y bienestar general.

En el caso mexicano, el panorama futuro de las pensiones no contributivas contempla iniciativas para ampliar tanto el monto de las transferencias como su cobertura, incluyendo la reducción de la edad de elegibilidad para grupos vulnerables como mujeres, poblaciones indígenas y comunidades afromexicanas. Aunque estas iniciativas representan un avance hacia mayor equidad, plantean retos significativos en términos de sostenibilidad fiscal y posibles impactos en el mercado laboral.

El panorama futuro de las pensiones no contributivas en México presenta iniciativas para continuar aumentando tanto el monto de las transferencias como su alcance, con enfoques diferenciados que incluyen la disminución de la edad de elegibilidad para grupos vulnerables como mujeres, poblaciones indígenas y comunidades afromexicanas. Estas iniciativas, aunque representan un avance en la cobertura y equidad del sistema de pensiones, plantean nuevos retos en términos de sostenibilidad fiscal y efectos potenciales en el mercado laboral.

Para futuros análisis, se deberían integrar las metodologías más novedosas desarrolladas para los análisis de tipo DiD, que lidian con el problema de que no se cumplan los supuestos de tendencias paralelas y no anticipación. Así mismo, sería interesante extender el análisis de efectos heterogéneos para observar con más detalle cómo cada año adicional de educación afecta las respuestas de los adultos mayores a este tipo de reformas. Finalmente, en este trabajo faltó controlar por los posibles efectos de las transferencias privadas a los adultos mayores por parte de sus familiares y por otros beneficios de jubilación recibidos por los seguros sociales o privados. Esta es un aspecto del análisis de pensiones que ha resultado en conclusiones interesantes en otros trabajos, y es importante comprender cómo puede estar jugando un rol en los efectos sobre la oferta laboral de estas reformas.

Los hallazgos de este trabajo son de gran relevancia para la literatura, ya que aportan evidencia empírica sobre el impacto del diseño de pensiones no contributivas en la reducción de la

oferta laboral de los adultos mayores. Específicamente, un aumento del monto de una pensión no contributiva disminuye la oferta laboral de los adultos mayores que han sido elegibles para recibirla por más tiempo. Este impacto es especialmente notable en contextos marcados por la desigualdad de género. Asimismo, destacan la importancia de considerar las diferencias por género y nivel educativo al evaluar el impacto de políticas públicas. Este análisis ofrece elementos clave para guiar el diseño de políticas futuras que busquen equilibrar los objetivos de bienestar social, equidad y sostenibilidad económica.

Bibliografía

- Amuedo-Dorantes, C., Juarez, L., & Alonso, J. (2019). THE EFFECT OF NONCONTRIBUTORY PENSIONS ON SAVING IN MEXICO. *Economic Inquiry*, 57(2), 931–952. <https://doi.org/10.1111/ECIN.12750>
- Barrientos, A. (2003). What is the impact of non-contributory pensions on poverty? Estimates from Brazil and South Africa (CPRC Working Paper No. 33). Chronic Poverty Research Centre.
- Barschkett, M., Geyer, J., Haan, P., & Hammerschmid, A. (2022). The effects of an increase in the retirement age on health: Evidence from administrative data. *The Journal of the Economics of Ageing*, 23, 100401.
- Blanco, M. (2001). Trayectorias laborales y cambio generacional: mujeres de sectores medios en la ciudad de México. *Revista Mexicana de Sociología*, 63(2), 91–111.
- Bosch, M., & Guajardo, J. (2012). Labor Market Impacts of Non-Contributory Pensions: The Case of Argentina's Moratorium. Inter-American Development Bank. <https://doi.org/10.18235/0011422>
- Campos, R., & Vélez, R. (2015). Oferta laboral femenina y formación intergeneracional de preferencias: evidencia para México. En R. Vélez Grajales, J. E. Huerta Wong, & R. Campos Vázquez (Eds.), *México, ¿el motor inmóvil?* (1st ed.). Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social. (2020). *Pobreza y personas mayores en México 2020*. CONEVAL.
- Dolls, M., & Krolage, C. (2023). 'Earned, not given'? The effect of lowering the full retirement age on retirement decisions. *Journal of Public Economics*, 223, 104909. <https://doi.org/10.1016/J.JPU-BECO.2023.104909>
- Euzéby, C. (1989). Non-contributory old-age pensions: a possible solution in the OECD countries. *International Labour Review*, 128(1), 11–28. <https://researchrepository.ilo.org/esploro/outputs/journalArticle/Non-contributory-old-age-pensions-a-possible-solution/995274421802676>
- Fernández, R., Fogli, A., & Olivetti, C. (2004). Mothers and Sons: Preference Formation and Female Labor Force Dynamics. *The Quarterly Journal of Economics*, 119(4), 1249–1299.
- Geyer, J., Barschkett, M., Haan, P., & Hammerschmid, A. (2023). The effects of an increase in the retirement age on health care costs: evidence from administrative data. *The European Journal of Health Economics*, 24(7), 1101–1120. <https://doi.org/10.1007/s10198-022-01535-w>
- Giusta, M., & Longhi, S. (2021). Stung by pension reforms: The unequal impact of changes in state pension age on UK women and their partners. *Labour Economics*, 72. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2021.102049>
- Hanel, B., & Riphahn, R. (2012). The timing of retirement — New evidence from Swiss female workers. *Labour Economics*, 19(5), 718–728. <https://doi.org/10.1016/J.LABECO.2012.05.013>
- Haveman, R., Holden, K., Wilson, K., & Wolfe, B. (2003). Social security, age of retirement, and economic well-being: intertemporal and demographic patterns among retired-worker beneficiaries. *Demography*, 40(2), 369–394. <https://doi.org/10.1353/DEM.2003.0012>
- Imai, K., & Zhang, A. (2022). Does a Universal Pension Reduce Elderly Poverty in China? Research Institute for Economics & Business Administration, Kobe University.
- IMCO staff. (2024). *Iniciativas sobre pensiones: Propuestas fiscalmente cuestionables*. Instituto Mexicano Para La Competitividad A.C. <https://imco.org.mx/iniciativas-sobre-pensiones-propuestas-fiscalmente-cuestionables/>
- Instituto Nacional de las Mujeres. (2018). *Desigualdad en cifras: Mujeres y hombres adultos mayores*. Secretaría de Gobernación. <https://www.gob.mx/inmujeres/documentos/desigualdad-en-cifras-mujeres-y-hombres-adultos-mayores>
- Instituto Nacional de Estadística y Geografía. (2019). *Cómo se hace la ENOE: Métodos y procedimientos* (2nd ed.). INEGI.
- Juarez, L., & Pfitze, T. (2015). The Effects of a Noncontributory Pension Program on Labor Force Participation: The Case of 70 y Más in Mexico. *Economic Development and Cultural Change*, 63(4), 685–713. <https://doi.org/10.1086/681668>

- Juarez, L., & Rodríguez Piña, Y. N. (2021). The Effect of Non-Contributory Pensions on the Subjective Wellbeing of Older Adults in Mexico. *Estudios Económicos de El Colegio de México*, 36(2), 279. <https://doi.org/10.24201/ee.v36i2.421>
- Kakwani, N., & Subbarao, K. (2007). Poverty among the elderly in Sub-Saharan Africa and the role of social pensions. *The Journal of Development Studies*, 43(6), 987–1008. <https://doi.org/10.1080/00220380701466476>
- Levy, S. (2019). *Una prosperidad compartida: Transformando la seguridad social en México para crecer con equidad*. Inter-American Development Bank. <https://doi.org/10.18235/0002060>
- Martinez, S., Pérez, M., Tejerina, L., & Yarygina, A. (2019). Pensions for the Poor: The Effects of Non-contributory Pensions in El Salvador. *Journal of Economics, Race, and Policy*, 3(1), 96–115. <https://doi.org/10.1007/S41996-019-00032-2>
- OECD. (2017). *The Pursuit of Gender Equality*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/9789264281318-en>
- OECD. (2023). *Pensions at a Glance 2023: OECD and G20 Indicators*. OECD Publishing. <https://doi.org/10.1787/678055dd-en>
- Olivera, J., & Zuluaga, B. (2014). The ex-ante effects of non-contributory pensions in Colombia and Peru. *Journal of International Development*, 26(7), 949–973. <https://doi.org/10.1002/jid.3008>
- Orozco, M., Espinosa, R., Fonseca, C., & Vélez Grajales, R. (2019). *Informe de movilidad social en México 2019: Hacia la igualdad regional de oportunidades*. Centro de Estudios Espinosa Yglesias.
- Pak, T. (2020). Social protection for happiness? The impact of social pension reform on subjective well-being of the Korean elderly. *Journal of Policy Modeling*, 42(2), 349–366. <https://doi.org/10.1016/j.jpolmod.2019.12.001>
- Pfütze, T., & Rodríguez-Castelán, C. (2019). Can a small social pension promote labor force participation? Evidence from Mexico. *World Development*, 20(1), 111–154. <https://doi.org/10.2307/26849052>
- Pozzebon, S., & Mitchell, O. S. (1989). Married women's retirement behavior. *Journal of Population Economics*, 2(1), 39–53. <https://doi.org/10.1007/BF00599179>
- Programas para el Bienestar. (2024a). 9.9 millones de adultos mayores comenzaron a recibir su pensión en esta administración. *Programas para el Bienestar*. <https://programasparaelbienestar.gob.mx/9-9-millones-de-adultos-mayores-comenzaron-a-recibir-su-pension-en-esta-administracion/>
- Programas para el Bienestar. (2024b). Nueva pensión para mujeres de 60 a 64 años: Registro inicia 7 de octubre. *Programas para el Bienestar*. <https://programasparaelbienestar.gob.mx/nueva-pension-para-mujeres-de-60-a-64-anos-registro-inicia-7-de-octubre/>
- Programas para el Bienestar. (2024c). Monto de la Pensión para Personas Adultas Mayores crece 417% en todo el sexenio. *Programas para el Bienestar*. <https://programasparaelbienestar.gob.mx/monto-de-la-pension-para-personas-adultas-mayores-crece-417-en-todo-el-sexenio/>
- Radl, J. (2013). ¿Por qué las mujeres en España se jubilan más tarde que los hombres? *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*, 142, 109–130. <https://doi.org/10.5477/cis/reis.142.109>
- Roth, J., Sant'Anna, P. H. C., Bilinski, A., & Poe, J. (2023). What's trending in difference-in-differences? A synthesis of the recent econometrics literature. *Journal of Econometrics*, 235(2), 2218–2244. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2023.03.008>
- Sánchez Peña, L. (2014). Desigualdad y trabajo doméstico en las parejas de doble ingreso en México. En B. García & E. Pacheco (Eds.), *Uso del tiempo y trabajo no remunerado en México* (1a ed., pp. 471–507). Centro de Estudios Demográficos, Urbanos y Ambientales.
- Santoyo, L., & Pacheco, E. (2014). El uso del tiempo de las personas en México según tipo de hogar: Una expresión de las desigualdades de género. En B. García & E. Pacheco (Eds.), *Uso del tiempo y trabajo no remunerado en México* (1a ed., pp. 171–219). Centro de Estudios Demográficos, Urbanos y Ambientales.
- Schwarzer, H., & Querino, A. C. (2002). Non-contributory pensions in Brazil: The impact on poverty reduction. *International Labour Organization*. <https://www.ilo.org/publns>

- Secretaría de Bienestar. (2019a). ACUERDO por el que se emiten las Reglas de Operación de la Pensión para el Bienestar de las Personas Adultas Mayores, para el ejercicio fiscal 2019. *Diario Oficial de la Federación*.
- Secretaría de Bienestar. (2021a). ACUERDO por el que se emiten las Reglas de Operación del Programa Pensión para el Bienestar de las Personas Adultas Mayores, para el ejercicio fiscal 2021. *Diario Oficial de la Federación*.
- Secretaría de Bienestar. (2021b). ACUERDO por el que se emiten las Reglas de Operación del Programa Pensión para el Bienestar de las Personas Adultas Mayores, para el ejercicio fiscal 2022. *Diario Oficial de la Federación*.
- Secretaría de Bienestar. (2022). ACUERDO por el que se emiten las Reglas de Operación del Programa Pensión para el Bienestar de las Personas Adultas Mayores, para el ejercicio fiscal 2023. *Diario Oficial de la Federación*.
- Secretaría de Bienestar. (2023). ACUERDO por el que se emiten las Reglas de Operación de la Pensión para el Bienestar de las Personas Adultas Mayores, para el ejercicio fiscal 2024. *Diario Oficial de la Federación*.
- Secretaría de Bienestar. (2019b). Inició el Programa Pensión para el Bienestar de las Personas Adultas Mayores. *Gobierno de México*. <https://www.gob.mx/bienestar/prensa/inicio-el-programa-pension-para-el-bienestar-de-las-personas-adultas-mayores>
- Secretaría de Bienestar. (2022). Pensión para el Bienestar de las Personas Adultas Mayores. *Gob.Mx*. <https://www.gob.mx/bienestar/acciones-y-programas/pension-para-el-bienestar-de-las-personas-adultas-mayores-296817>
- Sjogren, J. (1989). Retirement age women and men: Income sources and work. *Eastern Economic Journal*, 12(3), 283–290. <https://about.jstor.org/terms>
- Zhan, P., Zhang, A., & Ma, X. (2023). Public pension policy, substitution income, and poverty reduction: Evidence from China. *Economic Analysis and Policy*, 80, 1138–1154. <https://doi.org/10.1016/j.eap.2023.09.035>

Anexo

Cuadro 9.1: Modelo de análisis tipo *Event study* para grupo de tratamiento de 60 a 64 años

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Prob de Pertenecer a Población Económicamente Activa	Prob de Pertenecer a Población Ocupada	Prob de Trabajar Tiempo Completo (35h+)	Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Horas Trabajadas	Horas Trabajadas la Semana Pasada con Ceros
Edad:60-64	-0.152*** (0.00491)	-0.146*** (0.00495)	-0.0504*** (0.00670)	-3765.2*** (203.0)	-0.121*** (0.0209)	-0.0791*** (0.00894)	-1.972*** (0.263)
2do Trimestre 2018	0.00233 (0.00338)	0.00308 (0.00344)	-0.0202*** (0.00520)	1509.4*** (116.6)	0.0138 (0.00716)	-0.0142* (0.00658)	-0.418* (0.195)
3er Trimestre 2018	0.00430 (0.00385)	0.00443 (0.00390)	0.0151** (0.00530)	1265.2*** (180.6)	0.0249 (0.0153)	0.0105 (0.00689)	0.247 (0.205)
4to Trimestre 2018	0.00910* (0.00416)	0.00894* (0.00423)	-0.00697 (0.00553)	1788.3*** (255.9)	0.0355* (0.0162)	-0.000582 (0.00711)	-0.0856 (0.214)
1er Trimestre 2019	0.0119** (0.00436)	0.0121** (0.00442)	-0.00783 (0.00563)	855.8*** (207.6)	0.0577** (0.0176)	-0.00111 (0.00724)	-0.241 (0.219)
2do Trimestre 2018	0.0112* (0.00454)	0.00999* (0.00461)	-0.0165** (0.00576)	2431.4*** (229.9)	0.0695*** (0.0165)	-0.0217** (0.00763)	-0.485* (0.229)
3er Trimestre 2018	0.0114* (0.00455)	0.0118* (0.00462)	-0.000187 (0.00570)	2202.6*** (242.4)	0.0809*** (0.0161)	-0.0106 (0.00755)	-0.262 (0.227)
4to Trimestre 2018	0.0167*** (0.00454)	0.0171*** (0.00461)	-0.0116* (0.00571)	2403.6*** (206.3)	0.0795*** (0.0161)	-0.0131 (0.00750)	-0.398 (0.225)
60-64 X 1T 2018	0.00437 (0.00678)	0.00472 (0.00684)	0.000471 (0.00945)	407.7 (280.5)	0.0259 (0.0308)	0.0173 (0.0125)	0.0846 (0.369)
60-64 X 2T 2018	0.00237 (0.00643)	-0.00000175 (0.00649)	0.00101 (0.00926)	-304.2 (282.6)	0.0160 (0.0279)	0.00222 (0.0123)	-0.204 (0.358)
60-64 X 3T 2018	-0.000495 (0.00596)	-0.000538 (0.00601)	-0.0105 (0.00883)	-1.892 (260.6)	0.0228 (0.0269)	-0.00419 (0.0118)	-0.193 (0.340)
60-64 X 4T 2018	-0.00305 (0.00529)	-0.00290 (0.00534)	-0.00337 (0.00849)	-330.3 (314.1)	0.00884 (0.0264)	0.00399 (0.0112)	-0.118 (0.321)
60-64 X 1T 2019	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
60-64 X 2T 2019	0.00174 (0.00516)	0.00248 (0.00520)	-0.0125 (0.00844)	-423.5** (163.3)	0.0161 (0.0121)	0.00829 (0.0111)	-0.157 (0.317)
60-64 X 3T 2019	0.00910 (0.00582)	0.00692 (0.00587)	-0.0101 (0.00869)	-272.4 (296.6)	-0.000741 (0.0257)	0.00595 (0.0117)	0.0874 (0.334)
60-64 X 4T 2019	0.00525 (0.00632)	0.00373 (0.00637)	0.000247 (0.00896)	-363.7 (273.7)	0.0161 (0.0261)	0.0105 (0.0120)	0.174 (0.348)
Años Recibidos de Escolaridad	-0.000819** (0.000301)	-0.000959** (0.000304)	0.00476*** (0.000322)	160.4*** (13.26)	0.0238*** (0.000955)	0.00395*** (0.000417)	0.00318 (0.0129)
Hogar Urbano	0.00342 (0.00303)	0.000552 (0.00305)	0.0534*** (0.00339)	688.6*** (119.6)	0.165*** (0.0100)	0.0632*** (0.00472)	1.923*** (0.147)
Mujer	-0.370*** (0.00278)	-0.358*** (0.00281)	-0.217*** (0.00336)	-10896.6*** (124.7)	-0.574*** (0.00985)	-0.329*** (0.00469)	-9.786*** (0.137)
Constant	0.827*** (0.00438)	0.811*** (0.00445)	0.747*** (0.00522)	13173.8*** (212.3)	9.563*** (0.0166)	3.680*** (0.00686)	45.15*** (0.211)
Observations	275641	275641	146106	195009	71503	146106	146106

Notas: Los errores estándar están agrupados a nivel individual y se encuentran entre paréntesis. La muestra incluye dos estratos de edad mayores a 55 años (55-59 y 60-64). En cada panel, la muestra se agrupa o divide por género. Todas las regresiones incluyen un término constante junto con características a nivel de hogar e individual (una variable indicadora para individuo mujer en el Panel A, una variable de años de educación recibidos, y una indicadora de un hogar urbano), así como variables indicadoras para trimestre y estratos de edad. Los ingresos reportados están expresados en pesos corrientes. Las estimaciones no están ponderadas con los factores de expansión de la ENOE. * Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 10%. ** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 5%. *** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 1%. **Fuente:** ENOE 2018-2019

Cuadro 9.2: Modelo de análisis tipo *Event study* para grupo de tratamiento de 65 a 67 años

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Prob de Pertenecer a Población Económicamente Activa	Prob de Pertenecer a Población Ocupada	Prob de Trabajar Tiempo Completo (35h+)	Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Horas Trabajadas	Horas Trabajadas la Semana Pasada con Ceros
Edad:65-67	-0.247*** (0.00623)	-0.242*** (0.00625)	-0.111*** (0.00985)	-5837.0*** (226.8)	-0.269*** (0.0362)	-0.133*** (0.0134)	-3.485*** (0.394)
2do Trimestre 2018	0.00234 (0.00338)	0.00309 (0.00344)	-0.0202*** (0.00520)	1507.9*** (116.5)	0.0138 (0.00716)	-0.0141* (0.00658)	-0.416* (0.195)
3er Trimestre 2018	0.00430 (0.00386)	0.00444 (0.00390)	0.0152** (0.00530)	1264.7*** (180.6)	0.0250 (0.0153)	0.0106 (0.00689)	0.249 (0.205)
4to Trimestre 2018	0.00909* (0.00416)	0.00894* (0.00423)	-0.00683 (0.00553)	1788.5*** (255.9)	0.0356* (0.0162)	-0.000334 (0.00711)	-0.0788 (0.214)
1er Trimestre 2019	0.0121** (0.00436)	0.0123** (0.00442)	-0.00773 (0.00563)	858.5*** (207.6)	0.0577** (0.0176)	-0.000978 (0.00724)	-0.239 (0.219)
2do Trimestre 2018	0.0114* (0.00455)	0.0102* (0.00461)	-0.0165** (0.00576)	2432.8*** (229.9)	0.0695*** (0.0165)	-0.0216** (0.00763)	-0.485* (0.229)
3er Trimestre 2018	0.0115* (0.00455)	0.0120** (0.00462)	-0.000153 (0.00570)	2204.9*** (242.6)	0.0809*** (0.0161)	-0.0106 (0.00755)	-0.262 (0.227)
4to Trimestre 2018	0.0169*** (0.00454)	0.0173*** (0.00461)	-0.0115* (0.00571)	2406.1*** (206.3)	0.0796*** (0.0161)	-0.0130 (0.00750)	-0.395 (0.225)
65-67 X 1T 2018	0.0129 (0.00856)	0.0132 (0.00859)	0.00269 (0.0137)	1067.5*** (315.9)	0.0738 (0.0502)	-0.00204 (0.0185)	-0.736 (0.537)
65-67 X 2T 2018	0.0157 (0.00818)	0.0170* (0.00820)	0.0184 (0.0135)	383.1 (333.6)	0.0529 (0.0475)	-0.00893 (0.0185)	-0.380 (0.528)
65-67 X 3T 2018	0.00860 (0.00753)	0.0104 (0.00756)	-0.00474 (0.0129)	394.2 (300.8)	0.0637 (0.0450)	-0.00880 (0.0174)	-0.567 (0.496)
65-67 X 4T 2018	0.00532 (0.00674)	0.00706 (0.00674)	0.0168 (0.0124)	-354.2 (332.2)	0.0645 (0.0437)	-0.00864 (0.0170)	-0.372 (0.470)
65-67 X 1T 2019	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
65-67 X 2T 2019	0.00732 (0.00658)	0.0111 (0.00659)	-0.00389 (0.0123)	-606.0** (185.8)	-0.0224 (0.0212)	-0.0212 (0.0170)	-0.617 (0.472)
65-67 X 3T 2019	0.00948 (0.00739)	0.0109 (0.00741)	-0.00655 (0.0127)	-587.4 (309.6)	-0.0260 (0.0435)	-0.0303 (0.0177)	-0.742 (0.491)
65-67 X 4T 2019	0.00675 (0.00795)	0.00842 (0.00799)	0.0230 (0.0130)	-749.3* (293.0)	-0.0204 (0.0445)	-0.00645 (0.0181)	-0.170 (0.511)
Años recibidos de Escolaridad	-0.000871** (0.000334)	-0.00106** (0.000337)	0.00423*** (0.000367)	148.0*** (14.69)	0.0234*** (0.00110)	0.00305*** (0.000477)	-0.0205 (0.0147)
Hogar Urbano	-0.00313 (0.00334)	-0.00588 (0.00337)	0.0563*** (0.00381)	661.1*** (134.8)	0.167*** (0.0114)	0.0702*** (0.00532)	2.153*** (0.165)
Mujer	-0.374*** (0.00306)	-0.362*** (0.00309)	-0.218*** (0.00379)	-10971.1*** (141.3)	-0.576*** (0.0112)	-0.330*** (0.00527)	-9.841*** (0.155)
Constant	0.833*** (0.00458)	0.818*** (0.00464)	0.751*** (0.00549)	13346.7*** (229.3)	9.566*** (0.0177)	3.684*** (0.00723)	45.24*** (0.223)
Observations	211636	211636	112033	149528	54618	112033	112033

Notas: Los errores estándar están agrupados a nivel individual y se encuentran entre paréntesis. La muestra incluye dos estratos de edad mayores a 55 años (55-59 y 65-67). En cada panel, la muestra se agrupa o divide por género. Todas las regresiones incluyen un término constante junto con características a nivel de hogar e individual (una variable indicadora para individuo mujer en el Panel A, una variable de años de educación recibidos, y una indicadora de un hogar urbano), así como variables indicadoras para trimestre y estratos de edad. Los ingresos reportados están expresados en pesos corrientes. Las estimaciones no están ponderadas con los factores de expansión de la ENOE. * Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 10%. ** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 5%. *** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 1%. **Fuente:** ENOE 2018-2019

Cuadro 9.3: Modelo de análisis tipo *Event study* para grupo de tratamiento de 68 años o más

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	Prob de Pertenecer a Población Económicamente Activa	Prob de Pertenecer a Población Ocupada	Prob de Trabajar Tiempo Completo (35h+)	Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Ingreso Laboral Mensual	Logaritmo de Horas Trabajadas	Horas Trabajadas la Semana Pasada con Ceros
Edad:68+	-0.408*** (0.00412)	-0.398*** (0.00415)	-0.161*** (0.00781)	-7579.7*** (163.4)	-0.443*** (0.0293)	-0.214*** (0.0108)	-5.755*** (0.310)
2do Trimestre 2018	0.00212 (0.00339)	0.00289 (0.00345)	-0.0203*** (0.00520)	1633.4*** (117.5)	0.0132 (0.00717)	-0.0143* (0.00659)	-0.423* (0.196)
3er Trimestre 2018	0.00405 (0.00388)	0.00419 (0.00392)	0.0151** (0.00530)	1397.4*** (182.7)	0.0243 (0.0153)	0.0105 (0.00689)	0.241 (0.205)
4to Trimestre 2018	0.00851* (0.00419)	0.00838* (0.00425)	-0.00723 (0.00553)	1913.8*** (258.3)	0.0350* (0.0162)	-0.000858 (0.00711)	-0.103 (0.214)
1er Trimestre 2019	0.0117** (0.00439)	0.0119** (0.00445)	-0.00788 (0.00563)	878.7*** (211.2)	0.0563** (0.0176)	-0.00118 (0.00724)	-0.259 (0.219)
2do Trimestre 2018	0.0112* (0.00458)	0.00997* (0.00465)	-0.0165** (0.00576)	2599.8*** (233.3)	0.0680*** (0.0165)	-0.0216** (0.00763)	-0.502* (0.229)
3er Trimestre 2018	0.0113* (0.00459)	0.0118* (0.00465)	-0.000238 (0.00570)	2382.0*** (245.1)	0.0786*** (0.0161)	-0.0106 (0.00755)	-0.278 (0.227)
4to Trimestre 2018	0.0167*** (0.00458)	0.0171*** (0.00464)	-0.0116* (0.00572)	2594.7*** (210.1)	0.0771*** (0.0161)	-0.0131 (0.00750)	-0.419 (0.226)
68+ X 1T 2018	0.0103 (0.00557)	0.0100 (0.00561)	-0.00115 (0.0109)	849.8*** (225.4)	0.00194 (0.0417)	0.00413 (0.0150)	-0.346 (0.426)
68+ X 2T 2018	0.0167** (0.00526)	0.0161** (0.00530)	0.00911 (0.0106)	-427.5 (234.2)	0.0108 (0.0380)	-0.0113 (0.0147)	-0.504 (0.407)
68+ X 3T 2018	0.0142** (0.00483)	0.0143** (0.00487)	-0.0127 (0.0101)	-241.3 (203.4)	0.0197 (0.0378)	-0.00921 (0.0139)	-0.605 (0.386)
68+ X 4T 2018	0.00929* (0.00431)	0.00922* (0.00435)	-0.0129 (0.00972)	-729.8** (264.6)	0.0203 (0.0371)	-0.0199 (0.0133)	-0.855* (0.363)
68+ X 1T 2019	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
68+ X 2T 2019	0.000866 (0.00418)	0.00184 (0.00421)	-0.0146 (0.00972)	-1366.8*** (138.1)	-0.00680 (0.0157)	-0.0215 (0.0134)	-0.701 (0.365)
68+ X 3T 2019	0.00440 (0.00471)	0.00410 (0.00474)	-0.0116 (0.00993)	-1193.5*** (240.9)	-0.0266 (0.0356)	-0.0172 (0.0139)	-0.565 (0.381)
68+ X 4T 2019	0.000488 (0.00510)	-0.00000260 (0.00514)	-0.00573 (0.0102)	-1290.9*** (215.5)	-0.00908 (0.0373)	-0.0269 (0.0144)	-0.672 (0.398)
Años recibidos de Escolaridad	0.000626* (0.000255)	0.000476 (0.000256)	0.00502*** (0.000351)	120.5*** (9.168)	0.0269*** (0.00109)	0.00451*** (0.000466)	0.0296* (0.0141)
Hogar Urbano	-0.0252*** (0.00249)	-0.0270*** (0.00249)	0.0427*** (0.00358)	409.3*** (79.11)	0.192*** (0.0112)	0.0521*** (0.00512)	1.804*** (0.156)
Mujer	-0.290*** (0.00233)	-0.282*** (0.00234)	-0.206*** (0.00358)	-6276.5*** (80.59)	-0.596*** (0.0111)	-0.321*** (0.00517)	-9.121*** (0.148)
Constant	0.789*** (0.00413)	0.775*** (0.00418)	0.748*** (0.00536)	10779.4*** (181.9)	9.525*** (0.0175)	3.679*** (0.00713)	44.74*** (0.216)
Observations	356245	356245	133582	278384	61137	133582	133582

Notas: Los errores estándar están agrupados a nivel individual y se encuentran entre paréntesis. La muestra incluye dos estratos de edad mayores a 55 años (55-59 y 68+). En cada panel, la muestra se agrupa o divide por género. Todas las regresiones incluyen un término constante junto con características a nivel de hogar e individual (una variable indicadora para individuo mujer en el Panel A, una variable de años de educación recibidos, y una indicadora de un hogar urbano), así como variables indicadoras para trimestre y estratos de edad. Los ingresos reportados están expresados en pesos corrientes. Las estimaciones no están ponderadas con los factores de expansión de la ENOE. * Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 10%. ** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 5%. *** Coeficiente es estadísticamente significativo al nivel del 1%. **Fuente:** ENOE 2018-2019

Índice de Figuras

6.1	Tendencias de efectos de tratamiento sobre variables binarias de oferta laboral. .	31
6.2	Tendencias de efectos de tratamiento sobre variables continuas de oferta laboral... ..	32

Índice de Tablas

5.1	Medias y desviaciones estándar de indicadores de participación laboral por género.....	20
6.1	Los efectos de la reforma sobre el programa de pensiones no contributivas del 2019 sobre diferentes indicadores de participación laboral para la muestra completa... ..	24
6.2	Los efectos de la reforma sobre el programa de pensiones no contributivas del 2019 sobre diferentes indicadores de participación laboral separados por género.....	26
6.3	Efectos Heterogéneos: Efectos de Tratamiento por Tipo de Localidad Urbana o Rural.....	28
6.4	Efectos Heterogéneos: Efectos de Tratamiento por Nivel Educativo, Mayor o Menor a Preparatoria.....	30
6.5	Efectos de tratamiento por edad	34
9.1	Modelo de análisis tipo <i>Event study</i> para grupo de tratamiento de 60 a 64 años.....	43
9.2	Modelo de análisis tipo <i>Event study</i> para grupo de tratamiento de 65 a 67 años.....	44
9.3	Modelo de análisis tipo <i>Event study</i> para grupo de tratamiento de 68 años o más.....	45