

El efecto de las pensiones no contributivas sobre el bienestar subjetivo de los adultos mayores en México

Laura Juárez
El Colegio de México

Yunuen Nichte Rodríguez Piña
Consejo Nacional de Evaluación de la Política de Desarrollo Social

febrero de 2020

El efecto de las pensiones no contributivas sobre el bienestar subjetivo de los adultos mayores en México*

Laura Juárez[†] y Yunuen Nichte Rodríguez Piña[‡]

Resumen

En este documento, se estima el impacto una pensión no contributiva, que operó a nivel federal entre 2007 y 2012, sobre el bienestar subjetivo de las personas mayores. Los resultados sugieren que, en promedio, dicha pensión tuvo un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre el bienestar subjetivo de las mujeres mayores, aunque no en el de los hombres. Sin embargo, un análisis de impactos heterogéneos revela que sí hay impactos positivos de la pensión para los hombres mayores de habla indígena, y que los impactos positivos son más pronunciados para aquellas mujeres mayores sin estudios de primaria.

The Effect of Non-Contributory Pensions on the Subjective Wellbeing of Older Adults in Mexico

Abstract

In this paper, we estimate the impact of a non-contributory pension, in operation at the federal level between 2007 and 2012, on the subjective wellbeing of older adults. Our results suggest that, on average, this pension had a positive, and statistically significant, effect on the subjective wellbeing of older women, but not on that of older men. However, a heterogeneous impact analysis reveals that there are positive impacts of this pension for men who speak and indigenous language, and that the positive impacts are more pronounced for older women without primary education.

Códigos JEL: D04, I31, J14.

Palabras clave: pensiones no contributivas, bienestar subjetivo, adultos mayores

* Una versión preliminar de esta investigación se encuentra en la tesis de Maestría “Efecto de la pensión no contributiva en México sobre el bienestar subjetivo de los adultos mayores” de Yunuen Nichte Rodríguez Piña. El contenido de este documento, así como las opiniones y conclusiones que de este se derivan, son responsabilidad exclusiva de sus autoras y no necesariamente reflejan las de la Conferencia Interamericana de Seguridad Social.

[†] Centro de Estudios Económicos, El Colegio de México. Carretera Picacho-Ajusco no. 20, Col. Ampliación Fuentes del Pedregal, Tlalpan, C.P. 14110, Ciudad de México. Tel. +52 (55) 5449-3000 ext. 4107. Correo: laura.juarez@colmex.mx

[‡] Conferencia Interamericana de Seguridad Social. San Ramón s/n, Col. San Jerónimo Lídice, Magdalena Contreras, C.P. 10200. Correo yunuen.rodriguez@ciss-bienestar.org

1. Introducción

Los programas de pensiones no contributivas han cobrado importancia en las últimas dos décadas como mecanismo para reducir la pobreza de los adultos mayores. Este tipo de pensiones, como su nombre lo indica, no están condicionadas a los años o al monto que una persona contribuyó a la seguridad social, o a algún fondo de pensiones, sino a requisitos de edad mínima y, a veces, de residencia. La Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL,2018) reporta que 27 países latinoamericanos cuentan con un programa de pensión no contributiva. Entre los países de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económicos (OCDE), el 59% del ingreso de los adultos mayores de 65 años o más proviene de este esquema de transferencias públicas (Bando, Galiani y Gertler, 2016; OCDE, 2017).

En México, el primer programa de pensiones no contributivas se dio a nivel local en la Ciudad de México, entonces Distrito Federal, en 2001. A partir de este momento, algunos otros estados de la República implementaron programas similares en sus estados y, en 2007, el gobierno federal dio inicio al *Programa de Atención a Adultos Mayores en Zonas Rurales* (PAM), focalizado en adultos mayores de 70 años y más que residían en localidades con menos de 2,500 habitantes. Este programa, cuya transferencia ascendía a 1000 pesos bimestrales por persona elegible, fue ampliando su cobertura gradualmente, mediante la inclusión de localidades cada vez más grandes, hasta cubrir la totalidad del país en 2012. Desde el inicio, las tasas de participación del PAM entre la población objetivo han sido muy altas, debido a la simplicidad de sus requisitos.

En esta investigación se estima el efecto del PAM sobre el bienestar subjetivo de los adultos mayores, medido con un índice construido a partir de variables autoreportadas sobre satisfacción con la vida, estado anímico y percepción de la salud, provenientes del *Estudio Nacional sobre Salud y Envejecimiento en México* (ENASEM).⁴ Se usan los datos para las rondas correspondientes a 2003 (antes del programa) y 2012 (después del programa) de esta encuesta. Nuestra estrategia de identificación explota la variación que los criterios de elegibilidad para el PAM, edad y tamaño de localidad de residencia, inducen sobre la variable de tratamiento, que es los años de exposición al programa en 2012, para estimar un efecto *intent to treat* (ITT). Dado que el programa mantuvo el requisito de edad mínima y fue aumentando el de tamaño de localidad para ser elegible entre 2007 y 2012, es posible tener adultos mayores con diferente nivel de exposición al interior de localidades de cierto tamaño, debido al primer requisito; alternativamente, también hay adultos mayores con la misma edad, pero distinto grado de exposición al programa, debido al segundo requisito. Para sustentar la validez de esta estrategia, se presenta evidencia que confirma que los años de exposición al PAM sólo están correlacionados con estos dos requisitos, y no con otras variables sociodemográficas de las personas mayores. Adicionalmente, dicha variable de tratamiento no presenta un efecto significativo sobre el nivel educativo del padre del adulto mayor, ni sobre el de su madre, como es de esperarse, ya que estas variables están predeterminadas al momento que inicia el programa.

Para estudiar el efecto del PAM sobre el bienestar subjetivo de las personas mayores, se estiman regresiones por mínimos cuadrados ordinarios (OLS), usando los datos de corte

⁴ El ENASEM (Estudio Nacional de Salud y Envejecimiento en México) es financiado parcialmente por los Institutos Nacionales de Salud/Instituto Nacional del Envejecimiento (NIH R01AG018016) y por el INEGI en México. Los archivos de datos y la documentación son de uso público y están disponibles en www.ENASEM.org.

transversal de la ronda de 2012. En estas regresiones se controla también por características sociodemográficas como años de escolaridad, variables indicadoras para ser hombre, para estar casada/o, y para hablar una lengua indígena, así como efectos fijos de tamaño de localidad y de edad. Se realizan estimaciones para todas las personas mayores juntas y también separadas por género.

Adicionalmente, como ejercicio de robustez, además de las estimaciones de corte transversal, se aprovecha la estructura de panel de la ENASEM para estimar regresiones de primeras diferencias, usando las rondas de 2003 y 2012. Estas estimaciones de panel eliminan el sesgo que pudiera existir por la presencia de características no observables de la persona mayor que influyen en su bienestar subjetivo y que son constantes en el tiempo, como el temperamento.

Los estudios previos sobre los impactos de las pensiones no contributivas se han centrado en indicadores de bienestar material como la oferta laboral (Bosch y Guajardo, 2012; Juárez, 2010; Juárez y Pfütze, 2014) la asignación de recursos al interior del hogar (Duflo, 2003; Gutiérrez, Juárez y Rubli, 2017) , asistencia escolar (Hamoudi y Thomas, 2014; Gutiérrez, Juárez y Rubli, 2017) , consumo y ahorro (Fan, 2010; Blau, 2016) pobreza y nutrición (Borella, Bosch y Sartarelli, 2016; Barrientos, 2003), género y decisiones familiares (Duflo, 2003; Hamoudi y Thomas, 2014), estado mental y salud (Novella y Olivera, 2014).

Solamente un par de estudios (Bando, Galiani, y Gertler, 2016, para Perú; Galiani, Gertler, y Bando, 2014, para México) ha analizado el efecto de las pensiones no contributivas sobre el bienestar el subjetivo a corto plazo, principalmente por la escasez de indicadores de este tipo en los datos. Nuestra contribución a esta literatura es presentar evidencia sobre los impactos de este tipo de pensiones sobre el bienestar subjetivo a mediano plazo y, para el caso de

México, para todas las localidades del país, no sólo las rurales, que fueron las primeras incorporadas al PAM y las estudiadas por Galiani, Gertler, y Bando (2014).

Por otra parte, este artículo también contribuye a la literatura de impacto de los programas sociales en el bienestar autoreportado (Boyd-Swan, Herbst, Ifcher, y Zarghamee, 2016; Finkelstein et al., 2012; Gardner y Oswald, 2007; Kuhn, Kooreman, Soetevent, y Kapteyn, 2011). Las investigaciones previas que han analizado efectos de largo plazo sobre el bienestar subjetivo no han evaluado, en particular, el efecto de las pensiones no contributivas (Baird, de Hoop y Özler, 2013; Cattaneo et al., 2009; Devoto, et. al, 2012; Haushofer et al., 2016).

Nuestros resultados sugieren que, en promedio, el PAM ha tenido efectos positivos y estadísticamente significativos sobre el bienestar subjetivo de las mujeres mayores, aunque no de los hombres mayores. Específicamente, para ellas, un año adicional de exposición al PAM aumenta su bienestar subjetivo en 0.026 desviaciones estándar, y este efecto es significativo a niveles convencionales. Este resultado es congruente con el hecho de que, en ausencia del PAM, las mujeres mayores, por su menor participación y apego al mercado laboral durante su edad productiva, tendrían una menor probabilidad de contar con una pensión propia. Aunque ellas tienden a contar con mayor apoyo familiar y comunitario durante la vejez, comparadas con los hombres, tener su propia pensión vitalicia se traduce en una mayor certidumbre económica, la cual podría reflejarse en un mayor bienestar subjetivo.

Sin embargo, un análisis más detallado sobre impactos heterogéneos del programa, con respecto al género y algunos indicadores de vulnerabilidad económica, revela que sí hay impactos positivos del PAM sobre el bienestar subjetivo para los hombres mayores de habla indígena, y que los impactos para las mujeres sin estudios de primaria son particularmente pronunciados. Esta evidencia es alentadora con respecto a la capacidad del PAM de mejorar

la calidad de vida de los hombres y mujeres mayores más vulnerables; aún más, si se toma en cuenta que entre, 2007 y 2012, hay cinco años de por medio y que la literatura ha argumentado que la mejora en el bienestar subjetivo, derivada de incrementos en el bienestar material, se debilita con el tiempo y eventualmente retorna a su nivel base (Di Tella y MacCulloch, 2008; Galiani, Gertler, y Undurraga, 2015; Veenhoven, 1991). Este debilitamiento potencial a través del tiempo llevaría a atenuar los impactos estimados en este artículo, los cuales, empero, son estadísticamente significativos y también congruentes con el hecho de que la adaptación de la que habla la literatura tiende a ser menor en la parte baja de la distribución de ingresos.

Como complemento al análisis sobre bienestar subjetivo, se presentan también resultados sobre los impactos del PAM sobre indicadores del estado cognitivo de las personas mayores. Nuestras estimaciones sugieren que el programa no ha tenido impactos significativos sobre dichos indicadores, a excepción de un efecto positivo sobre una prueba de habilidades verbales para las mujeres mayores. Empero, esta evidencia debe tomarse con cautela, ya que el número de observaciones con valores faltantes en los resultados de las pruebas cognitivas reportadas en la ENASEM merma considerablemente la muestra de ambos géneros.

Lo anterior implica que las pensiones no contributivas en México tienen efectos positivos no sólo en indicadores económicos como la oportunidad de retiro, sino también en el bienestar subjetivo de los adultos mayores. Los trastornos de ánimo y afectivos son frecuentes entre este grupo etario y, regularmente, se les asocia con fenómenos como el deterioro del estado mental y potenciales repercusiones negativas en la salud física. Por lo tanto, la mejora del bienestar subjetivo podría traducirse en una mejora de la salud en general y, por ello, en una espiral virtuosa para la calidad de vida de las personas mayores.

2. Revisión de Literatura

El bienestar subjetivo, así como los indicadores de bienestar material, es también una dimensión de la calidad de vida de las personas. Su particularidad es que ésta incorpora la percepción de la persona respecto a la mejora o empeoramiento de su situación. En este sentido, permite evaluar en qué medida los programas sociales destinados a reducir la vulnerabilidad, y aumentar el bienestar, cumplen con sus objetivos desde la situación experimentada por las personas beneficiarias.

En esta sección, se presentan estudios relacionados con el impacto de las pensiones no contributivas y la evaluación del bienestar subjetivo. Primero se delimita la acepción de bienestar subjetivo, sus componentes, mediciones y determinantes, así como los elementos involucrados en la persistencia de sus alteraciones en el tiempo. Después, se discute brevemente la evidencia previa sobre los impactos de las pensiones no contributivas en diversos indicadores, principalmente de bienestar material (oferta laboral, asignación de recursos al interior del hogar, asistencia escolar, estado mental y salud, pobreza y nutrición).

El bienestar subjetivo puede examinarse desde tres perspectivas: a) bienestar evaluativo o componente cognitivo; b) bienestar hedónico y; c) bienestar eudaimónico. La perspectiva del bienestar evaluativo se refiere a la satisfacción con la vida. Usualmente esta satisfacción se captura mediante la escala de Cantril, en la que se solicita a los individuos calificar del uno al once su nivel de satisfacción. La dimensión del bienestar hedónico se enfoca en los sentimientos de felicidad, enojo, estrés y dolor. El bienestar hedónico se mide al solicitar a las personas que califiquen su experiencia afectiva con diversos adjetivos relativos a emociones. Por último, el bienestar eudaimónico relaciona la felicidad con la satisfacción de necesidades básicas y psicológicas, así como con el propósito y significado de la vida. Si

bien no hay consenso respecto al instrumento para captarlo, la escala de Ryff (1989) es ampliamente utilizada en estudios empíricos.⁵

En este sentido, el bienestar subjetivo es determinado por factores individuales, sociales y económicos (Dolan, Peasgood, y White, 2008). El matrimonio, tener hijos y la salud influyen de forma positiva en el bienestar (Blanchflower y Oswald, 2004; Case y Deaton, 2015; Deaton y Stone, 2014; Stone, Schwartz, Broderick, y Deaton, 2010). Asimismo, algunas investigaciones sugieren que las mujeres reportan mayores niveles de felicidad, mientras que en otros no se hallaron relaciones significativas para esta variable (Alesina, Di Tella, y MacCulloch, 2001; Louis y Zhao, 2002).

En las características sociales se ha identificado que la escolaridad, el ejercicio, las actividades religiosas, involucrarse en la comunidad y confiar en las personas afectan positivamente el bienestar autoreportado. En contraste, el desempleo, trabajar medio tiempo y los desplazamientos forzados están asociados con niveles bajos de bienestar (Baker, Cahalin, Gerst, y Burr, 2005; Blanchflower y Oswald, 2000, 2004; Clark et al., 2003; Clark et al., 2005; Di Tella, MacCulloch, y Oswald, 2001; Ferrer-i-Carbonell, 2005; Gardner y Oswald, 2007; Helliwell, 2003).

En cuanto a la situación económica, la desigualdad en el ingreso, las tasas de desempleo, alta inflación y escasa democracia se asocian con puntuaciones inferiores de bienestar (Alesina et al., 2001; Clark et al., 2003; Di Tella, MacCulloch, y Oswald, 2001). Respecto al ingreso, entre los primeros estudios donde se analiza su relación con el bienestar subjetivo, entre países, Easterlin (1974, 1995, 2001) encontró que los incrementos en el ingreso no

⁵ En la escala de Ryff se consideran seis subdimensiones del bienestar: autoaceptación, relaciones positivas, autonomía, dominio del entorno, propósito en la vida y crecimiento personal.

necesariamente se reflejan directamente en mejoras del bienestar subjetivo, pues conforme los países elevan su nivel de ingreso, el bienestar subjetivo no crece proporcionalmente, sino que se observan rendimientos decrecientes. La investigación de Veenhoven (1991) rebate los resultados de Easterlin al sugerir que la felicidad incrementa monotónicamente con el nivel de ingreso per cápita, tanto en comparaciones entre países como intra-país.

Los resultados difieren para países desarrollados y países en vías de desarrollo. Los análisis empíricos para países desarrollados han mostrado que la influencia del ingreso sobre el bienestar subjetivo es irrisible (Ferrer-i-Carbonell, 2005; Galama, Morgan, y Saavedra, 2017; Veenhoven, 1991). En cambio, para naciones en vías de desarrollo, conforme el ingreso adicional coadyuva a cubrir necesidades básicas, el ingreso y el bienestar se correlacionan positivamente (Galama, Morgan, y Saavedra, 2017; Galiani, Gertler, y Undurraga, 2015).

Entre las explicaciones para los resultados diferenciados de la relación entre ingreso y bienestar subjetivo se encuentran: la apreciación evaluativa y la adaptación hedónica. En la primera, en tanto que el ingreso individual es valorado en función del ingreso de un grupo de referencia, las medidas gubernamentales que lo elevan pueden o no afectar el bienestar subjetivo. Es decir, si el ingreso de toda la población se eleva en la misma proporción, entonces el ingreso individual y del grupo de referencia permanecen inalterados y, por lo tanto, no hay efecto sobre el bienestar subjetivo (Ferrer-i-Carbonell, 2005; Kahneman y Deaton, 2010; Kahneman y Krueger, 2006; Kahneman, et.al 2006).

La hipótesis de adaptación hedónica postula que ante incrementos en el ingreso, el nivel de bienestar autoreportado retorna a sus niveles habituales debido a un proceso en el que los individuos ajustan su nivel de consumo con base en el nuevo ingreso y una vez habituados a esas pautas, el efecto sobre el bienestar subjetivo comienza a desvanecerse (Galiani, Gertler,

y Undurraga, 2015). Dicha reversión hacia el nivel base no es homogénea a lo largo de la distribución de ingresos, sino que es limitada en los niveles inferiores de bienestar material.

Los estudios referentes a los impactos de largo plazo de incrementos exógenos en el ingreso sobre el bienestar subjetivo se han enfocado en programas gubernamentales de transferencias monetarias condicionadas y no condicionadas. En estas investigaciones se ha encontrado que el periodo de disipación de los efectos positivos sobre el bienestar varía desde pocos meses hasta cuatro años (Di Tella, et.al, 2007; Devoto, et. al, 2012; Baird, de Hoop, y Özler, 2013; Haushofer et al. , 2016).

En cuanto a las pensiones no contributivas, la evidencia respecto a su impacto sobre indicadores selectos de bienestar, principalmente material, es relativamente abundante. Diversos estudios han estimado efectos sobre indicadores como la oferta laboral (Juárez y Pfütze, 2014; Bosch, Melguizo y Pagués, 2013; Grueber y Wise, 1998; Bosch y Guajardo, 2012; Juárez, 2010) la asignación de recursos al interior del hogar (Duflo, 2003; Gutiérrez, Juárez y Rubli, 2011) , asistencia escolar (Hamoudi y Thomas, 2014; Gutiérrez, Juárez y Rubli, 2011) , consumo y ahorro (Fan, 2010; Blau, 2008; Case y Deaton, 1998; Alonso) pobreza y nutrición (Borrella, Bosch y Sartarelli, 2016; Barrientos, 2013; Bello et.al, 2010), género y decisiones familiares (Duflo, 2003; Hamoudi y Thomas, 2014; Fajnzylber, 2010). En contraste, la literatura enfocada en los impactos sobre el estado mental y la salud (Finkelstein et.al, 2012; Baicker et.al, 2013; Krueger y Muller, 2012; Novella y Olivera, 2014) y sobre el bienestar subjetivo (Bando, Galiani y Gertler, 2016; Galiani, Gertler y Bando, 2014) es escasa hasta el momento.

La investigación de Galiani, Gertler y Bando (2014) analiza el impacto del Programa *70 y más* en México, el mismo que se estudia en el presente artículo, sobre el bienestar subjetivo

de los beneficiarios, a un año de haber iniciado el programa, con datos de la Encuesta del Instituto Nacional de Salud Pública (2007,2008). Dicha encuesta fue levantada con el propósito explícito de evaluar los efectos de corto plazo del programa en las localidades más pequeñas del país, aquellas cuya población se encontraba en una ventana alrededor de los 2,500 habitantes. Los autores utilizan como medida de bienestar subjetivo la Escala de Depresión Geriátrica⁶ (EDG) y, mediante el método de diferencias-en-diferencias, encuentran que la EDG disminuye 12% entre los beneficiarios del programa, el consumo se eleva en 23%, y la proporción de individuos que realizaban trabajo con pago se reduce en 20%. Las principales diferencias entre el estudio de Galiani, Gertler y Bando (2014) y el nuestro, las cuales se discutirán con detalle en las siguientes secciones, son la fuente de los datos, que en nuestro estudio se incluye a todas las localidades del país en la estimación, no solamente aquellas cuya población es cercana a los 2,500 habitantes y que nosotros estimamos impactos de largo plazo, a nueve años del inicio del programa.

Bando, Galiani y Gertler (2016), estiman el efecto del programa *Pensión 65* en Perú sobre un índice de bienestar subjetivo y sobre la Escala de Depresión Geriátrica, con información de dos rondas de la Encuesta a hogares del Instituto Nacional de Estadística e Informática (2012, 2015). El índice de bienestar subjetivo lo construyeron a partir de puntajes de satisfacción, empoderamiento y autoestima. La estrategia de identificación utilizada por los autores fue la regresión discontinua nítida, pues se explota que la elegibilidad del programa

⁶ La Escala de Depresión Geriátrica es un cuestionario de quince preguntas para evaluar la depresión en personas mayores de 65 años. Los puntos de corte son: (0-5) normal, (6-10) depresión moderada, (+10) depresión severa. El cuestionario incluye las preguntas: ¿Está básicamente satisfecho con su vida? ¿Ha dejado abandonadas muchas actividades e intereses? ¿Siente que su vida está vacía? ¿Se siente a menudo aburrido? ¿Está de buen humor la mayor parte del tiempo? ¿Tiene miedo a que le suceda algo malo? ¿Se siente feliz la mayor parte del tiempo? ¿Se siente a menudo sin esperanza? ¿Prefiere quedarse en casa a salir? ¿Piensa que tiene más problemas de memoria que la mayoría? ¿Cree que es maravilloso estar vivo? ¿Piensa que usted no vale para nada en su estado actual? ¿Piensa que su situación es desesperada? ¿Se siente lleno de energía? ¿Cree que la mayoría de la gente está mejor que usted?

depende de un umbral de pobreza multidimensional. Sus resultados sugieren que *Pensión 65* reduce en 9 puntos porcentuales la EDG, disminuye la proporción de adultos mayores que realizaban trabajo pagado en 4 puntos porcentuales y eleva el nivel de consumo en 40%. De manera que estos resultados refuerzan lo encontrado para el programa *70 y más* en México.

Como se mencionó, estos dos estudios, relacionados estrechamente con el nuestro, proporcionan evidencia sobre los impactos en el corto plazo, máximo 3 años después de haberse iniciado el programa a evaluar. Por ello, es pertinente, como se propone el presente trabajo, estudiar en qué medida las mejoras en el bienestar subjetivo, como resultado de las pensiones no contributivas persisten, en el tiempo y si las diferencias de magnitud en el efecto y persistencia están relacionadas con indicadores selectos de vulnerabilidad económica. Finalmente, en el presente trabajo se incluye también cierta evidencia sobre los posibles impactos sobre el estado cognitivo de las personas mayores, como indicadores objetivos de bienestar mental.

3. Contexto: Las pensiones no contributivas como política pública

Las pensiones no contributivas surgen como respuesta a la escasa cobertura y protección contra la pobreza en la vejez que brindan las pensiones contributivas (PC), o por aportaciones laborales, sobre todo en países con un sector informal relativamente grande y, como consecuencia, una magnitud importante de los trabajadores no contribuye lo suficiente a la seguridad social para acceder a una pensión en el futuro. Por ello, en las últimas dos décadas, varios países latinoamericanos, incluido México, han realizado esfuerzos para expandir la cobertura pensionaria a través de las pensiones no contributivas y garantizar ingreso mínimo a todos los adultos mayores.

En México, solamente 3 de cada 10 personas mayores de 65 años tienen una pensión de alguna institución de seguridad social⁷, apenas el 40% de los trabajadores está cotizando en el sistema de seguridad social, y las personas que cotizan de un periodo a otro no son las mismas debido a la alta movilidad entre sector formal e informal (CONSAR, 2016).

Recibir una pensión contributiva está asociado positivamente con los niveles educativos, vivir en zonas urbanas y ser hombre, por consiguiente, el sector de población envejecida más vulnerable son las mujeres que residen en zonas rurales y tienen pocos años de escolaridad Parker y Wong (2001). La mayor cobertura, por decil de ingreso, se encontraba en la parte superior de la distribución, donde más de la mitad de los adultos mayores recibía ingreso por este rubro; en contraste en el primer decil solamente el 9% contaba con una pensión en 2012, y hasta el decil cinco, el porcentaje se mantenía debajo de 30 (CONEVAL, 2017).

En México el primer programa de pensiones no contributivas fue implementado a nivel estatal, en 2001, en el Distrito Federal bajo el nombre *Programa de Apoyo Alimentario, Atención Médica y Medicamentos Gratuitos para adultos mayores de 70 años*. Este programa local estaba dirigido a población adulta mayor en zonas de alta y muy alta marginación. El monto de la pensión ascendía a \$600 MXN mensuales, que se depositaban en una tarjeta electrónica, y además se proporcionaban servicios médicos y medicamentos gratuitos en los hospitales públicos locales (GODF, 2001). En 2003, se reforma la ley para extender el programa a todos los adultos mayores de 70 años que hayan residido al menos tres años en el Distrito Federal.

⁷ Instituto Mexicano del Seguro Social, Petróleos Mexicanos, Instituto de Seguridad de Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado, institutos estatales y universidades públicas.

A nivel federal, se reconoce la necesidad de proteger a las personas mayores de la pobreza en 2006, año en el cual se incorporó un apoyo económico bimestral de \$295 para las familias beneficiarias del programa Oportunidades que contaran con una persona de 70 años o más de edad. Posteriormente, en 2007, para dar un impulso mayor a este esfuerzo contra la pobreza en la vejez, el gobierno federal implementó el *Programa de Atención a Adultos Mayores de 70 años y más en Zonas Rurales (PAM)*, llamado coloquialmente el *Programa 70 y Más*, con el propósito de asegurar un ingreso mínimo y mejorar las condiciones de vida de este grupo poblacional. En ese momento, los beneficiarios del programa recibían \$1000 bimestralmente. Los objetivos del PAM incluían: mejorar las condiciones de vida de los adultos mayores, asegurarles un ingreso mínimo, incrementar su ingreso y protección social, y aminorar el deterioro de su salud física y mental.

Entre 2007 y 2012, el PAM se extendió rápidamente, manteniendo el requisito de edad mínima de 70 años e incorporando a localidades más grandes sucesivamente. Por ejemplo, en 2007, cuando comenzó, el programa cubría solamente a las localidades con menos de 2,500 habitantes, siguiendo la clasificación del INEGI que utiliza ese criterio para definir a las localidades rurales. En 2008, se incluyeron a las localidades con hasta 20,000 habitantes; en 2009, a aquellas con hasta 30,000 habitantes. Asimismo, en 2009, se incluyeron acciones de promoción y participación social, y servicios de apoyos, además de la transferencia monetaria de \$500 mensuales (DOF, 29/12/08). A partir de 2009, la expansión queda en pausa temporalmente hasta 2012, año en el que se amplía la cobertura a nivel nacional y el monto del apoyo se mantuvo⁸ (DOF, 30/12/11).

⁸ El monto se actualizó en 2013 a \$525 mensuales, en 2014 sube a \$580 por mes.

Tabla 1. Cobertura del PAM (2008-2012)

Año	Población potencial (PP)	Población objetivo (PO)	Población atendida (PA)	(PA/PP) *100	(PA/PO) *100
2008	1,653,989	1,520,374	1,863,945	112.69	122.60
2009	4,259,547	2,042,000	2,050,626	48.14	100.42
2010	4,502,562	2,105,305	2,105,306	46.76	100.00
2011	4,859,283	2,249,881	2,149,024	44.23	95.52
2012	5,106,217	3,504,142	3,056,815	59.86	87.23

Fuente: Elaboración propia con base en los Inventarios Federales de Programas y Acciones de Desarrollo Social, CONEVAL, 2008-2012.

En la Tabla 1, se puede ver que, debido a la expansión del programa por tamaño de localidad, entre el 2007 y 2012 la población potencial se quintuplicó y la población objetivo se triplicó. En 2008, el programa atendía a 1,863,945 adultos mayores. Con la extensión de 2009, el padrón de beneficiarios contaba con 2,050,626 mayores de 70 años y, en 2010, el número de beneficiarios ascendía a 2,105,306. Para 2012 la población atendida⁹ se elevó a 3,056,816 adultos mayores, es decir, 87.23% de la población objetivo (CONEVAL, 2008-2012).

Aunque la extensión de la población objetivo tuvo como resultado el atender personas que pertenecen a los deciles más altos de ingreso, quienes generalmente residen en las localidades más grandes del país, la mayor parte de la población atendida se encontraba en los cinco deciles más bajos, donde la cobertura era mayor al 50% de personas adultas mayores. En

⁹ Población atendida: Población beneficiada por un programa en un ejercicio fiscal.

Población potencial: Población total que presenta la necesidad o problema que justifica la existencia de un programa y que, por lo tanto, pudiera ser elegible para su atención.

Población objetivo: Población que un programa tiene planeado o programado atender para cubrir la población potencial y que cumple con los criterios de elegibilidad establecidos en su normatividad.

cuanto al monto, el apoyo entregado es equivalente a 62.47 % de la línea de bienestar mínimo¹⁰ en zonas rurales y 41.56% en las urbanas.

4. Datos

Los datos para esta investigación provienen del Estudio Nacional de Salud y Envejecimiento en México (ENASEM), una encuesta de tipo longitudinal, de la cual se han realizado cuatro rondas (2001, 2003, 2012 y 2015). El ENASEM es representativo a nivel nacional y urbano/rural para la población de 50 años y más. En la primera ronda (2001) se entrevistaron adultos mayores de 50 años y a su cónyuge independientemente de la edad.¹¹ La encuesta contiene información específica de los adultos mayores y sus hogares como su estado de salud, situación financiera, empleo, habilidades cognitivas, estado laboral, información demográfica, funcionalidad y medidas antropométricas.

Las secciones utilizadas en esta investigación corresponden a los datos sociodemográficos, salud y pruebas de habilidades cognitivas. La sección de salud del ENASEM incluye un conjunto de preguntas de valoración personal sobre satisfacción con la vida, depresión y estado de salud en general, información que se utiliza para construir un índice de bienestar subjetivo, la variable dependiente de interés, mediante el método de Análisis de Correspondencia Múltiple (MCA por sus siglas en inglés). Para la construcción del índice se seleccionaron trece variables; una con categorías ordenadas (estado global de salud auto-reportado) y doce binarias referentes a satisfacción con la vida (ver tabla 2).

¹⁰ La línea de bienestar mínimo la calcula CONEVAL y se define como el valor monetario en un mes determinado de una canasta alimentaria básica. Para efectos de la medición se toma como referencia el valor de la canasta del mes de agosto.

¹¹ En el 2012 se realizó una visita de seguimiento a todos los individuos del panel y se actualizó la muestra al agregar una muestra representativa de la población de las cohortes nacidas en 1952-1961 y a su cónyuge independientemente de su edad.

El índice de bienestar subjetivo (IBS) se construye como una suma ponderada de las trece variables descritas con anterioridad, y en la cual se utilizan como ponderadores los coeficientes del primer componente. El índice está estandarizado de tal manera que su media sea cero y su varianza uno. En nuestro caso, al aplicar la metodología MCA, se obtiene que la primera dimensión explica el 78.28% de la variación y el signo de los puntajes del factor es coincidente con el efecto positivo o negativo de cada categoría.

Como el objetivo de este artículo es estimar el efecto del PAM sobre este índice de bienestar subjetivo a nivel individual, para el análisis empírico se usaron solamente dos rondas: la de 2003 (antes del PAM) y la de 2012 (después del PAM), entre las cuales trascurrieron 9 años. La variable de tratamiento en nuestras estimaciones será los años de exposición al PAM, los cuales dependen principalmente de la edad de la persona y del tamaño de localidad en el que reside.

Respecto al tamaño de localidad, como se comentó, el PAM inició en 2007 en las localidades más pequeñas del país, aquellas con 2,500 habitantes, y de ahí se fue extendiendo paulatinamente a localidades más grandes hasta cubrirlas a todas para 2012. La ENASEM divide a las localidades en cuatro estratos de acuerdo con su población total: aquellas con menos de 2,500 habitantes (estrato 4), con 2,500-14,999 habitantes (estrato 3), con 15,000-99,999 habitantes (estrato 2) y aquellas con más de 100,000 habitantes (estrato 1). Aunque no es posible observar la población exacta que tiene la localidad en la que reside el encuestado, se utilizan estos rangos para determinar la exposición al tratamiento, de acuerdo con las reglas del programa en cada año en el periodo 2007-2012.

En particular, como se mencionó, en 2007 el programa inició cubriendo a las localidades más pequeñas, que corresponden al estrato 4 de la ENASEM. En 2008, la cobertura se amplió a

las localidades de hasta 20,000 habitantes, lo cual corresponde a la totalidad de las localidades en los estratos 4 y 3 de la encuesta. Sin embargo, dado que los estratos de población de la localidad de la ENASEM son relativamente anchos, la expansión de 2008 también cubrió a algunas localidades, las más pequeñas, del estrato 2 (15,000 a 99,999 habitantes). La extensión a localidades con hasta 30,000 habitantes en 2009 implica que en ese año un número mayor de localidades del estrato 2 fueron cubiertas por el programa, aunque no todas. De cualquier manera, en este trabajo se incluirán los estratos 2 y 3 en el grupo de tratamiento a partir de 2009. Se esperaría que lo anterior resultara en una subestimación del efecto del programa, ya que el grupo de tratamiento incluirá localidades que, por su mayor tamaño, no estaban cubiertas. Finalmente, en 2012, se incluyeron todas las localidades, por lo que se tomará ese año como el inicio del programa en el estrato 1.

Respecto a la edad, la segunda dimensión que determina el tratamiento, para contar con grupos de tratamiento y de control que fueran comparables, se restringió la muestra a personas cuya edad en 2012, después del PAM, se encontrara en una ventana alrededor de 70 años, la edad mínima para ser elegible para el programa. Específicamente, se incluyeron en la muestra solamente a las personas que tenían entre 55 y 66 años en 2003, quienes en 2012 tenían entre 64 y 75 años.

En 2012, todas las personas con 70 y más años eran elegibles para el programa, independientemente de la localidad en que residían en ese momento. Sin embargo, estas personas elegibles en 2012 pueden diferir en sus años acumulados de exposición al PAM, dependiendo de su edad y del tamaño de localidad en la que residen, justamente porque el programa se extendió gradualmente con base en tamaño de localidad. Adicionalmente, cabe notar que las personas menores de 70 años en 2012 aún no eran elegibles para el PAM en ese

año, independientemente de su lugar de residencia. Como se muestra en la Tabla 3, todas las personas entre 64 y 69 años en 2012, como no habían llegado a la edad mínima de 70 años para ser elegibles para el PAM, tienen todos cero años de exposición al programa en 2012. En contraste, las personas entre 70 y 75 años en 2012 son todas elegibles para el PAM en ese año, pero difieren en los años acumulados de exposición al programa, dependiendo de su edad y del tamaño de localidad en el que residen. En este grupo, los años de exposición al programa van de 1 a 6 años.

En resumen, nuestra estrategia de identificación explota la variación individual en el tiempo de exposición al PAM, causada por la edad del individuo y el tamaño de localidad en el que reside, ambos en relación con los criterios de elegibilidad para el programa en el periodo 2007-2012. Al respecto, cabe hacer dos aclaraciones. En primer lugar, esta variable mide no sólo si el individuo fue tratado o no, sino la intensidad, medida en años, con la que recibió el tratamiento. En segundo lugar, dado que la variable de tratamiento se construye con base en la elegibilidad para el programa, y no en la participación confirmada del individuo en él, en esta investigación se estima un efecto de intención de tratamiento (*intention-to-treat effect, ITT*).

Lo anterior implica que, en la estimación del efecto del programa, se consideran como tratados todos los individuos que son elegibles para él, dadas sus características y las reglas vigentes del programa, y no sólo aquellos que de hecho participaron en él y recibieron los beneficios. La inclusión de individuos que cumplen con los requisitos para el programa, pero no están participando en él, en el grupo de los tratados puede llevar a una subestimación del efecto del programa, en particular, si la participación entre los elegibles es baja. Sin embargo, dado que la participación en un programa social es una decisión individual que puede estar

afectada por factores no observables, el usar los criterios de elegibilidad y no la participación como variable de tratamiento hace más factible que se cumpla la exogeneidad del tratamiento necesaria para la identificación. En la siguiente sección, se presentará evidencia adicional para sustentar la validez empírica. Adicionalmente, en el caso del PAM, se espera poca discrepancia entre elegibilidad y participación debido a las altas tasas de cobertura que tiene el programa, sobre todo en las localidades rurales.¹²

En la muestra, además de las restricciones mencionadas, se incluyen sólo a las personas que fue posible seguir en cada una de las rondas, es decir, que pudieron ser localizados y que no fallecieron. De la misma manera, se excluyeron a personas con información incompleta en las variables relevantes para el estudio y aquellos que hayan sufrido un ataque cerebrovascular¹³ en algún momento desde 2001.

La Tabla 4 presenta las medias y desviaciones estándar de las variables utilizadas para esta muestra, dividida en los dos grupos de edad especificados: personas de 70 a 75 años y de 64 a 69 años en 2012. El panel A muestra que, como era de esperarse, el primer grupo tiene una edad promedio mayor que el segundo, una menor proporción de personas casadas y la misma proporción de mujeres (alrededor de 58%). Respecto a las variables de educación, en el grupo de mayor edad 61% de las personas no tiene educación primaria, sea completa o incompleta, comparado con 54% del grupo relativamente joven; consecuentemente, el primer grupo también tiene en promedio menos años de escolaridad que el segundo, aunque no hay

¹² En el Informe de la Evaluación Específica de Desempeño del programa 2009-2010, elaborado por el CONEVAL, se reporta que las tasas de cobertura del PAM eran prácticamente 100% en las localidades participantes hacia finales de 2009.

¹³ Se excluyen los individuos que hayan sufrido un ataque cerebrovascular porque las secuelas de este tipo de episodios incluyen: cambios en su capacidad para pensar y razonar; cambios en el comportamiento y patrones de sueño; problemas de memoria; poca capacidad de discernimiento; merma en la capacidad comunicativa y, en algunos casos, afasia.

diferencias significativas entre ellos en la tasa de analfabetismo ni en la educación promedio de sus padres.

Respecto a las variables relacionadas con la seguridad social, la Tabla 4 muestra que, en el grupo de 70 a 75 años, un mayor porcentaje de personas reporta recibir alguna pensión (31%) que en el grupo de 64 a 69 años (28%), posiblemente por la menor edad promedio de éste. No hay diferencias significativas entre los dos grupos en el porcentaje que recibe una pensión contributiva (alrededor de 25% para ambos) y, en el grupo de 70 a 75 años, un mayor porcentaje recibe una pensión no contributiva, lo cual es consistente con los requisitos del PAM. La participación laboral es mayor para el grupo relativamente joven (33%) que para el de mayor edad (23%), como es de esperarse. Aproximadamente 16% de las personas en ambos grupos reside en localidades rurales, es decir, aquellas con menos de 2,500 habitantes.

Respecto a la variable de tratamiento, la Tabla 4 muestra que el grupo de 70 a 75 años tiene en promedio 1.8 años de exposición al PAM, mientras que el de 64 a 69 años, como ya se comentó, tiene un promedio igual a cero. Para la variable dependiente de interés, el índice de bienestar subjetivo, no hay diferencias significativas en media entre los dos grupos. Finalmente, el grupo de mayor edad tiene puntajes significativamente menores en promedio en todas las medidas de habilidades cognitivas, que el grupo más joven, excepto por la prueba de la figura, lo cual podría deberse al deterioro que dichas habilidades tienden a sufrir con la edad.

5. Estrategia Empírica

Para estudiar el efecto del PAM sobre el bienestar subjetivo de las personas mayores, se estima la siguiente regresión por mínimos cuadrados ordinarios (OLS), usando los datos de corte transversal de la ronda de 2012:

$$y_{ial} = \alpha + \beta ExpoPAM_{ial} + \gamma X_{ial} + \delta_1 + \delta_a + \varepsilon_{ial} \quad (1)$$

En esta ecuación, y_{ial} es el índice de bienestar subjetivo para el individuo i que tiene a años de edad y reside en el tamaño de localidad (estrato) l ; $ExpoPAM_{ial}$ son los años de exposición al PAM, calculados como se indica en la Tabla 3; X_{ial} es un vector de controles individuales que incluye años de escolaridad y variables indicadoras para ser hombre y para estar casada/o; δ_l son efectos fijos de tamaño de localidad, δ_a son efectos fijos para cada edad y ε_{ial} es un término de error.

En la ecuación (1), el parámetro de interés es β , el cual captura el efecto de un año adicional de ser elegible para el PAM sobre el bienestar subjetivo. Los efectos fijos por estrato capturan los factores comunes que afectan el bienestar subjetivo de todas las personas que residen en un tamaño dado de localidad, independientemente de su edad, mientras que los efectos fijos por edad controlan por aquellos que son comunes a personas de la misma edad, sin importar el tamaño de localidad en que residen. Esta ecuación se estima para toda la muestra especificada y también de forma separada para mujeres y hombres.

Como se explicó anteriormente, la validez de esta estrategia empírica, de corte transversal, para identificar el efecto del PAM sobre el bienestar subjetivo proviene de la exogeneidad de la variable de tratamiento. En este caso, nuestro argumento a favor de esta condición es que los años de exposición al PAM en 2012 están determinados exclusivamente por la edad y el

tamaño de la localidad de residencia, y no por decisiones de las personas sobre participar o no en dicho programa, ni por sus características individuales. La Tabla 5 presenta evidencia sobre los determinantes de nuestra variable de tratamiento: son los resultados de estimar una regresión por mínimos cuadrados ordinarios de los años de exposición al PAM contra los años de escolaridad y variables indicadoras de edad, estrato por tamaño de localidad, de ser hombre, de estar casada/o, de ser indígena, todas medidas en 2012. Adicionalmente, se incluye como variable independiente en dicha regresión también el índice de bienestar subjetivo medido en 2003, antes del inicio del PAM.

Como se ve en la tabla, los únicos determinantes de los años de exposición que son estadísticamente significativos son, como ya se explicó, las indicadoras de edad y de tamaño de localidad. Lo anterior es de esperarse por construcción de la variable de tratamiento. Sin embargo, es alentador observar que la variable de tratamiento no muestra ninguna correlación estadísticamente significativa con otras variables sociodemográficas como el género, el estado marital, la pertenencia étnica, la escolaridad ni el bienestar subjetivo antes del PAM. Esto apoya la validez de nuestra estrategia empírica.

Como prueba de identificación adicional para nuestra estimación de corte transversal, se reestima la ecuación (1) usando alternativamente como variables dependientes la escolaridad del padre y la de la madre del adulto mayor. Estas variables fueron determinadas mucho tiempo antes que el PAM entrara en vigor y, por lo tanto, no deberían verse afectadas por éste. Cualquier efecto del programa sobre estas variables, de observarse, podría indicar la existencia de sesgo de selección, es decir, que algunos adultos mayores con ciertas características tomaron decisiones para aumentar su exposición al programa, con lo cual la variable de tratamiento se volvería endógena.

La Tabla 6 presenta los resultados de esta prueba de identificación. Se estimó la ecuación (1) usando una variable binaria igual a 1 si la madre del adulto mayor cuenta al menos con estudios de primaria y, en otra estimación separada, también con una variable igual a 1 si el padre cumple con esa condición. En todas las columnas de la tabla se ve que el coeficiente de la exposición al PAM es cercano a cero y no es estadísticamente significativo. Entonces, la educación de la madre y del padre no tienen correlación significativa con la exposición al programa en toda la muestra, y tampoco para mujeres y hombres por separado. Lo anterior es una confirmación más de la validez de nuestra estrategia empírica.

De cualquier manera, como ejercicio de robustez, además de la estimación de corte transversal ya descrita, se aprovechará la estructura de panel de los datos para estimar la siguiente ecuación:

$$y_{ialt} = \alpha_t + \beta ExpoPAM_{ialt} + \gamma X_{ialt} + \delta_i + \delta_{at} + \delta_i + \varepsilon_{ialt} \quad (2)$$

En esta ecuación, la mayoría de las variables son las mismas que ya se detallaron en (1) y sólo se les agrega el subíndice t que, en este caso toma, dos valores: $t=0$ para 2003 y $t=1$ para 2012. Cabe notar que, en esta especificación, se hace explícito un efecto fijo individual (δ_i), el cual captura todas las características no observables de la persona que influyen en su bienestar subjetivo y que son constantes en el tiempo, como el temperamento. La ventaja de contar con un panel es que nos permite controlar por dicho efecto fijo individual mediante una transformación de la ecuación (2). En nuestro caso, se usará la primera diferencia, con lo cual la ecuación transformada, a estimar por OLS, quedaría como sigue:¹⁴

¹⁴ Para llegar a la ecuación (2') se resta la ecuación (2) para el periodo inicial ($t=0$) que es la ronda de 2003 de aquella para el periodo final ($t=1$) que es la del 2012. Por ejemplo, $\Delta y_{ial} = y_{ial1} - y_{ial0}$.

$$\Delta y_{ial} = \alpha + \beta \Delta ExpoPAM_{ial} + \gamma \Delta X_{ial} + \Delta \delta_a + \Delta \varepsilon_{ialt} \quad (2')$$

Al hacer esta transformación, se eliminan todas las variables que son constantes para una misma persona a través del tiempo y ya no es posible estimar su efecto. En particular, en el vector ΔX_{ial} sólo queda la variable de estado civil, ya que las variables de condición indígena y género no varían en el tiempo; también se elimina el efecto fijo por tamaño de localidad (δ_l), pues en nuestra muestra ninguna persona exhibe cambios en esta variable entre 2003 y 2012; finalmente, se elimina el efecto individual no observable (δ_i), lo cual corrige cualquier sesgo que éste pueda generar sobre el coeficiente de la variable de tratamiento y que no se puede realizar en una estimación de corte transversal. Sin embargo, como se mostró anteriormente, hay sustento para confiar en nuestra estimación de corte transversal. Por ello, la estimación de la ecuación (2') se realizará como ejercicio de robustez, mientras que el resto del análisis se realizará usando el corte transversal de 2012.

Además de las estimaciones anteriores, es de interés analizar si hay efectos heterogéneos del PAM para mujeres y hombres con respecto a indicadores selectos de vulnerabilidad socioeconómica. Para ello, se estima la siguiente especificación usando la ronda de 2012:

$$y_{ial} = \alpha + \beta_1 ExpoPAM_{ial} + \beta_2 ExpoPAM_{ial} \times Z_{ial} + \gamma X_{ial} + \delta_1 + \delta_a + \varepsilon_{ial} \quad (3)$$

En esta ecuación, además de la variable $ExpoPAM_{ial}$, se agrega su interacción con la variable dicotómica Z_{ial} , la cual representa la característica específica de acuerdo con la cual se permitirá que varíe el efecto del PAM en cada estimación. Las tres características de vulnerabilidad a estudiar son: hablar una lengua indígena, no contar con educación primaria, y ser analfabeta. Cabe notar que estas variables binarias ya entran por sí solas en el vector X_{ial} . El resto de las variables son las mismas ya definidas para la ecuación (1). Por ello, en

esta ecuación (3), el efecto del programa para un individuo que no cuenta con la característica Z_{ial} ($Z_{ial} = 0$) está representado por el coeficiente β_1 , mientras que el efecto para un individuo que sí cuenta con dicha característica ($Z_{ial} = 1$) será la suma de los coeficientes, $\beta_1 + \beta_2$. Por lo anterior, el coeficiente β_2 , que corresponde a la interacción entre la variable de exposición al PAM y la característica Z_{ial} , representa el efecto adicional del programa para el grupo que cuenta con dicha característica. Por ejemplo, si este último coeficiente fuera positivo y estadísticamente significativo implicaría que el efecto del programa es mayor para el grupo con dicha característica. La ecuación (3) se estima por OLS de forma separada para cada característica Z_{ial} a analizar.

En todas las estimaciones se corrigen los errores estándar por correlación grupal a nivel de estrato por tamaño de localidad. El desempeño de esta corrección se ve afectada cuando el número de grupos es pequeño, como en nuestro caso que es igual a cuatro. Tomamos lo anterior en cuenta a la hora de hacer inferencia estadística de dos maneras. Primero, usando una distribución t con $G-1$ grados de libertad, donde G es el número total de grupos ($G=4$ en este caso), en lugar de la normal estándar, lo cual lleva a valores críticos más grandes para poder rechazar la hipótesis nula de que un coeficiente dado es igual a cero. Esta inferencia se refleja en los asteriscos que se presentan al lado de cada coeficiente en todas las tablas, asociados a los niveles de significancia convencionales (***) $p < 0.01$, (**) $p < 0.05$, (*) $p < 0.1$). Adicionalmente, en la parte inferior de todas las tablas, se presentarán también los resultados de pruebas de significancia sobre los coeficientes de interés, obtenidas con el procedimiento

de *wild cluster bootstrap* (WCB), que es la práctica recomendada cuando el número de grupos es pequeño.¹⁵

6. Resultados

Resultados principales para el bienestar subjetivo

Los resultados de la estimación de la ecuación (1) con los datos de corte transversal de 2012 se presentan la Tabla 7. Las primeras tres columnas de dicha tabla muestran los resultados cuando se incluyen a las personas de 64 a 75 años en 2012 en todos los estratos de tamaño de localidad. En la columna 1, el efecto de los años de exposición al PAM sobre el bienestar subjetivo de los adultos mayores, hombres y mujeres juntos, es negativo, pero cercano a cero y no significativo estadísticamente. Dicho efecto tampoco es significativo en la columna 2, cuando se realiza la estimación sólo para los hombres de la muestra. En contraste, para las mujeres, el efecto es positivo y significativo al 5% (columna 3). Para ellas, un año adicional de exposición al PAM aumenta su bienestar subjetivo en 0.026 desviaciones estándar. En la parte inferior de la tabla, se muestran los valores p para la hipótesis nula de que el efecto de la variable de tratamiento es igual a cero, usando el procedimiento de WCB. Los resultados de la inferencia se mantienen: para la muestra en general y para los hombres la variable de tratamiento sigue siendo no significativa y, para las mujeres, continúa siendo significativa al 10%.

Las últimas tres columnas de la Tabla 7 muestran cómo cambian las estimaciones cuando se incluyen sólo las localidades con menos de 2,500 habitantes (estrato 4), que fueron las

¹⁵ Ver Cameron, Gelbach y Miller (2008). En nuestra aplicación usamos las ponderaciones propuestas por Webb (2013).

primeras incorporadas al PAM, y aquellas con más de 100,000 habitantes (estrato 1), que fueron las últimas. En este caso, en la columna 4 se obtiene un efecto positivo de los años de exposición al PAM sobre el bienestar subjetivo para todas las personas mayores, aunque es pequeño y no significativo; el efecto para los hombres en la columna 5 sigue siendo negativo, de una magnitud muy similar al de la columna 2 y, en este caso, significativo al 5%; en la columna 6, para las mujeres, se mantiene el efecto positivo y significativo del PAM sobre el bienestar subjetivo y es un poco mayor en magnitud al de la columna 3. La inferencia por WCB en estas columnas sugiere que ninguno de estos efectos es significativo estadísticamente, lo cual puede deberse a que la muestra utilizada para la estimación de estas últimas columnas es más pequeña y a que se redujo a dos el número de grupos.

Respecto a las demás variables de control, en las columnas 1 y 4 de la Tabla 7, se puede ver que ser hombre tiene un efecto positivo y estadísticamente significativo sobre el bienestar subjetivo de los adultos mayores. En todas las columnas, estar casada/o también tiene un efecto positivo y significativo sobre el bienestar subjetivo; de igual forma, tener mayor escolaridad aumenta el bienestar subjetivo de forma significativa. Por otra parte, hablar una lengua indígena no tiene un efecto estadísticamente significativo sobre el bienestar subjetivo. Estos resultados son acordes con la literatura previa (Blanchflower y Oswald, 2004; Louis y Zhao, 2002). En cuanto al tamaño de localidad, sólo algunos estimados selectos son estadísticamente significativos.

Como ejercicio de robustez, la Tabla 8 presenta la estimación de primeras diferencias (ecuación 2'), la cual, como se comentó en la sección anterior, aprovecha la estructura de panel de los datos para corregir el sesgo que podría derivarse de determinantes individuales no observables del bienestar subjetivo, que sean constantes a través del tiempo. Los

resultados en dicha tabla son similares a los obtenidos en la estimación de corte transversal, presentados en las columnas 1 a 3 de la Tabla 7. Los años de exposición al PAM no tienen impacto significativo sobre el bienestar subjetivo cuando se incluyen hombres y mujeres juntos en la muestra; el impacto para los hombres es negativo, de una magnitud similar al de la Tabla 7 y, en este caso, significativo al 10%; para las mujeres, el impacto del PAM es positivo, un poco mayor al de la Tabla 7 y significativo al 1%. En la parte inferior de la Tabla 8, los resultados del WCB indican que los dos primeros estimados no son estadísticamente significativos, mientras que el correspondiente a las mujeres, sigue siendo significativo al 5%.

En resumen, la evidencia empírica discutida hasta el momento indica que los años de exposición al PAM aumentan el bienestar subjetivo de las mujeres mayores de forma significativa, y no parecen impactar de igual manera aquel de los hombres mayores, ni el de toda la muestra. Sin embargo, puede haber impactos heterogéneos del PAM por sexo y por algunos indicadores de vulnerabilidad socioeconómica, que sólo un análisis más profundo permite sacar a la luz. La Tabla 9 presenta los resultados de dicho análisis.

Efectos heterogéneos del PAM por género y vulnerabilidad económica

En las columnas 1 a 3 de la Tabla 9 se muestran las estimaciones de la ecuación (3) para los hombres mayores; en las columnas 4 a 6, aquellas para las mujeres. Como se explicó, se consideraron tres indicadores de vulnerabilidad socioeconómica: ser hablante de una lengua indígena, no contar con educación primaria (sea incompleta o completa) y ser analfabeta. Para los hombres, la exposición al PAM no tiene efectos estadísticamente significativos sobre

el bienestar subjetivo, como se muestra en las columnas 1 a 3, pero su interacción con la variable binaria de ser indígena tiene un efecto positivo, de magnitud relativamente grande y significativo al 10% (columna 1). La significancia de este coeficiente se mantiene con el procedimiento WCB, como se ve en la parte inferior de la tabla. Lo anterior indica que, para los hombres que no son hablantes de lengua indígena, la exposición al PAM tiene un impacto no significativo sobre el bienestar subjetivo, mientras que para aquellos que sí lo son, un año adicional de exposición al programa lo aumenta en 0.10 desviaciones estándar ($-0.0433+0.1449$). No encontramos otros impactos significativos para los hombres en términos de su educación ni alfabetismo en las columnas 2 y 3.

Para las mujeres mayores, la columna 4 de la Tabla 9 muestra un impacto positivo de la exposición al PAM sobre el bienestar subjetivo, el cual es significativo al 10% y de magnitud similar al obtenido en la Tabla 7. En esa columna, se muestra que dicho impacto no varía de forma significativa con ser hablante o no de lengua indígena, ya que la interacción entre las variables de tratamiento y la indicadora para esta característica es cercana a cero y no estadísticamente significativa. En contraste, en la columna 5 se ve que el coeficiente estimado para la exposición al programa no es estadísticamente diferente de cero, mientras que su interacción con la variable binaria que indica no tener educación primaria es positiva, relativamente grande y significativa al 10%. La inferencia obtenida con el WCB confirma estos resultados.

En consecuencia, para las mujeres mayores que cuentan con educación primaria, el PAM parece no tener un efecto significativo sobre su bienestar subjetivo. El impacto positivo, reflejado en las tablas anteriores, parece deberse a las mujeres mayores que no cuentan con estos estudios, para quienes un año adicional de exposición al programa aumenta el bienestar

subjetivo en 0.038 desviaciones estándar (-0.0568+.0947). Por último, en la columna 6 se muestra el impacto del PAM por sí solo que tiene el mismo signo y una magnitud similar al obtenido para las mujeres en la mayoría de las estimaciones previas, pero que no es estadísticamente significativo, así como tampoco su interacción con la variable binaria que indica analfabetismo.

Al estimar efectos heterogéneos por género y por ciertas características asociadas a mayor vulnerabilidad económica, los resultados muestran que el PAM sí ha tenido impacto positivo sobre el bienestar subjetivo de los adultos mayores más vulnerables: los hombres mayores que hablan una lengua indígena y las mujeres mayores que no cuentan con educación primaria.

Indicadores objetivos de bienestar: Pruebas cognitivas

De forma complementaria a los efectos estimados del PAM sobre el bienestar subjetivo, que es el tema central de este artículo, es de interés evaluar si también hay impacto en indicadores objetivos de bienestar. Cabe recordar que dentro los objetivos del PAM se encuentran: asegurar un ingreso mínimo y protección social a los adultos mayores; mejorar las condiciones de vida de los adultos mayores y aminorar el deterioro de su salud física y mental.

Como se discutió en la sección de revisión de la literatura, existe evidencia sobre los impactos del PAM en el ingreso y el consumo, así como la salud física, el empleo, las transferencias familiares, entre otros indicadores. Por ello, en el presente artículo, como medidas de bienestar objetivo se eligieron los resultados de pruebas de habilidades cognitivas, los cuales

están disponibles en los datos de la ENASEM, y que reflejan un aspecto del estado mental del adulto mayor. La literatura previa casi no ha explorado los impactos en estos indicadores, principalmente por falta de datos. Por tanto, para contribuir con evidencia en este tema se estimaron los efectos del PAM sobre estos indicadores.

Con base en lo propuesto por Mullainathan y Shafir (2013), se podría esperar que la transferencia monetaria a los individuos conlleve a una mejora en habilidades cognitivas si la cantidad monetaria recibida es lo suficientemente alta, en relación con el ingreso, como para liberar ancho de banda.¹⁶ Es decir, si lo recibido por el adulto mayor alivia las presiones económicas que él enfrenta y, por lo tanto, disminuye su desgaste psicológico y mental. Otra posibilidad es que la mejora cognitiva tenga lugar a través de inversiones que hacen los individuos en actividades remediales de cognición como leer o involucrarse en actividades culturales e intelectuales estimulantes (Adam, Bay, Bonsang, Germain, y Perelman, 2006; Hertzog, Kramer, Wilson, y Lindenberger, 2008; Mazzonna et al., 2009). De hecho, el PAM conlleva la realización de actividades sociales y culturales dirigidas específicamente a los adultos mayores de cada comunidad, lo cual podría estimular la función cognitiva y disminuir su deterioro.

Para detectar si hay efectos sobre las habilidades cognitivas de los adultos mayores beneficiarios del PAM, se realiza una estimación similar a la presentada en la ecuación (1), sustituyendo el índice de bienestar subjetivo por cada uno de los indicadores de habilidades cognitivas elegidos, como variable dependiente. Dichos indicadores son: la calificación

¹⁶ El ancho de banda se refiere a los recursos cognitivos. En psicología también se le conoce como control ejecutivo. El control ejecutivo involucra la capacidad de planear, la toma de decisiones, la fluidez para resolver problemas, así como la capacidad de autocontrol y regulación.

obtenida en la prueba de habilidad verbal A y B, las pruebas de memoria uno a tres y la prueba de capacidad para copiar a lápiz una figura.

Las pruebas cognitivas del ENASEM se aplican a todos los entrevistados después de las secciones de datos demográficos y salud, y son las mismas en cada ronda. Si bien lo anterior podría generar mejoras en los resultados, atribuibles meramente a aprendizaje, entre la ronda de 2003 y 2012 hay nueve años de por medio, lo cual atenúa este efecto. Por otro lado, aún si persistiera cierto grado de aprendizaje, éste tendería a aumentar no sólo el puntaje del grupo tratamiento, sino también el del grupo control, por lo cual no necesariamente sesgaría el estimado del efecto del tratamiento.

La Tabla 10 presenta los resultados para los indicadores cognitivos. El Panel A muestra que para los hombres mayores no se encuentra ningún impacto estadísticamente significativo de la exposición al PAM sobre los puntajes de las pruebas verbales, de memoria y la de figura. Cabe resaltar que, en la mayoría de estas columnas, contamos solamente con aproximadamente 50% de los hombres mayores que pertenecen a la muestra de las estimaciones principales. El resto tiene información faltante en los resultados de las pruebas cognitivas y, por tanto, quedan fuera de estas últimas estimaciones. Dado lo anterior, los resultados deben tomarse con cautela. En el Panel B, para las mujeres mayores se ve que, en casi todas las columnas, el PAM no tiene un impacto significativo sobre los resultados de las pruebas cognitivas. La única excepción es el impacto positivo de 0.029 desviaciones estándar por año adicional de exposición al programa sobre las habilidades verbales en la columna 2, el cual es significativo al 5%, y lo es todavía al 10% usando el WCB. Este resultado es congruente con los efectos positivos que se obtienen para las mujeres mayores en cuanto al

bienestar subjetivo, aunque, de nueva cuenta, es necesario reconocer que se cuenta con una muestra mucho menor a la usada en las estimaciones principales.

7. Conclusiones

Las pensiones no contributivas surgen como respuesta a la escasa cobertura y protección contra la pobreza en la vejez y contra las fluctuaciones del consumo a lo largo del ciclo de vida que brindan las pensiones por aportaciones laborales. En el caso de México, solamente 3 de cada 10 personas mayores de 65 años tienen una pensión de alguna institución de seguridad social. Ante este panorama el gobierno mexicano adoptó en 2007 el esquema de pensiones no contributivas mediante el PAM con el objetivo de reducir la vulnerabilidad y proporcionar ingreso básico a los ancianos mayores de 70 años.

En la presente investigación se evalúa el efecto del PAM sobre el bienestar subjetivo de las personas mayores. Los resultados sugieren que, en promedio, este programa ha tenido efectos positivos y estadísticamente significativos sobre el bienestar subjetivo de las mujeres, aunque no de los hombres. Sin embargo, un análisis más detallado sobre impactos heterogéneos del programa con respecto al género y algunos indicadores de vulnerabilidad económica revela que los impactos positivos del PAM sobre el bienestar subjetivo han sido particularmente pronunciados para los hombres mayores de habla indígena y para las mujeres mayores sin estudios de primaria.

Estos impactos positivos son todavía más relevantes si se toma en cuenta que entre, 2007 y 2012, hay cinco años de por medio y que la literatura ha argumentado que la mejora en el bienestar subjetivo, derivada de incrementos en el bienestar material, se debilita con el tiempo y eventualmente retorna a su nivel base, lo cual podría atenuar los impactos estimados en

este artículo. Adicionalmente, nuestros resultados son también congruentes con el hecho de que la adaptación de la que habla la literatura tiende a ser menor en la parte baja de la distribución de ingresos.

Como complemento al análisis sobre bienestar subjetivo, se presentan resultados sobre los impactos del PAM sobre indicadores del estado cognitivo de las personas mayores. Nuestras estimaciones sugieren que el programa no ha tenido impactos significativos sobre dichos indicadores, a excepción de un efecto positivo sobre una prueba de habilidades verbales para las mujeres mayores. Empero, esta evidencia debe tomarse con cautela, ya que el número de observaciones con valores faltantes en los resultados de las pruebas cognitivas reportadas en el ENASEM merma considerablemente la muestra.

Los resultados aquí presentados son alentadores respecto a la capacidad del PAM, y de las pensiones no contributivas en general, para mejorar el bienestar subjetivo de los adultos mayores más vulnerables, y no sólo las medidas de bienestar material en las que, generalmente, se ha enfocado la literatura. Esta es la contribución principal de nuestro artículo a esta literatura y a la discusión pública sobre este tipo de pensiones, la cual debe tomar en cuenta todos los beneficios generados para los adultos mayores, así como los costos y otros aspectos más amplios sobre el diseño de un sistema de protección social inclusivo, congruente y sostenible.

Referencias

- Adam, S., Bay, C., Bonsang, E., Germain, S., y Perelman, S. (2006). Occupational Activities and Cognitive Reserve: a Frontier Approach Applied to the Survey on Health, Ageing, and Retirement in Europe. *CREPP Working Papers*.
- Alesina, A., Di Tella, R., y MacCulloch, R. (2001). Inequality and happiness: are Europeans and Americans different? *National Bureau of Economic Research*.

- Baird, S., de Hoop, J., Ozler, B., (2013). Income Shocks and Adolescent Mental Health. *Journal of Human Resources*, 48(2), 370–403. <https://doi.org/10.1353/jhr.2013.0014>
- Baker, L. A., Cahalin, L. P., Gerst, K., y Burr, J. A. (2005). Productive activities and subjective well-being among older adults: the influence of number of activities and time commitment. *Social Indicators Research*, 73(3), 431–458. <https://doi.org/10.1007/s11205-005-0805-6>
- Bando, R., Galiani, S., y Gertler, P. J. (2016). The Effects of Non-Contributory Pensions on Material and Subjective Well Being. *National Bureau of Economic Research*.
- Barrientos, A. (2003). What is the Impact of Non-Contributory Pensions on Poverty? Estimates from Brazil and South Africa. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1754420>
- Blanchflower, D. G., y Oswald, A. J. (2000). Well-Being Over Time in Britain and the USA. *National Bureau of Economic Research*.
- Blanchflower, D. G., y Oswald, A. J. (2004). Money, sex and happiness: An empirical study. *National Bureau of Economic Research*.
- Blau, D. M. (2016). Pensions, household saving, and welfare: A dynamic analysis of crowd out. *Quantitative Economics*, 7(1), 193–224. <https://doi.org/10.3982/QE349>
- Borella, M., Bosch, M., y Sartarelli, M. (2016). Non-contributory pensions number-gender effects on poverty and household decisions. Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas. Recuperado de <http://web2011.ivie.es/downloads/docs/wpasad/wpasad-2016-02.pdf>
- Bosch, M., y Guajardo, J. (2012). Labor Market Impacts of Non-Contributory Pensions The Case of Argentina’s Moratorium. Banco Interamericano de Desarrollo. Recuperado de [https://publications.iadb.org/bitstream/handle/11319/4094/Labor Market Impacts of Non-Contributory Pensions.pdf?sequence=1&isAllowed=y](https://publications.iadb.org/bitstream/handle/11319/4094/Labor_Market_Impacts_of_Non-Contributory_Pensions.pdf?sequence=1&isAllowed=y)
- Boyd-Swan, C., Herbst, C. M., Ifcher, J., y Zarghamee, H. (2016). The earned income tax credit, mental health, and happiness. *Journal of Economic Behavior y Organization*, 126, 18–38. <https://doi.org/10.1016/J.JEBO.2015.11.004>
- Case, A., y Deaton, A. (2015). Suicide, Age, and Wellbeing: an Empirical Investigation. *National Bureau of Economic Research*.
- Cattaneo, M. D., Galiani, S., Gertler, P. J., Martínez, S., Titiunik, R., Sturdy, J., Olaiz, G. (2009). Housing, Health, and Happiness. *American Economic Journal: Economic Policy*, 1(1), 75–105. <https://doi.org/10.1257/pol.1.1.75>
- CEPAL(2018). Base de datos de programas de protección social no contributiva en América Latina y el Caribe. Recuperado de <https://dds.cepal.org/bpsnc/ps>.
- Clark, A. E., Argyle, M., Burchell, B., Corneo, G.-C., Cummins, R., Diener, E., Winkelmann, R. (2003). Unemployment as a Social Norm: Psychological Evidence from Panel Data. *Source Journal of Labor Economics Journal of Labor Economics*, 21(2), 323–351. <https://doi.org/10.1086/345560>

- Clark CNR, A., Lelkes, O., Clark, A., to Benito Arruñada, T., Diener, E., Hungerman, D., Van der Straeten, K. (2005). Deliver us from evil: religion as insurance. *Europeann Centre for Social Welfare Policy and Research*.
- CONEVAL (2008). Inventario CONEVAL de Programas y Acciones Federales de Desarrollo Social 2008. Recuperado de https://www.coneval.org.mx/Evaluacion/IPFE/Documents/Inventarios_Anteriores/Inventario_2008.zip
- CONEVAL (2009). Inventario CONEVAL de Programas y Acciones Federales de Desarrollo Social 2008. Recuperado de https://www.coneval.org.mx/Evaluacion/IPFE/Documents/Inventarios_Anteriores/Inventario_2009.zip
- CONEVAL (2010). Inventario CONEVAL de Programas y Acciones Federales de Desarrollo Social 2008. Recuperado de https://www.coneval.org.mx/Evaluacion/IPFE/Documents/Inventarios_Anteriores/Inventario_2010.zip
- CONEVAL (2010). Evaluación Específica de Desempeño del Programa 70 y más. Recuperado de: https://www.coneval.org.mx/rw/resource/coneval/EVALUACIONES/especificas_desempeno/dependencias/SEDESOL/SEDESOL17C.pdf
- CONEVAL (2011). Inventario CONEVAL de Programas y Acciones Federales de Desarrollo Social 2008. Recuperado de https://www.coneval.org.mx/Evaluacion/IPFE/Documents/Inventarios_Anteriores/Inventario_2011.zip
- CONEVAL (2012). Inventario CONEVAL de Programas y Acciones Federales de Desarrollo Social 2008. Recuperado de https://www.coneval.org.mx/Evaluacion/IPFE/Documents/Inventarios_Anteriores/Inventario_2012.zip
- CONEVAL (2017). Informe de Evaluación de la Política de Desarrollo Social, 2016. Ciudad de México, México.
- CONSAR. (2016). El reto de la cobertura pensionaria. Documento de trabajo. Ciudad de México, México. Recuperado de: http://www.gob.mx/cms/uploads/attachment/file/114505/El_Reto_de_la_Cobertura.pdf
- Deaton, A., y Stone, A. (2014). Evaluative and hedonic wellbeing among those with and without children at home. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(4), 1328–1333. <https://doi.org/10.1073/pnas.1311600111>
- Devoto, F., Duflo, E., Dupas, P., Pariente, W., y Pons, V. (2012). Happiness on Tap: Piped Water Adoption in Urban Morocco. *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(4), 68-99. Recuperado de <http://www.nber.org/papers/w16933.pdf>
- Diario Oficial de la Federación (29 de diciembre de 2008). Acuerdo por el que se modifican

- las Reglas de Operación del Programa 70 y más para el ejercicio fiscal 2009. Recuperado de: https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5076295&fecha=29/12/2008
- Diario Oficial de la Federación (30 de diciembre de 2011). Acuerdo por el que se emiten las Reglas de Operación del Programa 70 y más para el ejercicio fiscal 2012. Recuperado de https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5228700&fecha=30/12/2011
- Di Tella, R., Haisken-De New, J., MacCulloch, R., y Haisken, J. (2007). Happiness Adaptation to Income and to Status in an Individual Panel. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 76 (3), 834-852. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2010.09.016>
- Di Tella, R., y MacCulloch, R. (2008). Happiness Adaptation to Income beyond "Basic Needs", *National Bureau of Economic Research*. Recuperado de <http://www.nber.org/papers/w14539.pdf>
- Di Tella, R., MacCulloch, R. J., y Oswald, A. J. (2001). Preferences over Inflation and Unemployment: Evidence from Surveys of Happiness. *The American Economic Review*, 91(1), 335–341. <https://doi.org/10.1257/aer.91.1.335>
- Dolan, P., Peasgood, T., y White, M. (2008). Do we really know what makes us happy? A review of the economic literature on the factors associated with subjective well-being. *Journal of Economic Psychology*, 29(1), 94–122. <https://doi.org/10.1016/J.JOEP.2007.09.001>
- Duflo, E. (2003). Grandmothers and Granddaughters: Old-Age Pensions and Intrahousehold Allocation in South Africa. *The World Bank Economic Review*, 17(1), 1–25. <https://doi.org/10.1093/wber/lhg013>
- Easterlin, R. A. (1974). Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence. *Nations and households in economic growth*, 89-125. <https://doi.org/10.1016/B978-0-12-205050-3.50008-7>
- Easterlin, R. A. (1995). Will raising the incomes of all increase the happiness of all? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 27(1), 35-47. [https://doi.org/10.1016/0167-2681\(95\)00003-B](https://doi.org/10.1016/0167-2681(95)00003-B)
- Easterlin, R. A. (2001). Income and happiness: Towards a unified theory. *The economic journal*, 111(473), 465-484. <https://doi.org/10.1111/1468-0297.00646>
- ENASEM, Estudio Nacional de Salud y Envejecimiento en México, (2003, 2012). Archivos de Datos y Documentación (uso público). Obtenido de www.ENASEM.org en mayo, 2018.
- Fan, E. (2010). Who Benefits from Public Old Age Pensions ? Evidence from a Targeted Program. *Economic Development and Cultural Change*, 58(2), 297–322. <https://doi.org/10.1086/647977>
- Ferrer-i-Carbonell, A. (2005). Income and well-being: An empirical analysis of the comparison income effect. *Journal of Public Economics*, 89(5–6), 997–1019. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2004.06.003>

- Finkelstein, A., Taubman, S., Wright, B., Bernstein, M., Gruber, J., Newhouse, J. P., Baicker, K. (2012). The Oregon Health Insurance Experiment: Evidence from the First Year. *The Quarterly Journal of Economics*, 127(3), 1057-1106. <https://doi.org/10.1093/qje/qjs020>
- Gaceta Oficial del Distrito Federal (2001). Lineamientos y Mecanismos de Operación del Programa de Pensión Alimentaria para Adultos Mayores Residentes del Distrito Federal. Recuperado de: <http://cgservicios.df.gob.mx/>
- Galama, T. J., Morgan, R., y Saavedra, J. E. (2017). Wealthier, happier and More Self-Sufficient: When Anti-Poverty Programs Improve Economic and Subjective Wellbeing at a Reduced Cost to Taxpayers. *National Bureau of Economic Research*. Recuperado de <http://www.nber.org/papers/w24090>
- Galiani, S., Gertler, P., y Bando, R. (2014). Non-contributory pensions. *Labour Economics*, 38, 47–58. <https://doi.org/10.1016/j.labeco.2015.11.003>
- Galiani, S., Gertler, P. J., y Undurraga, R. (2015). The Half-Life of Happiness: Hedonic Adaptation in the Subjective Well-Being of Poor Slum Dwellers to a Large Improvement in Housing. *National Bureau of Economic Research*. Recuperado de: <https://www.nber.org/papers/w21098>
- Gardner, J., y Oswald, A. J. (2007). Money and mental wellbeing: A longitudinal study of medium-sized lottery wins. *Journal of Health Economics*, 26(1), 49–60. <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2006.08.004>
- Gutierrez, E., Juarez, L., y Rubli, A. (2017). The Effect of a Transfer Program for the Elderly in Mexico City on Co-Residing Children’s School Enrollment. *World Bank Economic Review*, 31(3), 809-828. <https://doi.org/10.1093/wber/lhw012>
- Hamoudi, A., y Thomas, D. (2014). Endogenous Co-residence and Program Incidence: South Africa’s Old Age Pension. *Journal of Development Economics*, 109, 30-37. <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2014.03.002>
- Haushofer, J., Shapiro, J., Faye, M., Gitau, R., Mukhopadhyay, P., Niehaus, P., Wang, X.-Y. (2016). The short-term impact of unconditional cash transfers to the poor: experimental evidence from Kenya. *The Quarterly Journal of Economics*, 131(4), 1973-2042. <https://doi.org/10.1093/qje/qjw025>
- Helliwell, J. F. (2003). How’s Life? Combining Individual and National Variables to Explain Subjective Well-Being. *Economic Modelling*, 20(2), 331-360. [https://doi.org/10.1016/S0264-9993\(02\)00057-3](https://doi.org/10.1016/S0264-9993(02)00057-3)
- Hertzog, C., Kramer, A. F., Wilson, R. S., y Lindenberger, U. (2008). Enrichment Effects on Adult Cognitive Development. *Psychological Science in the Public Interest*, 9(1), 1–65. <https://doi.org/10.1111/j.1539-6053.2009.01034.x>
- Juarez, L. (2010). The Effect of an Old-Age Demogrant on the Labor Supply and Time Use of the Elderly and Non-Elderly in Mexico. *The B.E. Journal of Economic Analysis y Policy*, 10(1), 1–27. <https://doi.org/10.2202/1935-1682.2423>
- Juarez, L., y Pfutze, T. (2014). 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>

- Kahneman, D., y Deaton, A. (2010). High income improves evaluation of life but not emotional well-being. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107(38), 16489–16493. <https://doi.org/10.1073/pnas.1011492107>
- Kahneman, D., y Krueger, A. B. (2006). Developments in the measurement of subjective well-being. *Journal of Economic perspectives*, 20(1), 3–24. <https://doi.org/10.1257/089533006776526030>
- Kahneman, D., Krueger, A. B., Schkade, D., Schwarz, N., y Stone, A. A. (2006). Would you be happier if you were richer? A focusing illusion. *Science*, 312(5782), 1908–1910. <https://doi.org/10.1126/science.1129688>
- Kuhn, P., Kooreman, P., Soetevent, A. R., y Kapteyn, A. (2011). The Effects of Lottery Prizes on Winners and their Neighbors: Evidence from the Dutch Postcode Lottery. *American Economic Review*, 101(5), 2226–2247. <https://doi.org/10.1257/aer.101.5.2226>
- Louis, V. V., y Zhao, S. (2002). Effects of Family Structure, Family SES, and Adulthood Experiences on Life Satisfaction. *Journal of Family Issues*, 23(8), 986–1005. <https://doi.org/10.1177/019251302237300>
- Mazzonna, F., Peracchi, F., Angrist, J., Case, A., Deaton, A., Glymour, M., y Mastrobuoni, G. (2009). Aging, cognitive abilities and retirement. *European Economic Review*, 56(4), 691–710. <https://doi.org/10.1016/j.euroecorev.2012.03.004>
- Mullainathan, S., y Shafir, E. (2013). Scarcity. Why Having Too Little Means So Much. Times Books.
- Novella, R., y Olivera, J. (2014). Mental retirement and pensions for the elderly poor in Peru. *Ku Leuven Center for Economic Studies*. Recuperado de: <https://pdfs.semanticscholar.org/8ca3/4006ccc0b0c32c03b31b8ade5d50e5e1cd18.pdf>
- OCDE (2017), Pensions at a Glance 2017: OECD and G20 Indicators, OECD Publishing, Paris, https://doi.org/10.1787/pension_glance-2017-en.
- Parker, S., y Wong, R. (2001). Welfare of male and female elderly in Mexico: A comparison. In *The Economics of Gender in Mexico: Work, Family, State, and Market*, 249–288. <https://doi.org/10.1016/B978-0-8213-4886-8>
- Stone, A. A., Schwartz, J. E., Broderick, J. E., y Deaton, A. (2010). A snapshot of the age distribution of psychological well-being in the United States. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107(22), 9985–9990. <https://doi.org/10.1073/pnas.1003744107>
- Veenhoven, R. (1991). Is happiness relative? *Social Indicators Research*, 24(1), 1–34. <https://doi.org/10.1007/BF00292648>

Tabla 2. Variables utilizadas en el índice de bienestar subjetivo

Variable	Tipo
Dificultad para desempeñar actividades	Binaria
Dificultad para descansar	Binaria
Deprimido	Binaria
Sentirse feliz	Binaria
Sentirse solo	Binaria
Disfrutar la vida	Binaria
Sentirse cansado	Binaria
Tener energía	Binaria
Estado global de salud autoreportado	Excelente y muy bueno (=1) Bueno y razonable (=2) Pobre (=3)
Vida cercana al ideal.	Binaria (acuerdo)
Condiciones de vida excelentes	Binaria (acuerdo)
Satisfacción con la vida.	Binaria (acuerdo)
Ha recibido las cosas más importantes en su vida	Binaria (acuerdo)

Fuente: Todas las variables provienen del ENASEM (2003, 2012).

Tabla 3. Años de exposición al PAM en 2012

Edad en 2003	Edad en 2012	Tamaño de localidad			
		Menos de 2,500 hab. (estrato 4)	2,500 - 14,999 hab. (estrato 3)	15,000 - 99,999 hab. (estrato 2)	100,000 o más hab. (estrato 1)
55	64	0	0	0	0
56	65	0	0	0	0
57	66	0	0	0	0
58	67	0	0	0	0
59	68	0	0	0	0
60	69	0	0	0	0
61	70	1	1	1	1
62	71	2	2	2	1
63	72	3	3	3	1
64	73	4	4	4	1
65	74	5	5	4	1
66	75	6	5	4	1

Fuente: Cálculos propios basados en los criterios de elegibilidad del PAM (edad y tamaño de localidad) en el periodo 2007-2012.

Tabla 4. Estadísticas descriptivas

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Edad 70-75	Edad 64-69	Diferencia	N
<i>A. Variables sociodemográficas</i>				
Edad	72.235 (1.688)	66.380 (1.718)	5.855*** (0.061)	3,208
Hombre (dummy)	0.420 (0.494)	0.423 (0.494)	-0.003 (0.018)	3,208
Casada/o (dummy)	0.553 (0.497)	0.633 (0.482)	-0.081*** (0.018)	3,208
Sin primaria (dummy)	0.609 (0.488)	0.544 (0.498)	0.064*** (0.018)	3,208
Analfabeta (dummy)	0.217 (0.412)	0.191 (0.393)	0.026 (0.016)	2,487
Escolaridad (años)	4.309 (4.111)	5.017 (4.330)	-0.707*** (0.153)	3,208
Escolaridad de la madre (años)	0.441 (0.497)	0.463 (0.499)	-0.022 (0.018)	3,208
Escolaridad del padre (años)	0.492 (0.500)	0.519 (0.500)	-0.027 (0.018)	3,208
Recibe alguna pensión (dummy)	0.313 (0.464)	0.283 (0.450)	0.031* (0.016)	3,208
Recibe alguna pensión contributiva (dummy)	0.250 (0.433)	0.254 (0.436)	-0.005 (0.016)	3,208
Recibe alguna pensión no contributiva (dummy)	0.053 (0.225)	0.017 (0.128)	0.037*** (0.006)	3,208
Participación laboral (dummy)	0.227 (0.419)	0.328 (0.470)	-0.101*** (0.016)	3,208
Localidad con <2,500 hab. (dummy, estrato 4)	0.164 (0.371)	0.168 (0.374)	-0.004 (0.013)	3,208
Exposición al PAM (años)	1.825 (1.386)	0.000 (0.000)	1.825*** (0.032)	3,208
<i>B. Indicador de bienestar subjetivo</i>				
Índice de bienestar subjetivo	0.076 (0.983)	0.117 (1.005)	-0.041 (0.036)	3,208
<i>C. Resultados de pruebas cognitivas</i>				
Calif. Verbal A	3.848 (2.029)	4.399 (2.071)	-0.551*** (0.101)	1,711
Calif. Verbal B	4.005 (2.040)	4.360 (1.949)	-0.354*** (0.107)	1,425
Memoria 1	3.755 (1.332)	3.953 (1.339)	-0.199*** (0.072)	1,427
Memoria 2	4.758 (1.328)	4.880 (1.348)	-0.122* (0.073)	1,426
Memoria 3	5.219 (1.463)	5.408 (1.456)	-0.189** (0.079)	1,426
Figura	1.917 (0.300)	1.933 (0.290)	-0.016 (0.011)	2,935

Fuente: ENASEM (2012). La muestra incluye solamente a personas que tenían entre 64 y 75 años de edad en 2012. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 5. Determinantes del tratamiento (años de exposición al PAM)

Variables	(1) Todas/os	(2) Hombres	(3) Mujeres
Edad = 65	-0.0011 (0.0304)	-0.0044 (0.0477)	0.0118 (0.0399)
Edad = 66	-0.0586* (0.0326)	-0.0925* (0.0501)	-0.0250 (0.0433)
Edad = 67	-0.0349 (0.0308)	-0.0644 (0.0484)	-0.0042 (0.0400)
Edad = 68	-0.0156 (0.0331)	-0.0776 (0.0528)	0.0381 (0.0425)
Edad = 69	-0.0255 (0.0321)	-0.0313 (0.0489)	-0.0124 (0.0428)
Edad = 70	0.9861*** (0.0329)	0.9847*** (0.0496)	0.9983*** (0.0444)
Edad = 71	1.3760*** (0.0230)	1.3938*** (0.0370)	1.3714*** (0.0299)
Edad = 72	1.7228*** (0.0425)	1.7569*** (0.0687)	1.7068*** (0.0545)
Edad = 73	2.1025*** (0.0772)	2.2180*** (0.1175)	2.0087*** (0.1024)
Edad = 74	2.4051*** (0.1063)	2.5075*** (0.1706)	2.3341*** (0.1352)
Edad = 75	2.7323*** (0.1308)	3.0308*** (0.2195)	2.5536*** (0.1611)
Localidad con 15,000 - 99,999 hab. (dummy, estrato 2)	0.7470*** (0.0365)	0.7013*** (0.0495)	0.7916*** (0.0541)
Localidad con 2,500 - 14,999 hab. (dummy, estrato 3)	0.9211*** (0.0503)	0.9896*** (0.0785)	0.8610*** (0.0659)
Localidad con <2,500 hab. (dummy, estrato 4)	0.8606*** (0.0450)	0.8366*** (0.0627)	0.8811*** (0.0644)
Hombre (dummy)	0.0239 (0.0260)		
Casada/o (dummy)	-0.0224 (0.0262)	-0.0688 (0.0464)	-0.0034 (0.0317)
Indígena (dummy)	-0.0641 (0.0547)	-0.1044 (0.0657)	-0.0130 (0.0841)
Escolaridad (años)	0.0024 (0.0027)	0.0036 (0.0039)	0.0023 (0.0038)
Índice de bienestar subjetivo en 2003 (antes del PAM)	0.0044 (0.0128)	0.0084 (0.0224)	0.0039 (0.0154)
Constante	-0.3110*** (0.0326)	-0.2725*** (0.0560)	-0.3171*** (0.0423)
Observaciones	3,183	1,340	1,843
R cuadrada	0.7060	0.7267	0.6949

Tabla 6. Pruebas de identificación

Variables	Madre con al menos primaria			Padre con al menos primaria		
	(1) Todas/os	(2) Hombres	(3) Mujeres	(4) Todas/os	(5) Hombres	(6) Mujeres
Exposición al PAM (años)	0.0021 (0.0075)	-0.0001 (0.0027)	0.0068 (0.0133)	-0.0032 (0.0070)	0.0053 (0.0125)	-0.0064 (0.0077)
Constante	0.2639*** (0.0118)	0.2474*** (0.0203)	0.2301*** (0.0071)	0.3275*** (0.0044)	0.2920*** (0.0188)	0.3030*** (0.0094)
Observaciones	3,208	1,354	1,854	3,208	1,354	1,854
R cuadrada	0.1945	0.2005	0.1983	0.1506	0.1496	0.1583
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.744	0.982	0.664	0.710	0.649	0.711
FE Edad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
FE Estrato	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
FE Individuales	No	No	No	No	No	No

Fuente: ENASEM (2012). La muestra incluye solamente a personas que tenían entre 64 y 75 años de edad en 2012. Los errores estándar están corregidos por correlación grupal a nivel estrato por tamaño de localidad (*cluster*). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 7. Estimaciones para el bienestar subjetivo (OLS corte transversal, 2012)

Variables	Todos los estratos (1-4)			Sólo estratos 1 y 4		
	(1) Todas/os	(2) Hombres	(3) Mujeres	(4) Todas/os	(5) Hombres	(6) Mujeres
Exposición al PAM (años)	-0.0043 (0.0111)	-0.0341 (0.0254)	0.0265** (0.0061)	0.0029 (0.0012)	-0.0308** (0.0005)	0.0360** (0.0009)
Hombre (dummy)	0.2595*** (0.0198)			0.2471** (0.0052)		
Casada/o (dummy)	0.1967*** (0.0092)	0.2727** (0.0619)	0.1543** (0.0326)	0.1927** (0.0089)	0.3206* (0.0452)	0.1262* (0.0163)
Localidad con 15,000 - 99,999 hab. (dummy, estrato 2)	-0.0056 (0.0125)	0.0655** (0.0186)	-0.0683*** (0.0078)			
Localidad con 2,500 - 14,999 hab. (dummy, estrato 3)	-0.0158 (0.0136)	-0.0228 (0.0356)	-0.0112 (0.0050)			
Localidad con <2,500 hab. (dummy, estrato 4)	0.0294 (0.0143)	0.0124 (0.0196)	0.0419** (0.0122)	0.0326 (0.0090)	0.0089 (0.0035)	0.0487 (0.0093)
Escolaridad (años)	0.0499*** (0.0014)	0.0311*** (0.0020)	0.0663*** (0.0030)	0.0512** (0.0011)	0.0311* (0.0028)	0.0690*** (0.0002)
Indígena	0.1030 (0.1078)	0.0619 (0.1048)	0.1191 (0.1411)	0.0522 (0.1191)	-0.0332 (0.1663)	0.1215 (0.0941)
Constante	-0.3692*** (0.0128)	-0.0479 (0.0356)	-0.4380*** (0.0101)	-0.3716** (0.0073)	-0.0813 (0.0277)	0.4447*** (0.0051)
Observaciones	3,183	1,340	1,843	2,453	1,010	1,443
R cuadrada	0.0862	0.0580	0.0708	0.0901	0.0665	0.0783
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.874	0.386	0.099	0.723	0.323	0.7127
FE Edad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
FE Estrato	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
FE Individuales	No	No	No	No	No	No

Fuente: ENASEM (2012). La muestra incluye solamente a personas que tenían entre 64 y 75 años de edad en 2012. Los errores estándar están corregidos por correlación grupal a nivel estrato por tamaño de localidad (*cluster*). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 8. Estimaciones para el bienestar subjetivo (OLS primeras diferencias, 2003 y 2012)

Variables	(1)	(2)	(3)
	Todas/os	Hombres	Mujeres
Exposición al PAM (años)	0.0101 (0.0069)	-0.0230* (0.0093)	0.0439*** (0.0038)
Constante	0.0740 (0.0327)	0.0031 (0.0268)	0.0472 (0.0377)
Observaciones	3,208	1,353	1,854
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.240	0.204	0.042
FE Edad	Sí	Sí	Sí
FE Individuales	Sí	Sí	Sí

Fuente: ENASEM (2003, 2012). La muestra incluye solamente a personas que tenían entre 64 y 75 años de edad en 2012. Los errores estándar están corregidos por correlación grupal a nivel estrato por tamaño de localidad (*cluster*). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 9. Efectos heterogéneos por género y vulnerabilidad económica (OLS corte transversal, 2012)

Variables	Hombres			Mujeres		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Exposición al PAM (años)	-0.0433 (0.0244)	-0.0440 (0.0300)	-0.0375 (0.0471)	0.0264* (0.0083)	-0.0568 (0.0311)	0.0327 (0.0176)
Exposición x Indígena	0.1449* (0.0601)			0.0010 (0.0557)		
Exposición x Sin Primaria		0.0229 (0.0546)			0.0947* (0.0363)	
Exposición x Analfabeta			-0.0087 (0.0491)			-0.0037 (0.0482)
Constante	-0.0453 (0.0339)	0.2550** (0.0478)	0.0922 (0.0714)	-0.4379*** (0.0142)	0.1916** (0.0427)	-0.2407*** (0.0079)
Observaciones	1,340	1,354	1,013	1,843	1,854	1,474
R cuadrada	0.0606	0.0526	0.0357	0.0708	0.0593	0.0213
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.311	0.279	0.559	0.116	0.154	0.337
H0: Exposición x Variable = 0 con WCB (valor p)	0.055	0.669	0.823	0.976	0.065	0.941
FE Edad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
FE Estrato	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
FE Individuales	No	No	No	No	No	No

Fuente: ENASEM (2012). La muestra incluye solamente a personas que tenían entre 64 y 75 años de edad en 2012. Los errores estándar están corregidos por correlación grupal a nivel estrato por tamaño de localidad (*cluster*). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tabla 10. Efectos sobre indicadores cognitivos (OLS corte transversal, 2012)

VARIABLES	(1) Calif. Verbal A	(2) Calif. Verbal B	(3) Memoria 1	(4) Memoria 2	(5) Memoria 3	(6) Figura
<i>A. Hombres</i>						
Exposición al PAM (años)	-0.1061 (0.0949)	-0.0063 (0.0560)	0.0192 (0.0301)	0.0217 (0.0398)	-0.0964 (0.0448)	0.0142 (0.0067)
Constante	2.9793*** (0.1365)	3.5347*** (0.0690)	3.0970*** (0.0732)	4.3853*** (0.0446)	4.8790*** (0.1021)	1.8842*** (0.0132)
Observaciones	681	637	639	639	638	1,252
R cuadrada	0.1223	0.1465	0.1618	0.1270	0.1410	0.0451
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.418	0.922	0.524	0.769	0.373	0.211
<i>B. Mujeres</i>						
Exposición al PAM (años)	0.1289 (0.0974)	0.0295** (0.0085)	-0.0150 (0.0347)	-0.0734 (0.0783)	-0.0636 (0.0343)	0.0098 (0.0102)
Constante	3.8806*** (0.0951)	3.9471*** (0.1112)	3.6328*** (0.0146)	4.6938*** (0.1230)	5.1163*** (0.0375)	1.8232*** (0.0181)
Observaciones	1,030	788	788	787	788	1,683
R cuadrada	0.1149	0.0707	0.1549	0.0990	0.0634	0.0576
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.385	0.062	0.769	0.402	0.144	0.575
FE Edad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
FE Estrato	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
FE Individuales	No	No	No	No	No	No

Fuente: ENASEM (2012). La muestra incluye solamente a personas que tenían entre 64 y 75 años de edad en 2012. Los errores estándar están corregidos por correlación grupal a nivel estrato por tamaño de localidad (*cluster*). *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1