



Estudios Económicos (México, D.F.)

ISSN: 0188-6916

El Colegio de México A.C.

Juárez, Laura; Rodríguez Piña, Yunuen Nicté  
EL EFECTO DE LAS PENSIONES NO CONTRIBUTIVAS SOBRE EL  
BIENESTAR SUBJETIVO DE LOS ADULTOS MAYORES EN MÉXICO  
Estudios Económicos (México, D.F.), vol. 36, núm. 2, 2021, Julio-Diciembre, pp. 279-330  
El Colegio de México A.C.

DOI: <https://doi.org/10.24201/ee.v36i2.421>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=59769758002>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en [redalyc.org](https://www.redalyc.org)

redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc  
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal  
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso  
abierto

**EL EFECTO DE LAS PENSIONES NO CONTRIBUTIVAS  
SOBRE EL BIENESTAR SUBJETIVO DE LOS  
ADULTOS MAYORES EN MÉXICO**

**THE EFFECT OF NON-CONTRIBUTORY PENSIONS  
ON THE SUBJECTIVE WELLBEING OF OLDER  
ADULTS IN MEXICO**

**Laura Juárez**

*El Colegio de México*

**Yunuen Nicté Rodríguez Piña**

*Conferencia Interamericana de Seguridad Social*

*Resumen:* En este artículo se estima el impacto de 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 mayores. Sin embargo, un análisis de impactos heterogéneos por vulnerabilidad socioeconómica revela que hay impactos positivos para los hombres mayores de habla indígena y que los impactos positivos son más pronunciados para aquellas mujeres mayores que no cuentan con primaria completa.

*Abstract:* In this article, 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, based on socioeconomic vulnerability, reveals that there are positive impacts of this pension for men who speak an indigenous language and that the positive impacts are more pronounced for older women who did not complete their primary education.

*Clasificación JEL/JEL Classification:* D04, I31, J14

*Palabras clave/keywords:* pensiones no contributivas; bienestar subjetivo; adultos mayores

*Fecha de recepción:* 14 IX 2020      *Fecha de aceptación:* 4 XI 2020

<https://doi.org/10.24201/ee.v36i2.421>

*Estudios Económicos,* vol. 36, núm. 2, julio-diciembre 2021, páginas 279-330

## 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 Económico (OCDE), el 59% del ingreso de los adultos mayores de 65 años o más proviene de este esquema de transferencias públicas (Bando *et al.*, 2017; 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 mexicanos 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).<sup>1</sup> 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 consiste en los años de

---

<sup>1</sup> El ENASEM es financiado parcialmente por los Institutos Nacionales de Salud/Instituto Nacional del Envejecimiento (NIH R01AG018016) y por el Instituto Nacional de Estadística y Geografía en México. Los archivos de datos y la documentación son de uso público y están disponibles en <http://www.enasem.org>.

exposición al programa en 2012, para estimar un efecto de intención de tratamiento (*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 (MCO), usando los datos de corte transversal de la ronda de 2012. En estas regresiones se controla también por características sociodemográficas como años de escolaridad, variables indicadoras para ser mujer, 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, se realizan dos ejercicios de robustez. En el primero, se repite la estimación de corte transversal, cambiando el rango de edad de las personas incluidas en la muestra principal. En el segundo, se aprovecha la estructura de panel del ENASEM para estimar regresiones de primeras diferencias, usando las rondas de 2003 y 2012. Estas estimaciones de panel eliminan el sesgo que pudiera existir en las de corte transversal 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 *et al.*, 2017), la asistencia escolar (Hamoudi y Thomas, 2014; Gutiérrez *et al.*, 2017), consumo y ahorro (Fan, 2010; Blau, 2016) pobreza y nutrición (Borella *et al.*, 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 *et al.*, 2017, para Perú; Galiani *et al.*, 2014, para México) han analizado el efecto de las pensiones no contributivas sobre el bienestar 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 *et al.* (2014).

Por otra parte, este artículo también contribuye a la literatura de impacto de los programas sociales en el bienestar autoreportado (Boyd-Swan *et al.*, 2016; Finkelstein *et al.*, 2012; Gardner y Oswald, 2007; Kuhn *et al.*, 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 *et al.*, 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 estadísticos convencionales. Este efecto sobre el bienestar subjetivo representa alrededor de 40% del correspondiente a un año adicional de educación. Dado que, en general, la evidencia empírica sugiere que la educación tiene un efecto positivo sobre los ingresos, la salud y muchas otras variables relacionadas con el bienestar, la magnitud del efecto atribuible al PAM para las mujeres mayores es considerable. Este resultado es congruente con el hecho de que, en ausencia del PAM, ellas tendrían una menor probabilidad de contar con una pensión propia, dada su menor participación y apego al mercado laboral durante su etapa productiva. Aunque ellas tiendan a contar con apoyo familiar y comunitario durante la vejez, tener su propia pensión vitalicia se traduce en una mayor certidumbre económica, la cual podría reflejarse en un mayor bienestar subjetivo. Para los hombres mayores se encuentra un efecto negativo de la exposición al PAM sobre su bienestar subjetivo, pero este efecto no es, en su mayor parte, significativo. Los ejercicios adicionales realizados muestran que estos resultados son robustos.

Al estimar los impactos del PAM en cada uno de los componentes de nuestro índice de bienestar subjetivo por separado, se encuentra evidencia acorde con los resultados sobre dicho índice: para las mu-

jeros mayores, el PAM mejora la percepción subjetiva de salud, el estado anímico y la satisfacción con la propia vida; para los hombres mayores, el programa no parece tener impactos significativos sobre estos aspectos, excepto por uno positivo sobre la probabilidad de haberse sentido triste la semana previa a la encuesta, cuya significancia no se mantiene.

Finalmente, un análisis más detallado sobre los impactos heterogéneos del programa, con respecto al género y a 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 son particularmente pronunciados para aquellas que no cuentan con primaria completa. 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; más aún, 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 *et al.*, 2007; Di Tella y MacCulloch, 2010; Galiani *et al.*, 2018; 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.

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.

El artículo se divide en siete secciones, contando esta introducción. En la segunda sección se revisa brevemente la literatura sobre bienestar subjetivo y sus determinantes, así como los resultados de investigaciones que abordan efectos de las pensiones no contributivas en indicadores diversos; en la tercera sección se describe el PAM, su evolución y cobertura; en la cuarta, se especifican las fuentes de información utilizadas; en la quinta, se desarrolla la estrategia de identificación y se discute la validez de los resultados obtenidos, pre-

sentando pruebas empíricas como respaldo; en la sexta, se discuten los resultados de la investigación y, en la última sección, se exponen algunas conclusiones.

## 2. Revisión de la 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; 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.<sup>2</sup>

---

<sup>2</sup> 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.

En este sentido, el bienestar subjetivo es determinado por factores individuales, sociales y económicos (Dolan *et al.*, 2008). El matrimonio, tener hijos y la salud influyen de forma positiva en el bienestar (Blanchflower y Oswald, 2004a; Case y Deaton, 2015; Deaton y Stone, 2014; Stone *et al.*, 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 *et al.*, 2004; 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 *et al.*, 2005; Blanchflower y Oswald, 2004b; Clark *et al.*, 2003; Clark y Leikes, 2005; Di Tella *et al.*, 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.*, 2004; Clark *et al.*, 2003; Di Tella *et al.*, 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 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 *et al.*, 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 *et al.*, 2017; Galiani *et al.*, 2018).

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 *et al.*, 2018). 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.*, 2001; Devoto *et al.*, 2012; Baird *et al.*, 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 Pfutze, 2014; Bosch *et al.*, 2013; Grueber y Wise, 1998; Bosch y Guajardo, 2012; Juárez, 2010), la asignación de recursos al interior del hogar (Duflo, 2003; Gutiérrez *et al.*, 2017), la asistencia escolar (Hamoudi y Thomas, 2014; Gutiérrez *et al.*, 2017), el consumo y el ahorro (Fan, 2010; Blau, 2016; Case y Deaton, 1998) la pobreza y la nutrición (Borrella *et al.*, 2016; Barrientos, 2013), el género y las decisiones familiares (Duflo, 2003; Hamoudi y Thomas, 2014). El balance de la evidencia presentada en estos estudios es que las pensiones no contributivas mejoran el bienestar material de las personas mayores: les permiten reducciones en oferta laboral, aumentan el consumo del hogar y tienden a mejorar la nutrición y asistencia escolar de las niñas y los niños que viven con ellas. Algunos de estos resultados difieren por el género de la persona mayor. 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 *et al.*, 2016; Galiani *et al.*, 2014) es escasa hasta el momento.

La investigación de Galiani *et al.* (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 una encuesta realizada por el Instituto Nacional de Salud Pública (2007, 2008). Dicha encuesta fue levantada con el propósito específico 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 Geriátrica<sup>3</sup> (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 *et al.* (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 mediano plazo, a cinco años del inicio del programa.

Bando *et al.* (2016), estiman el efecto del programa Pensión 65 en Perú sobre un índice de bienestar subjetivo y sobre la EDG, con información de dos rondas de una encuesta a hogares con personas adultas mayores, elaborada por el Instituto Nacional de Estadística e Informática (2012, 2015) para este fin. 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 depende de un umbral de pobreza multidimensional. Sus resultados sugieren que Pensión 65 reduce en 9 puntos

---

<sup>3</sup> La Escala de Depresión Geriátrica es un cuestionario para evaluar la depresión en personas mayores de 65 años, mediante las siguientes 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?

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. Adicionalmente, en el presente trabajo se incluye también cierta evidencia sobre los impactos del PAM en cada uno de los componentes incluidos en el índice de bienestar subjetivo.

### **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 social<sup>4</sup>, 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 formalidad e informalidad (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

---

<sup>4</sup> Instituto Mexicano del Seguro Social, Petróleos Mexicanos, Instituto de Seguridad de Servicios Sociales de los Trabajadores del Estado, institutos estatales y universidades públicas.

mujeres que residen en zonas rurales y tienen pocos años de escolaridad (Parker y Wong 2001; Henry y Fraga, 2019). La mayor cobertura, por decil de ingreso, se encuentra en la parte superior de la distribución, donde más de la mitad de los adultos mayores recibe 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 pesos 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 reformó la ley para extender el programa a todos los adultos mayores de 70 años que hubieran residido al menos tres años en el Distrito Federal.

A nivel federal, se reconoció 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 pesos 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 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 pesos 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, servicios de apoyos y la transferencia monetaria de 500 pesos mensuales (DOF, 2008). A partir de

2009, la expansión quedó en pausa temporalmente hasta 2012, año en el que se amplió la cobertura a nivel nacional y el monto del apoyo se mantuvo (DOF, 2011).<sup>5</sup>

**Cuadro 1**  
*Cobertura del PAM (2008-2012)*

<i>Año</i>	<i>Población potencial (PP)*</i>	<i>Población objetivo (PO)</i>	<i>Población atendida (PA)</i>	<i>(PA/PP) *100</i>	<i>(PA/PO) *100</i>
2007	1,030,098	1,030,098	1,031,005	100.1	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
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

\*En 2007 y 2008, la población potencial hacía referencia a las personas adultas mayores residentes en localidades de hasta 2 500 y 20 000 habitantes, respectivamente. A partir de 2009, la Secretaría de Desarrollo Social (Sedesol) modificó la definición de población potencial para incluir a todas las personas adultas mayores a nivel nacional. Fuente: Elaboración propia con base en CONEVAL (2008-2012).

En el cuadro 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 atendida<sup>6</sup> se elevó a 3 056 815 adultos mayores, es decir, 87.23% de la población objetivo (CONEVAL, 2008-2012).

<sup>5</sup> El monto se actualizó en 2013 a 525 pesos mensuales. En 2014 subió a 580 pesos por mes.

<sup>6</sup> 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.

Aunque la extensión de la población objetivo tuvo como resultado 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 cuanto al monto, el apoyo entregado es equivalente a 62.47% de la línea de bienestar mínimo<sup>7</sup> en zonas rurales y 41.56% en las urbanas.

#### 4. Datos

Los datos para esta investigación provienen del ENASEM, una encuesta de tipo longitudinal, de la cual se han realizado y publicado 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.<sup>8</sup> 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 y de salud. La sección de salud del ENASEM incluye un conjunto de preguntas de valoración personal sobre satisfacción con la vida, estado anímico durante la semana previa a la encuesta 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 quince variables; una con categorías ordenadas (estado global de salud auto-reportado) y catorce binarias referentes a satisfacción con la vida y estados anímicos (ver cuadro 2). Cabe

---

<sup>7</sup> La línea de bienestar mínimo la calcula el CONEVAL y se define como el valor monetario en un mes determinado de una canasta alimentaria básica para zonas rurales y otra para zonas urbanas. Para efectos de la medición se toma como referencia el valor de la canasta urbana del mes de agosto.

<sup>8</sup> 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.

mencionar que, dada la información captada en el ENASEM, nuestro índice de bienestar subjetivo tiene componentes relacionados con los enfoques de bienestar evaluativo (satisfacción con la vida) y hedónico (estados de ánimo), pero, por falta de datos, no con el enfoque de bienestar eudaimónico.

El índice de bienestar subjetivo (IBS) se construye como una suma ponderada de las quince 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 el 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. Nuestros resultados principales se basan en el corte transversal de 2012, pero la ronda de 2003 se usa en una estimación de panel que servirá como ejercicio de robustez. La variable de tratamiento en nuestras estimaciones es los años de exposición al PAM, la cual depende principalmente de la edad de la persona y del tamaño de localidad en el que reside. Alternativamente, se podría usar una variable dicotómica que fuera igual a uno si la persona ha sido elegible para el PAM entre 2007 y 2012, e igual a cero en otro caso, con lo cual el impacto estimado sería un promedio de aquellos impactos correspondientes a los distintos años de exposición que las personas han acumulado en este periodo. Para capturar esta última variación en el tratamiento, en el presente trabajo, elegimos usar la variable de años de exposición al PAM como variable de tratamiento, en lugar de una variable dicotómica.

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. El 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 del periodo 2007-2012.

Como se mencionó, en 2007 el programa inició cubriendo a las localidades más pequeñas, que corresponden al estrato 4 del 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 del 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 fue cubierto por el programa, aunque no todas. De cualquier manera, en este trabajo se incluirá el estrato 3 en el grupo de tratamiento a partir de 2008 y el estrato 2 a partir de 2009. Se espera que lo anterior resulte en una subestimación del efecto del programa, ya que el grupo de tratamiento incluirá localidades del estrato 2 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 sean 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 dicho año 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 aún no eran elegibles para el PAM en ese año, independientemente de su lugar de residencia. Como se muestra en el cuadro 3, todas las personas entre 64 y 69 años en ese momento, 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 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 varían entre 1 y 6 años.

Nuestra ventana definida alrededor de los 70 años de edad en 2012, si bien es razonable, es en cierto modo arbitraria, por lo que se realizará también un ejercicio de robustez en el cual se restringirá la muestra a personas que tenían entre 67 y 75 años en ese año, para aumentar la comparabilidad entre los grupos de tratamiento y control.

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 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, como se mostró en el cuadro 1.<sup>9</sup>

En la muestra, además de las restricciones mencionadas, se incluye 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

---

<sup>9</sup> 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.

la misma manera, se excluyeron a personas con información incompleta en las variables relevantes para el estudio y aquellos que hayan sufrido un ataque cerebrovascular<sup>10</sup> en algún momento desde 2001.

El cuadro 4a presenta las medias y desviaciones estándar de las variables sociodemográficas 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 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, el cuadro 4a muestra que, en el grupo de 70 a 75 años, un mayor porcentaje de personas reportó 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, el cuadro 4a 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.

El cuadro 4b presenta las estadísticas descriptivas para el índice de bienestar subjetivo y cada uno de sus componentes. El panel A muestra que para el índice de bienestar subjetivo no hay diferencias

---

<sup>10</sup> 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.

significativas en media entre los dos grupos, lo cual puede deberse a que hay pocas diferencias que lo son para los componentes individuales del índice, como se describe a continuación. El panel B muestra que la mayoría de las personas de ambos grupos consideran que su salud es regular (52-53%) o buena (27-29%), y sólo en esta última parece haber una diferencia entre los grupos, significativa al 10%, en la cual el grupo de mayor edad tiene una menor proporción de personas que consideran que su salud es buena. En ambos grupos, una menor proporción se encuentra en los extremos, ya sea de muy buena o excelente salud, o de mala salud. En el panel C, se ve también que sólo en tres de las nueve variables de estado anímico preponderante durante la semana previa a la encuesta: el grupo de 70 a 75 años tiene una menor propensión a reportar que sintió que disfrutaba de la vida y que tenía mucha energía, y una mayor propensión a reportar que se sintió sola(o). En ambos grupos, aunque alrededor del 80% de las personas mayores reportó que se sintió principalmente feliz, alrededor de 35% reporta que se sintió deprimido, 42-43% reportó que su sueño era intranquilo y alrededor de 40% que se sintió triste. Finalmente, en el panel D se aprecia que la mayoría de las personas mayores de ambos grupos está de acuerdo con afirmaciones que expresan satisfacción con su propia vida (entre 63% y 87%, dependiendo de la pregunta) y que la única diferencia estadísticamente significativa entre los grupos es que el de mayor edad tiene una menor propensión a reportar que ha conseguido las cosas que considera importantes para su vida. En resumen, aunque hay contadas diferencias en los componentes del bienestar subjetivo, las que son significativas apuntan a un cierto deterioro de la salud general y del estado anímico 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 MCO, 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  $\alpha$  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 el cuadro 3;  $X_{ial}$  es un vector de controles individuales que incluye años de escolaridad y variables indicadoras para ser mujer y para estar casada(o);  $\delta_1$  son efectos fijos de tamaño

de localidad,  $\delta_a$  son efectos fijos para cada edad y  $\varepsilon_{ial}$  es un término de error.

En la ecuación (1), el parámetro de interés es  $\beta$ , 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.

La literatura sobre bienestar subjetivo sugiere que los efectos de un aumento en el ingreso, como el que podría causar la transferencia del PAM, tienden a desvanecerse con el tiempo, lo cual implicaría un posible efecto no lineal de los años de exposición al programa sobre la variable dependiente. Para explorar efectos no lineales, como ejercicio empírico, estimamos una ecuación similar a la (1), agregando un término cuadrático de  $ExpoPAM_{ial}$ . Sin embargo, en este tipo de especificación, ninguno de los dos términos del polinomio resultó estadísticamente significativo, por lo cual elegimos la ecuación (1). Los resultados de dicho ejercicio no se incluyen en este artículo, pero están disponibles a petición.

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. El cuadro 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 mujer, 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.

En el cuadro se aprecia que 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 ante-

rior 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.

El cuadro 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 del cuadro 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.

Además de estas pruebas de identificación, realizamos dos ejercicios de robustez. En el primero, estimamos de nueva cuenta la ecuación (1), pero usando una muestra de personas de entre 67 y 75 años en 2012. Con este cambio, conservamos toda la variación en las personas que en ese año son elegibles para el PAM, pero aumentamos la edad de quienes no lo son (67-69 años) para que sean más comparables los primeros. En el segundo ejercicio, se aprovechan las rondas de 2003 y de 2012 del ENASEM, así como la estructura de panel de los datos, para estimar la siguiente ecuación:

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

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 ( $\delta_i$ ), 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 MCO, quedaría como sigue<sup>11</sup>:

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

En este caso, en la ecuación (2') la variable  $\Delta ExpoPAM_{ial}$  toma el mismo valor que la variable  $ExpoPAM_{ial}$ , los años de exposición al PAM en 2012, ya que en 2003 el programa aún no iniciaba. Sin embargo, al hacer la transformación, se eliminan todas las otras 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  $\Delta X_{ial}$  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  $\delta_l$ , pues en nuestra muestra ninguna persona exhibe cambios en esta variable entre 2003 y 2012; finalmente, se elimina el efecto individual no observable  $\delta_i$ , 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 realiza solamente como ejercicio de robustez, mientras que el resto del análisis se lleva a cabo usando el corte transversal de 2012.

Una vez verificada la robustez de los resultados para el índice de bienestar subjetivo, estimamos regresiones similares a la ecuación (1) para cada uno de sus componentes para ver cuáles de ellos son los que el PAM impacta en mayor medida.

Finalmente, es de interés analizar si hay efectos heterogéneos del PAM sobre el índice de bienestar subjetivo para mujeres y hombres con respecto a indicadores selectos de vulnerabilidad socioeconómica. Para ello, se estima la siguiente especificación usando la ronda de 2012:

---

<sup>11</sup> 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,  $\Delta y_{ial} = y_{ial1} - y_{ial0}$ .

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

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 completa<sup>12</sup>, 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  $\beta_1$ , 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  $\beta_2$ , 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 MCO 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 todos los cuadros, asociados a los niveles de significancia convencionales (\*\*\*)  $p < 0.01$ , (\*\*)  $p < 0.05$ , (\*)  $p < 0.1$ ). Adicionalmente, en todos los cuadros, se presentarán también los resultados de pruebas de significancia sobre los coeficientes

<sup>12</sup> La categoría “Sin primaria completa” captura tanto a individuos que iniciaron, pero no concluyeron la primaria, como a aquellos que nunca asistieron.

de interés, obtenidas con el procedimiento de *wild cluster bootstrap* (WCB), que es la práctica recomendada cuando el número de grupos es pequeño.<sup>13</sup>

## 6. Resultados

### *Resultados principales para el índice de bienestar subjetivo*

Los resultados de la estimación de la ecuación (1) con los datos de corte transversal de 2012 se presentan en el cuadro 7. Las primeras tres columnas de dicho cuadro 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 3, 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 2). Para ellas, un año adicional de exposición al PAM aumenta su bienestar subjetivo en 0.026 desviaciones estándar. Este efecto representa alrededor de 40% del efecto de un año adicional de educación sobre el bienestar subjetivo (0.0499). Dado que, en general, la evidencia empírica sugiere que la educación tiene un efecto positivo sobre los ingresos, la salud y muchas otras variables relacionadas con el bienestar, la magnitud del efecto atribuible al PAM es considerable.

En la parte inferior del cuadro, 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%.

Como se comentó anteriormente, la inclusión del estrato 2 en el grupo de localidades tratadas desde 2009 puede llevar a cierta subestimación del impacto, debido a que algunas de las localidades de ese estrato fueron incorporadas al PAM en 2008 y 2009, pero muchas otras de ese mismo estrato no lo fueron, sino hasta 2012. Al estimar la ecuación (1), excluyendo el estrato 2, se obtienen resultados cualitativamente similares a los de las tres primeras columnas del cuadro 7.

---

<sup>13</sup> Ver Cameron *et al.* (2008). En nuestra aplicación, usamos las ponderaciones propuestas por Webb (2013).



De hecho, el estimado para las mujeres aumenta a 0.031 y conserva su significancia estadística. Estas estimaciones no se muestran en este artículo, pero están disponibles a petición. Lo que muestran las últimas tres columnas del cuadro 7 es un ejercicio aún más extremo: ver cómo cambian las estimaciones cuando se incluyen sólo las localidades con menos de 2,500 habitantes (estrato 4), que fueron las 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 6 sigue siendo negativo, de una magnitud muy similar al de la columna 3 y, en este caso, significativo al 5%; en la columna 5, para las mujeres, se mantiene el efecto positivo y significativo del PAM sobre el bienestar subjetivo y es un poco mayor (0.036) que de la columna 2, y cercano a lo obtenido cuando se excluye sólo al estrato 2 (0.031), como se comentó. 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 del cuadro 7, se puede ver que ser mujer tiene un efecto negativo y estadísticamente significativo sobre el bienestar subjetivo de los adultos mayores. En todas las columnas, estar casada(o) 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, 2004a; Louis y Zhao, 2002), excepto por el efecto negativo de ser mujer. En cuanto al tamaño de localidad, sólo algunos estimados selectos son estadísticamente significativos.

Como ya se mencionó, la ventana elegida alrededor de los 70 años de edad es razonable, aunque en cierto sentido arbitraria. Para verificar que los resultados obtenidos en el cuadro 7 son robustos a cambios en dicha ventana, en el cuadro 8 repetimos la estimación usando una muestra de personas entre 67 y 75 años en 2012. Lo anterior mantiene toda la variación en los años de exposición para las personas de 70 años y más en ese año, pero acota el grupo de personas que no cuentan con exposición al tratamiento a aquellas cuya edad es aún más cercana a los 70 años. Como se muestra en el cuadro 8,

los resultados sobre el impacto de la exposición al PAM son similares a los obtenidos en el cuadro 7: dicho impacto es cercano a cero y estadísticamente no significativo para toda la muestra (columna 1); es positivo, estadísticamente significativo y de magnitud similar, aunque un poco mayor, para las mujeres (0.033, columna 2); y es negativo, pero no significativo, para los hombres. Los valores  $p$  en la parte inferior del cuadro, obtenidos con el WCB, confirman que el impacto significativo al 5% es el obtenido para las mujeres.

Como ejercicio adicional de robustez, el cuadro 9 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 dicho cuadro son similares a los obtenidos en la estimación de corte transversal, presentados en las columnas 1 a 3 del cuadro 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 del cuadro 7 y, en este caso, significativo al 10%; para las mujeres, el impacto del PAM es positivo, un poco mayor al del cuadro 7 y significativo al 1%. En la parte inferior del cuadro 9, los resultados del WCB indican, una vez más, que los dos primeros estimados no son estadísticamente significativos, mientras que el correspondiente a las mujeres sigue siendo significativo al 5%.

#### *Efectos del PAM sobre los componentes del índice de bienestar subjetivo*

A continuación, usando especificaciones de corte transversal, similares a la ecuación (1), examinamos los impactos del PAM en los distintos componentes incluidos en nuestro índice de bienestar subjetivo. Dichos componentes son: la percepción subjetiva de la persona mayor sobre su estado general de salud (cuadro 10), su estado de ánimo durante la semana previa a la encuesta (cuadro 11) y la satisfacción general con su vida (cuadro 12). En esta parte del análisis, también estimamos especificaciones separadas para mujeres y hombres mayores.

Respecto a la percepción subjetiva sobre el estado general de salud, el panel A del cuadro 10 muestra que, para una mujer mayor, los años de exposición al PAM tienen un efecto positivo y significativo sobre la probabilidad de que considere que tiene buena salud y un efecto negativo y significativo al 10% sobre la probabilidad de que

considere que su salud es regular. En valor absoluto, la magnitud del estimado positivo (0.189, columna 3) es similar a la del negativo (-0.0254, columna 4). Los resultados del WCB al final de ese panel muestran que el primer estimado pierde significancia, mientras que el segundo se mantiene como significativo al 10%. Para las mujeres mayores, los impactos del PAM en la probabilidad de reportar una salud excelente (columna 1), muy buena (columna 2) o mala (columna 5) son todos cercanos a cero y no significativos estadísticamente. Estos resultados sugieren que el PAM ha tenido un impacto positivo en la percepción de salud de las mujeres mayores que se encuentran en el margen entre una salud buena y una regular, pero no para quienes están en los extremos, ya sea con una salud mala o una muy buena o excelente.

En contraste con los resultados para las mujeres mayores, el panel B del cuadro 10 muestra que para los hombres mayores los impactos estimados de la exposición al PAM sobre su percepción general de salud son todos cercanos a cero y ninguno es estadísticamente significativo, lo cual confirma que el PAM no ha mejorado dicha percepción para ellos.

El cuadro 11 presenta los impactos del segundo componente de nuestro índice de bienestar subjetivo: el estado de ánimo preponderante de la persona mayor durante la semana previa a la encuesta. De nueva cuenta, en el panel A del cuadro se presentan los resultados para las mujeres mayores. Aunque la mayoría de los estimados de impacto del PAM no son estadísticamente significativos para ellas, hay algunos que sí lo son y cuyo sentido es acorde con nuestros resultados principales. Por ejemplo, un año adicional de exposición al PAM aumenta la probabilidad de que una mujer mayor reporte haberse sentido feliz durante la semana previa a la encuesta en 1.3 puntos porcentuales (columna 4) y disminuye la de haberse sentido triste en 2 puntos porcentuales (columna 7). Estos impactos son significativos al 5% y al 1%, respectivamente, y, de acuerdo con los resultados del WCB mantienen su significancia al 10% y al 5%, respectivamente. En la columna 3 del panel A, también se observa que la exposición al PAM tuvo un efecto negativo de 2.3 puntos porcentuales sobre la probabilidad de que la mujer mayor haya sufrido de sueño intranquilo, el cual es significativo al 10%, con base tanto en una distribución *t* como en el WCB. Finalmente, en la columna 6, el impacto estimado del PAM sobre la probabilidad de reportar que la mayor parte del tiempo sentía que disfrutaba de la vida es negativo y significativo al 10%, aunque pierde su significancia con el WCB. Este último resultado sería contradictorio con un aumento en el bienestar subjetivo de las mujeres

mayores, debido al PAM. Sin embargo, de nueve resultados, tenemos cuatro que son estadísticamente significativos a los niveles convencionales, y de éstos, tres son consistentes con el impacto positivo del PAM sobre el índice de bienestar subjetivo que encontramos para las mujeres mayores.

Para los hombres mayores, el panel B del cuadro 11 muestra que el PAM tiene un impacto positivo y significativo a los niveles convencionales en sólo dos de las nueve variables de estado de ánimo: 1) en la columna 2, sobre la probabilidad de que el hombre mayor haya sentido que todo era un esfuerzo, y 2) en la columna 7, sobre la probabilidad de que se haya sentido triste. Estos estimados son de mayor magnitud (5.3 y 3 puntos porcentuales, respectivamente), que aquellos obtenidos para las mujeres mayores, e indicarían que la exposición al PAM ha deteriorado el estado anímico de los hombres mayores, lo cual podría explicar el impacto negativo sobre el índice de bienestar subjetivo, aunque no significativo estadísticamente, que encontramos para ellos. Sin embargo, ambos estimados pierden significancia con el WCB, por lo cual esta evidencia es un poco más débil.

Respecto a la satisfacción general con la vida, el panel A del cuadro 12 muestra que, de las cinco preguntas que hay en el ENASEM sobre este tema, el PAM tiene un impacto positivo y estadísticamente significativo sólo en una de ellas para las mujeres mayores. En la columna 4, se muestra que un año adicional de exposición al programa aumenta la probabilidad de que una mujer mayor considere que, hasta el momento, ha conseguido las cosas que para ella son más importantes en la vida en 1.2 puntos porcentuales. Este impacto es significativo al 5% con una distribución *t*, y lo es al 10% con el WCB. En contraste, el panel B muestra que, para los hombres mayores, ninguno de los impactos estimados del PAM sobre este aspecto es significativo estadísticamente.

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. De hecho, para los hombres mayores se encuentra un efecto negativo de la exposición al PAM sobre su bienestar subjetivo, aunque no es estadísticamente significativo de forma sistemática. Al analizar cada componente del índice de bienestar subjetivo por separado, se encuentra evidencia acorde con los resultados sobre el índice: para las mujeres, el PAM mejora la percepción de salud, el estado anímico y la satisfacción con la propia vida; para los hombres mayores, el PAM no parece tener impactos significativos sobre estos aspectos, excepto por

un cierto impacto negativo sobre el estado anímico, cuya significancia es débil.

Sin embargo, pueden existir impactos heterogéneos del PAM para algunos indicadores de vulnerabilidad socioeconómica por sexo, que sólo un análisis más profundo permite sacar a la luz. A continuación, se presentan los resultados de dicho análisis.

#### *Efectos heterogéneos del PAM por género y vulnerabilidad económica*

En las columnas 1 a 3 del cuadro 13 se muestran las estimaciones de la ecuación (3) para las mujeres mayores; mientras que en las columnas 4 a 6, aquellas para los hombres. Como se explicó, se consideraron tres indicadores de vulnerabilidad socioeconómica: ser hablante de una lengua indígena, no contar con educación primaria completa y ser analfabeta. Para las mujeres mayores, la columna 1 del cuadro 13 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 el cuadro 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 2 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 completa 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 completa, el PAM parece no tener un efecto significativo sobre su bienestar subjetivo. El impacto positivo, reflejado en los cuadros anteriores, parece deberse a las mujeres mayores que no cuentan con este nivel de estudios, para quienes un año adicional de exposición al programa aumenta el bienestar subjetivo en 0.038 desviaciones estándar ( $-0.0568+0.0947$ ). Por último, en la columna 3 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.

Para los hombres, la exposición al PAM no tiene efectos estadísticamente significativos sobre el bienestar subjetivo, como se muestra en las columnas 4 a 6, 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 del cuadro. 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 5 y 6.

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 completa.

Estos resultados son consistentes con los hallazgos de Galama *et al.* (2017) y Galiani *et al.* (2018), que establecen que el incremento del ingreso se correlaciona positivamente con el bienestar, conforme el ingreso adicional permite solventar necesidades básicas.

## 7. Conclusiones

Las pensiones no contributivas surgen como respuesta a la escasa cobertura y protección contra la pobreza en la vejez 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.

Los resultados de la presente investigación 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. Al estimar los impactos del programa sobre cada uno de los componentes de nuestro índice de bienestar subjetivo por separado, se encuentra que, de forma consistente con los resultados obtenidos para dicho índice, el PAM mejora la percepción subjetiva de salud y algunos aspectos del estado anímico y la satisfacción con la propia vida de las mujeres mayores, mientras que no parece tener impactos significativos sobre estos mismos componentes

para los hombres mayores, excepto por uno positivo sobre la probabilidad de haberse sentido triste la semana previa a la encuesta, cuya significancia no se mantiene.

Sin embargo, un análisis más detallado sobre los impactos heterogéneos del programa, en particular, sobre las interacciones del género con algunos indicadores de vulnerabilidad económica, revela que los impactos positivos del PAM sobre el bienestar subjetivo han sido significativos y particularmente pronunciados para los hombres mayores de habla indígena y para las mujeres mayores sin estudios completos de primaria.

Los resultados anteriores van en el mismo sentido que los hallazgos de Galama *et al.* (2017) y Galiani *et al.* (2018) sobre los impactos positivos de incrementos exógenos del ingreso sobre el bienestar subjetivo de segmentos vulnerables de la población y con los impactos positivos de corto plazo del PAM sobre este mismo tipo de bienestar, medido a través de la EDG, hallados por Galiani *et al.* (2014). Por otra parte, nuestros resultados son también consistentes con la literatura previa que estima los impactos del PAM sobre las transferencias privadas recibidas por las personas mayores y sobre su oferta laboral. Amuedo-Dorantes y Juárez (2015) muestran que el programa desplaza dichas transferencias privadas, aunque de forma parcial, por lo cual sí hay un aumento del ingreso de la persona mayor, el cual podría traducirse en una mejora de su bienestar subjetivo. Por otro lado, Juárez y Pfutze (2015) encuentran que el PAM permite a los hombres mayores, particularmente a los más pobres, retirarse del mercado laboral, lo cual está en línea con el efecto positivo del PAM sobre el bienestar subjetivo de los hombres mayores de habla indígena, dada la correlación entre esta variable de etnicidad y el encontrarse en situación de pobreza.

Los impactos positivos encontrados 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.

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, además de 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. En particular, nuestros resultados confirman que, para las personas mayores, los beneficios de desvincular el goce de una pensión mínima de sus decisiones laborales pueden ser considerables y pueden mitigar las consecuencias de la desigualdad de género y de origen étnico que afectan estas decisiones y persisten durante la vejez. Por otra parte, una discusión más amplia sobre los costos y otros detalles del diseño de un sistema de protección social incluyente, congruente y sostenible es necesaria, pero va más allá del objetivo de este artículo.

#### *Agradecimientos*

Las autoras agradecen los comentarios de dos dictaminadores anónimos. El contenido de este artículo, así como las opiniones y conclusiones que de éste se derivan, son responsabilidad exclusiva de sus autoras y no necesariamente reflejan las de la Conferencia Interamericana de Seguridad Social ni de El Colegio de México.

Laura Juárez: [laura.juarez@colmex.mx](mailto:laura.juarez@colmex.mx); Yunuen Nicté Rodríguez Piña: [yunuen.rodiguez@ciss-bienestar.org](mailto:yunuen.rodiguez@ciss-bienestar.org)

#### **Referencias**

- Alesina, A., R. Di Tella. y R. MacCulloch. 2004. Inequality and happiness: Are Europeans and Americans different?, *Journal of Public Economics*, 88(910): 2009-2042.
- Amuedo-Dorantes, C. y L. Juárez. 2015. Old-age government transfers and the crowding out of private gifts: The 70 and above program for the rural elderly in Mexico, *Southern Economic Journal*, 81(3): 782-802.
- Baicker, K., A. Finkelstein, J. Song y S. Taubman. 2014. The impact of Medicaid on labor market activity and program participation: Evidence from the Oregon health insurance experiment, *American Economic Review*, 104(5): 322-328.
- Baird, S., J. de Hoop y B. Özler. 2013. Income shocks and adolescent mental health, *Journal of Human Resources*, 48(2): 370-403.
- Baker, L.A., L.P. Cahalin, K. Gerst y J.A. Burr. 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.
- Bando, R., S. Galiani y P.J. Gertler. 2016. The effects of non-contributory pensions on material and subjective well being, IDB Working Paper Series No. 840.



- Barrientos, A. 2003. What is the impact of non-contributory pensions on poverty? Estimates from Brazil and South Africa, CPRC Working Paper No. 33, Chronic Poverty Research Centre.
- Blanchflower, D.G. y A.J. Oswald. 2004a. Money, sex and happiness: An empirical study, *Scandinavian Journal of Economics*, 106(3): 393-415.
- Blanchflower, D.G. y A.J. Oswald. 2004b. Well-being over time in Britain and the USA, *Journal of Public Economics*, 88(78): 1359-1386.
- Blau, D.M. 2016. Pensions, household saving, and welfare: A dynamic analysis of crowd out, *Quantitative Economics*, 7(1): 193-224.
- Borella, M., M. Bosch y M. Sartarelli. 2016. Non-contributory pensions number-gender effects on poverty and household decisions, Working Paper Series No. AD 2016-02, Instituto Valenciano de Investigaciones Económicas.
- Bosch, M. y J. Guajardo. 2012. Labor market impacts of non-contributory pensions: The case of Argentina's moratorium, IDB Working Paper Series No. 366.
- Boyd-Swan, C., C.M. Herbst, J. Ifcher y H. Zarghamee. 2016. The earned income tax credit, mental health, and happiness, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 126: 18-38.
- Cameron, A., J.B. Gelbach y D.L. Miller. 2008. Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors, *Review of Economics and Statistics*, 90(3): 414-427.
- Case A. y A. Deaton. 1998. Large cash transfers to the elderly in South Africa, *The Economic Journal*, 108 (450): 1330-1361.
- Case A. y A. Deaton. 2015. Suicide, age, and well-being: An empirical investigation, en D.A. Wise (ed.), *Insights in the Economics of Aging*, University of Chicago, Chicago: IL.
- Cattaneo, M.D., S. Galiani, P.J. Gertler, S. Martínez, R. Titunik, J. Sturdy y G. Olaiz. 2009. Housing, health, and happiness, *American Economic Journal: Economic Policy*, 1(1): 75-105.
- CEPAL. 2018. Base de datos de programas de protección social no contributiva en América Latina y el Caribe, <https://dds.cepal.org/bpsnc/ps>.
- Clark, A.E., M. Argyle, B. Burchell, G. Corneo, R. Cummins, E. Diener y R. Winkelmann. 2003. Unemployment as a social norm: Psychological evidence from panel data, *Journal of Labor Economics*, 21(2): 323-351.
- Clark, A.E. y O. Lelkes. 2005. Deliver us from evil: Religion as insurance, Working Paper No. 2005-43, Paris School of Economics.
- CONEVAL. 2008. Inventario CONEVAL de programas y acciones federales de desarrollo social 2008, [https://www.coneval.org.mx/Evaluacion/IPFE/Documents/Inventarios\\_Anteriores/Inventario\\_2008.zip](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 2009, [https://www.coneval.org.mx/Evaluacion/IPFE/Documents/Inventarios\\_Anteriores/Inventario\\_2009.zip](https://www.coneval.org.mx/Evaluacion/IPFE/Documents/Inventarios_Anteriores/Inventario_2009.zip).
- CONEVAL. 2010. Evaluación específica de desempeño del programa 70 y más, [https://www.coneval.org.mx/rw/resource/coneval/EVALUACIONES/especificas\\_desempeno/dependencias/SEDESOL/SEDESOL17C.pdf](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 2011, [https://www.coneval.org.mx/Evaluacion/IPFE/Documents/Inventarios\\_Anteriores/Inventario\\_2011.zip](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 2012, [https://www.coneval.org.mx/Evaluacion/IPFE/Documents/Inventarios\\_Anteriores/Inventario\\_2012.zip](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, <https://www.coneval.org.mx/Evaluacion/IEPSM/IEPSM/Paginas/IEPDS-2016.aspx>.
- CONSAR. 2016. El reto de la cobertura pensionaria, Documento de Trabajo No. 1, Comisión Nacional del Sistema de Ahorro para el Retiro.
- Deaton, A. y A. Stone. 2014. Evaluative and hedonic wellbeing among those with and without children at home, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 111(4): 1328-1333.
- Devoto, F., E. Duflo, P. Dupas, W. Pariente, y V. Pons. 2012. Happiness on tap: Piped water adoption in urban Morocco, *American Economic Journal: Economic Policy*, 4(4): 68-99.
- Di Tella, R., R. MacCulloch y A.J. Oswald. 2001. Preferences over inflation and unemployment: Evidence from surveys of happiness, *American Economic Review*, 91(1): 335-341.
- Di Tella, R., J. Haisken-De New y R. MacCulloch. 2007. Happiness adaptation to income and to status in an individual panel, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 76 (3): 834-852.
- Di Tella, R. y R. MacCulloch. 2010. Happiness adaptation to income beyond “basic needs”, en J.H. Diener y D. Kahneman (eds.), *International Differences in Well-Being*, Oxford University Press.
- DOF. 2008. Acuerdo por el que se modifican las Reglas de Operación del Programa 70 y más para el ejercicio fiscal 2009, Diario Oficial de la Federación, [https://www.dof.gob.mx/nota\\_detalle.php?codigo=5076295&fecha=29/12/2008](https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5076295&fecha=29/12/2008).
- DOF. 2011. Acuerdo por el que se emiten las Reglas de Operación del Programa 70 y más para el ejercicio fiscal 2012, Diario Oficial de la Federación, [https://www.dof.gob.mx/nota\\_detalle.php?codigo=5228700&fecha=30/12/2011](https://www.dof.gob.mx/nota_detalle.php?codigo=5228700&fecha=30/12/2011).
- Dolan, P., T. Peasgood y M. White. 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.
- Duflo, E. 2003. Grandmothers and granddaughters: Old-age pensions and intra-household allocation in South Africa, *World Bank Economic Review*, 17(1): 1-25.
- Easterlin, R.A. 1974. Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence, en P. David y M. Reder (eds.), *Nations and Households in Economic Growth: Essays in Honor of Moses Abramovitz*, Elsevier.
- Easterlin, R.A. 1995. Will raising the incomes of all increase the happiness of all?, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 27(1): 35-47.
- Easterlin, R.A. 2001. Income and happiness: Towards a unified theory, *The Economic Journal*, 111(473): 465-484.
- ENASEM. 2018. Archivos de datos y documentación, estudio nacional de salud y envejecimiento en México, [http://www.enasem.org/Data\\_Esp.aspx](http://www.enasem.org/Data_Esp.aspx).
- Fan, E. 2010. Who benefits from public old age pensions? Evidence from a targeted program, *Economic Development and Cultural Change*, 58(2): 297-322.

- Ferrer-i-Carbonell, A. 2005. Income and well-being: An empirical analysis of the comparison income effect, *Journal of Public Economics*, 89(56): 997-1019.
- Finkelstein, A., S. Taubman, B. Wright, M. Bernstein, J. Gruber, J.P. Newhouse y K. Baicker. 2012. The Oregon health insurance experiment: Evidence from the first year, *Quarterly Journal of Economics*, 127(3): 1057-1106.
- Galama, T.J., R. Morgan, y J.E. Saavedra. 2017. Wealthier, happier and more self-sufficient: When anti-poverty programs improve economic and subjective wellbeing at a reduced cost to taxpayers, NBER Working Paper No. 24090.
- Galiani, S., P.J. Gertler, y R. Undurraga. 2018. The half-life of happiness: Hedonic adaptation in the subjective well-being of poor slum dwellers to the satisfaction of basic housing needs, *Journal of the European Economic Association*, 16(4): 1189-1233.
- Galiani, S., P. Gertler y R. Bando. 2014. Non-contributory pensions, *Labour Economics*, 38: 47-58.
- Gardner, J. y A.J. Oswald. 2007. Money and mental wellbeing: A longitudinal study of medium-sized lottery wins, *Journal of Health Economics*, 26(1): 49-60.
- Gruber, J. y D. Wise. 1998. Social security and retirement: An international comparison, *American Economic Review*, 88(2): 158-163.
- GODF. 2001. Lineamientos y mecanismos de operación del programa de pensión alimentaria para adultos mayores residentes del Distrito Federal, Gaceta Oficial del Distrito Federal, <http://cgsservicios.df.gob.mx/>.
- Gutiérrez, E., L. Juárez y A. Rubli. 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.
- Hamoudi, A. y D. Thomas. 2014. Endogenous co-residence and program incidence: South Africa's old age pension, *Journal of Development Economics*, 109: 30-37.
- Haushofer, J., J. Shapiro, M. Faye, R. Gitau, P. Mukhopadhyay, P. Niehaus, X. Wang. 2016. The short-term impact of unconditional cash transfers to the poor: Experimental evidence from Kenya, *Quarterly Journal of Economics*, 131(4): 1973-2042.
- Helliwell, J.F. 2003. How's life? Combining individual and national variables to explain subjective well-being, *Economic Modelling*, 20(2): 331-360.
- Henry, C. y F. Fraga. 2019. Gender equality and old-age income security: The case of Mexico, Working Paper No. 53, International Labour Office.
- Juárez, 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 and Policy*, 10(1): 1-27.
- Juárez, L. y T. Pfitze. 2014. The effects of a non-contributory pension program on labor force participation: The case of 70 y más in Mexico, *Economic Development and Cultural Change*, 63(4): 685-713.
- Kahneman, D. y A. Krueger. 2006. Developments in the measurement of subjective well-being, *Journal of Economic Perspectives*, 20(1): 3-24.
- Kahneman, D., A. Krueger, D. Schkade, N. Schwarz y A. Stone. 2006. Would you be happier if you were richer? A focusing illusion, *Science*, 312(5782): 1908-1910.

- Kahneman, D. y A. Deaton. 2010. High income improves evaluation of life but not emotional well-being, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 107(38): 16489-16493.
- Krueger, A.B. y A.I. Mueller. 2012. Time use, emotional well-being, and unemployment: Evidence from longitudinal data, *American Economic Review*, 102(3): 594-599.
- Kuhn, P., P. Kooreman, A.R. Soetevent y A. Kapteyn. 2011. The effects of lottery prizes on winners and their neighbors: Evidence from the Dutch postcode lottery, *American Economic Review*, 101(5): 2226-2247.
- Louis, V. y S. Zhao. 2002. Effects of family structure, family SES, and adulthood experiences on life satisfaction, *Journal of Family Issues*, 23(8): 986-1005.
- Novella, R. y J. Olivera. 2014. Mental retirement and pensions for the elderly poor in Peru, Working Paper No. 2014-14, Peruvian Economic Association.
- OCDE. 2017. Pensions at a Glance 2017: OECD and G20 Indicators, OECD Publishing.
- Parker, S. y R. Wong. 2001. Welfare of male and female elderly in Mexico: A comparison, en E. Katz y M. Correia (eds.), *The Economics of Gender in Mexico: Work, Family, State, and Market*, Washington D.C., World Bank.
- Ryff, C.D. 1989. Happiness is everything, or is it? Explorations on the meaning of psychological well-being, *Journal of Personality and Social Psychology*, 57(6): 1069-1081.
- Stone, A., J.E. Schwartz, J. Broderick y A. Deaton. 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.
- Veenhoven, R. 1991. Is happiness relative?, *Social Indicators Research*, 24(1): 1-34.
- Webb, M.D. 2013. Reworking wild bootstrap based inference for clustered errors, Working Paper No. 1315, Queen's University.

**Apéndice: Cuadros 2 a 13**

**Cuadro 2**  
*Variables utilizadas en el índice de bienestar subjetivo*

<i>Variable</i>	<i>Signo (MCA)</i>	<i>Tipo</i>
Dificultad para desempeñar actividades	-	Binaria
Sueño intranquilo	-	Binaria
Sentirse deprimida(o)	-	Binaria
Sentirse feliz	+	Binaria
Sentirse sola(o)	-	Binaria
Sentirse triste	-	Binaria
Sentirse cansada(o)	-	Binaria
Disfrutar de la vida	+	Binaria
Tener mucha energía	+	Binaria
		Excelente
		Muy bueno
Estado global de salud autoreportado	+	Bueno
		Regular
		Malo
Vida cercana al ideal	+	Binaria
Condiciones de vida excelentes	+	Binaria
Satisfacción con la vida	+	Binaria
Ha conseguido las cosas más importantes en su vida	+	Binaria
No cambiaría casi nada de su vida	+	Binaria

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

**Cuadro 3**  
*Años de exposición al PAM en 2012*

Edad en 2003	Edad en 2012	<i>Tamaño de localidad</i>			
		Menos de	2,500-	15,000-	100,000
		2,500 hab. (estrato 4)	14,999 hab. (estrato 3)	99,999 hab. (estrato 2)	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.

**Cuadro 4a**  
*Estadística descriptiva de variables sociodemográficas*

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Edad 70-75</i>	<i>Edad 64-69</i>	<i>Diferencia</i>	<i>N</i>
<i>A. Variables sociodemográficas</i>				
Edad	72.235 (1.688)	66.380 (1.718)	5.855*** (0.061)	3,183
Mujer (dummy)	0.580 (0.494)	0.578 (0.494)	0.002 (0.018)	3,183
Casada(o) (dummy)	0.553 (0.497)	0.633 (0.482)	-0.081*** (0.018)	3,183
Sin primaria completa (dummy)	0.609 (0.488)	0.544 (0.498)	0.064*** (0.018)	3,183
Analfabeta (dummy)	0.217 (0.412)	0.191 (0.393)	0.026 (0.016)	2,465
Escolaridad (años)	4.309 (4.111)	5.017 (4.330)	-0.707*** (0.153)	3,183
Escolaridad de la madre (años)	0.441 (0.497)	0.463 (0.499)	-0.022 (0.018)	3,183
Escolaridad del padre (años)	0.492 (0.500)	0.519 (0.500)	-0.027 (0.018)	3,183
Recibe alguna pensión (dummy)	0.313 (0.464)	0.283 (0.450)	0.031* (0.016)	1,326

**Cuadro 4a**  
(continuación)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Edad 70-75</i>	<i>Edad 64-69</i>	<i>Diferencia</i>	<i>N</i>
<i>A. Variables</i>				
<i>sociodemográficas</i>				
Recibe alguna pensión contributiva (dummy)	0.250 (0.433)	0.254 (0.436)	-0.005 (0.016)	3,183
Recibe alguna pensión no contributiva (dummy)	0.053 (0.225)	0.017 (0.128)	0.037*** (0.006)	3,183
Participación laboral (dummy)	0.227 (0.419)	0.328 (0.470)	-0.101*** (0.016)	3,183
Localidad con <2,500 hab. (dummy, estrato 4)	0.164 (0.371)	0.168 (0.374)	-0.004 (0.013)	3,183
Exposición al PAM (años)	1.825 (1.386)	0.000 (0.000)	1.825*** (0.032)	3,183

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

**Cuadro 4b**  
*Estadística descriptiva de variables de bienestar subjetivo*

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Edad 70-75</i>	<i>Edad 64-69</i>	<i>Diferencia</i>	<i>N</i>
<i>A. Indicador global de bienestar subjetivo</i>				
Índice de bienestar subjetivo	0.117 (1.005)	0.076 (0.983)	-0.041 (0.036)	3,183



**Cuadro 4b**  
(continuación)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Edad 70-75</i>	<i>Edad 64-69</i>	<i>Diferencia</i>	<i>N</i>
<i>B. Percepción subjetiva de su estado general de salud</i>				
Excelente	0.022 (0.146)	0.018 (0.134)	0.003 (0.005)	3,183
Muy buena	0.034 (0.182)	0.029 (0.168)	0.005 (0.006)	3,183
Buena	0.267 (0.442)	0.294 (0.456)	-0.027* (0.016)	3,183
Regular	0.530 (0.499)	0.521 (0.500)	0.008 (0.018)	3,183
Mala	0.147 (0.355)	0.137 (0.344)	0.010 (0.013)	3,183
<i>C. Durante la semana previa a la encuesta, (se) sintió:</i>				
Deprimida(o)	0.346 (0.476)	0.355 (0.479)	-0.009 (0.017)	3,183
Que todo lo que hacía era un esfuerzo	0.354 (0.478)	0.353 (0.478)	0.001 (0.017)	3,183
Que su sueño era intranquilo	0.431 (0.495)	0.420 (0.494)	0.010 (0.018)	3,183
Feliz	0.797 (0.402)	0.809 (0.394)	-0.011 (0.014)	3,183
Sola(o)	0.316 (0.465)	0.286 (0.452)	0.030* (0.017)	3,183
Que disfrutaba de la vida	0.754 (0.431)	0.795 (0.404)	-0.041*** (0.015)	3,183

**Cuadro 4b**  
(continuación)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Edad 70-75	Edad 64-69	Diferencia	N
<i>C. Durante la semana previa a la encuesta, (se) sintió:</i>				
Triste	0.405 (0.491)	0.392 (0.488)	0.013 (0.018)	3,183
Cansada(o)	0.586 (0.493)	0.578 (0.494)	0.008 (0.018)	3,183
Que tenía mucha energía	0.467 (0.499)	0.501 (0.500)	-0.034* (0.018)	3,183
<i>D. Está de acuerdo con la siguiente afirmación sobre su vida:</i>				
En su mayoría, mi vida está cerca de mi ideal	0.747 (0.435)	0.739 (0.439)	0.008 (0.016)	3,143
Las condiciones de mi vida son excelentes	0.640 (0.480)	0.629 (0.483)	0.011 (0.017)	3,167
Estoy satisfecha/o con mi vida	0.872 (0.334)	0.869 (0.337)	0.002 (0.012)	3,179
He conseguido las cosas que para mí son importantes en la vida	0.797 (0.402)	0.829 (0.377)	-0.031** (0.014)	3,174
Si volviese a nacer, no cambiaría casi nada de mi vida	0.664 (0.473)	0.669 (0.471)	-0.005 (0.017)	3,143

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

**Cuadro 5**  
*Determinantes del tratamiento (años de exposición al PAM)*

<i>Variables</i>	<i>(1)</i> <i>Todas(os)</i>	<i>(2)</i> <i>Mujeres</i>	<i>(3)</i> <i>Hombres</i>
Edad = 65	-0.0011 (0.0304)	0.0118 (0.0399)	-0.0044 (0.0477)
Edad = 66	-0.0586* (0.0326)	-0.0250 (0.0433)	-0.0925* (0.0501)
Edad = 67	-0.0349 (0.0308)	-0.0042 (0.0400)	-0.0644 (0.0484)
Edad = 68	-0.0156 (0.0331)	0.0381 (0.0425)	-0.0776 (0.0528)
Edad = 69	-0.0255 (0.0321)	-0.0124 (0.0428)	-0.0313 (0.0489)
Edad = 70	0.9861*** (0.0329)	0.9983*** (0.0444)	0.9847*** (0.0496)
Edad = 71	1.3760*** (0.0230)	1.3714*** (0.0299)	1.3938*** (0.0370)
Edad = 72	1.7228*** (0.0425)	1.7068*** (0.0545)	1.7569*** (0.0687)
Edad = 73	2.1025*** (0.0772)	2.0087*** (0.1024)	2.2180*** (0.1175)
Edad = 74	2.4051*** (0.1063)	2.3341*** (0.1352)	2.5075*** (0.1706)
Edad = 75	2.7323*** (0.1308)	2.5536*** (0.1611)	3.0308*** (0.2195)
Localidad con 15,000-99,999 hab. (dummy, estrato 2)	0.7470*** (0.0365)	0.7916*** (0.0541)	0.7013*** (0.0495)
Localidad con 2,500-14,999 hab. (dummy, estrato 3)	0.9211*** (0.0503)	0.8610*** (0.0659)	0.9896*** (0.0785)

**Cuadro 5**  
(continuación)

<i>Variables</i>	<i>(1)</i> <i>Todas(os)</i>	<i>(2)</i> <i>Mujeres</i>	<i>(3)</i> <i>Hombres</i>
Localidad con <2,500 hab. (dummy, estrato 4)	0.8606*** (0.0450)	0.8811*** (0.0644)	0.8366*** (0.0627)
Mujer (dummy)	-0.0239 (0.0260)		
Casada(o) (dummy)	-0.0224 (0.0262)	-0.0034 (0.0317)	-0.0688 (0.0464)
Indígena (dummy)	-0.0641 (0.0547)	-0.0130 (0.0841)	-0.1044 (0.0657)
Escolaridad (años)	0.0024 (0.0027)	0.0023 (0.0038)	0.0036 (0.0039)
Índice de bienestar subjetivo en 2003 (antes del PAM)	0.0044 (0.0128)	0.0039 (0.0154)	0.0084 (0.0224)
Constante	-0.2871*** (0.0395)	-0.3171*** (0.0423)	-0.2725*** (0.0560)
Observaciones	3,183	1,843	1,340
R cuadrada	0.7060	0.6949	0.7267

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

**Cuadro 6**  
*Pruebas de identificación*

<i>Variables</i>	<i>Madre con al menos primaria</i>			<i>Padre con al menos primaria</i>		
	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>	<i>(3)</i>	<i>(4)</i>	<i>(5)</i>	<i>(6)</i>
	<i>Todas(os)</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Hombres</i>	<i>Todas(os)</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Hombres</i>
Exposición al PAM (años)	0.0021 (0.0075)	0.0068 (0.0133)	-0.0001 (0.0027)	-0.0032 (0.0070)	-0.0064 (0.0077)	0.0053 (0.0125)
Constante	0.1970*** (0.0138)	0.2301*** (0.0071)	0.2474*** (0.0203)	0.2583*** (0.0050)	0.3030*** (0.0094)	0.2920*** (0.0188)
Observaciones	3,208	1,854	1,354	3,208	1,854	1,354
R cuadrada	0.1945	0.1983	0.2005	0.1506	0.1583	0.1496
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.744	0.664	0.982	0.71	0.711	0.649
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 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.

**Cuadro 7**  
*Estimaciones para el bienestar subjetivo, personas 64-75 años*  
*(MCO corte transversal, 2012)*

<i>Variables</i>	<i>Todos los estratos (1-4)</i>			<i>Sólo estratos 1 y 4</i>		
	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>	<i>(3)</i>	<i>(4)</i>	<i>(5)</i>	<i>(6)</i>
	<i>Todas(os)</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Hombres</i>	<i>Todas(os)</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Hombres</i>
Exposición al PAM (años)	-0.0043 (0.0111)	0.0265** (0.0061)	-0.0341 (0.0254)	0.0029 (0.0012)	0.0360** (0.0009)	-0.0308** (0.0005)
Mujer (dummy)	-0.2595*** (0.0198)			-0.2471** (0.0052)		
Casada(o) (dummy)	0.1967*** (0.0092)	0.1543** (0.0326)	0.2727** (0.0619)	0.1927** (0.0089)	0.1262* (0.0163)	0.3206* (0.0452)
Localidad con 15,000 - 99,999 hab. (dummy, estrato 2)	-0.0056 (0.0125)	-0.0683*** (0.0078)	0.0655** (0.0186)			
Localidad con 2,500 - 14,999 hab. (dummy, estrato 3)	-0.0158 (0.0136)	-0.0112 (0.0050)	-0.0228 (0.0356)			
Localidad con <2,500 hab. (dummy, estrato 4)	0.0294 (0.0143)	0.0419** (0.0122)	0.0124 (0.0196)	0.0326 (0.009)	0.0487 (0.0093)	0.0089 (0.0035)
Escolaridad (años)	0.0499*** (0.0014)	0.0663*** (0.0030)	0.0311*** (0.0020)	0.0512** (0.0011)	0.0690*** (0.0002)	0.0311* (0.0028)
Indígena	0.1030 (0.1078)	0.1191 (0.1411)	0.0619 (0.1048)	0.0522 (0.1191)	0.1215 (0.0941)	-0.0332 (0.1663)
Constante	-0.1097*** (0.0130)	-0.4380*** (0.0101)	-0.0479 (0.0356)	-0.3716** (0.0073)	-0.444*** (0.0051)	-0.0813 (0.0277)

**Cuadro 7**  
(continuación)

<i>Variables</i>	<i>Todos los estratos (1-4)</i>			<i>Sólo estratos 1 y 4</i>		
	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>	<i>(3)</i>	<i>(4)</i>	<i>(5)</i>	<i>(6)</i>
	<i>Todas(os)</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Hombres</i>	<i>Todas(os)</i>	<i>Mujeres</i>	<i>Hombres</i>
Observaciones	3,183	1,843	1,340	2,453	1,443	1,010
R cuadrada	0.0862	0.0708	0.058	0.0901	0.0783	0.0665
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.874	0.099	0.386	0.723	0.7127	0.323
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 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.

**Cuadro 8**

*Estimaciones para el bienestar subjetivo, personas de 67-75 años  
(MCO corte transversal, 2012)*

<i>Variables</i>	<i>(1) Todas(os)</i>	<i>(2) Mujeres</i>	<i>(3) Hombres</i>
Exposición al PAM (años)	0.0006 (0.0062)	0.0333*** (0.0047)	-0.0295 (0.0175)
Constante	-0.0789*** (0.0095)	-0.4076*** (0.0104)	0.0074 (0.0317)
Observaciones	2,196	1,271	925
R cuadrada	0.0764	0.0632	0.0494
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.9510	0.0410	0.2603
FE Edad	Sí	Sí	Sí
FE Estrato	Sí	Sí	Sí
FE Individuales	No	No	No

Fuente: ENASEM (2012). La muestra incluye solamente a personas que tenían entre 67 y 75 años 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.

**Cuadro 9**

*Estimaciones para el bienestar subjetivo  
(MCO primeras diferencias, 2003 y 2012)*

<i>Variables</i>	<i>(1) Todas(os)</i>	<i>(2) Mujeres</i>	<i>(3) Hombres</i>
Exposición al PAM (años)	0.0101 (0.0069)	0.0439*** (0.0038)	-0.0230* (0.0093)
Constante	0.074 (0.0327)	0.0472 (0.0377)	0.0031 (0.0268)
Observaciones	3,208	1,854	1,353



**Cuadro 9**  
(continuación)

<i>Variables</i>	(1) <i>Todas(os)</i>	(2) <i>Mujeres</i>	(3) <i>Hombres</i>
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.24	0.042	0.204
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 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

**Cuadro 10**  
*Estimaciones para el componente de salud*  
(MCO corte transversal, 2012)

<i>Variables</i>	<i>Considera que su salud en general es:</i>				
	<i>Excelente</i>	<i>Muy buena</i>	<i>Buena</i>	<i>Regular</i>	<i>Mala</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>A. Mujeres</i>					
Exposición al PAM	0.0009	-0.0027	0.0189**	-0.0254*	0.0083
(años)	(0.0011)	(0.0016)	(0.0049)	(0.0087)	(0.0112)
Constante	0.0008	0.0108*	0.1726***	0.6004***	0.2153***
	(0.0026)	(0.0041)	(0.0133)	(0.0188)	(0.0125)
Observaciones	1,843	1,843	1,843	1,843	1,843
R cuadrada	0.0272	0.0207	0.0340	0.0175	0.0302
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.4925	0.1802	0.1612	0.0501	0.5576
<i>B. Hombres</i>					
Exposición al PAM (años)	0.0017	0.0025	-0.0088	0.0068	-0.0022
	(0.0085)	(0.0022)	(0.0079)	(0.0115)	(0.0077)
Constante	0.0046	0.0444*	0.2628***	0.5151***	0.1730***
	(0.0088)	(0.0161)	(0.0399)	(0.0440)	(0.0172)

**Cuadro 10**  
(continuación)

<i>Variables</i>	<i>Considera que su salud en general es:</i>				
	<i>Excelente</i> (1)	<i>Muy buena</i> (2)	<i>Buena</i> (3)	<i>Regular</i> (4)	<i>Mala</i> (5)
Observaciones	1,340	1,340	1,340	1,340	1,340
R cuadrada	0.0114	0.0209	0.0393	0.0273	0.0267
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.8388	0.5135	0.4234	0.7688	0.8609
FE Edad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
FE Estrato	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
FE Individuales	No	No	No	No	No

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

**Cuadro 11**  
*Estimaciones para el componente de estado anímico (MCO corte transversal, 2012)*

<i>Variables</i>	<i>Durante la semana pasada, la mayor parte del tiempo (se) sintió:</i>								
	<i>Que todo lo que hacia</i>			<i>Que su sueño era</i>			<i>Que disfrutaba</i>		<i>Que tenía mucha</i>
	<i>Deprimida(o)</i>	<i>esfuerzo</i>	<i>intranquilo</i>	<i>Feliz</i>	<i>Sola(o)</i>	<i>de la vida</i>	<i>Triste</i>	<i>Cansada(o)</i>	<i>energía</i>
	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>	<i>(3)</i>	<i>(4)</i>	<i>(5)</i>	<i>(6)</i>	<i>(7)</i>	<i>(8)</i>	<i>(9)</i>
<i>A. Mujeres</i>									
Exposición al PAM (años)	-0.0143 (0.0085)	-0.0045 (0.0105)	-0.0231* (0.0078)	0.0134** (0.0024)	0.0069 (0.0079)	-0.0151* (0.0051)	-0.0208*** (0.0029)	0.0132 (0.0060)	0.0080 (0.0156)
Constante	0.5291*** (0.0124)	0.5094*** (0.0110)	0.5693*** (0.0130)	0.6706*** (0.0051)	0.4827*** (0.0028)	0.6703*** (0.0113)	0.6135*** (0.0145)	0.7142*** (0.0169)	0.3889*** (0.0171)
Observaciones	1,843	1,843	1,843	1,843	1,843	1,843	1,843	1,843	1,843
R cuadrada	0.0371	0.0475	0.0363	0.0241	0.0456	0.0343	0.0468	0.0385	0.0104
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.4194	0.6607	0.0781	0.0631	0.3423	0.2232	0.045	0.1742	0.7958
<i>B. Hombres</i>									
Exposición al PAM (años)	0.0040 (0.0115)	0.0538* (0.0177)	0.0152 (0.0178)	0.0204 (0.0091)	0.0197 (0.0111)	-0.0002 (0.0062)	0.0305** (0.0066)	0.0030 (0.0093)	-0.0009 (0.0157)
Constante	0.3526*** (0.0204)	0.3902*** (0.0155)	0.3872*** (0.0226)	0.7391*** (0.0064)	0.4323*** (0.0039)	0.7158*** (0.0068)	0.4446*** (0.0216)	0.5727*** (0.0148)	0.5191*** (0.0178)
Observaciones	1,340	1,340	1,340	1,340	1,340	1,340	1,340	1,340	1,340
R cuadrada	0.0236	0.0372	0.0222	0.0257	0.0888	0.0268	0.0364	0.0407	0.0135
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.7538	0.1361	0.4114	0.2422	0.2022	0.974	0.1732	0.7808	0.959
FE Edad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
FE Estrato	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
FE Individuales	No	No	No	No	No	No	No	No	No

Fuente: ENASEM (2003, 2012). La muestra incluye solamente a personas que tenían entre 64 y 75 años 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.

**Cuadro 12**  
*Estimaciones para el componente de satisfacción con la vida (MCO corte transversal, 2012)*

<i>Variables</i>	<i>Está de acuerdo con la siguiente afirmación sobre su vida:</i>				
	<i>En la mayoría de las cosas, mi vida está cerca del ideal</i>	<i>Las condiciones de mi vida son excelentes</i>	<i>Estoy satisfecha(o) con mi vida</i>	<i>Hasta ahora he conseguido las cosas que para mí son importantes en la vida</i>	<i>Si volviese a nacer, no cambiaría casi nada de mi vida</i>
	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>	<i>(3)</i>	<i>(4)</i>	<i>(5)</i>
<i>A. Mujeres</i>					
Exposición al PAM (años)	0.0147	-0.0026	0.0056	0.0121**	0.0150
	(0.0071)	(0.0108)	(0.0074)	(0.0027)	(0.0111)
Constante	0.6590***	0.5629***	0.8044***	0.7256***	0.5680***
	(0.0064)	(0.0101)	(0.0082)	(0.0106)	(0.0057)
Observaciones	1,843	1,843	1,843	1,843	1,843
R cuadrada	0.0185	0.0136	0.0159	0.0248	0.0191
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.0831	0.7578	0.5696	0.0571	0.2843
<i>B. Hombres</i>					
Exposición al PAM (años)	0.0073	0.0190	-0.0054	-0.0138	-0.0096
	(0.0190)	(0.0190)	(0.0139)	(0.0127)	(0.0065)
Constante	0.7145***	0.6034***	0.8294***	0.7581***	0.6318***
	(0.0103)	(0.0336)	(0.0231)	(0.0423)	(0.0204)
Observaciones	1,340	1,340	1,340	1,340	1,340
R cuadrada	0.0164	0.0161	0.0157	0.0139	0.0088
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.6577	0.3944	0.7387	0.3994	0.4324
FE Edad	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
FE Estrato	Sí	Sí	Sí	Sí	Sí
FE Individuales	No	No	No	No	No

Fuente: ENASEM (2003, 2012). La muestra incluye solamente a personas que tenían entre 64 y 75 años 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.

**Cuadro 13**  
*Efectos heterogéneos por género y vulnerabilidad económica*  
*(MCO corte transversal, 2012)*

<i>Variables</i>	<i>Mujeres</i>			<i>Hombres</i>		
	<i>(1)</i>	<i>(2)</i>	<i>(3)</i>	<i>(4)</i>	<i>(5)</i>	<i>(6)</i>
Exposición al PAM (años)	0.0264*	-0.0568	0.0327	-0.0433	-0.0440	-0.0375
	(0.0083)	(0.0311)	(0.0176)	(0.0244)	(0.0300)	(0.0471)
Exposición x Indígena	0.001			0.1449*		
	(0.0557)			(0.0601)		
Exposición x Sin primaria comp.		0.0947*			0.0229	
		(0.0363)			(0.0546)	
Exposición x Analfabeta			-0.0037			-0.0087
			(0.0482)			(0.0491)
Constante	-0.4379***	0.1916**	-0.2407***	-0.0453	0.2550**	0.0922
	(0.0142)	(0.0427)	(0.0079)	(0.0339)	(0.0478)	(0.0714)
Observaciones	1,843	1,854	1,474	1,340	1,354	1,013
R cuadrada	0.0708	0.0593	0.0213	0.0606	0.0526	0.0357
H0: Exposición = 0 con WCB (valor p)	0.119	0.142	0.347	0.294	0.296	0.550
H0: Exposición x Variable = 0 con WCB (valor p)	0.982	0.056	0.932	0.038	0.669	0.810
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 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.