

Impacto de la reforma del sistema previsional en la participación de las personas mayores en el mercado de trabajo argentino*

The Impact of the Pension System Reform on the Participation of Older Adults in the Argentine Labor Market

Marcelo Alós

malos@unsj.edu.ar

ORCID: <https://orcid.org/0009-0001-6489-3026>

Doctorando en la Universidad Nacional de San Juan y Universidad Nacional de Cuyo, Mendoza, Argentina. Facultad de Ciencias Económicas. Programa de Doctorado en Economía.

Montserrat Serio

monserrat.serio@fce.uncu.edu.ar

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-4427-4324>

Docente en la Universidad Nacional de Cuyo, Mendoza, Argentina. Facultad de Ciencias Económicas.

Resumen

El envejecimiento de la población plantea desafíos a las políticas públicas ya que puede configurar menores tasas de ahorro, mayores tasas de consumo y menor oferta laboral. Entender los mecanismos de participación en el mercado laboral de las personas mayores es esencial para generar políticas apropiadas para mitigar, en parte, los desafíos del envejecimiento. En esa dirección, este trabajo indaga el impacto de una modificación de la legislación argentina para acceder a los beneficios de vejez que se realizó en el sistema previsional en 2006 (conocida como moratoria) en el mercado laboral de las personas mayores. Así, a partir de una estrategia empírica con base en el estimador de diferencias en

Palabras clave

Reforma previsional
Inferencia causal
Diferencias en diferencias

* Este trabajo forma parte de la tesis doctoral de Marcelo Alós dirigida por la Dra. Montserrat Serio del Programa de Doctorado en Ciencias Económicas de la Universidad Nacional de Cuyo, Mendoza, Argentina. Se agradecen los comentarios y sugerencias recibidos en el Seminario del Programa de Doctorado, de las editoras de esta revista y las valiosas recomendaciones y aporte de dos revisores anónimos que sin duda ayudaron a una mejor versión del documento.

diferencias, se verifica la dirección y la magnitud de la repercusión de la reforma, y se cuantifica el efecto causal en la tasa de participación laboral de las personas mayores. Los resultados obtenidos indican que la moratoria causó una baja en la tasa de participación laboral de 7 puntos porcentuales (p.p.), con diferencias según el sexo. Los resultados se mantienen cuando son sometidos a pruebas de robustez.

Abstract

Population aging is a challenge for public policy because it can lead to lower savings rates, higher consumption rates, and reduced labor supply. Understanding the mechanisms of participation in the labor market participation of older adults is essential to generate appropriate policies to mitigate, in part, the challenges of aging. This work examines the impact of a change in the legislation governing access to old-age benefits, which was implemented in the Argentine pension system in 2006, on the labor participation of these people. Based on an empirical strategy the difference-in-differences estimator, the direction and magnitude of the reform's impact is verified, quantifying the causal effect on the labor participation rate. The results indicate that the reform caused a decrease of 7 percentage points in this rate among older people, with differences according to gender. The results hold when they are subjected to robustness tests.

Keywords

Pension Reform
Causal Inference
Differences in
Differences

Enviado: 27/03/23
Aceptado: 26/09/23

Introducción

El crecimiento de la proporción de personas mayores en el total de la población plantea potenciales desafíos a las políticas públicas de los países. Este colectivo de personas posee menor tasa de ahorro y mayor consumo en relación con el resto de la población, así como también ofrecen menos fuerza laboral (por el retiro del mercado de trabajo) y tienen menor productividad de mano de obra quienes trabajan. Estas características de las poblaciones envejecidas pueden causar menores tasas de crecimiento del producto interno bruto (PIB) y menor nivel de bienestar en el total de la población (para más detalle véase Bloom, Canning y Fink, 2010; Lee, 2016; Nagarajan, Teixeira y Silva, 2016, entre otros).

El envejecimiento poblacional se produce debido a una caída de la tasa de fecundidad, un incremento de la esperanza de vida al nacer y la migración neta que puede influir en uno u otro sentido. En Argentina, según Naciones Unidas (UN, 2022), desde mediados del siglo XX, el número medio de hijos por

mujer (la tasa global de fecundidad) disminuyó de 3,16 a 2,04 en 2018. Queda por debajo de la tasa de reemplazo a partir de 2020 (1,99) y se proyecta que siga descendiendo a 1,80 en 2035. En los años 50 del siglo pasado, la esperanza de vida al nacer era de 61,2 años. Ésta ha crecido a 75,9 años en 2020, se proyecta a 76,06 en 2022 y se estima que llegue a 81 en 2040. Asimismo, las migraciones contemporáneas no son relevantes en Argentina ya que suponen un saldo casi nulo a partir de 2005 (Bertranou et al., 2011; UN, 2022).¹

En este sentido, resulta de interés indagar sobre los determinantes institucionales de la participación de las personas mayores en el mercado laboral. En efecto, el diseño del sistema de jubilaciones y pensiones puede ser un instrumento de política importante para mitigar o profundizar los desafíos del envejecimiento poblacional (véase Filgueira y Manzi, 2017; Uthoff, 2017). Las reglas que determinan el acceso a los beneficios de jubilaciones y pensiones pueden estimular a la población en edad de jubilarse a seguir trabajando o a reclamar la pensión por vejez lo que incentiva el retiro y la no participación en el mercado laboral.²

En este trabajo se indagan los efectos en el mercado laboral de las personas mayores de la reforma del sistema de jubilaciones y pensiones en Argentina –llamada la moratoria– que entró en vigor en el segundo semestre de 2006 con impacto a partir de 2007. El objetivo es verificar el efecto causal y el resultado cuantitativo de ésta en la participación de las personas mayores en el mercado laboral.³ La Convención Interamericana sobre la Protección de los Derechos Humanos de las Personas Mayores (OEA, 2015) declara el derecho a la seguridad social y al trabajo de este colectivo. El derecho a la seguridad económica de las personas mayores debe ser considerado en la política pública. Por ello, conocer las interacciones entre el mercado laboral y los sistemas de protección social permite mejorar los instrumentos de la política pública para enfrentar los desafíos que impone el envejecimiento y garantizar el derecho a la seguridad económica (véase Cecchini y Martínez, 2011; Cecchini et al., 2015). Distintos autores han analizado el impacto de los sistemas previsionales en las decisiones respecto del mercado laboral y bienestar de las personas mayores. Sánchez Martín y Jiménez Martín (2021) evalúan la Jubilación Anticipada y la Jubilación Activa que permiten trabajar y cobrar

1 Para indagar sobre este proceso en América Latina véase el Capítulo II de Huenchuan (2013), así como Paz (2011) y CEPAL (2008).

2 Si bien existen otras variables que condicionan esta decisión, analizadas en Alós (2021), este trabajo se enfoca en el cambio de las reglas de juego del sistema previsional.

3 Existen otras dimensiones a analizar: desigualdad, salud, derechos, independencia económica (Sojo, 2017) o convivencia, entorno social, residencial (García et al., 2007).

una pensión y la repercusión de estos cambios en la oferta de trabajo en el mercado de trabajo español. Para el mercado de trabajo del Reino Unido, Giesecke y Jäger (2021) verificaron una caída de 13 % de la participación laboral de las personas mayores cuando se introdujo la *Old Age Pension Act* (OPA). En Bertranou (2006) y en CEPAL (2006) se pueden encontrar algunas reflexiones sobre las relaciones entre los sistemas de protección social y los mercados de trabajo a la luz de las reformas realizadas en los sistemas de varios países de América Latina. James y Cox (2005) analizan cómo la introducción del sistema de contribuciones definidas que capitalizan un fondo individual de pensiones pospone la decisión de retiro del mercado de trabajo por parte de las personas mayores en Chile. Álvarez et al., (2010) encuentran que la reforma del sistema de seguridad social uruguayo de 1996 introdujo incentivos para permanecer en el mercado laboral a las personas en edad de jubilarse. Pero en los años posteriores a la reforma los aumentos en la edad de retiro se dieron en mujeres, lo que puede atribuirse a los cambios en la legislación (aumentos graduales en la edad) más que a los incentivos generados.

Para Argentina, Bosch y Guajardo (2012) observan el impacto de los sistemas no contributivos en el mercado laboral de las personas mayores. Berniell, Mata y Pinto Machado (2020) estudian el efecto generado de la introducción de la moratoria en la situación de las mujeres dentro del hogar (situación de convivencia y poder de negociación). Bramajo y Grushka (2020) analizan el impacto de los ingresos previsionales en la salud, sobre todo en la mortalidad de las personas. Encuentran interesantes resultados de la repercusión de los ingresos previsionales en la mortalidad (duplicar el ingreso previsional aumenta la esperanza de vida en 0,8 años a los 65 años). Así, viven más tiempo las personas de ingresos altos en comparación con aquellas de menores ingresos. Este trabajo contribuye a esta línea de investigación al ofrecer evidencia empírica novedosa para tener en cuenta en el diseño y modificaciones a los sistemas de jubilaciones y pensiones de la región.

El trabajo se organiza de la siguiente manera. En la primera sección se sintetizan los aspectos de la reforma de 2006 al referenciar el marco en el cual se realizó la modificación. La segunda sección presenta la metodología empleada para medir el efecto causal de los cambios introducidos en la legislación en la tasa de participación laboral de las personas mayores. Allí se describen la fuente de datos, los principales hechos estilizados, la estrategia empírica y el método de estimación. En la siguiente sección se muestran los resultados principales del análisis, la cuantificación del impacto y las pruebas de robustez. En seguida se incluye un análisis de heterogeneidades de los

efectos para verificar la existencia de impactos diferentes de la moratoria según la persona conviva o no con una pareja; la región geográfica del país donde reside y el decil de ingreso per cápita de su hogar. En todos los casos se discrimina por sexo. Por último, se presentan las conclusiones y se discuten los resultados.

Marco de referencia

El gobierno argentino, a partir de mediados de los años 2000 tomó la decisión de comenzar una contrarreforma del sistema de seguridad social vigente desde 1994 para lograr una mayor tasa de población de la tercera edad cubierta por alguna prestación.⁴ Para ello se tomaron varias medidas en este sentido, pero la más importante fue el plan de incremento de la cobertura por medio de la Ley 25.994 que se denominó la moratoria.⁵ Esta legislación permitió a la población que alcanzaba el requisito de edad, pero que no tenía la suficiente cantidad de años de aporte, solicitar el beneficio como si tuviera la densidad de aportes requerida. En estos casos, se le detraería un monto mensual de la prestación ordinaria (hasta en 60 cuotas y con un tope de 49 % de la prestación) para hacer frente a la deuda previsional que poseía el trabajador por no haber realizado los aportes y contribuciones.

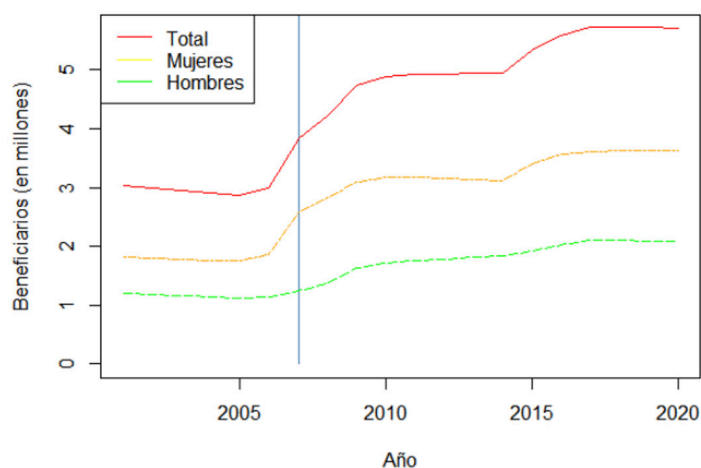
La población objetivo fueron los trabajadores por cuenta propia (incluidas las amas de casa), pero en los hechos significó un beneficio universal sólo acotado por fecha límite de solicitud. Si bien la Ley se sancionó en 2004, la reglamentación demoró y los beneficios se pudieron solicitar a partir de julio de 2006 (Rofman, Fajnzylber y Herrera, 2009).⁶ En la Figura 1 se pueden ver los beneficiarios del Sistema Previsional Argentino (SIPA) desde 2001 a 2020. Del inicio de la serie a 2006 se verifica una caída de los beneficiarios del SIPA. Con la vigencia de la moratoria se incorporaron más de 800 mil personas (725.000 mujeres) en 2007 y al cabo de 3 años –en 2009– se habían incorporado casi 1.750.000 personas (1.240.000 mujeres).

4 En Schulthess y Demarco (1993) se puede encontrar una descripción del Sistema de Jubilaciones y Pensiones (SIJIP) instaurado por la Ley 24.241 de 1994.

5 Entre otras se abolieron las restricciones a las pensiones no contributivas en 2003. En diciembre de 2004, el Congreso sancionó la Ley 25.994 y permitió que quienes tenían los años de aporte podrían adelantar la edad de retiro por 5 años (55 para mujeres y 60 para hombres). El régimen previsional argentino establece como edades para acceder al beneficio de pensión por vejez 60 años para las mujeres y 65 para los hombres.

6 Fue sancionada en diciembre de 2004 y se publicó en el *Boletín Oficial* el 7 de enero de 2005.

Figura 1. Beneficiarios del SIPA 2001-2020.



Fuente: Boletín Estadístico de la Seguridad Social (BEES 03/21). Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social (2021).

Debido al gran incremento de beneficiarios es esperable que dicha reforma tenga un efecto en la tasa de participación laboral de las personas mayores. Verificar y medir su efecto causal resulta de gran interés para comprender las decisiones laborales de esta población y el resultado de la política pública.

Metodología

En esta sección se describe la fuente de datos utilizada para el análisis, las limitaciones y el tratamiento de la información para afrontar dichas limitantes. También se presentan algunos hechos estilizados encontrados a partir de los datos. Luego, se explica la estrategia empírica y la argumentación de su elección.

Datos

La fuente de datos es la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) de los años 2004 a 2009. Los años elegidos corresponden a tres años antes y tres después de entrada en vigor de la moratoria. La EPH es una encuesta de hogares llevada a cabo desde 1973 por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC) y tiene por objeto relevar características socioeconómicas y sociodemográficas de la población urbana de la Argentina. A partir de 2003 el relevamiento se realiza a partir de un panel con seguimiento continuo en forma rotativa y de periodicidad trimestral.⁷ De esta manera, los hogares

⁷ La información correspondiente al tercer trimestre 2007 no está disponible ya que los aglomerados Mar del Plata-Batán, Bahía Blanca-Cerri, Gran La Plata y GBA no fueron relevados por causas de orden administrativo.

que participan de la muestra son encuestados dos trimestres consecutivos, se retiran en los dos trimestres posteriores y vuelven a la muestra para ser encuestados de nuevo durante dos trimestres más (esquema 2-2-2). En cada aglomerado, las áreas seleccionadas se dividen en cuatro grupos de rotación, cada uno de los cuales es una submuestra de igual tamaño. Así, el panel rotativo tiene un diseño tal que 25 % de los hogares es reemplazado por aquellos que son entrevistados por primera vez.

La EPH cubre 32 aglomerados urbanos de Argentina desde 2006. Este trabajo analiza la información de las EPH desde 2004. Por ello, los tres aglomerados incluidos a partir de 2006 (San Nicolás-Villa Constitución, Rawson-Trelew y Viedma-Carmen de Patagones) no se tienen en cuenta y, por lo tanto, el análisis se circunscribe a 29 áreas urbanas del país sin considerar los tres aglomerados mencionados. La muestra incluye alrededor de 25.000 hogares cada trimestre con un cuestionario por hogar y cuestionarios individuales por cada integrante. Aquí se utilizan datos de la base de entrevistas individuales que oscilan entre 45.000 y 65.000 individuos por trimestre, que representan entre 23 y 24 millones de personas por la ponderación. En el presente trabajo se eliminan los individuos repetidos en cada relevamiento trimestral que fue seguido por la continuidad del panel. Esta eliminación se fundamenta en evitar la duplicación del registro de la misma persona. Además, se eliminan los registros individuales de quienes figuran con la entrevista no realizada.

La EPH no brinda información sobre cantidad de años de aportes previsionales, ni sobre si son beneficiarios de la moratoria. Pero sí posee datos sobre diferentes fuentes de ingresos, situación laboral y socioeconómica lo que permite construir variables para el análisis de inferencia causal y medición del impacto de la moratoria en la participación en el mercado laboral.

Para el análisis empírico se estima la probabilidad de participar en el mercado laboral de las personas mayores. Se propone un modelo de probabilidad en el que la variable dependiente es una variable *dummy* que toma valor 1 si participa del mercado laboral y 0 en caso contrario. Ésta se construye a partir de una pregunta a los individuos sobre la situación frente al empleo asignando el valor 1 para quienes responden que están trabajando o buscando trabajo y el valor 0 para quienes responden estar inactivos. En cuanto a las variables explicativas del modelo se incluye la edad expresada en años a partir de la respuesta a la pregunta de cuántos años cumplidos tiene el individuo; la variable convivencia, que asume el valor 1, ya sea por estar casado, en unión civil o en pareja y el valor 0 si la persona vive sola.

A partir del nivel educativo del individuo se construyen seis variables *dummies* de educación de los siguientes niveles educativos: 1) si no completó la primaria o declara no tener instrucción; 2) si declara haber completado la primaria; 3) si tiene secundaria incompleta; 4) si completó la secundaria; 5) si tiene superior o universitario incompleto, y 6) si tiene educación superior o universitario finalizado.

También se incluye una variable denominada jubilación que es la suma del ingreso por jubilación o pensión más el monto por aguinaldo de la jubilación o pensión cuando corresponda, percibido en el mes de referencia. Asimismo, una variable denominada salario que se construye como la suma del ingreso de la ocupación principal más el total de ingreso por otras ocupaciones (incluye: ocupación secundaria, ocupación previa a la semana de referencia, deudas/retroactivos por ocupaciones anteriores al mes de referencia, etc.) percibidas en el mes de referencia. Estas variables, jubilación y salario, se expresan en valores constantes al cuarto trimestre de 2009, actualizados por el Índice de Precios al Consumidor (IPC) publicado por el INDEC.⁸ Por otro lado, se construye la variable horas que refleja las cantidades de horas trabajadas en la semana en la ocupación principal más la cantidad total de horas que trabajó en la semana en otras ocupaciones.

En la Tabla A1 del Anexo se muestran las estadísticas descriptivas de las variables de la muestra de personas adultas mayores para el análisis elegido según la estrategia empírica presentada en la sección “Estrategia empírica”. Allí se refleja que 50 % de las personas participan en el mercado laboral. Los que trabajan reciben un salario promedio mensual de \$644,6 y trabajan una media de 19,6 horas a la semana. Quienes reciben jubilación, el promedio mensual de esa prestación es de \$345,7; poco más que la mitad de quienes reciben un salario.

En las Tablas A2 y A3, se presentan los datos de la Tabla A1 discriminados por sexo. En promedio, las mujeres poseen un nivel educativo levemente superior a los hombres y una mayor proporción de mujeres conviven en comparación con los hombres. La participación laboral de los hombres es mayor que en el caso de las mujeres (60 vs. 40 %), así como también es mayor el monto de la jubilación mensual (\$458 los hombres y \$269,4 las mujeres). El salario mensual promedio de los hombres que trabajan es de \$877,1 y el de las mujeres \$486,6;

8 Si bien el cálculo del IPC fue cuestionado por la intervención del INDEC entre 2007 y 2015, se toma por ser una fuente oficial y de alcance nacional. En este trabajo es útil sólo para los efectos de hacer comparables las prestaciones de la serie de seis años utilizada y sus limitaciones deben ser tenidas en cuenta en su interpretación.

es decir 80 % superior. Al desagregar por nivel educativo, las diferencias de salario y montos de jubilación promedio por sexo se mantienen según puede verse en la Tabla A4. Por último, los hombres declaran trabajar más horas en promedio que las mujeres (25,5 horas los hombres vs. 15,6 horas las mujeres).⁹

El interés de este trabajo es estimar el efecto causal de la moratoria de 2006 en la participación en el mercado laboral de las personas a las cuales estuvo dirigida la reforma. El experimento natural, es decir, la entrada en vigencia de la reforma nos permitiría tal verificación. Para identificar el efecto causal y la magnitud de éste, a diferencia de un experimento de laboratorio, se propone una estrategia empírica que permite construir un grupo de comparación para contrastarlo con el grupo de la población objeto de la reforma (grupo de tratamiento). Este grupo de comparación no tiene que haber sido objetivo de la moratoria, entre otras características. De esa manera, el resultado del tratamiento en la población tratada se compara con el de la población no tratada.

La estrategia desarrollada permite estimar el efecto causal por medio del método de diferencias en diferencias (DiD) siguiendo a Angrist y Pischke (2008). En este sentido, se presenta en primer lugar el método de estimación para luego explicar en detalle la estrategia empírica que permite la aplicación del método.

Método de estimación

El método necesita identificar dos grupos en la muestra. El primero es el que recibirá el tratamiento (en este caso los que pueden acceder a la moratoria). El segundo, el grupo no tratado, son los que no reciben el tratamiento, en este caso las personas que no pueden hacer uso de la moratoria. A fin de identificar a ambos grupos se construye una variable *dummy* (D_i). Ésta toma el valor $D_i = 1$ cuando el individuo i de la muestra es tratado, es decir, puede hacer uso de la moratoria y el valor 0 si no es tratado, no puede hacer uso de la moratoria. Cada individuo de la muestra tiene, entonces, dos potenciales valores de la variable de interés Y (esta variable Y corresponde a la variable *dummy* de participación laboral):

$$Y_i = \begin{cases} Y_{1i} & \text{si } D_i = 1 \\ Y_{0i} & \text{si } D_i = 0 \end{cases} \quad (1)$$

9 Las diferencias por sexo apuntadas se basan en las declaraciones efectuadas por los respondientes en la EPH. Pueden existir subdeclaraciones de horas trabajadas y no remuneradas especialmente en el caso de las mujeres.

La diferencia entre $Y_{1i} - Y_{0i}$, de la expresión (1) sería el efecto causal sobre la participación laboral de la persona i por la vigencia de la moratoria.

$$\text{Efecto causal} = Y_{1i} - Y_{0i} \quad (2)$$

Si $D_i = 1$, en el periodo de postratamiento, se debe dar que $Y_i = Y_{1i}$ y si $D_i = 0$ entonces $Y_i = Y_{0i}$. Ahora bien, con $D_i = 1$, Y_{0i} es contrafactual en la ecuación (2) y empíricamente la $E[Y_{0i}(t=1)|D_i = 1] = E[Y_{0i}(1)|D_i = 1]$ no es observable.¹⁰ Por ello es necesario construir el contrafactual. Este último es el caso hipotético de lo que se hubiese experimentado si no se hubiera implementado la moratoria. Como éste no es observable para los beneficiarios de la moratoria hay que construirlo a partir de un grupo de comparación que debe ser lo más similar posible al grupo de tratamiento sin la moratoria o que se comporte al menos lo más similar posible a este grupo. De esta manera, al grupo de tratamiento lo conforman quienes podrían hacer uso de la moratoria ($D_i = 1$). El segundo, el grupo de control, son individuos elegidos de la muestra tal que no puedan hacer uso de la moratoria ($D_i = 0$), pero que se comporten como si fueran el contrafactual del grupo de tratamiento. A partir de este supuesto de identificación el estimador de Diferencia en Diferencia (DiD) se puede calcular de la siguiente manera:

$$\ddot{\beta} = E\{(Y_{1i}(1)|D = 1) - (Y_{0i}(0)|D = 1)\} - E\{(Y_{1i}(1)|D = 0) - (Y_{0i}(0)|D = 0)\} \quad (3)$$

El primer término de la ecuación (3) es la esperanza de la diferencia del valor empírico de la variable de interés entre quienes son tratados después de la vigencia vs. antes de la vigencia de la reforma. El segundo término es la esperanza de la diferencia del valor empírico de Y del grupo de control después de la reforma y antes de ésta. Así, la diferencia de estas diferencias (DiD) provee una estimación del efecto causal de la entrada en vigencia de la moratoria si se cumple el supuesto de identificación respecto al comportamiento contrafactual del grupo de control. Por ello el supuesto de identificación respecto al comportamiento contrafactual del grupo de control es muy importante. En la sección “Evidencia sobre el

10 Para identificar los periodos, el periodo postratamiento se identifica con $t = 1$ y el pretratamiento con $t = 0$.

supuesto contrafactual” se presenta una evaluación empírica y en la sección “Resultados y pruebas de robustez” se realizan distintas pruebas de robustez para constatar la validez de este supuesto desde la estrategia empírica.

Estrategia empírica

Para estimar el verdadero efecto causal de la moratoria en la participación de las personas mayores, es necesario diseñar una estrategia empírica que permita emplear el método de DiD. La estrategia usada en ese trabajo se basa en Berniell, Mata y Pinto Machado (2020) y Bosch y Guajardo (2012).

Primero, se eligen los periodos donde la reforma operó ($t = 1$) para realizar la comparación con un periodo en el que no estuvo vigente ($t = 0$). Como se dijo en la sección “Marco de referencia”, la moratoria tuvo vigencia plena a partir de finales de 2006; con efectos durante 2007, 2008 y 2009 con base en el crecimiento de beneficiarios. A partir de 2010 el número de nuevos beneficiarios se estabiliza y recién en 2014 hay un nuevo salto en el número de beneficiarios (véase Figura 1). Por ello, a partir de 2007 y hasta 2009 se considera el periodo trianual de postratamiento. Los tres años anteriores a 2007 se toman como el periodo de pretratamiento. De esta manera el experimento natural es la vigencia de las nuevas reglas de juego de la Ley 25.994 a partir de 2007. Para realizar la verificación empírica, se crea la variable prepost que asume el valor 0 para las observaciones de 2004 a 2006 (pretratamiento) y el valor 1 para las observaciones de 2007 a 2009 (postratamiento).

En segundo lugar, se seleccionan las personas que formarán parte del grupo de tratados y del grupo de control. Es decir, las personas que pueden hacer uso del nuevo régimen de acceso establecido por la moratoria y aquellas que no pueden hacer uso de ésta. La selección se basa en una característica de la reforma previsional que nos garantiza diferente tratamiento en el mismo momento del tiempo dependiendo de la cohorte de la cual forma parte. Esta propiedad permite identificar a las personas que pueden acceder a los beneficios de la reforma (grupo de tratamiento) de aquellas que no pudieron (grupo de control) dependiendo del año de nacimiento.

En este sentido, las mujeres nacidas entre 1941 y 1944 son quienes poseen la edad de acceder a los beneficios de la jubilación entre 2004 y 2009. Antes de la reforma tenían entre 60 y 65 años, y a partir de 2007 y hasta 2009 tienen edades entre 63 y 68 años. Por lo tanto, estas mujeres son quienes forman parte del grupo de individuos en tratamiento. Por otro lado, la población femenina de la cohorte nacida entre 1950 y 1953 no pudo hacer uso de la

moratoria antes de 2007 (con edad de 51 a 56 años) ni tampoco cumplía el requisito de jubilarse a partir de 2007 y hasta 2009 (con edades entre 54 y 59 años). Esta población es asignada al grupo de control.

De igual manera podemos identificar a los hombres que serán parte del grupo de tratamiento y del grupo de control en el periodo de análisis. Con la misma estrategia que la utilizada para las mujeres, se elige a los hombres nacidos entre 1936 y 1939 como parte del grupo de tratamiento, ya que poseen edad para hacer uso de la moratoria. Aquellos nacidos entre 1945 y 1948 son asignados al grupo de control. Estos hombres no pueden hacer uso de la moratoria por la edad (entre 56 y 64 años), por ello son el grupo de control.

En la Tabla 1 se encuentran las cohortes de mujeres y hombres de los grupos de tratamiento y de control. La operativización de esta estrategia descansa en la creación de la variable (trat) que asume el valor 0 cuando la observación pertenece al grupo de control (no cumple los requisitos para acceder a la “moratoria”) y el valor 1 cuando pertenece al grupo de tratamiento (puede acceder a los beneficios de la “moratoria”).

Tabla 1. Edades de los grupos por cohortes y años.

Grupo Tratamiento				
	Mujer		Hombre	
	Cohortes	Edad	Cohortes	Edad
Pre reforma				
2004	1944-1941	60-63	1939-1936	65-68
2005		61-64		66-69
2006		62-65		67-70
Post reforma				
2007	1944-1941	63-66	1939-1936	68-71
2008		64-67		69-72
2009		65-68		70-73
Grupo Control				
Pre reforma				
2004	1953-1950	51-54	1948-1945	56-59
2005		52-55		57-60
2006		53-56		58-61
Post reforma				
2007	1953-1950	54-57	1948-1945	59-62
2008		55-58		60-63
2009		56-59		61-64

Fuente: Elaboración propia.

Cabe aclarar que el grupo de tratamiento es en realidad un grupo de potenciales beneficiarios para hacer uso de la moratoria. Esto porque se considera sólo el requisito de edad para la asignación de la población a este grupo. Como ya se mencionó, la EPH no provee información adicional para focalizar a la población, como la cantidad de años de aporte o la información de quienes accedieron a los beneficios de la moratoria. En este sentido, los resultados de las estimaciones identificarán la intención al tratamiento (ITT en términos de las definiciones de Angrist, Imbens y Rubin, 1996).

De manera alternativa, el estimador de DiD se puede estimar a partir del siguiente modelo de regresión lineal:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \text{trat} + \beta_2 \text{prepost} + \beta_3 (\text{trat} * \text{prepost}) + \varepsilon \quad (4)$$

donde se asume que $E[\varepsilon | \text{trat}, \text{prepost}] = 0$. Y es la variable de interés (participación laboral), sobre la cual se debe reflejar si la moratoria causó una modificación, trat es la variable *dummy* que indica que la observación es del grupo de tratamiento ($= 1$) o de control ($= 0$); prepost es la variable *dummy* que indica que la observación es antes de la vigencia de la reforma –2004 a 2006– ($= 0$), o después de la vigencia de la reforma incluyendo desde 2007 a 2009 ($= 1$); $\text{trat} * \text{prepost}$ es una variable que indica la interacción entre trat y prepost , tomando valor 1 para el grupo de tratamiento después de la reforma, o el valor 0 en otro caso diferente.

El coeficiente β_3 es el estimador de DiD de la ecuación (3) y estima el efecto de la moratoria sobre Y . Muestra cuánto cambió en el periodo de vigencia de la moratoria la participación promedio de quienes pueden hacer uso de ella, comparado con lo que hubiera pasado si ese grupo no hubiera sido beneficiario. En este sentido, si β_3 es distinto de 0 (desde el punto de vista estadístico) podemos concluir que la moratoria tuvo efecto en la participación laboral de personas mayores.

La interacción con otras variables que condicionen la tasa de participación laboral puede atenuar o profundizar el efecto del régimen de la moratoria. La inclusión en la ecuación (4) de variables de control ofrece el siguiente modelo ampliado:

$$Y = \beta_0 + \beta_1 \text{trat} + \beta_2 \text{prepost} + \beta_3 (\text{trat} * \text{prepost}) + X'\gamma + \varepsilon \quad (5)$$

donde X es un vector de j variables de control ($j \times 1$), γ es un vector de j parámetros ($j \times 1$) y se asume que la $E[\varepsilon|trat, prepost, X] = 0$. Las variables de control incluidas son edad, situación de convivencia, una *dummy* por cada nivel educativo alcanzado; así como variables *dummies* para captar efectos fijos por trimestre y por región.¹¹

Evidencia sobre el supuesto contrafactual

La estrategia empírica descrita hasta aquí necesita del cumplimiento del supuesto explicitado en la sección “Método de estimación”. Es decir, el supuesto de simular el comportamiento del grupo elegido de control como si fuera parte del mismo grupo de tratamiento al cual se le “niega” la posibilidad de ser tratada.

En la Tabla 2 figuran las tasas de participación laboral promedio del grupo de tratamiento y del grupo de control desde 2004 a 2007. En la Figura 2 se representa la misma información de la Tabla 2 para el total de la muestra y se agregan las figuras por sexo. Las estadísticas sugieren que los hombres son quienes presentan mayor participación laboral antes y después de la reforma. El grupo de control, en el caso de hombres y mujeres también presenta mayor participación laboral. Esto es debido a la estrategia empírica utilizada, ya que quienes conforman los grupos de control poseen una edad menor y, por lo tanto, mayor proporción de población activa desde el punto de vista laboral.

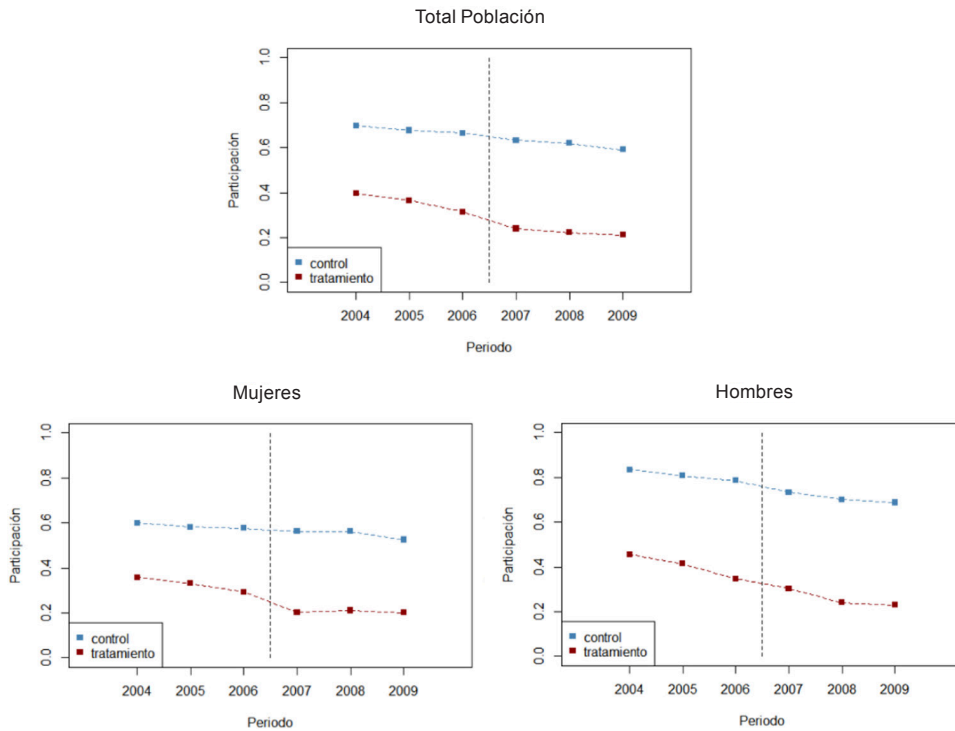
Tabla 2. Tasas de participación. En porcentaje.

Año	Tratamiento	Promedio	Control	Promedio
2004	40	36	70	68
2005	37		68	
2006	31		66	
2007	24	22	63	61
2008	22		62	
2009	21		59	

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009

11 Se consideran para el análisis seis regiones: Gran Buenos Aires, la región Noroeste NOA, la región Noreste NEA, Cuyo, Pampeana y Patagónica.

Figura 2. Participaciones laborales promedio. Total, mujeres y hombres.



Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Resultados y pruebas de robustez

Resultados

Se presentan en la Tabla 3 los resultados del modelo lineal de la ecuación (4) para el total de la población y por sexo estimados por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). En los tres casos el parámetro β_3 es negativo, estadísticamente significativo, y sugiere que la reforma de la legislación tuvo un impacto en las estrategias de las personas mayores de Argentina frente al mercado laboral. En efecto, la caída en la tasa de participación laboral se estima en 7,1 p.p. Donde el efecto de la moratoria en mujeres (8,8 p.p.) es casi el doble que en hombres (4,9 p.p.).

Tabla 3. Efecto tratamiento sobre participación. Estimación por DiD.

	Participación		
	Total	Mujer	Hombre
I (trat *prepost)	-0.071*** (0.010)	-0.088*** (0.014)	-0.049*** (0.016)
trat	-0.319*** (0.007)	-0.257*** (0.010)	-0.401*** (0.011)
prepost	-0.067*** (0.007)	-0.038*** (0.009)	-0.105*** (0.010)
Constante	0.682*** (0.005)	0.588*** (0.006)	0.812*** (0.006)
Observaciones	32,314	19,240	13,074
R ²	0.128	0.094	0.191
R ² Ajustado	0.128	0.094	0.191
Error STD. Res.	0.467	0.473	0.440
Estad. F	1,581.219***	663.406***	1,028.830***

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$

Fuente: Elaboración propia en base a EPH 2004-2009.

Tabla 4. Efecto tratamiento sobre participación. Estimación por DiD.

	Participación		
	Total	Mujer	Hombre
trat *prepost	-0.072*** (0.010)	-0.091*** (0.013)	-0.050*** (0.016)
trat	-0.469*** (0.011)	-0.068*** (0.023)	-0.075*** (0.027)
prepost	-0.126*** (0.007)	0.018*** (0.012)	0.013*** (0.013)
Edad	0.018*** (0.001)	-0.020*** (0.002)	-0.036*** (0.003)
Convivencia	0.076*** (0.006)	0.159*** (0.007)	-0.047*** (0.010)
Constante	-0.327*** (0.052)	1.564*** (0.124)	2.977*** (0.155)
Observaciones	32,314	19,240	13,074
Dummies Educ	x	x	x
Dummies EEFF Reg	x	x	x
Dummies EEFF Trim	x	x	x
R ²	0.165	0.156	0.222
R ² Ajustado	0.164	0.155	0.221
Error STD. Res.	0.467	0.473	0.432
Estad. F	353.956***	197.688***	207.144***

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$. L

Fuente: Elaboración propia en base a EPH 2004-2009.

En la Tabla 4 se presentan los resultados del modelo condicionado de la ecuación (5) también estimado por MCO. Los resultados arrojan que el valor estimado del efecto causal de la moratoria se mantiene al incluir los controles. El estimador DiD continúa siendo negativo y significativo en valores similares a los anteriores de la Tabla 3. Esto sugiere que el régimen de la moratoria explica la menor participación en el mercado laboral, con mayor impacto en las mujeres que en los hombres. Por otro lado, el signo de los parámetros estimados del resto de las variables del modelo son los esperados y los efectos fijos son estadísticamente significativos.

Robustez de los resultados

Si bien en la sección “Evidencia sobre el supuesto contrafactual” se mostró que la estrategia empírica verificaría el supuesto utilizado para la obtención del efecto causal por medio de las tendencias similares pretratamiento, en esta sección se ponen a prueba los resultados alcanzados a lo largo de distintos ejercicios de robustez. Éstos consisten en un ejercicio de efecto placebo, un ejercicio de emparejamiento y un ejercicio de estudio de eventos.

Efecto placebo

Se prueba la validez interna de los resultados a partir de un ejercicio de tratamiento de placebo, el cual consiste en replicar la estrategia empírica en periodos diferentes de aquel en el que sucedió la reforma y verificar si hay un efecto causal como si hubiera sucedido el evento. Por medio de esta prueba se puede validar si los resultados se deben o no a diferencias sistemáticas entre el grupo de control y el de tratamiento, como perfiles de edad entre los grupos. Para ello, siguiendo a Berniell et al. (2020), se estima un efecto del tratamiento con placebo utilizando datos de los años previos a la moratoria y conservando la estructura de las cohortes empleadas.

En este sentido, se toma la misma cantidad de años que en la estrategia empírica antes descrita, pero desde 1996 a 2001; años en los que no hubo cambios en el sistema ni en los requisitos para acceder a los beneficios de la seguridad social. El año 1999 se toma como el momento en el que impacta el tratamiento en el ejercicio del efecto placebo. Así, el periodo de pretratamiento corresponde a 1996-1998 y el de postratamiento a 1999-2001. Las cohortes de hombres y mujeres que se incluyen en los grupos de control y de tratamiento se presentan en la Tabla A5 del Anexo construida de forma análoga a la Tabla 1. En efecto, los grupos incluidos en el ejercicio de placebo poseen la misma edad que en el análisis principal.

Tabla 5. Efecto tratamiento sobre participación. Placebo. Estimación en DiD.

	Participación		
	Total	Mujer	Hombre
trat *prepost	0.004 (0.007)	0.003 (0.009)	0.008 (0.012)
trat	-0.334*** (0.005)	-0.263*** (0.006)	-0.431*** (0.008)
prepost	-0.035*** (0.005)	-0.012* (0.007)	-0.065*** (0.008)
Constante	0.547*** (0.004)	0.436*** (0.005)	0.700*** (0.005)
Observaciones	59,447	35,151	24,296
R ²	0.113	0.078	0.178
R ² Ajustado	0.113	0.078	0.178
Error STD. Res.	0.460	0.447	0.453
Estad. F	2533.548***	197.688***	207.144***

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia en base a EPH 1996-2001.

En la Tabla 5 se muestran las estimaciones del tratamiento placebo. Se puede ver que el parámetro que identifica el efecto causal de la reforma es cercano a cero en valores absolutos y, además, los estimadores no son estadísticamente diferentes de cero. De esta manera se obtiene evidencia que indicaría que no es posible atribuir los resultados de la moratoria a diferencias en los perfiles por edad o a diferencias sistemáticas entre los grupos de control y de tratamiento.

Emparejamiento

La posibilidad que el grupo de control no sea un buen contrafactual podría invalidar los resultados hallados. Una forma de reducir el posible sesgo que puede surgir si el comportamiento del grupo de control no es lo más similar posible al comportamiento del grupo de tratamiento, es por medio del procesamiento de los datos con la técnica de emparejamiento. Esta técnica intenta equiparar o equilibrar la distribución de las características entre los grupos de tratamiento y de control de tal manera que los grupos sean lo más parecidos entre sí en características observables. La idea del método es que la asignación de casos del grupo de control al grupo de tratamiento se realice en función de variables para balancear o equiparar los grupos y sean comparables (Rubin, 1976).

Realizado el proceso de emparejamiento de los datos, la técnica elimina aquellos casos que no pudieron ser apareados mediante las variables observadas (X). Siguiendo a Ho et al. (2007) existen varias técnicas, la utilizada en este trabajo es el algoritmo *Coarsened Exact Matching* (CEM) (Stuart, 2010; Iacus, King y Porro, 2011). El método CEM construye las celdas asignando casos a grupos de acuerdo con las variables elegidas (X) de manera aproximada, luego destina los casos del grupo de tratados y control a cada celda, después se queda con las celdas que tienen casos de ambos grupos, vuelve a ponderar las observaciones del grupo de control de acuerdo con la cantidad de tratados y conserva los casos emparejados.

En este ejercicio se utilizan las siguientes variables de control observadas: salario, convivencia, educación, trimestre, región. El resultado del proceso se muestra en las Tablas A6, A7 y A8 del Anexo.¹² En cada Tabla se puede ver la reducción de las diferencias de medias de las variables elegidas luego del emparejamiento. Esto significa que el grupo de control es más parecido al grupo de tratamiento en estas características observadas luego de procesados los datos con la técnica CEM. También se puede ver la cantidad de casos que no fueron apareados y, por lo tanto, descartados ya que, al no tener un “gemelo” en características observables, podrían generar algún tipo de sesgo en la estimación de los parámetros.

Los resultados de la estimación, una vez emparejadas las observaciones, no arrojan diferencias importantes respecto de las estimaciones de la Tabla 3. El efecto de la moratoria para el total de la muestra asciende a -6,4 p.p. (Tabla 6). En el análisis principal el estimador asciende a -7,1. En el caso de las mujeres el efecto de la moratoria con la muestra emparejada es de una reducción de 7,8 p.p., mientras que en la muestra original la reducción es 8,8 p.p. En los hombres el efecto de la baja es de 3,3 p.p. con los datos emparejados vs. 4,6 de los datos originales. En general, se observa un sesgo de alrededor de un punto porcentual. En los errores estándar de los parámetros tampoco se verifican grandes variaciones.

¹² Se utilizó un paquete de R (MatchIt) para realizar el emparejamiento (para más detalles véase Stuart et al., 2011).

Tabla 6. Efecto tratamiento sobre participación. Matching. Estimación por DiD.

	Participación		
	Total	Mujer	Hombre
I (trat *prepost)	-0.064*** (0.011)	-0.078*** (0.014)	-0.033*** (0.017)
trat	-0.314*** (0.007)	-0.253*** (0.010)	-0.395*** (0.011)
prepost	-0.075*** (0.007)	-0.050*** (0.009)	-0.124*** (0.010)
Constante	0.677*** (0.005)	0.583*** (0.006)	0.803*** (0.006)
Observaciones	31,846	18,965	12,506
R ²	0.124	0.090	0.184
R ² Ajustado	0.124	0.090	0.183
Error STD. Res.	0.460	0.474	0.445
Estad. F	1509.069***	628.133***	937.490***

Nota: * $p<0.1$; ** $p<0.05$; *** $p<0.01$.
Fuente: Elaboración propia en base a EPH 2004-2009.

Modelo de estudio de eventos

Ahora se presentan los resultados del ejercicio de estudio de eventos para verificar los obtenidos en la sección “Resultados”. Esta metodología ha sido muy utilizada en la evaluación del impacto de un evento en el valor de una acción o una firma. Y también se emplea para evaluar el efecto tratamiento en economía laboral, finanzas públicas y otras disciplinas económicas (Ding et al., 2018; Kothari y Warner, 2007). En este caso la ecuación a estimar es:

$$Y_i = \beta_0 + \sum_{k=2004}^{2005} \beta_k^{pre} \text{trat}_i * A_{it}^k + \sum_{k=2006}^{2009} \beta_k^{post} \text{trat}_i * A_{it}^k + \varepsilon_i \quad (6)$$

donde A_{it}^k es una variable *dummy* que asume el valor 1 cuando $k=ty$ 0 si $k \neq t$. Por lo tanto, el modelo estima el impacto en la tasa de participación en cada uno de los periodos de análisis respecto del periodo en el que entró en vigor la moratoria (segundo semestre de 2006). En la Tabla 7 se presentan las estimaciones del estudio de eventos.

Tabla 7. Efecto tratamiento sobre participación. Estudio de eventos.

	Participación		
	Total	Mujer	Hombre
I (trat *a2004)	0.083*** (0.013)	0.064*** (0.017)	0.108*** (0.021)
I (trat *a2005)	0.051*** (0.015)	0.039*** (0.019)	0.067*** (0.025)
I (trat *a2007)	-0.074*** (0.014)	-0.090*** (0.017)	-0.044* (0.024)
I (trat *a2008)	-0.092*** (0.013)	-0.082*** (0.017)	-0.107*** (0.022)
I (trat *a2009)	-0.102*** (0.014)	-0.092*** (0.017)	-0.117*** (0.023)
Constante	0.651*** (0.003)	0.571*** (0.005)	0.765*** (0.005)
Observaciones	32,314	19,240	13,074
R ²	0.127	0.090	0.187
R ² Ajustado	0.127	0.093	0.186
Error STD. Res.	0.467	0.474	0.441
Estad. F	780.068***	331.118***	499.596***

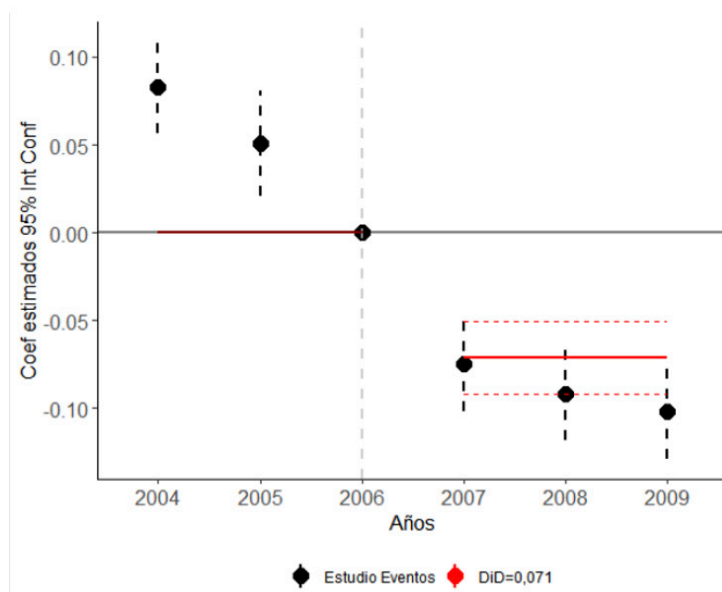
Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia en base a EPH 2004-2009.

Los parámetros estimados de 2004 y 2005 verifican una tasa de participación mayor entre 5 y 10 p.p. respecto de 2006. Por el contrario, los valores de 2007 a 2009 evidencian que la participación laboral disminuye respecto de 2006 por el efecto de la moratoria. Ese efecto es cada vez mayor en los años posteriores, salvo en el caso de las mujeres de 2008. Así, en 2009 el efecto corresponde a una reducción de 10,2 p.p., contra 9,2 p.p. y 7,4 p.p. de los años anteriores.

En el caso de las mujeres se mantiene en 9 p.p., salvo en 2008 que fue -8,2. Para los hombres, luego de un primer año con una baja reacción de -4,4 p.p., los dos posteriores tienen gran impacto en el mercado laboral, al bajar la tasa de participación en 10,7 p.p. en 2008 y casi 12 puntos en 2009. En la Figura 3 se muestran gráficamente los valores estimados de la ecuación (6) para el total de la muestra; también se grafica el valor del parámetro estimado por el método de DiD. Se puede ver que el parámetro DiD es mayor en valores absolutos en 2019 que en 2007 y 2008. Pero, en general, las estimaciones sugieren que la moratoria tuvo efecto negativo según ambos métodos al presentar un mayor efecto mediato que inmediato.

Figura 3. Parámetros de estudio de eventos y DiD.



Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

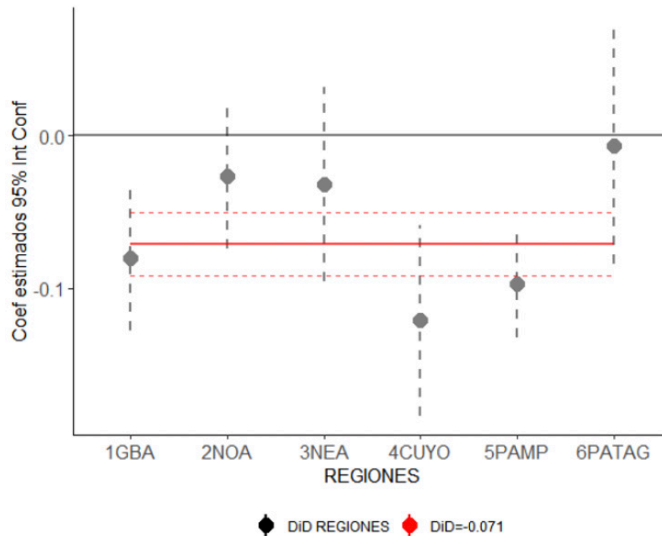
Análisis de heterogeneidad

En esta sección se presentan los resultados del análisis de heterogeneidad para verificar si existen diferencias en el impacto de la moratoria en función de las características. Si se exploran los resultados discriminando la población por la situación de convivencia o no, se encuentra que el impacto de la moratoria es mayor entre los no convivientes respecto de quienes viven en pareja. Los resultados se presentan en la Tabla A8 del Anexo para el total de la población y en las Tablas A10 y A11 del Anexo para mujeres y hombres, respectivamente. Para los que no conviven en pareja la participación se redujo en 7,8 p.p. y las personas en pareja en 6,6 p.p. La tasa de participación en el mercado laboral de las mujeres no convivientes, se reduce en 9,8 p.p., mientras que las mujeres que viven en pareja dejan en menor proporción el mercado laboral (6,7 p.p.). Los hombres solteros no reaccionan a la moratoria (el parámetro DiD de esta población no es estadísticamente significativo). Ahora bien, en los casos de hombres, mujeres y ambos, sean convivientes o no, los parámetros no son estadísticamente significativos respecto de los valores hallados para los parámetros DiD en la sección “Análisis de heterogeneidad”. Por lo tanto, no hay evidencia significativa de heterogeneidad.

En las Tablas A12, A13 y A14 del Anexo se presentan las estimaciones de parámetros DiD por regiones para el total de la muestra y por sexo. En la

Figura 4 se puede ver que en la región de Cuyo el impacto de la moratoria es superior y significativo. Así, la participación laboral cae 12,1 p.p. y es estadísticamente diferente a los 7,1 p.p. calculados para el conjunto de la población en la sección “Resultados”.

Figura 4. Análisis de heterogeneidad. Regiones.



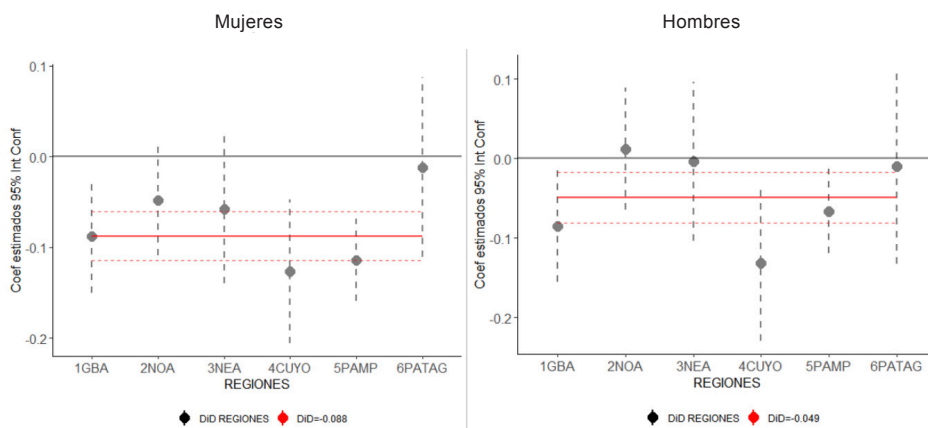
Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Para el caso de las mujeres, también se da en la región de Cuyo el mayor impacto (12,7 p.p.), y es diferente estadísticamente al valor de 8,8 encontrado para todas las mujeres (Figura 5). En el caso de los hombres el impacto de la moratoria es significativo en Gran Buenos Aires (-8,6 p.p.) y, sobre todo, en la región de Cuyo con una baja de 13,2 p.p. Por lo tanto, cabe destacar que la región de Cuyo se diferencia del resto al mostrar un alto impacto de la moratoria. Por último, cabe destacar que en las regiones Noroeste Argentino (NOA), Noreste Argentino (NEA) y Patagonia hay evidencia de que no tuvo impacto la reforma (no resultan estadísticamente significativos los parámetros estimados). Esto es en particular interesante ya que NOA y NEA son las regiones más vulnerables del país, y es un tema a profundizar, el análisis por deciles de ingresos.

En las Tablas A15, A16 y A17 del Anexo se presentan los resultados de las estimaciones para los dos deciles más pobres, los deciles de ingresos medios seis y siete y los dos deciles de mayor ingreso (decil nueve y diez). En las Figuras 6 y 7, se grafican los parámetros obtenidos para los deciles y su comparación con el resultado principal de la sección “Resultados”. En el

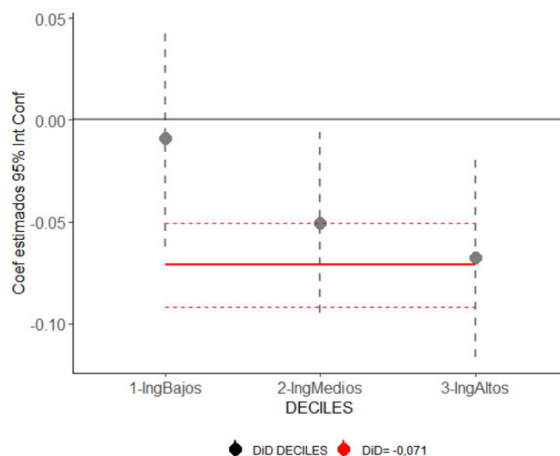
caso de las mujeres y de los hombres, los grupos de personas mayores de ingresos bajos no modifican sus decisiones frente al mercado laboral por la moratoria. Sólo los de ingresos altos, sobre todo en hombres, mostrarían una reacción a la moratoria al disminuir su participación en el mercado laboral. En general, se puede afirmar que la moratoria no tuvo efectos en el mercado laboral de los grupos de personas de ingresos bajos. No obstante, ningún grupo de deciles alcanza a diferenciarse estadísticamente fuera de los intervalos de confianza, de los resultados obtenidos en la Sección “Resultados”.

Figura 5. Análisis de heterogeneidad. Regiones por sexo (mujeres a la izquierda y hombres a la derecha).



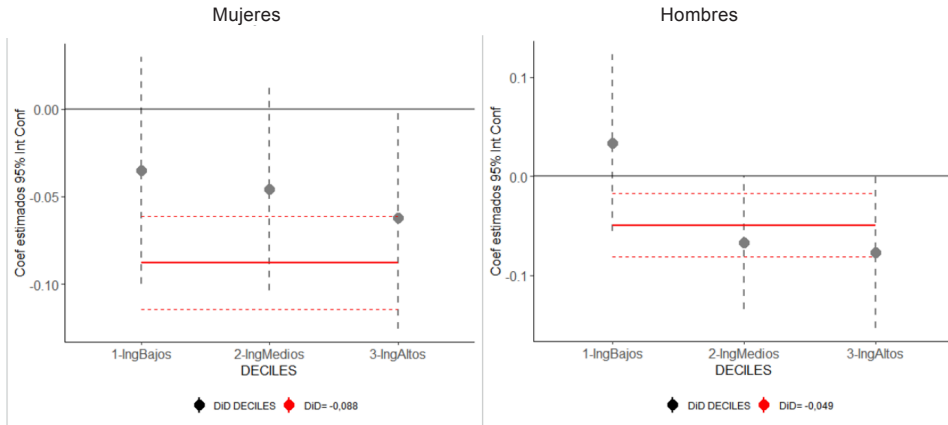
Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Figura 6. Análisis de heterogeneidad. Deciles.



Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Figura 7. Análisis de heterogeneidad. Deciles por sexo (mujeres a la izquierda y hombres a la derecha).



Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Conclusiones

El envejecimiento poblacional genera retos a enfrentar por parte de la política pública ante los desafíos que puede generar a la economía de un país. Entender la participación de las personas mayores en el mercado laboral podría mitigar los desafíos del proceso. En este sentido, es importante conocer los mecanismos institucionales, el diseño de los sistemas previsionales o las modificaciones a éste que pueden causar impacto en la decisión de trabajar por parte de las personas mayores.

Para ello, utilizando el método de DiD y siguiendo una estrategia empírica que explota la variabilidad de la edad de las distintas cohortes de personas adultas mayores, se calcula el efecto en el mercado laboral del cambio en la legislación en el acceso a los beneficios de jubilación por vejez en Argentina. El objetivo fue incrementar la cobertura de las personas mayores por medio de una prestación económica. Debido a esta reforma, los beneficiarios del Sistema Integrado Previsional Argentino (SIPA) se incrementaron considerablemente a partir de la vigencia de la moratoria implementada por la Ley 25.994. Este aumento sucedió entre 2007 y 2009, y se estabilizó la cantidad de beneficiarios en los años sucesivos. En este sentido, la reforma tuvo el resultado buscado de mayor cobertura para la población objetivo. Sin embargo, presentó otros efectos en diversas dimensiones. En este trabajo se estima el efecto causal que tuvo en el mercado laboral de las personas mayores.

Según los resultados obtenidos, la moratoria causó una disminución en la tasa de participación laboral de 7 p.p. Al discriminar el efecto por sexo, la baja fue considerablemente superior en las mujeres (9 p. p.) que casi duplicó el impacto de la moratoria respecto de los hombres. La participación de los últimos sólo disminuyó en 4 p.p. No se verificaron modificaciones significativas al incorporar variables de control que pudieran condicionar el impacto de la reforma. A su vez, los resultados obtenidos son robustos a los ejercicios propuestos. En efecto, al realizar la estimación en años distintos, es decir, al modelar un efecto placebo, éste no arrojó efecto alguno. Asimismo, al reconstruir los grupos por medio de técnicas de emparejamiento y realizar los cálculos de nuevo, los resultados obtenidos no mostraron diferencias significativas. Más aún, los resultados obtenidos a partir del modelo de estudio de eventos están en línea con los obtenidos por el método DiD. Aunque en el caso de los hombres, pareciera que el impacto de la moratoria sería mayor, mientras más lejano a la entrada en vigencia de ésta (entre dos y tres años después).

En cuanto al análisis de heterogeneidad, se puede concluir que no se encuentran variaciones significativas fuera de los intervalos de confianza en el impacto por la situación de convivencia. Desde el punto de vista de las diferencias regionales, la región cuyana verifica una baja considerable de la tasa de participación laboral de las personas mayores. En particular, los hombres que residen en Cuyo triplican la caída en la participación en el mercado laboral al resto del país, manteniendo todo lo demás constante. En cuanto a las diferencias de impacto por el decil de ingresos al que pertenecen, los grupos de población de los primeros deciles y de los deciles medios no modifican su participación en el mercado laboral. Las personas pertenecientes a altos ingresos, sobre todo en el caso de hombres, mostraron haber sido los que más modificaron su participación laboral.

En síntesis, el cambio en el diseño de las reglas para acceder al beneficio previsional en Argentina, que entró en vigencia en el segundo semestre de 2006, tuvo un fuerte impacto en el mercado laboral de las personas mayores en los tres años siguientes, aunque heterogéneo. Resulta relevante que futuras políticas sobre los sistemas de previsión social consideren estos efectos y los impactos que pueden generar en los mercados laborales y el bienestar de las personas mayores para tener una idea más integral de los efectos futuros. De esta manera se pueden garantizar de manera más eficiente los derechos de las personas mayores consagrados en la Convención Interamericana sobre la Protección de los Derechos Humanos de las Personas Mayores en la seguridad económica que fue ratificada por Argentina en 2017 por medio de la Ley 27.360.

Bibliografía

- Angrist, J. D. y Pischke, J.-S. (2008). *Mostly Harmless Econometrics*. Princeton University Press. <https://doi.org/10.2307/j.ctvc4j72>
- Angrist, J. D., Imbens, G. W. y Rubin, D. B. (1996). Identification of causal effects using instrumental variables. *Journal of the American Statistical Association*, 91(434), 444-455. <https://doi.org/10.2307/2291629>
- Alós, M. (2021). Participación en el mercado laboral de los adultos mayores en Argentina. *IX CNEPE. Congreso Nacional de Estudiantes de Posgrados en Economía*. <https://sites.google.com/fce.uncu.edu.ar/ix-cnepe-2021/publicaciones>
- Álvarez, I., Da Silva, N., Forteza, A. y Rossi, I. (2010). ¿Qué incentivos genera la seguridad social?: El caso uruguayo. *Cuadernos de Economía*, 47(136), 217-248. <http://doi.org/10.4067/S0717-68212010000200004>
- Berniell, I., Mata, D. d. I. y Pinto Machado, M. (2020). The Impact of a Permanent Income Shock on the Situation of Women in the Household: The Case of a Pension Reform in Argentina. *Economic Development and Cultural Change*, 68(4), 1295-1343. <https://doi.org/10.1086/702792>
- Bertranou, F., Cetrángolo, O., Grushka, C. y Casanova, L. (2011). *Encrucijadas en la seguridad social argentina: reformas, cobertura y desafíos para el sistema de pensiones*. Buenos Aires: CEPAL y Oficina Internacional del Trabajo, 180 p.
- Bertranou, F. (2006). *Envejecimiento, empleo y protección social en América Latina*. Santiago de Chile: Organización Internacional del Trabajo (OIT). https://www.ilo.org/buenosaires/publicaciones/WCMS_BAI_PUB_20/lang-es/index.htm
- Bloom, D. E., Canning, D. y Fink, G. (2010). Implications of population ageing for economic growth. *Oxford Review of Economic Policy*, 26(4), 583-612. <https://www.jstor.org/stable/43664646>
- Bosch, M. y Guajardo, J. (2012). Labor Market Impacts of Non-Contributory Pensions: The Case of Argentina's Moratorium. *IDB Working Paper Series*. No. IDB-WP-366. <https://publications.iadb.org/en/labor-market-impacts-non-contributory-pensions-case-argentinasmoratorium>
- Bramajo, O. y Grushka, C. (2020). Mortalidad diferencial de adultos mayores en Argentina, 2015-2016. El rol del ingreso previsional. *Revista Latinoamericana de Población*, 14(26), 46-69. <https://doi.org/10.31406/relap2020.v14.i1.n26.3>

- Cecchini, S., Filgueira, F., Martínez, R. y Rossel, C. (2015). Derechos y ciclo de vida: reordenando los instrumentos de protección social. En *Instrumentos de protección social. Caminos latinoamericanos hacia la universalización*. Libros de la CEPAL, Núm. 136 (LC/G.2644-P) pp. 25-47. Santiago de Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). <https://hdl.handle.net/11362/39667>
- Cecchini, S. y Martínez, R. (2011). *Protección social inclusiva en América Latina: una mirada integral, un enfoque de derechos*. Libros de la CEPAL, Núm. 111 (LC/G.2488-P). Santiago de Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). <https://hdl.handle.net/11362/2593>
- CEPAL. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2008). *Transformaciones demográficas y su influencia en el desarrollo en América Latina y el Caribe* (LC/G.2378). Santiago de Chile. <https://hdl.handle.net/11362/2894>
- CEPAL. Comisión Económica para América Latina y el Caribe. (2006). *La protección social de cara al futuro: acceso, financiamiento y solidaridad*. Trigésimo primer período de sesiones de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), (LC/G.2294). Santiago de Chile: Naciones Unidas. <https://hdl.handle.net/11362/2806>
- Ding, L., Lam, H. K., Cheng, T. y Zhou, H. (2018). A review of short-term event studies in operations and supply chain management. *International Journal of Production Economics*, 200, 329-342. <https://doi.org/10.1016/j.ijpe.2018.04.006>
- Filgueira, F. y Manzi, P. (2017) Pension and income transfers for old age: Inter- and intra-generational distribution in comparative perspective. *Series Social Policy* 225. United Nations ECLAC. LC/TS.2017/62. <https://hdl.handle.net/11362/42087>
- García, A. A., Barrio Truchado, E., Castrejón, P., Esparza Catalán, C., Fernández Mayoralas, G., Pérez Ortiz, G., Puga, D., Rojo Pérez, F., Sancho Castiello, M. (2007). *A propósito de las condiciones de vida de las personas mayores. Encuesta 2006*. Ministerio de Trabajo y Asuntos Sociales, Secretaría de Estado de Servicios Sociales. <https://www.researchgate.net/publication/224806192>
- Giesecke, M. y Jäger, P. (2021). Pension incentives and labor supply: Evidence from the introduction of universal old-age assistance in the UK. *Journal of Public Economics*, 203, 104516. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2021.104516>

- Ho, D. E., Imai, K., King, G. y Stuart, E. A. (2007). Matching as nonparametric preprocessing for reducing model dependence in parametric causal inference. *Political Analysis*, 15(3), 199-236. <https://doi.org/10.1093/pan/mpi013>
- Huenchuan, S. (2013). *Envejecimiento, solidaridad y protección social en América Latina y el Caribe: La hora de avanzar hacia la igualdad*. LC/G.2553-P Santiago de Chile: Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). <https://hdl.handle.net/11362/2617>
- Iacus, S. M., King, G. y Porro, G. (2011). Multivariate matching methods that are monotonic imbalance bounding. *Journal of the American Statistical Association*, 106(493), 345-361. <https://doi.org/10.1198/jasa.2011.tm09599>
- James, E. y Cox Edwards, A. (2005). *Do individual accounts postpone retirement: Evidence from Chile*. Michigan Retirement Research Center Research Paper No. WP, 98. <https://hdl.handle.net/2027.42/50521>
- Kothari, S. P. y Warner, J. B. (2007). Econometrics of event studies. En: *Handbook of Empirical Corporate Finance*, pp. 3-36. Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53265-7.50015-9>
- Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social. (2021). *Boletín Estadístico de la Seguridad Social (03/21)*. Argentina. https://www.argentina.gob.ar/sites/default/files/bess_202103_2-pasivos_pub-211026.xlsx
- Nagarajan, N. R., Teixeira, A. A. y Silva, S. T. (2016). The impact of an ageing population on economic growth: an exploratory review of the main mechanisms. *Análise Social*, 218(LI), 4-35. <https://www.jstor.org/stable/43755167>
- Lee, R. (2016). Macroeconomics, Aging and Growth. En: *Handbook of Economics of Population Aging*. Vol. 1, pp. 59-118. Elsevier. <https://doi.org/10.1016/bs.hespa.2016.05.002>
- OEA. Organización de Estados Americanos. (2015). *Convención Interamericana sobre la Protección de los Derechos Humanos de las Personas Mayores (A-70)*. http://www.oas.org/es/sla/ddi/docs/tratados_multilaterales_interamericanos_a-70_derechos_humanos_personas_mayores.pdf
- Paz, J. (2011). Los desafíos laborales del envejecimiento de la población en América Latina y el Caribe. *Revista Latinoamericana de Población*, 5(9), 123-144. <https://doi.org/10.31406/relap2011.v5.i2.n9.6>

- Rofman, R., Fajnzylber, E. y Herrera, G. D. (2009). Reforming the pension reforms: The recent initiatives and actions on pensions in Argentina and Chile. *Social Protection and Labor Discussion Paper*, 0831. Washington, D.C.: World Bank Group. <http://doi.org/10.2139/ssrn.1992438>
- Rubin, D. B. (1976). Multivariate matching methods that are equal percent bias reducing, I: Some examples. *Biometrics*, 32(1), 109-120. <https://doi.org/10.2307/2529342>
- Sánchez Martín, A. y Jiménez Martín, S. (2021). La compatibilidad del trabajo y el cobro de pensión: un estudio cuantitativo para el caso español. *Estudios sobre la Economía Española*, 25. UPF y Fedea. <https://documentos.fedea.net/pubs/eee/eee2021-25.pdf>
- Schulthess, W. E. y Demarco, G. C. (1993). *Sistema de pensiones en América Latina: Argentina: evolución del Sistema Nacional de Previsión Social y propuesta de reforma*. [Proyecto Regional Políticas Financieras para el Desarrollo. CEPAL/PNUD.]. SRV Impresos. <https://hdl.handle.net/11362/30134>
- Sojo, A. (2017). *Protección social en América Latina: la desigualdad en el banquillo*. Libros de la CEPAL - Desarrollo Social Núm. 143. LC/PUB.2017/7-P. <https://hdl.handle.net/11362/41105>
- Stuart, E. A., King, G., Imai, K. y Ho, D. (2011). MatchIt: nonparametric preprocessing for parametric causal inference. *Journal of Statistical Software*, 42(8), 1-28. <https://doi.org/10.18637/jss.v042.i08>
- Stuart, E. A. (2010). Matching methods for causal inference: A review and a look forward. *Statistical Science: A Review Journal of the Institute of Mathematical Statistics*, 25(1), 1-21. <https://doi.org/10.1214/09-STS313>
- UN. United Nations. (2022). *World Population Prospects 2022, Online Edition*. Department of Economic and Social Affairs, Population Division. <https://population.un.org/wpp/>

Anexo

Tabla A1. Estadísticas.

	Educación	Edad	Convivencia	Participación	Jubilación	Salario	Horas
Mínimo	1.0	51	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1° Cuartil	0.0	56	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Mediana	2	60	0.0	1.0	0.0	0.0	0.0
Media	3.0	60.34	0.3	0.5	345.7	644.6	19.6
3° Cuartil	4	64	1.0	1.0	520.7	876.3	37.0
Máximo	6.0	73	1.0	1.0	33788.1	35835.9	1998.0
Observaciones	32314	32314	32314	32314	32314	32314	32314

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009

Tabla A2. Estadísticas Mujeres.

	Educación	Edad	Convivencia	Participación	Jubilación	Salario	Horas
Mínimo	1.0	51	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1° Cuartil	2.0	54	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Mediana	3.0	57	0.0	0.0	0.0	0.00	0.00
Media	3.1	58.44	0.4	0.4	269.4	486.6	15.6
3° Cuartil	4.0	63	1.0	1.0	379.4	598.6	30.0
Máximo	6.0	68	1.0	1.0	12015.7	35835.9	1998.0
Observaciones	19240	19240	19240	19240	19240	19240	19240

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Tabla A3: Estadísticas Hombres.

	Educación	Edad	Convivencia	Participación	Jubilación	Salario	Horas
Mínimo	1.0	56	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
1° Cuartil	2.0	59	0.0	0.0	0.0	0.0	0.0
Mediana	2.0	62	0.0	1.0	0.0	299.3	15.0
Media	2.9	63.15	0.2	0.6	458.0	877.1	25.5
3° Cuartil	4.0	68	0.0	1.0	720.0	1217.1	45.0
Máximo	6.0	73	1.0	1.0	33788.0	22448.6	1998.0
Observaciones	13074	13074	13074	13074	13074	13074	13074

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Tabla A4. Estadísticas. Jubilación y salario promedio por nivel educativo.

Sexo	Educación	Jubilación	Salario
Hombre	Primaria incompleta	297.71	425.55
	Primaria completa	421.31	604.79
	Secundaria incompleta	431.66	757.04
	Secundaria completa	557.23	986.21
	Universitaria incompleta	463.36	1242.52
	Universitaria completa	697.29	2244.92
Mujer	Primaria incompleta	199.45	157.68
	Primaria completa	203.67	242.76
	Secundaria incompleta	198.07	328.43
	Secundaria completa	326.9	507.44
	Universitaria incompleta	260.34	780.56
	Universitaria completa	477.28	1427.27

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Tabla A5. Edades de los grupos por coortes y años.

Grupo Tratamiento				
	Mujer		Hombre	
	Cohortes	Edad	Cohortes	Edad
Pre reforma				
1996	1936-1933	60-63	1931-1928	65-68
1997		61-64		66-69
1998		62-65		67-70
Post reforma				
1999	1936-1933	63-66	1931-1928	68-71
2000		64-67		69-72
2001		65-68		70-73
Grupo Control				
Pre reforma				
1996	1945-1942	51-54	1940-1937	56-59
1997		52-55		57-60
1998		53-56		58-61
Post reforma				
1999	1945-1942	54-57	1940-1937	59-62
2000		55-58		60-63
2001		56-59		61-64

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Tabla A6. Resultados de apareamiento de datos. Total.

Media	Media Trat	Media Control	Diff Media	Std Diff Media	Var. Ratio
Total de datos					
Salario	290.73	880.99	-590.26	-0.70	0.36
Convivencia	0.37	0.29	0.08	0.16	
Educación	2.75	3.17	-0.42	-0.27	0.86
Trimestre	2.45	2.47	-0.02	-0.02	0.99
Región	33.55	34.10	-0.55	-0.03	1.05
Datos apareados					
Salario	278.15	567.97	-289.92	-0.34	0.81
Convivencia	0.37	0.37	0.00	-0.00	
Educación	2.75	2.75	0.00	0.00	1.00
Trimestre	2.45	2.45	0.00	0.00	1.00
Región	33.57	33.58	-0.01	-0.00	1.00
Casos	Control	Trat			
N	19373	12941			
Match	18925	12921			
No Match	448	20			

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Tabla A7. Resultados de apareamiento de datos. Mujeres.

Media	Media Trat	Media Control	Diff Media	Std Diff Media	Var. Ratio
Total de datos					
Salario	231.84	664.58	-432.74	-0.58	0.42
Convivencia	0.45	0.35	0.10	0.18	
Educación	2.78	3.27	-0.49	-0.32	0.86
Trimestre	2.45	2.47	-0.2	-0.01	0.99
Región	33.57	34.07	-0.50	-0.03	1.05
Datos apareados					
Salario	219.17	435.89	-216.72	-0.29	0.75
Convivencia	0.45	0.45	0.00	-0.00	
Educación	2.77	2.77	0.00	0.00	1.00
Trimestre	2.45	2.45	0.00	0.00	1.00
Región	33.58	33.60	-0.02	-0.00	1.00
Casos	Control	Trat			
N	11329	7911			
Match	11070	7895			
No Match	259	16			

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Tabla A8. Resultados de apareamiento de datos. Hombres.

Media	Media Trat	Media Control	Diff Media	Std Diff Media	Var. Ratio
Total de datos					
Salario	383.34	1185.77	-802.43	-0.83	0.34
Convivencia	0.25	0.20	0.05	0.10	
Educación	2.71	3.02	-0.31	-0.21	0.88
Trimestre	2.44	2.47	-0.03	-0.03	0.99
Región	33.52	34.14	-0.62	-0.04	1.06
Datos apareados					
Salario	347.52	631.52	-284.00	-0.29	0.95
Convivencia	0.25	0.25	0.00	-0.00	
Educación	2.70	2.70	0.00	0.00	1.00
Trimestre	2.43	2.43	0.00	0.00	1.00
Región	33.59	33.57	0.00	1.00	
Casos	Control	Trat			
N	8044	5030			
Match	7509	4997			
No Match	535	33			

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Tabla A9. Análisis de Heterogeneidad. Convivencia.

	Participación		
	Total	No convive	Convive
I(treat*prepost)	-0.071 *** (0.010)	-0.078 *** (0.018)	-0.066 *** (0.013)
treat	-0.319 *** (0.007)	-0.334 *** (0.013)	-0.318 *** (0.009)
prepost	-0.067 *** (0.007)	-0.078 *** (0.012)	-0.066 *** (0.008)
Constante	0.682 *** (0.005)	0.735 *** (0.008)	0.662 *** (0.005)
Observaciones	32.314	10.439	21.875
R ²	0.128	0.152	0.120
R ² Ajustado	0.128	0.152	0.120
Error Std. Residuos	0.467	0.460	0.469
Estad. F	1,581.219 ***	625.019 ***	998.480 ***

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Tabla A10. Análisis de Heterogeneidad. Convivencia. Mujeres.

	Participación		
	Mujer	No convive	Convive
I(treat*prepost)	-0.088 *** (0.014)	-0.098 *** (0.021)	-0.069 *** (0.017)
treat	-0.257 *** (0.010)	-0.327 *** (0.015)	-0.237 *** (0.012)
prepost	-0.038 *** (0.009)	-0.068 *** (0.014)	-0.034 *** (0.012)
Constante	0.588 *** (0.006)	0.732 *** (0.010)	0.515 *** (0.008)
Observaciones	19.24	7.543	11.697
R ²	0.094	0.156	0.074
R ² Ajustado	0.094	0.156	0.074
Error Std. Residuos	0.473	0.459	0.471
Estad. F	663.406 ***	464.080 ***	313.063 ***

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Tabla A11. Análisis de Heterogeneidad. Convivencia. Hombres.

	Participación		
	Hombre	No convive	Convive
I(treat*prepost)	-0.049 *** (0.016)	-0.027 (0.035)	-0.059 *** (0.018)
treat	-0.401 *** (0.011)	-0.352 *** (0.024)	-0.411 *** (0.012)
prepost	-0.105 *** (0.010)	-0.102 *** (0.023)	-0.104 *** (0.010)
Constante	0.812 *** (0.006)	0.742 *** (0.015)	0.829 *** (0.006)
Observaciones	13.074	2.896	10.178
R ²	0.191	0.144	0.204
R ² Ajustado	0.191	0.143	0.204
Error Std. Residuos	0.440	0.462	0.433
Estad. F	1,028.830 ***	161.656 ***	868.781 ***

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Tabla A12. Análisis de Heterogeneidad. Regiones.

	Participación						
	Total	GBA	NOA	NEA	CUYO	PAMP	PATAG
I(treat*prepost)	-0.071 *** (0.010)	-0.080 *** (0.024)	-0.026 (0.024)	-0.032 (0.032)	-0.121 *** (0.032)	-0.097 *** (0.018)	-0.007 (0.040)
treat	-0.319 *** (0.007)	-0.290 *** (0.016)	-0.347 *** (0.017)	-0.311 *** (0.023)	-0.332 *** (0.023)	-0.322 *** (0.012)	-0.343 *** (0.029)
prepost	-0.067 *** (0.007)	-0.063 *** (0.015)	-0.083 *** (0.016)	-0.083 *** (0.022)	-0.061 *** (0.021)	-0.055 *** (0.012)	-0.025 (0.025)
Constante	0.682 *** (0.005)	0.741 *** (0.009)	0.665 *** (0.011)	0.622 *** (0.015)	0.689 *** (0.014)	0.683 *** (0.008)	0.613 *** (0.019)
Observaciones	32.314	6.414	5.875	3.344	3.341	11.024	2.316
R ²	0.128	0.115	0.131	0.109	0.159	0.141	0.111
R ² Ajustado	0.128	0.114	0.130	0.108	0.158	0.141	0.110
Error Std. Residuos	0.467	0.464	0.466	0.471	0.459	0.463	0.471
Estad. F	1,581.219 ***	277.127 ***	294.412 ***	136.479 ***	210.699 ***	604.026 ***	96.192 ***
Match	7509	4997					

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Tabla A13. Análisis de Heterogeneidad. Regiones. Mujeres.

	Participación						
	Mujeres	GBA	NOA	NEA	CUYO	PAMP	PATAG
I(treat*prepost)	-0.088 *** (0.014)	-0.088 *** (0.032)	-0.048 (0.031)	-0.058 (0.042)	-0.127 *** (0.040)	-0.114 *** (0.023)	-0.012 (0.050)
treat	-0.257 *** (0.010)	-0.215 *** (0.021)	-0.295 *** (0.022)	-0.244 *** (0.030)	-0.268 *** (0.029)	-0.261 *** (0.016)	-0.309 *** (0.037)
prepost	-0.038 *** (0.009)	-0.037 * (0.021)	-0.067 *** (0.022)	-0.049 * (0.028)	-0.038 (0.029)	-0.018 (0.016)	0.005 (0.034)
Constante	0.588 *** (0.006)	0.628 *** (0.014)	0.595 *** (0.015)	0.542 *** (0.020)	0.573 *** (0.019)	0.590 *** (0.011)	0.521 *** (0.025)
Observaciones	19.24	3.819	3.563	2.007	2.013	6.497	1.341
R ²	0.094	0.068	0.107	0.078	0.118	0.106	0.095
R ² Ajustado	0.094	0.068	0.106	0.076	0.117	0.106	0.093
Error Std. Residuos	0.473	0.483	0.469	0.474	0.464	0.470	0.468
Estad. F	663.406 ***	93.199 ***	141.816 ***	56.150 ***	89.474 ***	256.682 ***	46.834 ***
Match	7509	4997					

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Tabla A14. Análisis de Heterogeneidad. Regiones. Hombres.

	Participación						
	Mujeres	GBA	NOA	NEA	CUYO	PAMP	PATAG
I(treat*prepost)	-0.049 *** (0.016)	-0.086 ** (0.036)	0.012 (0.039)	-0.004 (0.051)	-0.132 *** (0.050)	-0.067 ** (0.027)	-0.010 (0.063)
treat	-0.401 *** (0.011)	-0.385 *** (0.023)	-0.419 *** (0.026)	-0.404 *** (0.035)	-0.404 *** (0.034)	-0.407 *** (0.018)	-0.377 *** (0.046)
prepost	-0.105 *** (0.010)	-0.089 *** (0.019)	-0.108 *** (0.024)	-0.122 *** (0.032)	-0.079 *** (0.028)	-0.110 *** (0.016)	-0.057 (0.036)
Constante	0.812 *** (0.006)	0.895 *** (0.010)	0.769 *** (0.015)	0.732 *** (0.021)	0.847 *** (0.017)	0.813 *** (0.010)	0.732 *** (0.026)
Observaciones	13.074	2.595	2.312	1.337	1.328	4.527	975
R ²	0.191	0.219	0.171	0.167	0.241	0.204	0.138
R ² Ajustado	0.191	0.218	0.170	0.166	0.240	0.204	0.135
Error Std. Residuos	0.440	0.409	0.452	0.456	0.419	0.439	0.461
Estad. F	1,028.830 ***	242.042 ***	158.640 ***	89.333 ***	140.452 ***	387.541 ***	51.662 ***
Match	7509	4997					

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Tabla A15. Análisis de Heterogeneidad. Deciles

	Participación			
	Total	IngBajos	IngMedios	IngAltos
I(treat*prepost)	-0.071 *** (0.010)	-0.009 (0.027)	-0.051 ** (0.023)	-0.068 *** (0.025)
treat	-0.319 *** (0.007)	-0.273 *** (0.014)	-0.343 *** (0.016)	-0.321 *** (0.020)
prepost	-0.067 *** (0.007)	-0.134 *** (0.017)	-0.128 *** (0.016)	-0.092 *** (0.013)
Constante	0.682 *** (0.005)	0.610 *** (0.009)	0.686 *** (0.011)	0.824 *** (0.010)
Observaciones	32.314	6.465	6.462	6.461
R ²	0.128	0.080	0.159	0.148
R ² Ajustado	0.128	0.079	0.159	0.147
Error Std. Residuos	0.467	0.479	0.457	0.446
Estad. F	1,581.219 ***	186.067 ***	407.265 ***	372.526 ***

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Tabla A16. Análisis de Heteogeneidad. Deciles. Mujeres.

	Participación			
	Mujer	IngBajos	IngMedios	IngAltos
I(treat*prepost)	-0.088 *** (0.014)	-0.035 (0.033)	-0.046 (0.030)	-0.062 * (0.032)
treat	-0.257 *** (0.010)	-0.209 *** (0.018)	-0.276 *** (0.022)	-0.306 *** (0.026)
prepost	-0.038 *** (0.009)	-0.117 *** (0.022)	-0.110 *** (0.021)	-0.090 *** (0.019)
Constante	0.588 *** (0.006)	0.504 *** (0.012)	0.593 *** (0.015)	0.776 *** (0.014)
Observaciones	19.24	3.849	3.848	3.847
R ²	0.094	0.056	0.111	0.131
R ² Ajustado	0.094	0.055	0.110	0.130
Error Std. Residuos	0.473	0.475	0.464	0.460
Estad. F	663.406 ***	75.916 ***	159.661 ***	193.195 ***

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.

Tabla A17. Análisis de Heteogeneidad. Deciles. Hombres.

	Participación			
	Hombre	IngBajos	IngMedios	IngAltos
I(treat*prepost)	-0.049 *** (0.016)	0.034 (0.045)	-0.067 * (0.034)	-0.077 ** (0.039)
treat	-0.401 *** (0.011)	-0.359 *** (0.022)	-0.435 *** (0.024)	-0.328 *** (0.031)
prepost	-0.105 *** (0.010)	-0.158 *** (0.026)	-0.144 *** (0.023)	-0.092 *** (0.017)
Constante	0.812 *** (0.006)	0.761 *** (0.012)	0.815 *** (0.014)	0.889 *** (0.013)
Observaciones	13.074	2.616	2.614	2.614
R ²	0.191	0.127	0.250	0.169
R ² Ajustado	0.191	0.126	0.249	0.168
Error Std. Residuos	0.440	0.458	0.431	0.417
Estad. F	1,028.830 ***	127.189 ***	289.789 ***	176.992 ***

Nota: * $p < 0.1$; ** $p < 0.05$; *** $p < 0.01$.

Fuente: Elaboración propia con base en EPH 2004-2009.