

Moratoria Previsional: medidas de shock sobre un sistema de previsión

Maestría en Economía

Tesis de Maestría

Julio 2020

Rosario López Palazzo

Legajo: 15F1622

Director: Guillermo Cruces

Abstract

El presente trabajo se propone estudiar las distorsiones en el mercado de trabajo introducidas por la moratoria previsional implementada en Argentina por medio de la Ley N^o 25.994 en el año 2005. Esta medida permitió por un período determinado, acceder a un haber previsional a individuos que no hubieren cumplido con los 30 años de aportes y servicio al sistema de jubilaciones. Funcionó como un régimen de regularización de deudas previsionales con intereses bajos y la alternativa de cancelación en cuotas.

La novedad reside en la explotación de un panel balanceado de 20 años de longitud con información sobre más de 500.000 trabajadores del sector privado. El estudio explora las dimensiones tanto de género como de nivel económico.

Se encuentra que las moratorias implicaron una caída general en la proporción anual de contribuciones al sistema previsional para las mujeres y los hombres de salarios por encima de la mediana. Mientras que las mujeres de bajos ingresos redujeron su proporción anual de contribución entre 5,6 – 6,2 puntos porcentuales, las de mayores salarios deprimieron su proporción entre 8,7 – 9,5 puntos. Los hombres sobre la mediana de salarios dejaron de contribuir entre 4,7 y 7,3 puntos porcentuales. A su vez, podemos atribuirle a las moratorias, una caída en la tasa de actividad entre -0,3 y -0,4 p.p. según sexo y nivel de ingreso y una caída de la tasa de desempleo femenino en ambos niveles de ingresos de -0,13 p.p. y -0,11 p.p. (por debajo y encima de la mediana respectivamente). Esto refleja la cantidad de mujeres que abandonaron búsquedas laborales activas ante la posibilidad de una pensión.

Se detecta un aumento en el empleo formal femenino de 0,34 p.p. (0,25 p.p.) en el grupo de menores (mayores) ingresos, probablemente a la salida de un número considerable de mujeres de la población económicamente activa. En congruencia con Bosch-Guajardo (2012), se confirma la hipótesis de que una porción del empleo formal masculino se desplazó hacia la informalidad para obtener lo mejor de ambos sistemas: una pensión anticipada y los ingresos salariales fuera del sistema formal. Los resultados arrojan entre un aumento de 0,11 p.p. y 0,18 p.p. en la informalidad masculina y una caída entre -0,10 p.p. y -0,06 p.p. del empleo formal.

Por su parte, se observa que la informalidad femenina cayó entre -0,37 p.p. y -0,47 p.p. según los niveles de ingresos por la salida de las llamadas *amas de casa*, mujeres con baja densidad de aportes o bien, sin ellos.

Las principales limitaciones en este trabajo residen en la falta de información sobre el *status* previsional del individuo, de información cualitativa y en que, con la muestra utilizada sólo se puede observar en detalle el mercado laboral formal, la observación del mercado de trabajo es parcial.

Índice general

Introducción	2
El camino argentino desde la creación del sistema previsional hasta las moratorias	2
Moratorias	5
Estado de la literatura	10
Los datos	12
Identificación univariada de la razón de empleo	14
Quiebres estructurales	19
Diferencias en diferencias	20
Conclusiones	25

Introducción

Hay diversas de formas de definir un sistema previsional. Lo que tienen en común todas estas aseveraciones son la esencia del mismo: un flujo de ingresos que resguarden al individuo para sus años fuera del mercado laboral. Un sistema previsional es esencialmente, un ahorro en la etapa productiva del individuo para ser explotado durante los años inactivos o pasivos. Es una transferencia inter-temporal dentro de la misma vida de una persona. Dependiendo del tipo de financiación del sistema, esta transferencia resulta intra o inter-generacional. Es decir, para los esquemas de reparto, los aportes de la clase activa se reparten entre la clase pasiva del mismo momento. En ese sentido, la transferencia resulta inter-generacional. En cambio, en el caso de un sistema de capitalización, en sus diferentes versiones, la caja de una cohorte se mantiene en el tiempo hasta el oportuno momento de ser retransferida a sus sujetos.

El camino argentino desde la creación del sistema previsional hasta las moratorias

El sistema previsional argentino, tal como se lo conoce hoy, es el esquema resultante de un camino largo y fatigoso a lo largo del cual, diversos regímenes autónomos inspirados por una

misma inquietud, fueron adhiriéndose por aristas análogas entre sí en el afán de aunar fuerzas e instalarlo como un derecho universal no conferido. De esta manera, el movimiento del sistema previsional propició sus propias metamorfosis como conquistas del descontento y la demanda de trabajadores asalariados.

La primera Ley Previsional se dictó en 1904 (Ley N° 4.349) y comprendió a los trabajadores estatales de la época. Esto marcó una diferencia entre los dependientes estatales y privados dentro de una misma actividad y llevó, pocos años más tarde, por medio de protestas, a la incorporación de dependientes privados al sistema (empleados ferroviarios).

A partir de allí, comenzaron a surgir cajas previsionales para algunos sectores organizados autárquicamente (bancarios, periodistas, empleados de la marina, etc.).

Hacia la década del '40, el universo previsional era un gran desorden inconexo, sin equilibrio entre beneficios y requisitos, con huecos y omisiones en su normativa. En vistas del descalabro, en 1944 se creó el Consejo Nacional de Previsión Social (Decreto-Ley N° 10.424), con el objetivo de *estudiar y proyectar la unificación de los distintos regímenes legales existentes*[1] e intervenir las 6 cajas más importantes del momento, lo que tomó lugar en los años que siguieron.

En 1954, la previsión social llegó a los profesionales, empresarios, trabajadores independientes y los rurales mediante las Leyes N° 14.937 y N° 14.939. Ese mismo año, dado el agotamiento de las cajas de capitalización colectiva, se abandonó el esquema de capitalización para adoptar el de reparto. Dos años más tarde, fue integrado el servicio doméstico.

El sistema se expandió por completo con la Ley N° 18.038 en 1969, cuando se permitió la adhesión voluntaria al régimen de trabajadores autónomos por cualquier persona, realice o no actividad alguna. Con este hito, el concepto de consumo diferido se desprendía de la condición laboral del individuo y se instalaba como un esquema de seguro al alcance de cualquier ciudadano que lo demandara, incluidas las mujeres sin trabajo formal o *amas de casa*, siempre y cuando cumplieran con los requisitos establecidos (estuvieran inscriptos como trabajador autónomo y realizara los aportes obligatorios como tales).

Poco más tarde, el prolífero universo de regímenes fue unificado en 3 cajas:

- Caja Nacional de Previsión para el Personal de la Industria, Comercio y Actividades Civiles
- Caja Nacional de Previsión para el Personal del Estado y Servicios Públicos
- Caja Nacional de Previsión para los Trabajadores Autónomos

Esta unificación junto con la sanción de las Leyes N° 18.037 y N° 18.038, proponían la uniformidad administrativa en el llamado Sistema Nacional de Previsión Social y la fusión de

los regímenes para los tres grupos involucrados: los trabajadores independientes, los empleados en relación de dependencia y los empleados públicos contaron cada uno con su propio régimen de retiro unificado a lo largo de las diferentes actividades o dependencias del estado, según corresponda. Aportar a un régimen de retiro se tornó obligatorio (para toda persona involucrada en una actividad lucrativa) a cambio de una prestación igual a entre el 70 % y 82 % del promedio de las remuneraciones de los tres años de mayores remuneraciones entre los últimos diez años de aportes, según la edad de cese[2].

El nivel de aportes y contribuciones no permitió otorgar beneficios que cumplieran con esas tasas de reemplazo auguradas. Los problemas de financiamiento empeoraron durante los '80 debido a la caída de los salarios reales por lo que se decidió asignar recursos tributarios específicos al sistema (impuestos internos sobre combustibles, gas y teléfono). El aumento de la desocupación durante los '90 continuó con la erosión de la caja de previsión social, por lo que se derivaron más recursos tributarios y hasta adelantos del tesoro nacional para atender los pasivos del sistema. Aun así, las tasas de sustitución, que rondaban el 40 %, y la desigualdad entre beneficios motivaron profusos reclamos judiciales que impulsaron una nueva reforma.

En 1993 se sancionó la Ley N° 24.241, inaugurando el sistema previsional mixto en Argentina. Este ofrecía la opción de volcar parte de los aportes a un sistema privado de capitalización, mientras el remanente, permanecía en manos de la administración estatal. Lejos de aportar alivio financiero al sistema, se concentró en detener la catarata de litigios ofreciendo mejores tasas de reemplazo a quienes vinieran del sistema anterior.[3] A su vez, se elevó el requerimiento de años contributivos en un 50 %, de 20 a 30 años de aportes, afectando seriamente el nivel de cobertura previsional.

La reforma del '93 agregó dos nuevas fuentes de heterogeneidad al sistema: por un lado la elección entre el sistema privado de capitalización o continuar en el régimen público de reparto y, por el otro, escoger entre la variedad de opciones de cajas privadas, cada una con su requerimiento de aportes y determinación de beneficios.

Durante todos estos años, las tasas de aportes y contribuciones fluctuaron entre subas para el alivio financiero del sistema y bajas para el alivio del costo laboral, mientras el apalancamiento en los desvíos de fondos tributarios cobraba mayor relevancia para sostener un mismo nivel de pasivos con menores ingresos. Gran parte de esto fue la afectación del 15 % de la masa coparticipable bruta a la ya denominada ANSES (Administradora Nacional de Seguridad Social) como contrapartida por la transferencia de las Cajas Provinciales a la Nación.

El sistema de capitalización privado no duró demasiado. En diciembre de 2008 fue eliminado por medio de la Ley N° 26.425 y su capital concentrados en el Fondo de Garantía de

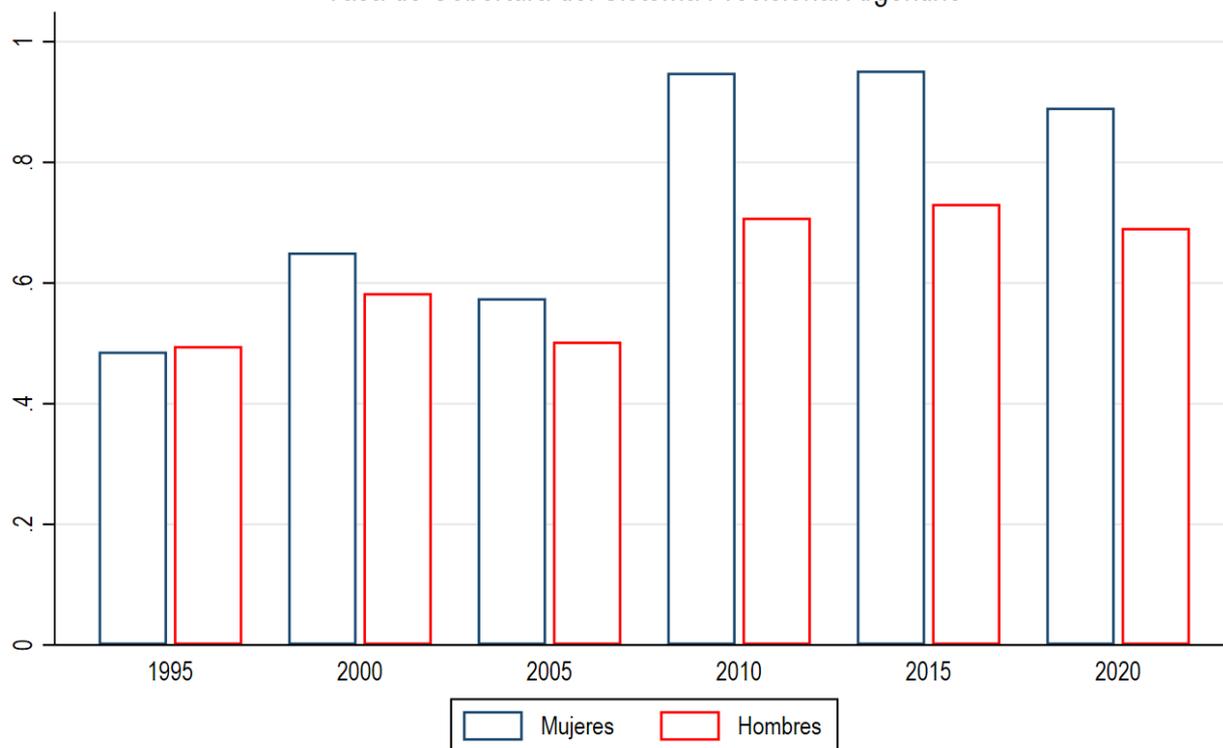
Sustentabilidad (FGS), que, como fue establecido en el Dto. N° 2.103/2008, contribuiría “al desarrollo sustentable de la economía nacional, a los efectos de garantizar el círculo virtuoso entre el crecimiento económico sostenible, el incremento de los recursos destinados al SIPA (Sistema Previsional Argentino) y la preservación de los activos de ese fondo”. Esta vuelta al sistema de reparto unificó las prestaciones de aquellos que optaron por el régimen privado con los que permanecieron en el régimen público de reparto, beneficiando a unos y perjudicando a otros, pero en especial, deteriorando el concepto de previsión dentro del sistema.

La abolición de las AFJP no fue la única fuente de opacidad del Sistema Previsional Argentino. La implementación de sucesivas moratorias colaboró a la especulación de los agentes aportantes en cuanto a la forma y al momento del retiro.

Moratorias

En enero de 2005 se promulgó la primera moratoria previsional por medio del Dto. N° 1.454 que concedió el acceso a beneficios previsionales sin el cumplimiento de ciertos requisitos (como los años de servicio y aportes que acababan de ser elevados por la Ley N° 24.241). El objetivo fue, por un lado, elevar el grado de cobertura del sistema, y por el otro, asistir a la población luego de una década de elevadas cifras de desempleo y una profunda crisis posterior que propició altos niveles de informalidad laboral. El argumento central para legitimar la inclusión de un gran número de beneficiarios sin el respaldo contributivo fue la participación de recursos impositivos en el esquema de financiamiento de la caja: el Impuesto al Valor Agregado, cuyo objeto gravado son todas las ventas de bienes y servicios (con algunas excepciones menores), constituía el principal ingreso tributario. Un ciudadano que no había formado parte del empleo formal en los últimos años, en cambio sí había aportado indirectamente a la caja de previsión social por medio del IVA contenido en sus compras de bienes y servicios.

Tasa de Cobertura del Sistema Previsional Argentino



Elaboración propia en base a Estadísticas de Seguridad Social y United Nations, Department of Economic and Social Affairs, Population Division (2019). World Population Prospects 2019, Online Edition. Rev. 1.

Las moratorias no fueron un programa constituido de una sola vez, sino que fueron interrumpiendo el sistema convencional por etapas y con diferentes espectros de aplicación, tanto por su implementación práctica como por la definición de las cohortes de alcance.

En los últimos 20 años se han implementado moratorias bajo tres normativas diferentes:

1. Ley N° 24.476 (promulgada el 21/11/1995 y modificada por DNU N° 1.454/2005). Focalizada en aquellos con deudas previsionales entre el 01/01/1955 y el 30/09/1993, computables desde los 18 años, benefició a aquellos nacidos antes de 1975. Los años regularizados se computaban como años de servicio como trabajador autónomo, no así de aportes. Era necesario acreditar la edad mínima para acceder al beneficio (60 años para mujeres y 65 para hombres). La deuda podría ser cancelada en un pago de contado o en un plan de hasta 60 cuotas fijas.

A partir de la Ley de Reparación Histórica (2016) se incorporó una evaluación socio-económica como requisito adicional y las cuotas dejaron de ser fijas para ser ajustadas por la fórmula de movilidad jubilatoria.

En esta moratoria, denominada permanente, la condición de elegibilidad dependía del sexo

y la fecha de nacimiento.

2. Ley N° 25.994 (promulgada el 29/12/2004). Ofrecía la regularización de deudas por aportes previsionales desde el 01/01/1955 al 31/12/2003 (autónomos) y hasta el 31/01/2004 (monotributo) según las condiciones estipuladas en la Ley N° 25.865.

Para acceder era necesario acreditar la edad mínima y abonar la deuda de contado o en un plan de hasta 60 cuotas con un interés no superior al 6 % anual, umbral que en la mayoría de los casos resultaba vinculante, abaratando el costo de adherirse en términos del flujo de beneficios futuros.

Aunque este programa contó con un límite de vigencia (30/04/2007), a partir de la Ley de Reparación Histórica (2016) se reinstaló la posibilidad de acogerse por un año a partir del 28/03/2018 solo para los hombres que hayan cumplido 65 años en 2004. Asimismo, las cuotas pasaron a ser ajustadas por la fórmula de movilidad jubilatoria.

Este programa tiene elegibilidad para los que hayan cumplido la edad general de retiro durante la ventana de vigencia del acogimiento, esto es, desde enero de 2005 hasta abril de 2007 inclusive, en ambos casos. Para hombres se reabrió la ventana de acogimiento entre julio de 2016 y abril de 2019, ambos inclusive, pero sólo para los que hayan cumplido la edad de retiro durante 2004 (Ley N° 27.260, Art. 22, último párrafo). Alguien que tuviera la edad pero no estuviera cobrando la prestación por edad avanzada podría acogerse desde enero de 2005.

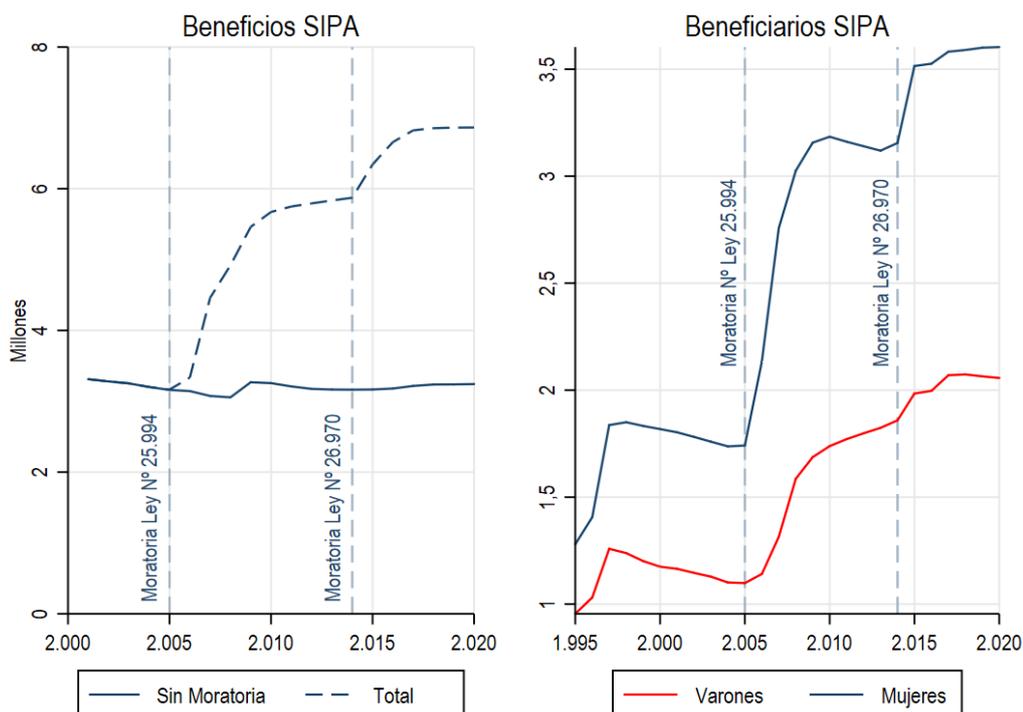
3. Ley N° 26.970 (promulgada el 09/09/2014). Regularizó deudas por aportes previsionales de autónomos o monotributistas desde 01/01/1955 al 31/12/2003.

Los requisitos incluían acreditar la edad mínima para acceder al beneficio y cumplir una evaluación socioeconómica. La deuda consolidada podía ser cancelada en un pago de contado o en un plan de hasta 60 cuotas ajustadas por el índice de movilidad (con un interés del 1,35 % mensual).

Aunque la vigencia inicial era del 18/09/2014 al 18/09/2016, a partir de la Ley de Reparación Histórica (2016) se reinstaló la posibilidad de acogerse para mujeres entre 60 y 64 años cumplidos entre 23/07/2016 y 23/07/2019.

Para mujeres las condiciones se resumían en cumplir o tener cumplida la edad jubilatoria durante el período de acogimiento, que iba desde septiembre de 2014 y continúa vigente por tiempo indefinido a agosto de 2020; y ser menor de 65 años al momento de pedir el beneficio. Para hombres, cumplir o tener cumplida la edad de retiro durante la ventana de acogimiento, entre septiembre de 2014 y abril de 2016 era suficiente.

Fue así que las expectativas de acogerse a uno de los programas de moratorias comenzaron por los '90, pero la apertura definitiva se dio en 2006 (más específicamente agosto) cuando el trámite se simplificó sensiblemente y puso a disposición de manera amplia por medio de internet. La adhesión fue masiva y para finales de ese año, *la medida significó un incremento de los beneficiarios del sistema de aproximadamente 650.000 personas en 2006, y luego en 2007, de 1.100.000 personas más*[4]. Argentina nuevamente contaba con tasas de cobertura por encima del 90% (70%) para las mujeres (los hombres).



- (1) Inicio moratoria Ley Nº 25.994.
- (2) Pico de adhesión moratoria Ley Nº 25.994.
- (3) Fin moratoria Ley Nº 25.994.

Fuente: Dirección Nacional de Programación Económica, sobre la base de datos de la ANSES.

Un argumento que persiste en la literatura relacionada al diseño, implementación y evaluación de las moratorias previsionales en Argentina, tiene que ver con la focalización de la medida. Se suele aseverar que las moratorias operaron como un esquema de transferencias gratuitas iguales a una jubilación mínima a un enorme número de individuos sin aportes al sistema. En verdad, fue un programa cuyo foco era el alivio de trabajadores informales de baja calificación y pobre historial laboral que habilitara a una jubilación por el canal tradicional. Sin embargo, al no involucrar ningún tipo de exclusión, ya sea patrimonial o un control para evitar un posible doble beneficio, funcionaron como un costoso programa de pensión universal al que accedieron tanto individuos sin aportes previos y con un beneficio igual a la mínima, como

otros con cumplimiento parcial de los requisitos para una pensión completa, que les valieron beneficios muy por encima de la mínima y proporcionales a los ingresos laborales suscritos. En la práctica, el impacto de la adhesión sobre el nivel del beneficio dependía esencialmente de qué parte de la historia laboral se necesitaba completar/compensar. Los ingresos salariales por los meses regularizados con moratoria eran computados como equivalentes a la renta de referencia de un autónomo de la categoría más baja y la deuda se constituía como la cuota mensual de dicho contribuyente por mes suscrito. Dado que el haber inicial previsional se determina (en una versión simplificada) por la fórmula:

$$HABERINICIAL = 1,5\% * A * BR - D$$

donde A representa los años de servicios cumplidos (con un mínimo de 30 años) y BR es el promedio actualizado (por un índice de salarios) de los últimos 120 salarios (base reguladora) y D, la deuda (en el caso de optar por la cancelación en cuotas neteadas del beneficio), si los años de servicios faltantes se ubicaban al inicio de la vida activa, no tan solo la deuda sería muy pequeña por estar afectada por un umbral máximo de intereses, sino que la base reguladora no se vería afectada a la baja por la renta de referencia de un autónomo de categoría básica. Quienes suscribieron por la totalidad de los años reglamentarios o por el período inmediato al retiro, deprimieron sensiblemente su haber inicial y en ocasiones, terminaron con una jubilación mínima.

Cuadro 1: Altas anuales de jubilación del SIPA según tipo de beneficio. 2010-2020.

Año	Total	Con moratoria	Sin moratoria
2010	279.940	212.963	66.977
2011	209.803	143.437	66.366
2012	213.124	135.494	77.630
2013	193.599	115.505	78.094
2014	355.895	264.326	91.569
2015	684.646	604.618	80.028
2016	414.423	307.977	106.446
2017	276.784	168.076	108.708
2018	215.208	121.079	94.129
2019	224.657	144.232	80.425
2020 I Trim.	40.252	23.629	16.623

Fuente: Dirección de Programación Económica, sobre la base de datos de la ANSES.

Como puede verse en la tabla 1, hasta hoy continúan habiendo más altas anuales con moratoria que sin ella, aunque, contrario al imaginario público, el 34 % de los nuevos beneficiarios en 2019 habían registrado al menos 10 años de aportes (ver tabla 2). Este es un claro signo de

Cuadro 2: Altas anuales de jubilación del SIPA sobre total de altas. 2019.

Años de aporte		<1	1 a 4	5 a 9	10 a 14	15 a 19	20 +
Total		13,6 %	31,5 %	20,7 %	17,6 %	9,8 %	6,7 %
Relación de dependencia	Sector Público Nacional	0,0 %	12,5 %	24,5 %	26,0 %	18,7 %	18,2 %
	Sector Público Provincial	0,0 %	11,5 %	22,0 %	29,7 %	14,8 %	22,0 %
	Sector Privado	0,0 %	12,1 %	27,0 %	28,0 %	19,8 %	13,1 %
	Casas Particulares	0,0 %	43,0 %	29,5 %	22,1 %	4,9 %	0,5 %
Independientes	Autónomos	0,0 %	19,4 %	26,1 %	22,3 %	15,1 %	17,0 %
	Monotributo	0,0 %	55,5 %	19,9 %	13,8 %	6,8 %	3,9 %
Sin categorizar		100,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %	0,0 %

Fuente: Elaboración propia en base a Dir. de Prog. Económica, sobre la base de datos de la ANSES.

Cuadro 3: Distribución de altas anuales con moratoria sobre el total de altas. SIPA 2019.

Tipo de ocupación	%	
% de Altas con Moratoria sobre Altas	64,1 %	
Relación de dependencia	Sector Público Nacional	0,0 %
	Sector Público Provincial	1,8 %
	Sector Privado	26,3 %
	Casas Particulares	12,3 %
Independientes	Autónomos	6,7 %
	Monotributo	38,6 %
Sin categorizar	13,6 %	

Fuente: Elaboración propia en base a Dir. de Prog. Económica, sobre la base de datos de la ANSES.

que se precisa un sistema de retiro con condiciones más flexibles que recompense los años de servicio con un beneficio marginal creciente y no discontinuo.

De las tablas 2 y 3 se observa que en 2019 el 65 % de las altas con moratoria se dieron entre monotributistas (38,6 %) y trabajadores del sector privado (26,3 %), de los cuales el 24,6 % y 60,9 % respectivamente, contaban con más de 10 años de aportes al sistema.

Estado de la literatura

Se han realizado diversos estudios en torno al concepto de moratorias previsionales. Los tres más relevantes, en orden cronológico, son “Labor Market Impacts of Non-Contributory Pensions: The Case of Argentina’s Moratorium” de Mariano Bosch y Garret Guajardo (2012)[5], “Social Safety Nets for the Elderly and Women’s Empowerment” de Cecilia Peluffo (2016)[6]

y, finalmente, “The Impact of a Permanent Income Shock on the Situation of Women in the Household: the case of a pension reform in Argentina” de Inés Berniell et al. (2016)[7].

Bosch y Guajardo utilizan un modelo de diferencias en diferencias y la Encuesta Permanente de Hogares (en adelante EPH) relevada por el Instituto Nacional de Estadística y Censos (en adelante INDEC) para analizar el efecto de la moratoria Ley N° 25.994 sobre el mercado laboral. Para ello contrastan individuos con una ventana de 5 años de la edad de retiro antes y después de la implementación efectiva del programa, señalando tal momento como mayo de 2007. Encuentran que las moratorias captaron, en el caso de los hombres, mayoritariamente a trabajadores autónomos, mientras que, las mujeres que salieron del mercado laboral, dejaron empleos en el sector formal. Establecen que, por efecto de las moratorias, el empleo cayó 5 p.p. en hombres y 4,5 p.p. en mujeres. En el caso de los hombres, la mayor caída se encuentra dentro de los trabajadores autoempleados, mientras que para las mujeres implicó una caída del 2,5 p.p. Del empleo formal. Este último efecto será contrastado en este trabajo, dado que, si bien contamos con información más detallada y de mayor granularidad, la muestra cubre únicamente el sector formal.

Las ventajas de la EPH residen en la información cualitativa, no disponible en los datos utilizados en este trabajo, y la posibilidad de apreciación del sector informal y los trabajadores autónomos. Como contracara, el panel conformado por esta encuesta es no balanceado dado que el seguimiento se realiza por hasta 4 trimestres por hogar y no cuenta con historias laborales completas. Además, los ingresos son auto-declarativos y, por ende, se encuentran sesgados a la baja.

Berniell et al. (2016) analiza la moratoria como un shock de ingreso inesperado y permanente en los hogares concentrado específicamente en las mujeres. Evalúa el efecto en el poder de negociación de la mujer dentro del hogar y la estabilidad marital. Encuentra que el acceso a una pensión por medio de la moratoria incrementó la probabilidad de divorcio/separación en las mujeres mayores con mayor nivel educativo mientras que el efecto en las de menor educación, en este sentido, es nulo. En cambio, entre las mujeres de menor nivel educativo, encuentra evidencia de mayor poder de negociación dentro del hogar. Este trabajo, al igual que el anterior, utiliza datos de EPH, con todas las ventajas e inconvenientes ya señalados. En contraste con el anterior, este trabajo repara en la diferencia de comportamiento entre los individuos según el nivel de ingreso.

Peluffo (2016) estudia el impacto de la extensión de los beneficios previsionales perpetuados a través de la moratoria en la pobreza, las transferencias informales (intra-familiares), salud, mortalidad y oferta laboral de los adultos mayores. Considerando como un shock exógeno de

ingreso permanente a la obtención de una jubilación por moratoria que modifica la distribución del ingreso dentro de los hogares y el poder de negociación de la mujer (dado que mayormente los nuevos beneficiarios fueron mujeres), investiga el efecto en el empoderamiento de la mujer en el hogar por medio de los patrones de consumo dentro del mismo. Comprueba un patrón descendente de la oferta laboral femenina a raíz de las moratorias previsionales haciendo uso de la EPH y, una vez más, un modelo de diferencias en diferencias. Encuentra que la probabilidad de encontrarse empleado para una mujer mayor a 60 años cayó 2,5 p.p. luego de la implementación de la moratoria.

El objetivo de este trabajo es indagar el grado en que estos esquemas modificaron los incentivos a permanecer en el mercado laboral por parte de los adultos en condiciones de acceder a las moratorias en comparación a aquellos que no pudieron gozar del beneficio. Para ello se producirán medidas pertinentes del nivel de participación de la porción adulta de la oferta laboral con microdatos procesados para tal fin. Se explorará la dinámica de tales medidas y se evaluará por la presencia de quiebres en su evolución alrededor de las fechas más relevantes en torno al programa de moratorias. Finalmente, se estimarán modelos de diferencias en diferencias para evaluar la magnitud del impacto de las moratorias sobre diferentes medidas del mercado laboral. A continuación, se otorgarán detalles sobre la base de datos utilizada. Luego, se expondrá un análisis univariado de la trayectoria relativa del empleo de la cohorte con y sin acceso a moratoria. Finalmente se presentarán las estimaciones de diferencias en diferencias entre ambos grupos. La última sección concluye.

Los datos

La información utilizada es la Muestra Longitudinal del Empleo Registrado¹, publicada por el ministerio de producción y trabajo.

La muestra longitudinal del empleo registrado comprende las remuneraciones mensuales de los trabajadores que estuvieron en relación de dependencia entre enero de 1996 y diciembre de 2015, sin importar la cantidad de relaciones laborales ni la duración del empleo. Contiene información de género, fecha de nacimiento, rama de actividad por letra y desagregada a 2 y a 4 dígitos, tramo de inicio de actividades de la empresa y una medida del tamaño de ésta última.

La base de datos tiene origen en las declaraciones juradas que los empleadores están obligados a realizar mensualmente a la Administración Federal de Ingresos Públicos (AFIP) de forma de determinar y liquidar los aportes y contribuciones al Sistema de Seguridad Social de los empleados. Luego, cruzando la información con los padrones del mismo ente, incorpora

¹Disponible en: "<http://www.trabajo.gob.ar/estadisticas/oede/mler.asp>"

referencias sobre el tamaño de las empresas y su actividad económica, con los padrones de la Administración Nacional de la Seguridad Social (ANSES), características individuales de los trabajadores. La muestra contiene información de más de 500 mil trabajadores (511.005 para ser exactos) y de más de 1,4 millones de relaciones laborales (1.454.179 puntualmente). Es una muestra aleatoria del 3%, no estratificada y autoponderada.

La muestra longitudinal tiene importantes restricciones para su uso a los fines de evaluar las perspectivas del sistema de seguridad social. Sólo incluye salarios por relaciones de dependencia registradas del sector privado. Excluye cotizaciones a la seguridad social realizadas por trabajadores independientes (monotributistas o autónomos); excluye cotizaciones a la seguridad social por relaciones de dependencia del sector privado cursadas por vía del régimen particular para el registro del trabajo doméstico; excluye cotizaciones por relaciones de dependencia con el sector público; y no contiene información previa al año 1995. En este sentido este trabajo se concentra en la dinámica del mercado laboral de los trabajadores asalariados formales, que son los que en definitiva soportan el sistema previsional con sus aportes y contribuciones. No es posible observar el efecto de las moratorias sobre el comportamiento laboral de los dos grupos más beneficiados: las *amas de casa* ni los autónomos.

A los fines del desarrollo de este trabajo, las principales limitaciones que la estructura de los datos impone sobre el grupo que sí se puede estudiar, son el truncamiento por izquierda de las relaciones laborales y la imposibilidad de determinar la salida del mercado laboral de una persona en edad de retiro.

Las Estadísticas de la Seguridad Social del 3er trimestre de 2018² permiten aproximar la representatividad de la muestra respecto de los aportes totales realizados a la seguridad social. En septiembre de 2018 se registraron cotizaciones por 10.110.945 puestos y 9.713.797 aportantes únicos (cuadro 1.1.1.a). Sólo 5.616.115 aportantes y 5.700.833 puestos fueron por relaciones de dependencia con empleadores privados (cuadro 1.1.2.b). De ellos, hasta 431.597 aportantes y 491.826 puestos (cuadro 1.1.1.a) podrían corresponder al personal de casas particulares, dependiendo del nivel de pluriempleo que haya entre ambos subconjuntos. La representatividad de la muestra respecto de los aportes computables para la seguridad social será menor en los períodos de mayor estrés para el mercado laboral, como el vinculado a la crisis de la convertibilidad. Esto debe ser tenido en consideración al formular conclusiones a partir de estos datos.

Se toma como mes laboral empleado aquellos donde el individuo posee al menos una relación laboral activa, independientemente de si es la misma del mes anterior o si se encuentra de licencia sin goce de sueldo (remuneraciones que suelen ser registradas con valor 0). Se establece la salida

²Disponible en: "<https://www.argentina.gob.ar/trabajo/seguridadsocial/bess>"

del mercado laboral como el primer mes a partir del cual no se registran remuneraciones por el resto de la muestra. Esta medida conlleva dos fuentes de ambigüedad: se ignora si el individuo abandonó un empleo en relación de dependencia y emprendió una carrera como autónomo (y continúa, por tanto, aportando al sistema de seguridad social) o si falleció. Estos dos casos, el primero una suerte de falso positivo, mientras el segundo, falso negativo, supondremos que se compensan entre sí.

Se construyó el porcentaje de los meses trabajados en un año para cada trabajador, sin importar la relación laboral de la que se trate. A los efectos del sistema previsional, los meses de licencia se consideran meses aportados, por lo que se contarán como parte del tiempo dentro de una relación laboral. Las licencias sin goce de sueldo deberían eliminarse como periodos aportados, sin embargo, no pueden identificarse. De todas maneras, las licencias en general no constituyen densidad significativa dentro de la muestra.

La edad corresponde a la edad corriente de cada individuo según el año del panel.

El ingreso laboral es el total de las sumas percibidas en todas las relaciones laborales. Se categorizan los individuos según la posición respecto de la mediana de salarios mensuales promedio a precios de diciembre de 2015.

Cuadro 4: Densidad de aportes por sexo y grupo de edad.

Edad	Hombres			Mujeres		
	Frecuencia	Meses emplea- dos prom.	% prom. tiem- po empleado	Frecuencia	Meses emplea- dos prom.	% prom. tiem- po empleado
16-20	7.562	7,5	19,2	3.409	6,9	18,5
21-25	32.586	21,4	24,3	17.897	17,4	19,4
26-30	42.631	43,7	30,1	26.786	35,3	24,3
31-35	44.256	64,7	31,6	27.790	50,9	24,9
36-40	44.631	82,7	34,5	27.639	63,4	26,4
41-45	35.546	96,6	40,3	21.052	73,4	30,6
46-50	27.682	102,4	42,7	14.532	80,8	33,7
51-55	23.892	103,2	43,0	11.631	84,4	35,2

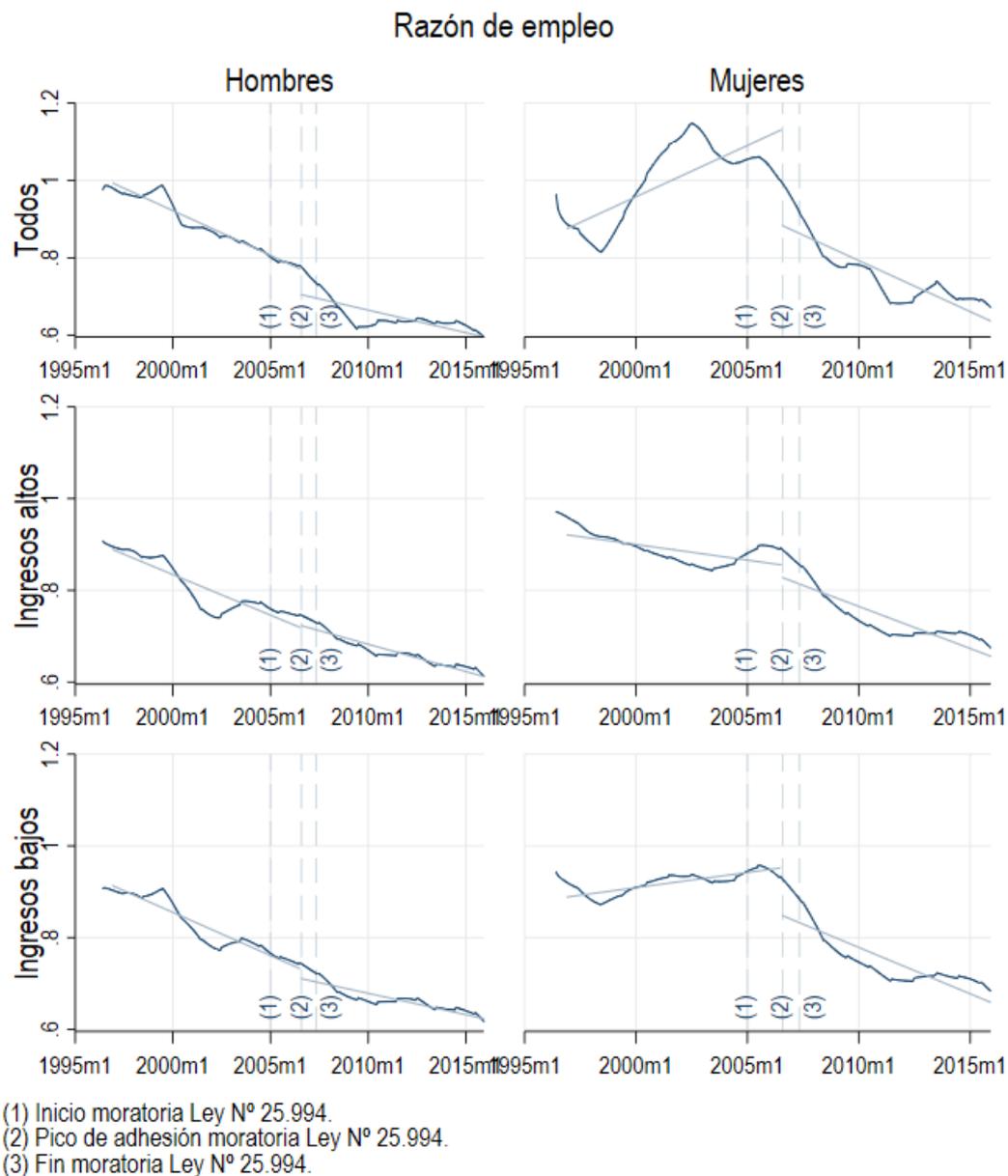
Fuente: Elaboracion propia en base a la Muestra Longitudinal de Empleo Registrado.

Identificación univariada de la razón de empleo

Para contrastar el comportamiento de los trabajadores con y sin acceso a la moratoria iniciada en enero de 2005, se construye la proporción anual móvil de los meses trabajados en una o más relaciones laborales. Se restringe la muestra a los individuos que están a 5 años o menos de alcanzar la edad mínima de retiro y aquellos que pasaron 5 años de la misma edad. Se calcula el promedio mensual de esta proporción por categorías de género e ingreso (separados

por la mediana de salarios promedio).

Esta sección del trabajo se focaliza en la razón entre la proporción promedio empleada de dos conjuntos de trabajadores: aquellos en una ventana de 5 años previos al cumplimiento de la edad mínima de retiro (EJM) y aquellos que han pasado 5 años de dicha edad. En adelante se le llamará razón de empleo, por simplicidad.



Fuente: Elaboración propia en base a Muestra Longitudinal del Empleo Registrado.

Esta razón representa la relación entre la oferta laboral de adultos con posibilidad de retirarse y acceder a una prestación previsional y aquellos que se encuentran a un máximo de 5 años de alcanzar dicho estadio. Con esta división se intenta identificar a los individuos que, por efectos

de la moratoria previsional podrían verse incentivados a modificar su status laboral versus aquellos que ya poseían esa alternativa previamente, como grupo de control. Un quiebre en la trayectoria de la razón de empleo es indicador de cambio de incentivos de un grupo respecto del otro alrededor de la edad de retiro.

Partiendo de la observación gráfica, los hombres presentan una tendencia decreciente a lo largo de toda la muestra. A su vez, el caso de las mujeres llama la atención por un aumento pronunciado hasta el año 2003 seguido de una abrupta caída que pareciera estabilizarse a partir de 2011. Al observar la muestra segregada por ingreso, se ve una caída general en la razón mencionada alrededor de la fecha de la implementación de las moratorias en el caso de las mujeres de veintiles inferiores de ingreso, el grupo que más se benefició del programa de moratorias. Este grupo es aquel cuyo valor presente de los flujos descontados de ingreso tiene mayor probabilidad de haberse disparado con la promesa de un beneficio previsional vitalicio, pues es el grupo con menor densidad de aportes y menores niveles de ingreso.

Se presentan a continuación los resultados de la identificación univariada de la razón de empleo para cada cluster definido según los grupos de remuneración mencionados y sexo, con el objetivo de aproximar la estructura de los datos y, consecuentemente, detectar la dinámica introducida por las moratorias en el mercado laboral. Para ello se debe indagar sobre la presencia de raíces unitarias en cada serie. Con ese objetivo se utiliza el test de Dickey Fuller Aumentado. Se busca determinar si las series son estacionarias en tendencias o en diferencias. Se debe ser cauteloso en la identificación univariada de las medidas propuestas, pues un quiebre estructural puede lucir como una aparente tendencia en los datos. Más adelante, se aborda la posibilidad de quiebres estructurales.

Se calculan los test de Dickey Fuller Aumentado para el caso con y sin tendencia determinística. Como es sabido, la selección correcta de longitud de rezagos a utilizar es clave para que el resultado del test sea el adecuado. Al tratarse de series con estacionalidad anual, se trabaja con modelos de 0 a 36 lags y se observa tanto el error cuadrático medio como los T-tests de los coeficientes de los últimos rezagos en cada caso. La elección final se presenta en la tabla 6.

La prueba de Dickey Fuller Aumentado consiste en la regresión de las especificaciones (1), (2) o (3) para evaluar la hipótesis nula $\gamma = 0$.

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_{p-1} \Delta y_{t-p+1} + \epsilon_t \quad (3)$$

Para identificar la forma funcional correcta para el test, en primer lugar se debe elegir entre los modelos (1), (2) y (3). Se computan las pruebas de restricciones lineales desarrolladas Dickey & Fuller (1979). Aunque estadístico ϕ se construye como una prueba F estándar, la distribución es inherente a cada modelo. Dickey & Fuller (1979)[8], calcularon los valores críticos de ϕ mediante simulaciones de Montecarlo. Se presentan en la siguiente tabla.

Cuadro 5: Valores críticos de Dickey Fuller - Pruebas de restricciones lineales.

Estadístico / Significancia	10 %	5 %	1 %
ϕ^1	3,81	4,63	6,52
ϕ^2	4,07	4,75	6,22

Fuente: Dickey & Fuller (1979)[8].

La primera prueba contrasta el modelo (3) contra el (2) con la $H0_1 : \alpha = \gamma = 0$. Buscamos saber si la deriva es estadísticamente diferente de cero y debe ser incluida en la prueba.

La siguiente, contrasta el modelo (3) contra el (1) con la $H0_2 : \alpha = \beta = \gamma = 0$. En este caso, por el mismo método se quiere identificar necesidad de incluir una tendencia, de ser estadísticamente significativa. La hipótesis alternativa en ambos casos corresponde al evento en que al menos alguno de los coeficientes listados sea estadísticamente diferente a 0.

Cuadro 6: Resultados de Dickey Fuller Aumentado. Prueba de restricciones lineales.

Ingresos	Sexo	Rezagos	Constante	Tendencia	γ	$\gamma + 1$	ϕ^1	ϕ^2
Bajos	Hombres	14	0,004	-8,0E-06	-0,005	0,995	1,3E-02	7,0E-02
Altos	Hombres	14	0,008	-1,0E-05	-0,009	0,991	6,7E-02	2,5E-01
Todos	Hombres	14	0,006	-8,8E-06	-0,007	0,993	2,8E-02	1,5E-01
Bajos	Mujeres	14	0,004	-1,0E-05	-0,004	0,996	2,5E-03	4,3E-01
Altos	Mujeres	13	0,004	-5,2E-06	-0,004	0,996	3,3E-02	2,2E-01
Todos	Mujeres	13	0,002	-3,9E-06	-0,002	0,998	1,8E-02	1,7E-01

Fuente: Elaboración propia.

El resultado de las dos pruebas descriptas en el párrafo anterior es el mismo para todos los casos contemplados: no se puede rechazar la hipótesis nula de que la restricción lineal sea válida. No rechazar la $H0_1 : \alpha = \gamma = 0$ implica que la deriva no debe ser incluida pues no es estadísticamente diferente a cero. Yendo un paso más adelante, no rechazar la $H0_2 : \alpha =$

$\beta = \gamma = 0$, es evidencia en contra de incluir la tendencia determinística en la especificación de cada modelo por el mismo motivo: no es estadísticamente diferente a cero. Si se observan los coeficientes estimados, en todos los casos, la tendencia y la constante difieren del 0 por milésimas. La razón de empleo parece no tener una tendencia determinística ni una constante, para ninguno de los grupos analizados.

Una vez elegida la forma funcional, sin deriva ni tendencia, se calcula el test de Dickey Fuller por medio del modelo (3). Por otro lado, a modo de robustez, se computa el test de Phillips Perron que corrige por posible heterocedasticidad y autocorrelación en los rezagos. La hipótesis nula de ambas pruebas son la presencia de una raíz unitaria o tendencia estocástica.

Más allá de el nivel de integración de la razón de empleo para cada grupo, el foco de esta sección se halla en el fenómeno que se genera en torno a los quiebres estructurales y la presencia de una raíz unitaria. Partimos de la base de que la moratoria de 2005 puede haber resultado disruptiva en el mercado laboral adulto. Esto podría manifestarse como un quiebre estructural alrededor del evento. En tal caso, las pruebas de raíces unitarias pierden poder para detectarlas. Una serie sin tendencia estocástica pero con un quiebre estructural es propensa a error de tipo II en pruebas de raíz unitaria: no rechazar la hipótesis nula de Dickey Fuller cuando en verdad, si se prueba en los períodos antes y después del quiebre, la nula es rechazada.

Cuadro 7: Pruebas de raíz unitaria.

		Estadísticos	
Ingresos	Sexo	Phillips Perron	ADF ³
Bajos	Hombres	-3,535	-2,962
Altos	Hombres	-3,623	-3,255
Todos	Hombres	-3,626	-3,145
Bajos	Mujeres	-1,095	-0,645
Altos	Mujeres	-3,153	-1,973
Todos	Mujeres	-1,988	-1,422

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 8: Valores críticos - Pruebas de raíz unitaria.

Estadístico / Significancia	10 %	5 %	1 %
Phillips Perron	-1,619	-1,950	-2,582
Augmented Dickey Fuller	-1,618	-1,950	-2,584

Fuente: Dickey & Fuller (1979)[8].

Según Phillips Perron y Dickey Fuller, el grupo de mujeres de bajos ingresos es el único que presenta una raíz unitaria. Para el agregado de mujeres, el rechazo de la nula se produce solo en el caso de Phillips Perron, que es robusto a la presencia de heterocedasticidad introducida

por la diferencia salarial. Se debe avanzar hacia la exploración del posible quiebre estructural para todos los casos, prestando especial atención a que, para las mujeres y las mujeres de bajos ingresos, nos encontremos dentro del caso de error de tipo II de los tests de raíces unitarias utilizados.

Quiebres estructurales

Para indagar sobre la posibilidad que un quiebre estructural estuviere sesgando el resultado de las pruebas de raíz unitaria hacia el no rechazo, se recalcula el test para los subconjuntos de la muestra previo y post moratoria. Además, se computan un test de Wald por quiebres estructurales de período conocido y un test de Chow, tomando como fecha clave, la implementación de la moratoria Ley N^o 25.994 (enero de 2005).

Cuadro 9: Valores críticos - Pruebas de raíz unitaria.

Ingresos	Sexo	Estadísticos GLS ADF ⁴		P valor	
		Pre-moratoria	Post-moratoria	Wald	Chow
Bajos	Hombres	-2,292	-4,141	0,048	0,082
Altos	Hombres	-3,442	-3,696	0,700	0,236
Todos	Hombres	-3,855	-4,644	0,570	0,509
Bajos	Mujeres	-2,840	-1,808	0,003	0,002
Altos	Mujeres	-3,908	-6,255	0,361	0,143
Todos	Mujeres	-3,814	-4,246	0,389	0,004

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 10: Valores críticos - GLS ADF

Estadístico / Significancia	10 %	5 %	1 %
Pre-moratoria	-2,505	-2,780	-3,554
Post-moratoria	-2,494	-2,768	-3,564

Fuente: Dickey & Fuller (1979)[8].

Los tests de Wald, Chow y Dickey Fuller señalan que tanto los hombres como las mujeres de ingresos bajos presentan un quiebre alrededor de la implementación de las moratorias. Son además, los únicos grupos en los que se encuentra una raíz unitaria o bien, antes (hombres) o después del quiebre (mujeres), indicando inestabilidad en la serie. Chow detecta un quiebre en el pool de mujeres, no así Wald.

Con este resultado, se confirma que Dickey Fuller y Phillips Perron por la presencia de raíz unitaria sobre la razón de empleo de las mujeres de bajos ingresos, caen en un error de tipo II debido a la presencia de un quiebre estructural. No se presenta el mismo problema en la razón de empleo de los hombres de bajos ingresos, aún en la presencia de quiebre estructural.

El resto de los grupos analizados no muestran signos de quiebre alrededor de enero de 2005. Esto no resulta sorprendente luego de observar las trayectorias de cada serie.

Hasta ahora se ha probado que, si bien hay una tendencia negativa en la ocupación de mujeres mayores con respecto a la edad y alrededor de la edad de retiro, se produjo una disrupción por efecto de las moratorias previsionales, especialmente en el grupo de trabajadores con salarios por debajo de la mediana. En la sección siguiente se intentará cuantificar este efecto replicando la metodología de Bosch-Guajardo (2012)[5].

Diferencias en diferencias

Bosch-Guajardo (2012) estiman un modelo de diferencias en diferencias utilizando como indicativo de tratamiento los dos requisitos esenciales para el acceso a un beneficio por moratoria: edad de retiro cumplida y el momento de entrada en vigencia de la ley. El grupo de tratamiento está constituido por los individuos que cumplieron la edad de retiro a partir de la entrada en vigencia de la ley de moratorias -mujeres entre 60 y 64 años y hombres entre 65 y 69-, mientras que el grupo de control, lo forman hombres entre 60-64 y mujeres entre 55-59 años. Los momentos comparados están determinados por una fecha de quiebre correspondiente a la implementación del programa. En este sentido, el trabajo cotejado toma el mes de mayo de 2007 como referencia al pico de beneficiarios previsionales, a diferencia de enero de 2005, promulgación de la ley. Se presentarán los resultados con tres alternativas, enero de 2005 (inicio), agosto de 2006 (inicio de adhesión simplificada) y mayo de 2007 (pico de beneficiarios).

En cuanto a los resultados de Bosch-Guajardo, encuentran que las moratorias produjeron una caída de 5 y 4,5 puntos porcentuales en el empleo de hombres y mujeres respectivamente. También señalan una caída de 2,5 en el empleo formal femenino, indicando que las moratorias causaron que mujeres abandonaran empleos formales y con ello, dejaran prematuramente de contribuir al sistema de seguridad social. Encuentran un aumento en la informalidad, indicando que las moratorias funcionaron con un market shifting desde lo formal a lo informal. El efecto de una preferencia relativa por el empleo informal es multiplicativo desde el punto de vista fiscal, ya que las firmas se verían inclinadas a subdeclarar parte de su actividad para atender la porción informal, lo que conlleva menor tributación. Esto, de generar expectativas de aperturas sucesivas de nuevas moratorias, podría tener un efecto permanente.

La muestra no proporciona información sobre el status previsional ni el nivel de educación de los individuos. Asumimos que ninguno se encuentra jubilado y que el cese de la actividad laboral implica su retiro, lo cual puede ser un supuesto fuerte.

Bosch-Guajardo utiliza datos de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) desde 2004

a 2010. Este trabajo utiliza datos desde 2003 a 2015 aunque limitarla al período anterior no modifica los resultados. Se utilizan los microdatos de la Muestra Longitudinal para las regresoras y se construyen las tasas de empleo a partir de la EPH. Las variables de control se reducen al nivel de actividad medido por el EMAE⁵, la edad y la remuneración promedio real de los individuos.

Las tasas del mercado laboral son calculadas de manera tradicional con la Encuesta Permanente de Hogares, lo que obliga a colapsar la muestra longitudinal a una frecuencia trimestral.

Se regresa el siguiente modelo:

$$Y = \alpha + \gamma A + \theta T + \delta AT + \beta X + u \quad (4)$$

Donde Y es la tasa del mercado laboral de interés que actúa como regresora, A es una dummy por haber alcanzado la edad de retiro, T una dummy que indica el período post-tratamiento y X es un vector de variables de control (nivel de actividad representado por el Estimador Mensual de Actividad Económica, edad y salario real). El coeficiente δ indica el efecto de diferencias en diferencias de la implementación de las moratorias sobre la medida Y . Respecto de la fecha de inicio del tratamiento, se calcula el modelo para los tres momentos de interés: enero de 2005, entrada en vigencia del programa, agosto de 2006, fecha donde se observa la explosión de popularidad y adhesión al mismo, y mayo de 2007, momento utilizado por Bosch-Guajardo. Los resultados se muestran en las tablas 11 y 12. Se presentan los efectos dif-en-dif sobre la participación laboral, el empleo, desempleo, informalidad y proporción de aportes para cada sexo, nivel de ingresos y fecha de tratamiento como un modo de evaluar la robustez de los resultados. Todo el análisis se puede realizar en torno a una perspectiva de género y de poder adquisitivo. La segregación se justifica, principalmente porque se observa una clara correlación entre estabilidad laboral y nivel salarial. Las personas con mayor poder adquisitivo y estabilidad laboral, no necesitaran de una moratoria y de hecho, probablemente de adherirse, vean severamente afectados su flujo de ingresos durante el retiro. Por ello, los incentivos son marcadamente diferentes para unos y otros frente al programa.

Se referirá en adelante a enero de 2005, agosto de 2006 y mayo de 2007 como quiebre 1, 2 y 3 respectivamente.

Se observa una caída en la participación laboral tanto en hombres como mujeres (y en el caso del quiebre 1, para ambos niveles de ingreso). El efecto es marcado en el caso de los hombres de altos ingresos, con una caída de -0,3 p.p. en cualquiera de los 3 quiebres observados. En el nivel de actividad de las mujeres, el efecto es el mismo en el caso de altos ingresos y -0,4 p.p.

⁵Estimador mensual de actividad económica.

Cuadro 11: Estimación diferencias en diferencias I.

Quiebre	Ingresos	Participación		Desempleo	
		Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
2005t1	Bajos	-0,042*	-0,006	-0,134***	0,013
	Altos	-0,034**	-0,031**	-0,105***	-0,005
2006t3	Bajos	0,002	-0,01	0,050***	0,059***
	Altos	-0,006	-0,037***	-0,017	-0,002
2007t2	Bajos	-0,019	0,003	-0,005	0,033***
	Altos	-0,015	-0,026***	-0,035***	-0,011

Fuente: Elaboración propia.

Cuadro 12: Estimación diferencias en diferencias II.

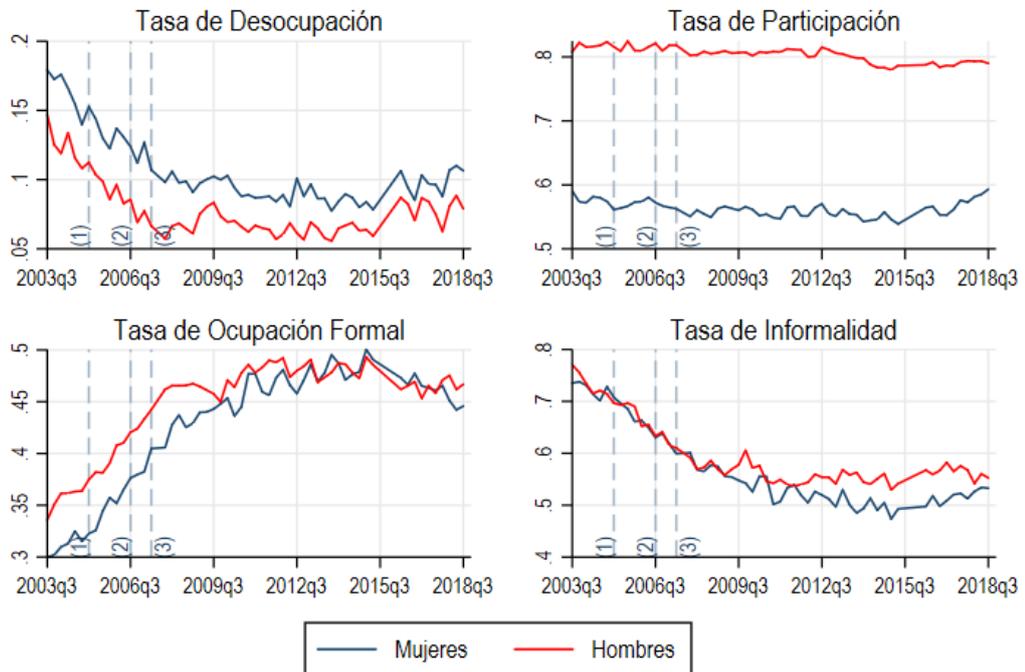
Quiebre	Ingresos	Participación		Desempleo	
		Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
2005t1	Bajos	0,338***	0,025	-0,474***	-0,055
	Altos	0,259***	0,077**	-0,370***	-0,143***
2006t3	Bajos	-0,060*	-0,103***	0,094**	0,175***
	Altos	0,076***	0,001	-0,094***	0,019
2007t2	Bajos	0,081*	-0,062***	-0,113**	0,112***
	Altos	0,138***	0,023*	-0,195***	-0,02

Fuente: Elaboración propia.

para bajos ingresos solo en el quiebre 1. No parece haber un efecto de las moratorias sobre participación laboral de hombres de bajos ingresos. El sentido de este efecto es previsible si se considera que, ante la posibilidad de una moratoria, el individuo que se mantenía empleado para completar sus 30 años de historia laboral sale de la población económicamente activa y se retira, deprimiendo la tasa de actividad.

El efecto de las moratorias en el desempleo femenino es negativo, y de -0,13 p.p. y -0,11 p.p. para el quiebre 1 en bajos y altos ingresos respectivamente. Esto puede deberse a la porción de mujeres que dejan de buscar trabajo, dada la alternativa de una pensión. En el caso de los hombres, la moratoria no parece haber sido relevante sobre el desempleo si se toma como referencia el quiebre 1. En el caso del quiebre 2, el efecto resulta significativo y positivo para mujeres y hombres de bajos ingresos con un impacto de 0,05 p.p. y 0,06 p.p. respectivamente. Esta inconsistencia se entiende por medio de la observación gráfica de la tasa de desocupación: la pendiente fuertemente negativa luego de la crisis de 2001-2002 se pierde alrededor de 2007, por lo que el coeficiente es muy sensible a la fecha de quiebre que se utilice.

Tasas del Mercado Laboral



- (1) Inicio moratoria Ley 25.994.
 (2) Pico de adhesión moratoria Ley 25.994.
 (3) Fin moratoria Ley 25.994.

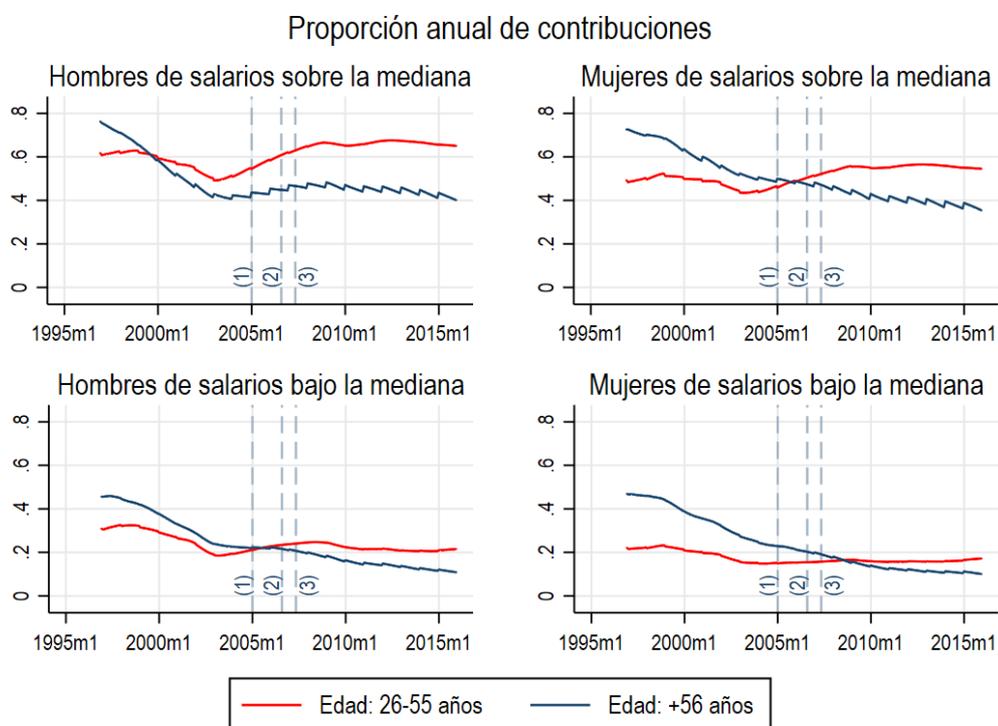
Fuente: Elaboración propia en base a Encuesta Permanente de Hogares. INDEC.

En el caso del empleo formal, el efecto de las moratorias es particular para cada grupo, pero la dirección del mismo es consistente a través de los quiebres elegidos. Se aprecia un efecto positivo en el empleo formal para las mujeres de bajos ingresos de 0,34 p.p., observando el quiebre 1. En el grupo de mujeres de mayores ingresos salariales, el efecto es positivo aunque de menor magnitud aun: las moratorias empujaron el empleo formal en 0,25 p.p. Nuevamente, este efecto puede atribuirse a una caída de la población femenina económicamente activa, más pronunciada para el sector más beneficiado con el programa de moratorias. El efecto sobre el empleo formal masculino de ingresos más altos es positivo, pequeño (0,08 p.p.) y solo significativo al 5 % para el quiebre 2. El efecto en el empleo formal para los hombres de ingresos bajos es negativo, aunque solo significativo para los quiebres 2 y 3: el empleo formal masculino cayó entre -0,10p.p. y -0,06 p.p. en cada caso. Una hipótesis reforzada por los resultados de Bosch-Guajardo (2012) refiere a un movimiento de empleo formal masculino hacia la informalidad con el objeto de obtener la pensión por retiro y continuar en actividad.

La tasa de informalidad femenina según el quiebre 1 disminuye -0,47 p.p. y -0,37 p.p. para ingresos bajos y altos respectivamente. Esto es consistente con la evidencia de que la mayor parte de los nuevos beneficiarios del sistema por efecto de la moratoria previsional fueron las

llamadas *amas de casa*, mujeres con baja densidad de aportes o bien, sin empleo formal. En el caso de los hombres, el efecto es positivo para el grupo de ingresos debajo de la media, 0,18 p.p. y 0,11 p.p. según los quiebres 2 y 3 respectivamente. Este resultado representa a aquellos que, con menores ingresos y en su mayoría menores perspectivas de completar los 30 años de aportes obligatorios, se retiraron del mercado formal por medio del programa de moratorias pero continuaron empleados informalmente para sostener el nivel de ingreso familiar. Se observa una caída en la informalidad para los hombres de altos ingresos, únicamente en el caso del quiebre 1 de -0,14 p.p.

Los efectos de la moratoria sobre las tasas del mercado laboral son significativos pero de muy baja magnitud.



- (1) Inicio moratoria Ley N° 25.994.
- (2) Pico de adhesión moratoria Ley N° 25.994.
- (3) Fin moratoria Ley N° 25.994.

Fuente: Elaboración propia en base a Muestra Longitudinal del Empleo Registrado.

Por último, observamos el efecto diferencias en diferencias de las moratorias sobre la proporción de aportes de los individuos. Realizamos, nuevamente, una distinción según sexo y la mediana de ingresos.

La proporción anual de contribuciones a nivel individual (medida en un rango de 0 a 100) se reduce por efecto de las moratorias en ambos grupos de mujeres y en los hombres de salarios por encima de la mediana. Los resultados son congruentes a través de los tres momentos de quiebre.

Cuadro 13: Estimación diferencias en diferencias. Proporción anual de contribuciones.

Quiebre	Ingresos	Proporción de contribución anual	
		Mujeres	Hombres
2005t1	Bajos	-6,172***	-0,031
	Altos	-8,688***	-7,259***
2006t3	Bajos	-6,225***	0,084
	Altos	-9,544***	-5,283***
2007t2	Bajos	-5,624***	0,314
	Altos	-9,528***	-4,706***

Fuente: Elaboración propia.

Las mujeres de ingresos bajos reducen su proporción de contribuciones anuales entre 5,6 – 6,2 puntos dependiendo del quiebre, mientras que el efecto para las mujeres de ingresos altos es más pronunciado, entre 8,7 – 9,5 puntos. Los hombres de ingresos altos reducen su proporción anual de contribuciones entre 4,7 – 7,3 puntos. Este efecto puede contrastarse con el impacto de las moratorias sobre la tasa de participación.

Si bien se encuentran resultados congruentes con los de Bosch-Guajardo al observar el efecto sobre las tasas laborales, son de una magnitud notablemente menor: en el caso más saliente, las mujeres muestran un impacto en la tasa de informalidad de medio punto porcentual y los hombres una quita parte de punto porcentual. Bosch-Guajardo tienen una serie de variables de control de las que no disponemos por las características de la base de datos con la que trabajamos y observaciones de empleo informal y autónomo. Empero, las variables cualitativas no debieran constituirse como la razón de la diferencia de magnitud en los efectos dado que presentan resultados con y sin controles y las magnitudes no varían significativamente entre ellos. La variable que no utilizan, con respecto al presente trabajo, es el nivel de actividad. Es decir, el trabajo de referencia puede tener un problema de sesgo por variable relevante omitida. Cuando nos focalizamos en la participación medida con los microdatos de la muestra longitudinal, la magnitud del efecto de la moratoria previsional deja de ser un problema. El impacto es comparable al del paper de referencia.

Conclusiones

Los altos niveles de informalidad de Argentina, como en casi todos los países de América Latina, lograron que, por muchos años, los requerimientos para el retiro fueran difíciles de alcanzar por su exigencia y rigidez, incoherentes con el mercado laboral que debían proteger. Es por ello que muchos países, Argentina incluido como uno de ellos, recurrieron a moratorias

esporádicas para cubrir a los sectores de la población que llegaban a la etapa improductiva de la vida sin un beneficio previsional. El caso argentino se ve agravado por la profunda crisis del 2001-2002 que dejó tasas de desempleo altas y una proporción de adultos con dificultades para reinsertarse en el mercado laboral.

A pesar de que el programa de moratorias fue la respuesta a las demandas de un mercado laboral estresado por los efectos de una profunda crisis y un sistema previsional necesitado de reformas, está probado que otorgar pensiones no condicionadas introduce incentivos perversos hacia la contracción del sector formal y de la participación laboral en general. Si consideramos el ocio como un bien normal, la posibilidad de recibir una pensión gratuita, disminuye el costo de oportunidad del ocio y, por ende, impulsa el deterioro de la oferta laboral por medio del retiro (margen extensivo) o la caída de la cantidad de horas trabajadas (margen intensivo). En una economía con sector informal, el efecto sustitución entre empleo formal e informal es otro foco de investigación que se abre por efecto de las moratorias.

El primer efecto es captado con este trabajo mientras el segundo pasa desapercibido por el alcance de la muestra longitudinal.

La moratoria previsional que más beneficios otorgó (2005) fue ideada y aprobada por el congreso sin mayores esfuerzos de difusión pública. Esto impide que se alegue una transición lenta o anticipada motivada por expectativas previas a la implementación de la medida. Es por esto que un modelo de diferencias en diferencias es adecuado para recoger los efectos del programa sobre la dinámica del empleo.

Encontramos quiebre estructural en la razón de empleo para hombres y mujeres de menores ingresos en la fecha de inicio de la moratoria.

La moratoria de la Ley N° 25.994 dio la oportunidad a aquellos trabajadores que necesitaban completar los 30 años de aportes para obtener una jubilación, de salir de la fuerza laboral y retirarse una vez cumplida la edad mínima requerida. En este sentido, el impacto fue negativo en la participación laboral, provocando en las mujeres una caída de -0,4 p.p. para cualquier nivel de salarios y en los hombres de ingresos por encima de la mediana -0,3 p.p.

Se puede atribuir al programa de moratorias una caída de la tasa de desempleo femenino en ambos niveles de ingresos de -0,13 p.p. y -0,11 p.p. (por debajo y encima de la mediana respectivamente). Esto refleja la cantidad de mujeres que abandonan búsquedas laborales activas ante la posibilidad de una pensión.

El empleo formal femenino refleja un aumento de 0,34 p.p. en el grupo de menores ingresos, probablemente a la salida de un número considerable de mujeres de la población económicamente activa. En el caso de mujeres de ingresos superiores, el efecto también es significativo, aunque

menor (0,25 p.p.). El empleo formal masculino se vio afectado negativamente por las moratorias, tal como afirma Bosch-Guajardo. Según la fecha que se tome por quiebre, esta medida cayó entre -0,10 p.p. y -0,06 p.p. Una porción del empleo formal masculino se desplazó hacia la informalidad para obtener lo mejor de ambos sistemas: una pensión anticipada y los ingresos salariales correspondientes. Los resultados arrojan entre un aumento de 0,11 p.p. y 0,18 p.p.

Por su parte, la informalidad femenina cayó entre -0,37 p.p. y -0,47 p.p. según los niveles de ingresos por la salida de las llamadas *amas de casa*, mujeres con baja densidad de aportes o bien, sin ellos.

Por último, encontramos que las moratorias motivaron una caída general en la proporción de contribuciones para las mujeres y los hombres de salarios por encima de la mediana, sin importar la fecha de quiebre que se tome para detectarlo. Mientras que las mujeres de bajos ingresos redujeron su proporción anual de contribución entre 5,6 – 6,2 puntos, las de mayores salarios deprimieron su proporción entre 8,7 – 9,5 puntos. Los hombres sobre la mediana de salarios dejaron de contribuir entre 4,7 y 7,3 puntos en una medida del 0 - 100.

En pocas palabras, la moratoria de 2005 cumplió ampliamente con el cometido de elevar los niveles de cobertura previsional aunque con un alto costo, no solo fiscal sino que fracturó el esquema de incentivos del mercado laboral, disuadiendo a los trabajadores del empleo formal y con ello, la fuente de sostenimiento del sistema. En este sentido, es necesario pensar en esquemas de retiro adecuados al mercado laboral que protegen. En el caso argentino, un sistema flexible con una tasa de reemplazo creciente en los años de servicio y nivel de contribuciones realizado, con parámetros acordes a las características contributivas y al inminente envejecimiento de la población, sería un primer paso para atenuar la presión acumulada en los sectores menos favorecidos. Con ello podría evitarse el círculo vicioso de las moratorias como válvula de (des)ajuste.

Bibliografía

- [1] *Revista de Trabajo y Previsión*, Año I , Volumen(2):Pág. 484, 1944.
- [2] *Libro Blanco de la Previsión Social*. Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social, 2002.
- [3] Carlos Cetrángolo, Oscar y Grushka. *Sistema Previsional Argentino: Crisis, reforma y crisis de la reforma*.
- [4] F. D. Fondato. La sustentabilidad del sistema integrado previsional argentino en un contexto de bono demográfico. *Documento de trabajo Nro. 57 del Departamento de Investigación "Francisco Valsecchi"*., 2017.
- [5] Garret Bosch, Mariano y Guajardo. Labor market impacts of non-contributory pensions: The case of argentina's moratorium. *IDB working paper series*, 366, 2012.
- [6] Cecilia Peluffo. Social safety nets for the elderly and women's empowerment. 2016.
- [7] Inés et al. Berniell. The impact of a permanent income shock on the situation of women in the household: the case of a pension reform in argentina. 2016.
- [8] W. A. Dickey, D. A. y Fuller. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, (74), 1979.