

Historias laborales y densidad de cotizaciones al sistema de pensiones de Uruguay¹

Ignacio Apella²

Gonzalo Zunino³

Noviembre, 2020

Resumen:

El objetivo del presente trabajo es estimar la proporción de trabajadores que alcanzaría la cantidad de períodos de contribución requeridos para acceder a una pensión en el retiro e identificar a los grupos más vulnerables. A partir de los microdatos de historias laborales provisto por el BPS se plantea un modelo de supervivencia destinado a estimar las tasas de riesgo de entrada y salida del estado contributivo al sistema de pensiones. A partir de ello, se realiza una simulación de Monte Carlo con el objeto de proyectar historias contributivas. Los resultados hallados muestran que la tasa de transición promedio entre ambos estados (contributivo y no contributivo) es del 5%. La tasa de riesgo de hacer una transición se encuentra asociada negativamente con la duración del estado en el que se encuentra el trabajador. Tal efecto resulta mayor entre aquellos trabajadores de mayor edad. El riesgo de salir del estado contributivo (no contributivo) resulta menor (mayor) entre los quintiles de ingresos más altos. Del ejercicio de simulación de historias laborales nuevas, se estima que el 52% de los hombres afiliados en algún momento al BPS alcanzaría el requisito de 30 años de cotización a los 60 años, mientras que entre las mujeres dicho porcentaje asciende al 46%.

Palabras clave: Sistema de Pensiones, Densidad de Cotizaciones.

¹ El presente trabajo fue realizado para la Comisión de Expertos en Seguridad Social de Uruguay como insumo para el diagnóstico del sistema de pensiones del país.

² Economista para la Práctica Global de Protección Social y Trabajo del Banco Mundial.

Correspondencia a iapella@worldbank.org

³ Investigador del Centro de Investigaciones Económicas (CINVE), Montevideo, Uruguay. Correspondencia a zunino.gon@gmail.com

1. Introducción

El sistema de pensiones uruguayo ha sido instituido a principios del siglo XX con el objetivo de suavizar el ingreso (consumo) de los trabajadores a lo largo del ciclo de vida. Tradicionalmente, el sistema mantuvo un régimen de financiamiento de reparto. Sin embargo, en 1995, con la sanción de la Ley N°16.713, se creó un sistema mixto de jubilaciones conformado por dos pilares: un régimen de reparto y administrado por el Banco de Previsión Social (BPS), y un esquema de capitalización individual administrado por las Administradoras de Fondos de Ahorro Previsional (AFAPs).⁴

Junto con la reforma estructural, se implementaron algunos cambios paramétricos tales como la unificación de la edad de retiro entre hombres y mujeres en 60 años de edad, el incremento de la cantidad de años de aporte pasando de 30 a 35 años. Estas reformas paramétricas hicieron más estrictas las condiciones de acceso al beneficio. Por tal motivo, en 2008 se redujo la cantidad de años de cotización a 30 años manteniéndose la edad mínima de retiro en 60 años.

Como consecuencia de la reforma estructural el sistema de pensiones, administrado por el es de carácter mixto conformado por dos pilares. Un esquema de reparto basado en la solidaridad intergeneracional y financiado con las contribuciones sobre los salarios, otros tributos y asistencia financiera del gobierno central y un régimen de capitalización individual, el cual requiere que el ahorro obligatorio se haga en cuentas personales mediante contribuciones directas.

Todo trabajador se encuentra cubierto por el BPS, independientemente de su nivel de ingreso. Una vez afiliado al BPS, la afiliación obligatoria a alguna AFAP depende de la magnitud de sus remuneraciones. La ley 16.713 establece que los todos los trabajadores cuyos ingresos superen los \$62.804 (a enero de 2020) están obligados a afiliarse a una AFAP, participando por lo tanto del régimen de capitalización individual. Para los trabajadores cuyos ingresos se encuentran por debajo de ese umbral, no es obligatoria la afiliación a una AFAP, aunque el artículo 8 de la misma ley establece que pueden afiliarse voluntariamente.

En términos de cobertura, el pago de jubilaciones y pensiones por parte de alguna institución de seguridad social es muy extendido entre la población de más de 65 años en Uruguay. Aproximadamente el 90% de la población mayor a 65 años recibió algún tipo de prestación por parte del sistema de seguridad social en 2019, lo que representa una cifra particularmente elevada en el contexto latinoamericano.

Esta alta cobertura del sistema de seguridad social se dio, a su vez, en un marco de prestaciones que en principio no presentan grandes problemas de suficiencia, al menos en términos relativos a los ingresos medios del país. En los últimos años la jubilación media se ha situado en el entorno del 65% del salario medio, en tanto que aproximadamente el 85% de las jubilaciones se ubica por encima del valor de la canasta que define la línea de pobreza per cápita.

Sin embargo, la información provista por las encuestas de hogares, fuente principal de los tradicionales indicadores de cobertura y suficiencia, permite cuantificar la cobertura futura del sistema de pensiones como el porcentaje de la población económicamente activa, ocupada o asalariada que contribuye al sistema de seguridad social. Rofman y Oliveri (2011) proporcionan cómputos extensos de estos indicadores para varios países latinoamericanos y definen un perfil de la población con cobertura según algunas características socioeconómicas tales como

⁴ En 2020 operan en el mercado cuatro firmas, tres de capitales privados y una pública. Esta última administra los fondos de casi el 50% de los afiliados.

educación, sector de actividad, tamaño de la firma en la que desempeñan actividad, etc. En esta misma dirección, y utilizando la misma fuente de datos, varios autores han estimado la probabilidad de cotizar a la seguridad social a partir de modelos logísticos multivariados (Apella y Casanova, 2008; Auerbach et al. 2007; Li y Olivera, 2005; Barr y Packard, 2003; entre otros).

Si bien las encuestas de hogares son una fuente de datos muy rica proporcionan solamente información de corte transversal. En este sentido, tales estadísticos no capturan información sobre la cantidad de aportes realizados a lo largo de la vida laboral del trabajador (densidad de cotizaciones) la cual es la condición de elegibilidad de beneficiarios.

Estudios recientes han demostrado que la cobertura de los programas de pensiones es baja no sólo porque muchas personas no contribuyen nunca, sino también porque muchas otras contribuyen sólo una parte de su historia laboral. A partir de la utilización de datos de panel, generalmente proveniente de registros administrativos de la seguridad social, varios autores han demostrado que en algunos países de América Latina muchos trabajadores tienden a tener interrupciones frecuentes en sus historias de contribución y exhiben periodos considerables sin cotizar a la seguridad social (Apella y Zunino, 2020; Herrerías y Zamarripa, 2017; Apella, 2010; Forteza et al., 2009). El análisis de los flujos de transición entre los estados contributivos y no contributivos ha contribuido a una mejor caracterización y comprensión de la cobertura de los sistemas de pensiones en los países en desarrollo, con implicancias significativas para el debate de política pública.

En efecto, las implicancias de política de una baja cobertura activa en los sistemas de pensiones son probablemente diferentes dependiendo de si la contribución al sistema es un estado permanente o transitorio de cada trabajador. Una baja cobertura promedio, tal como puede surgir de la estimación a partir de las encuestas de hogares, puede provenir de una población segmentada, con un grupo de trabajadores que contribuyen con frecuencia y otro que no contribuye, o debido a que muchos trabajadores contribuyen sólo una parte de su historia laboral.

En el primer escenario es de esperar que aquellos trabajadores que están contribuyendo al sistema de pensiones reciban una pensión contributiva, en tanto el otro grupo quede excluido requiriendo algún beneficio asistencial. Contrariamente, en el segundo caso, puede existir un considerable número de trabajadores (mayor al excluido en el primer caso) que no alcance el requisito de elegibilidad y por lo tanto no cuente con protección a pesar de haber registrado períodos de contribución. Ello da lugar no sólo a pensar en una iniciativa de protección asistencial sino también sobre el grado de rigidez que tiene la cantidad de períodos de aportes requeridos. Por tal motivo, no sólo el número promedio de cotizantes al sistema es de importancia, sino también la frecuencia de transiciones realizadas entre los estados contributivos y no contributivos realizadas por los trabajadores.

En este contexto, el objetivo del presente trabajo es estimar y caracterizar la densidad de cotizaciones de los trabajadores afiliados al bloque principal del sistema de seguridad social de Uruguay, BPS y AFAPs y los intervalos de tiempo (spells) en el que los trabajadores cotizan/no cotizan durante el período comprendido entre abril de 1996 y diciembre de 2015. Para ello, se utilizan una base de datos de registros administrativos proveniente del BPS. Complementariamente, se propone analizar la relación entre la tasa de riesgo de transitar de un estado a otro y algunas características individuales. Para ello, se plantea un modelo de supervivencia con el fin de modelar las transiciones entre estados. Finalmente, con las tasas de riesgo estimadas y utilizando simulaciones de Monte Carlo se simulan historias laborales completas de un grupo de trabajadores hipotéticos con el fin de estimar la probabilidad de

alcanzar diferentes cantidades de años de cotización tanto a la edad mínima legal de retiro actual como a los 65 años.

2. El sistema de pensiones en Uruguay

El sistema de pensiones uruguayo tuvo varias etapas diferenciadas. La primera se inicia a fines del siglo XIX, cuando el gobierno otorgó prestaciones de invalidez para los combatientes de las guerras de independencia y de viudez (o sobrevivencia) para sus viudas, y beneficio de retiro a los funcionarios civiles del estado.

En 1919 se crea la Caja de Jubilaciones y Pensiones de Empleados y Obreros de los Servicios Públicos, que incorpora a los trabajadores privados de los servicios públicos, tales como telégrafos, ferrocarriles, tranvías, teléfonos, agua corriente y gas.

En 1954, ya cuando la mayoría de los trabajadores del sector privado se encontraban incluidos en el sistema de pensiones, la sanción de la Ley N°12.138 establece la incorporación al régimen de pasividades que administra la Caja de Jubilaciones y Pensiones de Industria y Comercio de todas las personas que ejercieran una actividad lícita y remunerada y que no estuvieran amparados por otros regímenes jubilatorios.

Con la maduración del sistema, las cajas comenzaron a generar déficits y debieron acudir a fondos del Estado. La crisis del sistema, que era ya apreciable en la década del 60, fue producto no sólo del envejecimiento poblacional, sino también la desordenada incorporación de sectores ocupacionales, la creación irracional de nuevos beneficios, y la gestión poco técnica de los recursos financieros acumulados.

En 1967 se creó el Banco de Previsión Social (BPS), como una institución autónoma, con independencia administrativa y financiera de los organismos de la administración central. Ésta fusionó las diversas cajas y avanzó en la unificación de los criterios de elegibilidad y monto de los beneficios otorgados. No obstante, la situación financiera del sistema previsional continuó siendo deficitaria, lo que motivó la implementación de una reforma estructural, en línea con lo que sucedía en varios países de la región.

En 1995, con la sanción de la Ley N°16.713, se creó un sistema mixto de jubilaciones conformado por dos pilares: un régimen de reparto y administrado por el BPS, y un esquema de capitalización individual administrado por las Administradoras de Fondos de Ahorro Previsional (AFAPs).

Junto con la reforma estructural se implementaron algunos cambios paramétricos tales como la unificación de la edad de retiro entre hombres y mujeres en 60 años y el incremento de la cantidad de años de aporte pasando de 30 a 35 años. Estas reformas paramétricas hicieron más estrictas las condiciones de acceso al beneficio.

A partir de la reforma mencionada, el sistema de pensiones uruguayo es de carácter mixto conformado por dos pilares. Un esquema de reparto basado en la solidaridad intergeneracional y financiado con los impuestos sobre los salarios, otros tributos y asistencia financiera del gobierno central y un régimen de capitalización individual, el cual requiere que el ahorro obligatorio se haga en cuentas individuales mediante contribuciones directas.

Todos los trabajadores, con excepción de las cajas paraestatales (Caja Notarial de Seguridad Social, Caja De Jubilaciones y Pensiones Bancaria y Caja de Profesionales Universitarios del Uruguay) y los Servicios públicos de retiro policial y militar, cotizan al BPS, independientemente

de su nivel de ingreso. Una vez afiliado al BPS, la afiliación obligatoria a alguna AFAP depende de la magnitud de sus remuneraciones. La ley 16.713 establece que los todos los trabajadores cuyos ingresos superen los \$62.804 (a enero de 2020) están obligados a afiliarse a una AFAP, participando por lo tanto del régimen de capitalización individual. Para los trabajadores cuyos ingresos se encuentran por debajo de ese umbral, no es obligatoria la afiliación a una AFAP, aunque el artículo 8 de la misma ley establece que pueden afiliarse voluntariamente.

La administración de los fondos acumulados en las cuentas individuales se encuentra en manos de las Administradoras de Fondos de Ahorro Previsional (AFAP). Dichas firmas, gestionan los fondos de pensiones y son responsables de su rentabilidad, cobrando por dicha tarea una comisión a los trabajadores.

El financiamiento del sistema de pensiones surge de una combinación de fuentes: del aporte de los contribuyentes (15% de sus salarios), de las contribuciones de los empleadores (7,5% de sus salarios) y el propio Estado mediante impuestos afectados al financiamiento de la seguridad social y transferencias para subsidiar el desequilibrio financiero del BPS. De acuerdo con Filgueira y Hernández (2012), los fondos públicos cubren una quinta parte del pago de pensiones por parte del BPS. Por su parte, las pensiones que serán pagadas a partir de la capitalización individual se financian exclusivamente por el aporte de los contribuyentes y por la rentabilidad del capital acumulado.

A partir de 2005 el gobierno buscó ampliar la protección social a los adultos mayores a través de dos vías. Por un lado, el otorgamiento de pensiones no contributivas a la población más vulnerable que comenzó con la implementación de Plan Nacional de Atención a la Emergencia Social (PANES). Las prestaciones sociales no contributivas fueron un medio para dar cobertura a segmentos no formales de la fuerza de trabajo, así como a las familias vulnerables de bajos ingresos.

A diferencia del acceso a las pensiones tradicionales, el acceso a las pensiones asistenciales es determinado por el Ministerio de Desarrollo Social (MIDES). Una vez determinada la elegibilidad del beneficiario, el MIDES da la orden al BPS para que efective el pago, cuyo monto es igual al monto pagado por la pensión a la vejez otorgada a mayores de 70 años que no perciben otros ingresos.

Por otro lado, se avanzó en diversas modificaciones que flexibilizaron los requisitos de acceso a las pensiones contributivas. A partir de 2008, los años de aporte para acceder a las jubilaciones y pensiones fueron reducidos de 35 a 30 años y se mantuvo la edad mínima de retiro en 60 años. Asimismo, existe una jubilación por edad avanzada para los trabajadores de 70 años que no han cumplido los requisitos mínimos para jubilarse. Con este nuevo sistema, los adultos mayores de 70 años deben haber cotizado un mínimo de 15 años. Pero además se creó una escala progresiva que permite a las personas jubilarse con menos años de edad pero más años de servicio registrado: 69 años de edad y 17 años de servicios; 68 años de edad y 19 años de servicios; 67 años de edad y 21 años de servicios; 66 años de edad y 23 años de servicios; y 65 años de edad y 25 años de servicios.

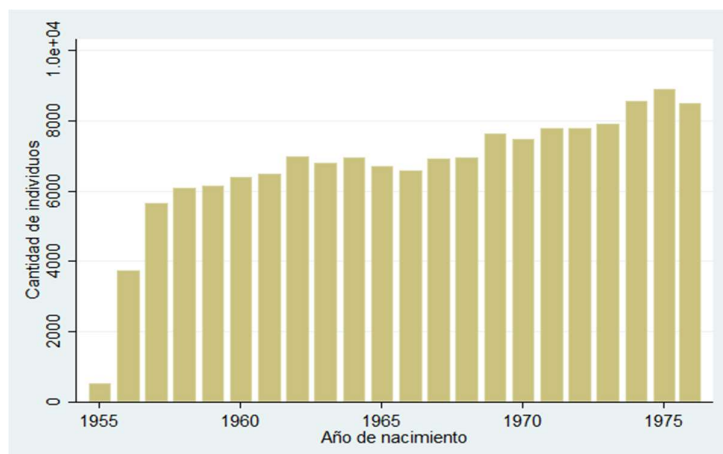
Finalmente, se reconoce el status diferencial de la mujer en el mercado de trabajo. La misma establece que a las mujeres con hijos se les reconocerá un año de trabajo por hijo nacido vivo o adoptado (con un máximo de cinco) a los efectos del cómputo jubilatorio. Con esta disposición, por ejemplo, mujeres madres de cinco hijos adoptados o naturales podrían retirarse con 55 años de edad.

3. Fuente de información

La base de datos considerada en este trabajo incluye información sobre la historia laboral de los trabajadores públicos y privados. La información considerada incluye un total de casi 35 millones de observaciones de frecuencia mensual en formato de panel. Para cada contribuyente se dispone de datos sobre su historia de cotizaciones, además de información específica sobre sus características individuales y laborales (fecha de nacimiento, sexo, remuneración mensual, fecha de inicio y final de los períodos de aportación, caja a la que aporta, código CIU correspondiente al sector de actividad, vínculo funcional y cómputo especial, en caso de que corresponda).

Sobre esta base de información se pueden determinar los períodos de cotización en la historia laboral de los trabajadores, precisando las fechas de inicio y de finalización de las etapas contributivas de cada persona. La base cuenta con información sobre cotizantes al BPS nacidos entre 1955 y 1976, por lo que el rango de edades considerado abarca desde los 20 a los 60 años. El histograma de frecuencias que se presenta en el gráfico 1 muestra la cantidad de individuos comprendidos en la base de datos según el año de nacimiento.

Gráfico 1. Cantidad de individuos según año de nacimiento



Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS

Un análisis descriptivo inicial de la base de datos indica que el 55% de los afiliados son hombres, mientras que el 45% son mujeres. Esta proporción varía levemente si se analizan las cotizaciones de cada año, con una tenue tendencia al alza de la proporción de mujeres, y por ende, un descenso de la proporción de hombres (tabla 1). Esta tendencia es compatible con la creciente participación laboral de las mujeres en el período considerado.

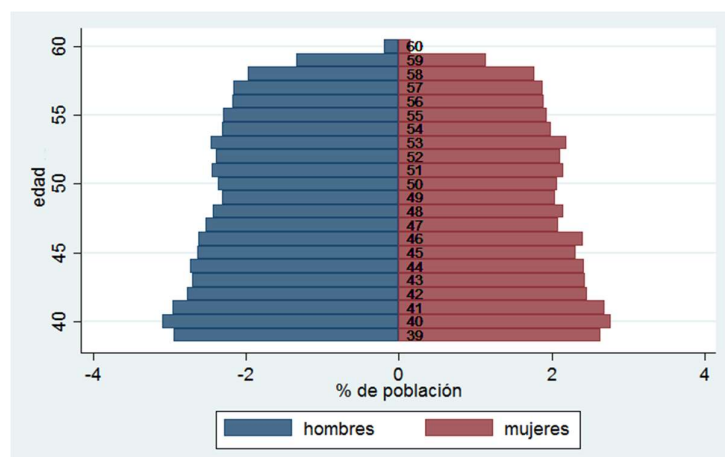
Tabla 1. Distribución de los cotizantes por sexo (total y según año de cotización)

	Hombres	Mujeres
Total	54,8%	45,2%
1996	57,8%	42,2%
2005	54,8%	45,2%
2015	52,9%	47,1%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS.

Desde el punto de vista de la estructura etaria, se observa una población ya avanzada en la transición demográfica, donde todas las edades de los trabajadores incluidos en la base de datos representan una proporción similar a la observada en la población total (gráfico 2). Cabe precisar, no obstante, que se observa cierta concentración de individuos en las primeras edades consideradas.

Gráfico 2. Pirámide poblacional. Año 2015



Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS

Si se comparan los datos de cotizantes provenientes de la base con las estimaciones para el total de la población realizadas por el Instituto Nacional de Estadística (INE), se encuentra que, en contraste a lo que ocurre en la base de datos, la población uruguaya presenta una mayor proporción de mujeres que de hombres. Este resultado recogido en la base de datos de registros administrativos es compatible, en términos generales, con la evidencia existente respecto a brechas de género en la participación laboral y, en particular, con lo que ocurre en el empleo formal (CAF, 2018; OSS, 2019).

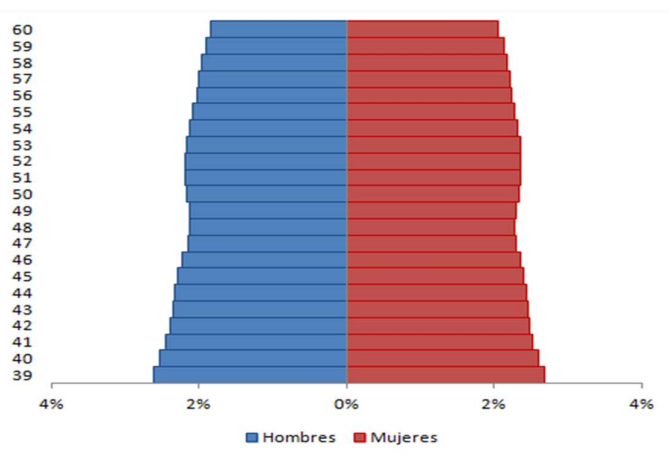
Tabla 2. Distribución de la población según sexo y tramos de edad seleccionados.

	Hombres	Mujeres
1996 (20 a 41 años)	49,8%	50,2%
2005 (29 a 50 años)	49,1%	50,9%
2015 (39 a 60 años)	48,4%	51,6%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS

En lo que respecta a la pirámide poblacional, la correspondiente a la estimación de la población total uruguaya en el año 2015 presenta una estructura más “cuadrada” que la proveniente de la base de cotizantes al BPS, lo que indicaría que es mayor la proporción de personas en edades cercanas a los 40 años que cotiza al BPS, que la existente en edades más avanzadas.

Gráfico 3. Pirámide poblacional. Año 2015



Fuente: Instituto Nacional de Estadística

4. Densidad de aportes y duración de los spells

La densidad de cotización se define como la proporción de períodos cotizados entre el total de períodos durante los cuales el individuo potencialmente podría haber cotizado (exposición a la cotización). La definición del período de exposición a contribuciones es problemática debido a la heterogeneidad que existe entre los individuos⁵. Siguiendo algunos antecedentes (Apella y Zunino 2020, Apella, 2010; Forteza et al., 2009) en este trabajo se escogió como periodo de

⁵ A modo de ejemplo, los individuos con menos años de educación formal probablemente ingresen antes al mercado laboral, por lo cual su período de cotización potencial comience a una edad más temprana. Esto lleva a que elegir una edad de inicio laboral potencial muy baja tienda a subestimar la densidad de cotizaciones de los trabajadores más educados y viceversa. Una posible solución para esto podría ser considerar para cada individuo el comienzo de su periodo potencial de cotizaciones al momento de la primera cotización. Esta solución, no obstante, tendería a sobrestimar la densidad de cotización de individuos cuyo ingreso tardío al mercado formal haya estado precedida de actividad laboral en el sector informal.

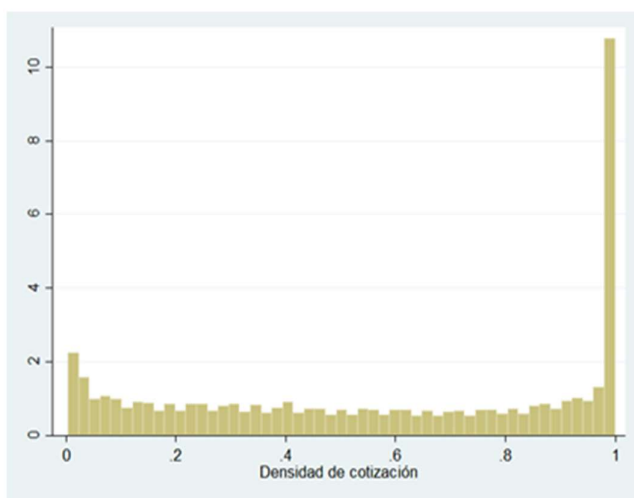
exposición a la cotizaciones la etapa comprendida entre los 18 y 65 años, o el momento del retiro, si ocurriese con anterioridad a esa edad, de forma generalizada. Adicionalmente, se realizaron ejercicios orientados a analizar la robustez del análisis realizado, concluyendo que los resultados aquí presentados son, prácticamente, invariantes ante definiciones alternativas para el periodo potencial de cotizaciones. De esta forma, el indicador de densidad de cotizaciones quedó definido de la siguiente forma:

$$DC = \frac{\text{Períodos Cotizados}}{\text{Exposición a la cotización}}$$

Considerando esta definición, la densidad de cotización promedio estimada para los trabajadores afiliados al BPS en el período analizado es del 57%, mientras que la mediana se ubica en el 59%. Esto implica que, en promedio, los individuos cotizan durante algo más de la mitad de su periodo de exposición, existiendo un 50% de trabajadores cuya densidad de cotización es menor o igual al 59% del mismo. Estos resultados se encuentran alineados con los aportados en estudios anteriores (Bucheli et al., 2006 y Forteza et al., 2009).

Adicionalmente, se observa una importante heterogeneidad respecto a la densidad de cotización existente en la base de datos. En este sentido, es importante complementar los indicadores anteriores con un análisis más completo de la distribución, cuyo histograma se presenta en el gráfico 4. Se aprecia, por ejemplo, que un cuarto de los individuos presenta densidades de cotización menores al 25%, mientras que el 17% del total alcanza el historial de cotización completo (densidad de cotización igual a uno).

Gráfico 4. Histograma de la densidad de cotización



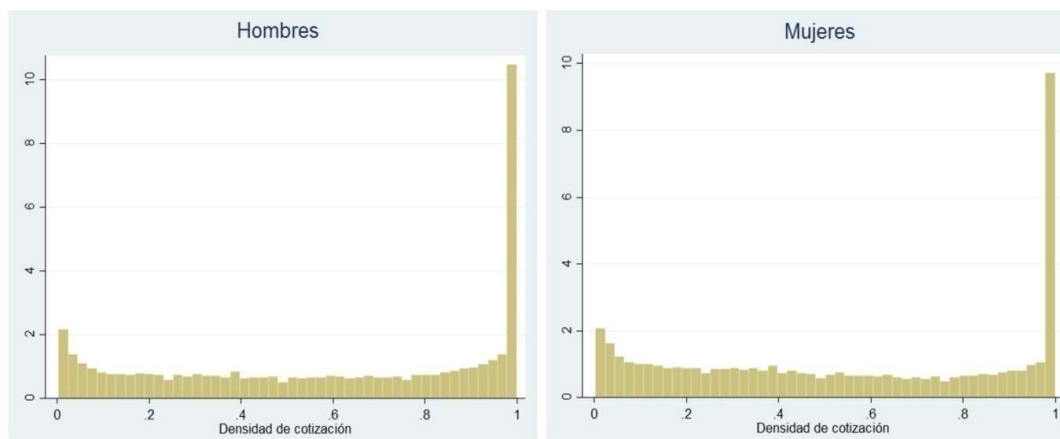
Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS

Analizando el histograma de la densidad de cotización se observa un único modo ubicado en el 100%, lo que indica una acumulación importante de trabajadores que presentan un historial de cotización completo. Los restantes individuos se distribuyen de forma uniforme en la densidad

estimada. Se observa, no obstante, cierta concentración de trabajadores para los valores más bajos de la densidad, aunque sin llegar a configurar el tipo de distribución bimodal típica de economías con mercados de trabajo fuertemente duales, donde existe un grupo muy significativo de trabajadores que transcurre prácticamente toda su vida laboral por fuera de la formalidad. Cabe señalar, que los individuos que nunca hayan cotizado al sistema (historial completo de informalidad) no son detectados en esta base de datos.

El género de los trabajadores indica una brecha en favor de los hombres tanto en la media como en la mediana de la densidad de cotización. Los hombres presentan una densidad promedio del 59%, al tiempo que la de las mujeres es del 55%. Esta brecha de 4 puntos porcentuales se amplifica a 10 puntos porcentuales al considerarse la mediana de las distribuciones. Asimismo, cuando se visualiza la distribución de la densidad (gráfico 5) se encuentra que existe una mayor cantidad de hombres que de mujeres con altas densidades de cotización. Más allá de estas brechas, se puede apreciar que las distribuciones de ambos sexos resultan similares a la densidad presentada para el total de la muestra, esto es, aparecen caracterizadas por un único modo asociado a historias de cotización completas y una distribución relativamente homogénea para el resto de los valores. En ambas distribuciones se vuelve a observar una cierta concentración de trabajadores para los valores más bajos de la densidad, pero sin llegar a configurar el tipo de distribución bimodal que se observa en economías duales.

Gráfico 5. Histograma de la densidad de cotización según sexo



Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS

Al analizar la posición de los trabajadores en la distribución del ingreso, se identifica una clara correlación positiva entre la densidad de cotizaciones y el nivel de ingreso. La densidad promedio es creciente entre los diferentes quintiles de ingresos, existiendo una diferencia significativa entre el primer y último quintil que asciende a 46 puntos porcentuales. Asimismo, se destaca que mientras la mitad de los individuos pertenecientes al quintil de mayores ingresos alcanza una densidad del 100%, sólo el 4% y el 6% de los pertenecientes a los dos quintiles de menores ingresos logran tener un historial de cotización completo. Por otro lado, casi un cuarto de los trabajadores pertenecientes a estos quintiles presenta densidades inferiores al 25% (tabla 3).

Agrupando a los individuos según el año de su nacimiento, se encuentra un pequeño descenso tanto de la media como la mediana de la densidad de cotización para las cohortes más jóvenes.

En efecto, mientras que la densidad de cotización mediana para los nacidos entre 1955 y 1960 se sitúa en el 68%, este indicador descende hasta el 53% para los nacidos en años posteriores a 1970. Esta heterogeneidad en el indicador de densidad de cotización por cohortes se ve afectada por las variaciones que sufre la densidad de cotización al interior del ciclo laboral, por lo cual no necesariamente refleja un vínculo más inestable con el sistema de seguridad social en los grupos más jóvenes. Por este motivo, esta información se complementa con indicadores de densidad específica por edades, donde se refleja claramente cómo se va modificando el vínculo con el sistema de seguridad social en la medida en que los individuos se aproximan a las edades de retiro⁶.

Tabla 3. Densidad de cotizaciones en trabajadores que cotizan al BPS

Características	Media	Mediana	% de cotizantes con densidad de contribución (d)				
			d<25%	25%<d<50%	50%<d<75%	75%<d<100%	d=100%
<i>Total</i>	0,57	0,59	25,49	18,34	15,96	23,13	17,09
<i>Sexo</i>							
<i>Hombres</i>	0,59	0,64	23,86	17,05	16,34	25,24	17,51
<i>Mujeres</i>	0,55	0,54	27,32	19,79	15,54	20,73	16,61
<i>Quintiles de Ingreso</i>							
<i>I</i>	0,34	0,22	53,83	18,64	10,94	12,79	3,79
<i>II</i>	0,45	0,41	32,58	26,58	19,81	16,41	4,63
<i>III</i>	0,64	0,70	14,51	17,75	23,30	33,64	10,79
<i>IV</i>	0,80	0,94	7,73	8,65	11,88	38,46	33,28
<i>V</i>	0,78	1,00	13,39	10,70	4,11	13,91	57,89
<i>Cohortes</i>							
<i>1955-1960</i>	0,61	0,68	23,70	16,25	13,45	20,21	26,39
<i>1961-1965</i>	0,60	0,64	24,04	17,69	14,21	21,32	22,74
<i>1966-1970</i>	0,58	0,60	25,63	17,91	15,66	23,94	16,86
<i>1970+</i>	0,53	0,53	27,41	20,29	18,84	25,47	7,99
<i>Edad</i>							
<i>20-30</i>	0,49	0,48	38,80	12,45	12,24	15,28	21,23
<i>30-40</i>	0,56	0,63	32,64	11,49	11,20	16,18	28,49
<i>40-50</i>	0,62	0,81	28,34	9,52	9,28	13,63	39,22
<i>50-60</i>	0,67	1,00	25,68	6,38	6,73	10,89	50,32

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS

⁶ El indicador de densidad por edades toma para cada individuo de la base de datos, independientemente de su año de nacimiento, la cantidad de períodos cotizados cuando el individuo se encontraba en un determinado tramo de edad, dividiendo entre el total de períodos que existen en ese mismo tramo (si tomamos períodos de 10 años, por ejemplo, se divide entre 120, dado que la unidad temporal de cotización considerada son meses).

Historias laborales y densidad de cotizaciones al sistema de pensiones de Uruguay

Considerando grupos etarios de a diez años, se identifica que tanto las medias como las medianas de la densidad de cotización son crecientes con la edad. Mientras que entre los 20 y 30 años la cantidad de trabajadores que presenta una densidad de cotización menor al 25% alcanza a casi el 40%, este guarismo disminuye hasta el 25,7% entre los 50 y 60 años. En contraposición, la proporción de trabajadores que presentan densidades del 100% se incrementa notoriamente a medida que aumenta la edad, pasando del 21,3% en el tramo entre 20 y 30 años al 50,3% entre los 50 y 60 años.

Existen notorias diferencias en las densidades de cotización de trabajadores pertenecientes a diversos sectores de actividad. En la medida en que los trabajadores pueden haber trabajado y aportado en diferentes sectores de actividad a lo largo de su historia laboral, a efectos de las estimaciones se considera para cada trabajador el sector dentro del cual permaneció más períodos como cotizante. Adoptando este criterio, los trabajadores que tuvieron mayores densidades de cotización son los correspondientes a Comunicaciones, Transporte y Almacenamiento, Organismos Extranjeros y la industria Manufacturera. Por su parte, los sectores de actividad donde se registran las menores densidades de cotización son Construcción y Restaurantes y Hoteles.

Tabla 4. Densidad de cotizaciones de los trabajadores según sector de actividad.

Código	Descripción.	Densidad de cotización		% de cotizantes con densidad de contribución (d)				
		media	mediana	d<25 %	25%<d<50 %	25%<d<50 %	75%<d<100 %	d=100 %
1	Ag. ganadería, caza, forestación, silv y pesca	0,57	0,62	25,7	16,1	17,9	30,3	10,0
2	Minas y canteras	0,52	0,54	32,7	14,4	14,9	26,7	11,4
3	Ind. Manufacturera	0,61	0,68	22,4	16,3	15,8	26,9	18,7
4	Electricidad gas y agua	0,54	0,49	36,5	14,1	8,4	8,7	32,3
5	Construcción	0,45	0,42	35,2	21,7	20,5	20,0	2,6
6	Com. Al por mayor y por menor, reparaciones	0,57	0,59	25,0	18,9	17,0	26,0	13,2
7	Transporte y almacenamiento	0,66	0,75	16,4	16,1	17,3	28,7	21,5
8	Hoteles y restaurantes	0,42	0,34	42,1	18,7	15,0	18,9	5,3
9	Comunicaciones	0,72	0,88	14,4	12,3	13,9	25,4	33,9
10	Act. Financieras	0,53	0,40	13,3	46,4	11,1	17,5	11,8
11	Act. Inmobiliarias	0,51	0,49	31,1	19,7	16,4	21,4	11,5
12	Otras act. De servicios	0,58	0,60	25,0	18,4	14,8	19,7	22,1
13	Org extranjeros	0,67	0,80	16,0	18,0	10,0	42,0	14,0

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS

La duración promedio de los períodos de cotización (no cotización) mide la cantidad de meses que un individuo cotiza (no cotiza) de forma ininterrumpida. El indicador de duración se calcula

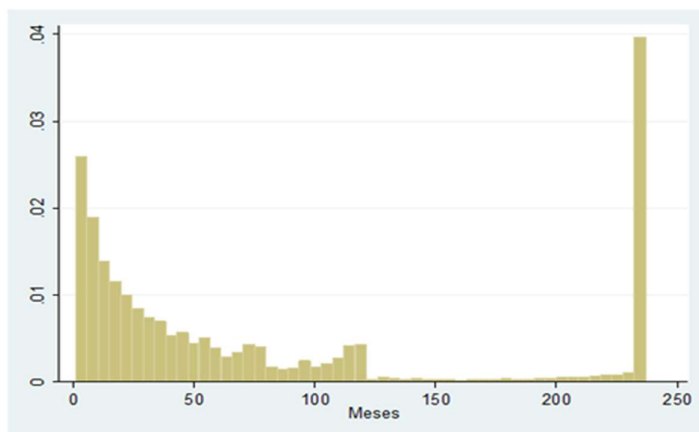
como el cociente entre la cantidad total de meses cotizados (no cotizados) por un individuo y la cantidad de intervalos continuos en los que cotizó (no cotizó).

Los registros para el periodo (*spell*) contributivo promedio se encuentran entre 1 y 237 meses. La base de datos contiene información para todos los meses entre abril de 1996 y diciembre de 2015, por lo que el total de meses considerado es de 237. Esto implica que la máxima duración promedio de los periodos de cotización es de 237, valor que identifica un individuo que realizó aportes sin interrupciones en toda la ventana temporal considerada (237 meses cotizados en un único intervalo contributivo). Podría darse el caso, no obstante, de trabajadores con cotización ininterrumpida durante toda su etapa activa en la base de datos, pero con un registro más corto para el *spell* contributivo promedio, debido a que parte de los meses comprendidos en la base de datos quedan por fuera de su edad activa. En el otro extremo se encuentran las duraciones promedio de 1 mes, que indican que los trabajadores no lograron cotizar dos meses consecutivos entre abril de 1996 y diciembre de 2015. Se debe tener en cuenta que esto no indica que estos trabajadores hayan cotizado un único mes en todo el período, sino que todas las cotizaciones realizadas corresponden a intervalos de un solo mes de aporte.

En la base de datos existe una importante cantidad de trabajadores con períodos de cotización promedio muy poco extensos (gráfico 7). De hecho, el 23% de los trabajadores de la muestra tiene una duración promedio de períodos de cotización inferior a 1 año y el 50% no cotizó en promedio más de 3,5 años de forma consecutiva. En contraste, el 17% de los trabajadores de la muestra realizaron aportes sin interrupciones durante la totalidad de los 237 meses que cubre la base de datos. El promedio para el conjunto de trabajadores es de 81 meses, esto es, un período promedio de cotización ininterrumpida de 6 años y 9 meses. Nuevamente, resulta interesante explorar la heterogeneidad observada a fin tener una mejor comprensión de las características de los trabajadores para los cuales se observan periodos más prolongados de cotización consecutiva y las características de aquellos casos en que los *spells* contributivos resultan más cortos.

Al distinguir por sexo, se encuentra una situación algo más favorable para las mujeres, quienes presentan una duración promedio 7 meses mayor a la observada en el caso de los hombres. Mientras el 50% de los hombres cotizan de forma ininterrumpida no más de 37 meses, dicho umbral es de 47 meses en el caso de las mujeres. Las mayores diferencias entre la distribución de los hombres y la correspondiente a las mujeres se encuentra en los valores bajos de duración, donde, a modo de ejemplo, la proporción de hombres que realizan aportes ininterrumpidos por menos de un año es 8 puntos porcentuales superior a la de las mujeres.

Gráfico 7. Duración promedio de los períodos de cotización



Fuente: elaboración propia en base a datos de BPS

Al considerar el nivel de ingreso de los individuos, se observa una relación positiva respecto a la duración de los spells contributivos. La diferencia en la duración promedio entre los quintiles de menores y mayores ingresos es de algo más de 10 años (121 meses). Asimismo, mientras el 50% de los trabajadores del primer quintil de ingresos no logra cotizar más de 17 meses consecutivos, en promedio, la mitad de los trabajadores del quinto quintil (el de mayores ingresos) no presenta interrupciones en su historial de cotizaciones.

Al agrupar por cohortes según año de nacimiento, también se encuentra una mayor duración de los spells contributivos para los grupos de mayor edad. Las personas nacidas en años más recientes presentan una menor duración promedio de los períodos de cotización que los individuos nacidos en años anteriores. Mientras que la duración promedio de los spells contributivos para los nacidos entre 1955 y 1960 se estimó en 102,5 meses, dicha duración desciende hasta 61,7 meses en los nacidos en años posteriores a 1970. Como se mencionó anteriormente, al analizar las densidades de cotización, esto no necesariamente refleja una peor vinculación de las generaciones más jóvenes con el sistema de seguridad social, sino que puede ser el reflejo de los cambios que experimenta la vinculación con el sistema al interior del ciclo laboral de los individuos. Por este motivo, también se calcularon duraciones promedio por tramos específicos de edad, observándose una mayor duración de los períodos contributivos en la medida en que los individuos tienen mayor edad. Mientras que la duración promedio de los spells contributivos es de 21,6 meses cuando los individuos tienen entre 20 y 30 años, esta duración se incrementa hasta 44,6 meses entre los 50 y 60 años.

La duración promedio de los períodos de no cotización mide la cantidad de meses consecutivos en que, en promedio, un individuo se encuentra en dicho estado. Este indicador se calcula como el ratio entre la cantidad total de meses donde el individuo no realizó aportes y la cantidad de intervalos en los que no cotizó. En la base de datos la duración de los spells no contributivos se encuentra entre 1 y 236 meses. Como todos los trabajadores presentes en la muestra cotizaron al BPS al menos una vez entre abril de 1996 y diciembre de 2015, la máxima duración promedio del período de no cotización es de 236 meses, correspondiente a quienes realizaron aportes únicamente en el mes inicial o en el final del período de análisis. Cualquier individuo que haya cotizado únicamente un mes, pero en un período intermedio, tendrá dos intervalos de no

cotización (previo y posterior al período de aportes), por lo que el indicador de duración se reduce a la mitad comparado con los casos donde el período de actividad ocurre al inicio o al final. En el otro extremo se encuentran las duraciones promedio de 1 mes, las cuales reflejan situaciones de trabajadores que tuvieron interrupciones en su historial de cotización, aunque las mismas fueron únicamente en meses no consecutivos. Cabe aclarar que el análisis de duración de períodos de no cotización excluye a quienes aportaron sin interrupciones durante todo el período. Esta situación genera que los estadísticos presentados en la tabla 5 sobre períodos no contributivos no contemplen adecuadamente a los trabajadores con mejor perfil contributivo, generando sesgos, o incluso resultados llamativos, en los estadísticos presentados.

Tabla 5. Duración promedio de los períodos de cotización

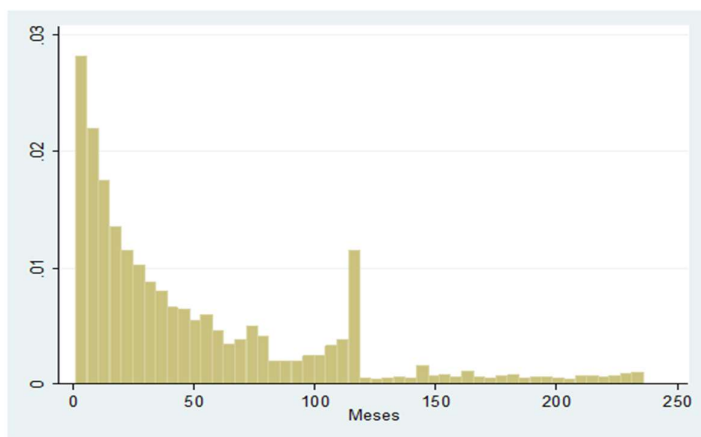
<i>Características</i>	<i>Media</i>	<i>Mediana</i>	<i>% de spells contributivos con duración</i>				
			<i>Menor a 1 año</i>	<i>1 a 2 años</i>	<i>2 a 4 años</i>	<i>4 a 6 años</i>	<i>Más de 6 años</i>
<i>Total</i>	81,4	42,0	23,21	13,71	16,35	9,46	37,26
<i>Sexo</i>							
<i>Hombres</i>	78,28	36,67	27,26	13,58	14,98	8,53	35,66
<i>Mujeres</i>	84,89	47,00	18,64	13,86	17,91	10,51	39,08
<i>Quintiles de Ingreso</i>							
<i>I</i>	49,7	17,4	42,78	13,55	13,91	7,64	22,13
<i>II</i>	45,0	20,3	35,75	18,84	17,98	8,91	18,52
<i>III</i>	70,2	40,7	14,75	17,89	23,08	12,44	31,84
<i>IV</i>	133,2	113,0	3,59	5,75	14,20	11,59	64,88
<i>V</i>	170,8	237,0	6,70	3,19	5,33	4,81	79,97
<i>Cohortes</i>							
<i>1955-1960</i>	102,51	62,00	19,40	11,29	13,65	8,70	46,97
<i>1961-1965</i>	93,18	51,75	20,84	12,37	15,12	8,87	42,81
<i>1966-1970</i>	80,47	41,67	23,35	13,66	16,37	9,42	37,20
<i>1970+</i>	61,73	31,00	26,95	16,07	18,76	10,33	27,89
<i>Edad*</i>							
<i>20-30</i>	21,60	12,00	24,24	9,58	8,51	3,58	54,09
<i>30-40</i>	33,55	19,00	19,28	8,62	8,99	4,82	58,29
<i>40-50</i>	39,22	26,00	17,18	11,77	14,09	8,70	48,26
<i>50-60</i>	44,64	36,00	13,65	13,62	19,45	14,01	39,28

Fuente: elaboración propia en base a datos de BPS

El análisis de la distribución de los spells no contributivos muestra cierta concentración de los trabajadores en los períodos de no-cotización menos extensos (gráfico 8). De forma similar a lo que ocurre con los períodos de cotización, el 10% de los trabajadores que registran alguna interrupción en su historial de aportes, presentan una duración promedio de no cotización menor a 5 meses, el 22% una duración menor a 1 año, y casi el 50% no pasa más de 2 años y medio sin realizar aportes al BPS, en promedio. Asimismo, se observa que existe un conjunto

importante de trabajadores con períodos promedio de no cotización bastante extensos, cercanos a la mitad del período analizado, lo que caracteriza como se explicó con anterioridad a individuos con un único mes de cotización en el período que comprende la base. De hecho, casi 8% de los trabajadores ha permanecido sin cotizar entre 9 y 10 años, en promedio. Un porcentaje similar de trabajadores presentan períodos promedio de no cotización superiores a los 10 años. Los trabajadores con al menos una interrupción en su historial de cotizaciones se mantienen, en promedio, 50 meses consecutivos sin realizar aportes.

Gráfico 8. Duración promedio de los períodos de no cotización



Fuente: elaboración propia en base a datos de BPS

El procesamiento de la información disponible en la base de datos indica que existe una duración más prolongada de los períodos de no cotización en el caso de las mujeres. Mientras que en las mujeres la duración promedio de los períodos de no cotización se extiende por 58,6 meses, en el caso de los hombres la extensión promedio de estos períodos es de 43,1 meses. Adicionalmente, entre los hombres que registran al menos un período de no cotización, el 28,9% presenta una duración promedio de dichos períodos inferior a un año, siendo que en el caso de las mujeres esta proporción alcanza solo al 13,6%. Al analizar duraciones prolongadas, mayores a 6 años, los porcentajes se ubican en el 35,6% para los hombres frente al 42,7% de las mujeres.

Existe una relación negativa entre la duración de los spells no contributivos y el nivel de ingreso de los individuos. En concreto, se observa un comportamiento claramente descendente de la duración de los periodos no contributivos en la medida en que se consideran los quintiles ordenados de menor a mayor en términos del nivel de ingreso de los trabajadores. Se observa una excepción en el quinto quintil, que se explica por la exclusión de los trabajadores con perfil de cotización completo y que, por lo tanto, no registran periodos no contributivos en la base de datos.

Tabla 6. Duración promedio de los períodos de no cotización

Historias laborales y densidad de cotizaciones al sistema de pensiones de Uruguay

Características	Media	Mediana	Menor a 1 año	% de spells no contributivos con duración			
				1 a 2 años	2 a 4 años	4 a 6 años	Más de 6 años
<i>Total</i>	50,45	31,00	21,76	13,91	16,17	9,21	38,95
<i>Sexo</i>							
<i>Hombres</i>	43,11	21,11	28,91	14,76	13,93	6,83	35,57
<i>Mujeres</i>	58,65	42,33	13,67	12,96	18,70	11,90	42,77
<i>Quintiles de Ingreso</i>							
<i>I</i>	67,68	55,75	10,32	11,69	21,18	14,42	42,40
<i>II</i>	45,62	29,50	22,13	19,03	21,75	11,81	25,28
<i>III</i>	40,13	19,78	32,73	16,09	15,96	8,14	27,09
<i>IV</i>	41,49	17,50	27,13	10,96	9,94	5,15	46,82
<i>V</i>	85,71	93,00	8,09	3,52	3,72	2,91	81,76
<i>Cohortes</i>							
<i>1955-1960</i>	56,76	37,33	17,63	10,84	13,61	8,44	49,49
<i>1961-1965</i>	53,90	34,00	19,82	11,95	14,12	8,94	45,17
<i>1966-1970</i>	50,29	30,33	22,88	13,46	15,89	8,86	38,90
<i>1970+</i>	45,64	27,50	24,66	17,36	19,27	10,10	28,62
<i>Edad*</i>							
<i>20-30</i>	25,5	15,0	22,52	11,70	10,18	4,32	51,28
<i>30-40</i>	33,6	19,0	19,48	9,38	9,43	5,01	56,70
<i>40-50</i>	34,3	22,0	17,95	9,72	10,76	5,82	55,75
<i>50-60</i>	32,1	23,0	15,55	9,64	11,09	6,13	57,59

Fuente: elaboración propia en base a datos de BPS

Considerando el año de nacimiento de los individuos, se observa una disminución de la duración de los períodos no contributivos para las cohortes más jóvenes. Este resultado, en línea con resultados anteriores, podría estar reflejando una relación más inestable de las cohortes más jóvenes con el Sistema de Seguridad Social, caracterizada por frecuentes entradas y salidas del mismo. Sin embargo, esta situación podría estar reflejando, simplemente, que existe un efecto “ciclo de vida” asociado al perfil más inestable de cotizaciones registrado en el inicio de la actividad laboral.

Al analizar la duración de los períodos no contributivos atendiendo a la edad de los individuos, se observa una relación creciente entre ambas variables. La duración promedio de los períodos no contributivos es menor entre los 20 y 30 años alcanzando a 25,5 meses y se incrementa en la medida en que avanza la edad de los individuos con la única excepción del tramo 50-60 años. Al igual que en el caso de los quintiles de ingresos, esta disminución en el último tramo etario se explica totalmente por la exclusión de los trabajadores con perfil de cotización completo, los cuales tienen una ponderación mayor en este tramo. De esta forma, se podría afirmar que la relación de los trabajadores con el sistema comienza caracterizándose por frecuentes entradas y

salidas de corta duración al inicio de la vida laboral, pero a medida que la edad avanza los estados tienden a ser más persistentes.

5. Metodología de estimación⁷

El objetivo es estimar la proporción de trabajadores que alcanzaría la cantidad de períodos de contribución requeridos para acceder a una pensión en el retiro e identificar a los grupos más vulnerables. Sin embargo, no es posible estimar dicha proporción directamente, en parte porque las condiciones son cambiantes en el tiempo y no se cuenta con historias de trabajo completas.

Con historias laborales incompletas es difícil estimar cuántos años de contribuciones los trabajadores han acumulado al momento de alcanzar la edad de retiro. Por tal motivo, se desarrolla una metodología en dos etapas destinada a estimar la función de distribución de la cantidad de años de contribuciones alcanzados durante el transcurso de la vida, tal como la utilizada por Apella (2010), Bucheli *et al.* (2010) y Forteza *et al.* (2009). En la primera etapa, se estima los índices de transición (o tasas de riesgo) entre el estado contributivo y no contributivo. En la segunda etapa, se simula las historias laborales utilizando las tasas de riesgo estimadas y se computa las funciones de distribución de la cantidad de períodos cotizados en diversas edades.

5.1 Primera etapa: estimación de las tasas de riesgo

Se supone una historia laboral de los trabajadores que comienza a los 18 años. El mismo pueda realizar actividad en dos estados diferentes: cotizando en el mes j al sistema de pensiones, en cuyo caso se encontraría ocupado de manera formal, o no realizando sus aportes. En este último caso o bien podría estar ocupado en un puesto informal o en situación de desempleo o inactividad.

Durante el transcurso de la historia laboral los individuos transitan desde y hacia diferentes estados. Particularmente en este estudio se identifican dos estados: contributivo y no contributivo. A partir de ello, se define a la probabilidad de salir del estado (en el que se encontrara el trabajador: contributivo o no contributivo) en el intervalo (a_{j-1}, a_j) como:

$$\text{prob}(a_{j-1} < T \leq a_j) = F(a_j) - F(a_{j-1}) = S(a_{j-1}) - S(a_j) \quad (1)$$

Donde $F(\cdot)$ es la función de distribución acumulada o función de falla (*failure function*) y $S(\cdot) = 1 - F(\cdot)$ es la función de sobrevivencia.

La probabilidad de salir de un estado, es decir de transitar, en el intervalo a_j habiendo permanecido en él hasta a_{j-1} , también conocida como tasa de riesgo, se define como:

$$h(a_j) = \text{prob}(a_{j-1} < T \leq a_j | T > a_{j-1})$$

⁷ La presente sección se basa en Apella (2010)

$$h(a_j) = \frac{\text{prob}(a_{j-1} < T \leq a_j)}{\text{prob}(T > a_{j-1})} \quad (2)$$

$$h(a_j) = \frac{S(a_{j-1}) - S(a_j)}{S(a_{j-1})} = 1 - \frac{S(a_j)}{S(a_{j-1})}$$

Con esto, la probabilidad de sobrevivir hasta algún período determinado j es el producto de las probabilidades de no experimentar una transición en cada intervalo (o de sobrevivir en cada intervalo precedente), entonces:

$$S(j) = (1 - h_1)(1 - h_2)(1 - h_3) \dots (1 - h_{j-1})(1 - h_j) \quad (3)$$

$$S(j) = \prod_{k=1}^j (1 - h_k)$$

Y por tanto la *failure function* viene representada por:

$$F(j) = 1 - S(j)$$

$$F(j) = 1 - \prod_{k=1}^j (1 - h_k) \quad (4)$$

La probabilidad de salir del estado en el intervalo j es:

$$f_j = S_{j-1} - S_j$$

$$f_j = \frac{S_j}{1 - h_j} - S_j$$

$$f_j = \left(\frac{1}{1 - h_j} - 1 \right) S_j$$

$$f_j = \left(\frac{h_j}{1 - h_j} \right) \prod_{k=1}^j (1 - h_k) \quad (5)$$

Considere un trabajador en alguno de los dos estados posibles: cotizar o no cotizar a la seguridad social. A partir de allí, y en función de algunas circunstancias, el individuo puede pasar de un estado a otro, es decir, realizar una transición entre ambos estados.

En este sentido, se define a $h_c(t, X_t)$ como la probabilidad de que un trabajador que se encuentra cotizando a la seguridad social en el período t deje de hacerlo en $t + 1$, y $h_n(t, X_t)$ como la probabilidad de que un trabajador que no contribuye en t comience a hacerlo en $t + 1$.

Tales probabilidades se denominan tasas de transición o de riesgo en tiempo discreto de los estados “contributivo” y “no contributivo”, respectivamente. Asimismo, tales tasas de riesgo dependen de un conjunto de variables características representadas por X_{it} .

Usualmente se asume que la tasa de riesgo se descompone en dos términos: uno que resume el impacto de la duración sobre el estado, denominada función de riesgo base γ_t , y un término que explica el impacto de las características X_{it} . Dicho modelo, se denomina de riesgo proporcional debido a que las tasas de riesgos de dos individuos que se diferencian solamente en sus características tiempo-invariantes mantienen un cociente constante, proporcional a la diferencia absoluta en tales características. Asimismo, la tasa de riesgo depende de efectos individuales no observables, u_i .

Definiendo a h_{it} como la tasa de transición de pasar de un estado a otro, la probabilidad de permanecer en el mismo estado hasta el período T viene dado por:

$$\Gamma(u_i) = \begin{cases} \prod_{t=1}^{T_i} (1 - h_{it}) & \text{si no hay transición} \\ \left[\frac{h_{iT_i}}{1 - h_{iT_i}} \right] \prod_{t=1}^{T_i} (1 - h_{it}) & \text{si hay transición} \end{cases}$$

Sea $y_{it} = 1$ si el individuo realiza una transición en el período t y $y_{it} = 0$ en cualquier otro caso, entonces, la permanencia del individuo se puede formular como:

$$\Gamma(u_i) = \left[\frac{h_{iT_i}}{1 - h_{iT_i}} \right]^{y_{iT_i}} \prod_{t=1}^{T_i} (1 - h_{it}) \quad (6)$$

Asumiendo que u_i se encuentra normalmente distribuida con media cero y σ_u^2 , la probabilidad total es:

$$\Gamma = \int_{-\infty}^{\infty} \frac{e^{-u_i^2/2\sigma_u^2}}{\sqrt{2\pi}\sigma_u} \Gamma(u_i) du_i$$

Ello puede ser entendido como un modelo de variable latente donde $y_{it} \in (0,1)$ es igual a 1 si y sólo si $e_{it} < x'_{it}\beta^D + \gamma_t + u_i$ se distribuye conforme a una distribución Gumbel (0,1), es decir, la función de distribución acumulada es $D(e_{it}) = 1 - \exp(-\exp(e_{it}))$. En un contexto de tiempo discreto tal como se asumen los datos en el presente trabajo la tasa de riesgo satisface el supuesto de riesgo proporcional y puede ser expresada como:

$$h_{it} = Pr(y_{it} = 1) = Pr(e_{it} < x_{it}'\beta + \gamma_t + u_i) = 1 - \exp(-\exp(x_{it}'\beta + \gamma_t + u_i)) \quad (7)$$

Donde γ_t es la función de riesgo base.⁸ Este modelo es conocido con el nombre de log-log complementario (*complementary log-log*) debido a la aplicación de una transformación complementaria log-log a la tasa de riesgo. De este modo se logra expresar a la tasa de riesgo como una función lineal de la función de riesgo base y el vector X_{it} :

$$\log[-\log(1 - h(t, X_t))] = x_{it}'\beta + \gamma_t + u_i \quad (8)$$

Para identificar γ_t se deben realizar algunos supuestos adicionales sobre la forma funcional subyacentes. Careciendo de un argumento teórico específico, se adopta la práctica usual de utilizar variables dummies para representar la duración y la edad. Sin embargo, una vez que los patrones empíricos de duración y edad pueden ser identificados, se elige una forma funcional más parsimoniosa para facilitar las simulaciones. En este sentido, se opta por utilizar un polinomio de segundo grado en edad y el logaritmo de la duración. Dado que el impacto de la duración puede variar a lo largo del ciclo de vida, se incluyen dos variables de interacción entre la duración y la edad del individuo.

La ventana de datos contiene problemas de censura y truncamiento, múltiples *spells*, heterogeneidad no observable y período de relevamiento.

Se espera que un intervalo contributivo termine cuando el trabajador transita del estado contributivo al estado no contributivo. Sin embargo, el *spell* observado puede finalizar debido a la finalización del período de observación. Si esto sucede, sólo se conoce que el trabajador no transitó al otro estado antes del período pasado de observación, aunque nada se sabe si el trabajador hizo o no una transición posterior. No obstante, esta censura por la derecha no es un problema grave para la medición de las tasas de riesgo. Es suficiente reconocer el hecho que la única información disponible sobre la observación pasada es que el individuo sobrevivió en el estado por lo menos hasta dicho período.

En el conjunto de datos utilizados, la censura por la derecha ocurre en dos casos. Primero, las observaciones se censuran en el extremo de la muestra de la historia laboral. No se sabe el estado contributivo de ningún trabajador después de diciembre de 2015. En segundo lugar, un trabajador puede morir o retirarse durante el período de observación. El fallecimiento y retiro podrían ser pensados como diversos estados en el contexto de un modelo de competencia de riesgos.

La censura por la izquierda se presenta cuando la fecha de inicio del estado no es observada. En el presente caso, los *spells* de cada estado frente a la contribución que comenzaron antes 1995 se encuentran censurados por la izquierda. Por tal motivo, tales *spells* no son utilizados en las estimaciones.

El truncamiento por izquierda se presenta cuando el individuo comienza a ser observado posteriormente al verdadero evento inicial. Este tipo de problemas podría darse en la ventana de datos utilizada. Particularmente, la base de datos de historias laborales captura a todos los

⁸ Para un mayor detalle ver Jenkins (2005)

trabajadores que contribuyeron al menos un mes entre abril de 1995 y diciembre de 2015. Si se considera a dos trabajadores que comenzaron a contribuir, a modo de ejemplo, en enero de 1990, pero uno de ellos dejó dicho estado y no volvió a hacerlo, y su par continuó por lo menos hasta julio de 1997, mientras que el segundo trabajador entra en la ventana el primero es excluido.

La heterogeneidad no observada puede sesgar las estimaciones. A fin de reducir parcialmente los efectos de las características no observables, se estiman las tasas de riesgo separadamente según sexo de trabajadores cuyo comportamiento es potencialmente diferente.

5.2 Segunda etapa: Simulación de historias laborales

La construcción de la función de distribución empírica del número de períodos de contribuciones a la edad de retiro resulta analíticamente viable si las probabilidades de contribuir en cada período son independientes del estado anterior (Bucheli *et al.* 2010). Sin embargo, no puede ser realizada cuando las probabilidades de contribuir dependen del estado anterior y varía a lo largo del ciclo de vida. En este caso, las historias laborales son determinadas por una cadena de Markov no-homogénea, realizando simulaciones de Monte Carlo para superar tal dificultad.

La simulación de las historias laborales exige la construcción de una secuencia “*c*” y “*n*” (para el estado contributivo y no contributivo, respectivamente) que replique adecuadamente las propiedades estocásticas de las historias incompletas observadas.

En primer lugar, se simulan las tasas de riesgo del estado contributivo y no contributivo utilizando el modelo estimado *cloglog*. Se supone que los efectos individuales provienen de una distribución normal con media cero y desvío estándar estimado previamente ($SD(u_i)$):

$$\tilde{u}_i = SD(u_i) \cdot \tilde{z}; \quad \tilde{z} \sim \text{Normal}(0,1)$$

Seguidamente se corren simulaciones Monte Carlo con las siguientes tasas de riesgo:

$$\log(-\log(1 - \tilde{h}_{it})) = x_{it}'\hat{\beta} + \tilde{\gamma}_t + \tilde{u}_i \quad (9)$$

El trabajador simulado que contribuye en t contribuía en el período $t - 1$ y no hizo una transición al estado no contribuir o no contribuía en $t - 1$ y realizó una transición al estado contribuir.

Se designa con p a la probabilidad de realizar una transición, y se asume que ésta es extraída de una distribución uniforme en el intervalo $[0,1]$.

El individuo contribuye en t si $p \geq \tilde{h}_{it-1}^C$ y se encontraba cotizando en $t - 1$, o si $p \leq \tilde{h}_{it-1}^N$ y no estaba contribuyendo en $t - 1$. Con esta regla, la probabilidad de que una persona que contribuye en $t - 1$ también lo haga en t es $1 - \tilde{h}_{it-1}^C$, la cual es la probabilidad de no dejar el estado contributivo.

La probabilidad de que un individuo que no contribuye en $t - 1$ contribuya en t es $\tilde{h}_{it-1}^N$, la cual es la probabilidad de salir del estado no contributivo. El algoritmo presentado fue aplicado a la historia de vida de cada individuo simulado. Las simulaciones comienzan a la edad de 18 años en el estado “no contributivo” y terminan a la edad de 65 años. El número de meses de contribución acumulados a cualquier edad puede ser contado en cada historia laboral simulada. Repitiendo este procedimiento 5000 veces se alcanzan distribuciones empíricas de la cantidad de meses de cotización en las edades mencionadas.

6. Resultados econométricos

En la presente sección se presentan los resultados de la estimación de la ecuación (8), es decir, la tasa de riesgo de salir de un estado (contributivo y no contributivo) para hombres y mujeres de manera separada. Los regresores incorporados son el logaritmo natural de la duración, expresada en meses en los que el trabajador permanece en el estado, y su producto con dos variables dummies que toman valor uno si la persona tiene entre 30 y 49 años y otra que identifica a aquellos mayores de 50 años. El objetivo de tales productos es identificar algún efecto diferencial de la duración sobre la probabilidad de salir del estado corriente. Seguidamente, se contempla la edad y su cuadrado. Todos estos regresores no sólo cambian entre individuos sino también en el tiempo. Con el fin de contemplar el efecto del contexto macroeconómico sobre las transiciones entre estados se incorpora la tasa de desempleo. Esta tiene variabilidad en el tiempo aunque no así entre personas.

Finalmente, se incorpora el logaritmo natural del ingreso. Estas variables toman el valor del último dato relevado para cada trabajador por tal motivo no tienen variabilidad en el tiempo y el impacto capturado por las mismas será parcial.⁹

Los resultados de las estimaciones para los afiliados al BPS sugieren que el modelo predice correctamente los cambios de estado, tanto de hombres como de mujeres (tabla 7). En efecto, las estimaciones realizadas indican que, en promedio, el modelo permite detectar el 74% y el 67% de las veces en que salen del estado contributivo hombres y mujeres, respectivamente. Por su parte, las estimaciones relativas a la tasa de riesgo de salir de un estado no contributivo se ubican en el 54,5% para los hombres y en el 54,6% para las mujeres. En la gran mayoría de los casos, las variables explicativas incluidas en los modelos estimados han resultado estadísticamente significativas al 1% y presentan los signos esperados. Un resultado destacable y, a la vez, intuitivo es que, en todos los casos, el coeficiente estimado para la duración resulta significativo al 1% y presenta el signo negativo esperado, lo que sugiere que, a medida que se extiende la permanencia del trabajador en un estado, la probabilidad de realizar una transición es menor. Es decir, los trabajadores que tienen una mayor permanencia continua en el estado contributivo/no contributivo tienen menor probabilidad de cambiar de su estado.

⁹ La decisión de tomar el último ingreso reportado se fundamenta en el hecho de que durante los spells no contributivo no se reporta el ingreso del trabajador. De todos modos, esto permite capturar la heterogeneidad estructural entre individuos como sería el nivel educativo sin perder poder explicativo.

Tabla 7. Estimación de la ecuación (8): $h_{it} = 1 - \exp(-\exp(x'_{it} \beta^D + \gamma_t + u_i))$

	Contributivo		No Contributivo	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
<i>L duración</i>	-0,6572073*** (0,0035834)	-0,3911005*** (0,0047541)	-0,3980401*** (0,0035212)	-0,3957649*** (0,0050675)
<i>L duración*e30-50</i>	0,0602203*** (0,0036753)	0,0536851*** (0,0046682)	-0,0453585*** (0,0035309)	0,008694* (0,0049678)
<i>L duración*e50+</i>	0,1642578*** (0,0043566)	0,1155177*** (0,0054498)	0,0451595*** (0,0043773)	0,0650633*** (0,0058004)
<i>Edad</i>	-0,0691445*** (0,0024284)	-0,1287753*** (0,0037513)	0,0023616 (0,0025626)	-0,0686983*** (0,003991)
<i>edad2</i>	0,1091963*** (0,003166)	0,1844551*** (0,0048075)	-0,0054868* (0,0033183)	0,1025262*** (0,0050775)
<i>LnY</i>	-0,4022122*** (0,0040992)	-0,2228592*** (0,004682)	0,1972157*** (0,0046004)	0,3007979*** (0,0049036)
<i>Desempleo</i>	0,0507628*** (0,000719)	0,0363205*** (0,0010711)	-0,0572362*** (0,0007059)	-0,0630765*** (0,0010627)
<i>Constante</i>	2,735454*** (0,0605395)	1,265873*** (0,0854288)	-3,112615*** (0,066546)	-3,469023*** (0,0915776)
<i>Observaciones</i>	6.330.295	5.295.346	5.292.822	4.541.562
<i>% predicciones correctas</i>	74,32%	66,43%	54,54%	54,64%

* p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01

Desde el punto de vista estadístico, el efecto positivo de la variable duración resulta menor en las estimaciones correspondientes a los grupos de trabajadores de mayor edad. En este sentido, el logaritmo natural de la duración sobre personas de entre 30 y 50 años y sobre aquellos mayores de 50 años resulta significativo y positivo tanto para hombres como para mujeres en las estimaciones vinculadas a la tasa de riesgo del estado contributivo y no contributivo. La única excepción es el coeficiente asociado a los hombres de entre 30 y 50 años, en el caso de la tasa de riesgo del estado no contributivo, que presenta un coeficiente negativo que refuerza el efecto general. En este caso, el efecto duración, se fortalece en el tramo medio de la edad activa de los hombres, disminuyendo la probabilidad de cambiar al estado contributivo.

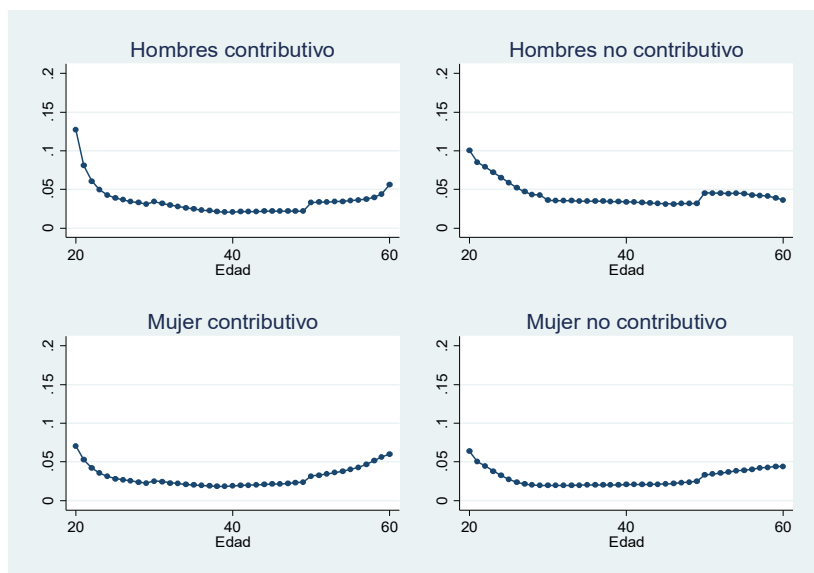
En la medida en que aumenta la edad de los trabajadores, éstos tienen mayor probabilidad de desempeñar actividades en un empleo formal. En efecto, la edad presenta un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de salir del estado contributivo tanto para hombres como para mujeres. Contrariamente, la edad tiene un efecto positivo y significativo sobre la probabilidad de realizar una transición desde el estado no contributivo al contributivo en el caso de los hombres. En el caso de las mujeres, no obstante, la probabilidad de realizar una transición desde el estado contributivo al no contributivo desciende con la edad.

Tanto los hombres como las mujeres caracterizados por mayores niveles de ingresos¹⁰ presentan una mayor probabilidad de trabajar en el sector formal de la economía. Los resultados de las estimaciones realizadas aportan información que no permite rechazar la hipótesis de que el mayor nivel de ingresos implica una menor probabilidad de realizar una transición desde el estado contributivo al no contributivo. Contrariamente, mayor es la probabilidad de concretar una transición desde el estado no contributivo al contributivo.

Los resultados expuestos en el gráfico 9 aplicados a la predicción de la tasa de transición en la muestra, indican que, tanto para hombres como para mujeres, el riesgo de cambio de estado no es constante a lo largo del ciclo de laboral. Las tasas de transición resultan relativamente altas, alcanzando en promedio una probabilidad de salir de estado contributivo en torno al 5% para los hombres, aunque son algo inferiores para las mujeres. Esta probabilidad resulta más elevada en las edades más jóvenes. Los menores de 20 años tienen probabilidades de dejar el estado contributivo superiores al 10%, en el caso de los hombres, y cercanas a 10% en el caso de las mujeres. Dichas tasas tienden a decrecer con la edad hasta los 55 y 60 años donde vuelven a incrementarse, aunque alcanzando valores significativamente más bajos que en las edades jóvenes en el caso de los hombres.

La tasa promedio de transición del estado no contributivo al contributivo muestra un patrón similar, situándose en promedio algo por debajo del 5%. Nuevamente, la probabilidad de realizar una transición es mayor en el inicio de la actividad laboral, decreciendo en las edades medias y volviendo a incrementarse levemente en edades más avanzadas. En este caso, se vuelve a identificar que las tasas de transición resultan algo más elevadas en el caso de los hombres que en las mujeres.

Gráfico 9. Tasa de transición observada y simulada



Fuente: Elaboración propia en base a datos BPS

¹⁰ Téngase en cuenta que el nivel de ingreso considerado es el último reportado, con lo cual podría ser considerado como una variable proxy del nivel educativo.

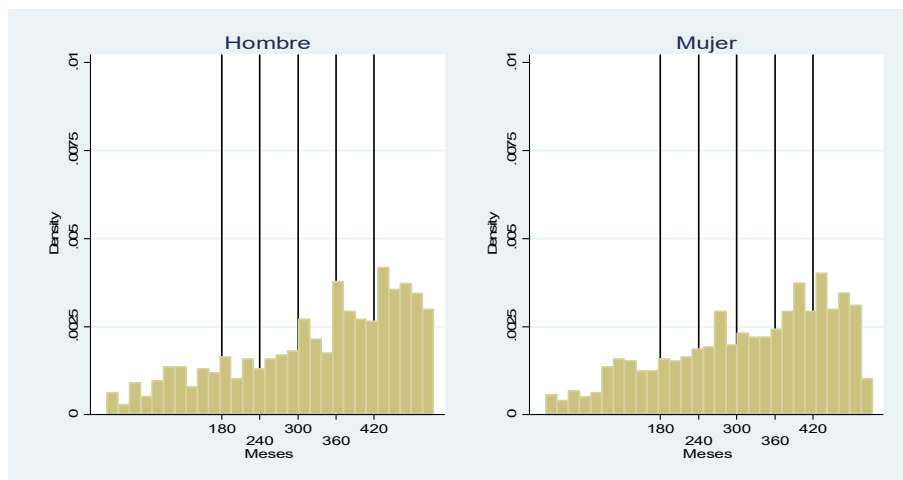
Los resultados hallados mediante el modelo de duración presentado son utilizados para simular historias laborales de una generación hipotética siguiendo la metodología presentada en la sección 5.2. Para ello, se contempla una tasa de desempleo y nivel de ingreso en sus valores medios muestrales. La tabla 8 y figuras 10 reportan la proporción de trabajadores, que de acuerdo con las simulaciones, acumularían 15, 20, 25 y 30 años de contribución a los 60 y 65 años según sexo.

Tabla 8. Proporción de trabajadores que acumularían 15, 20, 25 y 30 años de contribución a los 60 y 65 años de edad según sexo

		<i>Acumula "x" años o más</i>			
		15	20	25	30
Hombres	60 años	0,83	0,75	0,65	0,52
	65 años	0,84	0,77	0,68	0,56
Mujeres	60 años	0,83	0,73	0,59	0,46
	65 años	0,85	0,77	0,66	0,54

Fuente: Elaboración propia en base a datos BPS

Gráfico 10. Distribución de trabajadores según cantidad de meses contributivos acumulados a la edad de 65 años según sexo



Fuente: Elaboración propia en base a datos BPS

Las simulaciones realizadas señalan que el 51,8% de los hombres y el 46,2% de las mujeres alcanzarían 30 años de cotización a los 60 años de edad, configurando de esta forma causal jubilatorio según el régimen general actual en BPS. A esta misma edad, aproximadamente un 18%, tanto de hombres como de mujeres, habrían acumulado menos de 15 años de cotizaciones, estando lejos de alcanzar el causal jubilatorio. El gráfico 10 presenta la distribución estimada de años cotizados tanto para hombres como para mujeres.

Si se consideran como referencia los 65 años de edad las proporciones se incrementarían. Las estimaciones realizadas señalan que a los 65 años de edad el 55,7% de los hombres y el 53,5% de mujeres habrían acumulado al menos 30 años de cotizaciones, esto es, aproximadamente, cinco puntos porcentuales más en los hombres y siete puntos porcentuales adicionales en mujeres, en comparación con las estimaciones correspondiente al umbral de los 60 años. Estas variaciones son, particularmente, importantes a la hora de calibrar un posible ajuste paramétrico del causal jubilatorio, puesto que permite aproximar la cantidad de personas que estaría siendo afectada, por ejemplo, por un eventual incremento en la edad mínima jubilatoria. No obstante, la existencia de bonificaciones genera que un grupo más amplio de personas pueda alcanzar el causal jubilatorio (30 años reconocidos), aún sin haber alcanzado los 30 años efectivos de cotización.

7. Conclusiones

Los resultados obtenidos del procesamiento de la base de datos de historias laborales del BPS señalan que la densidad de cotización de los trabajadores del bloque principal del Sistema de Seguridad Social se encuentra algo por debajo del 60%, lo que refleja una buena calidad de cobertura, en comparación con otros países de la región. La densidad de cotización promedio estimada para los trabajadores afiliados al BPS en el período analizado es del 57%, mientras que la mediana se ubica en el 59%. Los resultados obtenidos en este trabajo se encuentran en línea con los antecedentes nacionales más recientes (Bucheli et al., 2006 y Forteza et al., 2009).

El análisis realizado da cuenta de la existencia de importantes heterogeneidades respecto a la densidad de cotización y duración promedio de los períodos contributivos y no contributivos. Atendiendo al sexo de los trabajadores, se encuentra que las mujeres presentan una densidad de cotización algo inferior a la registrada por los hombres al tiempo que transitan períodos más prolongados, tanto en los spells contributivos, como en los no contributivos. En este sentido, se podría concluir que la relación de los hombres con el sistema se caracteriza por entradas y salidas más frecuentes, aunque menos prolongadas, en tanto que las mujeres tienden a mantener por mayor tiempo su estado (contributivo o no contributivo).

Asimismo, se encuentra que los individuos que en promedio cuentan con mayores ingresos, también, presentan un historial de cotizaciones más completo. A mayor nivel de ingreso se registra una mayor densidad de cotización, compatible con una mayor duración de los spells contributivos y una menor duración de los no contributivos.

Finalmente, en la información sobre densidad de cotizaciones se observa una suerte de efecto del “ciclo de vida” en las contribuciones, caracterizado por una menor densidad de cotización al inicio de la vida laboral que se va incrementando con la edad de los individuos. Desde el punto de vista de la duración de los períodos contributivos y no contributivos, se aprecia que al inicio de la vida laboral ambos indicadores son más cortos (entradas y salidas frecuentes y poco prolongadas del sistema), mientras que a medida que el individuo tiene más edad, va consolidando su estado, ya sea contributivo o no contributivo, por períodos más extensos.

Respecto de las tasas de transición entre el estado contributivo y no contributivo, éstas son en promedio elevadas, en torno al 5% para los afiliados al BPS. El riesgo de cambiar de estado se encuentra negativamente asociado con la duración del estado en el que se encuentra el trabajador. A medida que se incrementa la permanencia en una condición se reduce la probabilidad de salir de la misma. Del mismo modo, la probabilidad de salida del estado

contributivo es mayor entre los trabajadores jóvenes, aunque muestra una relación decreciente. Este perfil por edad sugiere que los jóvenes son particularmente móviles.

Por otra parte, el riesgo de salir del estado contributivo (no contributivo) resulta menor (mayor) entre los cotizantes pertenecientes a los quintiles de ingresos más altos.

Del ejercicio de simulación de historias laborales nuevas, se estima que el 52% de los hombres afiliados en algún momento al BPS alcanzaría el requisito de 30 años de cotización a los 60 años, mientras que entre las mujeres dicho porcentaje asciende al 46%. Estos porcentaje se incrementarían al 56% y 54%, respectivamente, si se retrasara la edad de retiro hasta los 65 años.

Los resultados hallados en el presente trabajo muestran la rigurosidad del diseño del programa de pensiones. La cantidad de años de contribución requeridos para acceder al beneficio previsional no resulta de simple alcance para un segmento de la población, al menos bajo las condiciones actuales sobre las que se desenvuelve el mercado laboral. El riesgo de interrumpir la contribución y no alcanzar el período mínimo requerido es creciente, sobre todo si se considera el potencial impacto del cambio tecnológico y las nuevas formas no estándar de empleos que se caracterizan por una mayor rotación de los trabajadores en el mercado de trabajo con menores regulaciones laborales.

8. Referencias biográficas

- Apella, I., 2010, “Historias laborales y frecuencia de contribuciones a la seguridad social en Argentina”. *Anales de la Asociación Argentina de Economía Política, XLV Reunión Anual*, Buenos Aires, Argentina.
- Apella, I. y G. Zunino, 2020. “Historias laborales y densidad de cotización en el sistema de pensiones de México”. *Banco Mundial*, Ciudad de México.
- Apella, I. y Casanova, L., 2008. “Los trabajadores independientes y el sistema de seguridad social. El caso del gran Buenos Aires”, en *Aportes a una nueva visión de la informalidad laboral en la Argentina. Banco Mundial – Ministerio de Trabajo, Empleo y Seguridad Social*, pp. 121 – 153.
- Auerbach, P., Genoni, M. y Pages, C., 2005. “Social security coverage and the labor market in developing countries”. *Inter-American Development Bank, Working Paper 47*.
- Barr, A. y Packard, T., 2003. “Revealed preference and self-insurance: can we learn from the self-employed in Chile?” *Discussion paper 2979, Institute for the Study of Labor*.
- Bucheli, M., Forteza, A. y Rossi, I., 2010. “Work histories and the access to contributory pensions: the case of Uruguay”, *Journal of Pension Economics and Finance* 9(3) pp. 369-391.
- CAF, 2018. *Brechas de género en América Latina. Un estado de situación*. Banco de Desarrollo de América Latina.
- Filgueiras, F. y D. Hernández, 2012. “Sistemas de Protección Social en América Latina: Uruguay”. *Comisión Económica para América Latina, Documento de Proyecto*.
- Forteza, A., Apella, I., Fajnzylber, E., Grushka, C., Rossi, I. And Sanroman, G., 2009, "Contributions to Social Security in Argentina, Chile and Uruguay: Densities, Transitions and Duration." *Económica*, LVII, 127-63.
- Herrerías, R. y G. Zamarripa, 2017. “Determinants of density of contribution for the Mexican pension system”. *Fundef, Documento de trabajo 2017/01*
- Jenkins, S., 2005. Survival analysis. Disponible en <http://www.iser.essex.ac.uk>
- OSS, 2019. “Inequidades de género y su impacto sobre el sistema de seguridad social”. *Informe Nro. 7, Observatorio de Seguridad Social, Montevideo*.
- Rofman, R. y L. Oliveri, 2011. “La cobertura de los sistemas previsionales de América Latina: conceptos e indicadores”. *Serie de Documentos de Trabajo sobre Políticas Sociales 7*, Washington DC: Banco Mundial.