En este documento se exponen los resultados del segundo estudio monográfico realizado por el equipo de investigadores del CINVE en el marco del Observatorio de Seguridad Social.

El contenido del estudio pretende aportar información actualizada sobre la densidad de cotizaciones de los distintos componentes del sistema y ofrecer nuevos resultados de ejercicios actualizados de simulación sobre historias laborales y rendimientos jubilatorios

Densidad de Cotizaciones, Historias Laborales y Rendimientos Jubilatorios en el Sistema de Seguridad Social de Uruguay



2

Gonzalo Zunino
Federico Caporale
Matilde Pereira
Augusto Souto

cinve

Diciembre 2020

Observatorio de Seguridad Social

La experiencia acumulada por los investigadores del Centro de Investigaciones Económicas (**cinve**) en el análisis de políticas públicas, en el asesoramiento a procesos de reforma de regímenes de seguridad social y en el análisis de la coyuntura económica nacional, nos ha alentado a conformar un equipo especializado de investigadores que se encuentra desarrollando una línea de estudio permanente de las principales desafíos del Sistema de Seguridad Social.

El objetivo de esta experiencia es contribuir a la mejor comprensión de los temas más relevantes de la Seguridad Social en Uruguay, asumiendo una perspectiva integradora en que se consideran los vínculos entre las prestaciones de la seguridad social y el funcionamiento de la economía a nivel agregado.

En este emprendimiento participan de forma activa la Caja Notarial de Seguridad Social, la Caja de Jubilaciones y Pensiones de Profesionales Universitarios, la Caja de Jubilaciones y Pensiones Bancarias, AFAP SURA y República AFAP.

El Banco Mundial y el Banco Interamericano de Desarrollo apoyan técnicamente al equipo de investigadores del CINVE que participan del Observatorio de Seguridad Social.

Caja de Profesionales Universitarios

REPUBLICA AFAP

CAJA NOTARIAL

AFAP | sura

Caja de Jubilaciones y Pensiones Bancarias

Agradecimientos

Los autores desean agradecer las contribuciones realizadas y el apoyo recibido por parte de los representantes de las instituciones que participan del Comité de Dirección del Observatorio de la Seguridad Social.

PRESENTACIÓN

Durante el año 2020, Uruguay ha iniciado un nuevo proceso de reforma del Sistema de Seguridad Social. En este marco, se creó por ley una Comisión de Expertos de la Seguridad Social (CESS) a la que se la he encomendado la elaboración de un diagnóstico de la situación, en un plazo de tres meses, para luego pasar a elaborar una propuesta de cambios y adecuaciones en los tres meses subsiguientes. El cumplimiento de estos plazos determinaría que hacia finales del primer semestre del próximo año se dispondría de una propuesta articulada de la propuesta reformista.

El trabajo que viene desplegando **cinve**, en el marco de un proyecto que se viene realizando desde el año 2018 en el Observatorio de Seguridad Social, pretende ser un aporte al proceso de reforma en curso desde la investigación aplicada, contribuyendo, por un lado, a la mejor comprensión de la realidad del Sistema de Seguridad Social de Uruguay y, por otro lado, al diseño de alternativas de reforma fundadas en evidencia empírica.

El contenido del este estudio aborda dimensiones de la seguridad social uruguaya que contribuyen, tanto a la elaboración del diagnóstico, como a la evaluación de los impactos que podrían tener las posibles adecuaciones del sistema en términos de diferentes objetivos (cobertura, suficiencia, sostenibilidad financiera, efectos distributivos). El análisis riguroso de estas dimensiones permite realizar una calibración más fina de las medidas a adoptar. Si bien en ciertas ocasiones puede existir cierto consenso respecto a la dirección de las acciones necesarias, la profundidad de las mismas debe apoyarse en el análisis cuidadoso de los datos, teniendo en cuenta los impactos previsibles de diferentes propuestas de ajuste.

Este estudio aborda el análisis de historias laborales con foco en la densidad de cotizaciones, incluyendo no solo al bloque principal del sistema sino que también a las tres Cajas Paraestatales.

El análisis de densidad de las cotizaciones debe considerarse como la herramienta básica para evaluar la calidad de la cobertura de las personas activas y para analizar los vínculos entre el sistema de seguridad social y el mercado de trabajo. A través de este instrumento se mide la proporción de períodos cotizados efectivamente por los individuos al sistema, en relación a un período potencial de contribuciones. Este instrumento, no solo proporciona información relevante para comprender el vínculo más permanente de los trabajadores con el sistema de seguridad social, sino que, también, aporta datos valiosos a la hora de evaluar el equilibrio financiero del sistema y el nivel de suficiencia de las prestaciones pasivas.

Además del estudio de la densidad de cotización, realizado a partir de datos de registros administrativos del BPS y de información aportada por las tres Cajas Paraestatales, se estimaron modelos econométricos que permitieron generar simulaciones de historias laborales, aportando resultados sobre trayectorias salariales y rendimientos jubilatorios. Las estimaciones sobre densidad de cotizaciones en los diferentes subsistemas se enriquecen con una revisión bibliográfica actualizada que pretende situar en términos históricos y comparativos con otros países las estimaciones correspondientes al Sistema de Seguridad Social de Uruguay.

El instrumental analítico desarrollado en esta investigación ofrece herramientas, especialmente, útiles para evaluar posibles impactos en términos de cobertura, suficiencia de las prestaciones y equilibrio actuarial de los beneficios en eventuales escenarios de ajustes paramétricos en los diferentes subsistemas de seguridad social.

En este sentido, aprovechando el trabajo realizado, la agenda de trabajo del Observatorio de Seguridad Social en el próximo año se centrará en el análisis de los potenciales impactos de la reforma que se presentará en los próximos meses, intentando responder algunas de las siguientes preguntas: ***¿Cómo afectará la reforma la probabilidad de los individuos de alcanzar el causal jubilatorio? ¿Cuánto impactarán los ajustes propuestos sobre el monto de las jubilaciones, es decir, la suficiencia de las mismas? ¿Sobre qué segmento de las jubilaciones los efectos serán más importantes? ¿Cómo se modificará la relación actuarial entre los aportes realizados durante la etapa laboral activa y las prestaciones esperadas durante la etapa pasiva?*** La agenda de investigación será complementada con un análisis de los impactos distributivos y de la sostenibilidad financiera del Sistema de Seguridad Social en su conjunto.

Índice

Capítulo 1
Introducción **1**

Capítulo 2
Antecedentes sobre análisis de densidad de cotizaciones y períodos contributivos **4**

2.1 Introducción 4
2.2 Antecedentes Nacionales 4
2.3 Antecedentes Regionales 5
2.4 Antecedentes Internacionales 8
2.5 Síntesis sobre antecedentes 8

Capítulo 3
Densidad de Cotización en el Bloque Principal del Sistema de Seguridad Social (BPS-AFAPS-Aseguradoras) **11**

3.1 Introducción 11
3.2 La base de datos 11
3.3 Densidad de cotización 14
3.4 Duración de los períodos contributivos y no contributivos 18
3.5 Síntesis y conclusiones 22

Capítulo 4
Densidad de Cotización en las Cajas Paraestatales **24**

4.1 Introducción 24
4.2 Bases de datos 24
4.3 Densidad de cotización 29
4.4 Duración de los períodos contributivos y no contributivos 37
4.5 Síntesis y conclusiones 43

Capítulo 5
Modelos de supervivencia y simulación de historias laborales para el bloque principal del sistema **45**

5.1 Introducción 45
5.2 Transiciones entre estados contributivos y no contributivos 45
5.3 Simulación de historias laborales 47

Capítulo 6
Modelos de supervivencia y simulación de historias laborales para las Cajas Paraestatales **50**

6.1 Introducción 50
6.2 Transiciones entre estados contributivos y no contributivos 50
6.3 Simulación de historias laborales 57

Capítulo 7
Simulación de curvas salariales y rendimientos jubilatorios **60**

7.1 Introducción 60
7.2 Indicador de rendimiento jubilatorio y supuestos utilizados para su cálculo 60
7.3 Estimación de rendimientos Jubilatorios 62
7.4 Síntesis y conclusiones 71

Capítulo 8
Síntesis y Conclusiones **73**

8.1 Hacia una interpretación de los resultados ..... **Error! Bookmark not defined.**
8.2 Agenda de investigación ..... **Error! Bookmark not defined.**

Referencias bibliográficas **76**

Anexo 1 Metodología de estimación del acceso a causal jubilatorio **78**
Anexo 2 Metodología para la simulación de trayectorias de ingresos **82**
Anexo 3 Parámetros del Sistema de Seguridad Social **86**

Capítulo 1

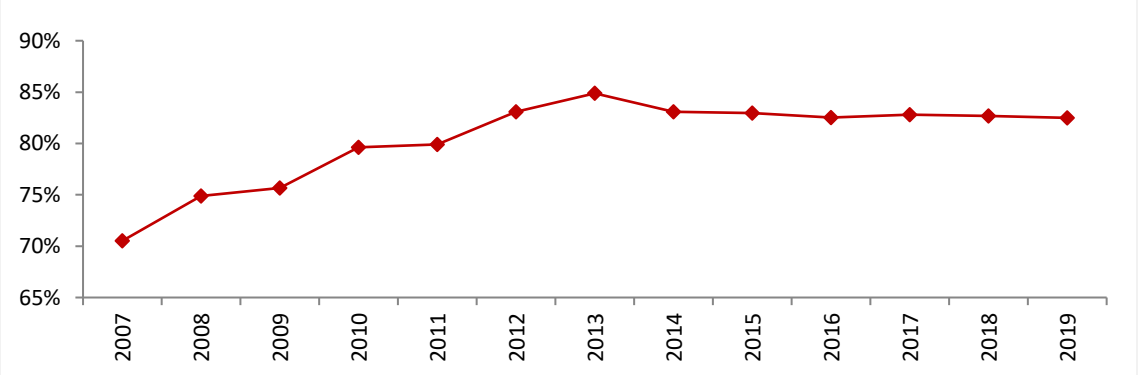
Introducción

La cobertura es una de las dimensiones principales en las que un sistema de seguridad social debe ser evaluado. La dimensión de la cobertura, que refiere al alcance del sistema para proteger tanto a la población activa como pasiva, representa uno de los pilares fundamentales que caracterizan a los sistemas de seguridad social según CEPAL (2017). Habitualmente las evaluaciones de cobertura se realizan desde una perspectiva cuantitativa, en períodos determinados, lo que implica analizar las proporciones de personas en edad de trabajar que cotizan al sistema (cobertura activa) y las mayores de 60 o 65 años que reciben algún tipo de prestación (cobertura pasiva).

Los niveles de cobertura actual en Uruguay son elevados en la comparación internacional y también desde una perspectiva histórica (ver Zunino et al., 2019). Al cierre de 2019 Uruguay registró una tasa de cobertura activa del 83%, al tiempo que la tasa de cobertura pasiva se ubicó en el 95%[1]. Como puede apreciarse en los Gráficos 1.1 y 1.2, si bien en los últimos años se ha interrumpido la tendencia creciente registrada a partir de 2007, los niveles de cobertura en nuestro país se mantienen en guarismos históricamente elevados. A su vez, según el reciente trabajo de CAF (2020) Uruguay destaca como uno de los países con mayor cobertura de Seguridad Social en América Latina. En materia de cobertura pasiva, Uruguay presenta niveles similares a los existentes en Argentina, Brasil y Chile y solo levemente superado por el caso de Bolivia, donde existe un programa universal de pensiones no contributivas que funciona junto con un componente de pensiones contributivas de capitalización. Por otra parte, en materia de cobertura activa, Uruguay presenta los registros más elevados de América Latina, y es el único país de la región donde la informalidad se encuentra en línea con lo esperado a nivel internacional de acuerdo a su nivel de ingreso per cápita.

Gráfico 1.1.

Cobertura Activa del Sistema de Seguridad Social
(en % de la población en edad de trabajar)

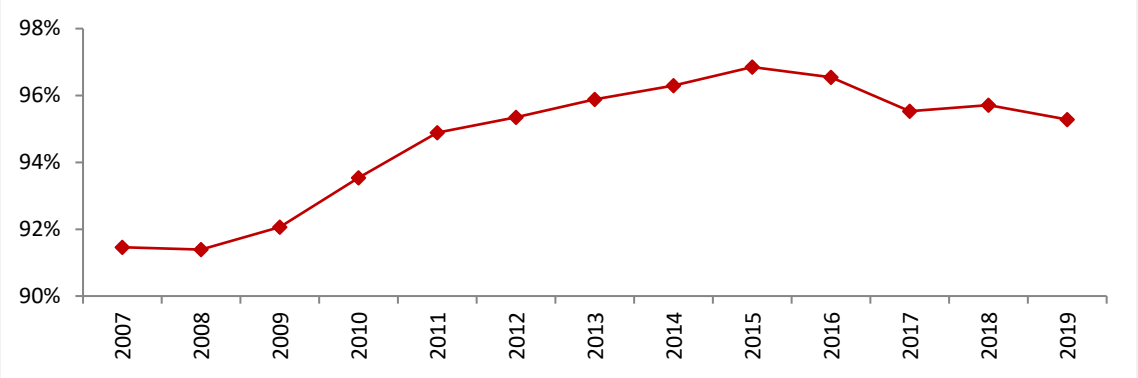


Fuente: Elaboración propia en base a: Boletín Estadístico Anual de BPS, Memorias Anuales de la Caja Bancaria, de la Caja Profesional y de la Caja Notarial, Encuestas Continuas de Hogares, Instituto Nacional de Estadística.

[1] La tasa de cobertura activa está definida como la proporción de individuos mayores de 14 años (población en edad de trabajar), cuya condición de actividad es activa, y que al mismo tiempo cotizan al sistema; mientras que la tasa de cobertura pasiva es la proporción de individuos mayores de 65 años que recibe alguna jubilación o pensión por parte del sistema.

Gráfico 1.2.

Cobertura Pasiva del Sistema de Seguridad Social
(en % de la población mayor de 65 años)



Fuente: Elaboración propia en base a: Boletín Estadístico Anual de BPS, Indicadores de la Seguridad Social: Prestaciones de Pasividad de BPS, Memorias Anuales de la Caja Bancaria, de la Caja Profesional y de la Caja Notarial, Encuestas Continuas de Hogares, Instituto Nacional de Estadística

Más allá de esta evaluación positiva de los niveles de cobertura, la llegada de la pandemia de Covid-19 demostró que en fases recesivas o en circunstancias de caída abrupta de la actividad económica, siguen siendo numerosas las personas expuestas a importantes contracciones de sus niveles de ingreso. Estas realidades exponen a segmentos relevantes de la población a situaciones graves en términos de reducción del consumo, aumentando las probabilidades de que caigan en situaciones de pobreza (Observatorio de Seguridad Social, 2020). En este sentido, la dimensión de cobertura no debería quedar relegada a un segundo plano en el marco de la reforma de seguridad social que impulsa el gobierno, sino que debería convertirse en un eje clave al pensar el diseño de los ajustes a realizar.

La tasa de cobertura activa previamente considerada no reporta información sobre el vínculo más permanente de las personas con el sistema de seguridad social. En efecto, los indicadores de cobertura no aportan información adecuada acerca de si las personas que en un momento dado del tiempo se encuentran integradas al sistema, lo han estado durante un tiempo prolongado, o si, por el contrario, la condición de cotizante es un estado meramente coyuntural. De la misma forma, no se dispone de información suficiente para evaluar si quienes circunstancialmente se encuentran fuera del sistema podrán ser reincorporados en un periodo relativamente breve, o si es esperable que permanezcan de forma indefinida sin realizar aportes, quedando así por fuera de la posibilidad de acceder a un beneficio contributivo.

A efectos de incorporar en el análisis este tipo de consideraciones, es necesario realizar estudios cualitativos de la cobertura de seguridad social. Este tipo de análisis cualitativos, como el que se realiza en este trabajo, son menos frecuentes, aunque existen varios antecedentes para Uruguay, los cuales serán analizados con mayor detalle en la siguiente sección (Bucheli et al., 2006; Forteza et al., 2009; CEF, 2017).

La herramienta básica para estudiar la calidad de la cobertura de las personas activas es el análisis de densidad de cotizaciones. A través de este instrumento se mide la proporción de períodos efectivamente cotizados por los individuos al sistema, en relación a un período potencial de contribuciones. El análisis de densidad de cotizaciones no solo proporciona información relevante para comprender el vínculo más permanente de los individuos con el sistema de seguridad social, sino que, también, aporta datos valiosos a la hora de evaluar el equilibrio financiero del sistema y el nivel de suficiencia de las pasividades al momento del retiro. En este sentido, el análisis de densidad de cotizaciones resulta especialmente útil en circunstancias como las actuales, donde nuestro país está iniciando una discusión sobre posibles reformas paramétricas o estructurales al sistema de seguridad social.

La densidad de cotización de la población resulta clave para entender los niveles esperados de cobertura en la etapa pasiva a través de prestaciones contributivas. La existencia de trabajadores con historias laborales altamente incompletas puede derivar en que una proporción significativa de la población no alcance los umbrales requeridos para configurar causal jubilatoria. Esta es una dimensión muy relevante a tener presente al momento de modificar parámetros

vinculados a la edad o cantidad de años de aportes requeridos para acceder a una jubilación, cuando se busca el doble objetivo de contribuir al equilibrio financiero del sistema pero preservando los niveles de cobertura existente.

La densidad de cotización de los trabajadores aporta adicionalmente información fundamental para entender los niveles esperados de suficiencia de las prestaciones durante la etapa pasiva. Nuevamente, la existencia de trabajadores con historias laborales muy incompletas puede derivar, en los casos en que de todas formas se logra acceder al causal jubilatorio, en una reducida suficiencia de las prestaciones en la etapa pasiva. Esta situación es evidente en el marco del esquema de capitalización individual, donde claramente una historia laboral incompleta redundaría en menores posibilidades de acumulación de fondos. En el esquema de reparto, aunque la relación es menos directa, también se observa que una historia laboral incompleta impacta en la trayectoria salarial de los individuos, la cual luego será considerada a los efectos del cálculo del sueldo básico jubilatorio.

Finalmente, la densidad de cotización de la población activa resulta esencial para determinar los niveles esperados de los rendimientos jubilatorios. Estos rendimientos aportan información acerca de los vínculos entre los aportes realizados durante la etapa activa y las prestaciones que se espera recibir en la etapa pasiva, por lo que resultan relevantes a los efectos de analizar tanto el equilibrio financiero del sistema como sus efectos distributivos. Como se mencionó, la densidad de cotizaciones de los trabajadores activos impacta al momento del cálculo del sueldo básico jubilatorio e influye sobre la edad a la que se espera que éstos alcancen, en promedio, el causal jubilatorio. Ambas dimensiones son importantes para analizar el rendimiento jubilatorio individual, el cual aporta información de mucho interés al evaluar el equilibrio financiero del sistema. A su vez, en la medida en que, como se discutirá más adelante, el rendimiento jubilatorio depende del momento del retiro y de la trayectoria esperada de los ingresos, este tipo de evaluaciones permite determinar inequidades distributivas que se puedan generar al momento del retiro.

Los estudios sobre densidad de cotizaciones son menos usuales, en la medida que requieren conocer cómo han sido las trayectorias laborales a nivel individual, lo que supone acceso a bases de datos administrativos. Este informe se apoya en bases de registros administrativos, abarcando gran parte de los subsistemas existentes en el país. En concreto, el análisis se realizará en base a registros administrativos de BPS, lo que permite estudiar la situación de los trabajadores que aportan al bloque principal del sistema, adicionando información de las tres cajas paraestatales (Caja Notarial de Seguridad Social, Caja de Jubilaciones y Pensiones Bancarias y Caja de Jubilaciones y Pensiones de Profesionales Universitarios). Quedan por fuera del análisis realizado los Servicios de Retiros y Pensiones Policiales y de las Fuerzas Armadas.

El trabajo se organiza de la siguiente forma. El segundo capítulo realiza una revisión de antecedentes en materia de análisis de cotizaciones, que permite poner en comparación internacional e histórica los resultados obtenidos en este trabajo. El capítulo 3 se centra en el análisis de densidad de cotizaciones en el bloque principal del sistema (BPS-AFAPs-Aseguradoras). El cuarto capítulo analiza la densidad de cotizaciones en las tres cajas paraestatales. El capítulo 5 presenta de forma sintética un modelo de sobrevivencia basado en el análisis de densidad de cotizaciones, a través del cual se simulan diferentes trayectorias laborales y se analiza la proporción de individuos que se espera alcancen el causal jubilatorio en el bloque principal. El sexto capítulo aborda el análisis de sobrevivencia para los restantes subsistemas considerados. El capítulo 7 utiliza los modelos propuestos a efectos de analizar los rendimientos jubilatorios en todos los subsistemas estudiados. Finalmente, en el último capítulo se realizan algunas reflexiones finales a modo de conclusión.

Capítulo 2

Antecedentes sobre análisis de densidad de cotizaciones y períodos contributivos

2.1 Introducción

En este capítulo se realiza una revisión de los resultados alcanzados en trabajos previos, nacionales, regionales e internacionales, sobre temas relacionados con la densidad de cotización y períodos de contribución. Los últimos estudios nacionales disponibles analizan la densidad de cotizaciones focalizándose en el bloque principal del sistema. Los antecedentes más recientes son los trabajos de Bucheli *et al.* (2006), Forteza *et al.* (2009) y CEF (2017). La comparación de la evidencia aportada en estos trabajos con estudios realizados para otros países permitirá posicionar la situación de Uruguay en un contexto más amplio, y sobre esta base evaluar las eventuales transformaciones que se han observado en nuestro país durante las últimas décadas. En el contexto regional existen estudios recientes sobre el tema para Argentina, Chile, Brasil, Colombia, Perú, México y El Salvador, generando un marco importante de comparación regional para los resultados de Uruguay. Los estudios sobre densidad de cotización son menos frecuentes fuera de América Latina, aunque es posible identificar algunos trabajos que aportan evidencia para algunos países desarrollados y para países en desarrollo no latinoamericanos.

2.2 Antecedentes Nacionales

El trabajo de Forteza *et al.* (2009) encuentra que la densidad de cotización promedio en Uruguay es del 58%, siendo levemente superior para hombres (60%) que para mujeres (57%). Los autores emplean una base de registros administrativos del BPS que cubre el período comprendido entre abril de 1996 y diciembre de 2004. Tanto la distribución a nivel agregado, como la distribución para cada uno de los sexos es bimodal, aunque la densidad del 100% es el valor que se repite con mayor frecuencia: 26% de los trabajadores presentan densidad de cotización completa. En este trabajo se señala, además, que la densidad de cotización aumenta con el nivel de ingreso y con la edad de los trabajadores activos. Adicionalmente, y como era dable esperar, la densidad de cotizaciones resulta significativamente más elevada entre los trabajadores públicos que entre los privados. Mientras que los trabajadores del sector público cotizan el 80% del tiempo, los privados alcanzan apenas el 55%. Entre los empleados públicos, la existencia de trabajadores que se desempeñaron algún tiempo en el ámbito privado y la de grupos de trabajadores con servicios bonificados generan que la densidad de cotización promedio sea menor a la esperada.

En lo que se refiere a la duración media de los períodos contributivos y no contributivos, Forteza *et al.* (2009) encuentran que la duración media de los períodos de cotización es de 33 meses, mientras que la de los períodos de no cotización alcanza los 20 meses. Ambas magnitudes son mayores entre las mujeres que entre los hombres, lo que indica que los cambios de estado son más frecuentes entre estos últimos. Como es de esperar, los períodos de cotización son más extensos en el sector público, entre los que se verifican períodos de no cotización menos prolongados. La distribución hallada presenta una fuerte asimetría a la derecha, con casi un tercio del total de períodos de cotización y no cotización con una extensión inferior a los 6 meses.

El estudio de Bucheli *et al.* (2006) estima una densidad de cotización promedio de 61% en Uruguay, utilizando datos de historias laborales proporcionadas por el BPS para el período comprendido entre abril de 1996 y enero de 2005. El estudio realizado revela, además, que la distribución de la densidad es bimodal (con modos en 0 y 1) y asimétrica. En

concreto, mientras el 32% de los trabajadores presenta un historial completo, el 40% no registra servicios en la mitad del período. La densidad de cotización es en promedio superior para los hombres que para las mujeres (63% y 59%, respectivamente), y para el sector público que para el sector privado (85% y 56%, respectivamente). Las estimaciones realizadas por estos autores muestran que la densidad de cotizaciones crece en la medida en que se consideran quintiles de ingresos más elevados y se incrementa la edad. En este último caso, el crecimiento se da a tasas decrecientes.

El trabajo realizado por CEF (2017) detecta que algo más de un cuarto de las mujeres y casi un tercio de los hombres presentan una densidad promedio inferior al 30%, mientras que, aproximadamente un cuarto de los trabajadores presenta un historial de cotización completo. El análisis se realiza en base a una muestra aleatoria de 14.207 cotizantes al BPS que tenían entre 40 y 60 años entre 1996 y 2015 y que aportaron al menos un mes como trabajadores dependientes[2].

2.3 Antecedentes Regionales

El trabajo de Forteza *et al.* (2009), además de analizar el caso de Uruguay, simula las distribuciones de derechos pensionarios en Argentina y Chile. En este estudio se utilizan datos de registros administrativos de las contribuciones y encuestas sobre características socioeconómicas de la población. Los autores encuentran que la densidad de cotización promedio de los individuos entre 18 y 70 años es del 55% en Argentina (entre 1994 y 2001) y del 51% en Chile (entre 1981 y 2004), por lo que la evidencia aportada indica que los individuos realizan aportes al sistema por, prácticamente, la mitad de los meses por los que podrían contribuir.

En el caso de Argentina, Forteza *et al.* (2009) encuentran que la distribución de la densidad de cotización es bimodal, con modos cercanos a cero y a uno. Además, concluyen que la densidad de cotización es menor entre los jóvenes, y que se encuentra positivamente correlacionada con el nivel de ingresos. Si bien la proporción de individuos con densidad de cotización del 100% es mayor entre los hombres, los autores encuentran que, tanto la media como la mediana de la distribución es mayor en el caso de las mujeres. En cuanto a los períodos de cotización y no cotización, hallan que los mismos se extienden en promedio por 12 meses, sin existir grandes diferencias entre sexos, regímenes (reparto o capitalización individual), o tipo de trabajador (dependiente o independiente). La duración de los períodos de cotización se incrementa con el nivel de ingreso. En este estudio se destaca, además, que cerca del 40% de los períodos de contribución y no contribución presentan una extensión menor a los 6 meses.

También en Argentina, Bertranou y Sánchez (2003) estiman la densidad de cotización para trabajadores del sector privado durante el periodo comprendido entre los años 1994 y 2001. El estudio utiliza datos de declaraciones juradas de empresas y registros de aportes de monotributistas y autónomos de la AFIP-INARSS-ANSES. En este caso, los autores definen a la densidad de aportes como la cantidad de meses en los que efectivamente los individuos cotizan respecto al total del período de análisis, encontrando que, para individuos entre 25 y 60 años, la densidad promedio de cotización fue del 50%. La evidencia aportada indica, asimismo, que esta densidad es menor para las mujeres que los hombres (en poco más de 2 puntos porcentuales), es creciente con la edad y resulta superior para los trabajadores dependientes que para los independientes.

En el caso de Chile, Forteza *et al.* (2009) encuentran que la distribución de la densidad de cotización sólo presenta dos modos, cercanos a 0 y 1, en el caso de las mujeres. En contraste, los hombres presentan una distribución que crece de manera monótona, presentando un único y gran modo en el 100%. En línea con esto, la brecha en la densidad de cotización promedio es elevada, situándose en el 58% entre los hombres frente al 43% observado en las mujeres. Al igual que en el caso argentino, la densidad de cotización promedio aumenta con la edad y con el nivel de ingresos.

En Chile, la duración promedio de los períodos de cotización alcanza los 28 meses, mientras que la de los períodos de no contribución es de 23 meses. Si bien se trata de valores más elevados que los hallados para Argentina y Uruguay, los autores aclaran que las magnitudes no son comparables, puesto que la muestra considerada en el caso chileno cubre una

[2] Según se señala en este trabajo, la Encuesta Longitudinal de Protección Social exhibe que, dentro de este rango etario, el 73% de los trabajadores se desempeñan como dependientes.

ventana temporal mayor. La extensión promedio de los períodos de cotización es similar entre hombres y mujeres, aunque éstas suelen presentar períodos de no contribución más largos. La distribución de la extensión de los períodos de cotización presenta una fuerte asimetría a la derecha, lo que es señal de interrupciones frecuentes en los historiales de contribución. La duración promedio de los períodos de cotización se incrementa con el nivel de ingresos, aunque la de los períodos de no cotización se mantiene relativamente estable entre quintiles.

Analizando también el caso chileno, Berstein *et al.* (2005) encuentran una distribución bimodal de la densidad de cotización con modos cercanos a 0 y 1, mientras que el resto de los individuos se distribuyen uniformemente entre estos dos modos. Esta densidad es estimada utilizando una muestra de algo más de 24.000 historias laborales, considerando como período potencial de cotización el definido entre la primera cotización de cada individuo y la edad legal de acceso a la pensión. Los autores señalan, además, que la bimodalidad se observa de forma más evidente en el caso de las mujeres. La evidencia empírica aportada indica que existe una sobrerrepresentación de las mujeres entre los individuos con densidad menor al 10%. En efecto, mientras el 56% de los individuos con densidad menor a 10% son mujeres, ellas representan apenas el 41% del total de la muestra.

En la misma línea, Arenas de Mesa *et al.* (2004) analizan la distribución de la densidad de cotización de los afiliados al sistema de pensiones chileno con datos de individuos para el período 1981-2001, partiendo de la base de que los mayores de 15 años ya podrían aportar al sistema. Los resultados indican una densidad de cotización promedio del 52%, identificando, una vez más, una distribución bimodal con modos cercanos al 0% y al 100%. La densidad media de cotización es mayor entre los retirados que continúan trabajando que entre los pasivos que no lo hacen[3]. Los autores encuentran, también, que la media es mayor para los hombres (60%) que para las mujeres (44%), incrementándose con la edad (exceptuando el caso de los mayores de 65 años) y con el nivel de ingresos. Por último, identifican que la densidad de cotización es mayor entre los jefes de familia que entre el resto de los trabajadores, al igual que ocurre cuando el estado civil del individuo no es soltero.

Los resultados aportados por el trabajo de Arenas de Mesa *et al.* (2006), realizado a partir de datos de la Encuesta de Protección Social (EPS) de 2002, señalan una densidad de cotización promedio del 52%, considerando a todos los afiliados al sistema de pensiones chileno. La distribución de esta densidad para el período comprendido entre 1980 y 2002 muestra una clara bimodalidad, donde un cuarto de los individuos presentan densidades de cotización menores al 20% y otro cuarto presenta densidades que superan el 85%. Cabe destacar que los autores encuentran una importante brecha en la densidad de cotización entre los trabajadores dependientes y los cuentapropistas, la cual asciende casi a 21 puntos porcentuales.

Chiliatto-Leite (2017) estudia la densidad de cotización para Brasil, utilizando información proveniente de las historias laborales de individuos que comenzaron a ser beneficiarios del sistema en el año 2014. Dado que el análisis sólo considera a personas que cotizaron el tiempo suficiente como para poder acceder a una prestación, es probable que los resultados encontrados sobreestimen la densidad media de cotización en Brasil. Para el cálculo de la vida laboral, se considera como edad de entrada al mercado laboral los 15 años[4]. La densidad de cotización promedio es del 53%, existiendo más del 10% de la muestra con densidad del 0% (o sea que obtuvieron una prestación no contributiva), e importantes concentraciones en el entorno del 30% y 80% de la densidad de cotización. La densidad media de cotización es, notoriamente, más baja entre las mujeres que entre los hombres, y entre los trabajadores rurales en comparación a los urbanos. Asimismo, las regiones Sur y Sureste (las más desarrolladas del país) son las que presentan mayores densidades de cotización promedio.

Botello Peñaloza (2018) analiza la densidad de cotización en Colombia, encontrando una distribución bimodal, con cerca de 20% de los trabajadores con valores menores al 10% y con algo más del 15% que presentan un historial de cotización completo. La densidad de cotización promedio es del 51%. Al igual que ocurre en otros países, la densidad de

[3] En Chile, dejar de trabajar no es requisito para percibir una prestación. En caso de continuar trabajando, seguir realizando aportes es voluntario.

[4] La Encuesta Nacional Continua de Hogares de 2014 arrojó una edad media efectiva de entrada al mercado laboral de 14,9 años.

cotización promedio aumenta con el nivel educativo de las personas. Por el contrario, la densidad media de cotización es menor entre quienes cuentan con más años de experiencia en el mercado laboral.

La Asociación Nacional de Instituciones Financieras (ANIF) de Colombia encuentra que la densidad de cotización evidencia dinámicas particulares al interior de cada año (ANIF, 2016). En este trabajo se identifica un cambio importante en la distribución de la densidad de cotización en dicho país entre los años 2012 y 2016. Mientras el 46% de los trabajadores realizó aportes en todos los meses de 2012, el porcentaje se redujo al 27% en 2016. Si bien hubo un incremento en la frecuencia de cotización entre los 7 y los 11 meses, la densidad de cotización promedio pasó de 9 a 8 meses entre esos años.

Herrerías y Zamarripa (2018) utilizan datos del Sistema de Ahorro para el Retiro durante el período 1997-2007 para calcular la densidad de cotización promedio en México. Para el total de la muestra, encuentran una densidad promedio del 42% y una mediana del 34%. Además, los autores estiman la duración de los períodos de cotización, encontrando un promedio de 12 bimestres y una mediana de 6.

Castañón y Ferreira (2017) estiman que la densidad de cotización promedio en México entre 1997 y 2015, para la cohorte de trabajadores que comenzaron a cotizar luego de la reforma de 1997, fue del 43%. La distribución hallada es bimodal, con el 27% de los trabajadores cotizando entre 0% y 10% del tiempo potencial de cotización, y el 17% con densidades que se ubican entre el 90% y el 100%. La densidad de cotización es bastante más elevada entre los trabajadores que optaron por una Administradora de Fondos para el Retiro (Afore) que entre quienes fueron asignados a una de ellas por defecto. A su vez, entre los primeros, la densidad media de cotización es 8 puntos porcentuales superior entre hombres que entre mujeres. Adicionalmente, los autores encuentran que la densidad de cotización promedio decrece al aumentar la edad, y crece en la medida en que se consideran mayores niveles de ingreso.

También para el caso de México, el trabajo reciente de Apella y Zunino (2020) analiza densidades de cotización y duración promedio de los períodos contributivos y no contributivos, para los sistemas de pensiones administrados por el IMSS (sector privado) y el ISSTE (sector público). En este estudio se detecta que la densidad de cotizaciones se ubica en promedio en el 41% en el IMSS, mientras que alcanza el 50% en el ISSTE. Se observa, asimismo, que entre los afiliados al IMSS, los hombres presentan una mayor densidad promedio (44%) que las mujeres (36%), mientras que entre los afiliados al ISSTE, la diferencia según sexo no resulta estadísticamente significativa. Finalmente, para ambos sistemas de pensiones, se encuentra que los jóvenes mantienen una menor densidad de contribuciones y que la densidad aumenta con el nivel de ingresos.

Argueta *et al.* (2015) realizan un análisis sobre densidad de cotizaciones en El Salvador considerando dos indicadores que permiten establecer diferencias al estimar el tiempo potencial de cotización. El primero de estos indicadores considera como tiempo potencial al tiempo de afiliación. Los resultados obtenidos indican que el 44% de los más de 1.500.000 afiliados al Sistema de Ahorro para Pensiones (SAP) que nunca cotizaron al Sistema de Pensiones Público (SPP) tienen cotización igual al 0%, mientras que apenas el 11% de dichos afiliados tiene un historial de cotización completo[5]. Esto deriva en una densidad de cotización promedio del 32%, es decir, algo menos de un tercio del total del tiempo que un trabajador podría haber cotizado. Cabe aclarar, no obstante, que, según señalan los autores, parte de los afiliados que no presentan tiempo cotizado se corresponden con individuos que no forman parte de la Población Económicamente Activa (PEA), y cuya afiliación se explica por las estrategias comerciales de las Administradoras de Fondos de Pensiones. El segundo indicador utilizado en este trabajo, que considera la "vida laboral" (tiempo transcurrido desde los 16 años hasta la edad actual)[6] y que incluye a todos los afiliados al SAP, muestra que el 34% de los afiliados tiene densidad de cotización del 0%, al tiempo que apenas el 0,1% de los afiliados tiene densidad igual al 100%. El promedio de este indicador alcanza el 23%. En ambos casos, se encuentra que la densidad de cotización promedio es mayor en los hombres que en las mujeres, así como una correlación positiva entre densidad de cotización y nivel de ingreso.

[5] A fines de los años noventa, se sustituyó el régimen público de reparto existente (SPP) por un régimen de capitalización individual (SAP), a cargo de empresas privadas. La información sobre la fecha de afiliación solo estaba disponible para los afiliados al SAP que nunca cotizaron al régimen anterior.

[6] En El Salvador, la Población en Edad de Trabajar está conformada por los individuos de 16 años o más.

En el caso de Perú, según OECD/IDB/The World Bank (2014), el 49% de los hombres afiliados al sistema de seguridad social presentaron una densidad de cotización menor al 50%, mientras que en el caso de las mujeres afiliadas, dicho porcentaje alcanza el 45%. Cabe precisar, sin embargo, que la no afiliación es bastante elevada en este país, especialmente entre las mujeres. Mientras la no afiliación alcanzaba al 50% de los hombres en edad de trabajar, el 77% de las mujeres de esa edad no se encontraban afiliadas al sistema.

2.4 Antecedentes Internacionales

El trabajo de OECD (2013), realizado a partir de datos sobre individuos que comenzaron a recibir prestaciones en 2010, encuentra que el promedio de tiempo de contribución en 16 países pertenecientes a esta organización fue de casi 37 años. El estudio revela que el mínimo de 29 años corresponde a Grecia y el máximo de 48 años de cotización se registra en los Países Bajos. Considerando una edad promedio de entrada al mercado laboral de 20 años, y una edad de retiro a los 65 años, se tiene que la densidad de cotización media de esta cohorte fue del 81%, reflejando así la existencia de mercados laborales más organizados y considerablemente más formales que en los países latinoamericanos.

Forteza y Mussio (2012) estudian la densidad de cotización existente en el sistema de seguridad social de Jordania, utilizando registros administrativos de individuos de entre 20 y 60 años entre 1990 y 2010. La densidad de cotización promedio hallada es del 34%, siendo muy similar para hombres y mujeres. La distribución estimada, al igual que en la mayoría de los casos latinoamericanos, es bimodal, aunque en Jordania, a diferencia de lo que ocurre en la región, el mayor modo se da en el 0% y no en el 100% de la densidad de cotización. Con respecto a la edad, el indicador muestra una forma de "U" invertida, con caídas bastante pronunciadas en las edades extremas. Los autores encuentran que los períodos de cotización duran, en promedio, 23 meses, mientras que los de no cotización tienen una extensión media de 44 meses. A su vez, la proporción de períodos de larga duración es mayor en el estado de no contribución que en el de contribución. Esta situación contrasta, nuevamente, con lo hallado para los países latinoamericanos, donde los períodos de cotización suelen ser iguales o más extensos que los de no cotización.

Braham y Marouani (2016) realizan un estudio similar para Túnez, aunque utilizando una definición de densidad de cotización algo diferente. En concreto, estos autores consideran el número de trimestres validados en relación a los que un trabajador debería haber validado en el año 2012. El indicador varía sustancialmente entre los distintos regímenes. Considerando los regímenes de mayor cobertura, se aprecia que, mientras en el de empleados no agrícolas (RSNA) y en el de cuentapropistas no agrícolas (RINA) la mayoría de los trabajadores cotizó en los cuatro trimestres, más del 80% de los trabajadores pertenecientes al régimen de empleados de bajos ingresos (RTFR) no logró validar ningún trimestre. Por otra parte, los autores encuentran que las mujeres, las personas de mayor edad, y las de mayor ingreso, presentan una mayor probabilidad de cotizar al sistema de seguridad social.

2.5 Síntesis sobre antecedentes

La evidencia existente indicaría que la densidad de cotización en Uruguay se ubica por encima del 50%, registro comparable a lo encontrado en Argentina y Chile y algo mayor al observado en otros países de la región. La información sobre indicadores de densidad de cotización indica que la cobertura del sistema de seguridad social en Uruguay está bien ubicada en términos regionales y que tiene mejores indicadores que los observados en otros países en desarrollo fuera de América Latina.

Los registros de densidad de cotización encontrados para Uruguay resultan notoriamente inferiores a los existentes en países desarrollados. La distancia respecto a los países desarrollados en este tipo de indicadores resulta superior a la observada en los indicadores cuantitativos de cobertura. De esta forma, los indicadores de cotización permiten identificar debilidades relativas que todavía persisten y que establecen brechas notorias respecto a países que cuentan con mercados laborales más organizados y con mayores niveles de formalidad.

Los análisis desarrollados en estudios previos muestran que la densidad de cotización presenta una distribución bimodal. Los resultados para Uruguay señalan la existencia de una distribución en que uno de los modos corresponde

con el historial completo de cotizaciones y el otro se encuentra cercano a cero. Este tipo de distribuciones da cuenta de un mercado laboral en que existe una importante dualidad, donde coexisten trabajadores formales con niveles de cobertura comparables a los de los países desarrollados, con trabajadores virtualmente excluidos del sistema formal durante casi toda su vida laboral. Esta situación constituye un desafío importante para la política pública, la cual debe buscar los mecanismos para integrar a todos los trabajadores al sistema formal.

Más allá de la existencia de un grupo de trabajadores que desarrollan prácticamente toda su vida laboral por fuera del sistema formal, los trabajos previos identifican un grupo importante de trabajadores con un historial de cotizaciones fuertemente incompleto. En concreto, entre los dos modos de la distribución, los estudios previos identifican un grupo significativo de trabajadores con historiales muy incompletos, caracterizados por entradas y salidas persistentes de la formalidad. La situación de estos trabajadores resulta un desafío para la política pública a la hora de pensar una reforma del sistema.

Los trabajos previos encuentran evidencia de correlación entre la densidad de cotizaciones y algunas variables de interés. En particular, la evidencia disponible muestra una correlación significativa y positiva entre la densidad de cotizaciones y el nivel de ingresos laborales, así como con la edad de los individuos y un sesgo de género favorable a los hombres.

Tabla 2.1.

Antecedentes sobre análisis de densidad de cotizaciones

País	Trabajo	Período	Densidad	Distribución	Período potencial
Argentina	Bertranou y Sánchez (2003)	1994-2001	50%	Bimodal	Mayores de 18 años
	Forteza et al. (2009)	1994-2001	55%	Bimodal	18 a 70 años
Brasil	Chiliatto-Leite (2017)	Beneficiarios desde 2014	53%	Tres modos (0%, 30% y 80%)	Mayores de 15 años
Chile	Arenas de Mesa et al. (2004)	1981-2001	52%	Bimodal	Mayores de 15 años
	Berstein et al. (2005)	-		Bimodal	Entre primera cotización y edad legal de pensión
	Arenas de Mesa et al. (2006)	1980-2002	52%	Bimodal	-
	Forteza et al. (2009)	1981-2004	51%	Bimodal sólo en mujeres	18 a 70 años
Colombia	Botello Peñaloza (2018)	-	51%	Bimodal	-
El Salvador	Argueta et al. (2015)	-	32%	Acumulación en 0%	Total tiempo de afiliación
		-	23%	Acumulación en 0%	Mayores de 16 años
Jordania	Forteza y Mussio (2012)	1990-2010	34%	Bimodal	20 a 60 años
México	Herrerías y Zamarripa (2017)	1997-2007	42%	-	-
	Castañón y Ferreira (2017)	1997-2015	47%	Bimodal	-
OECD (16 países)	OECD (2013)	Beneficiarios desde 2010	81%		20 a 60 años
Perú	OECD/IDB/WB (2014)			Análisis por sexo	
Túnez	Braham y Marouani (2016)	2012	RSNA y RINA: la mayoría 100%. RTFR: la mayoría 0%	-	Trimestres validados respecto los que debería
Uruguay	Bucheli et al. (2006)	1996-2005	61%	Bimodal	18 a 70 años, o hasta fallecimiento, jubilación o cese.
	Forteza et al. (2009)	1996-2004	58%	Bimodal	18 a 70 años
	CEF (2017)	1996-2015		Bimodal	

Capítulo 3

Densidad de Cotización en el Bloque Principal del Sistema de Seguridad Social (BPS-AFAPs-Aseguradoras)[7]

3.1 Introducción

Este capítulo analiza la densidad de cotización y la secuencia de períodos contributivos y no contributivos entre los trabajadores cotizantes al bloque principal del Sistema de Seguridad Social de Uruguay. A tales efectos, se consideran datos de historias laborales de BPS, obtenidos de registros administrativos de este organismo sobre trabajadores activos que cotizaron al menos un mes entre abril de 1996 y diciembre de 2015. El análisis de la densidad de cotización representa la principal aproximación al análisis cualitativo de la cobertura en la etapa activa, aportando información relevante a la hora de procesar la discusión sobre un potencial proceso de ajustes al sistema. Las densidades de cotización promedio tienen implícitas transiciones entre períodos en los cuales el trabajador cotiza al sistema de pensiones y períodos en los cuales no contribuye. Con el fin de tener una mejor comprensión de la intensidad de estos intervalos, en esta sección se presentan algunos estadísticos referidos a la duración de los períodos contributivos y no contributivos de los trabajadores afiliados al bloque principal del sistema.

3.2 La base de datos

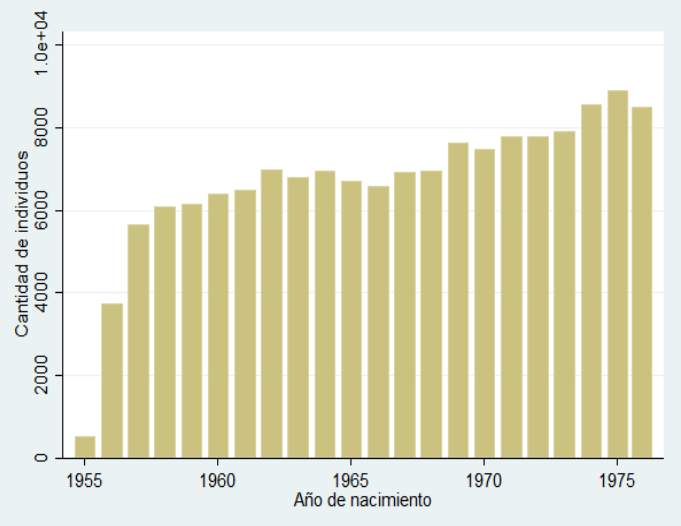
La base de datos considerada en este trabajo incluye información sobre la historia laboral de trabajadores públicos y privados. La información considerada incluye un total de casi 35 millones de observaciones de frecuencia mensual en formato de panel. Para cada contribuyente, se dispone de datos sobre 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 CIIU correspondiente al sector de actividad, vínculo funcional y cómputo especial, en caso 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, teniendo en cuenta el período que cubre la base de datos, el rango de edades considerado abarca desde los 20 a los 60 años. El histograma de frecuencias que se presenta en el Gráfico 3.1 muestra la cantidad de individuos comprendidos en la base de datos según el año de nacimiento.

[7] Los resultados presentados en este capítulo son tomados del trabajo de Apella y Zunino (2020).

Gráfico 3.1

Cantidad de individuos según año de nacimiento – Bloque principal



Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS.

Un análisis descriptivo inicial de la base de datos indica que el 55% de los cotizantes 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 3.1). Esta tendencia es compatible con la creciente participación laboral de las mujeres en el período considerado.

Tabla 3.1

Distribución de los cotizantes por sexo (total y según año de cotización) – Bloque principal

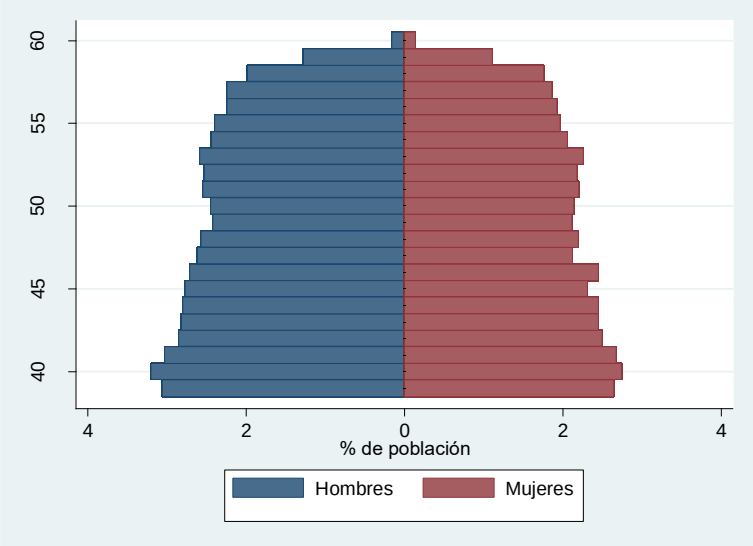
	Hombres	Mujeres
Total	54.8%	45.2%
1996	57.8%	42.2%
2005	54.8%	45.2%
2015	52.9%	47.1%

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 3.2). Cabe precisar, no obstante, que se observa cierta concentración de individuos en las primeras edades consideradas.

Gráfico 3.2

Pirámide poblacional de cotizantes en edad activa (2015) – Bloque principal



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 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 3.2

Distribución de la población por sexo (tramos de edad seleccionados)

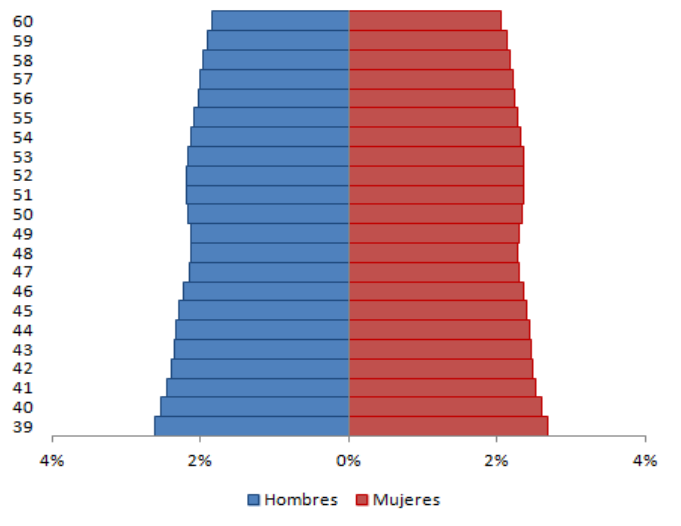
	Hombres	Mujeres
1996 (20 a 41 años)	**49.8%**	**50.2%**
2005 (29 a 50 años)	**49.1%**	**50.9%**
2015 (39 a 60 años)	**48.4%**	**51.6%**

Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

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 3.3

Pirámide poblacional (2015)



Fuente: Instituto Nacional de Estadística.

3.3 Densidad de cotización

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 individuos[8]. En este trabajo, para el caso del BPS, el período de exposición queda definido por las características de la base. Como se observa en el Gráfico 3.1, los individuos analizados nacieron entre los años 1955 y 1976; al tiempo que los registros administrativos abarcan los años 1996 a 2015. Se tiene, por tanto, que el período de exposición a las cotizaciones queda definido como la etapa comprendida entre los 20 y los 60 años de edad. Asimismo, cabe aclarar que, en ningún caso, los individuos dejaron de cotizar por razón de jubilación o fallecimiento. Adicionalmente, se realizaron ejercicios orientados a analizar la robustez del análisis, 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:

$$(1) \quad DC = \frac{\text{Períodos Cotizados}}{\text{Exposición a la cotización}}$$

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 son similares a los hallados por estudios anteriores (Bucheli et al., 2006; Forteza et al., 2009). Ambos trabajos abarcan un período de tiempo más breve, por lo que podría esperarse que un análisis que incorpora años de mayor dinamismo económico arribe a indicadores de densidad de cotización mayores. Una posible explicación de que esto no ocurra es la fuerte disminución en la tasa de informalidad que experimentó el mercado laboral uruguayo en esos últimos años. Este fenómeno podría haber derivado

[8] 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 (y con ello, su aparición en la base de datos) haya estado precedida de actividad laboral en el sector informal.

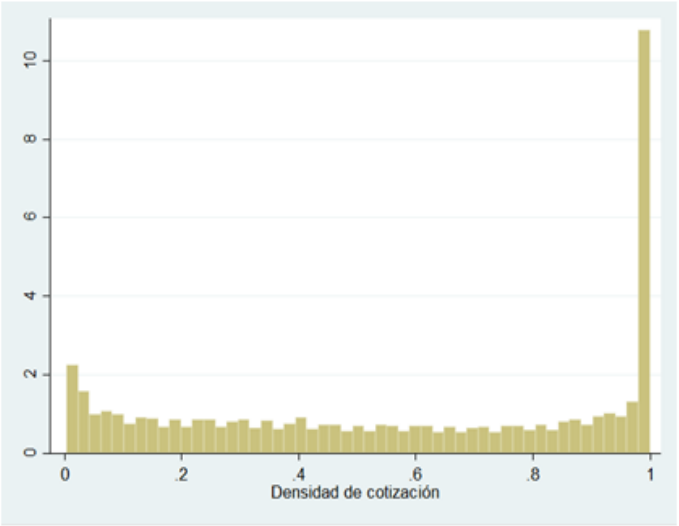
en la incorporación a la formalidad, y por tanto, a los registros administrativos, de trabajadores que hasta ese momento fueron siempre informales y/o de trabajadores que presentan una mayor inestabilidad en sus trayectorias de cotización.

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 3.4, y cuyos resultados principales se muestran en la Tabla 3.3. Se aprecia, por ejemplo, que un cuarto de los individuos presentan densidades de cotización menores al 25%, mientras que el 17% del total alcanza el historial de cotización completo (densidad de cotización igual a 1).

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, no obstante, que los individuos que nunca cotizaron al sistema (historial completo de informalidad) no son detectados en esta base de datos.

Gráfico 3.4

Histograma de la densidad de cotización - Bloque principal



Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS.

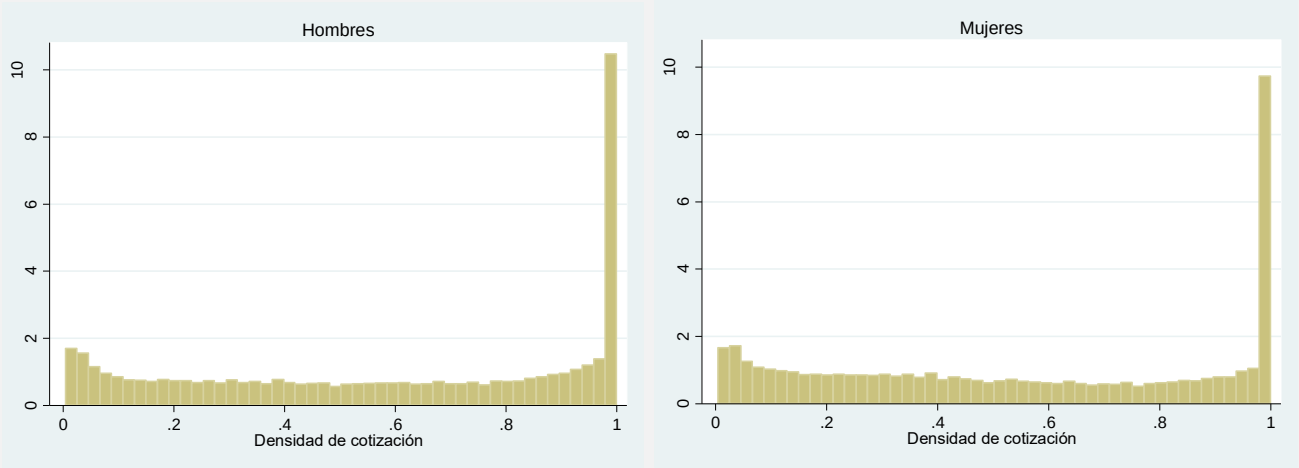
Los resultados permiten comprender que una parte significativa de la informalidad en Uruguay se explica por una relación inestable de los trabajadores con el sistema de seguridad social. La evidencia indica que los trabajadores ingresan y salen de forma relativamente frecuente del mercado laboral, aunque como ocurre en un sistema dual, existe un grupo de trabajadores excluidos de forma prácticamente permanente del mismo. Atendiendo a este resultado, es importante avanzar en la comprensión de los principales factores que determinan el grado de estabilidad de los trabajadores con el sistema de seguridad social.

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 3.5), 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 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 3.5

Histograma de la densidad de cotización por sexo – Bloque principal



Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS.

Al analizar la posición de los trabajadores en la distribución del ingreso, se encuentra 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 44 puntos porcentuales. Se destaca, también, que mientras la mitad de los individuos pertenecientes al quintil de mayores ingresos alcanza una densidad del 100%, sólo el 4% y el 5% de los pertenecientes a los dos quintiles de menores ingresos logran tener un historial de cotización completo. Por otro lado, más de la mitad de los trabajadores pertenecientes al primer quintil presenta densidades inferiores al 25% (Tabla 3.3).

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 desciende 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 retiro[9].

Considerando grupos etarios de a diez años, se encuentra 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 de edad, la cantidad de trabajadores que presenta una densidad de cotización menor al 25% alcanza a casi el 40%, este guarismo disminuye hasta el 26% 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% en el tramo entre 20 y 30 años al 50% entre los 50 y 60 años.

Finalmente, 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

[9] 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 se toman períodos de 10 años, por ejemplo, se divide entre 120, dado que la unidad temporal de cotización considerada son meses).

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, e Industria Manufacturera. Por su parte, los sectores de actividad donde se registran las menores densidades de cotización son Construcción, y Restaurantes y Hoteles.

Tabla 3.3

Densidad de cotización– Bloque principal

Características	*Media*	*Mediana*	*% de cotizantes con densidad de contribución (d)*				
			d<25%	*25%<d<50%*	*50%<d<75%*	*75%<d<100%*	*d=100%*
Total	57%	59%	25%	18%	16%	23%	17%
Sexo							
Hombres	59%	64%	24%	17%	16%	25%	18%
Mujeres	55%	54%	27%	20%	16%	21%	17%
Quintiles de Ingreso							
I	34%	22%	54%	19%	11%	13%	4%
II	45%	41%	33%	27%	20%	16%	5%
III	64%	70%	15%	18%	23%	34%	11%
IV	80%	94%	8%	9%	12%	38%	33%
V	78%	100%	13%	11%	4%	14%	58%
Cohortes							
1955-1960	61%	68%	24%	16%	13%	20%	26%
1961-1965	60%	64%	24%	18%	14%	21%	23%
1966-1970	58%	60%	26%	18%	16%	24%	17%
1970+	53%	53%	27%	20%	19%	25%	8%
*Edad**							
20-29	49%	48%	39%	12%	12%	15%	21%
30-39	56%	63%	33%	11%	11%	16%	28%
40-49	62%	81%	28%	10%	9%	14%	39%
50-60	67%	100%	26%	6%	8%	11%	50%

**Nota: Las densidades computadas por edades son específicas del tramo de edad, por lo que se consideran como períodos potenciales de cotización todos los meses en los cuales el individuo se encuentra dentro del tramo de edad, con independencia de la fecha en que esto ocurra. Las densidades calculadas por cohortes consideran toda la historia laboral de los individuos nacidos en la cohorte correspondiente.*

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS.

Tabla 3.4

Densidad de cotización por sector de actividad – Bloque principal

Código Rama	Descripción	Densidad de cotización		% de cotizantes con densidad de contribución (d)				
		Media	Mediana	d<25%	25%<d<50%	50%<d<75%	75%<d<100%	d=100%
1	Ag, ganadería, caza, forestación, silv y pesca	57%	62%	26%	16%	18%	30%	10%
2	Minas y canteras	52%	54%	33%	14%	15%	27%	11%
3	Ind. Manufacturera	61%	68%	22%	16%	16%	27%	19%
4	Electricidad gas y agua	54%	49%	37%	14%	8%	9%	32%
5	Construcción	45%	42%	35%	22%	21%	20%	3%
6	Com. Al por mayor y por menor, reparaciones	57%	59%	25%	19%	17%	26%	13%
7	Transporte y almacenamiento	66%	75%	16%	16%	17%	29%	22%
8	Hoteles y restaurantes	42%	34%	42%	19%	15%	19%	5%
9	Comunicaciones	72%	88%	14%	12%	14%	25%	34%
10	Act. Financieras	53%	40%	13%	46%	11%	18%	12%
11	Act. Inmobiliarias	51%	49%	31%	20%	16%	21%	12%
12	Otras act. De servicios	58%	60%	25%	18%	15%	20%	22%
13	Org extranjeros	67%	80%	16%	18%	10%	42%	14%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS.

3.4 Duración de los períodos contributivos y no contributivos

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 ratio 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 período (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 períodos de cotización es de 237, valor que identifica un individuo que realizó aportes sin interrupciones en todo el período considerado (237 meses cotizados en un único intervalo contributivo)[10]. En el otro extremo se encuentran las duraciones promedio de 1 mes, que corresponden a trabajadores que 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 3.7). De hecho, el 23% de los trabajadores de la muestra tiene una duración promedio de los 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 de modo de analizar las características de los trabajadores para los cuales se observan períodos 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. En la misma línea, 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

[10] Aunque dadas las características de la base de BPS esto no ocurre en este caso, vale aclarar que podría suceder que un trabajador con densidad de cotización completa no alcance la duración máxima. Esto sucede si en parte de los meses comprendidos en la base de datos, el trabajador queda por fuera de la edad activa considerada.

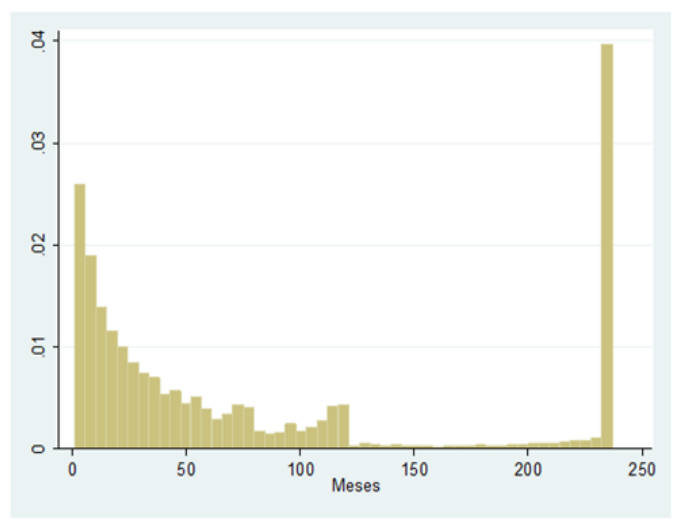
bajos de duración, donde, a modo de ejemplo, la proporción de hombres que realizan aportes ininterrumpidos por menos de un año es 8 puntos porcentuales superior a la de las mujeres.

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 entre abril de 1996 y diciembre de 2015.

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 103 meses, dicha duración desciende hasta 62 meses en los nacidos en años posteriores a 1970. Cómo 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 22 meses cuando los individuos tienen entre 20 y 30 años, esta duración se incrementa hasta 45 meses entre los 50 y 60 años.

Gráfico 3.7

Duración promedio de los períodos de cotización – Bloque principal



Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS.

Tabla 3.5

Duración de los períodos de cotización – Bloque principal

Características	*Media*	*Mediana*	*% de spells contributivos con duración*				
			Menor a 1 año	*1 a 2 años*	*2 a 4 años*	*4 a 6 años*	*Más de 6 años*
Total	81	42	23%	14%	16%	9%	37%
Sexo							
Hombres	78	37	27%	14%	15%	9%	36%
Mujeres	85	47	19%	14%	18%	11%	39%
Quintiles de Ingreso							
I	50	17	43%	14%	14%	8%	22%
II	45	20	36%	19%	18%	9%	19%
III	70	41	15%	18%	23%	12%	32%
IV	133	113	4%	6%	14%	12%	65%
V	171	237	7%	3%	5%	5%	80%
Cohortes							
1955-1960	103	62	19%	11%	14%	9%	47%
1961-1965	93	52	21%	12%	15%	9%	43%
1966-1970	81	42	23%	14%	16%	9%	37%
1970+	62	31	27%	16%	19%	10%	28%
*Edad**							
20-29	22	12	24%	10%	9%	4%	54%
30-39	34	19	19%	9%	9%	5%	58%
40-49	39	26	17%	12%	14%	9%	48%
50-60	45	36	14%	14%	19%	14%	39%

**Nota: Las duraciones computadas por edades son específicas del tramo de edad, por lo que se consideran como períodos potenciales de cotización todos los meses en los cuales el individuo se encuentra dentro del tramo de edad, con independencia de la fecha en que esto ocurra. Las duraciones calculadas por cohortes consideran toda la historia laboral de los individuos nacidos en la cohorte correspondiente.*

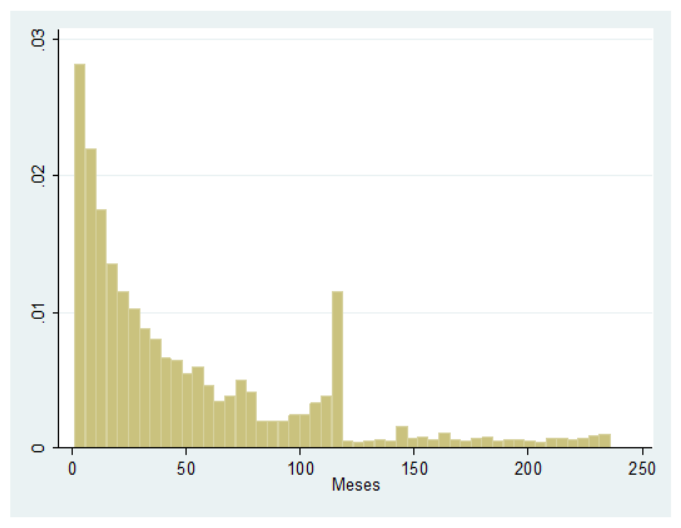
Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS.

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 periodo 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 mes de actividad ocurre al inicio o al final del período analizado. 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 3.6 sobre períodos no contributivos no contemplen adecuadamente a los trabajadores con mejor perfil contributivo, generando sesgos, o incluso resultados llamativos en los estadísticos presentados.

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 3.8). De forma similar a lo que ocurre con los períodos de cotización, el 22% de los trabajadores que registran alguna interrupción en su historial de aportes presentan una duración promedio menor a 1 año, y casi el 50% no pasa más de 2 años y medio sin realizar aportes al BPS, en promedio. Asimismo, el gráfico muestra 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 anteriormente, a la mayoría de los individuos con un único mes de cotización en el período que comprende la base. Los trabajadores con al menos una interrupción en su historial de cotizaciones se mantienen, en promedio, 50 meses consecutivos sin realizar aportes.

Gráfico 3.8

Duración promedio de los períodos de no cotización – Bloque principal



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 59 meses, en el caso de los hombres la extensión promedio de estos períodos es de 43 meses. Adicionalmente, entre los hombres que registran al menos un período de no cotización, el 29% presenta una duración promedio de dichos períodos inferior a un año, siendo que en el caso de las mujeres esta proporción alcanza solo al 14%. Al analizar duraciones prolongadas, mayores a 6 años, los porcentajes se ubican en el 36% para los hombres frente al 43% 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[11].

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. Por el contrario, 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 26 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, y que, a medida que la edad avanza, los estados tienden a ser más persistentes.

[11] Del total de individuos que pertenecen al quinto quintil de ingresos, el 58% presenta un historial de perfil completo. De esta forma, los individuos que se incluyen en la tabla 3.6 representan el 42% de trabajadores del quinto quintil con peor perfil contributivo.

Tabla 3.6

Duración de los períodos de no cotización – Bloque principal

Características	*Media*	*Mediana*	*% de spells no contributivos con duración*				
			Menor a 1 año	*1 a 2 años*	*2 a 4 años*	*4 a 6 años*	*Más de 6 años*
Total	50	31	22%	14%	16%	9%	39%
Sexo							
Hombres	43	21	29%	15%	14%	7%	36%
Mujeres	59	42	14%	13%	19%	12%	43%
Quintiles de Ingreso							
I	68	56	10%	12%	21%	14%	42%
II	46	30	22%	19%	22%	12%	25%
III	40	20	33%	16%	16%	8%	27%
IV	41	18	27%	11%	10%	5%	47%
V	86	93	8%	4%	4%	3%	82%
Cohortes							
1955-1960	57	37	18%	11%	14%	8%	49%
1961-1965	54	34	20%	12%	14%	9%	45%
1966-1970	50	30	23%	13%	16%	9%	39%
1970+	46	28	25%	17%	19%	10%	29%
*Edad**							
20-29	26	15	23%	12%	10%	4%	51%
30-39	34	19	19%	9%	9%	5%	57%
40-49	34	22	18%	10%	11%	6%	56%
50-60	32	23	16%	10%	11%	6%	58%

**Nota: Las duraciones computadas por edades son específicas del tramo de edad, por lo que se consideran como períodos potenciales de cotización todos los meses en los cuales el individuo se encuentra dentro del tramo de edad, con independencia de la fecha en que esto ocurra. Las duraciones calculadas por cohortes consideran toda la historia laboral de los individuos nacidos en la cohorte correspondiente.*

Fuente: Elaboración propia en base a datos de BPS.

3.5 Síntesis y 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, aunque la posición de nuestro país es considerablemente peor a la existente en países desarrollados.

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; Forteza et al., 2009). Si bien el período analizado por el presente trabajo abarca años de mayor dinamismo económico que los estudiados por dichos antecedentes, la incorporación al mercado laboral formal de una importante cantidad de trabajadores puede haber presionado a la baja estos indicadores.

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).

Además, se encuentra que los individuos que en promedio cuentan con mayores ingresos 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 observa 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 crece, va consolidando su estado, ya sea contributivo o no contributivo, por períodos más extensos.

Capítulo 4

Densidad de Cotización en las Cajas Paraestatales

4.1 Introducción

En este capítulo se aborda el estudio de la densidad de cotización y de la duración de los períodos de cotización y no cotización de los afiliados a las tres Cajas Paraestatales de Seguridad Social: la Caja Notarial de Seguridad Social (CNSS), la Caja de Jubilaciones y Pensiones Bancarias (CJPB), y la Caja de Jubilaciones y Pensiones de Profesionales Universitarios (CJPPU). Las bases de datos utilizadas en el análisis, que fueron cedidas por cada una de las instituciones consideradas, permitieron efectuar una caracterización similar a la realizada para el bloque principal del sistema. El procesamiento de la información disponible permite establecer las especificidades que tiene la estructura de cotización entre los sub-sistemas de seguridad social que administran las Cajas Paraestatales, y así extraer conclusiones generales acerca de las similitudes y las diferencias existentes entre los mismos.

4.2 Bases de datos

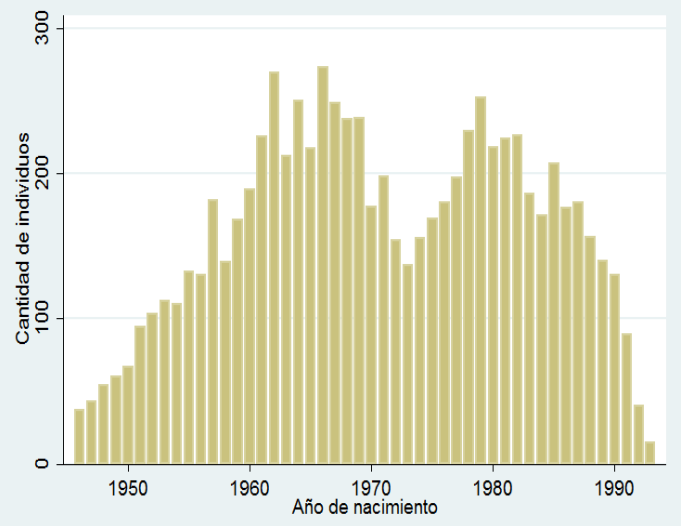
En el caso de la CNSS, los datos considerados incluyen información referida a escribanos vinculados al organismo al menos durante un año en el periodo comprendido entre 2011 y 2017. La base de datos con la que se trabajó dispone de 54.376 observaciones, que contienen información de frecuencia anual acerca de 7.768 escribanos, que tuvieron entre 24 y 65 años de edad en alguno de esos años.

Si bien la CNSS brinda cobertura de seguridad social tanto a escribanos como a empleados de escribanía, el presente análisis se concentra en el primer grupo de trabajadores. Los motivos principales de que el foco sea puesto en los profesionales universitarios son, por un lado, el hecho de que este colectivo es bastante más numeroso que el segundo. De hecho, existe aproximadamente 1 empleado de escribanía cada 15 escribanos, según se establece en la Memoria del Ejercicio 2019 de la CNSS. Por otro lado, los datos disponibles son de frecuencia anual, por lo que el tipo de análisis que se realiza es más adecuado en el caso de los escribanos, ya que éstos deben alcanzar un mínimo monto anual de aportes, y la declaración de inactividad que éstos pueden realizar tiene vigencia anual.

La información contenida en esta base de datos permite conocer la historia laboral de cada afiliado escribano en el periodo analizado. Además de conocer la edad y sexo de los afiliados, se cuenta con información sobre el monto aportado a la CNSS, desglosado en los siguientes componentes: i) aporte (por escrituras y protocolizaciones); ii) extra registrales (por actuaciones fuera de los registros); iii) jurisdicción voluntaria (por actividad judicial); iv) timbres (por actuaciones extra registrales abonadas por dicho medio de pago); y v) aporte complementario (que deben realizar los activos que no llegaron al aporte mínimo anual de su categoría). La base de datos comprende información sobre cotizantes a la CNSS nacidos entre 1946 y 1993. Como se observa en el Gráfico 4.1, la estructura etaria de los escribanos cotizantes presenta dos modos: uno compuesto por aportantes nacidos en la década de 1960, y otro por escribanos nacidos a fines de los años 70 y comienzos de los 80.

Gráfico 4.1:

Cantidad de individuos según año de nacimiento – Caja Notarial



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Caja Notarial.

La estructura según sexo muestra que tres de cada cuatro cotizantes a la CNSS son mujeres. En concreto, si se considera el total de observaciones, se tiene que el 77% de las cotizaciones corresponden al sexo femenino. En el año 2011, el 76% de los cotizantes a la CNSS fueron mujeres, porcentaje que ascendió al 78% en 2017. Estas cifras evidencian el fuerte predominio femenino existente entre los cotizantes a la CNSS; rasgo característico del organismo que fuera destacado en el documento "Presente y futuro del sistema de seguridad social en Uruguay" del Observatorio de Seguridad Social publicado en 2019.

Tabla 4.1:

Distribución de los cotizantes por sexo (total y según año de cotización) – Caja Notarial

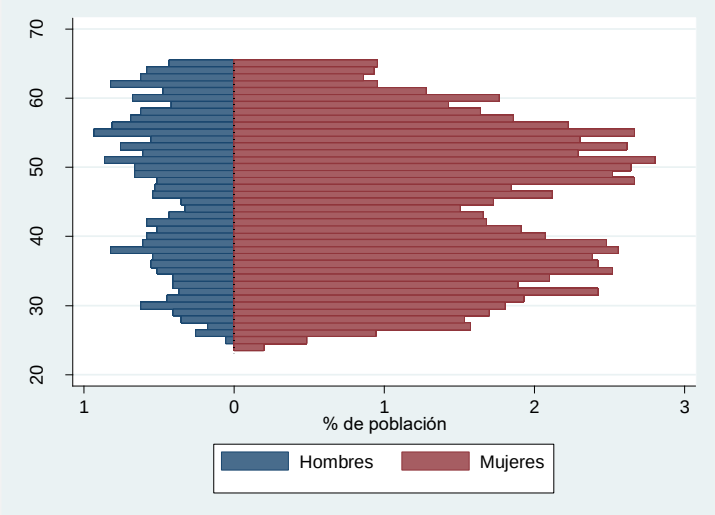
	Hombres	Mujeres
Total	23,3%	76,7%
2011	24,0%	76,0%
2017	22,4%	77,6%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Caja Notarial.

La pirámide poblacional de los cotizantes a la CNSS refleja los dos aspectos señalados anteriormente. Por un lado, se observan dos concentraciones etarias de afiliados, una con edades de entre 50 y 60 años, y otra con edades entre 30 y 40 años. Por otro lado, la pirámide poblacional evidencia el predominio femenino entre los cotizantes a la CNSS.

Gráfico 4.2:

Pirámide poblacional de cotizantes en edad activa (2017) – Caja Notarial



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Caja Notarial.

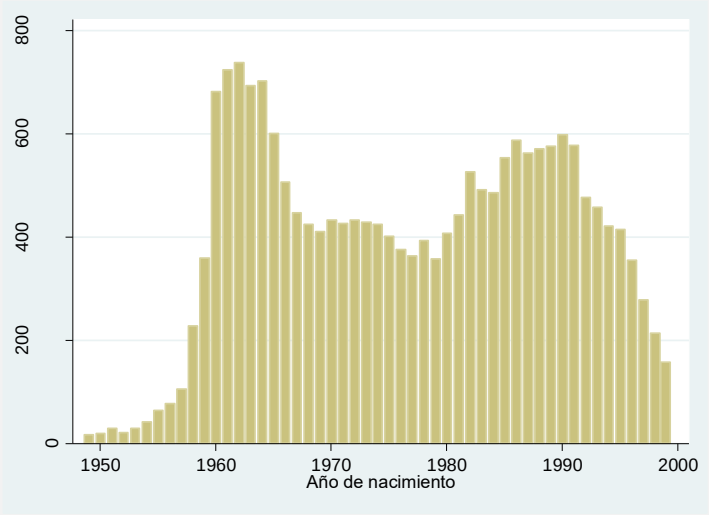
La información sobre cotizantes a la Caja de Jubilaciones y Pensiones Bancarias (CJPB) abarca el período comprendido entre enero de 2009 y diciembre de 2019. La base de datos con la que se realizó el análisis se compone de 2.657.952 observaciones, que contiene información de frecuencia mensual correspondiente a 20.136 cotizantes a la CJPB que tuvieron entre 20 y 60 años en algún momento entre 2009 y 2019. Corresponde aclarar que sólo se tuvo acceso a información referida a aquellos afiliados al organismo que realizaron aportes en diciembre de 2019. Esto significa que se puede estar excluyendo del análisis a algunos trabajadores que se encuentren actualmente en actividad y que hayan aportado al organismo en algún mes comprendido entre 2009 y 2019, pero no lo hayan hecho en el mes de diciembre de 2019.

La información disponible contiene la historia laboral de 20.136 cotizantes a la CJPB entre enero de 2009 y diciembre de 2019. Los datos referidos a fechas y montos de haberes nominales sobre los que se realizaron los aportes permiten identificar en qué meses cotizó cada afiliado. Además, la base de datos incluye información sobre características de los trabajadores, como fecha de nacimiento y sexo, y el tipo de institución a la que aporta (pudiendo identificar, en particular, si se trata de una institución vinculada a la CJPB desde antes o con posterioridad al régimen vigente desde 2009).

Los afiliados a la CJPB considerados nacieron entre 1949 y 1999. Como puede apreciarse en el Gráfico 4.3, son relativamente pocos los afiliados nacidos antes de 1960 que quedaron incluidos en la base de datos. Asimismo, se observa que las mayores concentraciones de afiliados se dan entre los nacidos en el primer lustro de la década de 1960 y en el último quinquenio de la década de 1980.

Gráfico 4.3:

Cantidad de individuos según año de nacimiento – Caja Bancaria



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPB.

Aunque con menor intensidad que en el caso de la CNSS, se observa un leve predominio de las mujeres entre los cotizantes a la CJPB. La proporción de cotizaciones correspondiente a mujeres creció desde un 50% en 2009 a 56% en 2019.

Tabla 4.2:

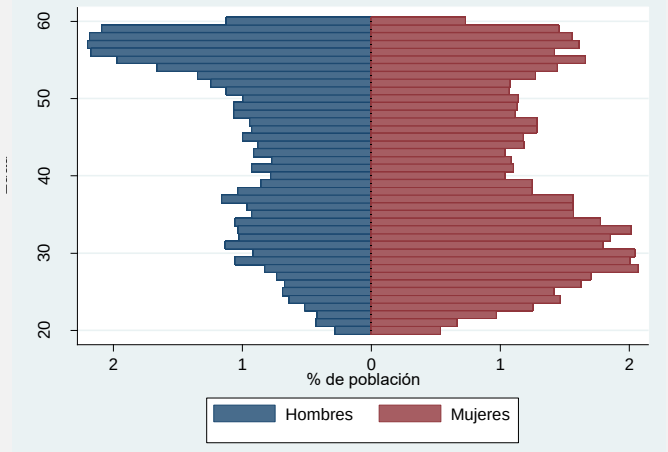
Distribución de los cotizantes por sexo (total y según año de cotización) – Caja Bancaria

	Hombres	Mujeres
Total	46,2%	53,8%
2009	49,8%	50,2%
2014	45,9%	54,1%
2019	43,9%	56,1%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Caja Bancaria.

Gráfico 4.4:

Pirámide poblacional de cotizantes en edad activa (2019) – Caja Bancaria



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPB.

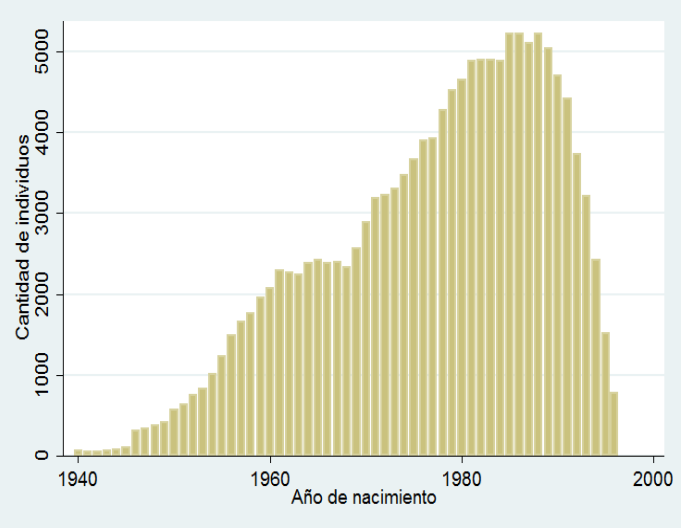
La pirámide poblacional refleja, por un lado, que entre los cotizantes a la CJPB existen dos concentraciones de afiliados, una correspondiente a edades comprendidas entre 30 y 40 años y otra entre 55 y 60 años. Por otro lado, la pirámide pone en evidencia que el predominio del sexo masculino en edades sólo se observa en los mayores a los 50 años, mientras que entre los afiliados más jóvenes resulta evidente la mayor importancia relativa de las mujeres. Esto último se explica por la incorporación al ámbito de la Caja[12], en 2009, de las "nuevas instituciones" provenientes del BPS, las cuales tienen una población predominantemente joven y de sexo femenino.

Finalmente, la base de datos correspondiente a la CJPPU cuenta con observaciones para el período comprendido entre agosto de 2005 y julio de 2020. A efectos del análisis, se trabajó con los individuos que, en algún momento de dicho período, tuvieron entre 24 y 65 años de edad. Asimismo, no se tuvo en cuenta a afiliados que se jubilaron o fallecieron, así como a quienes presentan estado de cotización desconocido, ni a quienes se encontraban categorizados en ejercicio libre de la profesión pero que no realizaron aportes a lo largo de todo el período considerado. De esta forma, se tiene una base de datos con un total de 25.949.160 observaciones, correspondientes a 144.162 afiliados al organismo. De este total de profesionales universitarios afiliados a la CJPPU, el 58,7% cotizó al menos un período durante el período analizado.

Para estos profesionales se tiene que los años de nacimiento se encuentran en el rango de 1940 a 1996. Esta cantidad se va incrementando en la medida en que se consideran profesionales nacidos más recientemente, alcanzando máximos entre 1985 y 1988, para luego comenzar a decaer rápidamente.

Gráfico 4.5:

Cantidad de individuos según año de nacimiento – Caja Profesional



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPPU.

El análisis de la información disponible revela que, para el total del periodo considerado, la proporción de cotizantes mujeres es mayor que la de los hombres. Esta regularidad se observa en todos los años del período analizado. Por un lado, se observa que la proporción de mujeres ha ido en aumento en el período de análisis, alcanzando al 55% en el primer semestre de 2020. Por otro, se tiene que la participación femenina es mayor en el total del período que en los años particulares considerados, lo que puede ser indicio de una mayor rotación entre las mujeres cotizantes a la CJPPU.

[12] Ley 18.396, Art. 3

Tabla 4.3:

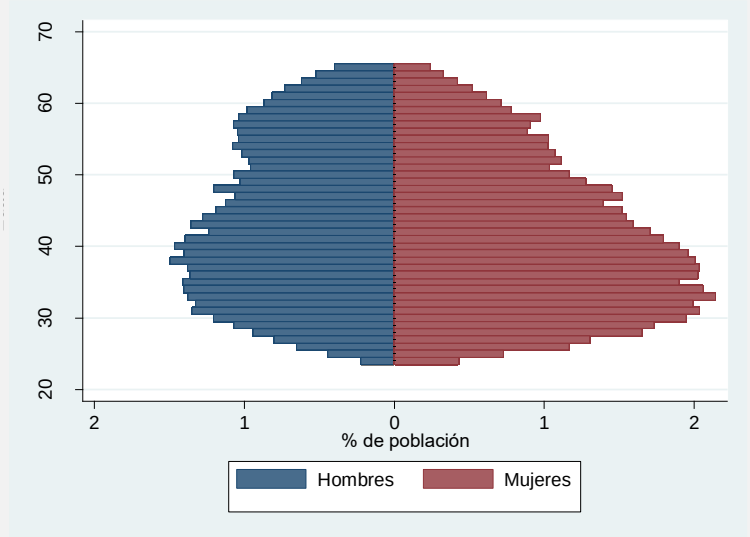
Distribución de cotizantes por sexo (total y según año de cotización) – Caja Profesional

	Hombres	Mujeres
Total	42,6%	57,4%
2006	48,8%	51,2%
2013	45,7%	54,3%
2020	45,2%	54,8%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPPU.

Gráfico 4.6:

Pirámide poblacional de cotizantes en edad activa (2019) – Caja Profesional



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPPU.

4.3 Densidad de cotización

Para la CNSS, se define como período potencial de cotización al tiempo en el cual el trabajador tiene entre 24 y 65 años de edad. El período de exposición a la cotización en el caso de la CNSS tiene un comienzo más tardío que el que se definió para el bloque principal del sistema por el hecho de que el análisis pone foco en los escribanos, que deben culminar una carrera universitaria de cinco años de duración, antes de poder ejercer como tales.

La densidad de cotización promedio en el período para los afiliados a este organismo es del 81%, mientras que la mediana de la distribución se sitúa en el 100%. Esto último indica que al menos la mitad de los escribanos afiliados a la Caja Notarial presentan un historial de cotización completo entre los años 2011 y 2017. Asimismo, la media de la densidad se encuentra en un valor relativamente alto en comparación con las estimaciones realizadas para los cotizantes al BPS. Si bien este resultado podía ser esperable, no debe perderse de vista que la consideración de un periodo más corto en la base de datos suele arrojar estimaciones de densidades medias de cotización más elevadas.

Si se analiza el histograma de la densidad de cotización, se observa que al igual que en el caso del BPS, existe un único modo correspondiente a una densidad del 100%. Mientras una elevada proporción de afiliados a la CNSS presentan un historial de cotización completo, los demás se distribuyen casi de manera uniforme, aunque con cierta tendencia creciente.

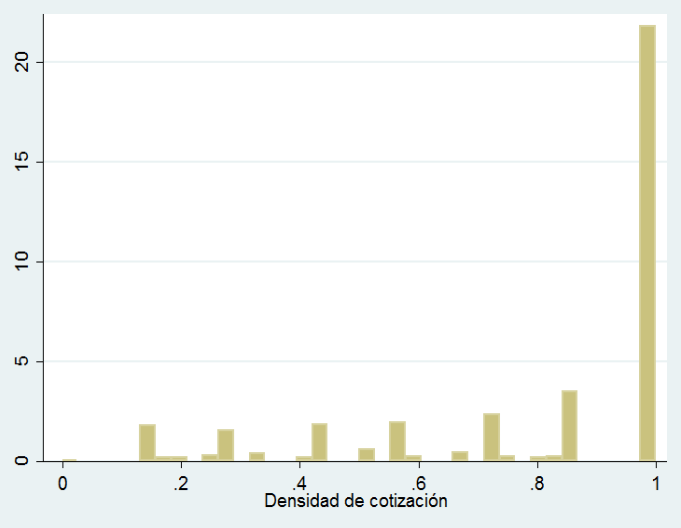
Atendiendo al sexo de los afiliados a la CNSS, se encuentra que los histogramas de la densidad de cotización para hombres y mujeres son similares, ambos con una alta proporción de individuos con un historial de cotización completo. De hecho, como se observa en la Tabla 4.5, mientras que el 58% de los hombres alcanza una densidad de

cotización del 100% en el período considerado, este porcentaje apenas desciende al 57% cuando se analiza la cantidad de mujeres con historial completo.

La densidad de cotización promedio es menor entre los escribanos que deben realizar aportes complementarios. La reglamentación vigente establece la existencia de un mínimo de aportación en el año civil para los afiliados escribanos, estableciendo la obligación de completar el monto de aportación en caso de no lograr alcanzar dicho mínimo. Como se observa en la Tabla 4.4, aproximadamente el 20% de los aportes anuales realizados necesitó de un aporte complementario para alcanzar el mínimo a lo largo de todo el período. La densidad de cotización promedio para quienes deben complementar sus aportes es de 76%, mientras que es de 85% para quienes no deben realizar aportes complementarios (Tabla 4.5).

Gráfico 4.7:

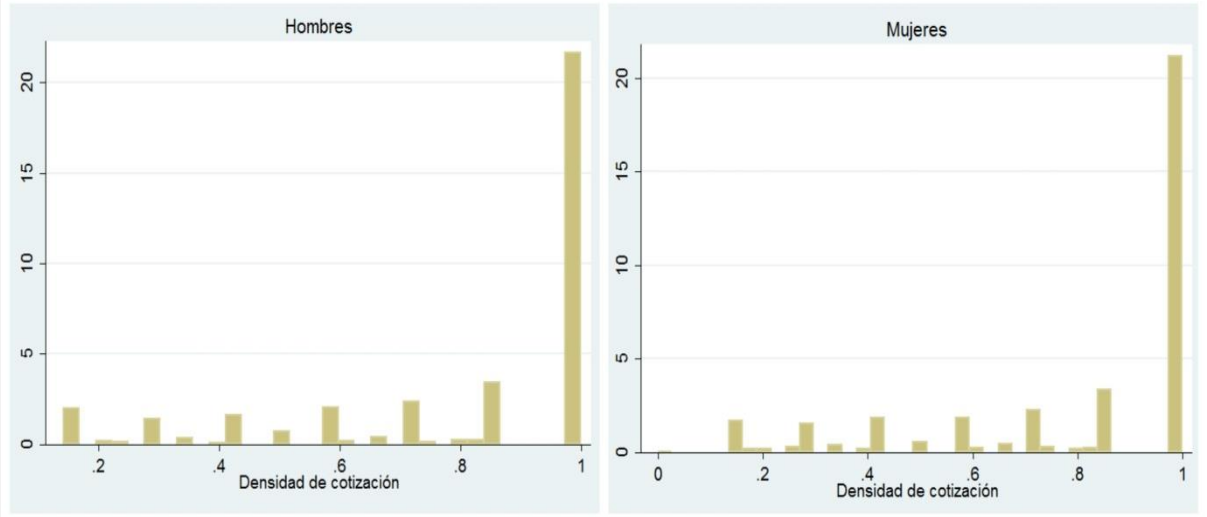
Histograma de la densidad de cotización – Caja Notarial



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Caja Notarial.

Gráfico 4.8:

Histograma de la densidad de cotización por sexo – Caja Notarial



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Caja Notarial.

Tabla 4.4:

Proporción de aportes anuales con necesidad de aporte complementario – Caja Notarial

	Cantidad de aportes con necesidad de aporte complementario / Cantidad de aportes
Total	19,5%
2011	22,5%
2017	19,0%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Caja Notarial.

Cuando se analiza la densidad de cotización atendiendo al nivel de ingreso de los escribanos, se observa una relación positiva entre ingresos y densidad de cotización, que reproduce el tipo de resultado obtenido para el bloque principal del sistema. Mientras que la densidad de cotización para los escribanos ubicados en el primer quintil de ingresos de la base de datos presenta un valor medio de 56% (similar a lo observado en el caso del BPS), los escribanos situados en el quinto quintil registran una densidad media de 92%.

El análisis por cohortes etarias refleja una moderada disminución de la densidad de cotización para los escribanos más jóvenes. Mientras que los individuos pertenecientes a cohortes nacidas con anterioridad a 1976 muestran densidades de cotización mayores al 95%, en el caso de las cohortes más jóvenes la densidad desciende de manera significativa. Como se mencionó en el caso de trabajadores de BPS, este análisis puede verse afectado por la existencia de un efecto "ciclo de vida" en las cotizaciones que también se observa en la CNSS. En efecto, al analizar la densidad de cotización específica por tramos de edad, se puede apreciar una evolución claramente creciente más allá del descenso que se percibe sobre el final del ciclo laboral.

Tabla 4.5:

Densidad de cotizaciones – Caja Notarial

Características	*Media*	*Mediana*	*% de cotizantes con densidad de contribución (d)*				
			d<25%	*25%<d<50%*	*50%<d<75%*	*75%<d<100%*	*d=100%*
Total	81%	100%	6%	11%	15%	11%	57%
Sexo							
Hombres	81%	100%	6%	10%	15%	11%	58%
Mujeres	81%	100%	6%	12%	14%	11%	57%
Quintiles de Ingreso							
I	56%	57%	18%	28%	24%	9%	22%
II	78%	86%	4%	12%	22%	15%	47%
III	88%	100%	2%	8%	11%	11%	68%
IV	91%	100%	2%	5%	8%	11%	74%
V	92%	100%	2%	3%	8%	10%	77%
Aportes complementarios							
No realiza	85%	100%	5%	8%	11%	10%	67%
Realiza	76%	86%	7%	15%	19%	12%	48%
Cohorte							
1956-	96%	100%	0%	2%	3%	9%	86%
1957-1966	97%	100%	0%	1%	3%	7%	89%
1967-1976	95%	100%	1%	2%	5%	8%	83%
1977-1986	83%	100%	4%	10%	15%	13%	58%
1987+	57%	57%	9%	25%	39%	17%	10%
*Edad**							
24-34	71%	100%	9%	15%	21%	11%	43%
35-44	87%	100%	7%	4%	7%	5%	77%
45-54	90%	100%	5%	3%	6%	5%	81%
55-65	82%	100%	8%	7%	12%	8%	65%

**Nota: Las densidades computadas por edades son específicas del tramo de edad, por lo que se consideran como períodos potenciales de cotización todos los meses en los cuales el individuo se encuentra dentro del tramo de edad, con independencia de la fecha en que esto ocurra. Las densidades calculadas por cohortes consideran toda la historia laboral de los individuos nacidos en la cohorte correspondiente.*

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Caja Notarial.

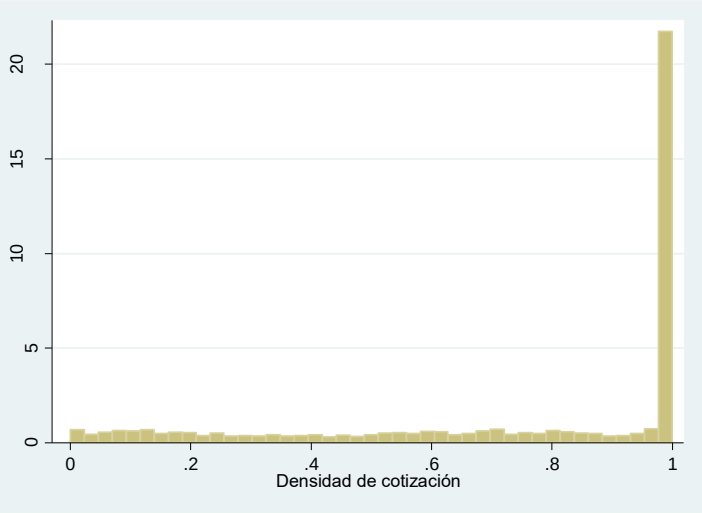
La estimación de la densidad de cotización de los trabajadores de la CJPB considera como período de cotización potencial, la etapa comprendida entre los 20 y los 60 años de edad. De esta forma, se considera una edad activa de los individuos similar a la utilizada en el bloque principal, la cual fue impuesta por las características propias de dicha base de datos.

La densidad de cotización promedio de los trabajadores evaluados es del 75%, al tiempo que la mitad de ellos presenta densidades no menores al 98%. Estos resultados dan cuenta, al igual que en el caso de la CNSS, que la calidad de la cobertura de los trabajadores amparados por ambos organismos es comparativamente muy alta. La característica general de los cotizantes a estos subsistemas es la continuidad de la cotización y la poca alternancia entre periodos contributivos y no contributivos.

La distribución de la densidad de cotización es claramente unimodal, siendo 100% el valor más frecuente. En efecto, el 46% de los afiliados a la CJPB presenta un historial de cotización completo en el período. A lo largo de todo el resto de la distribución, la densidad de cotización se comporta de forma uniforme.

Gráfico 4.9:

Histograma de la densidad de cotización – Caja Bancaria

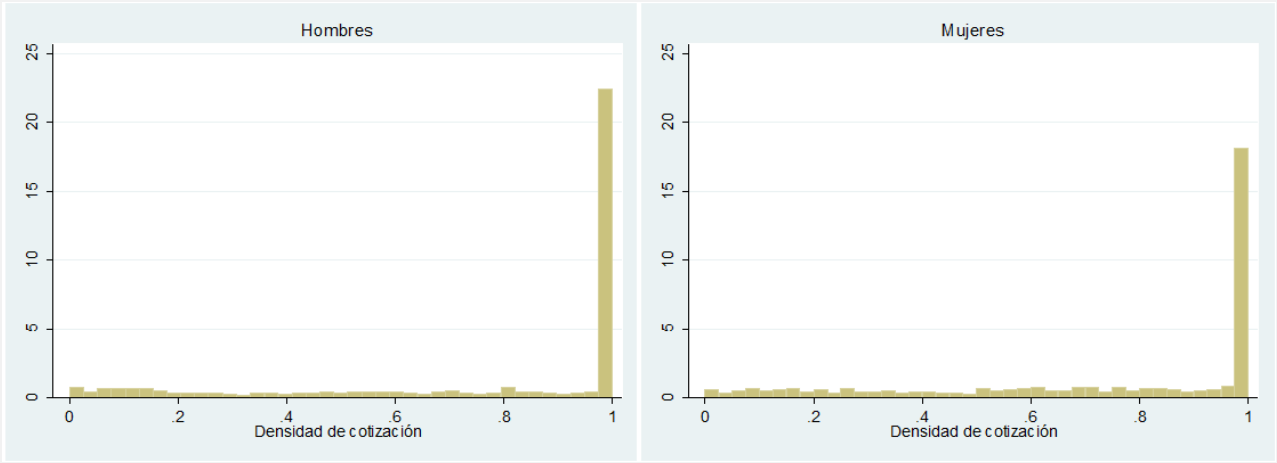


Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPB.

Al agrupar a los afiliados a la CJPB según su sexo, los histogramas de densidad de cotización evidencian la existencia de historiales más completos entre los hombres. Si bien el valor más frecuente en ambos histogramas es el 100%, mientras el 55% de los hombres presenta un historial de cotización completo, sólo el 38% de las mujeres logró cotizar a lo largo de la totalidad del periodo potencial.

Gráfico 4.10:

Histograma de la densidad de cotización por sexo – Caja Bancaria



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPB.

Tabla 4.6:

Densidad de cotizaciones – Caja Bancaria

Características	*Media*	*Mediana*	*% de cotizantes con densidad de contribución (d)*				
			d<25%	*25%<d<50%*	*50%<d<75%*	*75%<d<100%*	*d=100%*
Total	75%	98%	14%	10%	14%	17%	46%
Sexo							
Hombres	77%	100%	14%	8%	11%	12%	55%
Mujeres	73%	90%	14%	11%	16%	21%	38%
Quintiles de Ingreso							
I	48%	45%	33%	20%	19%	19%	8%
II	71%	80%	12%	10%	23%	28%	27%
III	87%	100%	4%	5%	11%	18%	61%
IV	95%	100%	2%	2%	3%	9%	84%
V	97%	100%	2%	1%	2%	7%	88%
Sector							
Viejas instituciones	80%	100%	11%	7%	11%	13%	58%
Nuevas instituciones	66%	75%	18%	13%	18%	25%	26%
Cohortes							
1960-	88%	100%	9%	3%	3%	7%	79%
1961-1970	93%	100%	4%	2%	3%	8%	82%
1971-1980	81%	99%	10%	6%	11%	23%	50%
1981-1990	64%	70%	17%	12%	27%	26%	18%
1990+	46%	40%	31%	26%	19%	18%	6%
*Edad**							
20-29	50%	49%	32%	18%	17%	16%	16%
30-39	81%	100%	12%	6%	6%	16%	60%
40-49	91%	100%	6%	3%	3%	6%	83%
50-60	95%	100%	3%	2%	2%	4%	89%

**Nota: Las densidades computadas por edades son específicas del tramo de edad, por lo que se consideran como períodos potenciales de cotización todos los meses en los cuales el individuo se encuentra dentro del tramo de edad, con independencia de la fecha en que esto ocurra. Las densidades calculadas por cohortes consideran toda la historia laboral de los individuos nacidos en la cohorte correspondiente.*

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPB.

La densidad de cotización entre los afiliados de la CJPB es creciente con el nivel de ingresos y la edad de los individuos. Más allá de que a nivel agregado no se presenta como un problema entre los afiliados a la CJPB, la Tabla 4.6 muestra que los registros de densidad son relativamente bajos para los individuos del primer quintil de ingresos de la base (48% en promedio) y para los tramos etarios más bajos (50% entre los individuos de 20 y 29 años), Cabe precisar, no obstante,

que este último guarismo está afectado por la decisión metodológica de iniciar el período de exposición a la cotización a los 20 años, cuando es posible que muchos trabajadores inicien su vínculo laboral en edades posteriores.

Los afiliados pertenecientes a las "viejas instituciones" presentan un historial de cotización más completo que los trabajadores de las "nuevas instituciones". Casi un 60% de los cotizantes que trabajan en instituciones afiliadas a la CJPB con anterioridad al año 2009 tienen una densidad de cotización de 100%; mientras que, entre las "nuevas instituciones", la máxima densidad de cotización solo es alcanzada por un cuarto de los trabajadores.

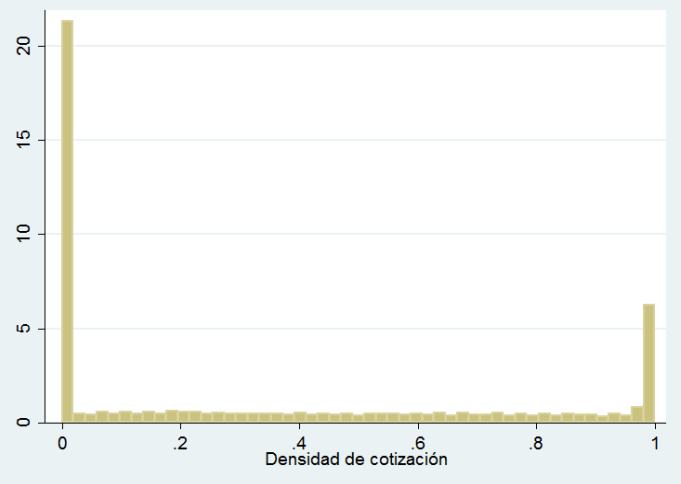
Para el caso de la CJPPU, al igual que se observó en la CNSS, la edad activa se define entre los 24 y los 65 años. En este subsistema se decidió considerar un inicio del período de exposición a la cotización más tardío, teniendo en cuenta que una condición necesaria para cotizar a este organismo es haber culminado una carrera universitaria.

Si se analiza el histograma de la densidad de cotización total se encuentran dos importantes modos, uno en el 0% y uno en el 100%. El modo correspondiente al 0% se explica por los individuos que se declaran en no ejercicio libre de la profesión y no cotizan en todo el período de análisis, aunque se encuentran en edad activa. Por otro lado, el modo en el 100% indica que una parte importante de los afiliados a la CJPPU no tiene interrupciones en su historial de cotización. Cabe señalar que, en su gran mayoría, los profesionales que no cotizan no son trabajadores informales, sino que tuvieron una inserción laboral dependiente y, por lo tanto, cotizan dentro del bloque principal del sistema. En efecto, según datos de la Encuesta Continua de Hogares de 2019, la cobertura de seguridad social entre la población activa con estudios terciarios alcanza al 99%.

Por otra parte, no todos los afiliados declarados en ejercicio libre de la profesión efectivamente ejercen la misma. Gran parte de los afiliados a la Caja son afiliados voluntarios que realizan aportes a la institución como una forma alternativa de ahorro para la etapa pasiva. Esta característica de parte significativa de los afiliados a la CJPPU contrasta claramente con los afiliados a todos los demás subsistemas, e incluso a quienes efectivamente ejercen la profesión en forma liberal en la CJPPU, puesto que su cotización es voluntaria y no obligatoria, esto es, si dejaran de cotizar, no estarían incurriendo en una situación de evasión.

Gráfico 4.11:

Histograma de la densidad de cotización – Caja Profesional (base completa)



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPPU.

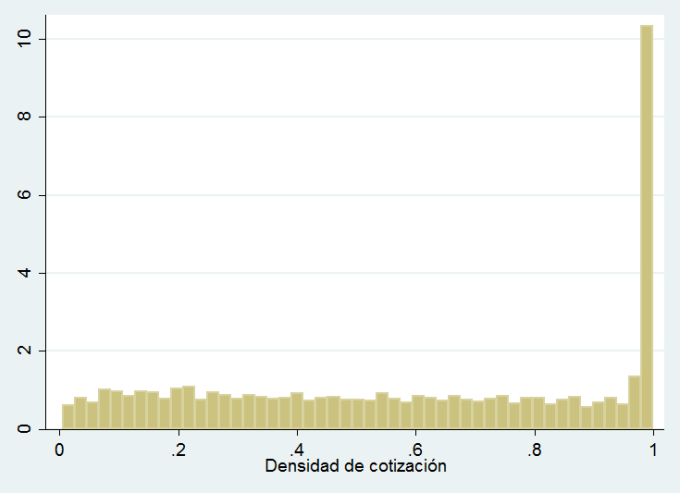
Si se considera el histograma de cotización sólo para los que han cotizado al menos una vez en el período considerado (es decir, sin tener en cuenta los profesionales que declaran no ejercicio y se mantienen en esta situación todo el período) el histograma presenta un único modo en el 100%. El resto de los profesionales se reparte de manera uniforme

entre las distintas densidades de cotización. Como puede observarse en el Gráfico 4.11, esta distribución resulta similar a la observada en el resto de los subsistemas.

El análisis de la densidad de cotización en la CJPPU requiere considerar instancias bien diferenciadas que corresponden a decisiones individuales distintas por parte del profesional. Hay una decisión, que en muchos casos es permanente, que refiere a optar o no por el libre ejercicio de la profesión. Entre quienes efectivamente practican una profesión universitaria de forma liberal, la densidad de cotización muestra un comportamiento similar al observado en otros subsistemas. Si se tienen en cuenta las implicaciones de esta decisión, corresponde concentrar el análisis en los afiliados que tienen al menos un período de cotización a la CJPPU, descartando aquellos profesionales que siempre se declararon en no ejercicio de la profesión.

Gráfico 4.11:

Histograma de la densidad de cotización – Caja Profesional (afiliados con al menos un mes de cotización)



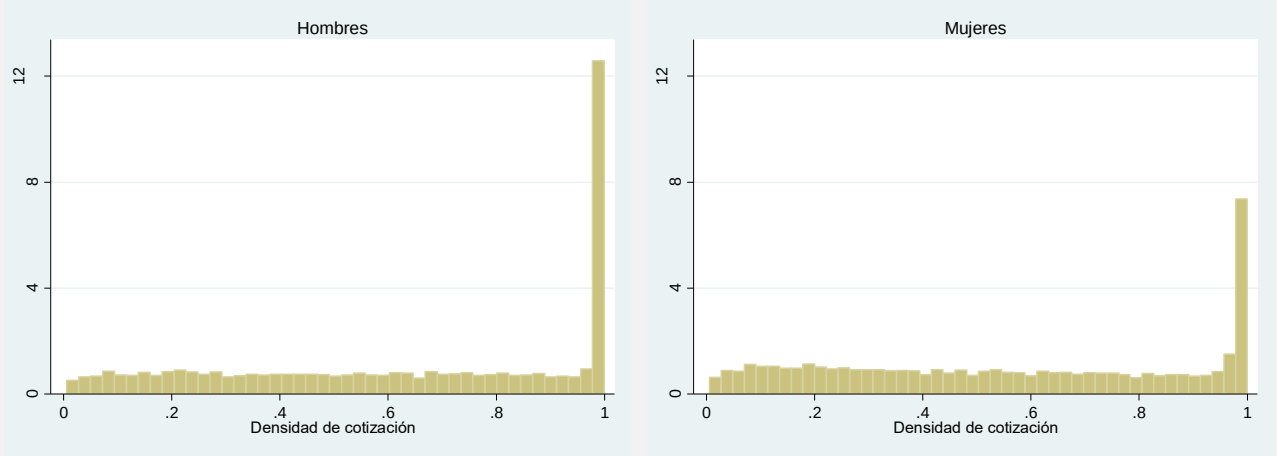
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPPU.

Entre quienes cotizaron al menos durante un período a la CJPPU, la densidad de cotización promedio en el período es del 59% mientras que la mediana se ubica en el 61%. Esto indica que más del 50% de los cotizantes realizan aportes por más de la mitad de los períodos potenciales considerados. Además, cabe destacar que el promedio de la densidad de cotización es similar al estimado para el BPS, ubicándose apenas dos puntos porcentuales por encima del encontrado para el bloque principal del sistema. Esta densidad promedio, significativamente inferior a la observada en las otras cajas Paraestatales, podría explicarse por la gran proporción de cotizantes voluntarios, puesto que el perfil de los aportantes a la Caja tiene, según las Encuestas Continuas de Hogares, un claro sesgo a la formalidad y estabilidad laboral.

Los histogramas de la densidad de cotización para hombres y mujeres considerados de manera separada presentan importantes diferencias. Si se toman en cuenta los profesionales que aportan al menos un mes durante el período, se destaca que una mayor proporción de hombres que de mujeres alcanza un historial de cotización completo. En particular, mientras que el 26% de los hombres presenta una densidad del 100%, sólo el 13% de las mujeres alcanzan dicho registro, existiendo, por ende, una brecha de género de 13 puntos porcentuales. Esto implica que para las mujeres existe una mayor acumulación en las restantes densidades de cotización, es decir, que presentan más interrupciones en su historial de actividad como cotizante.

Gráfico 4.12:

Histograma de la densidad de cotización por sexo – Caja Profesional



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPPU.

La densidad de cotización resulta significativamente más elevada entre los profesionales universitarios que aportan en categorías fictas superiores. Esta característica podría explicarse por dos motivos. En primer lugar, por el hecho de que quienes se encuentran en categorías bajas suelen ser más jóvenes y, por lo tanto, se encuentran en una etapa de la carrera laboral menos estable en términos de la generación de ingresos. En segundo lugar, la mayor densidad de cotización en las categorías más altas podría estar sugiriendo que quienes presentan una carrera laboral más inestable optan por mantenerse como aportantes en categorías fictas más bajas.

Tabla 4.7:

Densidad de cotizaciones – Caja Profesional

Características	*Media*	*Mediana*	*% de cotizantes con densidad de contribución (d)*				
			d<25%	*25%<d<50%*	*50%<d<75%*	*75%<d<100%*	*d=100%*
Total	59%	61%	21%	20%	20%	21%	18%
Sexo							
Hombres	63%	68%	18%	18%	19%	19%	26%
Mujeres	56%	55%	23%	22%	20%	22%	13%
Máx. categ. de aporte							
I y II	40%	35%	34%	33%	20%	10%	3%
III y IV	73%	74%	3%	12%	37%	37%	12%
V y VI	89%	98%	3%	4%	7%	45%	42%
VII y VIII	94%	100%	1%	2%	6%	27%	65%
IX y X	98%	100%	0%	0%	2%	20%	78%
Cohorte							
1965-	79%	99%	12%	9%	9%	21%	50%
1965-1974	72%	90%	16%	11%	12%	29%	32%
1975-1984	52%	53%	24%	23%	26%	23%	4%
1985+	44%	41%	28%	33%	25%	11%	2%
*Edad**							
24-34	52%	49%	23%	27%	24%	15%	11%
35-44	81%	100%	9%	10%	9%	20%	52%
45-54	88%	100%	6%	6%	6%	11%	71%
55-65	89%	100%	5%	5%	5%	10%	75%

**Nota: Las densidades computadas por edades son específicas del tramo de edad, por lo que se consideran como períodos potenciales de cotización todos los meses en los cuales el individuo se encuentra dentro del tramo de edad, con independencia de la fecha en que esto ocurra. Las densidades calculadas por cohortes consideran toda la historia laboral de los individuos nacidos en la cohorte correspondiente.*

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPPU.

El análisis de cohortes y edades sugiere también que entre los profesionales existe un efecto "ciclo de vida" en el historial de cotizaciones, caracterizado por una densidad de cotización inferior al inicio de la vida laboral. El análisis muestra un perfil de la densidad de cotización que desciende mientras más cercano en el tiempo es el año de nacimiento de los cotizantes. Complementariamente, la consideración de las densidades específicas por tramos de edad sugiere un perfil de baja cotización hasta los 35 años, que posteriormente tiende a estabilizarse, aunque sigue mostrando un leve crecimiento a medida que se avanza en la edad de los afiliados.

4.4 Duración de los períodos contributivos y no contributivos

Para el caso de la CNSS, en que se cuenta con datos de frecuencia anual, el análisis de los cambios de estado de actividad indica que, aproximadamente, el 11% de los escribanos presenta más de un cambio de estado en el período considerado. Esto quiere decir que el restante 89% puede, o bien no presentar ningún cambio de estado (por ejemplo, ser activo en todo el período), o tener un sólo cambio de estado (por ejemplo, pasar de activo a inactivo en un año particular).

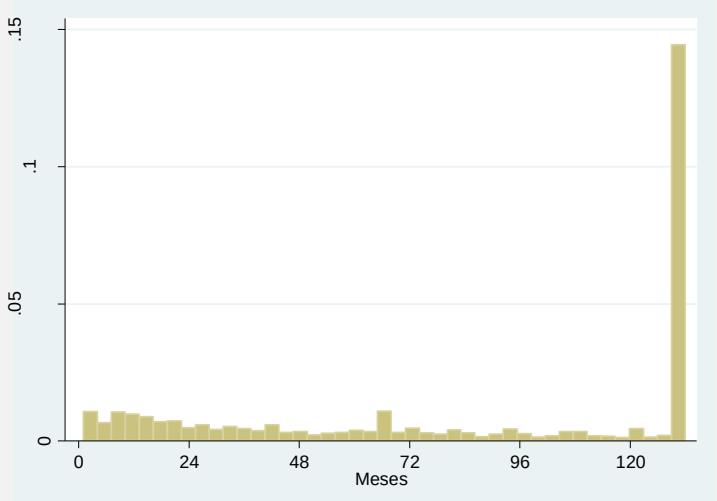
Los escribanos afiliados a esta Caja presentan períodos de cotización relativamente extensos, donde la duración promedio de los períodos de cotización es de 5,3 años, sobre el total de 7 años para los que se dispone de información. Sólo un tercio de los escribanos presenta períodos de cotización inferiores o iguales a 4 años, de los cuales solo el 9% del total presenta un promedio de 1 año. En el otro extremo, poco más de la mitad de los escribanos (56%) realizó aportes durante los 7 años considerados, lo que indica que una existe distribución unimodal para la duración de los períodos de cotización, correspondiendo la mediana a 7 años de cotización.

En lo que refiere a la duración de los períodos de no cotización, se encuentra, también, una distribución unimodal, donde el 32% de los escribanos presenta un único período de no cotización. Luego, se tiene que aproximadamente el 20% presenta dos años de no cotización y el 15% presenta tres períodos de no cotización. En los casos entre 4 y 6 períodos de no cotización los porcentajes oscilan entorno al 9%.

En la CJPB, para la que se dispone de datos de frecuencia mensual correspondientes a un periodo de 11 años, la duración promedio de los períodos de cotización de un individuo puede ubicarse entre 1 y 132 meses. Esta última refiere a los trabajadores que cotizaron de forma continua durante todo el periodo, en tanto que la duración mínima (1 mes) puede corresponder a trabajadores con una única cotización entre enero de 2009 y diciembre de 2019, o a trabajadores con varias cotizaciones, siempre que éstas hayan ocurrido de forma no consecutiva.

Gráfico 4.13:

Duración promedio de los períodos de cotización – Caja Bancaria



Fuente: Elaboración propia en base a datos de CJPB.

La información aportada en el Gráfico 4.13 indica que buena parte de los afiliados considerados cotizó de forma ininterrumpida durante el periodo, alcanzando una duración promedio de 132 meses. En el otro extremo, alrededor de un quinto de los afiliados presentó períodos de cotización que, en promedio, duraron 2 años o menos. Al considerar a todos los afiliados en conjunto, se encuentra que los períodos de cotización tuvieron una extensión promedio de 86 meses, al tiempo que el 50% alcanzó una duración promedio mayor a 106 meses (Tabla 4.8).

Los resultados hallados permiten extraer conclusiones interesantes en relación a las heterogeneidades en la duración promedio de los períodos de cotización a la CJPB según sexo, quintiles de ingreso, fecha de nacimiento y edad. Los hombres presentan, en promedio, períodos de cotización más extensos que las mujeres. En este caso, se destaca que al menos el 50% de los hombres realizó aportes al organismo durante todos los meses comprendidos entre enero de 2009 y diciembre de 2019. El análisis según nivel de ingreso evidencia fuertes diferencias al interior de los afiliados a la CJPB. Mientras que más de un cuarto de los afiliados pertenecientes al quintil de menores ingresos presentó períodos de cotización promedio menores a un año, en todos los demás quintiles, más de la mitad de los afiliados logra superar los 6 años. Por otra parte, en la Tabla 4.8 se observa, claramente, cómo disminuye la duración promedio de los períodos de cotización a medida que la fecha de nacimiento se vuelve más reciente. En esta misma línea, la duración promedio específica por tramo de edad crece a medida que ésta se incrementa.

Los spells contributivos son más extensos entre los trabajadores pertenecientes a las "viejas instituciones". En efecto, más del 50% de estos trabajadores cotizaron de forma ininterrumpida entre enero de 2009 y diciembre de 2019. En el caso de los "nuevos" afiliados, la mediana de la duración de los períodos de cotización fue de 61 meses.

Tabla 4.8:

Duración de los períodos de cotización – Caja Bancaria

Características	*Media*	*Mediana*	*% de spells contributivos con duración*				
			Menor a 1 año	*1 a 2 años*	*2 a 4 años*	*4 a 6 años*	*Más de 6 años*
Total	86	106	11%	9%	11%	10%	59%
Sexo							
Hombres	94	132	10%	8%	7%	8%	68%
Mujeres	79	80	11%	10%	14%	12%	53%
Quintiles de Ingreso							
I	39	25	29%	20%	19%	13%	18%
II	79	81	6%	11%	14%	14%	56%
III	107	132	2%	3%	8%	10%	77%
IV	121	132	1%	1%	4%	4%	90%
V	123	132	1%	1%	3%	4%	92%
Sector							
Viejas instituciones	98	132	8%	6%	7%	7%	71%
Nuevas instituciones	67	61	14%	13%	17%	15%	42%
Cohortes							
1960-	110	132	4%	3%	5%	5%	82%
1961-1970	119	132	3%	2%	3%	4%	88%
1971-1980	96	131	7%	5%	9%	13%	66%
1981-1990	71	69	9%	10%	18%	15%	48%
1990+	28	19	34%	27%	20%	10%	10%
*Edad**							
20-29	33	23	29%	23%	22%	13%	13%
30-39	48	41	19%	16%	25%	17%	23%
40-49	58	60	15%	14%	19%	19%	34%
50-60	73	72	8%	8%	15%	20%	49%

**Nota: Las duraciones computadas por edades son específicas del tramo de edad, por lo que se consideran como períodos potenciales de cotización todos los meses en los cuales el individuo se encuentra dentro del tramo de edad, con independencia de la fecha en que esto ocurra. Las duraciones calculadas por cohortes consideran toda la historia laboral de los individuos nacidos en la cohorte correspondiente.*

Fuente: Elaboración propia en base a datos de CJPB.

La duración promedio de los períodos de no cotización a la CJPB toma valores entre 1 y 131 meses. Dada las características de la base de datos considerada, el valor máximo corresponde a aquellos trabajadores que, únicamente, realizaron un aporte en enero de 2009 o en diciembre de 2019. Por su parte, los trabajadores que tuvieron entre 20 y 60 años de edad a lo largo de todo el período de análisis, pero que presentan un único período de aporte en un mes intermedio del período, presentan duraciones promedio de no cotización de 65,5 meses. Las duraciones promedio de 1 mes corresponden a trabajadores que, si bien presentan interrupciones en su historial de cotización, las mismas nunca incluyeron más de un mes consecutivo. Nuevamente, cabe aclarar que este análisis excluye a los trabajadores cuya cotización efectiva fue igual a su cotización potencial.

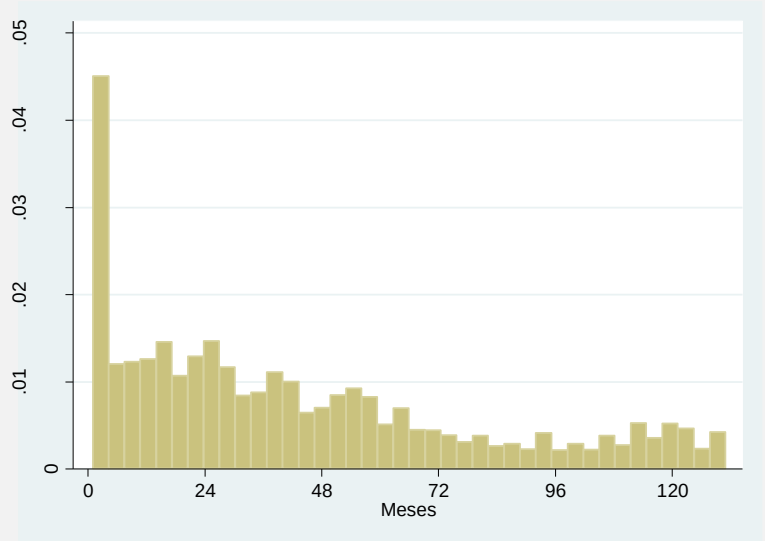
En promedio, los períodos de no cotización entre los afiliados a la CJPB se extendieron a lo largo de 43 meses. Mientras el 25% de quienes presentaron interrupciones en su historia laboral tuvo períodos de no cotización menores a 1 año, un quinto de estos afiliados presentó duraciones mayores a 6 años.

Los períodos de no cotización son más extensos entre los afiliados hombres; al tiempo que los mismos se vuelven menores al incrementarse el nivel de ingresos. Asimismo, los períodos de no cotización son más extensos entre los jóvenes. La duración promedio de los períodos no contributivos de los hombres es un año mayor a la de las mujeres, diferencia similar a la observada entre el primer y el último quintil de ingresos.

Los spells no contributivos también son más extensos entre los trabajadores pertenecientes a las "viejas instituciones". Si bien existe la media y la mediana de este grupo son 4 y 9 meses superiores a la de las "nuevas instituciones", se debe recordar que aquí solo se está considerando solo a los cotizantes que presentan al menos un período de no cotización, quienes representan apenas el 40% del total de trabajadores de las "viejas instituciones".

Gráfico 4.14:

Duración promedio de los períodos de no cotización – Caja Bancaria



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPB.

Tabla 4.9:

Duración de los períodos de no cotización – Caja Bancaria

Características	*Media*	*Mediana*	*% de spells no contributivos con duración*				
			Menor a 1 año	*1 a 2 años*	*2 a 4 años*	*4 a 6 años*	*Más de 6 años*
Total	43	33	25%	15%	24%	16%	20%
Sexo							
Hombres	51	42	18%	14%	23%	18%	27%
Mujeres	38	28	29%	16%	24%	15%	16%
Quintiles de Ingreso							
I	46	36	21%	16%	23%	16%	23%
II	40	33	22%	16%	28%	17%	17%
III	38	27	34%	12%	21%	15%	17%
IV	38	20	45%	7%	13%	12%	23%
V	35	18	44%	10%	13%	14%	19%
Sector							
Viejas instituciones	45	38	23%	13%	25%	17%	22%
Nuevas instituciones	41	29	27%	17%	22%	15%	19%
Cohortes							
1960-	37	25	38%	13%	16%	15%	18%
1961-1970	44	30	32%	13%	17%	14%	24%
1971-1980	41	26	35%	11%	18%	14%	22%
1981-1990	49	38	20%	13%	25%	17%	25%
1990+	35	29	22%	22%	29%	16%	11%
*Edad**							
20-29	37	31	22%	18%	29%	18%	13%
30-39	24	14	48%	16%	19%	9%	9%
40-49	29	19	40%	17%	20%	12%	11%
50-60	29	18	44%	15%	16%	14%	11%

**Nota: Las duraciones computadas por edades son específicas del tramo de edad, por lo que se consideran como períodos potenciales de cotización todos los meses en los cuales el individuo se encuentra dentro del tramo de edad, con independencia de la fecha en que esto ocurra. Las duraciones calculadas por cohortes consideran toda la historia laboral de los individuos nacidos en la cohorte correspondiente.*

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPB.

El indicador de duración promedio de los períodos de cotización de los afiliados a la CJPPU se ubica entre 1 y 180 meses. Esto se debe a que el período de análisis va desde agosto de 2005 a julio de 2020. En la medida en que se dejó fuera del análisis a los afiliados que nunca estuvieron declarados en ejercicio libre de la profesión, la mínima duración promedio corresponde a 1 mes, y caracteriza a los afiliados que nunca realizaron aportes en meses consecutivos. La duración de 180 meses caracteriza a aquellos profesionales con densidad de cotización completa, y que cotizaron a lo largo de todo el período cubierto por la base de datos.

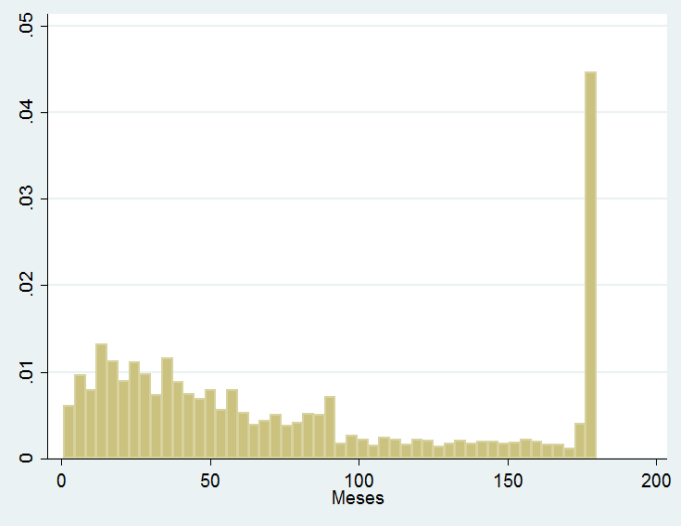
Los períodos de cotización de los afiliados en ejercicio presentan un promedio de 78 meses y una mediana de 58 meses. En el histograma de la duración de los spells contributivos se visualiza que existe un importante modo en 180 (historial de cotización completo) y una mayor acumulación de casos en duraciones promedio inferiores a 50 meses.

Si se analiza la duración promedio de los spells contributivos por sexo, se encuentra un valor promedio muy superior para los hombres en comparación con las mujeres. La mediana de la duración también es superior entre los hombres. La brecha encontrada es amplia, tanto en el caso de la media como de la mediana, alcanzando 26 y 34 meses respectivamente. Esto da cuenta de que las profesionales mujeres interrumpen con bastante más frecuencia sus períodos contributivos.

Otras características que determinan heterogeneidades en la duración promedio de los intervalos contributivos son la máxima categoría ficta alcanzada y la edad de los cotizantes. Los profesionales que en la base de datos alcanzan a cotizar en categorías más altas muestran una duración promedio de los spells contributivos significativamente más alta que aquellos cuya máxima categoría de cotización es baja. Por otra parte, la duración promedio de los spells contributivos se incrementa notoriamente entre las cohortes más viejas y los tramos de edad específicos más avanzados.

Gráfico 4.15:

Histograma spells contributivos – Caja Profesional



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPPU.

Tabla 4.10:

Duración de los períodos de cotización – Caja Profesional

Características	*Media*	*Mediana*	*% de spells contributivos con duración*				
			Menor a 1 año	*1 a 2 años*	*2 a 4 años*	*4 a 6 años*	*Más de 6 años*
Total	78	58	10%	13%	21%	14%	43%
Sexo							
Hombres	93	81	8%	10%	17%	12%	54%
Mujeres	67	47	11%	15%	24%	15%	34%
Máx. categ. de aporte							
I y II	44	34	15%	22%	31%	16%	16%
III y IV	99	90	1%	2%	16%	15%	66%
V y VI	133	165	1%	1%	6%	10%	81%
VII y VIII	149	180	0%	1%	4%	6%	90%
IX y X	156	180	0%	0%	2%	5%	93%
Cohorte							
1965-	128	175	5%	5%	8%	8%	75%
1965-1974	109	96	5%	7%	12%	11%	64%
1975-1984	70	56	7%	12%	25%	17%	39%
1985+	35	28	19%	25%	32%	14%	10%
*Edad**							
24-34	35	29	18%	24%	32%	15%	10%
35-44	45	37	17%	18%	26%	16%	23%
45-54	50	43	15%	15%	24%	18%	27%
55-65	56	52	14%	13%	22%	19%	32%

**Nota: Las duraciones computadas por edades son específicas del tramo de edad, por lo que se consideran como períodos potenciales de cotización todos los meses en los cuales el individuo se encuentra dentro del tramo de edad, con independencia de la fecha en que esto ocurra. Las duraciones calculadas por cohortes consideran toda la historia laboral de los individuos nacidos en la cohorte correspondiente.*

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPPU.

La duración promedio de los spells no contributivos en la CJPPU puede encontrarse entre 1 y 179 meses. La duración promedio de un mes identifica a profesionales con interrupciones en su historial de cotizaciones cuya duración en ningún caso fue superior a un período, mientras que la duración de 179 meses identifica a profesionales con un único mes de cotización situado al inicio o final de la base de datos. Los profesionales que cuentan con un único mes de cotización situado en un período intermedio de la base, siempre que durante todo el período se encuentren en edad activa,

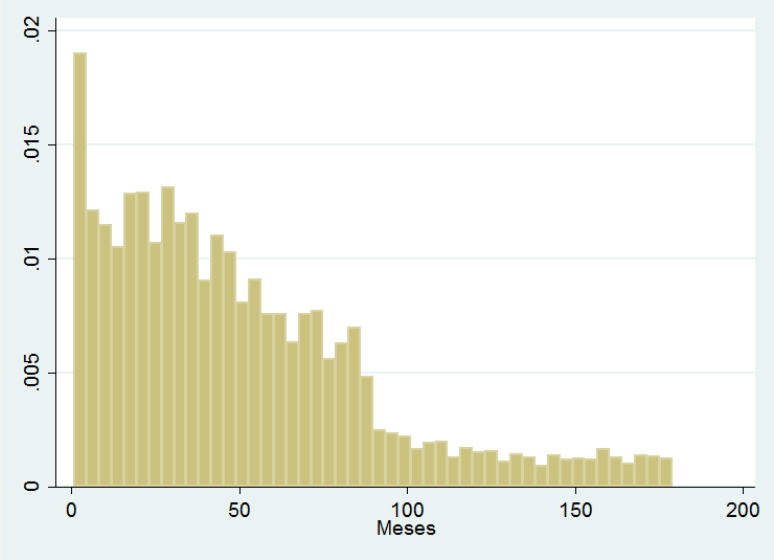
contarán con dos spells no-contributivos de una duración de 89,5 meses cada uno. Es importante recordar que el análisis de duración de los spells no contributivos no incluye a los afiliados con un historial completo de cotización (ya que no presentan intervalos no contributivos).

Entre los afiliados a la CJPPU que al menos durante un período se declararon en ejercicio, la duración promedio de los períodos de no cotización es de 50 meses, mientras que la mediana se ubica en 42 meses. En particular, se destaca que sólo el 16% de los afiliados presenta un promedio de duración de los períodos de no contribución menor a un año. El análisis gráfico de la distribución de los spells no contributivos muestra, asimismo, cierta concentración de los profesionales en los períodos de no cotización menos extensos.

El análisis por sexo de los períodos de no cotización indica que la duración promedio es inferior para las mujeres que para los hombres. La diferencia entre las medias es de aproximadamente 7 meses, mientras que la mediana, que también es menor entre las mujeres, presenta una brecha de aproximadamente 9 meses. En la medida en que, tanto la duración de los periodos contributivos como no contributivos son inferiores en las mujeres, se puede concluir que éstas tienen una historia laboral caracterizada por entradas y salidas más frecuentes y menos duraderas, similar a lo observado en los registros de BPS.

Gráfico 4.16:

Histograma spells no contributivos – Caja Profesional



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPPU.

La duración de los spells no contributivos se reduce con la categoría máxima alcanzada por los afiliados. El primer resultado da cuenta, simplemente, de la mayor densidad de cotización registrada por quienes alcanzan categorías fictas más altas, puesto que para estos profesionales los spells contributivos son más duraderos y los no contributivos más cortos.

Tabla 4.11:

Duración de los períodos de no cotización – Caja Profesional

Características	*Media*	*Mediana*	*% de spells no contributivos con duración*				
			Menor a 1 año	*1 a 2 años*	*2 a 4 años*	*4 a 6 años*	*Más de 6 años*
Total	50	42	16%	15%	27%	19%	24%
Sexo							
Hombres	55	47	13%	13%	26%	21%	27%
Mujeres	48	38	18%	16%	27%	18%	22%
Máx. categ. de aporte							
I y II	56	49	8%	13%	29%	23%	28%
III y IV	38	31	20%	20%	30%	16%	14%
V y VI	24	13	49%	19%	17 %	7%	8%
VII y VIII	22	11	53%	17%	15%	8%	7%
IX y X	14	6	67%	13%	14%	4%	2 %
Cohorte							
1965-	55	41	26%	12%	17%	14%	32%
1965-1974	52	39	27%	12%	17%	15%	29%
1975-1984	56	49	12%	13%	25%	22%	29%
1985+	41	36	11%	19%	37%	19%	13%
*Edad**							
24-34	45	38	15%	17%	30%	17%	21%
35-44	33	23	36%	16%	21%	12%	15%
45-54	34	26	32%	17%	24%	13%	14%
55-65	37	28	32%	15%	23%	15%	15%

**Nota: Las duraciones computadas por edades son específicas del tramo de edad, por lo que se consideran como períodos potenciales de cotización todos los meses en los cuales el individuo se encuentra dentro del tramo de edad, con independencia de la fecha en que esto ocurra. Las duraciones calculadas por cohortes consideran toda la historia laboral de los individuos nacidos en la cohorte correspondiente.*

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CJPPU.

4.5 Síntesis y conclusiones

Los resultados obtenidos en este capítulo señalan que la densidad de cotización de los trabajadores afiliados de las Cajas Paraestatales es, en su conjunto, más alta que la existente en los trabajadores del bloque principal del sistema, aunque existen heterogeneidades apreciables entre los distintos subsistemas. La densidad de cotización promedio estimada para los trabajadores afiliados a la CNSS se encuentra algo por encima del 80%, en la CJPB se ubica en el 72% y en el caso de la CJPPU alcanza el 59%. En todos los casos, las estimaciones son superiores a lo observado en el BPS, donde se encontró una densidad promedio del 57%. Los registros de la CNSS y la CJPB se aproximan a las densidades que se encuentran en los países de la OECD, mientras que el caso de la CJPPU se encuentra más alineado a la realidad del bloque principal del sistema uruguayo.

Al interior de cada una de las Cajas Paraestatales, se registran diferencias apreciables respecto a la densidad de cotización y a la duración promedio de los períodos contributivos y no contributivos entre los afiliados. El patrón y las características de las heterogeneidades detectadas son similares en cada uno de estos subsistemas, y concuerdan, también, con lo observado para el BPS.

Aunque con diferentes magnitudes en las brechas, las estimaciones realizadas revelan que en las Cajas Paraestatales las mujeres presentan una densidad de cotización algo inferior a la registrada en el caso de los hombres, al tiempo que transitan períodos más prolongados tanto en los spells contributivos como en los no contributivos. En este sentido, se puede concluir que la relación de los hombres con el sistema se caracteriza por entradas y salidas más frecuentes pero menos prolongadas, en tanto que las mujeres tienden a mantener por mayor tiempo su estado (contributivo o no contributivo). Cabe precisar, no obstante, que en la CNSS esta brecha de género es muy poco significativa.

Los trabajadores que cotizan a las Cajas Paraestatales y que en promedio cuentan con mayores ingresos, presentan un historial de cotizaciones más completo. La información analizada en este trabajo indica que, 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. En la CJPPU, aunque no se cuenta con información sobre el ingreso de los afiliados, se arriba a una conclusión análoga al considerar las categorías fictas de los afiliados.

El "ciclo de vida" de las contribuciones a las Cajas Paraestatales está caracterizado por una menor densidad de cotización al inicio de la vida laboral, que se va incrementando con la edad de los trabajadores afiliados. Desde el punto de vista de la duración de los períodos contributivos y no contributivos, se encuentra que, al inicio de la vida laboral, ambos son más cortos (entradas y salidas frecuentes y poco prolongadas del sistema), mientras que a medida que el trabajador tiene más edad, va consolidando su estado, ya sea contributivo o no contributivo, por períodos más extensos.

Capítulo 5

Modelos de supervivencia y simulación de historias laborales para el bloque principal del sistema[13]

5.1 Introducción

El objetivo de este capítulo es estimar la proporción de trabajadores que alcanzaría la cantidad de períodos de contribución requeridos para acceder a un beneficio contributivo (jubilación común) al retirarse de la actividad laboral activa, procediendo a identificar los grupos más vulnerables de la población. La posibilidad de estimar dicha proporción directamente no es posible desde el punto de vista técnico, en parte, porque las condiciones de la inserción laboral de los trabajadores son cambiantes en el tiempo y porque no se dispone de historiales de trabajo completos para los trabajadores que en la actualidad se encuentran activos. Cabe precisar que las estimaciones que se presentan en este estudio ponen foco en los años que efectivamente aportarían los individuos, sin considerar ningún tipo de bonificaciones ni de acumulación de servicios. Tampoco se considera la posibilidad de los individuos de acceder a otro tipo de beneficios contributivos (jubilación por edad avanzada o jubilación por invalidez). Con historias laborales incompletas es dificultoso estimar cuántos años de contribuciones los trabajadores han acumulado al momento de alcanzar la edad de retiro. Por tal motivo, se utiliza 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 activa, similar a la aplicada en trabajos previos por Bucheli *et al.* (2006), Forteza *et al.* (2009) y Apella (2010). El desarrollo del análisis supone, por un lado, estimar los índices de transición (o tasas de riesgo) entre el estado contributivo y no contributivo y, por otro lado, simular las historias laborales utilizando las tasas de riesgo estimadas, teniendo en cuenta las funciones de distribución de la cantidad de períodos cotizados en diversas edades. Los resultados de las estimaciones de modelos de sobrevivencia son utilizados para simular historias laborales de una generación hipotética.

5.2 Transiciones entre estados contributivos y no contributivos

El marco metodológico utilizado para estimar el riesgo de salir de estados contributivos y no contributivos implica considerar de manera separada a hombres y mujeres[14]. La opción de construir modelos para hombres y para mujeres sigue básicamente la estrategia utilizada en investigaciones previas. Entre las variables que se consideran en las estimaciones econométricas como determinantes de las transiciones de estado se encuentra la duración (en logaritmo natural). Por duración se entiende la cantidad de meses que un trabajador permanece en un determinado estado. Asimismo, se incorpora el producto de esta variable y dos variables cualitativas (dummies), una que toma valor uno si la persona tiene entre 30 y 49 años, y otra que identifica a los mayores de 50 años. A través de este procedimiento, se pretende detectar la presencia de algún efecto diferencial de la duración de los estados sobre la estimación de la probabilidad de salir de los mismos en diferentes etapas de la vida activa. Seguidamente, se contempla la edad y su cuadrado[15]. Todas las variables explicativas incluidas en los modelos estimados, no sólo cambian entre individuos, sino

[13] Los resultados presentados en este capítulo son tomados del trabajo de Apella y Zunino (2020).
[14] En el Anexo se expone la metodología utilizada para la estimación de las transiciones y se describe el procedimiento de determinación de la especificación econométrica del modelo considerado (Ecuación 8).
[15] En todos los modelos en los que figura como variable explicativa, la variable edad al cuadrado se encuentra dividida entre 100.

que también lo hacen en el tiempo. Con el fin de contemplar el efecto del contexto macroeconómico sobre las transiciones entre estados se incorpora, además, la tasa de desempleo. Esta variable tiene variabilidad en el tiempo aunque no así entre personas. Finalmente, se incorpora como variable explicativa el logaritmo natural del ingreso del trabajador, que aporta información sobre el valor medio de las remuneraciones reportadas (debidamente actualizado para que sean comparables en el tiempo), por lo que no tiene variabilidad en el tiempo y, por ende, su efecto sobre las estimaciones de las transiciones es capturado de manera parcial.

Los resultados de las estimaciones para los afiliados de BPS muestran que el modelo predice correctamente los cambios de estado, tanto de hombres como de mujeres (Tabla 5.1). En efecto, las estimaciones realizadas indican que, en promedio, el modelo permite detectar el 77% y el 66% 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 75% para los hombres y en el 68% para las mujeres. En la gran mayoría de los casos, las variables explicativas incluidas en los modelos estimados resultan 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 una menor probabilidad de salir de dicho estado.

Tabla 5.1:

Estimación de los modelos de cambio de estado (transición) para el bloque principal

	Contributivo		No Contributivo	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Ln Duración	**-0.655*** **	**-0.389*** **	**-0.402*** **	**-0.395*** **
	0.004	*0.005*	*0.004*	*0.005*
*Ln Duración*e30-50*	0.058***	0.051***	-0.040***	0.011**
	0.004	*0.005*	*0.004*	*0.005*
*Ln Duración*e50+*	0.163***	0.114***	0.050***	0.068***
	0.004	*0.005*	*0.004*	*0.006*
Edad	**-0.068*** **	**-0.128*** **	**0.003**	**-0.068*** **
	0.002	*0.004*	*0.003*	*0.004*
Edad^2	0.108***	0.183***	-0.003	0.103***
	0.003	*0.005*	*0.003*	*0.005*
Ln Ingreso	**-0.404*** **	**-0.225*** **	**0.196*** **	**0.305*** **
	0.004	*0.005*	*0.005*	*0.005*
Tasa Desempleo	0.051***	0.033***	-0.049***	-0.061***
	0.001	*0.001*	*0.001*	*0.001*
Constante	2.719***	1.332***	-3.250***	-3.567***
	0.060	*0.085*	*0.067*	*0.092*
Observaciones	6,385,081	5,338,801	5,344,093	4,587,395
% predicciones correctas	*76.7%*	*66.1%*	*75.0%*	*68.0%*

* 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. 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, indicando que se refuerza el efecto general. En otras palabras, el efecto duración se fortalece en el tramo medio de la edad activa de los hombres, disminuyendo la probabilidad de cambiar al estado contributivo.

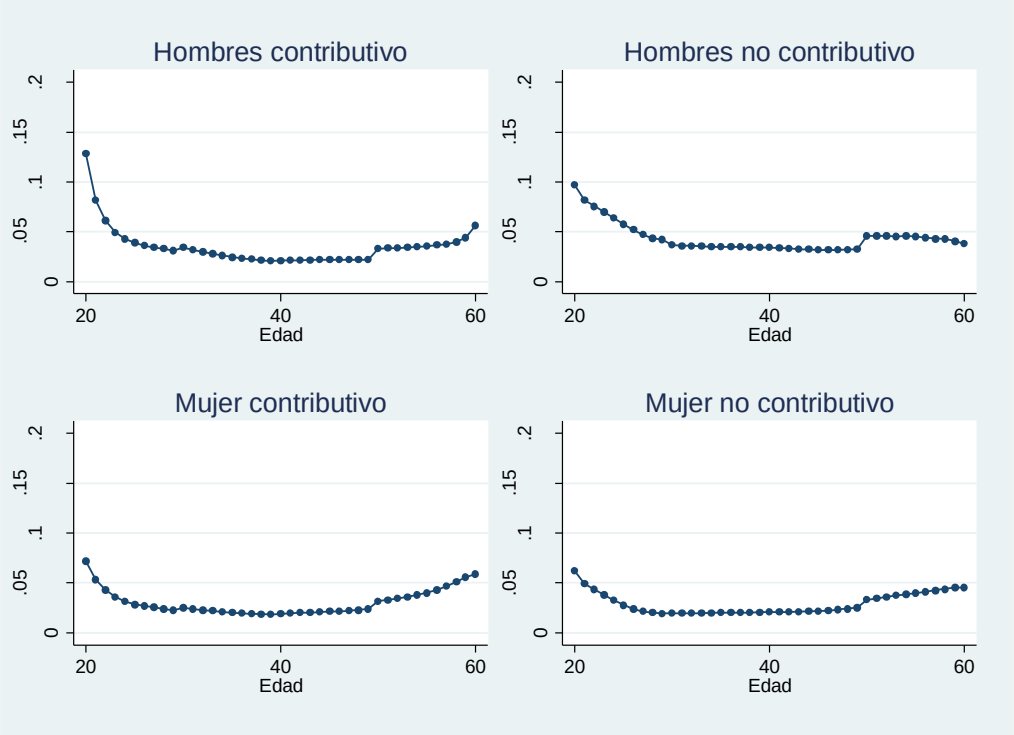
En la medida en que aumenta la edad de los trabajadores, éstos tienen mayor probabilidad de desempeñar actividades en un empleo formal. En efecto, la edad presenta un efecto negativo y significativo sobre la probabilidad de salir del estado contributivo tanto para hombres como para mujeres, aunque el efecto se atenúa con la edad, tal como refleja el coeficiente asociado al cuadrado de la edad.

Tanto los hombres como las mujeres caracterizados por mayores niveles de ingresos[16] 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, a mayor nivel de ingresos, mayor es la probabilidad de concretar una transición desde el estado no contributivo al contributivo.

Un aumento en la tasa de desempleo de la economía redunda en una mayor probabilidad de no cotizar al sistema de seguridad social. En efecto, los resultados señalan que, ante aumentos en la tasa de desempleo, se espera una mayor probabilidad de pasar del estado contributivo al no contributivo, así como una menor probabilidad de salir del estado no contributivo.

Gráfico 5.1:

Tasas de transición observadas y simuladas – Bloque principal



Fuente: Elaboración propia en base a datos BPS

Los resultados expuestos en el Gráfico 5.1, 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. A los 20 años, la probabilidad de dejar el estado contributivo es superior al 10% en el caso de los hombres, y próxima a 10% en el caso de las mujeres. Dichas tasas tienden a decrecer con la edad hasta aproximadamente los 50 años, donde vuelven a incrementarse, aunque alcanzando valores más bajos que en las edades jóvenes, especialmente en el caso de los hombres.

[16] 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.

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 vida 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.

5.3 Simulación de historias laborales

La simulaciones realizadas señalan que el 50% de los hombres y el 45% de las mujeres alcanzarían a acumular 30 años de cotización a los 60 años de edad, configurando de esta forma causal jubilatorio común 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 5.2 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, evidentemente, se incrementan, aunque no de forma pronunciada. En efecto, las estimaciones realizadas señalan que a los 65 años de edad, el 55% de los hombres y el 53% de mujeres habrían acumulado al menos 30 años de cotizaciones, esto es, cinco puntos porcentuales más en los hombres y ocho 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 nos aproxima a la idea de la cantidad de personas que, efectivamente, estaría siendo afectada, por ejemplo, por un eventual incremento en la edad mínima jubilatoria. Obviamente, la existencia de servicios bonificados, así como el derecho de las mujeres a computar un año adicional por cada hijo, 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.

Tabla 5.2:

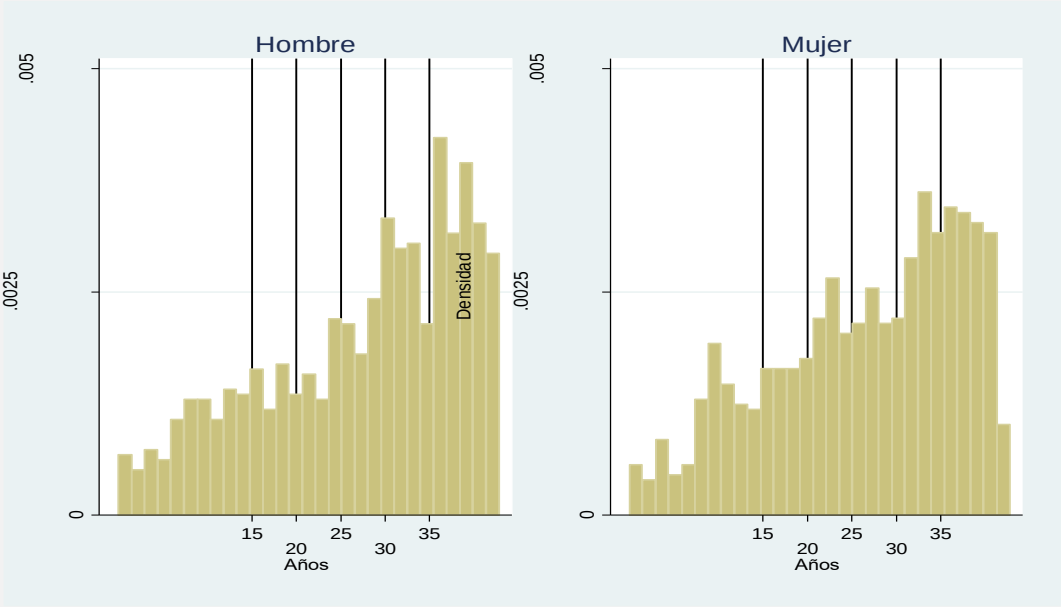
Proporción de trabajadores que acumularían 15, 20, 25 y 30 años de contribución a los 60 y 65 años de edad, según sexo – Bloque principal

		Acumula "x" años o más			
		15	**20**	**25**	**30**
Hombres					
	60 años	*0.82*	*0.73*	*0.63*	*0.50*
	65 años	*0.84*	*0.75*	*0.67*	*0.55*
Mujeres					
	60 años	*0.82*	*0.73*	*0.59*	*0.45*
	65 años	*0.85*	*0.76*	*0.66*	*0.53*

Fuente: Elaboración propia en base a datos BPS

Gráfico 5.2.

Distribución de trabajadores según cantidad de meses contributivos acumulados a la edad de 60 años según sexo – Bloque principal



Fuente: Elaboración propia en base a datos BPS

Capítulo 6

Modelos de supervivencia y simulación de historias laborales para las Cajas Paraestatales

6.1 Introducción

En este capítulo se exponen los resultados de las estimaciones de la proporción de trabajadores que lograrían alcanzar la cantidad de años de contribución necesarios para poder acceder a una jubilación común en las tres Cajas Paraestatales, identificando a los grupos de individuos que se encuentran en posición más vulnerable. La metodología aplicada, similar a la aplicada en el análisis del bloque principal del sistema realizado en el Capítulo 5, se desarrollará en dos etapas. De esta forma, para cada uno de los organismos, en la primera etapa se estiman las tasas de riesgo correspondientes tanto al estado contributivo como al no contributivo. Por otro lado, en la segunda etapa se procede a simular historias laborales utilizando las tasas de riesgo estimadas y se calculan las funciones de distribución de la cantidad de períodos cotizados a las distintas edades de los individuos. Cabe precisar que, al igual que en el capítulo anterior, las estimaciones no consideran ningún tipo de bonificación ni de acumulación de servicios entre organismos.

6.2 Transiciones entre estados contributivos y no contributivos

En el caso de la Caja Notarial de Seguridad Social (CNSS), se estimó un único modelo para el conjunto de los afiliados, incluyendo en la especificación utilizada una variable cualitativa (*dummy*) para identificar el sexo del afiliado[17]. Esta solución metodológica se justifica en la menor cantidad de observaciones con las que se cuenta en este caso para estimar los modelos. El reducido tamaño relativo de la muestra considerada provoca que, al dividir la muestra por sexo, la base de datos cuente con pocas observaciones correspondientes a cada una de las edades de hombres y mujeres por separado. Adicionalmente, es importante destacar que, a diferencia de lo que sucede en la CJPB y en la CJPPU, la brecha entre las densidades de cotización por sexo de los escribanos afiliados es muy pequeña, por lo que no se cuenta con evidencia empírica suficiente que justifique la realización de modelos separados para cada sexo.

Los resultados de las estimaciones indican que el promedio de predicciones correctas es del orden del 91% para las transiciones del estado contributivo al no contributivo y del 81% para las transiciones desde el estado no contributivo al contributivo. Los modelos estimados presentan, por tanto, un ajuste considerablemente bueno desde el punto de vista estadístico.

El coeficiente asociado a la duración del período de cotización presenta signo negativo, tanto para el estado contributivo como para el no contributivo. Este resultado señala que mientras mayor sea el tiempo en que la persona se encuentra en un estado, cualquiera sea este, menor es la probabilidad de cambiar de situación, resultados que se encuentran en línea con los resultados obtenidos para el bloque principal del sistema.

Para las personas entre 30 y 50 años de edad, el efecto de la duración sobre la probabilidad de cambiar de estado se refuerza. En efecto, los coeficientes estimados de la interacción entre la duración y este grupo de edad resultan negativos en ambos modelos. El mismo efecto se visualiza para el caso de los individuos de más de 50 años en el estado

[17] Se consideraron diferentes tipos de interacciones de los parámetros incluidos en el modelo con la variable cualitativa asociada al sexo de la persona, pero en ningún caso se obtuvieron resultados estadísticamente significativos, por lo que no se incluyeron en las estimaciones finales que se presentan en la Tabla 6.1.

contributivo, mientras que probabilidad de cambiar desde el estado no contributivo al contributivo es menor en este grupo etario.

Tabla 6.1:

Estimación de los modelos de cambio de estado – Caja Notarial

	Contributivo	No contributivo
Ln Duración	**-0.043**	**-0.437**
	0.099	*0.343*
*Ln Duración*e30-50*	**-0.052**	**-0.161**
	0.096	*0.344*
*Ln Duración*e50+*	**-0.103**	**0.097**
	0.175	*0.349*
Edad	**0.121*****	**0.112*****
	0.045	*0.035*
Edad²	**-0.121****	**-0.139*****
	0.056	*0.040*
Ln Ingreso	**-0.273*****	**0.142*****
	0.032	*0.022*
Tasa Desempleo	**-1.242*****	**-0.435*****
	0.010	*0.072*
PIB pc	**0.010*****	**0.004*****
	0.000	*0.000*
Sexo	**0.058**	**0.0005**
	0.0825	*0.068*
Constante	**-128.976*****	**-61.572*****
	3.091	*0.000*
Observaciones	6.581	4.227
% predicciones correctas	*91,4%*	*81,4%*

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

Los resultados de las estimaciones indican que, a medida que se incrementa la edad de los escribanos, mayor es la probabilidad de cambiar de estado, aunque este efecto es decreciente con la edad. Esta conclusión se desprende de los coeficientes positivos asociados la edad del individuo en ambos estados, y de los coeficientes negativos asociados a la variable de la edad al cuadrado, que se mantiene para los dos estados considerados. Esto difiere de lo que acontece en el bloque principal del sistema, donde las tasas de riesgo son mayores en las edades más jóvenes.

Las estimaciones realizadas indican que cuanto mayor es el ingreso promedio de los afiliados, menor es la probabilidad de pasar del estado contributivo al no contributivo, mientras que mayor es la probabilidad de pasar del estado no contributivo al contributivo. Este resultado es coincidente con lo hallado en el análisis de los afiliados al BPS, lo que parece indicar que las personas con mayor permanencia en el estado contributivo son, a su vez, quienes presentan una mejor inserción laboral en términos de ingresos.

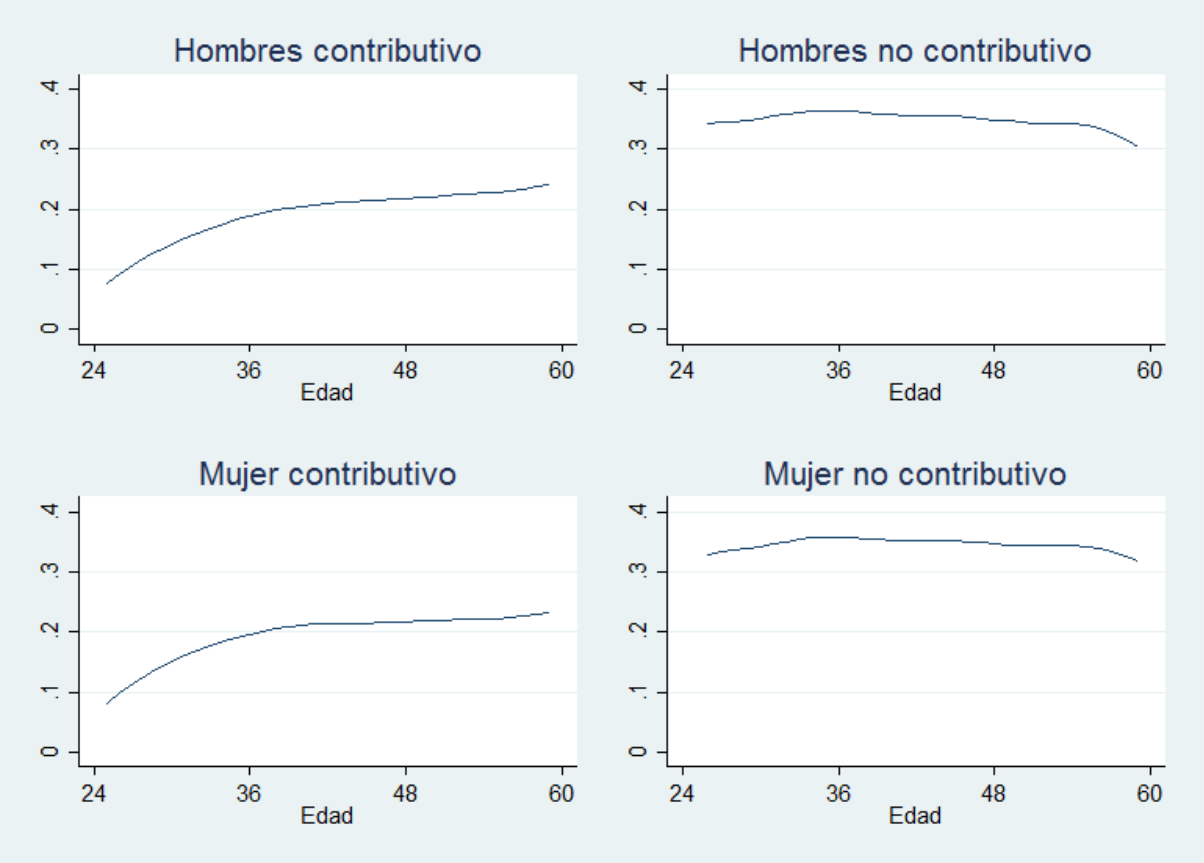
El análisis específico de los coeficientes asociados a las variables macroeconómicas incluidas en los modelos estimados no arroja elementos que permitan extraer una interpretación clara de los efectos que tiene el entorno general de la economía sobre las transiciones entre estados contributivos y no contributivos en la CNSS. Los coeficientes asociados al PIB per cápita resultaron positivos para ambos estados, indicando que la probabilidad de cambiar de estado es mayor cuanto mayor sea el ingreso bruto de la economía. Por su parte, la tasa de desempleo presenta un efecto negativo sobre la probabilidad de cambiar de estado, tanto para el estado contributivo como para el no contributivo. Si bien este resultado es contrario a la intuición presentada para el caso del análisis del bloque principal del sistema, se debe tener en

cuenta que la CNSS es un subsistema relativamente pequeño y que, además, en este trabajo, sólo se está considerando a los afiliados escribanos. En este contexto, es perfectamente posible que, cuando la tasa de desempleo es menor a nivel macroeconómico, los escribanos incrementen su probabilidad de cambiar de empleo, pasando a trabajar como empleado dependiente y dejando de cotizar a la CNSS, generándose de esta forma resultados contra intuitivos respecto a lo que se espera que ocurra en el conjunto de cotizantes al sistema de seguridad social.

Las estimaciones realizadas indican que la probabilidad de cambiar de estado, cualquiera sea este, es mayor para el caso de las mujeres que para los hombres, aunque el coeficiente estimado no resulta estadísticamente distinto de cero. En efecto, los coeficientes estimados correspondientes a la variable la *dummy* que identifica el sexo presentan signo positivo, tanto para las tasas de riesgo del estado contributivo como para las del no contributivo, aunque en ninguna de las especificaciones el coeficiente resulta estadísticamente significativo.

Gráfico 6.1:

Tasas de transición observadas y simuladas – Caja Notarial



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la CNSS.

Las tasas de riesgo de pasar del estado no contributivo al contributivo que resultan de las estimaciones realizadas expuestas en el Gráfico 6.1, son considerablemente mayores y más estables que las tasas de riesgo de pasar del estado contributivo al no contributivo. Con respecto a éstas últimas, se observa que, tanto para hombres como para mujeres, estas tasas presentan una tendencia creciente para todo el rango de edad considerado. Por su parte, las tasas de riesgo de pasar del estado no contributivo al contributivo se mantienen relativamente estables, con una leve tendencia decreciente según la edad de los individuos, manteniéndose cercanas al 35% y decayendo hasta, aproximadamente, el 30%, tanto en hombres como en mujeres. Nótese que las tasas de transición halladas son bastante más elevadas que las estimadas para otros organismos. Esto se debe a que, dada la naturaleza de los datos utilizados, las tasas de transición estimadas para la CNSS son anuales.

Para el caso de la Caja de Jubilaciones y Pensiones Bancarias (CJPB), las estimaciones realizadas presentan un ajuste razonable, aunque algo menor a lo observado en el caso de la CNSS. Los resultados de los modelos estimados, que se presentan en la Tabla 6.2, muestran que las variables incluidas en las diferentes especificaciones son, en la gran mayoría de los casos, estadísticamente significativas al 1% y presentan los signos esperados. Los resultados indican que los modelos estimados tienen un promedio de predicciones correctas para la tasa de riesgo de salir del estado contributivo del 68% tanto para hombres como para mujeres. Estos porcentajes son de 68% y al 75% para la tasa de riesgo de salir del estado no contributivo en hombres y mujeres, respectivamente.

Tabla 6.2:

Estimación de los modelos de cambio de estado – Caja Bancaria

	Contributivo		No Contributivo	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Ln duración	**-0.238*** **	**-0.224*** **	**-0.469*** **	**-0.676*** **
	0.018	*0.011*	*0.051*	*0.027*
*Ln Duración*e30-50*	**0.057*** **	**0.030*** **	**-0.077**	**0.045**
	0.015	*0.010*	*0.048*	*0.028*
*Ln Duración*e50+*	**-0.058** **	**-0.104*** **	**0.114***	**0.126** **
	0.024	*0.020*	*0.067*	*0.049*
Edad	**-0.046*** **	**0.029*** **	**0.152*** **	**0.188*** **
	0.013	*0.011*	*0.027*	*0.016*
Edad^2	**0.077*** **	**-0.014**	**-0.170*** **	**-0.229*** **
	0.016	*0 .014*	*0.033*	*0.021*
Ln Ingreso	**-0.449*** **	**-0.600*** **	**-0.038**	**0.136*** **
	0.022	*0.016*	*0.038*	*0.023*
Tasa Desempleo	**0.433*** **	**0.365*** **	**0.052***	**0.093*** **
	0.015	*0.010*	*0.030*	*0.016*
Constante	**-1.192*** **	**-0.366**	**-4.129*** **	**-6.205*** **
	0.341	*0.260*	*0.682*	*0.381*
observaciones	227.147	409.594	14.911	32.368
% predicciones correctas	*67,9%*	*68,0%*	*67,6%*	*74,6%*

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

Al igual que lo observado en las estimaciones correspondientes al bloque principal del sistema, en el caso de la CJPB, el efecto de la duración es de signo negativo y resulta estadísticamente significativo al 1% en todos los casos. Esto implica una menor probabilidad de que ocurra un cambio de estado a medida que la permanencia en uno de ellos es mayor. Los resultados indican, asimismo, que el efecto de la duración varía según el tramo de edad considerado. Para los trabajadores de entre 30 y 50 años, el efecto de la duración sobre la tasa de riesgo de salir del estado contributivo resulta menor, ya que tanto para hombres como para mujeres los coeficientes resultan significativos y positivos. En cambio, al considerar la tasa de riesgo de salir del estado no contributivo, el coeficiente no es estadísticamente distinto de cero en ningún caso. Para los trabajadores mayores de 50 años, en cambio, el efecto de la duración se profundiza al considerar el riesgo de salir del estado contributivo, lo que supone una menor probabilidad de salir de dicho estado cuanto mayor es la duración de los períodos contributivos. Al considerar el riesgo de pasar del estado no contributivo al contributivo, el efecto duración se suaviza tanto en hombres como en mujeres.

La edad presenta efectos considerablemente más intensos sobre la tasa de transición del estado no contributivo al contributivo. Independientemente del sexo, un incremento en la edad provoca un aumento en dicha tasa de riesgo hasta

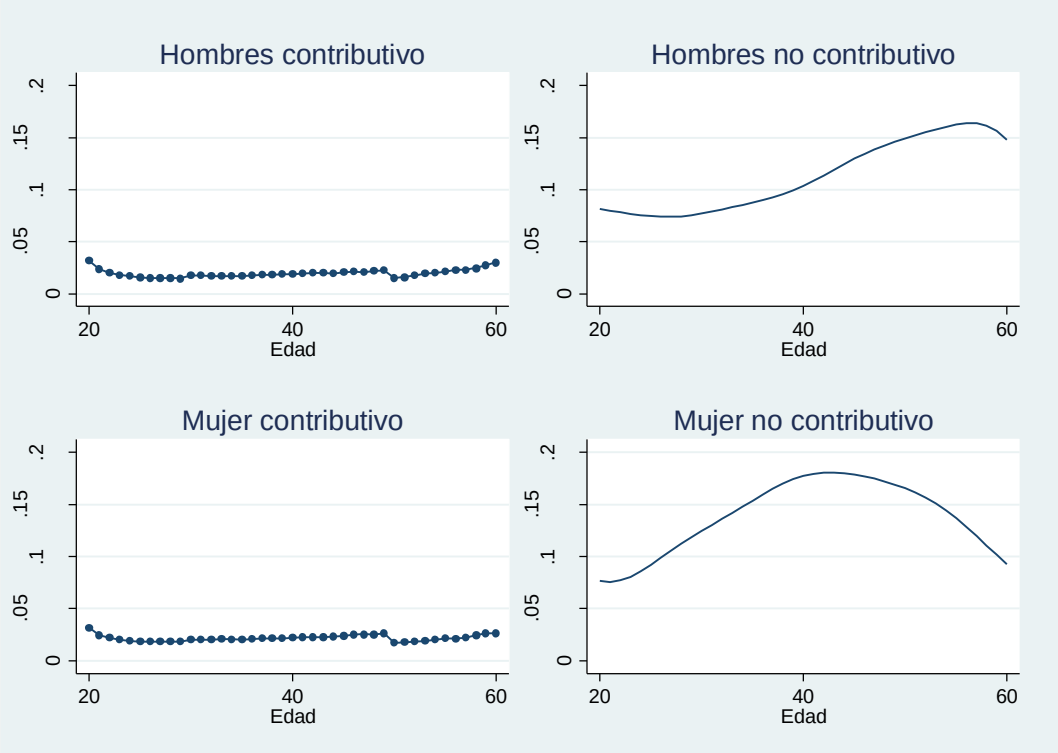
cierta edad, aunque el efecto sobre la probabilidad de pasar desde un estado no contributivo a la formalidad laboral se atenúa con el pasar de los años.

La probabilidad de trabajar en el sector formal de la economía es, en términos generales, mayor cuando mayor es el nivel de ingresos. Tanto para hombres como para mujeres, se observa que mayores niveles de ingresos están asociados a una menor probabilidad de realizar una transición desde el estado contributivo al no contributivo. Por el contrario, los mayores niveles de ingreso derivan en una mayor probabilidad de concretar una transición desde el estado no contributivo al contributivo en el caso de las mujeres, en tanto que entre los hombres este efecto no es significativamente distinto de cero.

Tampoco en el caso de la CJPB se han podido detectar efectos estadísticamente relevantes para la mayoría de las variables que aportan información acerca del entorno macroeconómico. La tasa de desempleo, única variable macroeconómica que resulta significativa en los modelos estimados, presenta coeficientes positivos para los hombres y para las mujeres, tanto en las transiciones del estado contributivo como del no contributivo. Al igual que se mencionó en el análisis de las transiciones en la CNSS, el tamaño reducido de las Cajas Paraestatales en relación al mercado laboral podría determinar que la relación entre el comportamiento de los cotizantes en los subsistemas y el desempeño general del mercado laboral sea menos directo.

Gráfico 6.2:

Tasas de transición observadas y simuladas – Caja Bancaria



Fuente: Elaboración propia en base a datos CJPB

Las estimaciones de las tasas de riesgo de la CJPB que se presentan en el Gráfico 6.2 indican que los riesgos de pasar del estado contributivo al no contributivo son bastante menores a los correspondientes a las transiciones de pasar del estado no contributivo al contributivo, para ambos sexos. Mientras las primeras no superan el 5%, las segundas superan el 10% ya desde una edad relativamente temprana de la vida laboral. A su vez, cabe destacar que, mientras las tasas de riesgo en el estado contributivo muestran un perfil etario similar al del bloque principal del sistema, siendo mayores al comienzo y final de la vida laboral, las tasas de riesgo asociadas al perfil no contributivo presentan una estructura etaria diferente a la observada entre los afiliados al BPS. El incremento de la tasa de riesgo en edades intermedias, e incluso en edades avanzadas, podría estar reflejando un inicio tardío de la vinculación laboral a los sectores cubiertos por este

subsistema, lo que no implicaría, necesariamente, informalidad previa, sino que podría ser consistente con un perfil laboral formal cubierto por otro organismo del sistema de seguridad social.

Los resultados de las estimaciones de la tasa de riesgo para los afiliados a la Caja de Jubilaciones y Pensiones de Profesionales Universitarios (CJPPU) correspondientes a salidas de los estados contributivo y no contributivo, tanto para hombres, vuelven a mostrar un ajuste estadístico aceptable. Las estimaciones arrojan 72% y 57% de predicciones correctas para la tasa de riesgo de salir del estado contributivo para hombres y mujeres, respectivamente. En el caso de la tasa de riesgo de salir del estado no contributivo, el porcentaje de predicciones correctas es de 71% entre hombres y 73% entre mujeres. Los dos primeros regresores que se incluyen son el logaritmo natural de la duración en meses en los que el trabajador se mantiene en el estado, y el cuadrado de dicha variable (para representar un comportamiento tendencial más flexible). Se incorporan al modelo, además, el producto de esta primera variable con una *dummy* que vale uno si la persona supera los 40 años de edad, así como la edad, la edad al cuadrado, la máxima categoría de aportación que alcanza el individuo, y la tasa de desempleo.

Tabla 6.3:

Estimación de los modelos de cambio de estado – Caja Profesional

	Contributivo		No Contributivo	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Ln Duración	**0.999*** **	**0.763*** **	**0.110*** **	**0.079*** **
	0.046	*0.027*	*0.039*	*0.020*
Ln Duración²	**-0.155*** **	**-0.102*** **	**-0.043*** **	**-0.207*** **
	0.008	*0.005*	*0.008*	*0.005*
*Ln Duración*e40+*	**-0.050*** **	**-0.226*** **	**-0.026***	**0.042*** **
	0.010	*0.006*	*0.015*	*0.010*
Edad	**-0.156*** **	**-0.014** **	**-0.193*** **	**0.075*** **
	0.010	*0.006*	*0.014*	*0.008*
Edad²	**0.263*** **	**0.072*** **	**0.172*** **	**-0.176*** **
	0.012	*0.008*	*0.015*	*0.010*
Máx Categ. Aportación	**-0.542*** **	**-0.436*** **	**0.476*** **	**0.446*** **
	0.011	*0.006*	*0.012*	*0.006*
Tasa Desempleo	**-0.064*** **	**-0.074*** **	**-0.065*** **	**-0.045*** **
	0.009	*0.005*	*0.011*	*0.006*
Constante	**-2.675*** **	**-4.290*** **	**-0.429**	**-3.531*** **
	0.231	*0.138*	*0.313*	*0.171*
Observaciones	1,702,426	2,655,382	533,086	969,378
% predicciones correctas	*71.7%*	*57.0%*	*70.9%*	*72.8%*

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

El coeficiente estimado para la duración resulta positivo en todos los casos, mientras que el de la transformación cuadrática es negativo. Tanto estos coeficientes, como los correspondientes al resto de las variables incluidas en el modelo resultan significativos al 1%, salvo la interacción de la duración con la *dummy* de 40 o más años para el caso de los hombres en el modelo no contributivo. El análisis de los signos asociados a la duración de los períodos indican que a medida que aumenta el tiempo en que un trabajador se mantiene en un estado, se incrementa la probabilidad de realizar una transición, es decir, de cambiar de estado, aunque el efecto es marginalmente decreciente. Este resultado resulta opuesto a lo encontrado para los otros subsistemas. No obstante, en el caso de la CJPPU tiene sentido que los individuos, al momento de declararse en libre ejercicio de la profesión, o inversamente, al momento de declararse en no ejercicio, hayan tomado dicha decisión con la expectativa firme de mantenerla durante un período relativamente prolongado. Téngase en cuenta, incluso, que existen multas para los afiliados en caso de que la declaración de libre ejercicio se

prolongue por un lapso menor a un año. Por tal sentido, el hecho de que la probabilidad de realizar una transición sea creciente con la duración del estado resulta razonable en este subsistema.

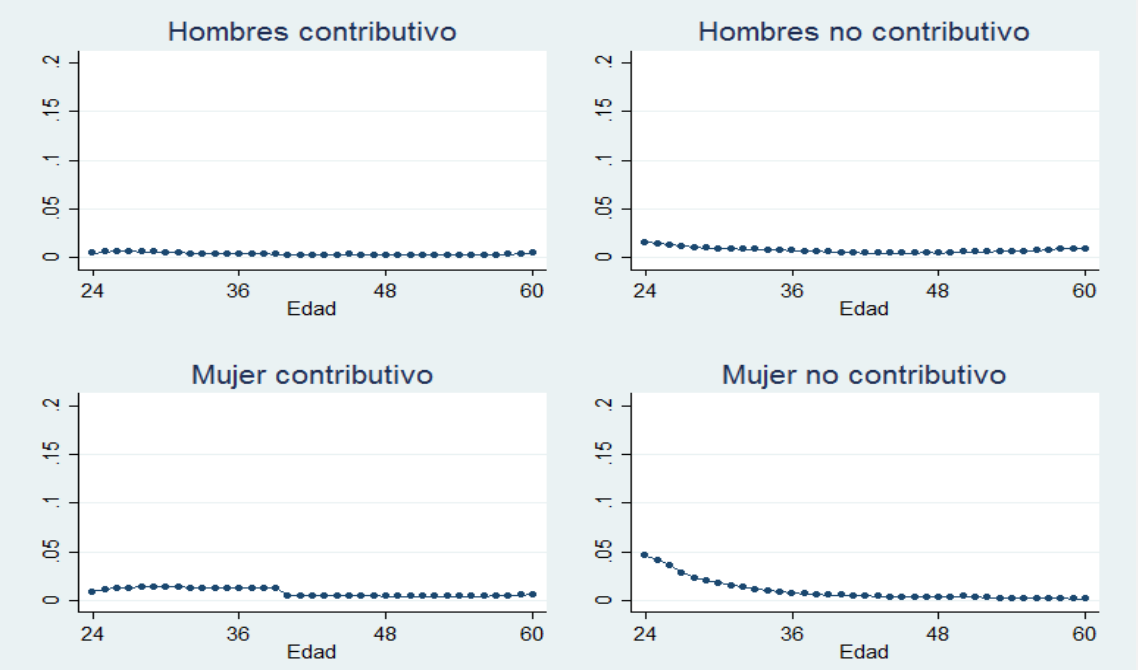
La duración de los períodos de cotización impacta de forma heterogénea en diferentes tramos de edad. El impacto que tiene la duración sobre la probabilidad de realizar una transición desde el estado contributivo al no contributivo entre los afiliados de mayor edad es menor que para el total. Lo mismo sucede para las estimaciones del estado no contributivo para hombres, en tanto las mujeres presentan un coeficiente positivo que refuerza el efecto general ya explicado.

A medida que se incrementa la edad de los afiliados, resulta menor la probabilidad de pasar del estado contributivo al no contributivo. Este efecto se verifica para ambos sexos, pero se atenúa con la edad. Por otro lado, la probabilidad de pasar del estado no contributivo al contributivo aumenta, en un principio, con la edad, para luego comenzar a disminuir, solo en el caso de las mujeres. El efecto contrario se observa entre los hombres.

Las personas que alcanzan una mayor categoría de sueldo ficto también presentan una mayor probabilidad de continuar en el estado contributivo. Para ambos sexos se tiene que a medida que se incrementa la categoría de aportación alcanzada, la probabilidad de pasar del estado contributivo al no contributivo es menor, y la probabilidad de pasar del estado no contributivo al contributivo es mayor.

Gráfico 6.3:

Tasas de transición observadas y simuladas – Caja Profesional



Fuente: elaboración propia en base a datos de la CJPPU.

Las tasas de transición asociadas a la probabilidad de salir del estado contributivo son relativamente bajas, resultando cercanas al 1% en promedio para las mujeres y ligeramente inferiores para los hombres. En el Gráfico 6.3 puede apreciarse que esta probabilidad es más elevada en el caso de los individuos más jóvenes, particularmente entre las mujeres. Luego de los 40 años de edad, las tasas se mantienen relativamente estables, con un muy leve aumento en las mayores edades, tanto para hombres como para mujeres.

Las tasas promedio de transición desde el estado no contributivo al contributivo también resultan bajas, ubicándose en niveles similares y apenas superiores a las anteriores. Tanto para hombres como para mujeres, estas tasas son más altas en las primeras edades de la edad activa, siendo superiores para el caso de las mujeres. Estas tasas descienden en las edades medias, y se incrementan de forma leve en las edades más avanzadas sólo en el caso de los hombres.

6.3 Simulación de historias laborales

Los resultados obtenidos para la CNSS indican que el 62% de los escribanos y el 55% de las escribanas lograrían acumular a los 60 años de edad al menos 30 años de servicio. Además, se destaca que la gran mayoría de los afiliados (90% de los hombres y 86% de las mujeres) lograrían alcanzar a esta edad 15 años de servicios, dejando al 10% de los hombres y al 14% de las mujeres sin alcanzar, siquiera, esta cantidad de años de servicios. En el Gráfico 6.4 se muestran de manera separada las distribuciones estimadas de la cantidad de años contributivos acumulados a esta edad tanto para hombres como para mujeres.

Tabla 6.4:

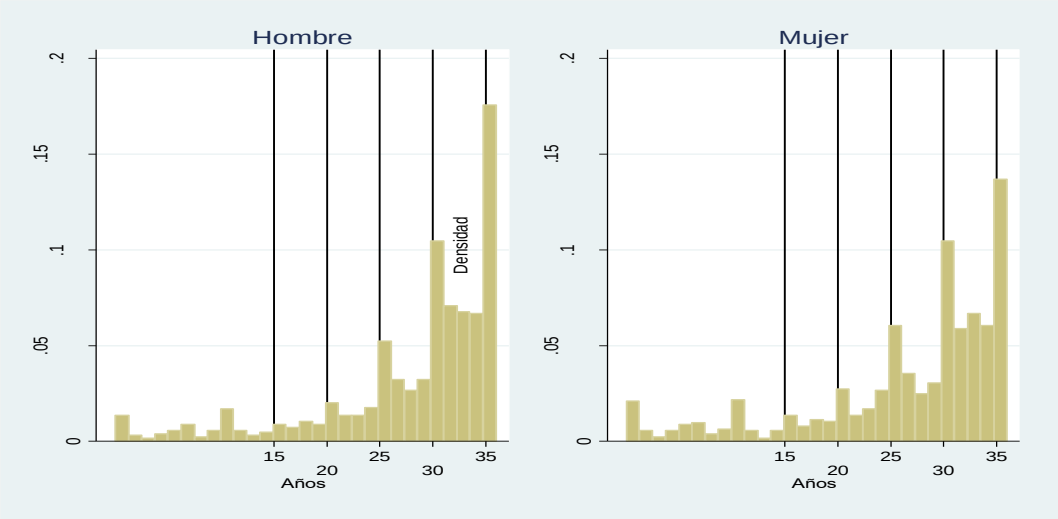
Proporción de trabajadores que acumularían 15, 20, 25 y 30 años de contribución a los 60 y 65 años de edad según sexo – Caja Notarial

		Acumula "x" años o más			
		15	**20**	**25**	**30**
Hombres					
	60 años	*0,90*	*0,85*	*0,78*	*0,62*
	65 años	*0,93*	*0,88*	*0,84*	*0,76*
Mujeres					
	60 años	*0,86*	*0,81*	*0,72*	*0,55*
	65 años	*0,89*	*0,83*	*0,78*	*0,68*

Fuente: elaboración propia en base a datos de la CNSS.

Gráfico 6.4:

Distribución de trabajadores según cantidad de meses contributivos acumulados a la edad de 60 años según sexo – Caja Notarial



Fuente: elaboración propia en base a datos de la CNSS.

Al considerar la cantidad de años de servicios acumulados a los 65 años de edad, el porcentaje de afiliados que alcanza 30 años de servicios asciende al 76% en los hombres y 68% en las mujeres. Esto quiere decir que incluso a esta edad, más de un 20% de los hombres y un 30% de las mujeres no lograrían configurar causal jubilatorio común. Para valorar adecuadamente este resultado es importante tener en cuenta que la reforma de la CNSS aprobada en setiembre de 2019 establece dicha combinación de edad y años de servicios como uno de los requisitos mínimos para configurar causa jubilatorio común. Otra de las combinaciones que permiten configurar causal según lo establecido en la nueva reglamentación es la de 60 años de edad y 35 años de servicio. Los resultados de las estimaciones indican que el 18% de las mujeres y el 26% de los hombres alcanzarían 35 años de servicios a los 60 años. A pesar de que la densidad de cotización en este subsistema resulta la más elevada de todo el sistema de seguridad social de Uruguay, el hecho de que

los afiliados a la CNSS comiencen su trayectoria de cotizaciones a una edad más tardía, genera que un porcentaje para nada menor de cotizantes no logre generar causal común a los 60 años de edad.

Según las simulaciones realizadas para la CJPB, el 68% de los hombres y el 66% de las mujeres configurarían causal jubilatorio a los 60 años de edad, dado que lograrían acumular al menos 30 años de servicio. En contraste, el 7% de los hombres y el 5% de las mujeres no habrían alcanzado a cotizar la mitad de esos años de servicio a la misma edad. El Gráfico 6.5 presenta la distribución estimada de años cotizados tanto para hombres como para mujeres. Si se considera la cantidad de años de servicio acumuladas a los 65 años de edad, las proporciones se incrementan. A modo de ejemplo, el 76% de los hombres alcanzaría el mínimo de años cotizados para acceder a la jubilación común, al tiempo que dicha proporción es del 75% entre las mujeres. Por tanto, se observa que un 8% de hombres y un 9% de mujeres que no lograban acceder a la jubilación común a la edad de 60 años, lo estarían alcanzando a la edad de 65 años.

Tabla 6.5:

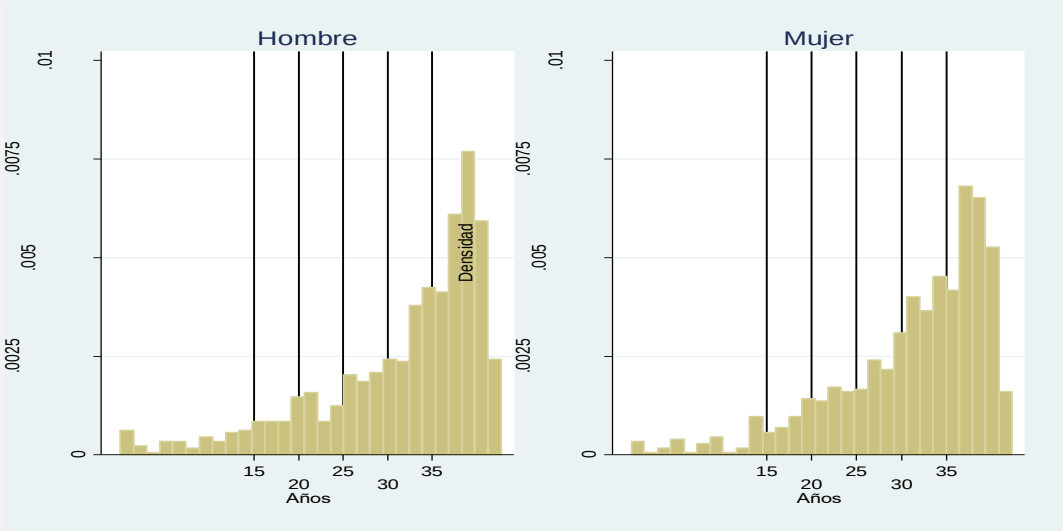
Proporción de trabajadores que acumularían 15, 20, 25 y 30 años de contribución a los 60 y 65 años de edad según sexo – Caja Bancaria

		Acumula "x" años o más			
		15	**20**	**25**	**30**
Hombres					
	60 años	*0,93*	*0,87*	*0,80*	*0,68*
	65 años	*0,95*	*0,90*	*0,84*	*0,76*
Mujeres					
	60 años	*0,95*	*0,89*	*0,80*	*0,66*
	65 años	*0.96*	*0.92*	*0.85*	*0.75*

Fuente: elaboración propia en base a datos CJPB.

Gráfico 6.5:

Distribución de trabajadores según cantidad de meses contributivos acumulados a la edad de 60 años según sexo – Caja Bancaria



Fuente: elaboración propia en base a datos CJPB.

Las simulaciones de historias laborales para la CJPPU indican que aproximadamente el 59% de los hombres y el 43% de las mujeres alcanzarían a tener 30 años de servicios computados a sus 60 años de edad. En el otro extremo, también a los 60 años, un 15% de los hombres y un 30% de las mujeres no lograrían alcanzar siquiera 15 años de cotizaciones. Si en lugar de 60 años de edad se consideran 65, entonces, se tiene que un 63% de los hombres y un 46% de las mujeres lograrían acumular 30 años de servicios. Cabe destacar que, cuando se analiza el porcentaje de individuos que alcanzarían 15 o 20 años de servicios acumulados a los 65 años, la proporción aumenta apenas en 1 punto porcentual

respecto al porcentaje de hombres que alcanzarían estas cantidades de años de servicios a los 60 años de edad, mientras que para las mujeres estos dos porcentajes se mantienen incambiados.

Tabla 6.5:

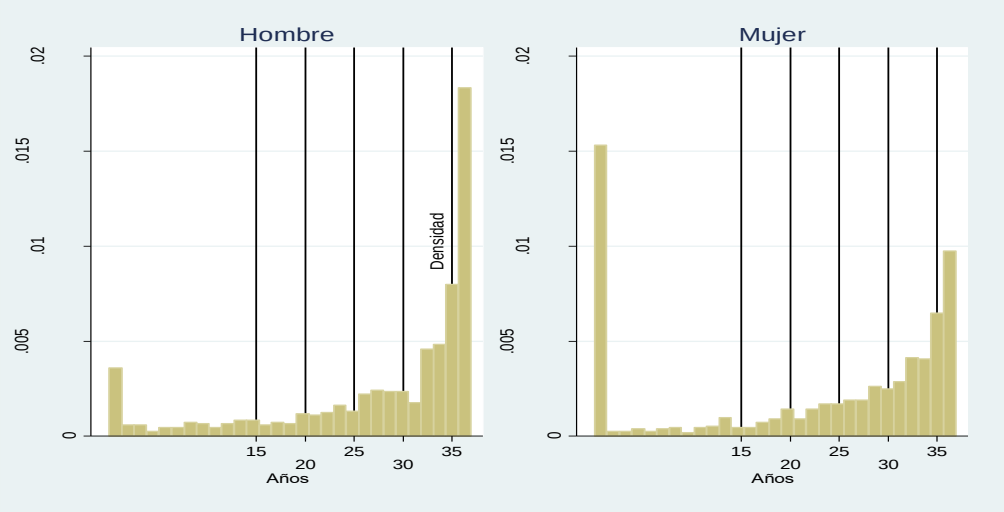
Proporción de trabajadores que acumularían 15, 20, 25 y 30 años de contribución a los 60 y 65 años de edad según sexo – Caja Profesional

		Acumula "x" años o más			
		15	**20**	**25**	**30**
Hombres					
	60 años	*0.85*	*0.80*	*0.73*	*0.59*
	65 años	*0.86*	*0.81*	*0.74*	*0.63*
Mujeres					
	60 años	*0.70*	*0.65*	*0.57*	*0.43*
	65 años	*0.70*	*0.65*	*0.58*	*0.46*

Fuente: elaboración propia en base a datos de la CJPPU.

Gráfico 6.5:

Distribución de trabajadores según cantidad de meses contributivos acumulados a la edad de 60 años según sexo – Caja Profesional



Fuente: elaboración propia en base a datos de la CJPPU.

Es importante reiterar que, en todos los casos, únicamente se está considerando la cantidad de años efectivamente cotizados a cada uno de los subsistemas. Es probable que, dada la posibilidad que existe de acumular servicios entre distintos subsistemas, parte de los individuos que en el presente trabajo no alcanzan los años de servicio mínimos para poder jubilarse, en realidad logren configurar causal jubilatorio mediante la acumulación de años de aportes a distintos organismos de seguridad social[18].

[18] Véase Ley 17.819.

Capítulo 7

Simulación de curvas salariales y rendimientos jubilatorios

7.1 Introducción

En este capítulo se analiza la relación actuarial existente entre los aportes realizados por los trabajadores durante la etapa laboral activa y las jubilaciones que percibirán durante la etapa pasiva. La evaluación de lo que se denominan rendimientos jubilatorios, que se realiza tanto para los trabajadores del bloque principal, como para los afiliados a las tres Cajas Paraestatales, se apoya en las simulaciones de historias laborales realizadas en los dos capítulos previos, y se complementa con la estimación de modelos salariales. El análisis se desarrolla en tres etapas. En primera instancia, se estimaron modelos econométricos de datos de panel para explicar las trayectorias de los ingresos laborales de los trabajadores durante su ciclo de vida[19]. Las bases de datos sobre historias laborales consideradas son, particularmente, apropiadas para realizar estimaciones de este tipo, ya que permiten superar las limitaciones que surgirían de la información proveniente de las Encuestas Continuas de Hogares del INE. En efecto, la estructura de panel permite el seguimiento de las personas a lo largo del tiempo, y así tener en cuenta la existencia de heterogeneidades inobservables entre los trabajadores, siempre que éstas sean constantes a lo largo del tiempo. En una segunda etapa, se procedió a computar los diferentes niveles de contribución que los individuos deberían realizar durante su vida activa y los ingresos por jubilaciones comunes que percibirían al retirarse bajo los diversos regímenes considerados en este estudio. En los diferentes subsistemas, e incluso al interior de cada uno de ellos, existen disparidades que abarcan las contribuciones personales y patronales durante la etapa activa, la fórmula utilizada para el cálculo del sueldo básico jubilatorio al momento de configurar causal, y la tasa de reemplazo considerada a los efectos de la determinación del monto de las jubilaciones a percibir[20]. En la tercera etapa se define y se analiza la información aportada por un indicador sintético que resume la relación entre los aportes generados durante la vida activa de los individuos y los ingresos por jubilaciones que se obtendrían durante la etapa pasiva. A partir de esta información se extraen conclusiones sobre si los regímenes jubilatorios existentes son actuarialmente neutros o si las jubilaciones percibidas incluyen algún tipo de subsidio o de impuesto no cuantificado durante la etapa pasiva. El análisis realizado evalúa, asimismo, si existen heterogeneidades importantes en el rendimiento jubilatorio entre los diferentes subsistemas que derivan en situaciones de inequidad intra-generacional[21].

7.2 Indicador de rendimiento jubilatorio y supuestos utilizados para su cálculo

A efectos de la estimación del rendimiento jubilatorio se adoptó la propuesta metodológica de Noya *et al.* (1999), que consiste en calcular el ratio entre el valor actual (al momento del retiro) de las contribuciones realizadas durante la etapa activa del individuo y los ingresos esperados por concepto de jubilaciones. Este ratio se denomina indicador de rendimiento (IR), y se expresa como:

[19] La metodología econométrica utilizada y los resultados obtenidos se exponen en el Anexo 2.

[20] Los cálculos fueron realizados teniendo en cuenta los parámetros específicos de cada uno de los cuatro subsistemas. Esta información se incluye en el Anexo 3.

[21] Se considera una situación de inequidad intra-generacional a aquella situación en que individuos de una misma generación obtienen diferentes rendimientos jubilatorios (relación entre aportes realizados durante la etapa activa y beneficios percibidos durante la etapa pasiva).

$$\mathrm{IR} = \frac{\mathrm{VAJ}}{\mathrm{VAC}}\ , \qquad (4)$$

donde VAJ representa el valor actual de las jubilaciones que se esperan percibir durante la etapa pasiva y VAC representa el valor actual de las contribuciones realizadas durante la etapa activa al momento del retiro. Cabe señalar que dentro de las contribuciones (VAC) se consideran únicamente aquellas que están directamente asociadas a los salarios (efectivos o fictos) de los individuos, esto es, los aportes personales y patronales que tienen como base de cálculo el salario del trabajador. No se incluyen, por lo tanto, otros tipos de ingresos o aportes con los que cuenten las instituciones de seguridad social, como la prestación complementaria patronal asociado al nivel de actividad en la CJPB, los ingresos asociados a timbres del Artículo 71 de la Ley 17.738 en el caso de la CJPPU, ni los impuestos afectados a la seguridad social (que también están principalmente vinculados a la evolución del nivel de actividad) en el caso del BPS.

Un valor de IR igual a la unidad indicaría que el cálculo de las jubilaciones resulta actuarialmente neutro, es decir, que el valor actual de las contribuciones es idéntico al valor actual de lo que se espera percibir por jubilaciones. Un valor superior a la unidad señalaría una situación actuarialmente favorable para el pasivo, puesto que durante su vida pasiva percibiría ingresos mayores al valor de sus contribuciones, mientras que un valor de IR menor a la unidad representaría una situación desfavorable para los contribuyentes al sistema de seguridad social, ya que no recuperarían durante la vida pasiva los aportes y contribuciones realizadas en el transcurso de la etapa activa.

Cabe precisar que, tanto para el cálculo del VAJ, como para el cálculo del VAC, es necesario utilizar una tasa de interés que permita realizar la actualización de los flujos de aportes y pasividades al momento del retiro. Una tasa de interés más elevada reduce el valor del ratio, ya que incrementa el valor actual de las contribuciones realizadas al momento del retiro (VAC) y reduce el valor actual de las jubilaciones (VAJ) que esperan percibirse. En las estimaciones se utilizaron diferentes alternativas para el cálculo del indicador, considerando como escenario central una tasa de interés de un punto porcentual por sobre la variación anual del Índice Medio de Salarios (IMS) elaborado por el INE.

El escenario central considerado para la tasa de interés puede considerarse como una aproximación al rendimiento de largo plazo que podría obtener un ahorrista individual por sus inversiones financieras. Es decir, el rendimiento de los ahorros realizados a través del sistema jubilatorio sería comparado con un *benchmark* donde los individuos ahorrarían por su cuenta en opciones de mercado. En este sentido, es importante destacar que un IR igual a la unidad no implica una situación de equilibrio para los sistemas jubilatorios considerados (BPS, y Cajas Paraestatales). En efecto, la tasa de interés de equilibrio en los sistemas de reparto suele resultar menor a las tasas de interés promedio de mercado. Adicionalmente, la tasa de interés utilizada para descontar los flujos en los ejercicios presentados es la misma en todos los subsistemas, puesto que refiere a la comparación con una opción externa a los mismos, lo que permite comparabilidad también entre los rendimientos obtenidos en cada caso.

La estimación del VAC se realiza sobre historias laborales simuladas. En cada uno de los subsistemas considerados se recurrió a los modelos de supervivencia cuyos resultados fueron presentados en los capítulos 5 y 6 de este trabajo. Este tipo de ejercicios, que pretenden realizar cálculos esperados de rendimientos jubilatorios, usualmente se realizan para personas con trayectorias laborales completas, por lo que, atendiendo a los resultados expuestos en los capítulos anteriores, se sabe que no constituye una buena aproximación de las verdaderas historias laborales.

A las simulaciones de los modelos de sobrevivencia se adicionaron simulaciones salariales. Estas simulaciones se estimaron a partir de los datos administrativos de historias laborales de cada subsistema. Los cálculos realizados suponen que las personas se retiran al momento de alcanzar causal jubilatorio común, como máximo a los 65 años de edad. El escenario de rendimientos presentado supone, por tanto, que se opta por el retiro al momento de configurar causal jubilatorio, aunque esto no implica que las personas se jubilen a la misma edad. Las historias laborales simuladas recogen la marcada heterogeneidad existente en los distintos subsistemas en materia de densidad de cotizaciones, por lo cual, las personas alcanzan el causal jubilatorio en diferentes edades y con diferente acumulación de años de aportes, lo que se traduce en diferentes tasas de reemplazo aplicadas sobre el sueldo básico jubilatorio.

La estimación del VAJ se realiza, en todos los casos, considerando la expectativa de vida de la población. En concreto, en las estimaciones se consideró la expectativa de vida promedio de la población a los 60 años, la cual es considerada una

buena aproximación de la expectativa al momento de la configuración del causal jubilatorio. Esta expectativa se utilizó para proyectar el período durante el cual las personas percibirían las jubilaciones. En la medida en que el ejercicio realizado en este capítulo es una aproximación parcial que considera únicamente el rendimiento de la población que logra configurar causal jubilatorio, se consideró la expectativa de vida a los 60 años, en lugar de considerar la expectativa al inicio del flujo laboral[22] (20 o 24 años).

Es importante señalar que existen diferencias en las expectativas de vida de las poblaciones cubiertas por cada subsistema e incluso entre subgrupos de población dentro de cada subsistema. En este sentido, las estimaciones pueden presentar sesgos, que podrían mitigarse si las estimaciones fueran realizadas a partir de tablas específicas de mortalidad. Al adoptar el criterio de utilizar la expectativa de vida promedio de la población, es razonable esperar que las estimaciones para el bloque principal del sistema sean las menos sesgadas, pero en el caso de las Cajas Paraestatales, donde podría esperarse que la expectativa de vida de sus afiliados sea más elevada, el criterio utilizado en este trabajo redundaría en un menor VAJ, para un mismo VAC, por lo que las estimaciones del indicador podrían subestimar los rendimiento jubilatorios esperados de los beneficiarios.

Cabe precisar que el ejercicio que se presenta en este capítulo debe considerarse como una primera aproximación al estudio de los rendimientos jubilatorios y que, en la agenda inmediata de investigación del Observatorio de Seguridad Social, se prevé profundizar el análisis referido a este tema. En concreto, en este trabajo no se está contemplando la posibilidad de que el trabajador deje una pensión luego de su muerte. La probabilidad de dejar pensión luego de la muerte genera que el valor actual de las prestaciones luego del retiro sea mayor al valor esperado de las jubilaciones. Por otra parte, tampoco se están considerando las causales de jubilación por edad avanzada ni por invalidez. En el caso de esta última, se debe tener en cuenta que esta posibilidad redunda en la existencia de algunas historias laborales con retiros más tempranos y mejores tasas de reemplazo.

7.3 Estimación de rendimientos Jubilatorios

En el caso del bloque principal del sistema, el ejercicio de estimación de los rendimientos jubilatorios se realizó considerando los parámetros correspondientes a la Caja de Industria y Comercio, contemplando las dos opciones existentes para los trabajadores de acuerdo al Artículo 8 de la Ley 16.713. La normativa vigente implica que los individuos con ingresos nominales inferiores a $57.846 tienen la opción de que la mitad de sus aportes se transfieran a la cuenta de ahorro individual de la AFAP a la que se encuentran afiliados. En caso de no optar por el Artículo 8, la totalidad de los aportes corresponden al BPS. Para los ingresos nominales entre $57.846 y $86.770, si no se opta por el citado Artículo, se transfieren aportes al BPS por $57.846 y lo restante se transfiere a la AFAP, mientras que, si se opta por el Artículo 8, los aportes por el ingreso de $57.846 se dividen en mitades entre el BPS y la cuenta de la AFAP, mientras que los aportes que superen dicha cifra se destinan al BPS. Finalmente, para los sueldos nominales entre $86.770 y $173.539, tanto si se opta o no por el Artículo 8, se aporta al BPS por ingresos hasta $57.846 y el resto se transfiere a la AFAP.[23] Cabe recordar además que, en caso de optar por el Artículo 8, las asignaciones computables por las que se aportó al sistema de reparto se multiplican por 1,5 a la hora de calcular el sueldo básico jubilatorio, con un máximo de $57.846.

Un primer resultado relevante de los ejercicios realizados es que la gran mayoría de los trabajadores del bloque principal del sistema que logran alcanzar causal jubilatorio antes de los 65 años, percibirán en concepto de prestaciones un monto superior a los aportes realizados durante su etapa laboral activa. Si los trabajadores del BPS no optaran por el Artículo 8, se tendría que el 85% de los hombres y el 94% de las mujeres que alcanzan el causal jubilatorio presentarían un IR mayor a 1. En caso de optar por el Artículo 8, estas proporciones son incluso mayores alcanzando al 91% en caso de los hombres y al 95% en el caso de las mujeres. Podría concluirse entonces que, para la amplia mayoría

[22] Si el ejercicio se realizara considerando la totalidad de los individuos (no solo el subconjunto de los que configuran causal de jubilación común) y todas las pasividades (incluyendo pensión de sobrevivencia) sería adecuado tomar la expectativa de vida al inicio de la actividad laboral.

[23] Todos los cálculos mencionados en esta sección se realizaron considerando unidades monetarias del año 2019, por lo que los umbrales mencionados son los que rigieron durante ese año. En el año 2020, estos umbrales ascendieron a $62.804, $94.206 y $188.411, respectivamente.

de los trabajadores que logran acceder a una jubilación común, parte de su jubilación tiene como sustento los aportes realizados durante su etapa activa, en tanto que otra parte podría considerarse como una transferencia monetaria adicional otorgada por el sistema de seguridad social.

Las estimaciones varían sustancialmente con la elección del Artículo 8, ya que con las mismas historias laborales simuladas se generan diferencias significativas en cuanto a la distribución del IR. Si se aplican las condiciones vigentes, sin considerar el Artículo 8, el IR medio se ubica en 1,62 en hombres y 2,43 en mujeres, en tanto que su mediana alcanza valores de 1,38 y 1,72 en hombres y mujeres respectivamente. Para estas mismas historias laborales, en caso de considerar las condiciones del Artículo 8, el IR promedio alcanza a 2,14 en hombres y a 3,36 en mujeres, en tanto que la mediana se ubica en 1,62 y 2,08 respectivamente.

Los valores del IR dan cuenta de un significativo desfasaje entre los aportes realizados durante la etapa activa y las prestaciones recibidas durante la etapa pasiva. Como se mencionó anteriormente, el IR mediano en caso de que los trabajadores no opten por el Artículo 8 se situaría en torno a 1,5 (un poco por debajo en hombres y por encima en mujeres), lo que indica que las personas percibirán por concepto de pasividades un monto que supera en un 50% a los aportes realizados. En este contexto, podría considerarse que dos terceras partes de la jubilación recibida se otorgan a cuenta de los aportes realizados, mientras que un tercio de la misma constituye una transferencia propiamente dicha. Este desfasaje se eleva mucho más si los trabajadores optan por el Artículo 8. En este último caso, el IR mediano se sitúa levemente por encima de 2 para las mujeres, lo que significa que la trabajadora recibirá durante su etapa pasiva un monto que supera en 100% a los aportes realizados. Ello implicaría que, de la jubilación percibida, solamente el 50% podría considerarse financiada con los aportes realizados durante la etapa activa, mientras que el restante 50% constituye una transferencia del sistema.

Este desfasaje ejerce presión sobre el equilibrio financiero del sistema pero no constituye, necesariamente, una situación que deba ser considerada como problemática. Los adultos mayores se encuentran en una etapa particularmente vulnerable de la vida, en la que ven reducida de forma significativa sus posibilidades de generar ingresos. Atendiendo a esta vulnerabilidad, es perfectamente comprensible que las sociedades opten por realizar transferencias monetarias a los adultos mayores con el objetivo de evitar que caigan en situación de pobreza o sufran una reducción significativa de su nivel de consumo. No obstante, en un contexto en que se están comenzando los trabajos de elaboración de una propuesta de reforma del sistema de seguridad social en Uruguay, y teniendo en cuenta que el principal objetivo de la iniciativa reformista estará orientado a garantizar la sustentabilidad financiera del sistema (procurando no afectar los niveles de cobertura y suficiencia existentes), la comprensión y el análisis de los subsidios existentes constituye un aspecto relevante y que debería tenerse en cuenta a la hora de evaluar potenciales adecuaciones paramétricas del sistema.

Es importante tener en cuenta que cuando se analiza la vinculación entre el comportamiento del IR y los montos de jubilación que recibirán los trabajadores, se encuentra una cierta independencia entre ambas variables. En el Gráfico 7.2 puede observarse que los rendimientos jubilatorios, tanto bajo las condiciones que surgen de aplicar el Artículo 8, como en el caso donde no se aplica, muestran comportamientos similares para todos los montos de jubilaciones, con excepción de las jubilaciones particularmente elevadas y las jubilaciones mínimas, donde sí se aprecia mayor heterogeneidad. Cabe precisar, no obstante, que rendimientos jubilatorios similares implican transferencias monetarias heterogéneas. A modo de ejemplo, un IR de 1,5, es decir, un caso en el que un tercio de la jubilación responde a una transferencia propiamente dicha no vinculada a aportes realizados, implica una transferencia mensual del sistema de $4.666 en una jubilación del orden de los $14.000, mientras que la transferencia se eleva hasta $10.000 mensuales si la jubilación se ubica en torno a los $30.000.

En las jubilaciones mínimas se observan los mayores indicadores de rendimientos jubilatorios. Entre las personas que acceden a una jubilación mínima se observa alta heterogeneidad de rendimientos, aunque siempre con el denominador común de ser relativamente más elevados, o al menos iguales, que los rendimientos alcanzados por quienes acceden a jubilaciones mayores. Esto se explica en buena medida porque el beneficio de la jubilación mínima es percibido por personas que si se aplicara el procedimiento estándar (cálculo del sueldo básico jubilatorio y aplicación de la tasa de reemplazo correspondiente) el beneficio jubilatorio sería inferior al monto mínimo. Es importante señalar, no obstante,

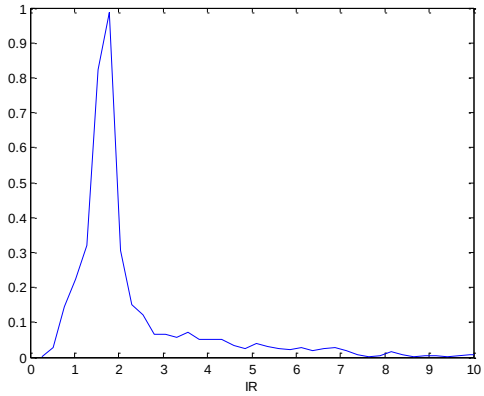
que en términos absolutos, independientemente del valor del IR, la transferencia implícita realizada está acotada por el monto mínimo de jubilación, es decir, nunca sobrepasará los $13.800 que representa la jubilación mínima vigente en la actualidad.

Gráfico 7.1:

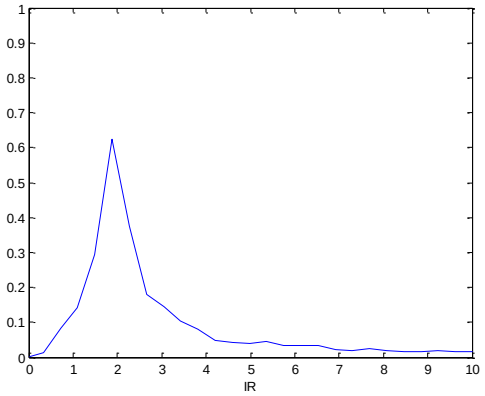
Distribución del Indicador de Rendimiento Jubilatorio - BPS

Mujeres

Sin Artículo 8

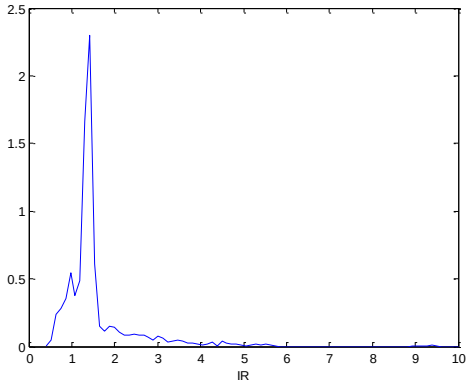


Con Artículo 8

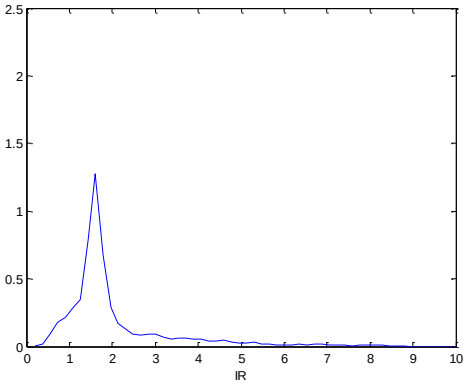


Hombres

Sin Artículo 8



Con Artículo 8



Fuente: Simulaciones propias

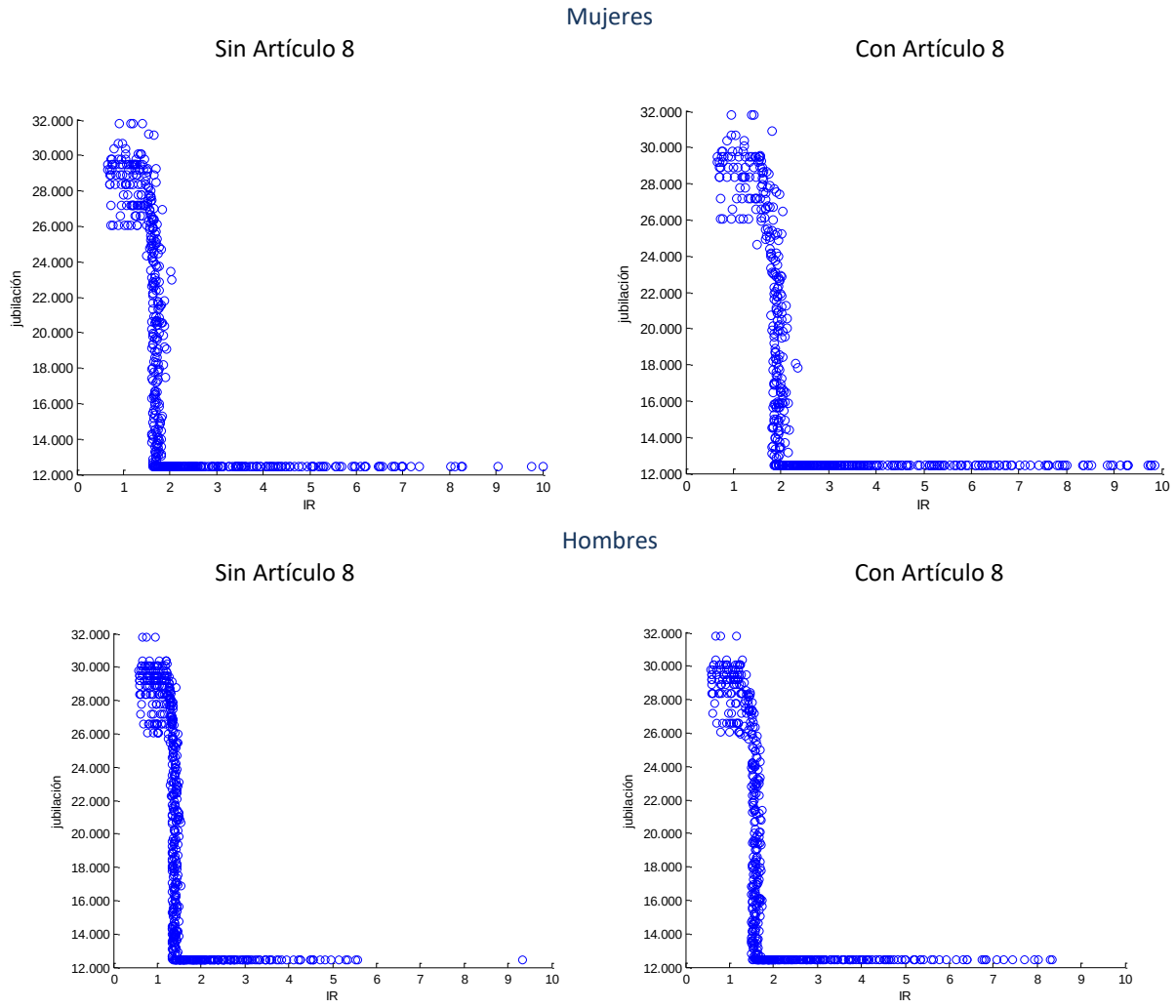
Las jubilaciones cercanas al tope jubilatorio son las únicas en que se estiman rendimientos inferiores a la unidad. En términos de las historias laborales, la característica común en estos casos es la de ser historias con elevada densidad de cotización (historias completas o cercanas a ser completas) y donde, además, los salarios percibidos son elevados desde edades tempranas, lo que lleva a que los aportes se ubiquen en el máximo (recordar que los aportes al BPS están topeados) o muy cerca del mismo durante toda la trayectoria laboral. Es destacable que justo esta característica de mejor inserción laboral y mejores salarios podría ser compatible con una mayor expectativa de vida, por lo que es posible que en este segmento en particular, el IR pueda estar subestimado.

El ejercicio realizado para la CNSS se desarrolló considerando los nuevos parámetros establecidos en la reciente reforma del régimen de la Caja, aprobada en setiembre de 2019. Cabe aclarar que estos parámetros son los que regirán una vez finalizado el período de transición, el cual se extenderá por 20 años. Los parámetros utilizados se encuentran detallados en el Anexo 3.

La proporción de afiliados a la CNSS que presentan un valor del indicador de rendimiento menor a uno es superior para los hombres que para las mujeres. En efecto, el 89% de los hombres tienen un IR menor a uno, mientras que esta proporción disminuye al 34% cuando se consideran a las mujeres. Esto significa que la mayoría de los escribanos recibirán por concepto de prestaciones un monto inferior a los aportes realizados durante su etapa activa, mientras que, aproximadamente, dos tercios de las escribanas recibirán, por el mismo concepto, un monto que supera los aportes realizados durante la etapa activa. Una fuente importante para explicar esta brecha de género en el IR se debe a la mayor esperanza de vida que presentan las mujeres en relación a los hombres.

Gráfico 7.2:

Indicador de Rendimiento Jubilatorio y jubilaciones otorgadas - BPS



Fuente: Simulaciones propias

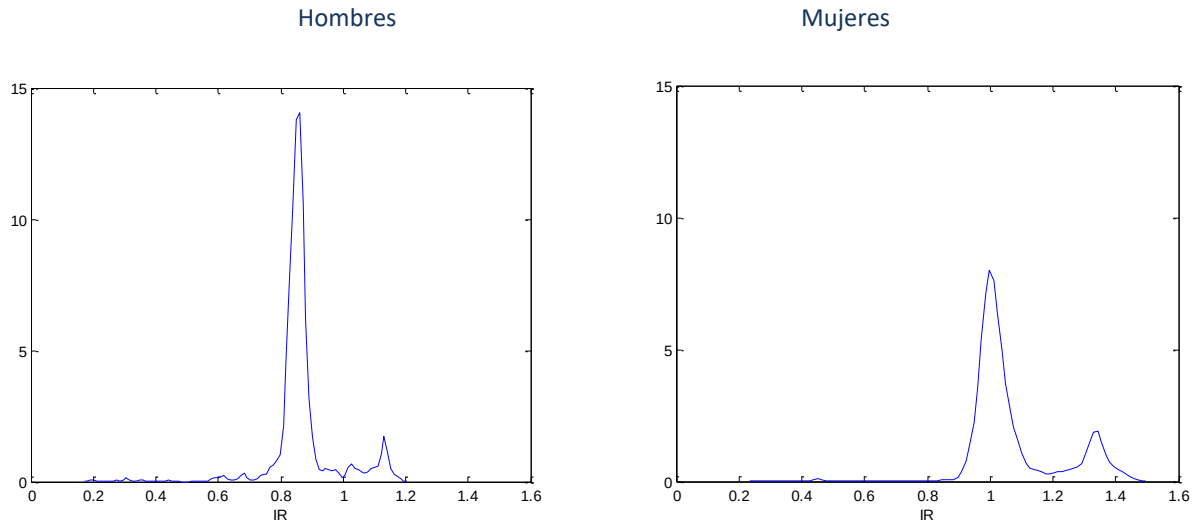
La distribución del indicador de rendimiento presenta mayor concentración en el caso de los hombres, mientras que las mujeres presentan una mayor dispersión. Como puede apreciarse en el Gráfico 7.3 para el caso de los afiliados de sexo masculino, la distribución del IR presenta un gran modo en donde se acumulan la mayoría de los afiliados, correspondiente a valores del IR inferiores a 1. Entre las mujeres se puede apreciar una importante acumulación en valores cercanos a la unidad.

El valor medio del IR es superior para en las mujeres, mientras que los rendimientos jubilatorios de los hombres se ubican más frecuentemente por debajo de la unidad. Para estos últimos, el promedio del indicador de rendimiento es 0,87, lo que indica que los hombres recibirán, en promedio, prestaciones que equivalen al 87% de lo aportado durante la etapa activa. El promedio para las mujeres se ubica en 1,07, lo que sugiere que las mujeres recibirán por concepto de prestaciones, en promedio, aproximadamente lo mismo que aportaron. A partir de esta información, podría concluirse

que la CNSS no estaría realizando transferencias para las jubilaciones de sus afiliados hombres, y realizaría una transferencia muy moderada a sus afiliadas mujeres, en comparación con lo que ocurre en el bloque principal del sistema.

Gráfico 7.3:

Distribución del Indicador de Rendimiento Jubilatorio – Caja Notarial

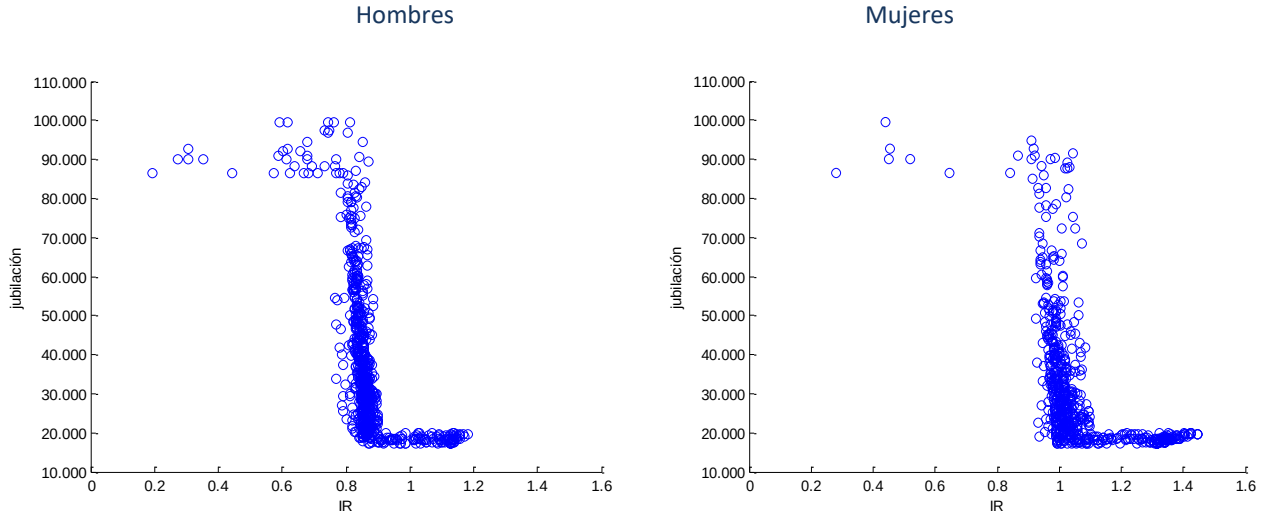


Fuente: Simulaciones propias

Al igual que en el caso del BPS, cuando se analiza el indicador de rendimiento en relación al valor de las jubilaciones, se observa cierta independencia entre las variables. Como se puede apreciar en el Gráfico 7.4, si bien las jubilaciones más altas otorgadas por la CNSS presentan un valor más bajo del indicador y las jubilaciones más bajas presentan un mayor valor de este, los valores son similares para la mayoría de los montos de jubilaciones. Además, se destaca que en línea con lo descrito anteriormente, la mayor parte de las jubilaciones de los hombres se encuentran más concentradas y en valores del indicador menores a 1, mientras que las mujeres presentan una mayor dispersión, en particular en las jubilaciones de menor valor.

Gráfico 7.4:

Indicador de Rendimiento Jubilatorio y jubilaciones otorgadas – Caja Notarial



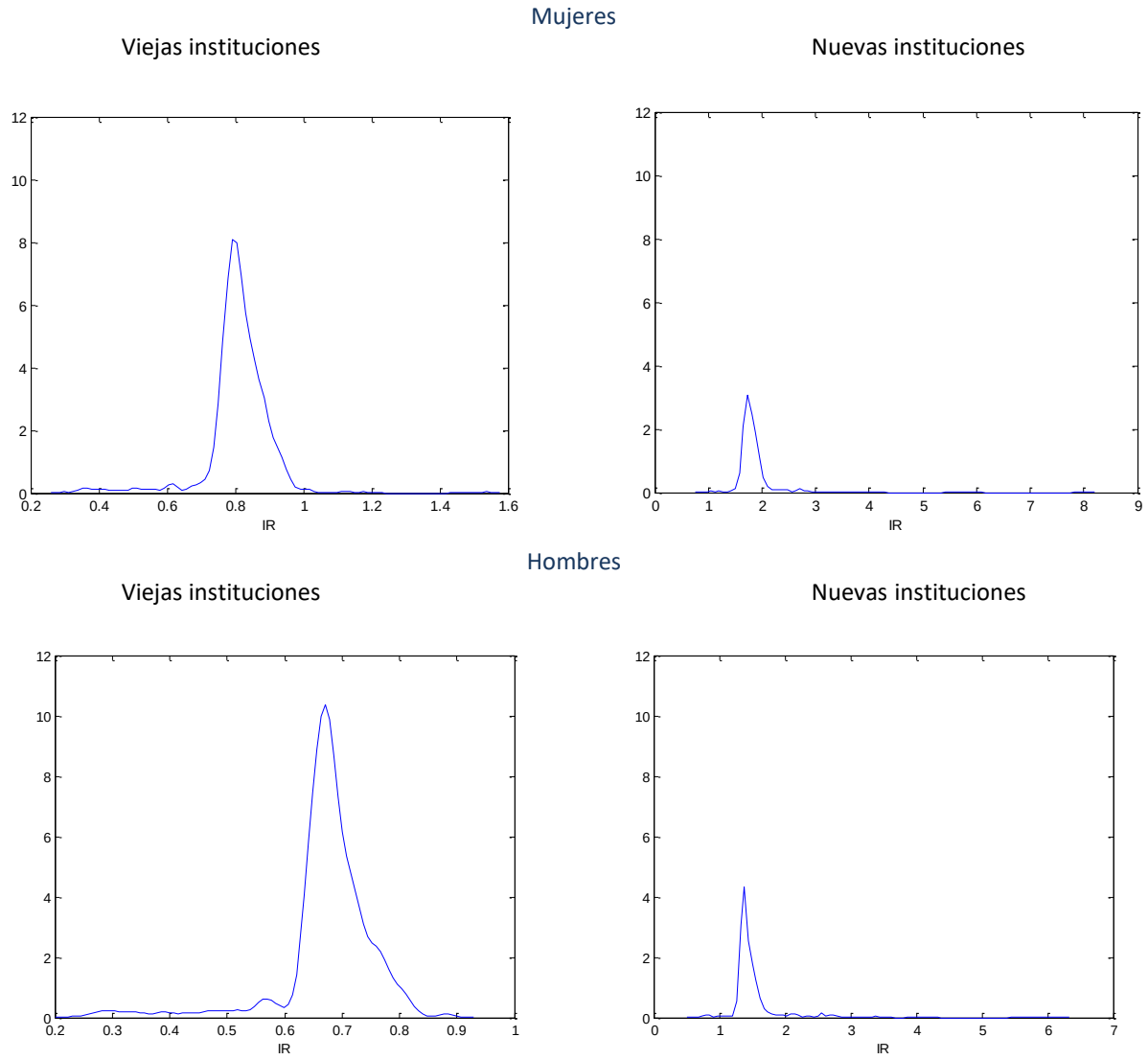
Fuente: Simulaciones propias

Sólo una minoría de los afiliados a la CJPB que trabajan en las "nuevas instituciones" (incorporadas al organismo a partir de la aprobación de la Ley 18.396) y que alcanzan causal jubilatorio común presentan un IR menor a 1. Particularmente, el 2% de los hombres y menos del 1% de las mujeres recibirán una prestación inferior a los aportes

realizados, por lo que la amplia mayoría de los trabajadores de las "nuevas instituciones" percibirán una transferencia monetaria por encima de los aportes realizados.

Gráfico 7.5:

Distribución del Indicador de Rendimiento Jubilatorio – Caja Bancaria



Fuente: Simulaciones propias

Entre los afiliados que logran configurar causal jubilatorio antes de los 65 años y que trabajan en las "viejas instituciones", la totalidad de los hombres y casi la totalidad de las mujeres (99%) presentan un indicador inferior a 1. Esto quiere decir que, prácticamente, todos los afiliados que pertenecen a estas instituciones recibirán por concepto de prestaciones un monto inferior a los aportes realizados durante su etapa laboral activa. Esto se puede visualizar en el Gráfico 7.5 donde se presenta la distribución del IR por sexo, de forma independiente para las "nuevas" y las "viejas instituciones".

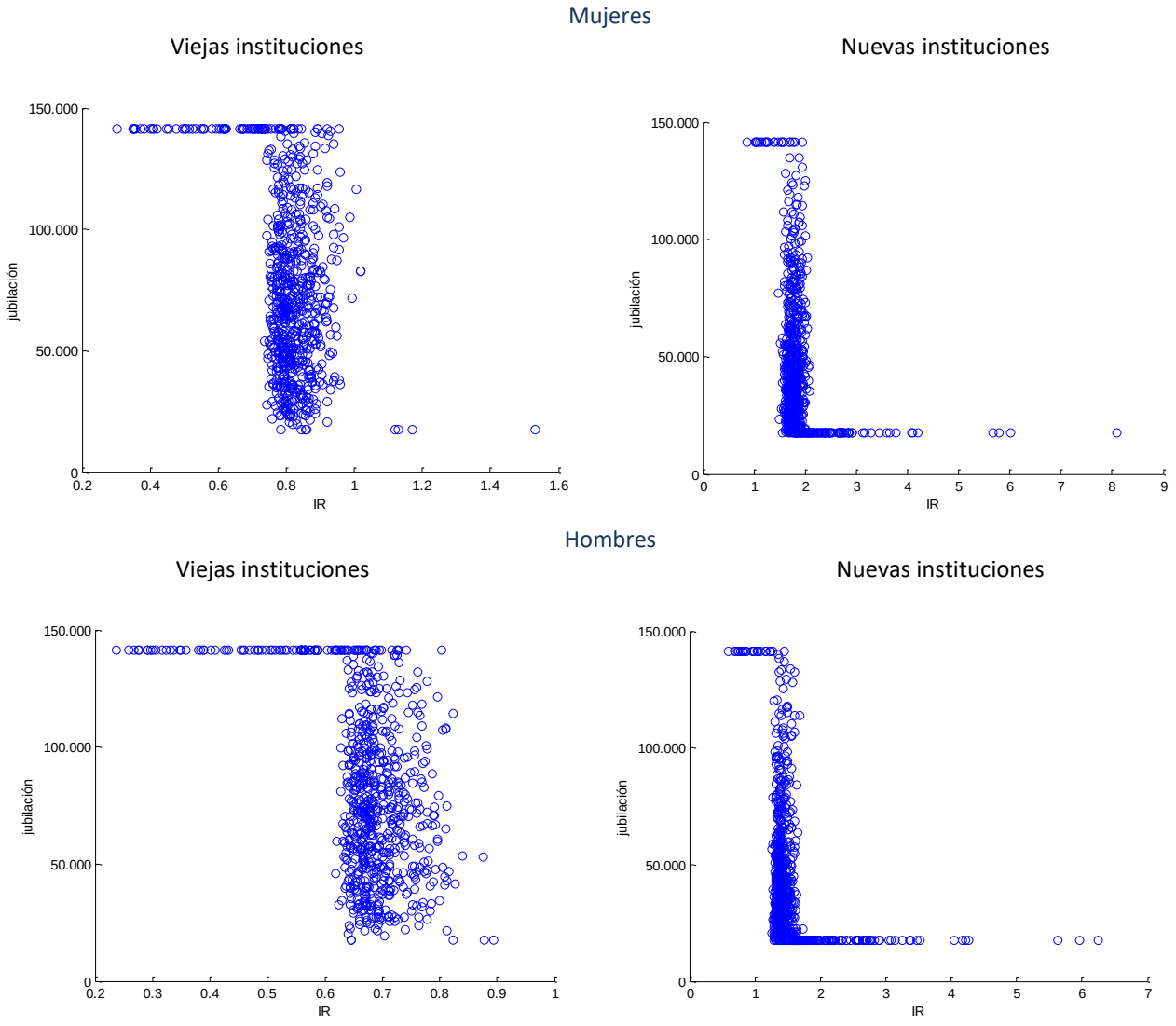
El valor medio del IR varía considerablemente al considerar las "viejas" y las "nuevas instituciones". Para el caso de estas últimas, el promedio del indicador de rendimiento asciende a 1,86 para las mujeres y a 1,54 para los hombres, lo que implica que los hombres recibirán pasividades por un monto superior a los aportes realizados en algo más del 50%, mientras que las mujeres recibirán el 86% por encima de lo aportado. Esto significa que, en promedio, un tercio del monto de las jubilaciones que percibirán los hombres constituye una transferencia, proporción que se incrementa aún más en el caso de las mujeres.

El promedio del indicador de rendimiento de las "viejas instituciones" disminuye considerablemente respecto a los valores estimados para el caso de las "nuevas instituciones". Concretamente, se tiene que la media del indicador desciende a 0,81 en el caso de las mujeres y 0,67 para los hombres. Esto significa que las mujeres recibirán por prestaciones un poco más que 80% de lo aportado durante la etapa activa, mientras que los hombres percibirán, aproximadamente, dos tercios de lo aportado.

Cuando se analiza el comportamiento del indicador de rendimiento en relación con los montos de jubilación otorgados por la CJPB, se evidencia cierta independencia entre ambas variables, salvo en los casos extremos. Los valores del IR resultan semejantes para los distintos niveles de jubilaciones, salvo en los casos en los que se perciben jubilaciones mínimas o máximas. Esto se puede observar en el Gráfico 7.6, donde se presenta, por sexo y categoría de instituciones, los diagramas de dispersión del indicador de rendimiento y los montos de las jubilaciones.

Gráfico 7.6:

Indicador de Rendimiento Jubilatorio y jubilaciones otorgadas – Caja Bancaria



Fuente: Simulaciones propias

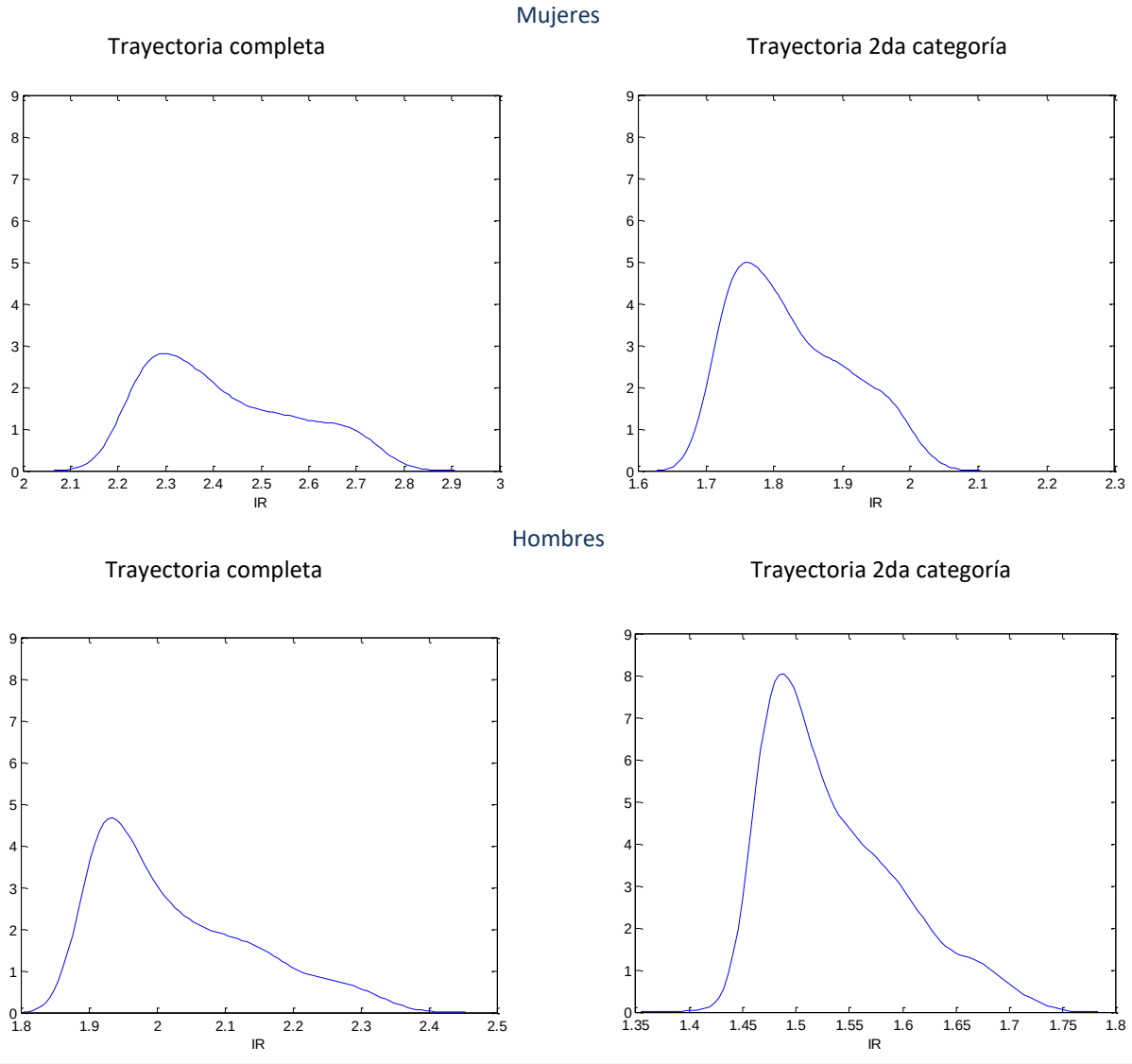
En el análisis de los afiliados a la CJPPU se consideran dos escenarios que reflejan situaciones diferenciadas y que ilustran acerca de las asimetrías que surgen al considerar distintas trayectorias contributivas. El primer escenario es uno en que los afiliados realizan toda la carrera profesional, ascendiendo de categoría cada vez que completan 3 años de

aportes. En el segundo escenario se supone que los afiliados, una vez que llegan a la segunda categoría, optan por no seguir ascendiendo, y, por tanto, permanecen en dicha categoría por el resto de su vida laboral.

Todos los trabajadores afiliados a la CJPPU, tanto hombres como mujeres, que logran alcanzar causal jubilatoria a los 65 años o antes, presentan un indicador de rendimiento superior a 1. Esto significa que todos los afiliados recibirán prestaciones por montos superiores a los aportes realizados durante su vida activa y, por ende, la institución realizaría transferencias monetarias a la totalidad de sus afiliados. Este resultado se mantiene tanto cuando se considera la carrera completa de aportación, como en el escenario en que los trabajadores deciden no avanzar más en esta carrera y se mantienen aportando en la segunda categoría.

Gráfico 7.7:

Distribución del Indicador de Rendimiento Jubilatorio – Caja Profesional



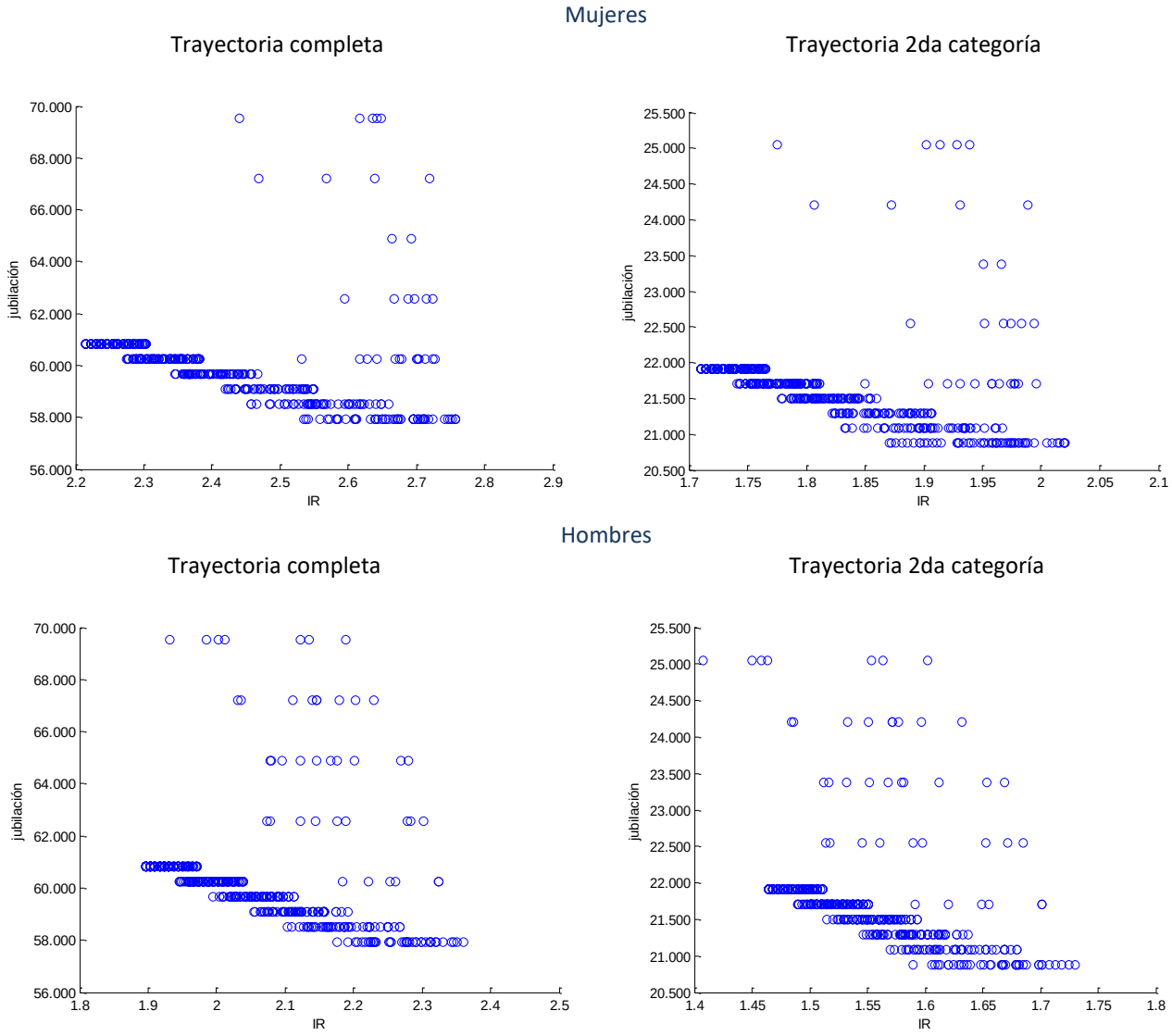
Fuente: Simulaciones propias

El valor promedio del IR, cuando se consideran las distintas trayectorias, varía considerablemente, siendo superior en ambos casos para las mujeres. Cuando se considera la trayectoria completa, la media del indicador de rendimiento asciende a 2,42 para las mujeres, mientras que para los hombres se ubica en 2,03 (Gráfico 7.7). Esto quiere decir que las prestaciones que otorgará la CJPPU a sus afiliados hombres equivalen al doble de los aportes realizados y, por tanto, la mitad de las prestaciones jubilatorias se financian con sus aportes. En el caso de las mujeres, esta última proporción desciende a cerca del 40%.

En el caso de los afiliados que optan por mantenerse en la segunda categoría, el promedio del indicador es inferior para ambos sexos respecto a lo observado en el caso de la trayectoria completa. En concreto, el indicador se ubica en 1,82 para las mujeres y en 1,53 para los hombres. Esto significa que para los hombres que se mantienen en la categoría 2, la CJPPU otorgará en promedio una prestación 50% superior a los aportes realizados, por lo que dos tercios de la jubilación serían financiados por los aportes de los trabajadores. Para el caso de las mujeres con la misma trayectoria, la prestación recibida será el 82% superior a los aportes de la etapa activa.

Gráfico 7.8:

Indicador de Rendimiento Jubilatorio y jubilaciones otorgadas – Caja Profesional



Fuente: Simulaciones propias

La relación entre el comportamiento del indicador de rendimiento y los montos de jubilación en la CJPPU es distinta respecto a los demás subsistemas. El Gráfico 7.8 muestra, para una misma trayectoria respecto a las categorías de aportación, 10 montos jubilatorios posibles. Nótese que los supuestos utilizados a la hora de construir las trayectorias de categorías generan que todos los individuos que logran configurar causal, tengan el mismo sueldo básico jubilatorio. Asimismo, dado que se supone que los individuos se jubilan al momento de cumplir con los requisitos mínimos para poder hacerlo, entre los 60 y los 65 años, son 10 las tasas de reemplazo posibles, dependiendo de la edad y los años de servicio con los que se jubila cada individuo. Las tasas de reemplazo más bajas, donde se observa mayor acumulación de afiliados, corresponden a los individuos que logran configurar causal jubilatorio a los 60 años de edad. En estos casos, tanto para hombres como para mujeres, y en ambas trayectorias, se puede visualizar que cuanto mayor es la tasa de

reemplazo, y por tanto, mayor es la jubilación, menor tiende a ser el promedio del indicador de rendimiento. Por su parte, entre los individuos que no alcanzan causal a los 60 años de edad y se jubilan entre los 61 y 65 años inclusive, la dispersión del indicador de rendimiento es mayor. Asimismo, se evidencia, aunque de forma menos clara, la misma relación entre monto jubilatorio y promedio del IR que en los casos anteriores.

Los resultados expuestos acerca de la situación de la CJPPU contrastan con lo observado para las otras Cajas Paraestatales. Tanto la CJPB como la CNSS han procesado durante los últimos años reformas paramétricas, mientras que en el caso de la CJPPU existe un Ante-proyecto de Ley que ha sido elevado recientemente a la consideración del Poder Ejecutivo. El proyecto tiene como puntos centrales el incremento de la edad mínima de jubilación hasta los 65 años, así como el cambio en la base de cálculo del sueldo básico jubilatorio, el cual pasará a considerar los últimos 12 años de aportes. Los ejercicios preliminares que surgen de aplicar los ajustes propuestos en el Ante-proyecto a las trayectorias anteriores arrojan resultados más cercanos al equilibrio actuarial.

7.4 Síntesis y conclusiones

Los resultados expuestos en este capítulo constituyen un análisis exploratorio sobre la relación actuarial existente entre los aportes realizados por los trabajadores durante la etapa activa y las jubilaciones que percibirán durante la etapa pasiva. Si bien la aproximación al tema es incompleta, debido a que no se considera la probabilidad de que las jubilaciones deriven en una pensión después de la muerte del pasivo, ni en la posibilidad de invalidez que interrumpa la historia laboral, las estimaciones realizadas muestran un panorama general respecto a potenciales desequilibrios actuariales presentes en los subsistemas, los que constituye un insumo relevante a la hora de evaluar la sostenibilidad financiera de las instituciones.

El análisis realizado representa una primera aproximación al estudio de inequidades intra-generacionales, es decir, a la existencia de tratamientos diferenciales percibidos por individuos de una misma generación. Las diferencias detectadas pueden deberse a que los trabajadores están cubiertos por diferentes subsistemas, o a que las condiciones existentes dentro de un subsistema generan un tratamiento actuarial más favorable a determinadas trayectorias salariales. La mejor comprensión de estas realidades y la evaluación transparente de cuáles trayectorias salariales son las más favorecidas es relevante en un contexto en que se pretenden introducir adecuaciones paramétricas en los diferentes subsistemas.

En el bloque principal del sistema, la gran mayoría de los trabajadores que logran alcanzar causal jubilatorio antes de los 65 años tendrán un rendimiento superior a la referencia de neutralidad actuarial, es decir, recibirán en concepto de prestaciones un monto superior a los aportes realizados durante su etapa laboral activa. Podría concluirse, entonces, que para la amplia mayoría de los trabajadores que acceden a un causal común, parte de su jubilación tiene como sustento los aportes realizados durante su etapa activa, en tanto que otra parte podría considerarse como una transferencia monetaria propiamente dicha otorgada por el BPS.

Los rendimientos jubilatorios estimados resultan similares para todos los montos de jubilaciones, con excepción de las jubilaciones particularmente elevadas y las jubilaciones mínimas, donde se aprecia mayor heterogeneidad. Es importante tener presente que estos rendimientos similares implican transferencias monetarias heterogéneas, donde la transferencia en valores absolutos resulta más elevada cuanto más elevada es la jubilación percibida. Las transferencias implícitas en el sistema de seguridad social uruguayo resultan importantes y, en muchos casos, muy superiores a otros tipos de transferencias monetarias realizadas por el Estado a otros sectores de la sociedad, como por ejemplo las asignaciones familiares del Plan de Equidad, y los montos transferidos a través de la Tarjeta Uruguay Social.

En el caso de las Cajas Paraestatales, los resultados que surgen del análisis realizado ilustran acerca de la existencia de dos realidades claramente diferenciadas. La CJPB y la CNSS, sobre las cuales se han realizado adecuaciones paramétricas en los últimos años, presentan rendimientos muy cercanos al equilibrio actuarial. En el caso de la CJPPU, al igual que ocurre en el bloque principal, los rendimientos muestran un desajuste significativo, donde las pasividades superarían significativamente a los aportes realizados durante la etapa laboral activa. Cabe señalar, no obstante, que la CJPPU tiene un Ante-proyecto de reforma ya formulado y que los rendimientos simulados, utilizando los nuevos parámetros propuestos, muestran un perfil considerablemente más equilibrado. Por último, es importante tener presente que las

Cajas Paraestatales cubren a poblaciones donde la expectativa de vida es mayor al promedio de la población. En la medida en que el ejercicio realizado aplicó en todos los casos expectativas de vida correspondientes al total de la población, los rendimientos obtenidos tienen un sesgo a la baja respecto a si fueran construidos con tablas de mortalidad específicas de los subsistemas.

Capítulo 8

Síntesis y Conclusiones

El análisis realizado en este estudio muestra que el sistema de seguridad social en Uruguay se caracteriza por la existencia de un grupo importante de trabajadores con historias laborales completas, que coexiste con otro grupo, también significativo, de trabajadores con historias incompletas cuyas densidades de cotización se distribuyen de forma relativamente uniforme. Entre los trabajadores con cotizaciones incompletas se observa una muy pronunciada heterogeneidad, con similares proporciones de trabajadores con densidades de cotización muy bajas, intermedias y elevadas. Si bien se observa una leve concentración para los valores más bajos de la densidad, no se registra el tipo de distribución bimodal típico de economías con mercados de trabajo fuertemente duales, en las que existe un grupo importante de trabajadores que transcurre, prácticamente, toda su vida laboral activa por fuera de la formalidad.

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 se encuentra algo por debajo del 60%. Entre las Cajas Paraestatales, se detecta que la CJPPU presenta una densidad levemente superior a la del BPS, en tanto que la CJPB y la CNSS exhiben densidades de cotización significativamente más elevadas, superando el 70% y 80% respectivamente. En este sentido, los núcleos específicos de trabajadores cubiertos por los subsistemas, especialmente en la CJPB y en la CNSS, muestran una estabilidad laboral más elevada en comparación a lo observado entre los afiliados al BPS. La característica de no obligatoriedad de contribución en la CJPPU determina que, a pesar de cubrir a un segmento poblacional caracterizado por una fuerte estabilidad laboral y por elevados niveles de formalización, la densidad registrada en dicho subsistema se asemeje a lo observado en el bloque principal del sistema.

Considerando el sistema en su conjunto, el análisis realizado refleja una buena calidad de cobertura, en comparación con otros países de la región, aunque la posición de nuestro país es considerablemente peor a la que prevalece en la mayor parte de los países desarrollados. En efecto, solamente en un subsistema pequeño, como es el caso de la CNSS, se registran densidades de cotización similares a las existentes en países de la OECD, mientras que en el bloque principal del sistema, la densidad de cotización se ubica, aproximadamente, veinte puntos por debajo. La menor densidad de cotizaciones, en un contexto donde el proceso de envejecimiento poblacional se asemeja a lo observado en los países de la OECD, representa un desafío para el futuro de la seguridad social en nuestro país, ya que el requisito de años de contribución a los efectos de configurar causal jubilatorio podría determinar problemas importantes en materia de cobertura contrivutiva.

El estudio revela que existen algunos patrones comunes a todo el sistema de seguridad social en lo que refiere a las heterogeneidades existentes en la densidad de cotizaciones. Aunque con diferentes magnitudes, en todo el sistema se detecta una brecha de género, en donde las mujeres presentan una densidad de cotización algo inferior a la registrada en el caso los hombres, al tiempo que transitan períodos más prolongados tanto en los *spells* contributivos como en los no contributivos. Adicionalmente, los trabajadores que en promedio cuentan con mayores ingresos, también, presentan un historial de cotizaciones más completo, compatible con una mayor duración de los *spells* contributivos y una menor duración de los no contributivos. Finalmente, se observa un efecto “ciclo de vida” de las contribuciones caracterizado por una menor densidad de cotización al inicio de la vida laboral activa, que se va incrementando con la edad de los trabajadores afiliados. Desde el punto de vista de la duración de los períodos contributivos y no contributivos, se

encuentra que, al inicio de la vida laboral activa, ambos son más cortos (entradas y salidas frecuentes y poco prolongadas del sistema), mientras que a medida que el trabajador tiene más edad, va consolidando su estado, ya sea contributivo o no contributivo, por períodos más extensos.

El trabajo realizado pone en evidencia que la estimación de la proporción de trabajadores que alcanzaría la cantidad de períodos de contribución requeridos para acceder a un beneficio contributivo (jubilación común) al retirarse de la actividad laboral activa en cada uno de los subsistemas analizados no puede realizarse de manera directa. La posibilidad de estimar dicha proporción directamente no es posible desde el punto de vista técnico, en parte, porque las condiciones de la inserción laboral de los trabajadores son cambiantes en el tiempo y, además, porque no se dispone de historiales de trabajo completos para los trabajadores que en la actualidad se encuentran activos. Con historias laborales incompletas es dificultoso estimar cuántos años de contribuciones los trabajadores han acumulado al momento de alcanzar la edad de retiro. Por tal motivo, para realizar las estimaciones, se ha recurrido a 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 activa, similar a la aplicada en trabajos previos por Bucheli *et al.* (2006), Forteza *et al.* (2009) y Apella (2010).

La simulaciones de historias laborales señalan que el 50% de los hombres y el 45% de las mujeres alcanzarían a acumular 30 años de cotización a los 60 años de edad, configurando de esta forma causal jubilatorio común según el régimen general actual del BPS. Evidentemente, si se consideran como referencia los 65 años de edad, las proporciones se incrementan, aunque no de forma pronunciada. En efecto, las estimaciones realizadas señalan que a los 65 años de edad el 55% de los hombres y el 53% de mujeres habrían acumulado al menos 30 años de cotizaciones, esto es, cinco puntos porcentuales más en los hombres y ocho puntos porcentuales adicionales en mujeres, respecto a las estimaciones correspondiente al umbral de los 60 años. Debe tenerse en cuenta, no obstante, que estos porcentajes subestiman la proporción de trabajadores que logran alcanzar el mínimo de años de servicio requerido para configurar causal, dada la existencia de servicios bonificados, y del cómputo adicional por hijo en el caso de las mujeres.

Los valores hallados para las Cajas Paraestatales resultan algo más elevados, aunque nuevamente se observa que una parte significativa de los trabajadores no alcanzaría el causal jubilatorio a los 60 años de edad. Los resultados obtenidos para la CNSS indican que el 62% de los escribanos y el 55% de las escribanas lograrían acumular a los 60 años de edad al menos 30 años de servicio. Para la CJPB, el 68% de los hombres y el 66% de las mujeres configurarían causal jubilatorio a los 60 años de edad, dado que lograrían acumular al menos 30 años de servicio. Finalmente, en la CJPPU, el 59% de los hombres y el 43% de las mujeres alcanzarían a tener 30 años de servicios computados a sus 60 años de edad.

Al analizar los resultados obtenidos, es necesario tener en cuenta algunas precauciones. En primer lugar, que los resultados presentados se basan en contribuciones directas a cada subsistema y, por tanto, la posibilidad de acumular servicios entre distintos organismos puede generar que las proporciones de personas que logran configurar causal jubilatorio común sean mayores. En segundo lugar, debe tenerse en cuenta que, en la CJPPU y la CNSS, las historias laborales tienen un comienzo más tardío, puesto que la condición de afiliado depende de haber completado una carrera universitaria. En el caso de la CNSS, esta misma característica determina que, a pesar de contar con densidades de cotización sustancialmente mayores a las del BPS, la brecha no sea tan significativa en las proporciones de trabajadores que alcanzan 30 años de aportes a los 60 años de edad.

Las estimaciones sobre historias laborales son particularmente importantes a la hora de calibrar un posible ajuste paramétrico del causal jubilatorio, puesto que ofrecen una información aproximada de la cantidad de personas que, efectivamente, estaría siendo afectada por modificaciones en el perfil de las mismas. A modo de ejemplo, un eventual incremento en la edad mínima jubilatoria desde los 60 años de edad a una edad superior, no afectaría a todos los trabajadores considerados, puesto que muchos no logran configurar causal jubilatorio a los 60 años y, por lo tanto, no podrían jubilarse al llegar a esta edad. Según las simulaciones realizadas en este trabajo, esta medida afectaría, aproximadamente, al 50% de los afiliados a BPS, en particular, a los trabajadores con mejor inserción laboral (mejor densidad de cotización y mayores salarios). Por otra parte, un incremento en los años de aporte requeridos, por ejemplo pasando de 30 a 35 años, podría generar problemas adicionales para que los afiliados a BPS alcancen el causal jubilatorio. Esta medida afectaría principalmente a quienes tienen mayores dificultades para alcanzar el causal por tener menor densidad de cotizaciones (perfiles asociados a menores salarios).

El análisis exploratorio de los rendimientos jubilatorios revela que la gran mayoría de los trabajadores del bloque principal del sistema que logran alcanzar causal jubilatorio antes de los 65 años, tendrían rendimientos superiores al correspondiente a la neutralidad actuarial, es decir, percibirían por concepto de prestaciones jubilatorias un monto superior al que se corresponde con los aportes realizados durante la etapa laboral activa. A partir de este resultado, podría concluirse, entonces, que para la amplia mayoría de los trabajadores que acceden a una jubilación común en el subsistema principal, solo una parte de su jubilación tiene como sustento los aportes realizados durante su etapa activa y que, por tanto, el resto del monto percibido por este concepto corresponde a una transferencia monetaria propiamente dicha otorgada por el sistema de seguridad social.

La relación entre el indicador de rendimiento jubilatorio y los montos de jubilación que recibirán los trabajadores no parece depender del entorno laboral y macroeconómico. En efecto, los rendimientos jubilatorios resultan similares para todos los montos de jubilaciones, con excepción de las jubilaciones más elevadas y las jubilaciones mínimas, en las cuales se aprecia mayor heterogeneidad. Es importante tener presente que la existencia de rendimientos similares implica transferencias monetarias heterogéneas. A modo de ejemplo, el hecho de que un tercio de la jubilación responda a una transferencia propiamente dicha implica una transferencia mensual del sistema de $4.666 si la jubilación es del orden de los $14.000, en tanto que si la jubilación se ubica en torno a los $30.000, la transferencia se eleva hasta $10.000 mensuales.

En el caso de las Cajas Paraestatales, los rendimientos jubilatorios presentan dos realidades diferentes. La CJPB y la CNSS, sobre las cuales se han realizado adecuaciones paramétricas en los últimos años, presentan rendimientos muy cercanos al equilibrio actuarial. En el caso de la CJPPU, los rendimientos, al igual que ocurre en el bloque principal del sistema, muestran un desajuste importante, donde las pasividades superarían significativamente a los aportes realizados durante la etapa laboral activa. Cabe señalar, no obstante, que la CJPPU tiene un Ante-proyecto de ajuste ya formulado y que los rendimientos jubilatorios simulados utilizando los parámetros del anteproyecto de reforma muestran un perfil más equilibrado. Es importante tener presente que las Cajas Paraestatales cubren a poblaciones donde la expectativa de vida es mayor al promedio. En la medida en que el ejercicio realizado aplicó, en todos los casos, las expectativas de vida correspondientes al total de la población, los rendimientos jubilatorios obtenidos tienen un sesgo a la baja, si se los compara con estimaciones realizadas a partir de tablas de mortalidad específicas para cada uno de los subsistemas.

Referencias bibliográficas

ANIF (2016). "Densidad en cotizaciones a seguridad social (2016 vs. 2012)". Comentario económico del día, Centro de Estudios Económicos, Asociación Nacional de Instituciones Financieras.

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 Zunino G. (2020).A. "Historias laborales y densidad de cotizaciones al sistema de pensiones de Uruguay". Banco Mundial. Buenos Aires, Argentina.

Apella, I. y Zunino G. (2020).B. "Historias laborales y densidad de cotización en el sistema de pensiones de México". Banco Mundial, Ciudad de México.

Arenas de Mesa, A., Behrman, J. y Bravo, D. (2004). "Characteristics of and Determinants of the Density of Contributions in a Private Social Security System".WorkingPaper 2004-077, RetirementResearch Center, University of Michigan.

Arenas de Mesa, A., Llanes, M. C., y Miranda Bravo, F. (2006). "Protección social efectiva, calidad de la cobertura, equidad y efectos distributivos del sistema de pensiones en Chile". CEPAL - SERIE Financiamiento del desarrollo.

Argueta, N., Bolaños Cámbara, F., y Rivera, M. E. (2015). "Una nueva mirada a los desafíos de cobertura del Sistema de Pensiones en El Salvador: la densidad individual de las cotizaciones". Estudios sobre políticas públicas Nro. 4, FundaUngo.

Bernstein, S., Larraín, G. y Pino, F. (2005). "Cobertura, densidad y pensiones en Chile: proyecciones a 20 años plazo". Documento de Trabajo No. 12, Serie de Documentos de Trabajo, Superintendencia de Administradoras de Fondos de Pensiones.

Bertranou, F. y Sánchez, A. (2003). "Características y determinantes de la densidad de aportes a la Seguridad Social en la Argentina 1994-2001". Oficina Internacional del Trabajo (OIT).

Botello Peñaloza, H. A. (2018). "Determinantes de la densidad de contribución, tasas de reemplazo y transición en el sistema pensional colombiano". Facultad de Economía, Universidad Nacional de Colombia.

Braham, M. B. y Marouani, M. A. (2016). "Determinants of Contribution Density of the Tunisian Pension System: A Cross Sectional Analysis". ERF Working Paper.

Bucheli, M., Ferreira-Coimbra, N., Forteza, A., y Rossi, I. (2006)."El Acceso a la Jubilación o Pensión en Uruguay: ¿Cuántos y Quiénes lo Lograrían?". Documento de Trabajo No. 01/06, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, UDELAR.

CAF (2018). "Brechas de género en América Latina. Un estado de situación". Banco de Desarrollo de América Latina.

CAF (2020). "Los sistemas de Pensiones y Salud en América Latina. Los desafíos del envejecimiento, el cambio tecnológico y la informalidad". Banco de Desarrollo de América Latina.

Castañón, V. y Ferreira, O. F. (2017). "Densidades de cotización en el sistema de ahorro para el retiro en México". Boletín de CEMLA, Volumen LXIII, Edición 3.

CEF (2017). "Tasas de Reemplazo del Sistema Previsional Mixto". Centro de Estudios Fiscales.

Chiliatto-Leite, M. V. (2017). "Densidade de contribuição na previdência social do Brasil". Série Estudos e Perspectivas, Escritório da CEPAL em Brasília.

Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) (2018). "Panorama Social de América Latina 2017". LC/PUB.2018/1-P, Santiago, 2018.

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.

Forteza, A. y Mussio, I. (2012). "Contribution Densities and Transitions in Social Security.The case of Jordan." Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, UDELAR.

Herrerías y Zamarripa (2018). "Ahorro para el retiro en Mexico: impacto de la densidad de cotización en el saldo de la cuenta individual y la pensión previsional". Ciencias Administrativas Teoría y Praxis. Núm. 1Año 14, Enero-Junio 2018, pp. 115-130

OECD (2013). "Study on replacement rates and other issues related to pension systems". OECD study on request of Chilean Presidential Advisory Committee on the Pension System

OECD/IDB/The World Bank (2014). "Pensions at a Glance: Latin America and the Caribbean". OECD Publishing, Paris.

OSS (2019). "Inequidades de género y su impacto sobre el sistema de seguridad social". Informe Nro. 7, Observatorio de Seguridad Social.

Zunino, G.; Caporale, F.; Souto, A.; y Pereira, M. (2019). "Presente y Futuro del Sistema de Seguridad Social en Uruguay". Centro de Investigaciones Económicas.

.

Anexo 1

Metodología de estimación del acceso a causal jubilatorio[24]

Esta sección desarrolla la metodología econométrica utilizada en los capítulos 5 y 6 para estimar la proporción de trabajadores que alcanzarían el causal jubilatorio a diferentes edades. La metodología utilizada consta de dos etapas. 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.

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 bien 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:

$$prob(a_{j-1} < T \leq a_j) = F(a_j) - F(a_{j-1}) = S(a_{j-1}) - S(a_j) \qquad (1.1)$$

Donde $F(.)$ es la función de distribución acumulada o función de falla (failurefunction) y $S(.) = 1 - F(.)$ 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, la cual se define como:

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

$$h(a_j) = \frac{prob(a_{j-1} < T \leq a_j)}{prob(T > a_{j-1})} \qquad (1.2)$$

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

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:

$$S(j) = (1 - h_1)(1 - h_2)(1 - h_3)\dots(1 - h_{j-1})(1 - h_j) \qquad (1.3)$$

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

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

[24] La presente sección se basa en Apella (2010)

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

$$F(j) = 1 - \prod_{j}^{k=1} (1 - h_k) \qquad (1.4)$$

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

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

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

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

$$f_j = \left(\frac{h_j}{1-h_j}\right) \prod_{j}^{k=1} (1 - h_k) \qquad (1.5)$$

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:

$$\Gamma(u_i) = \left[\frac{h_{iT_i}}{1-h_{iT_i}}\right]^{y_{iT_i}} \prod_{t=1}^{T_i} (1-h_{it}) \quad (1.6)$$

Asumiendo que u_i se encuentra normalmente distribuida con media cero y varianza σ_i^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:

$$h_{it} = Pr(y_{it} = 1) = Pr(e_{it} < x_{it}'\beta + \gamma_t + u_i) = 1 - exp(-exp(x_{it}'\beta + \gamma_t + u_i)) \quad (1.7)$$

Donde γ_t es la función de riesgo base.[25] 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}:

$$log\left[-log\left(1-h(t,X_t)\right)\right] = x_{it}'\beta + \gamma_t + u_i \quad (1.8)$$

Para identificar γ_t se deben realizar algunos supuestos adicionales sobre la forma funcional subyacente. 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 pude 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 del último mes disponible en la base de datos (diciembre de 2015 para BPS, 2017 para la CNSS que presenta datos anuales, diciembre de 2019 para la CJPB y julio de 2020 para la CJPPU). 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 del primer mes de la muestra de historias laborales

[25] Para un mayor detalle ver Jenkins (2005).

(abril de 1996para BPS, 2011 para la CNSS que presenta datos anuales, enero de 2009 para la CJPB y agosto de 2005 para la CJPPU), se encuentran censurados por la izquierda. Por tal motivo, estos 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, las bases de datos de historias laborales disponibles capturan a todos los trabajadores que contribuyeron al menos en una ocasión en la ventana temporal comprendida. 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 enero de 1996, mientras que el segundo trabajador entra en la ventana el primero es excluido (en el caso de la base de BPS).

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.

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. 2006). 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 $\left(SD(u_i)\right)$:

$$\tilde{u}_i = SD(u_i).\tilde{z}; \qquad \tilde{z} \sim Normal(0,1)$$

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

$$log\left(-log\left(1-\tilde{h}_{it}\right)\right) = x_{it}'\hat{\beta} + \tilde{\gamma}_t + \tilde{u}_i \qquad (1.9)$$

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 70 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.

Anexo 2

Metodología para la simulación de trayectorias de ingresos

Siguiendo a Forteza *et al.* (2009) para la simulación de las trayectorias de ingresos se estiman dos ecuaciones. El ingreso correspondiente al primer período del spell contributivo del individuo se modela con una ecuación estática, mientras que los salarios a partir del segundo período del spell contributivo se modelan siguiendo una ecuación dinámica.

Se estiman modelos diferentes según el sexo de los cotizantes, salvo en el caso de la CNSS, donde se tienen en cuenta todos los individuos a la hora de estimar. Para los ingresos posteriores al primer período del spell contributivo, la ecuación considerada es similar a la siguiente:

$$ln(w_{i,t}) = \rho\, ln\,(w_{i,t-1}) + \beta_1\, ldur_{i,t} + \beta_2\, edad_{i,t} + \beta_3\, edad_{i,t}^2 + v_i + e_{i,t} \qquad (2.1)$$

donde $w_{i,t}$ es el salario actualizado por el Índice Medio de Salarios correspondiente al individuo *i* en el momento *t*, $ldur_{i,t}$ es la duración de la permanencia del individuo en el estado contributivo, $edad_{i,t}$ es la edad del cotizante, v_i es una característica inobservable invariante en el tiempo asociada al individuo *i*, y $e_{i,t}$ es el error de estimación que se asume que distribuye normal con media 0 y varianza σ_i^2. Para el caso del BPS, se agregan una variable que vale uno en los meses en que se percibe el aguinaldo, y otra que vale uno para los trabajadores del sector público. Por su parte, al modelar los ingresos de los afiliados a la CJPB, se adicionan al modelo dummies mensuales. Finalmente, en el caso de la CNSS, no se incluye la variable duración, pero sí la variable Sexo, que vale uno para las mujeres. Se utiliza el estimador de efectos fijos para los modelos de BPS y CJPB, mientras que se utiliza el de efectos aleatorios para la CNSS.

La segunda ecuación se aplica al primer mes del período contributivo de los individuos, excepto cuando éstos interrumpen dicho período por menos de tres meses. Para la CNSS, la interrupción a partir de la cual aplica este modelo es mayor a 10 años. En ambos casos, cuando el individuo entra en un período de no contribución pero permanece en este estado por un plazo menor, se procede a estimar el ingreso como si no hubiera existido interrupción en el período de cotización, y luego se imputa ingreso 0 en estos meses de no cotización.

Hecha esta excepción, para el primer mes del período contributivo, se estima la siguiente ecuación haciendo un pooled MCO:

$$ln(b_i) = \alpha_1 + \alpha_2\, edad_i + \alpha_3\, edad_i^2 + \alpha_4 \hat{v}_i + \varepsilon_i \qquad (2.2)$$

donde b_i es el ingreso promedio del primer año (doce meses) del spell contributivo actualizado por el IMS, $edad_i$ es la edad del individuo *i*, y $\hat{v}_i$ es el efecto individual estimado en la ecuación (2.1).

A continuación se presentan los resultados de las estimaciones correspondientes al BPS, la CNSS, y la CJPB.

Tabla A2.1:

Estimación de los ingresos laborales, ecuación (2.1) – Bloque principal

	Hombre	Mujer
Ln ($w_{i,t-1}$)	**0.623*** **	**0.687*** **
	0.000	*0.000*
Ln duración	**0.010*** **	**0.001*** **
	0.000	*0.000*
Edad	**0.023*** **	**0.017*** **
	0.000	*0.000*
Edad2	**-0.012*** **	**-0.006*** **
	0.000	*0.000*
Aguinaldo	**0.354*** **	**0.352*** **
	0.000	*0.000*
Público	**-0.149*** **	**-0.108*** **
	0.001	*0.001*
C	**2.923*** **	**2.374*** **
	0.004	*0.004*
Observaciones	5,580,850	4,613,587
R^2	0.583	0.669

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

Tabla A2.2:

Estimación de los ingresos laborales, ecuación (2.2) – Bloque principal

	Hombre	Mujer
Edad	**0.0444*** **	**0.033*** **
	0.002	*0.002*
Edad2	**-0.016*** **	**-0.001**
	0.002	*0.003*
V	**2.193*** **	**2.452*** **
	0.008	*0.010*
C	**8.309*** **	**8.231*** **
	0.031	*0.035*
Observaciones	86,647	61,517
R^2	0.486	0.507

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

Tabla A2.3:

Estimación de los ingresos laborales, ecuación (2.1) – Caja Notarial

Ln ($w_{i,t-1}$)	**0.413*** **
	0.004
Edad	**0.00617**
	0.005
Edad2	**-0.00825**
	0.006
Sexo	**-0.134*** **
	0.014
C	**7.971*** **
	0.115
Observaciones	30,332
R^2	0.554

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

Tabla A2.4:

Estimación de los ingresos laborales, ecuación (2.2) Caja Notarial

Edad	**0.258*** **
	0.010
Edad2	**-0.271*** **
	0.012
V	**1.597*** **
	0.031
Sexo	**-0.190*** **
	0.026
C	**7.835*** **
	0.204
Observaciones	6,720
R^2	0.393

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

Tabla A2.5:

Estimación de los ingresos laborales, ecuación (2.1) – Caja Bancaria

	Viejas instituciones		Nuevas instituciones	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Ln ($w_{i,t-1}$)	**0.284*** **	**0.291*** **	**0.386*** **	**0.346*** **
	0.003	*0.002*	*0.002*	*0.002*
Ln duración	**0.044*** **	**0.035*** **	**0.021*** **	**0.044*** **
	0.002	*0.001*	*0.002*	*0.001*
Edad	**0.120*** **	**0.120*** **	**0.072*** **	**0.054*** **
	0.002	*0.002*	*0.001*	*0.001*
Edad2	**-0.121*** **	**-0.121*** **	**-0.064*** **	**-0.039*** **
	0.002	*0.002*	*0.001*	*0.001*
C	**5.209*** **	**5.093*** **	**4.602*** **	**5.202*** **
	0.040	*0 .033*	*0.036*	*0.024*
Observaciones	111,435	174,780	110,038	223,036
R^2	0.583	0.537	0.486	0.468

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

Tabla A2.6:

Estimación de los ingresos laborales, ecuación (2.2) – Caja Bancaria

	Viejas instituciones		Nuevas instituciones	
	Hombre	Mujer	Hombre	Mujer
Edad	**0.180*** **	**0.185*** **	**0.122*** **	**0.091*** **
	0.004	*0.004*	*0.003*	*0.002*
Edad2	**-0.186*** **	**-0.194*** **	**-0.113*** **	**-0.071*** **
	0.005	*0.005*	*0.004*	*0.003*
v	**1.319*** **	**1.350*** **	**1.547*** **	**1.468*** **
	0.013	*0.011*	*0.014*	*0.010*
C	**7.543*** **	**7.401*** **	**7.810*** **	**8.328*** **
	0.066	*0 .059*	*0.055*	*0.038*
Observaciones	1,731	2,895	1,724	3,928
R^2	0.894	0.878	0.882	0.852

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

A partir de estas estimaciones, se simulan trayectorias de ingreso. Esto es, el ingreso de estos nuevos individuos se computa utilizando las siguientes dos ecuaciones:

$$ln(\tilde{b}_i) = \hat{\alpha}_1 + \hat{\alpha}_2\, edad_i + \hat{\alpha}_3\, edad_i^2 + \hat{\alpha}_4 \tilde{v}_i + \hat{\sigma}_\varepsilon \tilde{z}_i$$

$$ln(\tilde{w}_{i,s}) = \hat{\rho}\, ln(\tilde{w}_{i,s-1}) + \hat{\beta}_1\, \widetilde{ldur}_{i,s} + \hat{\beta}_2 edad_{i,s} + \hat{\beta}_3 edad_{i,s}^2 + \tilde{v}_i$$

donde $\hat{\sigma}_\varepsilon$ es el error estándar de la regresión (2), y $\tilde{z}_i$ son valores extraídos de una distribución normal estándar, y, nuevamente, $\hat{v}_i$ es el efecto individual estimado en la ecuación (1). Asimismo, dado que se busca predecir el ingreso de individuos simulados (no pertenecientes a las muestras), es necesario simular efectos los individuales, lo que se hace de la siguiente forma:

$$\tilde{v}_i = \hat{\sigma}_v \tilde{z}_i \qquad (2.3)$$

donde $\hat{\sigma}_v$ es la raíz cuadrada de la distribución de los efectos individuales en la ecuación (2.1). Finalmente, es pertinente aclarar que $\widetilde{ldur}_{i,s}$ depende de los spells de cotización y no cotización simulados como se describe en el apartado anterior.

Anexo 3

Parámetros del Sistema de Seguridad Social

A continuación se actualizan algunos cuadros que resumen los parámetros del Sistema de Seguridad Social en Uruguay, presentados en Zunino et al. (2019). En particular, se exponen aquellos que resultan relevantes para los ejercicios planteados en el presente trabajo y cuya información se vio modificada por la Ley Nº 19.826, aprobada en setiembre de 2019, que introdujo modificaciones al régimen previsional de la Caja Notarial de Seguridad Social, o aquellos en donde el Anteproyecto de reforma presentado por la Caja de Jubilaciones y Pensiones de los Profesionales Universitarios introduce adecuaciones a su régimen.

Tabla A3.1

Aportes Personales (valores a enero de 2019)

BPS – AFAP's - Aseguradoras	15% de las asignaciones computables, si éstas: • No superan los $ 57.846: → Sin Art. 8: Totalidad al BPS → Con Art. 8: 50% al BPS y 50% a la AFAP • Se encuentran entre $ 57.846 y $ 86.770: → Sin Art. 8: Aportes por $ 57.846 al BPS, el resto a la AFAP. → Con Art. 8*: 50% de los aportes por $ 57.846 a la AFAP, el resto al BPS. • Superan los $ 86.770: Aportes por $ 57.846 al BPS, el resto a la AFAP No es obligatorio aportar por las asignaciones computables que superen los $ 173.539. ** Recordar que la opción del Artículo 8 puede realizarse cuando los ingresos son inferiores a $ 57.846.*
CJPB	• Afiliados pertenecientes a las instituciones A, B, C, D, E, J, K –propiedad de las anteriores- y trabajadores de la CJPB: 17,5% de las asignaciones computables. • Afiliados pertenecientes a las instituciones F, G, H, I y K –propiedad de las anteriores-: 15% de las asignaciones computables.
CNSS	• Afiliados escribanos: 18,5% de las asignaciones computables (existe una escala de aportes mínimos anuales en función de la antigüedad) • Afiliados empleados: 18% de las asignaciones computables. Para ambos casos, se establece que, cada cuatro años, las tasas personales de aportación pueden aumentar o disminuir en 0,5% dependiendo de la evolución del resultado operativo del organismo, hasta por un máximo de 1%.
CJPPU	• Afiliados profesionales: 16,5% del sueldo ficto de la categoría que corresponda. Si el afiliado declaró ejercicio desde su afiliación, el aporte es por el 50% de dicha cifra durante los primeros 12 meses de ejercicio continuado en la primera categoría. • Empleados de la CJPPU: 16,5% de las remuneraciones nominales.
SRPFFAA	• 15% sobre las partidas que constituyan materia gravada.
SRPP	• 15% sobre las partidas que constituyan materia gravada.

Fuente: Elaboración propia a partir de información proveniente de las instituciones que conforman el Sistema de Seguridad Social de Uruguay.

Tabla A3.2

Causales jubilatorias

BPS - AFAP's - Aseguradoras	• Común: Mínimo de 30 años de servicio y 60 años de edad. • Por incapacidad total: Incapacidad absoluta y permanente para todo trabajo sobrevenida: → En actividad o período de inactividad compensada: Mínimo de 2 años de servicios (6 meses para menores de 25 años). → A causa o en ocasión del trabajo: Cualquier tiempo de servicios. → Luego del cese en la actividad o del vencimiento del período de inactividad compensada: Mínimo de 10 años de servicios, residencia en el país desde el cese y no ser beneficiario de otra jubilación. • Por edad avanzada: Mínimo de: a) 15 años de servicio y 70 años de edad; b) 17 años de servicio y 69 años de edad; c) 19 años de servicio y 68 años de edad; d) 21 años de servicio y 67 años de edad; e) 23 años de servicio y 66 años de edad; o f) 25 años de servicio y 65 años de edad. Es incompatible con cualquier otra jubilación, retiro o subsidio transitorio por incapacidad parcial, salvo la prestación que provenga del régimen de jubilación por ahorro individual. Sin perjuicio de lo anterior, en el caso del pilar de ahorro individual, a partir de los 65 años de edad los afiliados tienen derecho a percibir las prestaciones, aún sin haber configurado causal jubilatoria ni cesado en la actividad, quedando eximidos de continuar aportando a este régimen. En caso de que el afiliado se incapacite en forma absoluta y permanente para todo trabajo y no tenga derecho a una jubilación por incapacidad total, puede optar por el reintegro de los fondos acumulados o por su transferencia a una empresa aseguradora y la obtención de una prestación mensual.
CJPB	• Común: Mínimo de 30 años de servicio y 60 años de edad. • Por incapacidad total: Incapacidad absoluta y permanente para todo trabajo sobrevenida: → En actividad o período de inactividad compensada: Mínimo de 2 años de servicios (6 meses para menores de 25 años). → A causa o en ocasión del trabajo: Cualquier tiempo de servicios. → Luego del cese en la actividad o del vencimiento del período de inactividad compensada: Mínimo de 10 años de servicios, residencia en el país desde el cese y no ser beneficiario de otra jubilación. • Por edad avanzada: Mínimo de: a) 15 años de servicio y 70 años de edad; b) 17 años de servicio y 69 años de edad; c) 19 años de servicio y 68 años de edad; d) 21 años de servicio y 67 años de edad; e) 23 años de servicio y 66 años de edad; o f) 25 años de servicio y 65 años de edad. Es incompatible con cualquier otra jubilación, retiro o subsidio transitorio por incapacidad parcial, salvo la prestación que provenga del régimen de jubilación por ahorro individual.
CNSS	• Común: Mínimo de: a) 35 años de servicio y 60 años de edad; b) 34 años de servicio y 61 años de edad; c) 33 años de servicio y 62 años de edad; d) 32 años de servicio y 63 años de edad; e) 31 años de servicio y 64 años de edad; o f) 30 años de servicio y 65 años de edad. • Por incapacidad total: Incapacidad absoluta y permanente para todo trabajo o para el empleo o profesión habitual sobrevenida: → En actividad o período de inactividad compensada: Cualquier tiempo de servicios. → Luego del cese en la actividad: Mínimo de 10 años de servicios y no ser beneficiario de otra jubilación. • Por edad avanzada: Mínimo de 15 años de servicio y 70 años de edad. Es incompatible con cualquier otra jubilación, retiro o subsidio transitorio por incapacidad parcial, salvo la prestación que provenga del régimen de jubilación por ahorro individual.
CJPPU	• Común: a) Mínimo de 30 años de servicios profesionales y 60 años de edad; o b) mínimo de 35 años de servicios en los restantes casos o si se acumulan servicios amparados por otros institutos de seguridad social y 60 años de edad • Por incapacidad: Incapacidad absoluta y permanente, que impide el ejercicio de la profesión universitaria, sobrevenida: → En actividad: Mínimo de 2 años de servicios, de los cuales 6 meses como mínimo deben ser inmediatamente previos a la incapacidad (para menores de 30 años se exige sólo esto último). → A causa o en ocasión del trabajo: Cualquier tiempo de servicios. → Luego del cese en la actividad: Dentro de los dos años posteriores al cese, mínimo de 10 años de servicios y no ser beneficiario de otra jubilación. • Por edad avanzada: Mínimo de 15 años de servicio y 70 años de edad. Es compatible con el goce de otra jubilación o retiro. *El Anteproyecto de reforma presentado por la CJPPU eleva de 60 a 65 años de edad el mínimo requerido para*

	configurar causal de jubilación común, manteniendo incambiado el requerimiento mínimo de años de servicio.
SRPFFAA	• Común: → Retiro voluntario: Mínimo de 30 años de servicios computados y 60 años de edad. → Retiro obligatorio: Debe pasar cuando se cumplen los siguientes supuestos: 1. Los Comandantes en Jefe de las Fuerzas Armadas y el Jefe del Estado Mayor de la Defensa: por haber completado 5 años de permanencia en el cargo, por haber completado 8 años desde su ascenso al grado de Oficial General o por cese dispuesto por el Poder Ejecutivo. 2. Por el cumplimiento de las siguientes edades reales: a. General del Ejército, Almirante y General del Aire: 65 años. b. General, Contralmirante y Brigadier: 65 años. c. Coronel y Capitán de Navío: 63 años. d. Teniente Coronel y Capitán de Fragata: 58 años. e. Mayor y Capitán de Corbeta: 58 años. f. Capitán y Teniente de Navío: 58 años. g. Teniente 1º y Alférez de Navío: 58 años. h. Teniente 2º y Alférez de Fragata: 58 años. i. Alférez y Guardia Marina: 58 años. j. Sub Oficial Mayor y Sub Oficial de Cargo: 57 años. k. Sargento 1º y Sub Oficial 1º Clase: 55 años. l. Sargento 2º y Sub Oficial 2º Clase: 55 años. m. Cabo 1º y equivalentes: 53 años. n. Cabo 2º y equivalentes: 53 años. o. Soldado Especialista y equivalentes: 55 años. p. Soldado 1º, Marinero 1º y equivalentes: 48 años. Además, para los literales a) a i) se exige un mínimo de 25 años de servicios militares efectivos y para los literales j) a p) un mínimo de 22. 3. Los Oficiales Generales o equivalentes: por haber completado 6 años de permanencia en el grado (para quienes asciendan o hubieran ascendido a dicho grado luego de la entrada en vigencia de la Ley 19.189), o por iniciativa del Poder Ejecutivo con venia de la Cámara de Senadores o de la Comisión Permanente cuando corresponda. • Por incapacidad: Incapacidad física o mental constatada por la Junta o Comisión Médica de la Dirección Nacional de Sanidad de las Fuerzas Armadas → Retiro por acto de servicio: Por incapacidad completa o incompleta para la actividad militar sobrevenida en acto de servicio o en ocasión de éste cualquiera sea el período de los servicios. En el caso de la incapacidad incompleta pasa a retiro cuando se determine que el funcionario no puede continuar en actividad militar. → En actividad: Por incapacidad absoluta y permanente con mínimo de 2 años de servicios (6 meses para menores de 25 años). → Luego del cese de la actividad: Por incapacidad absoluta y permanente sobrevenida en los 2 años siguientes al cese y un mínimo de 10 años de servicios, siempre que el afiliado haya mantenido residencia en el país y no fuera beneficiario de otra jubilación. • Por edad avanzada: Mínimo de: a) 15 años de servicio y 70 años de edad; b) 17 años de servicio y 69 años de edad; c) 19 años de servicio y 68 años de edad; d) 21 años de servicio y 67 años de edad; e) 23 años de servicio y 66 años de edad; o f) 25 años de servicio y 65 años de edad. Es incompatible con cualquier otra jubilación, retiro o subsidio transitorio por incapacidad parcial, salvo la prestación que provenga del régimen de jubilación por ahorro individual.
SRPP	• Común: Mínimo de 60 años de edad y un mínimo de 35 años de servicios. • Por incapacidad total: Se configura por la ocurrencia de cualesquiera de los siguientes supuestos: → Incapacidad absoluta y permanente para todo trabajo: ▪ Sobrevenida en actividad o en período de subsidio transitorio por incapacidad (6 meses para menores de 25 años) ▪ A causa o en ocasión del trabajo, cualquiera sea el tiempo de servicios. ▪ Sobrevenida dentro de los 2 años siguientes al cese voluntario en actividad o al vencimiento del período de subsidio transitorio por discapacidad, cualquiera fuere su causa, con un mínimo de 10 años de servicios policiales efectivos y si no fuera beneficiario de otra jubilación. → Por el cumplimiento de 60 años de edad del afiliado que no fuere beneficiario de otra jubilación o retiro, cuando este haya sido beneficiario del subsidio transitorio por discapacidad parcial por el término máximo de este. • Por incapacidad por acto directo de servicio: Por la ocurrencia de incapacidad absoluta y permanente para

	toda tarea, a causa o en ocasión de la prevención, investigación, represión y combate de siniestros, accidentales o no, o de los delitos y faltas contenidos en el Código Penal, leyes especiales y contravenciones administrativas en que esté dispuesta la intervención del personal policial, cualquiera sea el tiempo de los servicios policiales prestados. • Por edad avanzada: 70 años de edad y un mínimo de 15 años de servicios. Es incompatible con cualquier otra jubilación, retiro o subsidio transitorio por incapacidad parcial.

Fuente: Elaboración propia a partir de información proveniente de las instituciones que conforman el Sistema de Seguridad Social de Uruguay.

Tabla A3.3

Sueldo básico jubilatorio (valores a enero de 2019)

BPS	• El mayor entre los 10 últimos años de servicios -limitado al promedio mensual de los 20 mejores años, incrementado en un 5%- y los 20 mejores años. • Actualización: Variaciones del Índice Medio de Salarios (IMS) elaborado por el INE. • Sólo se toman en cuenta asignaciones computables hasta el monto de $ 57.846. En el caso de quienes optaron por el artículo 8 de la Ley 16.713, se toma como asignación computable la menor cifra entre $ 57.846 y el monto por el que efectivamente se aportó, multiplicado por 1,5.
CJPB	• El mayor entre los 10 últimos años y los mejores 20 años de servicios. • Actualización: Variaciones del Índice Medio de Salarios (IMS) elaborado por el INE.
CNSS	→ En el caso de afiliados escribanos, los 30 mejores años de servicios. → En el caso de afiliados empleados, el mayor entre los 10 últimos años de servicios -limitado al promedio mensual de los 20mejores años, incrementado en un 5%- y los 20 mejores años. → En el caso de individuos con doble afiliación (escribano y empleado) que configuren causales jubilatorias por sendas actividades independientemente, la suma de ambos sueldos básicos. • Actualización: variaciones del Índice General de Precios del Consumo (IPC) elaborado por el INE. • Ningún sueldo básico puede superar la suma de $ 216.400 actualmente, excepto el sueldo básico previsto para quienes tengan doble afiliación (tope: $281.320). El sueldo básico mínimo para los escribanos es un quinto del máximo, siempre que se tengan al menos 25 años de actividad exclusiva como escribano, los últimos 5 años de actividad sean como escribano y que no se tenga derecho a prestaciones en otro organismo.
CJPPU	→ En el caso de los profesionales, los 3 últimos años de actividad → En el caso de los empleados de la CJPPU, el mayor entre los 10 últimos años de servicios -limitado al promedio mensual de los 20 mejores años, incrementado en un 5%- y los 20 mejores años. • Actualización: Variaciones del Índice Medio de Salarios (IMS) elaborado por el INE. *El Anteproyecto de reforma presentado por la CJPPU establece la consideración de los últimos 12 años de actividad profesional para el cálculo del sueldo básico jubilatorio.*
SRPFFAA	• Promedio mensual de las asignaciones computables actualizadas de los últimos 60 meses de servicios militares efectivos. • Actualización: Variaciones del Índice Medio de Salarios (IMS) elaborado por el INE. • Asignaciones docentes: Si se computaran asignaciones docentes, se incorpora al SBJ tantas veinteavas partes como años en el ejercicio de dichas funciones docentes compute, con un máximo de 20, del promedio mensual actualizado de las asignaciones docentes percibidas por el titular en los últimos 60 meses. • Compensaciones: Las asignaciones percibidas en actividad por las que se abone montepío, serán considerada en forma independiente, debiéndose acreditar la percepción de la misma durante por lo menos 12 meses continuos o discontinuos. El monto a incorporar al SBJ equivale a tantas veinteavas partes como años en el ejercicio de los respectivos cargos o funciones compute, con un máximo de 20 años, del promedio mensual actualizado de tales asignaciones.
SRPP	• Promedio mensual actualizado de todas las asignaciones computables sujetas a montepío de los últimos 60 meses computados anteriores al cese. Si fuera más favorable para el funcionario, y en tanto lo pueda acreditar fehacientemente, el SBJ será el promedio de los 5 años de mejores asignaciones computables actualizadas. • Actualización: Variaciones del Índice Medio de Salarios (IMS) elaborado por el INE.

Fuente: Elaboración propia a partir de información proveniente de las instituciones que conforman el Sistema de Seguridad Social de Uruguay.

Tabla A3.4

Asignación de jubilación (Tasa de reemplazo)

BPS	• Común: Los siguientes porcentajes del SBJ: → 45% cuando se computen como mínimo 30 años de servicio. → 1% adicional por cada año de servicio que exceda de 30, hasta los 35 años de servicio. → 0,5% adicional por cada año de servicio que exceda los 35 al momento de configurarse el causal, con un tope de 2,5%. → A partir de los 60 años de edad, 3% adicional por cada año de edad que se difiera el retiro después de haberse completado 35 años de servicio, con un máximo de 30%. De no contarse a dicha edad con 35 años de servicio, se adicionará un 2% por cada año de edad que supere los 60, hasta llegar a los 70 años de edad o hasta completar 35 años de servicio. En este último caso, a partir ese momento, se aplicará la adición del 3% por cada año que se difiera el retiro hasta los 70 años de edad. Tratándose de actividades bonificadas, los porcentajes adicionales previstos se aplicarán sobre la edad y el tiempo de servicios bonificados. • Por incapacidad total: 65% del SBJ • Por edad avanzada: 50% del SBJ al configurarse causal; adicionando 1% por cada año que exceda la cantidad mínima de años de servicio, con un máximo de 14%.
Pilar de Ahorro Individual	• Común y por edad avanzada: La asignación inicial se determina en base al saldo acumulado en la cuenta de ahorro individual, a la fecha de traspaso de los fondos desde la AFAP a la empresa aseguradora; a la tasa de interés respectiva; y a la expectativa de vida del afiliado que indiquen las tablas generales al momento de la configuración de la causal, del cese o de la solicitud de la prestación, según cuál fuera posterior. • La jubilación por incapacidad total es igual al 45% del promedio mensual de las asignaciones computables actualizadas al mes inmediato anterior al inicio del servicio de la pasividad de acuerdo al Índice Medio de Salarios, sobre las que se aportó al Fondo Previsional en los últimos diez años de actividad o período efectivo menor de aportación.
CJPB y CJPPU	• Común: Los siguientes porcentajes del SBJ: → 50% cuando se cumplan los requisitos mínimos para configurar causal. → 0,5% adicional por cada año de servicio que exceda los 35 (o los 30 en el caso de aportes exclusivos a la CJPPU) al momento de configurarse el causal, con un tope de 2,5% → A partir de los 60 años de edad, 3% adicional por cada año de edad que se difiera el retiro, después de haberse configurado causal y hasta los 70 años de edad (excepto en la CJPB, donde el requisito es contar con 35 años de servicios), con un máximo de 30%. En caso de no cumplir dicha condición, se adicionará un 2% por cada año de edad que supere los 60, hasta llegar a los 70 años de edad o hasta cumplirla, si esto ocurriere antes. En este último caso, a partir de ese momento, se aplicará la adición del 3% por cada año que se difiera el retiro hasta los 70 años de edad. • Por incapacidad total: 65% del SBJ • Por edad avanzada: 50% del SBJ al configurarse causal; adicionando 1% por cada año que exceda la cantidad mínima de años de servicio, con un máximo de 14%. *El Anteproyecto de reforma presentado por la CJPPU mantiene el esquema de incrementos a la tasa de reemplazo vigente actualmente para la jubilación común, adaptándolo a los requerimientos mínimos de años de edad y servicio que plantea. Esto es, corresponde un 50% del SBJ cuando se alcancen los 65 años de edad y el mínimo de años de servicio; al tiempo que la adición por año de edad rige a partir de los 65 años.*
CNSS	• Común: Los siguientes porcentajes del SBJ: → 50% cuando se reúnan 65 años de edad y 35 años de servicio → Se adiciona 1,2% por cada año de servicio que exceda los 35, con un tope de 6%; al tiempo que se deduce 1% por cada año de servicio inferior a los 35, con un tope de 5%. En ambos casos, se toma como referencia la cantidad de años de servicio computados a los 65 años de edad, suponiendo continuidad en la actividad para aquellos menores a 65 años. → A partir de los 65 años de edad, 3% adicional por cada año de edad que se difiera el retiro, después de haberse configurado causal y hasta los 75 años de edad. En caso de no haber configurado causal, se adiciona un 2% por cada año de edad que supere los 65, hasta llegar a los 75 años de edad o hasta configurarlo, si esto ocurriere antes. Estos porcentajes son del 2% y 1% respectivamente para los períodos en los que no se desarrollen actividades amparadas por la CNSS o acumuladas con estas. → Si el retiro ocurre antes de los 65 años, se deduce 3,2% por cada año que falta para cumplir 65 años. • Por incapacidad total: 52% del SBJ • Por edad avanzada: 40% del SBJ al configurarse causal; adicionando 1% por cada año que exceda los 15 años de servicio, con un máximo de 14%.

SRPFFAA	• Retiro voluntario: Los siguientes porcentajes del SBJ: → 45% cuando se computen como mínimo 30 años de servicios. → 1% adicional por cada año de servicio que exceda los 30 hasta los 35 años de servicio. → 0,5% adicional por cada año de servicio que exceda los 35 con un máximo adicional del 2,5%. → A partir de los 60 años de edad, 3% adicional por cada año de edad que se difiera el retiro luego de haberse computado 35 años de servicio, con un máximo de 30%. En caso de no cumplir esta última condición, se adicionará un 2% por cada año de edad que supere los 60, hasta llegar a los 70 años de edad o hasta completar los 35 años de servicio, si esto ocurriere antes. En este último caso, a partir de ese momento, se aplicará la adición del 3% por cada año que se difiera el retiro hasta los 70 años de edad. • Retiro obligatorio: tantas cuarentavas partes del 85% del SBJ como años de servicio se computen, con un máximo de 40. • Por incapacidad: 100% del SBJ en caso de incapacidad completa sobrevenida en acto de servicio o en ocasión de este, o 65% del SBJ en los demás casos. • Por edad avanzada: 50% del SBJ al configurarse causal, con un 1% adicional por cada año que exceda los años mínimos de edad y servicios computados requeridos para el retiro por edad avanzada, con un máximo de 14%.
SRPP	• Común: Los siguientes porcentajes del SBJ: → 50%, cuando se haya configurado causal. → 0,5% por cada año que exceda el mínimo de años de servicios exigidos para configurar la causal, con un máximo de 5%. → Desde los 60 años de edad, por cada año que se difiera el retiro después de haberse configurado causal, un 3% adicional del SBJ hasta los 70 años de edad, con un máximo del 30%. Si no se hubiera configurado causal, por cada año de edad que supere los 60, se adicionará un 2% hasta llegar a los 70 años de edad o hasta la configuración de la causal si ésta fuera anterior. En este último caso, a partir de la configuración de la causal, se aplicará la adición del 3% por cada año que se difiera el retiro hasta los 70 años de edad. • Retiro por incapacidad total: 65% del SBJ. En caso de que al momento del cese por incapacidad total el funcionario hubiese configurado otra causal de retiro que le resultara más favorable, se le aplicará dicho porcentaje. • Retiro por incapacidad total por acto directo de servicio: 100% del SBJ con un monto mínimo equivalente al de la remuneración del Grado de Oficial Sub Ayudante (Grado 6), a cuyos efectos se considerará la antigüedad real del policía. • Retiro por edad avanzada: 50% del SBJ. A esto se adiciona un 1% por cada año que exceda los 15 años de servicios, con un tope de 64%.

Fuente: Elaboración propia a partir de información proveniente de las instituciones que conforman el Sistema de Seguridad Social de Uruguay.