

Documento de Trabajo N° 71: Brechas de Género en el Sistema de Pensiones

Diciembre 2022

Documento elaborado por*

María Fernanda Toledo Badilla
Analista de Investigación

Paulina Granados Zambrano
Jefa Departamento de Investigación

Ximena Quintanilla Domínguez
Jefa División Estudios

Se agradecen los comentarios de la Prof. Bárbara Arenas (Universidad Mayor) y otros académicos participantes en la sesión de Economía Laboral II del Encuentro de Economía de Chile (SECHI) 2022. Además, se agradecen los comentarios de los analistas de la División de Estudios de la Superintendencia de Pensiones.

Resumen

La dimensión de género es fundamental en el diseño, implementación y evaluación de política pública. En el caso del sistema de pensiones, esta ha sido un aspecto que se ha incluido en todos los procesos de reforma o proyectos de reforma desde la implementada el año 2008 hasta las propuestas actuales. Por lo anterior, es importante monitorear de manera sistemática la dimensión de género en el sistema y de manera particular analizar las brechas de género tanto en los resultados del sistema como en sus principales determinantes. Esto es lo que ha hecho la Superintendencia de Pensiones, tanto con la publicación de sus estadísticas separadas según sexo, como con el Informe de Género sobre el Sistema de Pensiones y Seguro de Cesantía¹, desde el año 2018.

El presente documento busca ahondar en el análisis de las brechas de género en el sistema. El análisis se enfoca en dos indicadores: probabilidad de cotizar y saldos acumulados, a través de una regresión logística y un modelo OLS, respectivamente, encontrando que cuando se consideran variables del mercado laboral, el efecto del sexo desaparece o disminuye de manera importante. Adicional a lo anterior, se realiza un análisis de la evolución de la brecha de género en los saldos acumulados, encontrándose que, aunque la brecha ha disminuido a través de las cohortes y del tiempo, ésta se mantiene a través de todas las edades, e inclusive existiría un patrón particular en el caso de los jóvenes, para quienes la brecha comienza relativamente alta.

Si bien se demuestra que la brecha ha mejorado, ésta no ha desaparecido. Es importante seguir promoviendo políticas públicas que se enfoquen en factores del mercado laboral pero también en el sistema mismo, considerando las diferencias en la dimensión laboral, educacional y social de hombres y mujeres, para así seguir acortando las brechas de género.

Un desafío futuro para este estudio será complementar el análisis con otras variables socioeconómicas como educación y otras adicionales del mercado laboral, e incluso factores relacionados con la estructura familiar y sistemas de cuidado, las que sabemos también determinan en gran medida las diferencias de género.

Finalmente, es importante seguir monitoreando la evolución de estas brechas, en particular en momentos de crisis económicas y sociales, de manera de no perder lo avanzado, alertar sobre nuevos determinantes y promover políticas e iniciativas que permitan seguir acortando la diferencia entre hombres y mujeres.

¹ <https://www.spensiones.cl/portal/institucional/594/w3-propertyvalue-10241.html>

Contenido

BRECHAS DE GÉNERO EN EL SISTEMA DE PENSIONES CHILENO	4
I. ANTECEDENTES	6
II. METODOLOGÍA	8
BASES DE DATOS	9
III. BRECHAS DE GÉNERO. ESTADÍSTICA DESCRIPTIVA	13
IV. FACTORES DETERMINANTES DE LA BRECHA EN SALDO Y PROBABILIDAD DE COTIZAR.	18
V. EVOLUCIÓN SALDOS COHORTES 1955-1990	23
EFFECTO EDAD, COHORTE Y AÑO PARA EL SALDO INDIVIDUAL DE LOS AFILIADOS	24
CONCLUSIONES	29
REFERENCIAS	30
ANEXOS	31

Brechas de género en el sistema de pensiones chileno

Las brechas existentes entre hombres y mujeres en el mercado laboral se encuentran estudiadas y documentadas. Estas brechas se remiten a distintos aspectos tales como la participación laboral, el desempleo, los ingresos laborales, así como la calidad del empleo.

En Chile, el resultado del sistema de pensiones depende directamente del desempeño laboral en la etapa activa de los participantes del sistema, de esta manera una menor participación laboral, un mayor nivel de desempleo, menores ingresos laborales y empleos precarios o informales resultan en menores niveles de pensión en la etapa pasiva.

De esta manera, al existir brechas en el mercado laboral, en desmedro de las mujeres, esto se reflejará directamente en las brechas en pensiones entre hombres y mujeres.

Así lo muestra el último informe de género publicado por la Superintendencia de Pensiones, donde se observa que las proporciones de mujeres afiliadas y cotizantes y las brechas de remuneraciones, son consistentes con las diferencias y brechas en la inserción laboral de hombres y mujeres. En efecto, las mujeres representan el 47% y 43% de los afiliados y cotizantes, respectivamente, donde las mujeres, comparativamente, se concentran en los tramos más bajos de densidad de cotización, y con una brecha promedio, a junio de 2022, de -12,1% en la remuneración imponible (Superintendencia de Pensiones, 2022).

Y en el caso de las brechas de género en los montos de primera pensión de vejez pagados, que para nuevos pensionados entre julio de 2021 y junio de 2022 alcanzó un -58,4%, diversos factores la determinan. Ese es el caso de las densidades de cotización, que presentan una brecha promedio de -6,8% o la existencia de brechas en los saldos acumulados al momento de pensión, en promedio -52,0%, reflejo de menores densidades y un mayor periodo de cotizaciones en el caso de las mujeres, o expectativas de vida mayores para éstas, quienes, de acuerdo con las tablas de mortalidad vigentes, a los 60 años vivirían hasta los 91 años, mientras que un hombre a los 65 años viviría hasta los 86 años. (Superintendencia de Pensiones, 2022)

Por otro lado, el mismo informe muestra qué indicadores de cobertura y beneficios de la PGU disminuyen de estas brechas, con beneficiarias que representan un 61%, proporción que es mayor en el caso de la PGU no contributiva (74,7%). (Superintendencia de Pensiones, 2022)

El objetivo del presente estudio es indagar si existe una brecha de género en el sistema de pensiones chileno y estimar esta brecha, así como sus principales determinantes. Si bien existen distintos análisis sobre brecha en pensiones, el aporte de este documento es evaluar distintos determinantes, intentando controlar por factores observables, utilizando datos administrativos del sistema. Además, se medirá la brecha al final de la vida activa, en el saldo acumulado de los afiliados y su reflejo en pensiones, la cual es el resultado de los distintos factores determinantes.

En particular, se explorará si existen diferencias en la probabilidad de cotizar entre hombres y mujeres, para afiliados y cotizantes de diciembre de 2019. Asimismo, se evaluará la evolución de la brecha de saldos acumulados en un periodo de 12 años (2007-2019). Si bien uno de los principales indicadores será el saldo acumulado, el cual es el resultado conjunto del ingreso imponible, densidad de cotización y rentabilidad de los fondos durante todo el ciclo laboral, el análisis de los determinantes estará concentrado en las dos primeras y en la edad.

El documento se estructurará en cinco partes. La primera será una revisión de los análisis sobre brechas de género en el sistema de pensiones chileno. La segunda será una descripción de las bases de datos y estadísticas descriptivas de las variables de interés, según sexo. La tercera sección mostrará los análisis sobre determinantes de los dos indicadores de brecha usados en este estudio y en la cuarta parte se muestra un análisis de la brecha en los saldos a través de las distintas cohortes. La última sección concluirá respecto de los distintos resultados alcanzados.

I. Antecedentes

A finales del 2018 el Comité de Pensiones Privadas y Seguros de la Dirección para los Asuntos financieros y empresariales de la OCDE comenzó un proyecto sobre Género y Pensiones Privadas. El objetivo era analizar la evidencia e investigar los causantes de las brechas de género en pensiones, así como entregar guías de política para reducir estas brechas en el futuro, enfocándose en pensiones financiadas de manera privada, ya sean de beneficio o contribución definida, y cómo los diseños de estos esquemas pueden ahondar o disminuir estas brechas.

El proyecto se enfocó, en sus dos primeros informes en analizar cuantitativamente la existencia de brechas en las pensiones y la evolución de esas brechas. Allí se plantea que diferencias entre hombres y mujeres en el mercado del trabajo que afectan de manera directa y negativamente a las mujeres en su acumulación de derechos o ahorros previsionales son el desempleo, empleos de tiempo parcial versus tiempo completo, menores salarios y carreras más cortas. (OCDE, 2019a)

En este mismo documento, se busca realizar un análisis cuantitativo de los determinantes de las brechas en las pensiones de sistemas de ahorro privado. Para lo anterior, se enfocan en indicadores de cobertura y niveles de activos en la población en edad de trabajar, con variables explicativas sociodemográficas y de empleo.

Para los dos indicadores de interés se utilizan distintos modelos de estimación. En el caso de la cobertura del plan de pensión se estima un modelo logístico de regresión, donde la variable de respuesta es un dummy. En el caso del valor de los activos ahorrados y niveles de contribución, se realizan estimaciones de mínimos cuadrados ordinarios. (OCDE, 2019a)

Por otro lado, las variables explicativas consideradas fueron: sexo, edad, estado civil, mayor nivel educacional alcanzado y contribuciones a los planes de pensión. Asimismo, se incluyeron indicadores de empleo y autoempleo, e interacciones entre ingresos, estatus laboral y pertenencia a un plan ocupacional o su balance (OCDE, 2019a)

Para la estrategia de análisis econométrico se explora el efecto de ir incluyendo estos determinantes en las regresiones, de manera de observar cómo el poder explicativo del indicador asociado a sexo cambia a media que se van agregando los predictores listados anteriormente. (OCDE, 2019a)

En una primera etapa estos análisis se realizaron en dos países: Alemania, donde existen planes de pensiones ocupacionales voluntarios y planes de pensión personales voluntarios; y Finlandia, que tienen planes de pensión ocupacionales obligatorios de beneficio definido y planes de pensión personales voluntarios. En un segundo informe se incluye a Estados Unidos con un esquema ocupacional voluntario (BD o CD) y un esquema personal voluntario. (OCDE, 2019a, 2019b)

Los resultados de las estimaciones muestran que (OCDE, 2019b):

1. En Estados Unidos la diferencia en las industrias que trabajan hombres y mujeres y las diferencias en ingresos explicarían las brechas observadas. Los hombres trabajan

mayoritariamente en industrias donde es más probable que ofrezcan planes de pensión lo que resulta en brechas en las coberturas de los planes ocupacionales. Por otro lado, las brechas de género en los ingresos son el principal determinante en las diferencias en activos y derechos en los planes de pensiones, para personas que tienen planes ocupacionales.

2. En Alemania, las diferencias en cobertura de pensiones privadas ocupacionales se explican principalmente por la mayor probabilidad de que los hombres estén en un empleo pagado y las diferencias en el nivel de derechos o activos de pensión en planes ocupacionales están principalmente relacionadas con el ingreso y la experiencia laboral. Sin embargo, las brechas de cobertura en estos planes se están cerrando.
3. En el caso de Finlandia, los resultados muestran que no hay diferencias significativas entre el indicador de género y la cobertura, para planes ocupacionales de pensión.

Considerando el trabajo hecho por la OCDE y la información disponible sobre afiliados y cotizantes, este trabajo busca estimar la brecha de género en indicadores relevantes para los resultados del sistema chileno como son el saldo acumulado y la probabilidad de cotizar.

II. Metodología

El nivel de las pensiones que reciben los afiliados luego del retiro está determinado por lo ocurrido en la etapa de acumulación y lo que ocurrirá en la etapa de desacumulación. La edad en que se comienza a cotizar, los salarios y su crecimiento, el patrón de cotización (densidad y lagunas previsionales), la edad en que se termina de cotizar, son variables que determinarán el saldo final acumulado y que pueden ser decididas, en mayor o menor medida, por el mismo afiliado, mientras que la tasa de cotización y la rentabilidad de los fondos, aunque influyen en este saldo, son variables más bien exógenas². Por otro lado, la pensión que el afiliado reciba después del retiro estará determinada, entre otras variables, por la expectativa de vida, la existencia de beneficiarios y la tasa de la anualidad (Granados, Quezada y Quintanilla, 2018).

Este documento se concentra en analizar la probabilidad de cotizar y la evolución de la acumulación del saldo. De esta manera no se consideran variables exógenas como la expectativa de vida, beneficiarios, tasa de anualidad, ni la rentabilidad o la tasa de cotización.

Considerando el análisis realizado en el proyecto de brechas de género de la OCDE, se analizarán estas brechas en el sistema de pensiones chileno. En particular la probabilidad de cotizar se estimará a través de un modelo logístico y la acumulación de saldo a partir de un modelo de mínimo cuadrados ordinarios. Los factores determinantes pueden encontrarse tanto en variables asociadas al mercado del trabajo como características sociodemográficas.

Para lo anterior se utilizará la información contenida en la Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA) que incluye la variable de cotizaciones y los saldos acumulados en distintos momentos del tiempo. En el caso de los determinantes se utilizarán variables demográficas (sexo y edad), y variables del mercado laboral como el ingreso imponible y la participación en el sistema, ya sea a través del tiempo en que se encuentra afiliado, como la densidad de cotización.

$$Y_i = \alpha_i + M_i\beta_1 + E_i\beta_2 + W_i\beta_3 + \mu_i$$

Donde Y es el indicador que queremos evaluar, ya sea saldo acumulado del afiliado o probabilidad de cotizar en el último año; M es una dummy que indica que el afiliado está registrado como mujer, E es la edad del afiliado y W es un vector de variables relacionadas con la situación laboral, como el ingreso imponible promedio de los últimos 3 años, los años trabajados o la densidad de cotización.

Por otro lado, dado que los datos disponibles permiten tener la evolución de los saldos de los afiliados entre el 2007 y el 2019, se analizará esta evolución para distintas cohortes, de manera de indagar posibles cambios en las brechas y proponer algunos de sus determinantes.

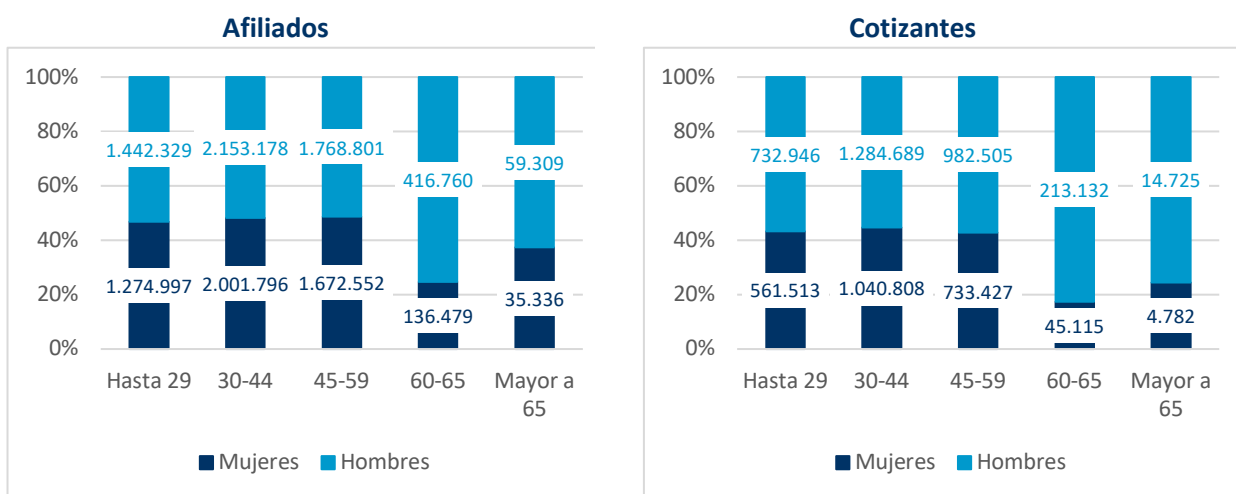
² Los afiliados pueden incrementar la tasa de ahorro mediante el ahorro previsional voluntario y pueden elegir (con algunas restricciones para los afiliados de edades más avanzadas) el tipo de fondo en el que se invierten los ahorros previsionales.

Bases de datos

Para este estudio se considera a los afiliados activos y a los cotizantes a diciembre de 2019 y los saldos en sus cuentas a diciembre de cada año, además de las contribuciones hechas por ellos mes a mes, desde el 2007 hasta el 2019.

En relación con número de afiliados y cotizantes, a diciembre de 2019 se observa que existe un porcentaje levemente mayor de hombres que de mujeres, representando éstas un 47% (5.121.160) de los afiliados activos (10.961.537) y un 42% (2.385.645) de los cotizantes (5.613.642). Esta diferencia se acentúa para edades mayores a los 60 años, que es la edad legal mínima de retiro de las mujeres (Gráfico 1).

Gráfico 1. Número de afiliados y cotizantes por tramos de edad y distribución por sexo a diciembre de 2019.

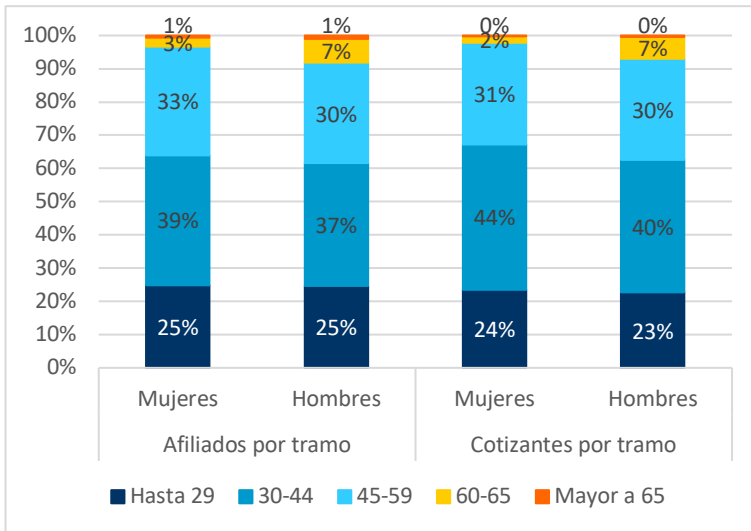


Fuente: Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

Nota: Ver Tabla 11 en Anexos.

Asimismo, si observamos la distribución por edad, vemos que es similar entre hombres y mujeres, concentrándose, para ambos, entre los 30 y 44 años, especialmente en el caso de los cotizantes (Gráfico 2).

Gráfico 2. Distribución de afiliados y cotizantes por tramos de edad a diciembre de 2019.

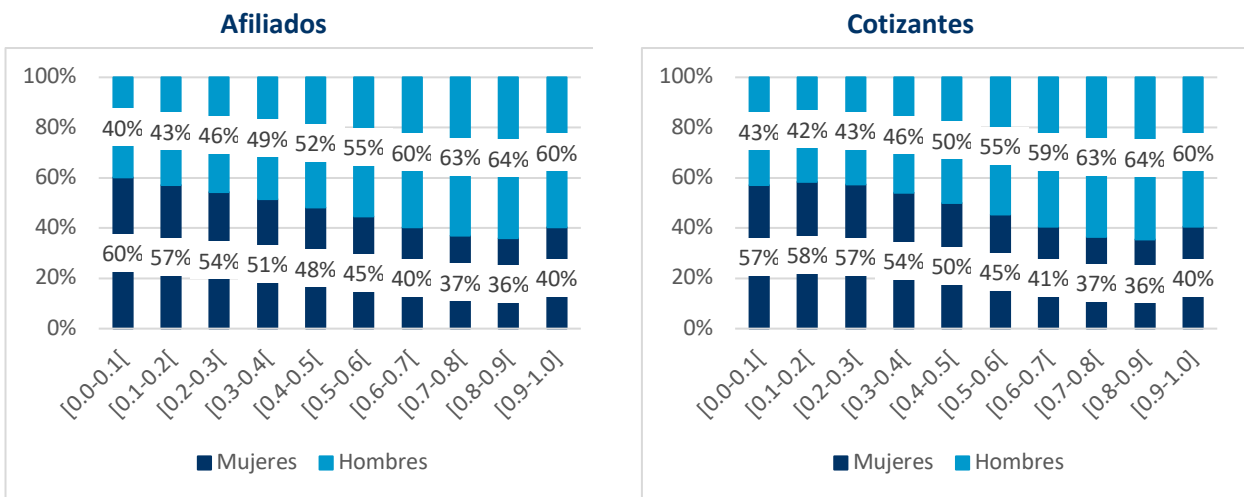


Fuente: Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

Nota: Ver Tabla 11 en Anexos

Una variable importante para describir al sistema es la densidad de cotización. Esta se calcula como la proporción de meses que una persona cotiza en el periodo en el que está afiliado al sistema.

Gráfico 3. Distribución de afiliados y cotizantes por tramos de densidad y sexo a diciembre de 2019.



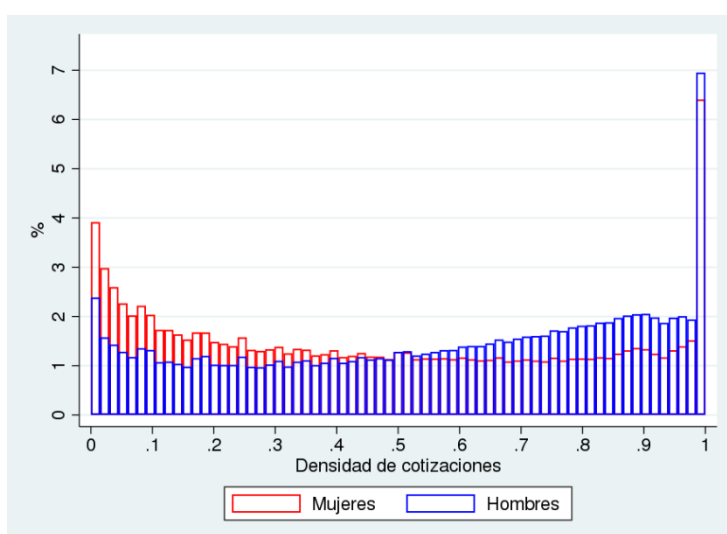
Fuente: Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

Nota: Ver Tabla 12 en Tabla 11 Anexos.

Para este indicador, observamos que, tanto para afiliados como para cotizantes, las mujeres son mayoría para densidades menores al 40% mientras que los hombres lo son para densidades mayores a este porcentaje (Gráfico 3).

Por otro lado, es interesante observar el patrón de la distribución de afiliados según densidad de cotización. Éstos se concentran, tanto en mujeres como en hombres, en las densidades más bajas y altas, generando un patrón en forma de “U”. Sin embargo, esta “U” es más clara en el caso de las mujeres que de hombres, en particular por la concentración de afiliados en las menores densidades, como lo muestra la Figura 1.

Figura 1. Histograma densidad de cotizaciones por sexo a diciembre de 2019.

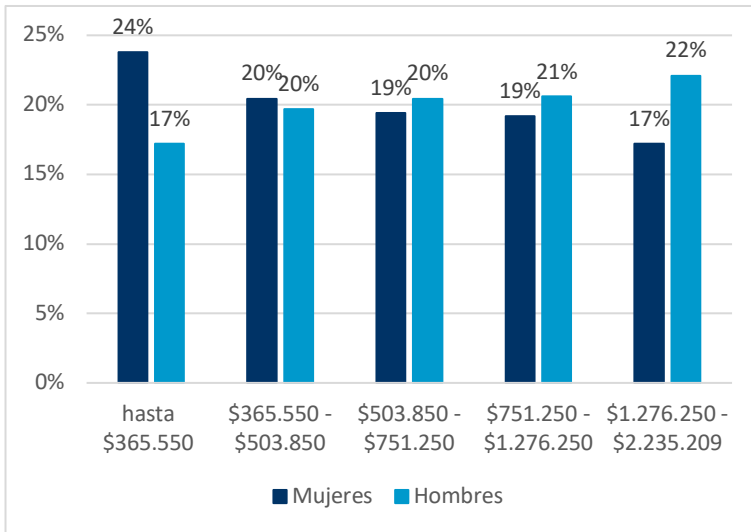


Fuente: Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

Finalmente, otra variable importante de analizar por categoría de sexo es la remuneración imponible asociada a la cotización a diciembre de 2019. Si vemos como se distribuyen hombres o mujeres en cada quintil³ (Gráfico 4), se destacan las diferencias en el primer y quinto quintil entre hombres y mujeres, donde estas últimas se concentran en el primero en comparación a los hombres.

³ Los quintiles se construyen de manera conjunta para hombres y mujeres.

Gráfico 4. Distribución de cotizantes por quintil de remuneración imponible, mujeres y hombres, a diciembre de 2019.



Fuente: Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

Nota: Ver

Tabla 13 en Anexos.

III. Brechas de género. Estadística Descriptiva

La sección anterior nos muestra que existen algunas diferencias en las características de mujeres y hombres afiliados y cotizando en el sistema de pensiones. Estas diferencias además se encuentran en variables que son determinantes en los resultados esperados del sistema, es decir, en los beneficios de pensión. Así, con las mujeres más concentradas en remuneraciones y densidades menores, es muy probable que el saldo acumulado, en cada momento del tiempo sea menor para ellas en comparación a los hombres.

Como se menciona en la sección de metodología, no sólo nos interesa el saldo acumulado al momento de retiro sino en cada momento de la vida laboral, en particular al principio, porque se ha demostrado que es en esas edades donde cambios en lo ahorrado influye de mayor manera en el saldo final que tendrá el afiliado (Superintendencia de Pensiones, 2018).

De acuerdo con la información sobre afiliados a diciembre de 2019, existe una brecha de género entre mujeres y hombres a través de todas las edades. En promedio, las mujeres tienen en sus cuentas un saldo de \$8,9 millones de pesos en comparación a los \$16,2 millones de pesos de los hombres, lo que representa una brecha de 45% en desmedro de las mujeres. Esta brecha va aumentando a medida que aumenta la edad, alcanzando 62% para los mayores de 65 años. Lo anterior puede deberse ya sea a una carrera laboral con menores remuneraciones y densidades de cotización, como también a un efecto cohorte, donde las cohortes mayores se pueden haber enfrentado a mayores diferencias en remuneraciones y lagunas previsionales durante su ciclo laboral.

Tabla 1. Saldos según tramos de edad a diciembre de 2019 (M\$)

	Mediana			Promedio			Brecha	
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mediana	Promedio
Hasta 29	658	1.019	837	1.520	2.030	1.791	-35%	-25%
30-44	4.148	7.006	5.517	7.563	10.450	9.059	-41%	-28%
45-59	6.126	18.455	11.470	14.598	27.773	21.370	-67%	-47%
60-65	4.422	23.143	19.309	25.830	41.305	37.487	-81%	-37%
Mayor a 65	490	3.657	1.601	17.280	45.958	35.251	-87%	-62%
Total	2.951	6.498	4.430	8.910	16.179	12.783	-55%	-45%

Fuente: Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

Mientras que el efecto cohorte se va a analizar en la sección 0, lo que podemos observar de los datos es que efectivamente pareciera haber un aumento en la brecha de remuneraciones a medida que aumenta la edad, al menos en las edades menores a los 60 años (edad mínima legal de retiro de las mujeres). Para el caso de edades entre los 60 y 65 (edad mínima legal de retiro de los hombres) se observa una brecha a favor de las mujeres, lo que puede deberse a la “autoselección”

de mujeres en ese tramo, donde las que siguen trabajando pertenecen a un grupo que tienen trabajos mejor remunerados, mientras que, en el caso de los hombres, este grupo incluye a toda la distribución de remuneraciones, con remuneraciones bajas y altas. Por supuesto esto también tiene un componente de cohorte, donde es posible que las diferencias salariales entre mujeres y hombres han ido disminuyendo a través de los años, lo que resultaría en brechas menores para personas más jóvenes.

Tabla 2. Remuneración imponible según tramos de edad a diciembre de 2019 (M\$)

	Mediana			Promedio			Brecha	
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mediana	Promedio
Hasta 29	464.320	495.130	483.340	583.638	615.234	601.529	-6%	-5%
30-44	655.560	754.440	710.250	854.585	970.135	918.419	-13%	-12%
45-59	542.970	701.450	623.740	769.655	939.423	866.860	-23%	-18%
60-65	726.580	609.030	619.980	977.365	859.329	879.950	19%	14%
Mayor a 65	945.250	1.067.650	1.031.110	1.174.624	1.276.369	1.251.427	-11%	-8%
Total	564.380	650.000	612.280	767.665	874.284	828.974	-13%	-12%

Fuente: Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

En relación con la densidad de cotización, como se afirmó, las brechas de género son crecientes con la edad. Esto último puede deberse a la manera en que se calcula la densidad, donde se considera los números de meses cotizados sobre los meses de afiliación, por lo que el nivel de densidad no sólo se determina por los niveles de cotización, sino también por el tiempo de afiliación, el cual, en general, aumenta con la edad.

Tabla 3. Densidad según tramos de edad a diciembre de 2019

	Mediana			Promedio			Brecha	
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mediana	Promedio
Hasta 29	35%	48%	42%	42%	49%	46%	-25%	-14%
30-44	53%	66%	60%	52%	61%	56%	-21%	-15%
45-59	41%	68%	56%	46%	60%	53%	-39%	-25%
60-65	29%	66%	61%	42%	59%	55%	-56%	-28%
Mayor a 65	3%	15%	8%	22%	37%	31%	-81%	-42%
Total	44%	62%	54%	47%	57%	52%	-29%	-18%

Fuente: Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

Junto con la remuneración imponible, la densidad de cotizaciones es un determinante fundamental en los recursos que acumulan los afiliados. La información de afiliados a diciembre de 2019 nos muestra que, a cualquier nivel de densidad, las mujeres presentan menores niveles de saldo.

Mientras que para la mediana de los saldos esta brecha es creciente con la densidad, desde un -5% para densidades menores a 10% hasta -38% en densidades superiores a 80%, en el caso de los saldos promedios, la brecha es levemente creciente entre -25% y -28% en densidades entre 10% y 80%, mientras que es mayor en las densidades más bajas, -46%. Esto puede ocurrir, debido a que para los mayores saldos de personas con menores densidades el nivel de éstos es significativamente mayor para los hombres que las mujeres. Por otro lado, las brechas de las densidades mayores a 80% son similares en la mediana y el promedio, -38% y -32%, respectivamente

Tabla 4. Saldos según tramos de densidad de cotización a diciembre de 2019 M (\$)

	Mediana			Promedio			Brecha	
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mediana	Promedio
[0.0-0.1[176	186	180	630	1.170	845	-5%	-46%
[0.1-0.2[871	886	877	1.746	2.336	1.999	-2%	-25%
[0.2-0.3[1.803	1.977	1.872	3.079	4.110	3.549	-9%	-25%
[0.3-0.4[2.933	3.416	3.129	4.596	6.202	5.375	-14%	-26%
[0.4-0.5[4.310	5.316	4.743	6.402	8.696	7.592	-19%	-26%
[0.5-0.6[5.588	7.329	6.395	8.292	11.389	10.007	-24%	-27%
[0.6-0.7[7.343	10.211	8.821	11.050	15.228	13.541	-28%	-27%
[0.7-0.8[9.289	13.684	11.797	14.435	20.061	17.982	-32%	-28%
[0.8-0.9[10.691	17.298	14.615	17.769	25.799	22.917	-38%	-31%
[0.9-1.0[12.741	20.428	16.989	23.891	35.243	30.667	-38%	-32%
Total	2.951	6.498	4.430	8.910	16.179	12.783	-55%	-45%

Fuente: Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

La segunda variable de interés, disponible en las bases de datos, es la remuneración imponible. La siguiente tabla muestra la mediana y promedio de los saldos, así como la brecha entre mujeres y hombres, por quintil de remuneración imponible de diciembre de 2019, para cotizantes de ese mismo mes. Los datos nos muestran que la mayor brecha, tanto en mediana como en promedio es en el quintil de menor remuneración, alcanzando en promedio un -47%. Esta brecha es decreciente a medida que aumenta la remuneración, lo que puede deberse de manera directa por el mayor monto de cotización que pueden realizar las personas con mayores remuneraciones imponibles, pero también a la relación entre remuneración y densidad de cotización, la que en general es creciente.

Tabla 5. Saldos según quintil de remuneración imponible a diciembre de 2019 (M\$)

	Mediana			Promedio			Brecha	
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mediana	Promedio
hasta \$365.550	2.451	4.113	3.056	4.811	9.107	6.935	-40%	-47%
\$365.550 - \$503.850	3.864	5.573	4.612	6.288	10.503	8.674	-31%	-40%
\$503.850 - \$751.250	6.552	8.980	7.685	9.560	14.299	12.345	-27%	-33%
\$751.250 - \$1.276.250	11.203	14.729	13.091	16.279	21.368	19.293	-24%	-24%
\$1.276.250 - \$2.235.209	27.637	32.985	30.865	37.794	49.651	45.320	-16%	-24%
Total	6.628	11.463	8.924	13.904	21.920	18.513	-42%	-37%

Fuente: Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

En efecto, si se analiza la densidad, mediana y promedio, de acuerdo al quintil de remuneración, se observa brechas decrecientes, según el quintil, con una mayor diferencia en los dos primeros quintiles, diferencia que desaparece en las remuneraciones más altas, lo que refleja el hecho de que mujeres que cotizan por remuneraciones sobre \$1,3 millones de pesos, aproximadamente, tienen una densidad de cotizaciones similar que los hombres que cotizan por ese mismo nivel de remuneración, la que alcanza a un 80%.

Tabla 6. Densidad según quintil de remuneración imponible a diciembre de 2019

	Mediana			Promedio			Brecha	
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mediana	Promedio
hasta \$365.550	56%	66%	61%	57%	63%	60%	-14%	-10%
\$365.550 - \$503.850	66%	75%	72%	63%	70%	67%	-13%	-10%
\$503.850 - \$751.250	72%	79%	77%	68%	74%	71%	-9%	-8%
\$751.250 - \$1.276.250	79%	82%	81%	73%	76%	75%	-3%	-4%
\$1.276.250 - \$2.235.209	88%	87%	87%	80%	81%	81%	1%	-1%
Total	73%	79%	77%	68%	73%	71%	-8%	-8%

Fuente: Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

Si, por otro lado, analizamos la remuneración imponible, mediana y promedio, según distintas densidades de cotización, vemos que, sin excepción, existen brechas a favor de los hombres, a través de los distintos niveles de densidad. Estas brechas son mayores en densidades menores, reflejando que, sumado al problema de cotizantes con menores densidades cotizando por remuneraciones más bajas, esta remuneración, a un mismo nivel de densidad, es menor para las mujeres, dejándolas en una situación de mayor vulnerabilidad que los hombres.

Tabla 7. Remuneración imponible según tramos de densidad de cotización a diciembre de 2019 (M\$)

	Mediana			Promedio			Brecha	
	Mujeres	Hombres	Total	Mujeres	Hombres	Total	Mediana	Promedio
[0.0-0.1[371.730	437.710	385.000	462.936	607.656	525.063	-15%	-24%
[0.1-0.2[376.250	407.340	378.075	451.711	550.023	492.515	-8%	-18%
[0.2-0.3[393.750	435.010	407.500	498.248	586.406	535.881	-9%	-15%
[0.3-0.4[428.060	463.760	441.390	551.100	631.294	587.868	-8%	-13%
[0.4-0.5[468.880	500.000	484.890	610.754	679.812	645.246	-6%	-10%
[0.5-0.6[514.540	543.550	529.605	673.917	736.501	708.085	-5%	-8%
[0.6-0.7[564.380	596.570	579.930	736.181	791.583	769.139	-5%	-7%
[0.7-0.8[611.880	651.850	636.580	799.788	852.139	832.993	-6%	-6%
[0.8-0.9[668.720	717.610	700.000	863.317	925.775	903.591	-7%	-7%
[0.9-1.0]	773.610	817.685	800.000	979.282	1.063.081	1.029.160	-5%	-8%
Total	564.380	650.000	612.280	767.665	874.284	828.974	-13%	-12%

Fuente: Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

De los distintos análisis podemos concluir que las brechas observadas en los saldos acumulados podrían ser resultado de las brechas observadas tanto en las remuneraciones por las que se cotizan como por la densidad de cotizaciones, lo que confirma lo observado en los sistemas de ahorro privado, donde las inequidades del mercado laboral se transmiten al sistema de pensiones, en particular la brecha salarial que perjudica a las mujeres y una carrera laboral interrumpida o más corta.

IV. Factores determinantes de la brecha en saldo y probabilidad de cotizar.

Siguiendo la metodología utilizada en el proyecto de la OCDE (2019a) se realizan dos tipos de estimaciones, de acuerdo con los indicadores de interés: probabilidad de cotizar en el año 2019 y acumulación de saldo a diciembre de 2019.

Los determinantes de interés, que además se encuentran en las bases disponibles son: sexo, edad, años trabajados y remuneración imponible.

Adicionalmente se realizan estimaciones con tramos de densidad y tramos de edad, para explorar las interacciones entre estas dos variables.

El parámetro de interés en estas estimaciones, que representan las brechas de género, será el asociado a la variable sexo.

Se realizan distintas especificaciones de las estimaciones, de manera de poder identificar la influencia de las distintas variables.

Como se explica en la sección de la metodología, la probabilidad de cotizar se estima a través de un modelo logit, mientras que, para el caso de la estimación de los saldos acumulados, se utiliza un modelo de mínimos cuadrados ordinarios. En el primer caso, para facilitar la interpretación de los resultados se muestran los efectos marginales, los resultados de estas estimaciones se incluyen en la [Tabla 14](#) y

Tabla 15 de los Anexos.

Las mujeres tienen una menor probabilidad de haber cotizado el último año, como lo muestra la especificación 1 de la estimación logística sobre la probabilidad de cotizar (Tabla 8). Mientras que la probabilidad de un hombre de cotizar es de 72%, la de una mujer es de 61%, por lo que ser mujer disminuye la probabilidad de cotizar en el último año en 11 puntos porcentuales. Si consideramos la edad y los años (especificación 2) que la persona lleva trabajando (cotizando), observamos que esta diferencia en la probabilidad de cotizar disminuye. Esto porque parte de la diferencia observada en la especificación 1 se debe a diferencia entre los años trabajados por uno y otra y por el efecto de que a mayor edad menor es la probabilidad de cotizar. Así la probabilidad de cotizar, por ser mujer, disminuye en 2 puntos porcentuales. La inclusión de la variable remuneración disminuye aún más la diferencia entre la probabilidad de cotizar de hombres y mujeres, de manera tal de que, si consideramos la especificación 4, esta diferencia desaparece, lo que probablemente se debe a que las diferencias entre hombres y mujeres se debe a variables del mercado laboral, en particular la remuneración y los años trabajados. Es decir, la probabilidad de cotizar es similar para hombres y mujeres, una vez que se considera sus desigualdades en el mercado laboral.

Tabla 8. Efectos marginales. Regresión Logística. Probabilidad de cotizar en el último año (2019)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	-0,110	-0,020	-0,007	0,004
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Edad		-0,014	0,000	-0,002
		(0,000)	(0,000)	(0,000)
Años trabajados		0,030		0,006
		(0,000)		(0,000)
Rem ult. 3 años			0,104	0,089
			(0,000)	(0,000)
Prob si Hombre	0,721	0,680	0,673	0,668
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Prob si Mujer	0,611	0,660	0,667	0,672
	(0,000)	(0,000)	(0,000)	(0,000)
Pseudo R-cuad.	0,011	0,220	0,559	0,569
Observaciones	10.855.717	10.855.717	10.855.717	10.855.717

Nota: se reporta entre paréntesis el error estándar

Fuente: Estimación propia en base a la Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

Los saldos acumulados en las cuentas de ahorro de capitalización individual también son distintos para mujeres y hombres (Tabla 9). En promedio observamos una diferencia de casi \$2.350.000 pesos. Sin embargo, los saldos acumulados también están determinados por la edad de los afiliados y por los años trabajados, a mayor edad y cantidad de años trabajados, mayor es la acumulación de

saldos, así como la remuneración promedio de los últimos tres años. Así observamos que la brecha de saldos acumulados se va estrechando a medida que incorporamos estas variables hasta un promedio de \$327.000.

Tabla 9. Estimación OLS. Saldo acumulado (log) a diciembre de 2019

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Mujer	-0,711 (0,001)	-0,640 (0,001)	-0,393 (0,001)	-0,120 (0,001)	-0,099 (0,001)
Edad		0,077 (0,000)	0,090 (0,000)	0,007 (0,000)	0,021 (0,000)
Años trabajados				0,169 (0,000)	0,146 (0,000)
Rem ult. 3 años			0,169 (0,000)		0,062 (0,000)
Saldo Hombre (\$) si	4.614.690 (0,001)	4.464.891 (0,001)	3.979.852 (0,001)	3.501.687 (0,001)	3.466.844 (0,000)
Saldo si Mujer (\$)	2.266.518 (0,001)	2.354.303 (0,001)	2.683.830 (0,001)	3.105.717 (0,001)	3.140.069 (0,001)
R-cuadrado	0,031	0,252	0,446	0,641	0,660
Observaciones	10.831.054	10.831.054	10.831.054	10.831.054	10.831.054

Nota: se reporta entre paréntesis el error estándar

Fuente: Estimación propia en base a la Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

Reconociendo que las mujeres pueden presentar distintos patrones de cotización que los hombres y más aún, a distintas edades, principalmente por las interrupciones por maternidad y/o labores de cuidado, se quiso analizar las interacciones entre sexo y tramos de edad, y sexo y tramos de densidad para ambos indicadores: probabilidad de cotización y saldo acumulado. Las tablas con los resultados muestran los efectos marginales, por lo que se muestran los resultados de los efectos de cada variable incluyendo las interacciones.

En el caso de la probabilidad de cotización, la estimación muestra que no hay diferencias entre ésta y la estimación previa sin interacción, encontrándose las mismas probabilidades de cotizar para mujeres y hombres. Asimismo, se encuentra que la probabilidad de cotizar disminuye a medida que aumenta la edad, en comparación a los más jóvenes y que la probabilidad de cotizar aumenta a medida que aumenta la densidad de cotización.

En el caso de los saldos acumulados, aunque, de acuerdo con lo esperado, a mayor edad, la acumulación de saldos aumenta, en comparación a las menores edades, y lo mismo ocurre para la densidad, la diferencia de saldo promedio entre hombres y mujeres es mayor a la encontrada en la estimación sin interacción, llegando a más del doble (\$792.000). Esto puede deberse a que

efectivamente la interacción de sexo-densidad y sexo-edad aporta a esta brecha. En particular, el efecto que más impacta es la interacción entre sexo y edad, para el cual el hecho de ser mujer disminuye la acumulación de saldo respecto a las mujeres más jóvenes (ver estimación completa en

Tabla 15 de los Anexos).

Tabla 10. Efectos marginales. Estimaciones con interacciones sexo-edad y sexo-densidad

		Logit cotización último año (2019)	OLS Logaritmo de saldo acumulado al 2019
Tramos edad (base: hasta 29 años)	Mujer	0,004 (0,000)	-0,242 (0,001)
	Edad 30-44	-0,028 (0,000)	1,407 (0,001)
	Edad 45-59	-0,024 (0,000)	2,330 (0,001)
	Edad 60-65	-0,052 (0,001)	2,595 (0,002)
	Edad +65	-0,158 (0,003)	2,421 (0,007)
Tramos de densidad (base: [0.0-1.0])	[0.1-0.2[0,091 (0,001)	1,488 (0,002)
	[0.2-0.3[0,121 (0,001)	2,152 (0,002)
	[0.3-0.4[0,144 (0,001)	2,611 (0,002)
	[0.4-0.5[0,166 (0,001)	2,973 (0,002)
	[0.5-0.6[0,182 (0,001)	3,199 (0,002)
	[0.6-0.7[0,209 (0,001)	3,491 (0,002)
	[0.7-0.8[0,230 (0,001)	3,713 (0,002)
	[0.8-0.9[0,257 (0,001)	3,831 (0,002)
	[0.9-1.0]	0,293 (0,001)	3,771 (0,002)
	Rem ult. 3 años	0,068 (0,000)	0,012 (0,000)
Predicciones	Prob si Hombre	0,667 (0,000)	3.684.905 (0,000)
	Prob si Mujer	0,670 (0,000)	2.892.857 (0,001)
	Pseudo/R-cuad.	0,597	0,678
	Observaciones	10.855.717	10.831.054

Nota: se reporta entre paréntesis el error estándar

Fuente: Estimación propia en base a la Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

En términos generales los resultados muestran que las brechas que se observan, tanto en la probabilidad de cotizar como en el saldo acumulado, se explican en parte importante por las variables al mercado laboral (remuneración imponible y años trabajados), esto es particularmente importante para el indicador de probabilidad de cotizar. Por otro lado, para la probabilidad de cotizar es la remuneración imponible la variable que muestra más efecto, y en el caso de la acumulación de saldo, son los años trabajados.

Estos resultados estarían en línea con los resultados presentados en el trabajo de la OCDE. Por una parte, las variables asociadas al mercado laboral, en particular las remuneraciones o tiempo empleado, explican de manera importante, en los tres países analizados, las diferencias observadas en las brechas de los indicadores analizados (OCDE, 2019b).

Sin embargo, se debe tener cuidado en comparar directamente los resultados, debido a las diferencias tanto en los indicadores analizados como en las variables explicativas de las brechas. Asimismo, una diferencia importante a considerar al momento de comparar son las diferencias propias de los sistemas en cada país. Chile tiene un sistema de cotización obligatoria y contribución definida, con afiliación automática al entrar al mercado laboral formal, por lo que el indicador de probabilidad de cotizar es muy distinto a los indicadores de participación analizados por el estudio de la OCDE, como lo son la participación en planes ocupacionales que pueden ser distintos de acuerdo con la industria o a la propia organización donde se trabaje y planes personales o voluntarios.

Por otro lado, es importante mencionar que, si bien se cuenta con un set de información importante, existen variables determinantes que no se encuentran disponibles como lo son el nivel educacional, características de la dinámica familiar, la que es determinante en términos de diferencia de género, y características de la dimensión laboral, como la actividad económica o calidad del empleo.

V. Evolución saldos cohortes 1955-1990

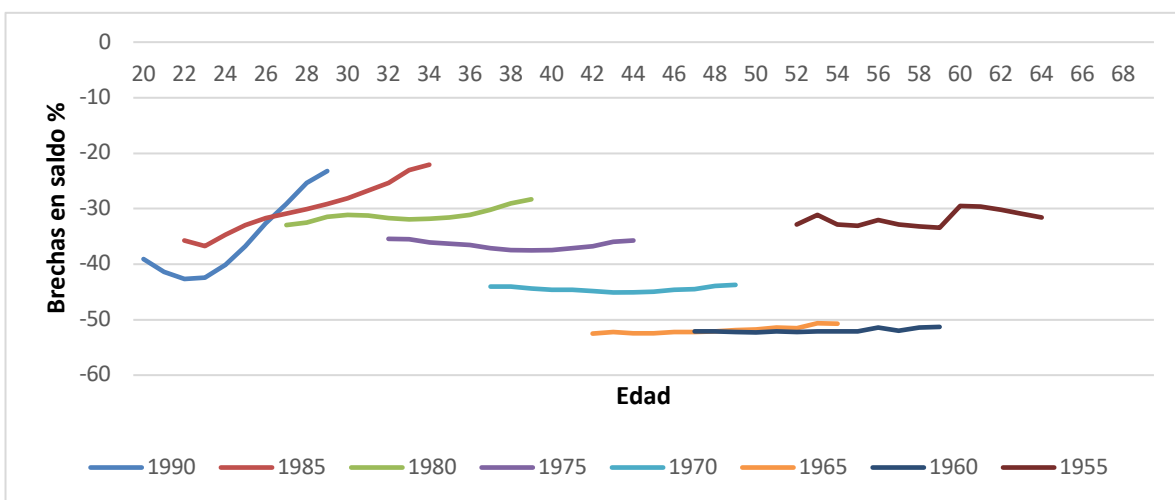
Una de las conclusiones a las que se llegó en los análisis de la OCDE es una aparente disminución de la brecha a través del tiempo. De hecho, en todos los países analizados se observan diferencias en las brechas en distintos indicadores, a través de diferentes cohortes.

Para responder a esta pregunta aprovechamos la disponibilidad de datos que nos posibilita construir una serie de saldos a diciembre de cada año desde el 2007 hasta 2019. Esto nos permite tener la historia de los saldos para los afiliados a diciembre de 2019 y analizar la evolución de los saldos tanto a través de los años como entre las diferentes cohortes.

La siguiente gráfica muestra la brecha en saldos para las cohortes entre 1990 y 1955 (cada 5 años) entre las edades 17 y 64 años.

Se observa que para las cohortes nacidas entre 1960 y 1985 las brechas en saldos han ido efectivamente disminuyendo. Sin embargo, las cohortes más jóvenes y las más mayores presentan comportamientos distintos. La cohorte más joven, nacida en 1990, tendría mayores brechas que la siguiente graficada, nacida en 1985, hasta los 26 años. Esto es contra intuitivo y podría indicar recientes vulnerabilidades adicionales en desmedro de mujeres jóvenes, dado que una generación más reciente tendría brechas más altas que una generación anterior. A partir de los 26 años esto se revierte y la cohorte de 1990 presenta una menor brecha. En el otro extremo, la cohorte de 1955 muestra una brecha bastante menor que la cohorte que le sigue en el gráfico, 1960. Esto puede deberse a la probabilidad que, en esas cohortes, a esas edades, las mujeres sean un grupo particular con mayores ingresos o densidades en particular aquellas sobre los 60 años, edad mínima legal de pensión, donde se muestra una disminución adicional en la misma cohorte.

Gráfico 5. Brechas en saldo según edades y cohortes



Dado los patrones observados en el gráfico anterior, es interesante analizar conjuntos de cohortes que parecen seguir patrones particulares en las brechas de saldo entre mujeres y hombres.

- Se observa que las brechas han ido disminuyendo significativamente entre cohortes, lo que se refleja en que las curvas de cohortes más jóvenes están por sobre las cohortes que les preceden.
- En el mismo Gráfico 5 se observa que las brechas son bastante planas para una misma cohorte mientras ésta va envejeciendo, lo que se ve en las curvas de las cohortes 1960-1975.
- Para cohortes más jóvenes se observa que, aunque parten con brechas relativamente más altas, éstas van disminuyendo con la edad, llegando a superar las cohortes siguientes, lo que se puede ver la curva de las cohortes 1990-1986 se cruza con la curva de la cohorte inmediatamente anterior.
- Por otro lado, para cohortes mayores, es necesario considerar que las edades de retiro para hombres y mujeres son distintas, lo que puede resultar en que el grupo de mujeres que sigue trabajando luego de la edad mínima legal de pensión es un grupo cuya brecha de género en el ahorro previsional es similar a la encontrada en cohortes jóvenes.

Como se observa en el [Gráfico 5](#), dado que la naturaleza del ahorro previsional es producto del comportamiento a través de toda la vida laboral del afiliado, comportamiento que será distinto para jóvenes y personas mayores, y en el que se expondrán a situaciones en el mercado laboral específicas a la realidad socioeconómica del momento, la brecha de género en los saldos previsionales exhibe patrones que están determinados por la edad del afiliado, la cohorte en la que nacieron y el tiempo en que se encuentren. En análisis que sigue, permitirá separa estos efectos y aclarar, en parte, cual de estos determinantes ha influido en los cambios observados de las brechas de género en el saldo previsional.

Efecto edad, cohorte y año para el saldo individual de los afiliados

El [Gráfico 5](#) nos muestra que existen patrones determinados en las brechas de saldo entre hombres y mujeres dependiendo de la cohorte de afiliados, la edad y el periodo que se esté analizando. En esta sección indagaremos en este comportamiento, considerando como variables explicativas los efectos de edad, cohorte y tiempo, siguiendo la metodología de Granados (2004).

La variable dependiente es el saldo a finales de cada año desde 2007-2019, para los afiliados activos a diciembre de 2019⁴, donde las variables explicativas son el año (2007-2019), la cohorte a la que pertenece el afiliado, según el año de nacimiento de éste, para intervalos de 5 años, a partir del 1920 hasta 2000 (16 categorías) y la edad, para la que se crean grupos quinquenales desde los 20 hasta los 100 años (16 categorías). Para identificar los efectos edad, cohorte y tiempo se utilizan variables *dummies*.

La función para estimar tiene la siguiente forma:

⁴ No pensionados ni fallecidos.

$$y = \beta + A\alpha + C\gamma + Y\psi + u$$

donde y es el vector de observaciones de saldo acumulado del afiliado, A una matriz de dummies de edad, C , una matriz de dummies de cohorte e Y una matriz de dummies de año y u es el error estocástico asociado al modelo.

Los datos se ordenan como pares edad-año, con cada observación correspondiente a una única edad en un año específico. Si hay m de tales pares edad-año, las tres matrices (A , C e Y) tendrán cada una m filas; el número de columnas será el número de grupos de edades, número de cohortes y número de años respectivamente.

El vector y contiene las observaciones de saldo a final de cada año en cada edad (cada fila corresponde a una única observación para cada edad y año). Para evitar la multicolinealidad perfecta, se borra una columna en cada una de las tres matrices. Sin embargo, incluso habiendo borrado estas columnas, no es posible aún estimar el modelo porque existe una relación lineal adicional entre las tres matrices, ya que, si se conoce la fecha y cuándo nació la cohorte, entonces podemos inferir la edad del afiliado.

Una manera de enfrentar este problema es la normalización del efecto edad, cohorte y año. En este documento esta estrategia se basará en metodología utilizada por Granados (2004), quien a su vez se basa en Deaton y Paxson (1994) y Deaton (1997).

Dado que el saldo es la variable a ser descompuesta, un método simple de presentación es atribuir el crecimiento de éste a los efectos edad y cohorte, y usar el efecto tiempo para capturar las fluctuaciones cíclicas o efectos del ciclo económico cuyo promedio suma cero en el largo plazo. Una normalización que refleja esto hace que el efecto año sea ortogonal a la tendencia temporal.

Siguiendo la normalización efectuada en Granados (2004) se regresiona y sobre: (a) dummies para cada cohorte, (b) dummies para cada edad y (c) un set de T-2 dummies de año definidas como sigue:

$$d_t^* = d_t - [(t-1)d_2 - (t-2)d_1] \quad t=3, \dots, T.$$

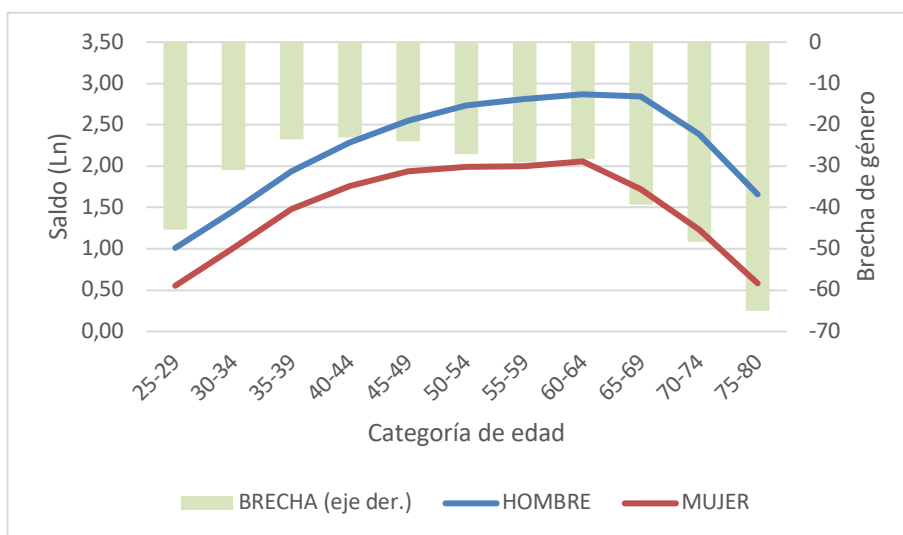
donde d_t es la dummy de año usual, igual a uno si el año es t y cero si no. Los dos primeros coeficientes pueden ser recuperados dado el hecho que todos los efectos año deben sumar cero y que deben ser ortogonales a una tendencia.

Como el objetivo de este documento es evaluar el comportamiento de ciclo de vida de la brecha de saldos entre hombres y mujeres, se realizan estimaciones para hombres y mujeres por separado y se calcula la brecha como la diferencia de los estimadores para las variables explicativas.

El resultado de esta estimación se presenta en los siguientes gráficos, donde se muestran los efectos de edad, cohorte y tiempo.

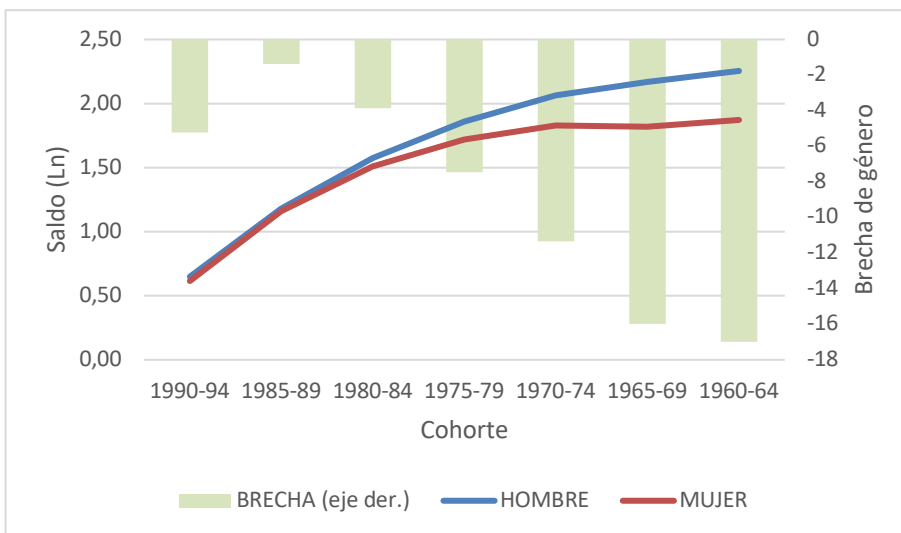
El Gráfico 6 muestra la diferencia en saldo entre hombres y mujeres producto del ciclo de vida (edad). Se observa que la brecha alcanza su menor valor en edades entre 40 y 44 años. Esta brecha aumenta desde esa edad a grupos de edades mayores, mientras que entre el grupo más joven de edad y aquel entre 35 y 39 años esta brecha disminuye. Así, aunque para las cohortes más jóvenes pareciera que la brecha se acorta con la edad, este efecto va desapareciendo para las cohortes mayores. Esto puede deberse a las diferencias entre tipos de trabajo y la calidad de éstos para mujeres y hombres jóvenes, por ejemplo, trabajos de cuidados en el caso de las mujeres o de medio tiempo, en comparación a trabajos no calificados en hombres, pudiendo ocurrir algo similar en el caso de las edades mayores. De cualquier manera, del gráfico se observa que, aunque la brecha se va enangostando en las edades medias, está nunca se cierra, lo que indica que, para una misma edad, el saldo acumulado será menor siempre en mujeres que en hombres.

Gráfico 6. Efecto edad



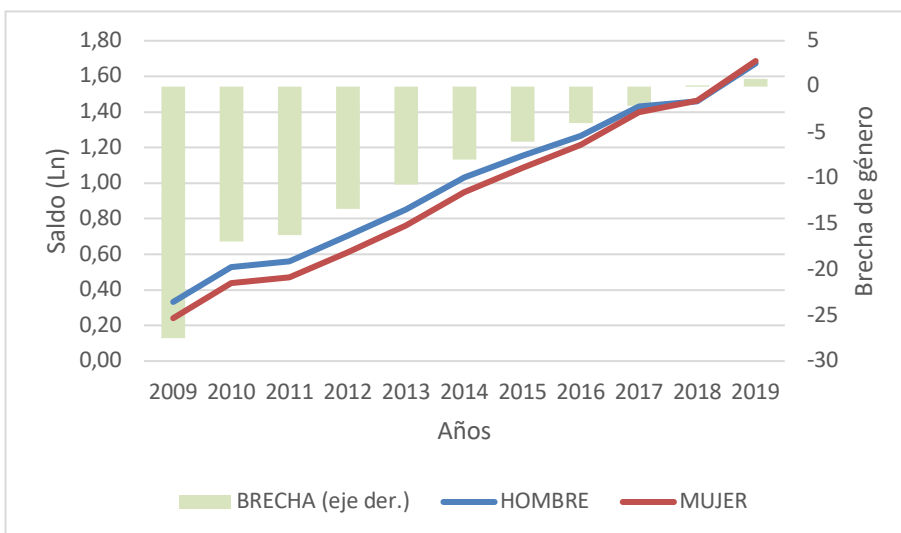
Por su parte, el efecto cohorte, nos permite analizar si a través de distintas generaciones ha habido cambios en la brecha, es decir, si estamos mejor o peor que nuestros abuelos o nuestros hijos. Así, los datos nos muestran que la brecha se ha ido acortando en generaciones más jóvenes. Esto es una buena noticia y puede ser resultado tanto de mejoras en las condiciones educacionales y/o laborales para las mujeres o de políticas de promoción de participación laboral de mujeres.

Gráfico 7. Efecto cohorte



Finalmente, el gráfico de efecto tiempo indica que las brechas se han ido acortando con el tiempo. Como se mencionó antes, este efecto tiene que ver con fluctuaciones cíclicas o ciclo económico. En este caso, vemos que, ya sea por mejoras en el mercado laboral, aumento de participación laboral de las mujeres, cambios en el patrón de participación (áreas y niveles) en el sistema educativo por parte de hombres y mujeres, cambios en las redes de cuidados, entre otros, se ha podido acortar la brecha de género en saldos de ahorro previsional.

Gráfico 8. Efecto tiempo



Como se mencionó, estos efectos en conjunto explican los patrones observados en el Gráfico 5. El efecto edad nos muestra que existe una brecha positiva a través de las edades. Sin embargo, sigue un patrón de U, asimétrica, con el extremo superior más alto que el inferior, con una meseta estable

en la parte más baja, es decir, para edades entre 30 y 65 años, lo que reflejaría en el [Gráfico 5](#), para las edades entre 30 y 60, en las cohortes '80-'60, brechas estables a través de las edades.

En el caso del efecto cohorte, el [Gráfico 7](#) muestra que las brechas se han acortado desde generaciones mayores a más jóvenes, lo que se traduce en el [Gráfico 5](#) en la “escalera” que se forma desde cohortes menores a mayores.

CONCLUSIONES

Reconocer las inequidades de género nos permite avanzar para incorporar medidas correctivas o mitigatorias en los procesos de diseño, implementación o evaluación de políticas públicas. En particular, las brechas de género en el sistema de pensiones han sido un fenómeno estudiado y documentado a través de los distintos esfuerzos por mejorar y reformar el sistema, tanto así que ha sido inevitable su incorporación en las propuestas de cambios presentadas desde la reforma al sistema el 2008.

De las distintas evaluaciones hechas en los procesos de reforma (Comisión Marcel 2008, Comisión Bravo 2015, propuestas de reforma de los años 2017, 2018 y 2022), se ha observado que el sistema de pensiones reproduce las inequidades de género presentes en el mercado laboral. Esto es también lo que se demostró en el presente estudio, donde se mostró que, si se consideran variables asociadas al mercado laboral como es el ingreso laboral y el tiempo cotizado, las brechas de género desaparecen en el caso de la probabilidad de cotizar y disminuyen de manera importante en el caso del saldo acumulado. La diferencia en esta disminución puede deberse a la diferencia en el tipo de indicador. Mientras que la probabilidad de cotizar refleja el comportamiento en un momento del tiempo, el saldo acumulado es producto de la historia del comportamiento laboral a esa fecha, por lo que es necesario ampliar el análisis.

Al enfocarnos en los saldos acumulados, vemos que las brechas se han acortado desde las generaciones mayores a las más jóvenes y a través del tiempo. Esto puede deberse a la mejora en condiciones laborales a través del tiempo o de las distintas generaciones. Este análisis nos muestra que las brechas están disminuyendo para cohortes más jóvenes, sin embargo, pareciera que cohortes jóvenes, al comienzo de su vida laboral, comienzan con brechas mayores, las que van aminorando a través de la edad. Esto es importante al momento de pensar en políticas laborales para jóvenes, tanto en términos de participación, como en términos de la calidad del empleo, la formalidad o la estabilidad de éste.

En un momento como el actual es de vital importancia mantener y ahondar el análisis de las brechas de género en el sistema de pensiones. El efecto de la crisis económica y social en el mercado laboral, dinámica familiar y estructuras de cuidado y salud, producto de la pandemia del SARS-CoV-2 puede minar los avances en reducciones de brechas laborales. Así se esboza en el informe de género de la Superintendencia (2022), donde se encuentra que la recuperación de las mujeres post crisis ha sido más lenta que en hombres. Una extensión de esta investigación, cuando se cuente con un horizonte de observación suficiente amplio, será analizar eventuales retrocesos en las brechas de género observadas y su dinámica de largo plazo después de la pandemia.

Así, continuar con este tipo de análisis permite que las futuras iniciativas o políticas al sistema puedan ser efectivas en la disminución de las brechas de género, tal como lo ha logrado el sistema de pensiones solidario que ha permitido acortar la brecha de género en beneficios de pensiones, al menos en el grupo de afiliados más vulnerable (Superintendencia de Pensiones, 2022).

Referencias

Granados Z., Paulina, 2004. "Income Function of Chilean Households: Life Cycle and Persistence of Shocks," Working Papers Central Bank of Chile 257, Central Bank of Chile.

<https://ideas.repec.org/p/chb/bcchwp/257.html>

Granados, P, Quezada, C y Quintanilla, X. 2018. "Determinantes del nivel de pensión". Documento de trabajo N°59. Superintendencia de Pensiones de Chile.

<https://www.spensiones.cl/portal/institucional/594/w3-article-13307.html>

Organization for Economic Co-operation and Development (2019a). *Assessment of the gender pension gap and its drivers*.

----- (2019b). *Quantitatively assessing the drivers of the gender pension gap. An Update*.

Superintendencia de Pensiones (2022). *Informe de género sobre el sistema de pensiones y el seguro de cesantía*. Reporte anual. Publicado en

<https://www.spensiones.cl/portal/institucional/594/w3-article-15453.html>

Anexos

Tabla 11. Número de afiliados y cotizantes por tramos de edad a diciembre de 2019

	Afiliados activos		Cotizantes	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
Hasta 29	1.274.997 (47%)	1.442.329 (53%)	561.513 (43%)	732.946 (57%)
30-44	2.001.796 (48%)	2.153.178 (52%)	1.040.808 (45%)	1.284.689 (55%)
45-59	1.672.552 (49%)	1.768.801 (51%)	733.427 (43%)	982.505 (57%)
60-65	136.479 (25%)	416.760 (75%)	45.115 (17%)	213.132 (83%)
Mayor a 65	35.336 (37%)	59.309 (63%)	4.782 (25%)	14.725 (75%)
Total	5.121.160 (47%)	5.840.377 (53%)	2.385.645 (42%)	3.227.997 (58%)

Fuente: Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

Tabla 12. Número de afiliados y cotizantes por tramos de densidad a diciembre de 2019.

	Afiliados activos		Cotizantes	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
[0.0-0.1[884.969 (60%)	584.265 (40%)	49.169 (57%)	36.985 (43%)
[0.1-0.2[575.387 (57%)	431.988 (43%)	97.066 (58%)	68.872 (42%)
[0.2-0.3[484.757 (54%)	406.416 (46%)	135.243 (57%)	100.731 (43%)
[0.3-0.4[439.505 (51%)	413.928 (49%)	171.231 (54%)	144.983 (46%)
[0.4-0.5[409.326 (48%)	441.120 (52%)	196.932 (50%)	196.515 (50%)
[0.5-0.6[410.456 (45%)	509.365 (55%)	225.258 (45%)	270.856 (55%)
[0.6-0.7[392.625 (40%)	579.615 (60%)	250.054 (41%)	367.205 (59%)
[0.7-0.8[379.629 (37%)	647.645 (63%)	269.821 (37%)	467.952 (63%)
[0.8-0.9[429.839 (36%)	767.643 (64%)	338.816 (36%)	615.098 (64%)
[0.9-1.0]	714.667 (40%)	1.058.392 (60%)	652.055 (40%)	958.800 (60%)
Total	5.121.160 (47%)	5.840.377 (53%)	2.385.645 (42%)	3.227.997 (58%)

Fuente: Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

Tabla 13. Distribución de cotizantes por quintiles de remuneración imponible a diciembre de 2019

Distribución de cotizantes por quintiles de remuneración imponible a diciembre de 2019

	Número		Por sexo		Por tramo de remuneración	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
hasta \$365.550	567.693	555.062	51%	49%	24%	17%
\$365.550 - \$503.850	487.164	635.570	43%	57%	20%	20%
\$503.850 - \$751.250	462.983	659.747	41%	59%	19%	20%
\$751.250 - \$1.276.250	457.726	664.974	41%	59%	19%	21%
\$1.276.250 - \$2.235.209	410.079	712.644	37%	63%	17%	22%
Total	2.385.645	3.227.997	42%	58%		

Fuente: Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

Tabla 14. Regresión Logística. Probabilidad de cotizar en el último año (2019)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Mujer	-0,498	-0,124	-0,078	0,047
	(0,001)	(0,002)	(0,002)	(0,002)
Edad		-0,087	-0,002	-0,030
		(0,000)	(0,000)	(0,000)
Años trabajados		0,185		0,069
		(0,000)		(0,000)
Rem ult. 3 años			1,241	1,083
			(0,001)	(0,001)
Pseudo R-cuad.	0,951	2,744	-14,072	-11,640
Observaciones	(0,001)	(0,003)	(0,018)	(0,019)

Nota: se reporta entre paréntesis el error estándar

Fuente: Estimación propia en base a la Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

Tabla 15. Estimaciones con interacciones sexo y edad y sexo y densidad.

		Logit cotización último año (2019)	OLS Logaritmo de saldo acumulado al 2019
Tramos edad (base: hasta 29 años)	Mujer	0,064 (0,008)	-0,126 (0,003)
	Edad 30-44	-0,519 (0,004)	1,421 (0,001)
	Edad 45-59	-0,576 (0,004)	2,476 (0,001)
	Edad 60-65	-0,506 (0,007)	2,848 (0,002)
	Edad +65	-2,027 (0,027)	2,677 (0,008)
Interacción sexo*tramo edad	Mujer 30-44 años	0,283 (0,005)	-0,030 (0,002)
	Mujer 45-59 años	0,525 (0,006)	-0,312 (0,002)
	Mujer 60-65 años	-0,262 (0,017)	-0,541 (0,005)
	Mujer Mayor a 65 años	0,872 (0,050)	-0,546 (0,014)
Tramos de densidad (base: [0.0-1.0])	[0.1-0.2[0,612 (0,007)	1,447 (0,003)
	[0.2-0.3[0,840 (0,007)	2,116 (0,003)
	[0.3-0.4[1,068 (0,007)	2,582 (0,003)
	[0.4-0.5[1,299 (0,007)	2,951 (0,003)
	[0.5-0.6[1,515 (0,007)	3,191 (0,003)
	[0.6-0.7[1,870 (0,007)	3,484 (0,003)
	[0.7-0.8[2,207 (0,008)	3,711 (0,003)
	[0.8-0.9[2,705 (0,008)	3,841 (0,003)
	[0.9-1.0]	3,926 (0,011)	3,768 (0,003)

Interacción sexo*tramo de densidad	Mujer dens. [0.1-0.2[-0,074 (0,010)	0,089 (0,003)
	Mujer dens. [0.2-0.3[-0,089 (0,010)	0,077 (0,003)
	Mujer dens. [0.3-0.4[-0,169 (0,010)	0,062 (0,003)
	Mujer dens. [0.4-0.5[-0,257 (0,010)	0,048 (0,003)
	Mujer dens. [0.5-0.6[-0,369 (0,010)	0,018 (0,003)
	Mujer dens. [0.6-0.7[-0,463 (0,010)	0,015 (0,003)
	Mujer dens. [0.7-0.8[-0,563 (0,011)	0,006 (0,003)
	Mujer dens. [0.8-0.9[-0,548 (0,012)	-0,021 (0,003)
	Mujer dens. [0.9-1.0]	-0,296 (0,016)	0,008 (0,003)
		Rem ult. 3 años	0,868 (0,001)
	Constante	-10,620 (0,018)	3,888 (0,002)
	Pseudo/R-cuad.	0,597	0,678
	Observaciones	10.855.717	10.831.054

Nota: se reporta entre paréntesis el error estándar

Fuente: Estimación propia en base a la Base de Datos de Afiliados, Cotizantes, Beneficiarios, Pensionados y Fallecidos (BDA). Superintendencia de Pensiones.

