



Brechas de género en pensiones y propuestas para mejorar las pensiones de las mujeres en los países FIAP

Septiembre 2022

Karol Fernández Delgado, PhD.

Resumen Ejecutivo

Este documento presenta un análisis de las diferencias en los montos de pensiones entre hombres y mujeres, a fin de comprender sus causas y presentar algunas recomendaciones que contribuyan al diseño de políticas públicas que apunten a reducirlas en el futuro próximo.

En términos de los factores que determinan la pensión, las mujeres generalmente tienen menores salarios, menor densidad de cotizaciones, menor edad de retiro (en algunos países) y mayor expectativa de vida. En consecuencia, durante su fase activa ellas acumulan menos ahorros que los hombres, con los cuales deben financiar una etapa pasiva cada vez más larga, con el consiguiente resultado de tener pensiones relativamente más bajas que los hombres. Así, las brechas de pensiones suelen ser superiores que las brechas salariales.

El documento realiza un análisis cuantitativo para evaluar cuáles factores tienen mayor incidencia en la brecha de género en pensiones, utilizando datos de Chile, Colombia y Perú. Se analizan cuatro determinantes: salario imponible, densidad de cotización, edad legal de jubilación y expectativas de vida (capturada a través de las tablas de mortalidad). Para esto se simula el monto de pensión de los sistemas de capitalización individual de un hombre y una mujer bajo un escenario base en que

los ingresos imposables y la densidad de cotización se ajustan al promedio observado para hombres y mujeres, las personas jubilan a la edad legal y sus pensiones se estiman utilizando las respectivas tablas de mortalidad según sexo. Posteriormente, este escenario base se va modificando a fin de ir eliminando las diferencias entre hombre y mujer, y así poder cuantificar el impacto independiente de cada uno de los cuatro determinantes identificados.

Los resultados encontrados dan cuenta que las brechas simuladas de pensión son de 56%, 46% y 29% para Chile, Colombia y Perú, respectivamente para individuos solteros. Perú, que tiene la menor brecha de pensión, es el único de los tres países donde la edad de jubilación de mujeres y hombres es igual. Este hecho va en línea con los resultados encontrados para Chile y Colombia, donde la diferencia en las edades de jubilación de hombres y mujeres son el principal determinante de la brecha de pensión: explicando el 44,6% de la brecha en el caso chileno y el 53,7% de la brecha en el caso de Colombia. De este modo, se puede afirmar que las edades diferenciadas de jubilación entre hombres y mujeres son el principal determinante de la brecha de género en pensiones para los países analizados.

Para verificar la robustez de los resultados se repite el ejercicio asumiendo una mujer casada con un cónyuge 2 años mayor. Como era de esperar, bajo este escenario las brechas de pensión se reducen en los tres países: 47% para Chile, 35% para Colombia y 19% para Perú. No obstante, se confirma que la diferencia en las edades de jubilación es el principal determinante de la brecha para Chile y Colombia. En el caso de Perú, mientras que al emplear individuos solteros el principal determinante de la brecha es la mayor expectativa de vida de las mujeres, al considerarse una mujer casada, el principal determinante viene a ser la brecha salarial.

Curiosamente, las variables usualmente asociadas con discriminación de género en el mercado laboral (menores ingresos femeninos y densidades de cotización más bajas) resultan tener impactos acotados en la brecha de género. En Chile, las diferencias salariales explican solo un 10,7% de la brecha de pensión, y en Colombia un 8,5%. Por su parte, con respecto a la densidad de cotización, tanto en Colombia como en Perú, no se aprecian diferencias considerables entre hombres y mujeres, por lo que esta variable resulta nula en explicar la brecha de pensiones. En el caso de Chile, la menor densidad de cotización de las mujeres representa un 14% de la brecha de pensión.

Por su parte, las mayores expectativas de vida de las mujeres, recogidas por las diferentes tablas de mortalidad empleadas para el cálculo de sus pensiones, resultan ser otra variable importante en explicar la brecha de pensión: en Perú se encuentra que es la variable con mayor peso para explicar la brecha de género (58,6% de la brecha), mientras que en Chile y Colombia es la segunda variable con mayor importancia: 30,4% y 36,7% de la brecha, respectivamente.

País	Brecha de pensión simulada*	Incidencia en la brecha de pensión (porcentaje de la brecha total)			
		Diferencias salariales	Distintas densidades de cotización	Diferentes edades de jubilación	Distintas expectativas de vida
Chile	56%	10,7%	14,3%	44,6%	30,4%
Colombia	46%	8,5%	0%	53,7%	36,7%
Perú	29%	41,4%	0%	0%	58,6%

*Porcentaje por debajo del monto de pensión de un hombre, para el caso de individuos solteros.

Del análisis anterior, se desprende que la principal medida para reducir la brecha de pensiones es aumentar la edad de jubilación de las mujeres, igualándola a la de los hombres. Esta es una medida que no tiene ningún costo fiscal, y que de hecho podría conllevar ahorros fiscales en la medida que las mujeres requerirían de menor apoyo de los esquemas no contributivos de pensiones, pero que puede tener un alto costo político. Es por esto que, siguiendo la experiencia de los países europeos, se recomienda que los incrementos de la edad de jubilación sean paulatinos y que posteriormente se definan aumentos automáticos vinculados a las expectativas de vida. Este proceso debe enmarcarse en procesos de reforma con diálogo y participación social, acompañado de medidas que favorezcan la empleabilidad de los adultos mayores.

Otra de las medidas recomendadas en el documento para reducir la brecha de género en pensiones es brindar apoyo en el cuidado de los hijos en edades tempranas. Se utiliza como ejemplo, el proyecto de ley de "sala cuna universal" de Chile, que crea un fondo solidario para ayudar a las familias a cubrir el costo de las salas cuna (guarderías infantiles), cuyo financiamiento se realizaría con aportes adicionales del empleador de 0,1% del salario imponible, más aportes fiscales. A fin de evitar distorsiones en el mercado laboral en desmedro de las madres, esta cotización adicional se deberá

realizar para todo trabajador, sin importar su sexo, lo que en definitiva implica un compromiso como sociedad por la protección de la maternidad/paternidad.

Adicionalmente, siguiendo la experiencia del Reino Unido, se propone impulsar planes de ahorro voluntario con enrolamiento automático, los cuales pueden contribuir a incrementar el ahorro previsional de las mujeres para hacer frente a su mayor longevidad. La evidencia mostrada en el documento da cuenta que esta es una política que puede favorecer la reducción de la brecha de género en pensiones. Asimismo, se propone la existencia de incentivos tributarios que favorezcan mayormente a las mujeres a fin de darle un mayor impulso a esta política.

Finalmente, se analiza la posibilidad de utilizar tablas de mortalidad unisex, sin embargo, la medida implicaría subir la pensión de las mujeres a costa de reducir la de los hombres (lo que ciertamente reduciría la brecha de pensión), que no parece ser la dirección correcta. Adicionalmente, la medida podría afectar negativamente a las mujeres beneficiarias de pensión de sobrevivencia que se verían perjudicadas por la disminución de las pensiones de los causantes hombres, y también podría afectar a los pensionados de ingresos medios y bajos (que tienen menores expectativas de vida), debido a los cambios al proceso de pensión que esta medida implicaría. Adicionalmente, el uso de tablas unisex puede producir algunos impactos negativos inesperados: un empobrecimiento del producto de pensión, por una menor libertad de los nuevos pensionados para elegir modalidad, tipo de pensión y entidad oferente; mayores costos y riesgos para las compañías de seguros en la oferta de rentas vitalicias, lo que puede traducirse en aumentos de precios; menor eficiencia económica; y desincentivos a la realización de aportes previsionales voluntarios y al pago de cotizaciones previsionales obligatorias.

I. Introducción

La situación de las mujeres de América Latina en lo que respecta a su seguridad previsional resulta altamente preocupante. Por una parte, según datos de la CEPAL, hacia fines de 2018 sólo un 18,6% de las mujeres de la región se encontraban afiliadas y cotizando a algún sistema de pensiones. Por otro lado, las pensiones de aquellas que logran obtenerlas son sustancialmente inferiores que las de los hombres. Según estimaciones del BID, hacia 2015 las pensiones contributivas de vejez de las mujeres en América Latina eran, en promedio, un 13% inferiores que las de los hombres (Altamirano, 2018). El problema se agudiza en el caso de los países con esquemas de reparto, donde se establecen requisitos de años mínimos cotizados para tener derecho a una pensión, siendo para las mujeres más difícil cumplir dichos requisitos, por lo que un mayor porcentaje de ellas no logran pensionarse, perdiendo con frecuencia las cotizaciones realizadas.

El Informe de Género sobre el Sistema de Pensiones y Seguro de Cesantía elaborado por la Superintendencia de Pensiones de Chile en 2019, muestra que la diferencia en los salarios imponibles entre hombres y mujeres era cercana de 10%, mientras que la diferencia en el monto promedio de las pensiones era de 50%. De modo que las menores pensiones de las mujeres no pueden atribuirse meramente a la brecha de género de los salarios, sino más bien a un conjunto de circunstancias que juegan en contra de las pensiones femeninas: en particular, edad de retiro menor que la de los hombres y mayores expectativas de vida que las de ellos.

El período de cotizaciones a lo largo de la vida laboral también es adverso para las mujeres, repercutiendo directamente en las menores pensiones recibidas por ellas. La denominada densidad de cotizaciones de los afiliados –porcentaje de años cotizados en relación con el total de años de vida laboral– presenta diferencias significativas entre ambos sexos. La maternidad y el cuidado de hijos y otros familiares son detonantes de que muchas mujeres tengan “lagunas” en sus períodos de cotización, más prolongadas que los hombres. Por ejemplo, según datos del Observatorio de Igualdad de Género de la CEPAL, en 2019 las mujeres mexicanas dedicaron un promedio de 42,6 horas a la semana al trabajo no remunerado, mientras que los hombres dedicaron en promedio 16 horas semanales a estas labores.

De este modo, en términos de los factores que determinan la pensión, las mujeres tienen menores salarios, menor densidad de cotizaciones, menor edad de retiro (por lo general) y mayores

expectativas de vida. En consecuencia, durante su fase activa ellas acumulan menos ahorros que los hombres, con los cuales deben financiar una etapa pasiva cada vez más larga, lo que obviamente conlleva recibir menores pensiones.

Preocupados por esta realidad de las mujeres, la FIAP decidió realizar un estudio que permita entender las causas de la brecha de pensiones entre hombres y mujeres, así como plantear una serie de medidas que ayuden a reducirla. Avanzar hacia la consecución de este objetivo requiere una combinación de políticas en las diferentes dimensiones que la originan.

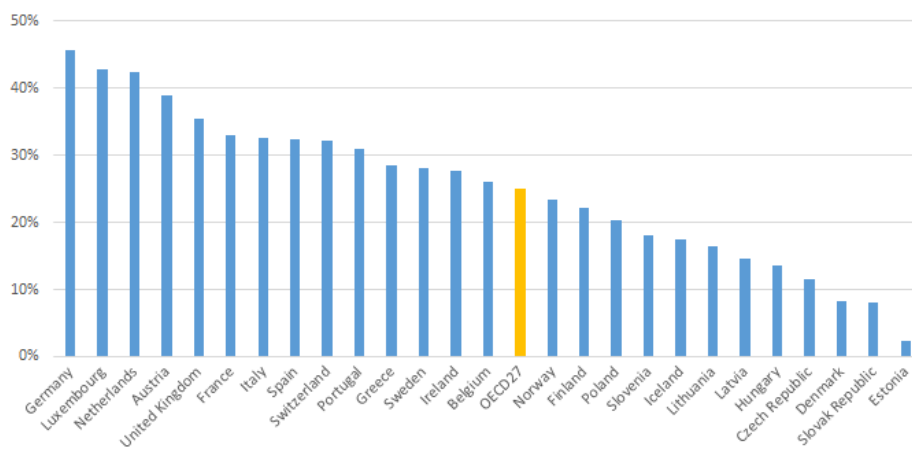
Así, el objetivo del presente estudio consiste en comprender los principales determinantes de la brecha de género de las pensiones a fin de plantear propuestas concretas para mejorar las pensiones de las mujeres en América Latina. En el estudio se identifican algunas alternativas de política con tal fin, enfocándose especialmente en aquellas que pueden atenderse con cambios en el diseño y regulación del sistema de pensiones en el corto, mediano y largo plazo.

El resto de documento se estructura de la siguiente forma. La Sección II presenta un análisis de las principales causas identificadas en la literatura de la brecha de género en pensiones. La Sección III muestra una evaluación cuantitativa de cuáles de estas causas tienen los mayores impactos sobre la brecha de pensión en Chile, Colombia y Perú. La Sección IV detalla diferentes propuestas de mitigación de la brecha de pensiones. Finalmente, la Sección V concluye.

II. Brechas de género en pensiones y sus determinantes

La brecha de pensiones entre hombres y mujeres es una realidad alrededor del mundo. Los datos muestran que, en marzo de 2018, en los países europeos de la OCDE, las pensiones de las mujeres de 65 años o más fueron 25% más bajas, en promedio, que las de los hombres. En estos mismos países, la brecha de género en las pensiones es sustancialmente más alta que la brecha salarial, la que alcanzó un promedio del 13% en 2017. En algunos países como Alemania, Luxemburgo y los Países Bajos, las brechas en pensiones son superiores al 40%, mientras que, en Dinamarca, Estonia y Eslovaquia la brecha de pensiones es inferior al 10% (ver Gráfico 1).

Gráfico 1. Países europeos: Brecha de pensión entre géneros, marzo 2018 (Porcentaje)



Nota: La brecha se calcula mediante la siguiente fórmula: $(1 - \text{pensión promedio de las mujeres} / \text{pensión promedio de los hombres}) * 100$. Incluye todas las formas de pensión (vejez, invalidez y sobrevivencia), tanto públicas como privadas.

Fuente: OECD.

La mayor brecha de género en pensiones que en ingresos también se observa en Chile, Colombia, México, Perú y Uruguay (ver Cuadro 1). En Chile, según datos de la Superintendencia de Pensiones en 2019, las mujeres recibieron un salario imponible promedio 9,7% inferior que el de los hombres, mientras que, su pensión promedio de vejez autofinanciada fue un 50,4% inferior que la de los hombres¹. En México, la CONSAR (2018) reportó que la pensión esperada de las mujeres sería 43% inferior que la de los hombres, mientras que la brecha salarial de género era de 24%. En Perú, la diferencia entre ambas brechas es más acotada: a 2019 el ingreso imponible promedio de las mujeres fue 14,8% inferior al de los hombres, mientras que la brecha de la pensión de vejez autofinanciada (a marzo de 2017)² fue de 16,4%. Curiosamente, en República Dominicana la brecha de género favorece a las mujeres tanto respecto a los salarios imponibles como a la pensión contributiva de vejez: las mujeres cuentan con un ingreso imponible un 2,2% superior al de los hombres, mientras que sus pensiones contributivas son un 13% mayor. Es importante destacar que tanto en República Dominicana como en Perú las edades legales de jubilación de hombres y mujeres son iguales (60 años en República Dominicana y 65 años en Perú).

¹ Cuando se incorpora el aporte del pilar solidario la brecha de pensión de vejez se reduce a 21,1%.

² Se utilizan los datos de la pensión promedio a marzo de 2017 a fin de excluir el impacto que tuvo en Perú la aprobación del retiro del 95,5% de los fondos previsionales a la edad de retiro.

Esta mayor brecha de género de pensión se debe a que, además de haber trabajado a menudo en trabajos peor remunerados –e incluso recibiendo salarios menores por iguales trabajos que los hombres–, es más probable que las mujeres hayan trabajado a tiempo parcial y hayan tenido períodos más largos fuera del mercado laboral. De hecho, según datos de la Encuesta de Protección Social de Chile de 2020, los hombres de hasta 65 años dedican el 63% de su vida laboral a realizar un trabajo asalariado, mientras que las mujeres de hasta 60 años dedican sólo el 46% a un trabajo asalariado. La misma encuesta da cuenta que mientras las mujeres pasan 23,7% de su trayectoria laboral inactivas, los hombres sólo permanecen inactivos un 8,1% del tiempo (ver Gráfico 2).

Cuadro 1. Brechas de género de ingreso y pensión de vejez autofinanciadas*, países seleccionados

País	Brecha salarial	Brecha pensión
Bolivia (2015)	n.d.	17,0%
Chile (2019)	9,7%	50,2% ^(a)
Colombia (2019)	7,8%	33,0%
México (2019)	24,0%	43,0% ^(b)
Perú (2017)	14,8%	16,4% ^(c)
Rep. Dominicana (2015)	-2,2%	-13,0%
Uruguay	6,0%	13,9% ^(d)

Notas:

*Las brechas se estiman como: $(1 - \text{ingreso o pensión promedio de mujeres} / \text{ingreso o pensión promedio de hombres}) * 100$ y corresponden al sistema de capitalización individual a menos que se indique otra cosa.

(a) Cuando se incorpora el aporte del pilar solidario la brecha de pensión de vejez se reduce a 21,1%.

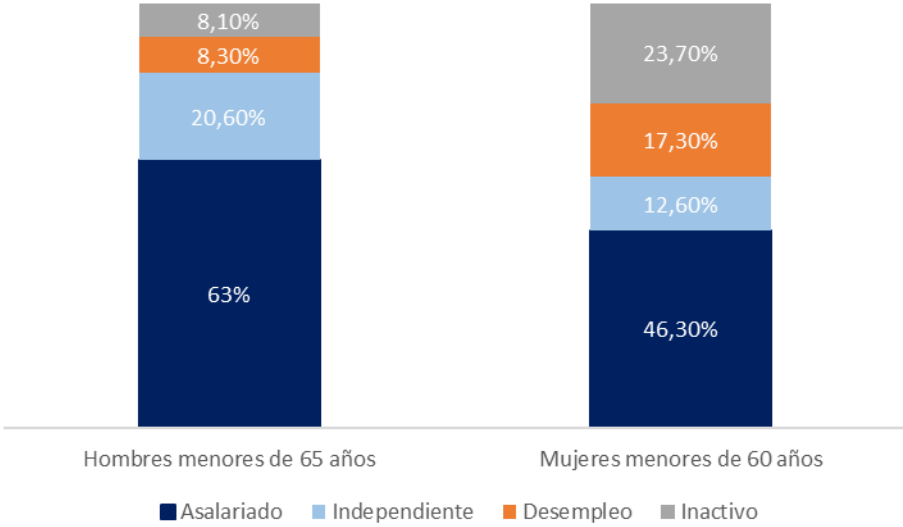
(b) Pensión esperada, según estimaciones de la CONSAR (2018).

(c) Se utilizan los datos de la pensión promedio a marzo de 2017 a fin de excluir el impacto que tuvo en Perú la aprobación del retiro del 95,5% de los fondos previsionales a la edad de retiro.

(d) Pensión total, incluye pensión por sistema de reparto y capitalización individual.

Fuentes: Elaboración propia a partir de datos de la Superintendencia de Pensiones, 2019 (Chile); ASOFONDOS (Colombia); CONSAR, 2018 (México); Asociación de AFP de Perú (Perú), Altamirano, 2018 (Bolivia y República Dominicana); Superintendencia de Pensiones (República Dominicana); República AFAP y CEPAL, 2020 (Uruguay).

Gráfico 2. Distribución del tiempo en Chile: trayectoria laboral de hombres menores de 65 años y mujeres menores de 60 años (porcentaje del tiempo)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Encuesta de Protección Social 2020.

Puesto que las prestaciones de pensión suelen estar relacionadas con los ingresos, estas diferencias en los perfiles laborales entre hombres y mujeres pueden dar lugar a grandes disparidades de género en los activos pensionales que ellas pueden acumular, los que finalmente repercuten en el pago de sus pensiones. En el Reino Unido, se reporta que las mujeres de 60 años tienen, en promedio, una tercera parte del ahorro previsional con que cuentan los hombres a esa misma edad (Now Pensions, 2019). En Chile, según datos de la Superintendencia de Pensiones, a diciembre de 2019 las mujeres a los 60 años tenían un saldo promedio en sus cuentas de ahorro obligatorio de CLP 22,6 millones, mientras que los hombres tenían CLP 38,5 millones, es decir que el ahorro masculino superaba en un 40% al ahorro de las mujeres.

Además, habiendo pasado más tiempo al cuidado de niños o familiares a lo largo de su vida, las mujeres pueden tener menores densidades de cotización. Este hecho es particularmente grave en aquellos países con esquemas de pensión de reparto, donde las mujeres pueden tener dificultades para cumplir con los requisitos contributivos (número de años de cotización necesarios para acceder a una pensión completa) y, por lo tanto, es más probable que reciban solo pagos mínimos de pensión o pensiones solidarias (no contributivas). El Cuadro 2 muestra que, a excepción de Colombia y Perú, las mujeres cotizan por menor tiempo que los hombres.

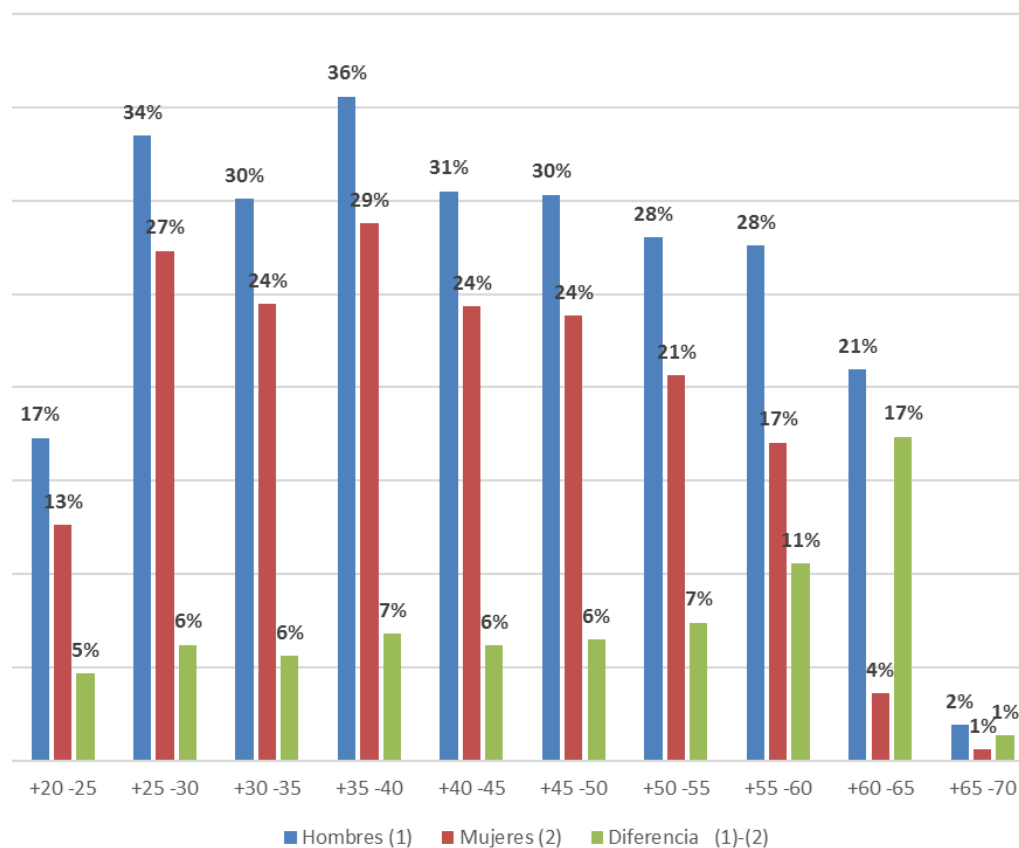
Cuadro 2. Densidades de cotización promedio por sexo en países seleccionados, diciembre de 2019

País	Densidad de cotización promedio	
	Hombres	Mujeres
Bolivia	n.d.	n.d.
Chile	60%	50%
Colombia	37,3%	37,8%
Costa Rica	n.d.	n.d.
El Salvador (2012)	27,7%	19,6%
México (2015)	53,7%	46,1%
Perú	57%	58%
Rep. Dominicana	n.d.	n.d.
Uruguay	52,8%	47,2%

Fuentes: Elaboración propia a partir de datos de Superintendencia de Pensiones (Chile); ASOFONDOS (Colombia); Tablas, 2014 (El Salvador); Castañón y Ferreira, 2017 (México); Asociación de AFP de Perú (Perú), Altamirano, 2018 (Bolivia y República Dominicana); Superintendencia de Pensiones (República Dominicana); República AFAP (Uruguay).

El Gráfico 3 muestra que, en el caso puntual de Chile, en todas las edades hay menos mujeres cotizando que los hombres. La mayor brecha se observa para el tramo de edad entre 60 y 65, lo que se explica porque la edad legal de pensión de las mujeres es de 60 años.

Gráfico 3. Chile: Cotizantes según edad y sexo, junio 2020 (porcentaje de la población total de cada tramo etario)



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la Superintendencia de Pensiones de Chile y del Instituto Nacional de Estadísticas.

Influyen también en los menores montos de pensión femeninas las diferencias en las edades legales de jubilación observadas en algunos países (Bolivia, Chile, Colombia y El Salvador). Afortunadamente, países como Costa Rica, México, Perú, República Dominicana y Uruguay ya han avanzado en igualar las edades legales de jubilación de hombres y mujeres (ver Cuadro 3). Se estima que en los sistemas de capitalización individual por cada año que se retrase la jubilación, el monto de la pensión se incrementa en alrededor de un 7% (Granados, Quezada y Quintanilla, 2018).

Tradicionalmente, las mujeres tenían una edad legal de jubilación menor que la de los hombres (generalmente cinco años menos), regla que se consideraba como un modo de compensar a las mujeres por su doble trabajo (en el hogar y en el mercado laboral) (Horstmann y Hüllsman, 2009). No obstante, una menor edad legal de jubilación limita el tiempo que ellas tienen para acumular ahorros en los sistemas de capitalización, a la vez que incrementa el tiempo de la etapa pasiva, causando obviamente una baja en sus beneficios pensionales. En los sistemas de reparto, el efecto

negativo está en un menor número de años cotizados, parámetro que se utiliza habitualmente en el cálculo del monto de la pensión y en la pérdida del acceso a pensión, por el eventual incumplimiento del requisito de períodos mínimos cotizados. Por consiguiente, una menor edad de jubilación para las mujeres en los programas contributivos no constituye un beneficio, puesto que tiene un costo significativo para ellas: una menor pensión de vejez o incluso la pérdida de ella.

De igual forma, el monto de las pensiones femeninas se ve negativamente afectado por sus mayores expectativas de vida al momento de jubilar (ver Cuadro 3). Las diferencias en expectativas de vida son más considerables conforme menor sea la edad legal de jubilación: por ejemplo, en Bolivia, donde las mujeres jubilan a los 50 años, su expectativa de vida al momento de jubilar es 6,8 años superior que la de los hombres a los 55 años. Una situación similar se observa en El Salvador, donde las mujeres jubilan a los 55 años y su expectativa de vida al momento de jubilar es 6,9 años superior que la de los hombres a los 60 años. Incluso, en aquellos países en que las edades legales de jubilación entre hombres y mujeres están equiparadas, las mayores expectativas de vida implican que las mujeres deberán financiar una etapa pasiva más larga.

La mayor longevidad de las mujeres se ve parcialmente compensada por las pensiones de sobrevivencia de su cónyuge. Datos para Chile muestran que, a mayo de 2020 de un total de 224.719 pensiones de viudez, 210.725 fueron recibidas por mujeres, es decir un 94% del total, alcanzando un monto promedio de CLP 201.831 (aproximadamente US\$269³).

³ Considera un tipo de cambio de CLP 750 por dólar.

Cuadro 3. Países FIAP: Edad legal de jubilación y expectativas de vida a la edad legal de jubilación por sexo

País	Edad legal de jubilación		Expectativa de vida a la edad de jubilación legal		
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres	Diferencia
Bolivia	50	55	31,4	24,6	6,8
Chile	60	65	25,6	18,9	6,7
Colombia	57	62	28,8	22,3	6,5
Costa Rica	65	65	21,4	18,8	2,6
El Salvador	55	60	26,9	20,0	6,9
México	65	65	18,5	16,6	1,9
Perú	65	65	19,7	16,9	2,8
Rep. Dominicana	60	60	23,6	20,6	3,0
Uruguay	60	60	25,0	19,4	5,6

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de FIAP y UN World Population Division.

Otra variable que la literatura ha identificado como uno de los determinantes que afecta el monto de las pensiones de las mujeres, es su mayor aversión al riesgo en las decisiones financieras. Los estudios⁴ muestran que las mujeres suelen asumir menores riesgos en la elección de sus fondos de inversión. Como resultado, es menos probable que las mujeres elijan estrategias de inversión agresivas, lo que las hace perder oportunidades de mayores retornos a largo plazo, y en definitiva limita el crecimiento de sus ahorros previsionales. Sin embargo, esta variable parece no tener un mayor impacto en los países FIAP con esquemas de multifondos (Chile, Colombia, México, Perú y Uruguay), dado que la regulación establece una asignación por *default* según la edad de los afiliados, donde los más jóvenes son asignados por defecto a fondos de mayor riesgo, mientras que los afiliados cercanos a la jubilación son designados a los fondos de menor riesgo⁵. En el caso de México,

⁴ Ver, por ejemplo, Watson, J. (2007), "Gender Differences in Risk Aversion and Expected Retirement Benefits", *Financial Analysts Journal* 63 (4).

⁵ Para revisar si existe alguna diferencia en las elecciones de multifondos entre hombres y mujeres, se revisan los datos de cotizantes chilenos de hasta 50 años por sexo según multifondo (ello porque a partir de los 51 años las mujeres no pueden optar por el fondo más riesgoso). Se aprecia que un 10,3% del total de cotizantes hombres elige el Fondo A (más riesgoso) y un 6,8% el Fondo E (más conservador). El comportamiento de las

con la implementación de fondos de ciclo de vida (*target date funds*) no es posible la elección de fondo, pues cada afiliado es asignado al fondo correspondiente a su grupo etario, y conforme la persona envejece el fondo va cambiando su composición de inversiones para reducir su exposición al riesgo financiero. En Uruguay los afiliados son asignados según su edad a uno de los dos multifondos existentes en el país: Fondo Acumulación para afiliados de hasta 55 años y Fondo Retiro para afiliados mayores de 55 años.

En resumen, siguiendo a Benavides y Fernández (2019), los determinantes de las desigualdades de género en pensiones se pueden agrupar en cuatro tipos según su origen: (i) aquellos asociados al mercado laboral (salarios de las mujeres menores que los de los hombres, menor participación laboral femenina, mayor desempleo femenino y trabajos a tiempo parcial, temporales o informales); (ii) los directamente vinculados con el diseño del sistema de pensiones (como una menor edad legal de retiro para las mujeres y tablas de mortalidad diferenciadas por sexo); (iii) los demográficos (mayor expectativa de vida de la mujer); y (iv) los relacionados con aspectos culturales (desigual distribución de las tareas del hogar y el cuidado).

mujeres es bastante similar: un 9,8% de las mujeres opta por el Fondo A, mientras que un 5,6% por el Fondo E. Ello da cuenta de lo mencionado, que la mayoría de los cotizantes se encuentran en el multifondo de *default*.

III. Estimación cuantitativa del impacto de los distintos determinantes en la brecha de género de pensiones

El Cuadro 4 identifica las variables que se emplearán en el estudio para estimar el impacto de cada uno de los distintos determinantes de la brecha de género en pensiones. En particular, se evaluará el impacto de cuatro variables: (i) las diferencias salariales; (ii) las diferencias en densidad de las cotizaciones; (iii) las distintas edades legales de retiro; y (iv) las distintas expectativas de vida, capturadas por las tablas de mortalidad diferenciadas por sexo.

Cuadro 4. Variables seleccionadas para explicar la brecha de género en pensiones

Variable	Tipo de determinante	Definición
Brecha salarial	Mercado laboral y cultural	Diferencia en el salario imponible promedio entre hombres y mujeres
Densidad de cotizaciones	Mercado laboral y cultural	Número de meses cotizados por sexo
Edad de retiro	Sistema de pensiones	Edad legal de retiro por sexo
Expectativa de vida	Demográfica y sistema de pensiones (Tablas de Mortalidad diferenciadas por sexo)	Años de sobrevivencia al momento de retiro por sexo

Fuente: Elaboración propia.

Para estimar la magnitud del impacto de los distintos determinantes identificados en el Cuadro 4 sobre la brecha de género en pensiones se sigue la metodología propuesta por Jethwa (2019) y Benavides y Fernández (2019).

Dicha metodología simula la pensión de un hombre y una mujer bajo un escenario base, a fin de estimar la brecha de pensión entre ambos. Posteriormente, este escenario base se va modificando a fin de ir eliminando las diferencias entre hombre y mujer, y así poder cuantificar el impacto independiente de cada una de las cuatro determinantes identificadas en el Cuadro 4.

El escenario base se simula utilizando los siguientes supuestos:

1. Hombre y mujer reciben el ingreso imponible promedio de los cotizantes del sistema de pensiones para cada sexo, respectivamente, que se mantiene constante a lo largo del período de proyección.

2. Edad de pensión del hombre y mujer es la edad legal de jubilación.
3. Ambos empiezan a cotizar a los 25 años⁶.
4. Ambos contribuyen de acuerdo con la densidad de cotizaciones promedio por sexo, de manera uniforme durante todo su ciclo laboral.
5. Se asume que ambos cotizan en el mismo multifondo (para eliminar posibles efectos de diferencias en aversión al riesgo). Para el cálculo del capital necesario unitario se emplea una tasa de retorno de 4% y una tasa implícita de anualidad de 3%.
6. Ambos son solteros y no tienen beneficiarios de pensión de sobrevivencia⁷. Para verificar la fiabilidad de los resultados se realiza un segundo ejercicio en el que se asume que son casados, donde el hombre tiene una cónyuge 2 años menor.

Una vez estimado el escenario base, la mujer se va “masculinizando” paulatinamente, en el sentido que se van haciendo equivalentes su ingreso imponible, densidad de cotización, edad de jubilación y expectativas de vida a las de un hombre (en ese orden). Es decir, primero se incorpora el efecto en la brecha de aumentar el salario de la mujer a uno equivalente al del hombre, luego se asume que tienen una densidad de cotización similar, posteriormente se asume que la mujer continúa cotizando y posterga el retiro hasta la edad de jubilación de los hombres, y finalmente se supone que la expectativa de vida de hombres y mujeres se equiparan (para ello se simula la pensión de la mujer empleando las tablas de mortalidad de los hombres).

Es importante notar que el efecto final de cada uno de los determinantes no es independiente del orden en que sean incorporados en el ejercicio. Sin embargo, más que la magnitud exacta de cada uno de los determinantes, lo importante del ejercicio es que permite comprender el orden de magnitud, es decir, cuáles factores explican en mayor medida la brecha de pensiones. El ejercicio se realiza para Chile, Colombia y Perú.

⁶ Dado que se asume la misma edad de inicio de cotizaciones para ambos sexos, esta variable no influye en la brecha de pensión. Evidencia para Chile, da cuenta que las edades de afiliación (inicio de trabajo formal) para hombres y mujeres son similares y están en torno a los 26 años (Berstein y Tokman, 2005).

⁷ Este supuesto magnifica la brecha de género de pensiones, puesto que las mujeres suelen beneficiarse por el hecho de que sus cónyuges usualmente son mayores que ellas, de modo que, las diferencias de pensión para personas casadas suelen ser menores que la de los solteros.

III.1 Chile

A partir de la información del Cuadro 5 se simula la pensión esperada para un hombre y una mujer. La pensión esperada para un hombre es normalizada a 100. De este modo, se observa que la pensión que alcanzaría una mujer sería de 44, es decir, la brecha de pensión por género sería equivalente a 56%⁸. En otras palabras, la pensión de una mujer sería 56% menor que la de un hombre bajo los supuestos del escenario base.

Cuadro 5. Chile: Supuestos escenario base

	Hombre	Mujer
Edad jubilación	65	60
Remuneración imponible (moneda local)	\$ 879.071	\$ 773.475
Edad ingreso mercado laboral	25	25
Bono de reconocimiento	No	No
Beneficiarios pensión de sobrevivencia	No	No
Ahorro voluntario	No	No
Perfil de riesgo	Por defecto	Por defecto
Densidad de cotizaciones	60% (7 meses al año)	50% (6 meses al año)
Pensión estimada (normalizada)	100	44
Brecha de pensión		56%

Fuente: Elaboración propia.

Como se explicó anteriormente, una vez simulado el escenario base, se van reemplazando los supuestos (progresivamente) para medir el impacto de cada uno de ellos en la brecha de pensión.

El Gráfico 4 sintetiza los resultados del ejercicio. En primer lugar, se relaja el supuesto de diferencias salariales entre hombres y mujeres, y se estima la pensión que obtendría una mujer si sus ingresos

⁸ El resultado obtenido en el escenario base es similar al que obtienen Benavides y Fernández (2019), donde encuentran que la brecha de pensión en su escenario base era de 58%.

imponibles fuesen iguales que los del hombre, manteniendo constantes los demás supuestos. Bajo este nuevo escenario, la pensión que una mujer obtendría sería de 50% respecto a la de un hombre, es decir, que la brecha de pensión se cierra en 6 puntos porcentuales solamente.

Seguidamente, se supone que la densidad de cotización de las mujeres se equipara con la de un hombre, es decir, que en lugar de ser 50% del tiempo aumenta a 60% (nuevamente se dejan constantes el resto de los supuestos a excepción del incremento en el salario imponible). Con ello, la brecha de pensión se cierra en 8 puntos porcentuales adicionales.

De modo tal que el mejoramiento conjunto de las variables que podrían estar atribuidas a patrones culturales que reducen los ingresos laborales de las mujeres y su permanencia en el mercado laboral, explica 14 puntos porcentuales de la brecha de género en pensiones (8+6).

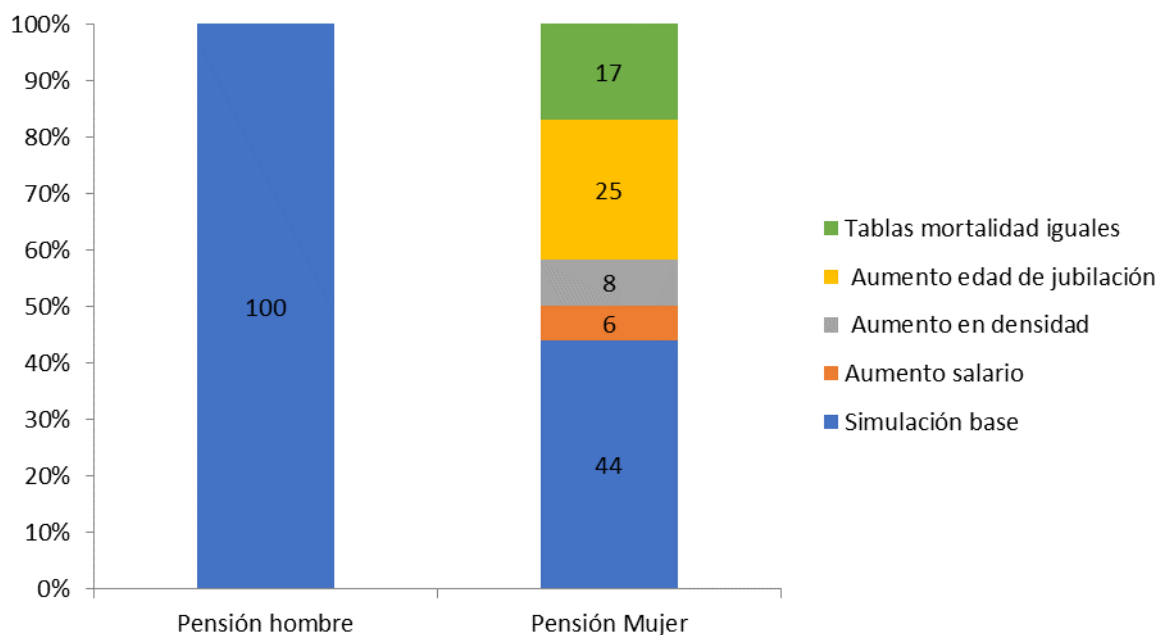
Posteriormente, se vuelve a estimar la pensión de una mujer, pero esta vez además de asumir que sus ingresos imponibles y densidad de cotización son iguales que los de un hombre, también se igualan las edades legales de jubilación a 65 años. Bajo este escenario, la brecha de pensión se reduciría en 25 puntos porcentuales adicionales, llevando la pensión de una mujer a ser equivalente al 83% de la pensión del hombre.

Como punto final, se estima la pensión de la mujer empleando tablas de mortalidad de un hombre, es decir, que todos los supuestos empleados para la estimación de la pensión femenina son iguales a las de un hombre, por lo que las pensiones se equiparan y la brecha de pensión se cierra. Se observa que el uso de tablas de mortalidad masculinas cerraría la brecha en 17 puntos porcentuales⁹.

⁹ Vale la pena aclarar que el ejercicio no supone el uso de tablas de mortalidad unisex, que emplearían un promedio de las expectativas de vida de hombres y mujeres, ello por cuanto el ejercicio intenta aislar el impacto del uso de tablas diferenciadas entre hombres y mujeres. De aplicarse tablas unisex, el impacto sería la mitad de lo mostrado en el ejercicio.

Por consiguiente, los resultados obtenidos dan cuenta que la variable que mayor impacto tendría sobre la reducción de la brecha de género en pensiones es la igualación de las edades legales de jubilación entre ambos sexos¹⁰.

Gráfico 4. Chile: Estimación determinantes en la brecha de pensión (solteros)



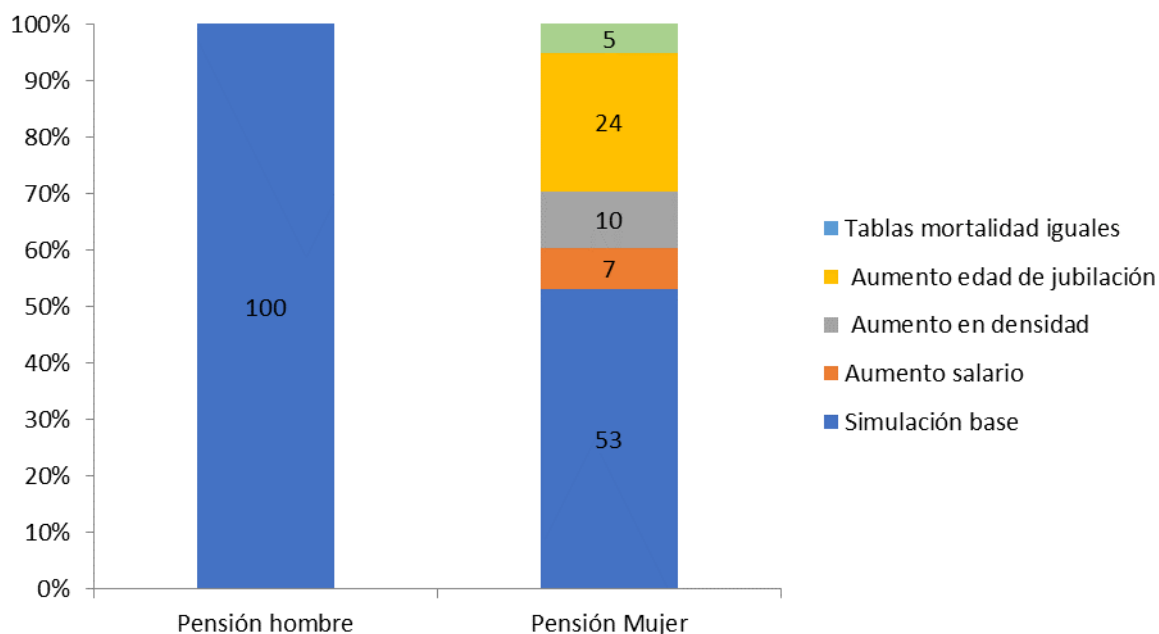
Fuente: Elaboración propia.

Caso para un hombre y una mujer, ambos casados

Dado que el supuesto del escenario base de que ambos sean solteros puede ser poco realista, se realiza un segundo ejercicio en que se supone una mujer casada con un hombre 2 años mayor. El Gráfico 5 resume los resultados obtenidos. Como era de esperar, bajo este nuevo escenario base la brecha de pensión es menor: 47% versus 56%. Ahora bien, lo interesante del ejercicio es que ratifica que la principal variable que ayudaría a cerrar dicha brecha es la igualación de la edad de jubilación de las mujeres con los hombres, que representa 24 puntos porcentuales de la brecha (es decir que explica más de la mitad de la brecha).

¹⁰ Para evaluar la consistencia de los resultados, el ejercicio es repetido alterando el orden en que cambian los supuestos del escenario base. En ese sentido, se evalúa el efecto de la postergación de la edad de retiro en 5 años, sin que previamente aumenten los salarios y la densidad de cotización, bajo este escenario la brecha se reduciría en 19 puntos porcentuales, manteniéndose éste como el determinante de mayor importancia para explicar la brecha de pensión.

Gráfico 5. Chile: Estimación determinantes en la brecha de pensión (casados)



Fuente: Elaboración propia.

III.2 Colombia

A partir de la información del Cuadro 6 se simula la pensión esperada para un hombre y una mujer. La pensión esperada para un hombre es normalizada a 100. De este modo, se observa que la pensión que alcanzaría una mujer sería de 54, es decir, la brecha de pensión por género sería equivalente a 46%.

Tal como en el caso de Chile, una vez simulado el escenario base, se van reemplazando los supuestos (progresivamente) para medir el impacto de cada uno de ellos en la brecha de pensión.

Cuadro 6. Colombia: Supuestos escenario base

	Hombre	Mujer
Edad jubilación	62	57
Remuneración imponible (US\$)	\$491,9	\$453,7
Edad ingreso mercado laboral	25	25
Bono de reconocimiento	No	No
Beneficiarios pensión de sobrevivencia	No	No
Ahorro voluntario	No	No
Perfil de riesgo	Por defecto	Por defecto
Densidad de cotizaciones	37,3%	37,8%
Pensión estimada (normalizada)	100	54
Brecha de pensión		46%

Fuente: Elaboración propia.

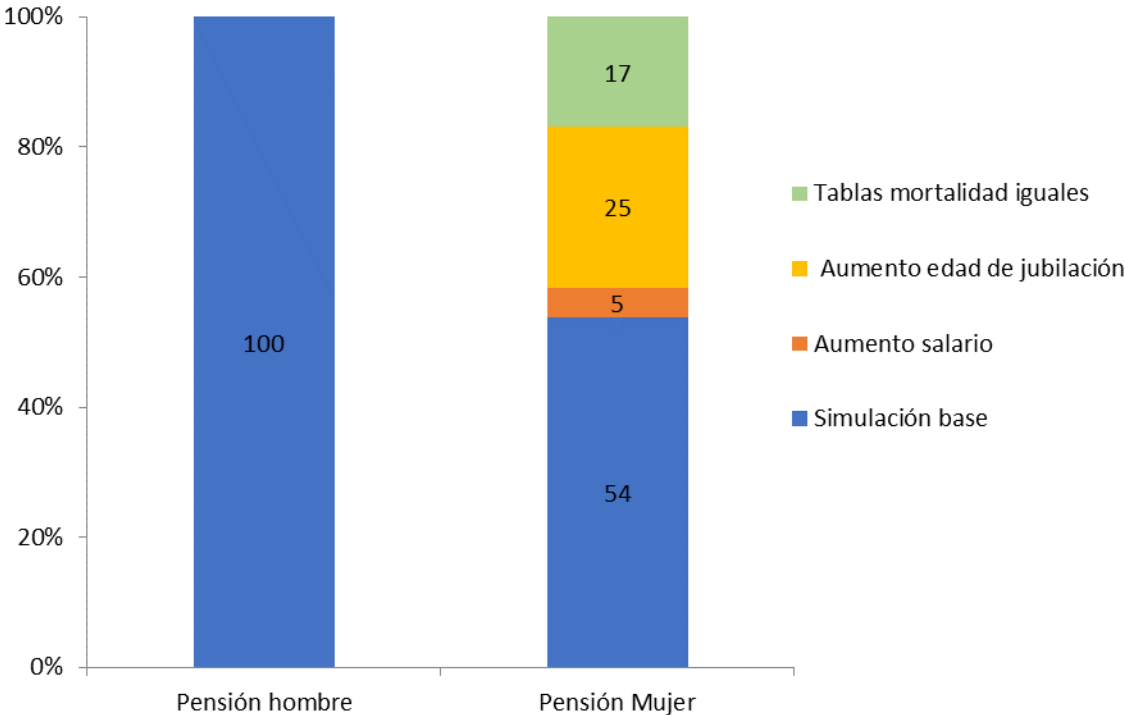
El Gráfico 6 resume los resultados del ejercicio. En primer lugar, se relaja el supuesto de diferencias salariales entre hombres y mujeres, y se estima la pensión que obtendría una mujer si sus ingresos imponibles fuesen iguales que los del hombre, manteniendo constantes los demás supuestos. Bajo este nuevo escenario, la pensión que una mujer obtendría sería de 59 respecto a la de un hombre, es decir, que la brecha de pensión se cierra solo en 5 puntos porcentuales.

Dado que en Colombia las densidades de cotización entre hombres y mujeres son prácticamente iguales, de hecho, son marginalmente mayores para las mujeres, esta variable no afecta la diferencia en el monto de pensión de hombres y mujeres.

Seguidamente, se vuelve a estimar la pensión de una mujer, pero esta vez además de asumir que sus ingresos imponibles y las densidades de cotización son iguales que los de un hombre, también se igualan las edades legales de jubilación a 62 años. Bajo este escenario, la brecha de pensión se reduciría en 25 puntos porcentuales, llevando la pensión de una mujer a ser equivalente al 84% de la pensión de un hombre.

Finalmente, se estima la pensión de la mujer empleando las tablas de mortalidad de un hombre, es decir, que todos los supuestos empleados para la estimación de la pensión femenina son iguales a las de un hombre, por lo que las pensiones se equiparan y la brecha de pensión se cierra. Se observa que el uso de tablas de mortalidad de los hombres cerraría la brecha en 17 puntos porcentuales.

Gráfico 6. Colombia: Estimación determinantes en la brecha de pensiones (solteros)



Fuente: Elaboración propia.

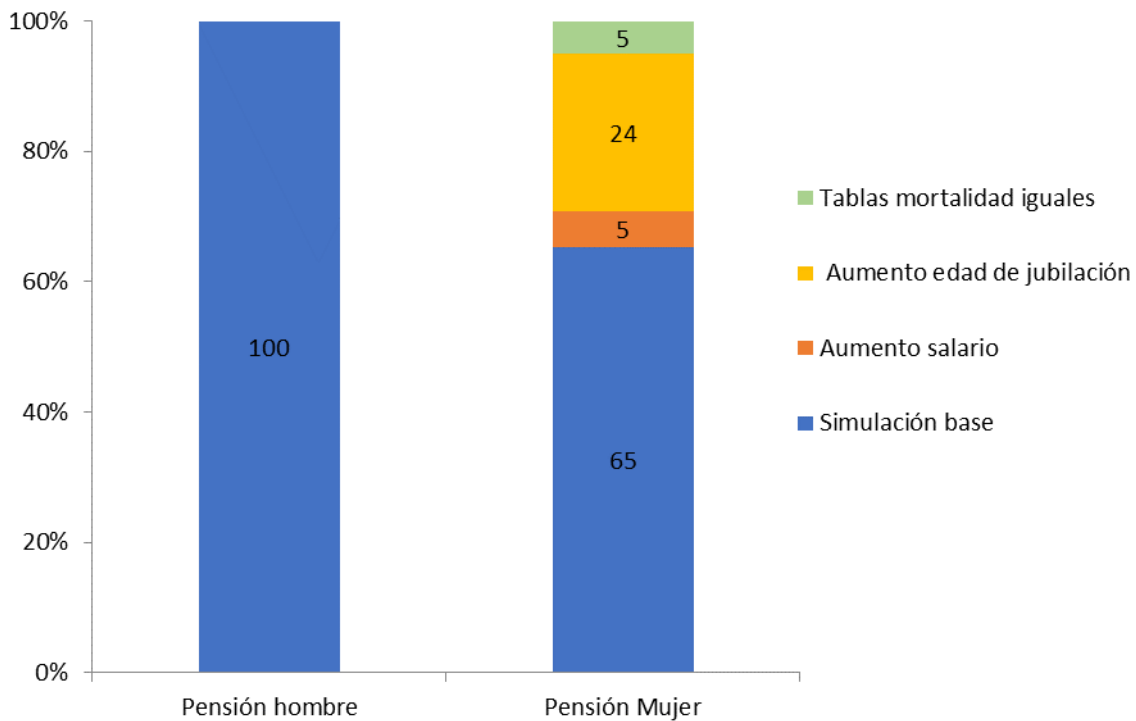
Por consiguiente, al igual que los resultados obtenidos para Chile, se aprecia que en Colombia la variable que mayor impacto tendría sobre la reducción de la brecha de género en pensiones es la igualación de las edades legales de jubilación entre ambos sexos¹¹.

¹¹ Al igual que en el caso de Chile, para evaluar la consistencia de los resultados, el ejercicio es repetido, suponiendo que la edad de jubilación es postergada a los 62 años, antes de que se modifiquen los salarios imponibles. Con ello, la brecha de pensión se cerraría en cerca de 31 puntos porcentuales, manteniéndose como la variable de mayor peso en explicar la brecha de género.

Caso para un hombre y una mujer, ambos casados

Repetimos el ejercicio, pero esta vez partiendo de un escenario base en que la mujer está casada con un hombre dos años mayor. El Gráfico 7 resume los resultados obtenidos bajo este nuevo escenario base, como puede observarse, la brecha de género alcanza 35%, por debajo del 46% para el caso en que ambos eran solteros. Lo interesante es que continúa prevaleciendo la diferencia en las edades de jubilación entre hombres y mujeres como el principal determinante de la brecha de género, explicando 24 de los 35 puntos porcentuales de la brecha, es decir, el 68% de la brecha de género en pensiones es causada por la diferencia en las edades de jubilación por sexo.

Gráfico 7. Colombia: Estimación determinantes en la brecha de pensiones (casados)



Fuente: Elaboración propia.

III.3 Perú

A partir de la información del Cuadro 7 se simula la pensión esperada para un hombre y una mujer. La pensión esperada para un hombre es normalizada a 100. De este modo, se observa que la pensión que alcanzaría una mujer sería de 71, es decir, la brecha de pensión por género sería equivalente a 29%.

Cuadro 7. Perú: Supuestos escenario base

	Hombre	Mujer
Edad jubilación	65	65
Remuneración imponible (US\$)	\$622,5	\$530,3
Edad ingreso mercado laboral	25	25
Bono de reconocimiento	No	No
Beneficiarios pensión de sobrevivencia	No	No
Ahorro voluntario	No	No
Perfil de riesgo	Por defecto	Por defecto
Densidad de cotizaciones	57%	58%
Pensión estimada (normalizada)	100	71
Brecha de pensión		29%

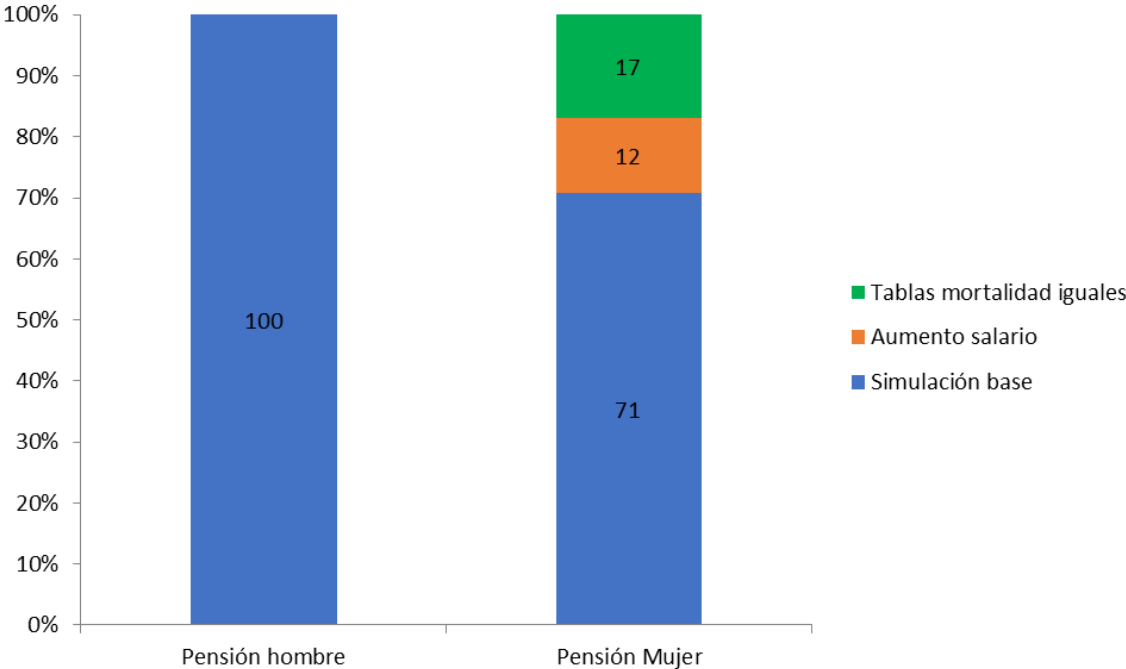
Fuente: Elaboración propia a partir de información proporcionada por Asociación de AFP de Perú.

El Gráfico 8 resume los resultados del ejercicio. En primer lugar, se relaja el supuesto de diferencias salariales entre hombres y mujeres. Bajo este nuevo escenario, la pensión que una mujer obtendría sería de 83 respecto a la de un hombre, es decir, que la brecha de pensión se cierra en 12 puntos porcentuales.

Dado que en Perú al igual que en el caso de Colombia, las densidades de cotización entre hombres y mujeres son prácticamente iguales (y de hecho favorecen a las mujeres), esta variable no afecta la diferencia en el monto de pensión de hombres y mujeres. Además, como las edades legales de jubilación de hombres y mujeres son iguales (65 años) este determinante tampoco tiene relevancia para explicar la brecha de pensiones en Perú.

Finalmente, se vuelve a estimar la pensión de una mujer, pero esta vez además de asumir que sus ingresos imponibles también se emplean las tablas de mortalidad de un hombre. Se observa que el uso de tablas de mortalidad masculinas cerraría la brecha en 17 puntos porcentuales.

Gráfico 8. Perú: Estimación de determinantes en la brecha de pensiones (solteros)



Fuente: Elaboración propia.

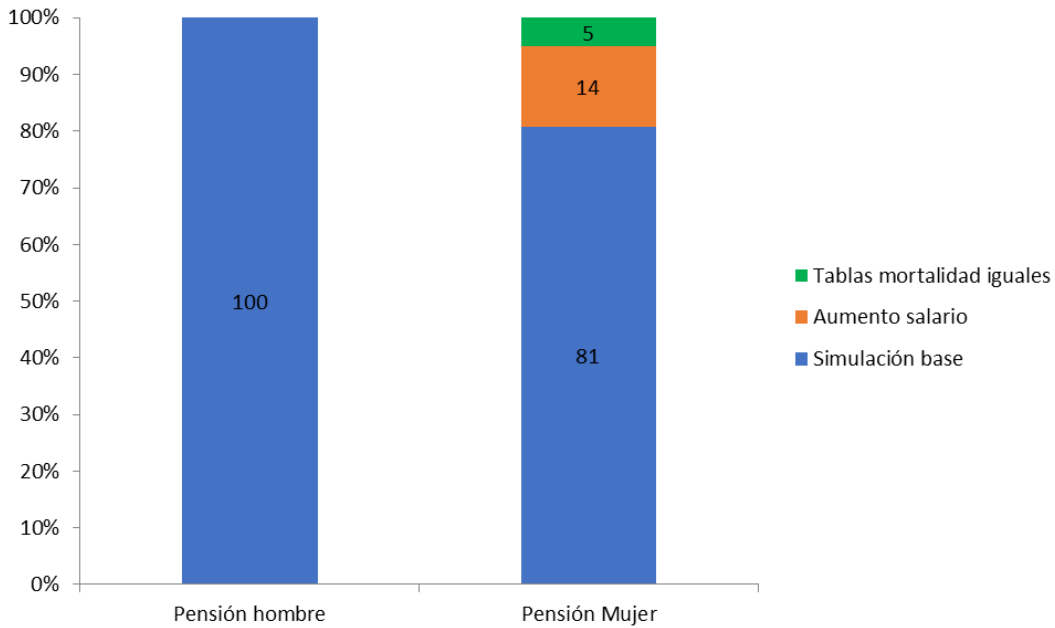
A diferencia de los casos de Chile y Colombia, debido a que en Perú las edades legales de jubilación de hombre y mujeres ya están igualadas, la variable que explica mayoritariamente la brecha de género de las pensiones de vejez es el uso de tablas de mortalidad diferenciadas¹².

¹² Para evaluar la consistencia de los resultados, el ejercicio es repetido, suponiendo que las tablas de mortalidad de las mujeres se homologan con las de los hombres antes de que se modifiquen los salarios imponibles. Con ello, la brecha de pensión se cerraría en 15 puntos porcentuales, manteniéndose como la variable de mayor peso en explicar la brecha de género en Perú.

Caso para un hombre y una mujer, ambos casados

Al estimar el ejercicio reemplazando el supuesto de que los individuos son solteros y asumiendo que la mujer está casada con un hombre 2 años mayor, se obtiene que la brecha de pensiones se reduce a 19 puntos porcentuales (desde 29 puntos porcentuales para el caso de los solteros). Dado que, en Perú, la edad de jubilación de las mujeres es igual a de los hombres, la variable que resulta más relevante para explicar la brecha de género es la diferencia salarial por género que representa 14 puntos porcentuales de la brecha (es decir el 74% de la brecha total).

Gráfico 9. Perú: Estimación de determinantes en la brecha de pensiones (casados)



Fuente: Elaboración propia.

IV. Propuestas para mitigar las brechas de pensión

Existen una serie de medidas que pueden apoyar en la reducción de las brechas de pensiones entre hombres y mujeres. A continuación, se presenta un análisis de algunas posibles estrategias para incrementar las pensiones de las mujeres, sin que ello implique perjudicar las pensiones masculinas.

1. Igualación de la edad jubilación entre hombres y mujeres

A partir de los resultados obtenidos en la Sección III, la medida más obvia y efectiva para reducir la brecha de género en pensiones es la igualación de las edades legales de jubilación entre ambos sexos. A pesar de que esta medida no implica ningún costo fiscal y por el contrario podría generar ahorros fiscales dado que las mujeres suelen ser las principales beneficiarias de pensiones solidarias (no contributivas), sí tiene importantes costos políticos, dado que cualquier incremento en las edades de jubilación es impopular.

Incrementar la edad de jubilación de las mujeres no sólo mejoraría sus pensiones, sino que también podría incrementar el crecimiento económico del país. En su Estudio Económico para Chile, la OECD (2018) estima que aumentar la edad de jubilación de las mujeres a 65 años podría incrementar el PIB per cápita del país en un 0,6% tras 10 años. El FMI (2018) también ha recomendado a Chile la igualación gradual de la edad de retiro de hombres y mujeres, vinculado a las expectativas de vida y empleabilidad.

Aunque por razones más bien ligadas a la insostenibilidad financiera de sus sistemas de pensiones de reparto, muchos países europeos han debido incrementar las edades legales de jubilación. De hecho, según Arza (2017), el aumento de las edades legales de jubilación fue el elemento más común de las reformas paramétricas de los sistemas de pensiones de reparto en Europa dada la preocupación por el costo fiscal de dichos sistemas en un contexto de envejecimiento poblacional. FIAP (2022) da cuenta que entre 1995 y junio de 2022, 64 países con sistemas de reparto alrededor del mundo incrementaron la edad de jubilación.

Aunque estas medidas se han aplicado tanto para hombres y mujeres, en muchos países el incremento fue mayor para las mujeres porque se partía de una edad de jubilación menor, que se fue igualando con la edad de jubilación masculina. En general, la igualación de las edades jubilatorias de hombres y mujeres fue paulatina, pero implicó un incremento más acelerado para las mujeres, especialmente para las generaciones más jóvenes (Arza, 2017).

En la actualidad, las edades jubilatorias son iguales para hombres y mujeres en un gran número de países europeos y en la mayor parte de los casos donde persiste una diferencia está en proceso de equipararse. Según la European Commission (2015)¹³, hacia 2020, 21 de 28 países miembros tendrían iguales edades de jubilación para hombres y mujeres. Además, en Italia, Portugal y Eslovaquia cuentan con ajustes automáticos en la edad legal de jubilación, vinculados a las expectativas de vida. Hacia 2030, se proyecta que la totalidad de los 28 países miembros tendrían iguales edades de jubilación para hombres y mujeres, además habría ajustes automáticos vinculados a las expectativas de vida en 9 países.

De este modo, la experiencia europea da cuenta que aumentar las edades legales de jubilación de forma gradual (e incorporando tanto a hombres como mujeres) es una estrategia que puede ser viable de implementar. Los países FIAP en que persisten diferencias en las edades de jubilación entre hombres y mujeres debiesen impulsar esta medida a fin de ir cerrando las brechas de pensión existentes.

2. Cuidado infantil en edades tempranas

El cuidado de los hijos es un rol tradicionalmente atribuido a las mujeres, que para muchas de ellas implica trabajar jornadas parciales o de plano abandonar el mercado laboral, especialmente durante los primeros años de vida del niño.

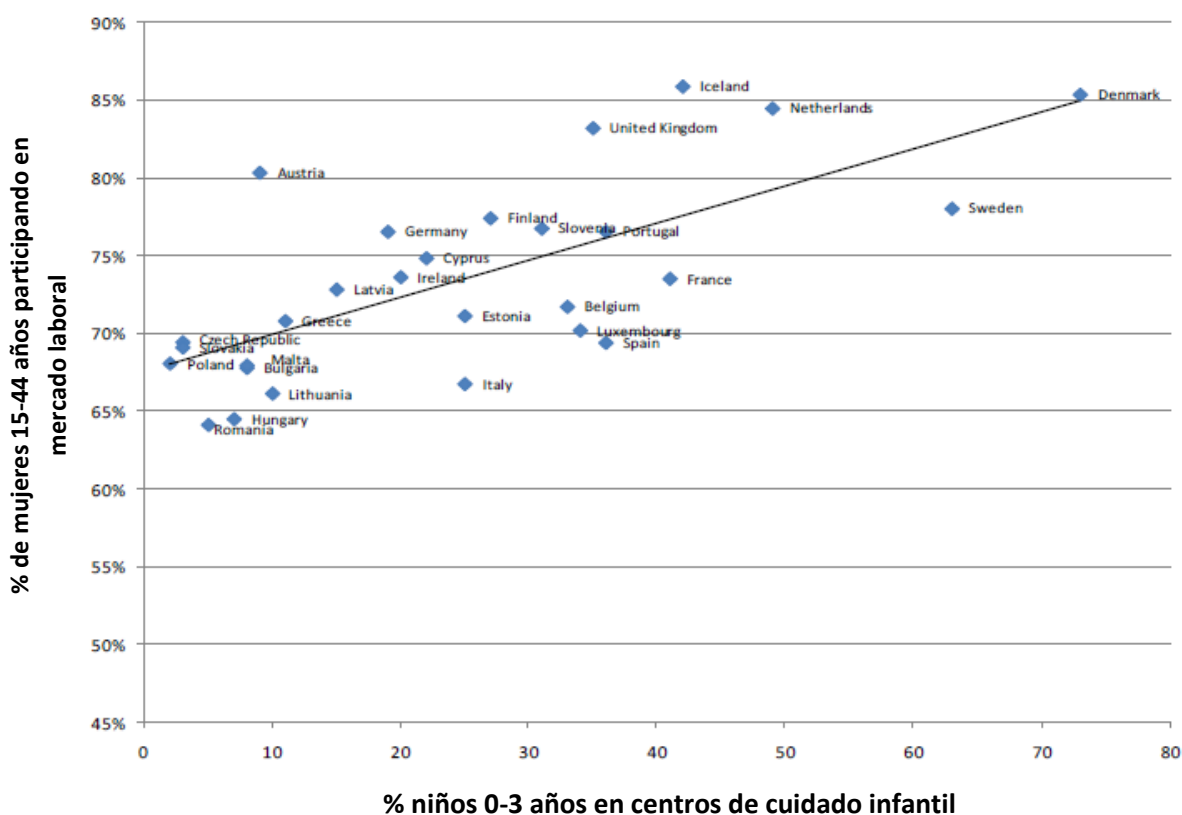
El diseño de políticas para ofrecer protección a la maternidad debe ser muy cuidadoso, dado que éstas pueden generar distorsiones a la contratación femenina. Tal es el caso de Chile, por ejemplo, donde por ley las empresas con más de 20 trabajadoras deben ofrecerles un beneficio de “sala cuna”

¹³ Ver European Commission (2015), pág. 16, Cuadro 4.

(o guardería) por los primeros dos años de vida del niño, a cargo del empleador. Esta medida claramente encarece la contratación de mujeres, y en la práctica provoca que muchas empresas, especialmente las más pequeñas, opten por tener menos de 20 trabajadoras cuando les es posible.

La evidencia empírica tanto de países en desarrollo como de países desarrollados da cuenta que ofrecer subsidios estatales para el cuidado infantil incrementa la probabilidad de que las madres busquen empleo y sean contratadas (véase el Gráfico 10). Mateo-Díaz y Rodríguez-Chamussy (2013) presentan evidencia de que la oferta de servicios de cuidado infantil públicos para las madres de más escasos recursos en Ecuador, Brasil, Colombia, Chile y Guatemala ha mostrado consistentes efectos positivos en la participación laboral femenina.

Gráfico 10. UniRelación entre cuidado infantil y participación laboral femenina, Unión Europea 2009



Fuente: Mateo-Díaz y Rodríguez-Chamussy (2013).

Sin embargo, es evidente que el Estado es incapaz de cubrir el 100% de la demanda de servicios de cuidado infantil, por lo que necesariamente se requiere de alguna estrategia que incluya la provisión

de servicios de cuidado infantil de forma privada. Una posible solución sería establecer la obligatoriedad de que los empleadores ofrezcan el beneficio de “sala cuna”, pero que el costo del servicio sea compartido en partes proporcionales entre los empleadores del padre y la madre del niño (o de sus tutores legales). Eventualmente, el Estado podría otorgar un subsidio directamente a las empresas, especialmente a las más pequeñas, a fin de que este nuevo costo laboral no incentive la informalidad. Dividir el costo de este tipo de beneficios entre mujeres y hombres permitiría dejar de prolongar roles tradicionales familiares, que perpetúan la preminencia de mujeres en el ejercicio de labores de cuidado y reducir la diferencia salarial entre hombres y mujeres.

En Chile existe un proyecto de ley conocido como “Sala Cuna Universal”, que busca dar un subsidio de monto fijo (aproximadamente US\$380 mensuales) a las madres/padres de niños menores de dos años. Podrían acceder al beneficio las madres trabajadoras dependientes, independientes y de casa particular, los padres trabajadores si tienen el cuidado personal exclusivo de los hijos y trabajadores que tengan el cuidado personal del niño (por ejemplo: abuelos). El financiamiento del beneficio se realizaría a partir de un fondo solidario conformado por una cotización adicional de 0,1% del salario imponible de cargo del empleador (en el caso de los trabajadores independientes, la cotización correría por su cuenta), más un aporte estatal de US\$16,26 millones anuales. Al establecerse que la cotización se paga por todo trabajador, sin distinguir sexo o si es padre/madre, el proyecto busca no generar distorsiones en la contratación laboral femenina.

Las mujeres también ejercen mayoritariamente el rol de cuidadoras de adultos mayores, por ejemplo, en Chile el 67% del cuidado de los adultos mayores se realiza al interior de la familia y mayoritariamente por mujeres (Comunidad Mujer, 2018). Esta feminización del cuidado devela la importancia de incorporar un enfoque de género en los diseños de políticas públicas, que permitan disminuir la inequidad que se genera a raíz de ejercer el rol de cuidadora, como por ejemplo a partir de la incorporación de subsidios o de seguros de dependencia severa como parte de las políticas previsionales.

3. Establecimiento de pensiones solidarias no contributivas

La implementación de un sistema de pensiones no contributivas (solidarias) financiadas con impuestos generales del Estado, es un excelente mecanismo para reducir la brecha de género en pensiones. En Chile, el sistema de pensiones solidarias cubre al 60% de los adultos mayores de 65 años de menores ingresos¹⁴, siendo un 60% de los beneficiarios mujeres, de acuerdo con cifras de la Subsecretaría de Previsión Social (2022). La incorporación del aporte estatal reduce considerablemente la brecha de género: según datos de la Superintendencia de Pensiones de Chile (2019), la brecha de género considerando sólo las pensiones auto-financiadas es de 50,2%, mientras que al incorporar el aporte del pilar solidario se reduce a 21,1%.

A pesar de ser un excelente mecanismo para reducir la brecha de género, las pensiones solidarias tienen un alto costo fiscal (en el caso de Chile, la implementación de la pensión garantizada universal tendrá un costo anual de 2 puntos porcentuales del PIB). Asimismo, el diseño de los sistemas de pensiones no contributivas debe realizarse con cautela a fin de que no desincentiven la contribución en los sistemas contributivos. La elección de los parámetros clave del sistema (edad de elegibilidad, monto de los beneficios y población objetivo) debe considerar su impacto en los incentivos individuales y en el presupuesto fiscal. Además, es importante considerar la interacción de los sistemas no contributivos con los contributivos, a fin de exista sinergia entre ambos.

4. Bono por hijo nacido vivo

Otro mecanismo que ha sido utilizado para compensar a las mujeres por el costo que implica en sus pensiones la maternidad es el establecimiento de aportes a su cuenta de ahorro individual, a cargo del Estado. En Chile este beneficio se conoce como “bono por hijo”, que consiste en el pago del 10% de 18 ingresos mínimos vigentes en 2009 (si es que el hijo nació antes de ese año) o del año de nacimiento de cada hijo nacido vivo (por un máximo de 5 hijos), ajustado por la rentabilidad anual promedio del fondo de riesgo intermedio (Fondo C). Este monto es depositado la cuenta de ahorro individual de la madre al momento de cumplir 65 años. Para ser beneficiaria es preciso contar con

¹⁴En marzo de 2022 entró en vigor la pensión garantizada universal, que cubrirá a todos los mayores de 65 años que no pertenezcan al 10% de hogares de más altos ingresos del país. Sin embargo, dado que la política aún se encuentra en etapa de implementación se consideran datos del sistema previsional anterior.

al menos un mes de cotización en sistema contributivo. Desde la implementación del programa a febrero de 2022, han sido beneficiarias del bono por hijo un total de 821.659 mujeres (Subsecretaría de Previsión Social, 2022).

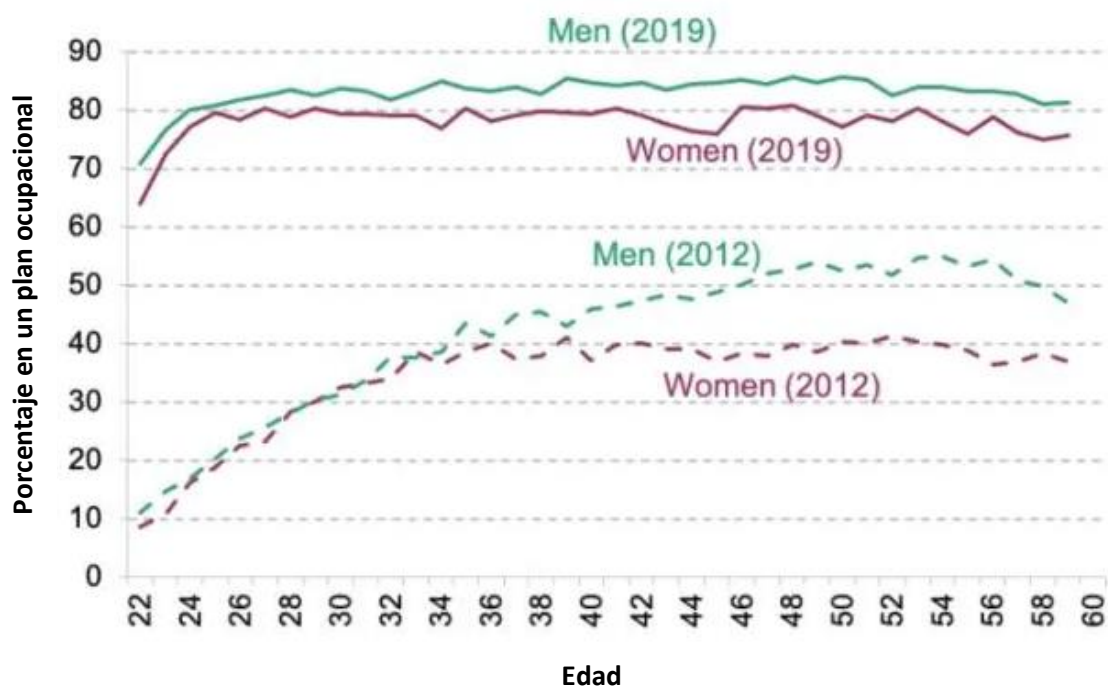
5. Fomento de planes de ahorro voluntario con enrolamiento automático

Las mayores expectativas de vida de las mujeres provocan que, aunque se igualasen sus edades de jubilación con las de los hombres, ellas siempre tendrían que financiar una etapa pasiva más larga, por lo que sus pensiones continuarían siendo más bajas. Una alternativa para financiar esta mayor sobrevivencia, podría ser la implementación de planes de ahorro voluntario con esquemas de enrolamiento automático que entreguen mayores incentivos tributarios a las mujeres, con el fin de que ellas aumenten su tasa de ahorro previsional.

La experiencia del Reino Unido da cuenta del éxito que tienen los esquemas de enrolamiento automático para incrementar los ahorros previsionales. Según Fixsen (2019) para el grupo de trabajadores británicos más jóvenes (entre 22 y 29 años) la participación en planes ocupacionales aumentó de un 24% en 2012 (año en que se implementó el enrolamiento automático a los planes ocupacionales) a un 84% en 2018. Además, señala que el enrolamiento automático ha sido exitoso en reducir la brecha de género respecto a los ahorros previsionales desde que se implementó el enrolamiento automático, pues el número de mujeres cotizando en planes ocupacionales prácticamente es igual al de los hombres.

Esta conclusión también es compartida por Crawford y O'Brien (2021) quienes muestran que el auto-enrolamiento ha tenido un efecto significativo en el comportamiento del ahorro previsional, con más mujeres que nunca antes cotizando en planes ocupacionales, teniendo un impacto significativo en la reducción de brechas de género. Los autores señalan que antes de la implementación del enrolamiento automático (2012) se observaba que hasta alrededor de los 30 años el número de mujeres y hombres participando en planes ocupacionales era muy similar, pero posterior a esa edad la participación de los hombres tendía a aumentar mientras que la de las mujeres se estancaba. Lo que se observa en 2019 es que la participación en planes ocupacionales no cambia a una determinada edad, y las mujeres participan casi por igual que los hombres en planes previsionales a todas las edades, siendo la participación de ambos sexos considerablemente más alta (ver Gráfico 11).

Gráfico 11. Reino Unido: Porcentaje de participación en planes ocupacionales por edad y sexo, 2012 y 2019



Fuente: Crawford y O'Brien (2021).

6. Tablas de mortalidad unisex

La aplicación de tablas de mortalidad unisex, es decir de expectativas de vida promedio entre hombres y mujeres, tiene varios inconvenientes. Primero, bajo la modalidad de retiro programado puede causar que las mujeres agoten su fondo acumulado antes de fallecer, mientras que en el caso de los hombres ocurre lo contrario, con lo que aumentarían los montos de las herencias.

Segundo, bajo la modalidad de renta vitalicia, se debe restringir el acceso por parte de las compañías de seguros a la variable sexo, con lo cual se restringe la transparencia y no podría haber diferencias en los montos de pensión ofrecidos por distintas compañías, limitando seriamente la competencia entre ellas. Se debilitaría la modalidad de renta vitalicia, pues probablemente un porcentaje

significativo de los hombres no optaría por esta modalidad para evitar el subsidio cruzado a las mujeres. También pueden debilitarse los incentivos para hacer ahorro previsional voluntario, por el subsidio antes indicado o porque en retiro programado, baja el impacto de la realización de ahorro en el monto de la pensión para los hombres, que son quienes actualmente hacen ahorro voluntario en mayor medida.

Tercero, esta medida implica necesariamente que la brecha de género de pensión se reduce en parte por el empeoramiento de las pensiones masculinas (al calcular sus pensiones con expectativas de vida falsamente más altas).

Finalmente, el impacto de la aplicación de tablas de mortalidad unisex en la reducción de la brecha de pensiones es acotado. De acuerdo con FIAP (2017), la aplicación de tablas de mortalidad unisex aumentaría las pensiones de las mujeres en apenas un 4%, además las mujeres beneficiarias de pensión de viudez se verían también perjudicadas por la disminución de las pensiones de sus conyugues. Además, el uso de tablas unisex puede producir algunos impactos negativos inesperados. Los más fundamentales son un empobrecimiento del producto de pensión, por una menor libertad de los nuevos pensionados para elegir modalidad, tipo de pensión y entidad oferente; mayores costos y riesgos para las compañías de seguros en la oferta de rentas vitalicias, lo que puede traducirse en aumentos de precios; menor eficiencia económica; y desincentivos a la realización de aportes previsionales voluntarios y al pago de cotizaciones previsionales obligatorias.

En resumen, esta no es una medida que parezca efectiva ni recomendable a fin de reducir las brechas de género de pensión.

V. Conclusiones

El análisis realizado da cuenta de lo significativa que es la brecha de género de pensiones. Distintos factores afectan negativamente el monto de las pensiones femeninas, desde variables puramente biológicas (mayor longevidad femenina), hasta variables vinculadas con aspectos regulatorios de los esquemas previsionales (edades de jubilación diferenciadas por sexo).

Es así como este estudio, utilizando datos de Chile, Colombia y Perú, muestra que el principal determinante de la brecha de género de pensiones es la menor edad legal de jubilación de las mujeres. Por consiguiente, la medida más efectiva para reducir la brecha es la igualación de las edades legales de jubilación. A pesar de no implicar ningún costo fiscal, la medida implica costos políticos, que los gobiernos de turno evitan enfrentar. Por consiguiente, una buena alternativa para aumentar la edad de jubilación de las mujeres es hacerlo paulatinamente y de forma automática vinculada a las expectativas de vida tanto para hombres como mujeres.

Los determinantes tradicionalmente asociados con diferencias de género (distintos salarios para un mismo empleo y menores densidades de cotización) resultan tener impactos acotados en Chile y Colombia. Sin embargo, para aquellos países donde las edades legales de jubilación ya están igualadas, estas variables pueden ser importantes determinantes de la brecha de pensiones. Por ejemplo, en Perú, las diferencias salariales explican alrededor del 40% de la brecha de pensión. Una medida para reducir las brechas de género causadas por estas razones es la aplicación de subsidios para el apoyo en el cuidado de niños en edades tempranas. Sin embargo, este tipo de programas deben ser correctamente diseñados a fin de que no produzcan un desincentivo a la contratación femenina: un buen mecanismo para evitarlo es que el costo de las guarderías infantiles sea compartido por los empleadores de ambos padres, o alternativamente a través de mecanismos solidarios en que el costo sea asumido por el total de trabajadores (sin importar si tienen hijos o no). Otra medida que ha resultado favorable en la experiencia internacional para reducir la brecha de género en pensiones es la implementación de programas de ahorro voluntario con enrolamiento automático.

El documento aporta insumos importantes que contribuyen con la discusión de políticas públicas que impulsen el mejoramiento de las pensiones de las mujeres.

Referencias bibliográficas

Altamirano, Álvaro (2018). “¿Existe una brecha de género en las Pensiones?”. Blog Factor Trabajo, BID. Disponible en: <https://blogs.iadb.org/trabajo/es/existe-una-brecha-de-genero-en-las-pensiones/>

Arza, Camila (2017). “El diseño de los sistemas de pensiones y la igualdad de género: ¿Qué dice la experiencia europea?” Serie Asuntos de Género No. 142, CEPAL.

Benavides, Paula y Consuelo Fernández (2019). “Sistema de pensiones en Chile: Desafíos y opciones para avanzar en equidad de género”, Análisis No. 10/2019. Fundación Friedrich Ebert Stiftung Chile.

Berstein, Solange y Andrea Tokman (2005). “Brechas de ingreso entre géneros: ¿perpetuadas o exacerbadas en la vejez?” Documento de Trabajo No. 8. Superintendencia de Pensiones de Chile.

Castañón, Vicente y Olaf Ferreira, 2017. "Densidades de cotización en el sistema de ahorro para el retiro en México," Boletín, Centro de Estudios Monetarios Latinoamericanos, CEMLA, vol. 0(3), pages 213-235, julio-sep.

Comunidad Mujer (2018). “Mujer y trabajo: Cuidado y nuevas desigualdades de género en la división sexual del trabajo.” Boletín 43.

CONSAR (2018). “La equidad de género en pensiones: desafíos y posibles soluciones”. Documento de Trabajo.

Crawford, Rowena y Laurence O’Brien (2021) “Life-cycle patterns in pension saving”. IFS Briefing Note BN327. Institute of Fiscal Studies.

European Commission (2015). “European Semester Thematic Factsheet: Adequacy and Sustainability of Pensions”.

FIAP (2022). “Reformas Paramétricas en los Programas de Pensiones Públicos de Reparto 1995 – junio 2022”.

FIAP (2017). “Análisis de la Propuesta de Tablas de Mortalidad Unisex para el Cálculo de Pensiones por Vejez en el Sistema de Capitalización Individual”. Notas de Pensiones No. 15.

Fixsen, Rachel (2019). “Auto-enrolment irons out gender gap in UK pensions participation”. IPE Magazine, 25 de octubre.

FMI (2018). “Chile : 2018 Article IV Consultation”.

Granados, Paulina; Carmen Quezada y Ximena Quintanilla (2018). “Determinantes del Nivel de Pensión”. Documentos de Trabajo No. 59. Superintendencia de Pensiones de Chile.

Jethwa, Chetan (2019). “Understanding the Gender Pensions Gap”, Pension Policy Institute.

OECD (2018). Estudios Económicos de la OECD: Chile. Disponible en:
<https://www.oecd.org/economy/surveys/Chile-2018-OECD-economic-survey-Spanish.pdf>

Mateo Díaz, Mercedes y Lourdes Rodríguez-Chamussy (2013). "Childcare and Women's Labor Participation: Evidence for Latin America and the Caribbean". Technical Note No. IDB-TN-586, BID.

Now Pensions (2019). "Facing an unequal future: Closing the gender pensions gap."

Subsecretaría de Previsión Social de Chile (2022). "Informe estadístico mensual de pension garantizada universal y pilar solidario".

Superintendencia de Pensiones de Chile (2019). Informe de Género en Pensiones y Seguro de Cesantía.

Tablas, Víctor (2014). Encuesta Longitudinal de Protección Social 2013: Resumen Informe Final. Gobierno de El Salvador.

Watson, J. (2007). "Gender Differences in Risk Aversion and Expected Retirement Benefits", Financial Analysts Journal 63 (4).