

**Análisis de la brecha pensional de género en Colombia: reflejo de una  
legislación que pone en desventaja a las mujeres**

Soraya Quiroga Camacho

Trabajo de grado para obtener el título de Abogada  
Trabajo de grado para obtener el título de Administradora

Asesoras:

Laura Porras-Santanilla  
Luz Elena Orozco-Collazos

Universidad de Los Andes

2021

## Contenido

1. Resumen .....	3
2. Introducción .....	4
3. Brecha pensional de género: ¿Qué ha dicho la literatura? .....	6
1.1. Europa .....	6
1.2. Estados Unidos .....	15
1.3. América Latina .....	16
1.4. Colombia.....	24
1.5. Conclusiones generales.....	25
4. Sistema pensional colombiano.....	26
5. Acceso a la información: ¿Un obstáculo para las investigaciones del sistema pensional en Colombia?.....	29
6. Datos y metodología.....	43
7. Resultados .....	46
7.1 Resultados generales.....	46
7.2 Mesada pensional.....	48
7.3 Tasa de reemplazo .....	61
7.4 Edad de pensión .....	66
8. Conclusiones y discusión .....	75
9. Anexos.....	80
10. Bibliografía.....	81

## 1. Resumen

La igualdad entre hombres y mujeres es un tema que ha cobrado alta relevancia en la actualidad, con movimientos y políticas públicas que buscan cerrar la brecha salarial y de participación laboral existente. Sin embargo, hay un tipo de desigualdad de género que se ha invisibilizado, especialmente en Colombia, la brecha pensional. Esta se refiere a la baja proporción de mujeres que logra acceder a una pensión de vejez, y a las menores mesadas pensionales que reciben respecto a los hombres. Este trabajo es una de las primeras investigaciones sobre la brecha pensional de género en Colombia, en la que se analiza y cuantifica el impacto del género en la mesada pensional, la tasa de reemplazo y la edad de pensión, además de estudiar otras variables sociales y demográficas que pueden tener un impacto en la mesada pensional, el estado civil y el número de dependientes. A través de un modelo de mediación para datos anonimizados de Porvenir, Protección, Skandia y Colpensiones, se encuentra que la brecha pensional de género en el país para los fondos privados es del -14,2%, mientras que para el sistema público es de -5,7%, esta diferencia aumenta a medida que crece el salario antes de la pensión. En cuanto a la diferencia de la tasa de reemplazo es del -6,7% para las mujeres en el régimen de ahorro individual, que fue para el único sistema que se pudo hacer el análisis. Finalmente, en cuanto a la edad de pensión la diferencia es solo de 2,53 años menos para las mujeres en el régimen de ahorro individual, y en el de prima media las mujeres se pensionan 4,5 años más jóvenes. Es decir, se comprueba que las mujeres, solo por el hecho de ser mujer, reciben una mesada pensional menor que los hombres, tienen menores tasas de reemplazo y se pensionan más temprano.

**Palabras clave:** sistema pensional, Colombia, América Latina, mujeres, género, inequidad, desigualdad, pensiones, tasa de reemplazo, acceso a la información.

## 2. Introducción

Las desventajas a las que se enfrentan las mujeres en la vida laboral han sido estudiadas por la literatura colombiana, la cual se ha enfocado en la participación de las mujeres en el mercado laboral (Ferreira, 2016; Ramoni Perazzi & Orlandoni Merli, 2017), el acceso a cargos de poder (Chávez & Ríos, 2014) y la diferencia salarial (Badel & Peña, 2010; Cerquera Losada, Arias Barrera, & Murcia Arias, 2019; Isaza Castro, 2014; Jiménez Restrepo & Pino Garcés, 2018), entre otros textos recogidos en el estado del arte realizado por Porras-Santanilla & Ramírez-Bustamante (2021) sobre investigaciones de género y trabajo en Colombia. Sin embargo, se ha prestado poca atención a la igualdad de género en la etapa de retiro. En Colombia, solamente, se conoce de una investigación enfocada en este tema. No es claro por qué se ha producido este vacío en la literatura, dado que este tema es de alta relevancia para la sociedad colombiana, al tener una directa relación con la calidad de vida que tienen y van a tener todas las personas mayores que, de acuerdo con la Constitución colombiana, gozan de una especial protección. Además, los sistemas previsionales son relevantes para prevenir altos índices de pobreza en la vejez, que de otro modo implicaría un aumento del gasto público en esta población. También resulta relevante que, en la mayoría de las discusiones sobre la reforma pensional colombiana, por no decir que en todas, no se tienen en cuenta la perspectiva de género.

Por lo anterior, esta investigación pretende estudiar el sistema pensional colombiano desde una perspectiva de género, con el objetivo de entender si éste reproduce las asimetrías existentes en el mercado laboral, dificultando el acceso de las mujeres a una pensión y manteniendo la diferencia de ingresos durante la etapa de retiro, al recibir las mujeres una mesada pensional menor a la de los hombres. Esto a través de regresiones multivariadas en un modelo de mediación, para encontrar cómo afectan variables como el género, el estado civil y el número de personas a cargo en la tasa de reemplazo, la pensión promedio, y la edad de pensión de una persona. En este punto, vale aclarar que este estudio se enfoca en las pensiones de vejez y no en las de sobrevivencia o invalidez, dado que son las que reflejan la diferencia pensional de género.

Para realizar este análisis, previamente hubo un proceso de levantamiento de los datos de los pensionados de todos los fondos de pensiones del país, Skandia, Porvenir, Protección, Colfondos y Colpensiones. Este proceso de recolección de información no fue fácil, dado que la mayoría de los fondos de pensiones crearon diferentes barreras y argumentos para evadir la entrega de la información. Debido a la complejidad, el tiempo que requirió y el tipo de respuestas recibidas, tanto de los fondos de pensiones, como del sistema judicial, este artículo incluye una sección donde se presentan las distintas dificultades enfrentadas para conseguir los datos del sistema pensional colombiano. Esto resulta novedoso y altamente importante, dado que los fondos de pensiones prestan uno de los servicios públicos más importantes de nuestra sociedad, como lo es gestionar los aportes de los empleados y garantizar sus ingresos en la etapa de retiro. En consecuencia, estos fondos están sujetos a los principios de la función pública, entre los que se encuentran el de publicidad y transparencia (Ley 909 de 2004), estos se ven vulnerados por estas entidades, al crear barreras que impiden que los ciudadanos accedan a información pública, que son el insumo base para realizar investigaciones y ejercer control sobre el sistema pensional colombiano.

En este sentido, este documento presenta, en primer lugar, una revisión de la literatura sobre la brecha pensional de género para Colombia, América Latina, Estados Unidos y Europa, para entender el desarrollo del tema a través del tiempo y evidenciar el vacío existente en la literatura colombiana. En segundo lugar, se explican las normas que regulan el funcionamiento del sistema pensional colombiano. En tercer lugar, se realiza un resumen de todo el proceso realizado para la recolección de la información anonimizada de los pensionados por vejez en los diferentes fondos de pensiones, presentando la gran complejidad que esto implica en Colombia. En cuarto lugar, se explica la metodología del proyecto, incluyendo información utilizada y procedimientos para el análisis de datos. En quinto lugar, se presentan los resultados de las regresiones y modelos estadísticos utilizados, los cuales permiten concluir que existe una brecha pensional de género en el país del 14,2% en los fondos de pensiones privados y 5,7% en el sistema público. Finalmente, se presenta la conclusión de todo el proceso de investigación, la discusión de los hallazgos y posibles temas de investigación futuros.

### 3. Brecha pensional de género: ¿Qué ha dicho la literatura?

Esta sección pretende entender los hallazgos de investigaciones en otros países y su experiencia en la reducción de las desigualdades de género en el momento de la pensión. En específico, se realizó una revisión de la literatura sobre este tema para América Latina, Estados Unidos y Europa, para los últimos 15 años (2005-2020). Para esto, se realizó una búsqueda en Google Académico, JSTOR, Oxford Journals y ScienceDirect de los descriptores como “brecha pensional”, “desigualdad de género en el sistema pensional”, “*gender pension gap*”, “*gender inequality in the pension system*”; cada una de estas búsquedas combinada con una de las diferentes regiones objeto de investigación. Por las restricciones de tiempo existentes, se decidió descartar los libros y documentos de trabajo. Cabe resaltar que los resultados son unánimes en establecer que en todas las geografías las mujeres tienen menor probabilidad de acceder a los sistemas pensionales y menores ingresos.

#### 1.1. Europa

Europa fue la región para la cual se encontró la mayor cantidad de literatura, tanto de análisis a nivel regional, como de casos específicos de un país. Por lo tanto, esta subsección se va a dividir en dos. Primero se van a presentar los estudios que agrupan varios países o toda Europa, luego se presentarán los artículos que enfocados en solo un país.

La primera investigación encontrada en este rango temporal es la de Frericks, Maier, y De Graaf (2007), la cual pretende identificar cómo la privatización de los sistemas pensionales europeos ha creado desigualdades de género. Los autores encuentran que, primero, la brecha salarial afecta gravemente a las mujeres, dado que aún si una mujer trabajara el mismo número de años que un hombre, su pensión sería solamente el 69% de un hombre con una trayectoria laboral equivalente. Segundo, las mujeres tienen una vida laboral más corta o con más interrupciones, pues las mujeres abandonan sus trabajos luego de tener hijos o pasan de tener un trabajo de tiempo completo a uno de medio tiempo, debido a los roles de cuidado que tradicionalmente se les han asignado. Estas dos diferencias fueron exacerbadas por las reformas que privatizaron el sistema pensional. El artículo concluye que es necesario replantear dichos sistemas, para introducir medidas que reduzcan las barreras que enfrentan

las mujeres, desde una perspectiva de solidaridad y bienestar común. Cabe resaltar que Earles en 2013 llega a una conclusión similar luego de hacer una revisión de la literatura existente.

Posteriormente, Frericks y Maier (2008) profundizan en el tema al estudiar la efectividad de las medidas implementadas en algunos países europeos para reducir la brecha pensional, entre las que se encuentran beneficios para padres que abandonan sus trabajos para cuidar a sus hijos, o esquemas que permiten a las personas ahorrar un porcentaje de su salario para periodos en los que no trabajaran, concluyendo que estas no son suficientes para reducir la brecha pensional. Por el contrario, lo que se necesita es aceptar que el mercado laboral discrimina a la mujer y en consecuencia los sistemas pensionales no pueden ser diseñados como neutrales al género, sino reconociendo y adaptándolos a estas desigualdades. En 2009 Frericks, Knijn, y Maier confirman lo encontrado en los dos artículos anteriores y resaltan la importancia del principio solidario de los sistemas pensionales. Ninguno de estos dos estudios realiza una estimación de la brecha pensional en Europa o algún país en específico.

Desde otra perspectiva, Marier (2007) estudia si en los debates previos a las reformas de los sistemas pensionales de Bélgica y Suecia de los 90s se tuvo en cuenta la perspectiva de género. Para esto el autor entrevistó a treinta actores claves en los procesos de reforma pensional e hizo una revisión de los reportes de comisión y otros documentos oficiales del gobierno. Los puntos en común de ambas reformas fueron el apoyo a la inclusión de créditos por cuidado por cada hijo y la imposición de una visión liberal del sistema pensional, lo que llevo a sistemas basados en cuentas individuales. En cuanto a las diferencias, estas fueron principalmente relativas a las posiciones tomadas por los partidos de corrientes políticas similares. Por ejemplo, los demócratas cristianos de Suecia presionaron para mantener los roles tradicionales de cuidado, mientras que los de Bélgica no se enfocaron en esto, sino en la ampliación del estado social de derecho. Finalmente, el autor concluye que a pesar de que en Suecia había una mayor participación de mujeres en la comisión de la reforma (50% respecto al 15% en Bélgica), quienes impulsaron el debate en términos de igualdad de género, se llegó a una reforma muy similar a la de Bélgica, la cual deja en desventaja a las mujeres. No obstante, no se hace una estimación de la brecha pensional en estos países.

Por su parte, Jefferson (2009) realiza una revisión de la literatura relacionada con el diseño y operación de los sistemas pensionales con un enfoque de género de artículos publicados luego de 1990 y en inglés, principalmente, de Estados Unidos, el Reino Unido, Canadá, Australia y Nueva Zelanda. La autora concluye que se han identificado tres políticas públicas que podrían contribuir en la reducción de la brecha pensional. Primero, enfocarse en la participación de las mujeres en el mercado laboral y la disminución de la brecha salarial, esto incluye permisos por maternidad pago y políticas de cuidado infantil subsidiado. Segundo, rediseñar los sistemas pensionales, para satisfacer las necesidades de personas con interrupciones en su vida laboral y salarios bajos. En concreto, se proponen medidas como tablas de mortalidad unificadas, bonos por cuidado de los hijos, eliminar los años mínimos de cotización, reconsiderar comisiones administrativas y crear sistemas pensionales independientes de los patrones de participación en el mercado laboral. Adicionales a medidas para reducir las diferencias de los ingresos durante la vida laboral entre hombres y mujeres.

Para 2013 se encuentra un reporte financiado y preparado para el uso de la Comisión Europea. En este reporte, Bettio, Tinios, Betti, Gagliardi, y Georgiadis (2013) presentan la importancia de la creación de un indicador para medir la brecha pensional de género en toda Europa, dado que las diferencias de la información de cada uno de los países y la baja disponibilidad de la misma, genera problemas en el desarrollo de estudios y en la comparabilidad de los datos entre países. Además, realizan una aproximación de dicho indicador, definiéndolo como la diferencia entre los montos de las mesadas pensionales entre hombres y mujeres. Por medio de análisis de medias, univariados y multivariados, y con base en información de las encuestas nacionales de cada país, estiman que la brecha pensional en Europa para 2009 es, en promedio, del 39%. Brecha que está presente en todos los niveles de ingreso y cuyas causas son las mismas encontradas en estudios pasados. Igualmente, concluyen que la cobertura de pensiones en Europa es menor para las mujeres, con países como Malta (34%), España (27%), Bélgica (17%) e Irlanda (16%) con altas diferencias en la proporción de mujeres que no reciben pensiones, respecto a los hombres. Finalmente, los autores evalúan diferentes variables que podrían afectar la brecha pensional, encontrando que la educación per se no evita brechas futuras, mientras que factores como el sector de la economía en el que trabajan y el estado marital la aumentan.



Este reporte se volvió a realizar en 2015 con datos más recientes de la encuesta EU-SILC (*European Union Statistics on Income and Living Conditions*), manteniendo la misma metodología. En esta ocasión Tinios, Bettio, Betti, y Georgiadis (2015) llegaron a las siguientes conclusiones. Primero, encontraron que la brecha pensional en Europa es bastante amplia, llegando casi al 40%, lo que es casi el doble de la brecha salarial. Segundo, la dispersión entre países es grande, dado que la brecha pensional varía entre 4 y 46%, lo que no solo implica que los sistemas pensionales no son neutros y solo replican las desigualdades del mercado laboral, sino que pueden ser diseñados para reducir esas desigualdades. Tercero, una de las mayores diferencias entre países es la diferencia en la probabilidad de acceso a una pensión entre hombres y mujeres, la cual puede llegar a ser hasta un 30%. Finalmente, encuentran que no hay patrones que se puedan generalizar entre los distintos países respecto al impacto de la educación, tamaño de las pensiones o experiencia laboral, esto implicaría que los problemas de desigualdad de género están totalmente relacionados con las políticas públicas de cada país.

Con un enfoque diferente, Haan, Hammerschmid, & Rowold (2017) investigan el impacto de la brecha pensional en el acceso a salud de calidad en Alemania, Francia y Dinamarca. Para esto, realizan un análisis de la Encuesta de Salud, Envejecimiento y Jubilación en Europa (SHARE) para estos tres países, encontrando que para 2012 la brecha pensional en Alemania es del 53%, en Francia del 42% y en Dinamarca del 22%. Estas diferencias se explican dado que Dinamarca tiene una porción de las pensiones que no está vinculada a las historias laborales de las personas. No obstante, no encontraron una diferencia en términos de la calidad del sistema de salud entre géneros para ningún país.

En este mismo año Arza (2017a) analiza los principales aspectos del diseño de los sistemas pensionales en Europa para encontrar las mejores medidas para reducir la brecha pensional y los retos que todavía existen en este sistema. Este documento se plantea como una guía para las reformas pensionales de América Latina. La autora afirma que los principales mecanismos de protección a la mujer son las pensiones de viudez, las prestaciones básicas no contributivas y los créditos por cuidado. El artículo concluye que un sistema de pensiones que busque reducir la desigualdad de género necesita de un componente redistributivo o

solidario, además de pensiones no contributivas para resolver el problema de cobertura de Latinoamérica. De lo contrario, con sistemas totalmente individuales se continuará ampliando la brecha de género.

A diferencia de las investigaciones previas, Hammerschmid y Rowold (2019) concluyen que la brecha pensional no tiene nada que ver con el diseño de los sistemas, sino únicamente de las desigualdades existentes en el mercado laboral de cada país. Este artículo busca entender la correlación entre las brechas pensionales de cada país europeo, con su respectivo mercado laboral y sistema pensional, definiendo la brecha pensional como la división entre la diferencia en las mesadas pensionales absoluta en el ingreso pensional de los hombres para cada país, para mayores de 65 años. A esta brecha se le aplica una regresión lineal para encontrar correlaciones con los indicadores del mercado laboral y del sistema pensional. Todo esto con datos de la Encuesta de Salud, Envejecimiento y Jubilación en Europa (SHARE). Los hallazgos indican que las brechas pensionales son menores en los países escandinavos y del este de Europa. Por el contrario, Luxemburgo, España y Portugal tienen las mayores desigualdades, con una brecha pensional controlada por educación y edad superior al 65%, y sin ajustar superior al 70%. En general, concluyen que a menor tasa de participación de las mujeres en el mercado laboral y a mayor participación de las mujeres en trabajo de medio tiempo, mayor es la brecha pensional. No obstante, a diferencia de estudios pasados, las autoras encuentran que la brecha salarial no tiene un impacto directo en la brecha pensional.

Con una metodología similar, Veremchuk (2020) estudia la brecha pensional existente en Europa con la EU-SILC (*European Union Statistics on Income and Living Conditions*) para 2018, con el objetivo de comprobar que la principal variable que crea una brecha pensional es el número de años trabajando, y que en los países donde se han implementado medidas para la igualdad de género la brecha será menor. Para determinar la brecha pensional, la autora utiliza una regresión no condicionada de cuantiles, además de la descomposición de Oxaca-Blinder. Se encuentra que Luxemburgo, Chipre y Alemania son los países europeos con una mayor brecha pensional con una diferencia de 0,587, 0,533 y 0,510 *log points*, respectivamente. Además, determinan que hay una correlación positiva entre la inestabilidad

laboral de las mujeres y la brecha pensional, la cual aumenta cuando hay una privatización del sistema pensional. También identifican que a pesar de que la educación universitaria reduce la brecha salarial, aumenta la pensional. Por último, concluyen que en sociedades con culturas y políticas en pro de la igualdad de géneros la brecha pensional es menor.

Con base en la misma encuesta Mavrikiou y Angelovska (2020) realizan un análisis estadístico descriptivo, de clústeres y ANOVA unidireccional en el software SPSS, para entender los determinantes de la brecha pensional en Europa. Las autoras agrupan los países europeos en dos. El primer grupo son países con una mayor brecha pensional (38,14%), que se explica por una mayor proporción de mujeres trabajando medio tiempo (37,62%), una menor duración de la vida laboral de las mujeres respecto a los hombres (5,46 años de diferencia), y una brecha salarial menor (13,62%). En el segundo, los países tienen una brecha pensional más pequeña (17,74%), con una brecha salarial mayor (14,77%), pero con menores diferencias en la duración de la vida laboral (3,33 años) y la proporción de mujeres trabajando medio tiempo respecto a los hombres (11,90%).

Ahora bien, en cuanto a los estudios realizados sobre un país en concreto, el primer estudio en el rango temporal buscado es sobre Francia. Cabe resaltar que este es el país para el cual más artículos se encontraron. Bonnet, Buffeteau, y Godefroy (2006) analizan el impacto de las reformas pensionales introducidas en 1993 y 2003 en Francia en términos de igualdad de género para personas nacidas entre 1965 y 1974, que trabajaran en el sector privado. Estas reformas ampliaron el número de años para calcular las mesadas pensionales de 10 a 25 años, aumentaron las semanas mínimas de cotización para una pensión completa, redujo la penalidad de pensión temprana, e incluye un bono para quienes trabajen más tiempo del mínimo requerido. Aplicando el modelo de microsimulaciones dinámico Destinie, creado por el Instituto Nacional de Estadística de Francia para simular trayectorias individuales en el sistema pensional francés, los autores encontraron que el aumento en la participación laboral femenina ha llevado a una disminución en la diferencia de cobertura entre hombres y mujeres. Pero, las reformas de 1993 y 2003, a pesar de no incluir ninguna medida diferenciada por género, volvieron a ampliar esta brecha, desacelerando su reducción en un 20%, pues al tener en cuenta más años para calcular el salario base de liquidación o aumentar el tiempo mínimo

de cotización, se termina afectando de manera desproporcionada a las mujeres, al tener carreras laborales muy diferentes a las de los hombres.

Con un enfoque en las mujeres casadas o con una pareja Bonnet, Hourriez, y Reeve (2012) estudian el impacto de la reciente inestabilidad marital y de la mayor participación de las mujeres en el mercado laboral en la igualdad de género en el sistema pensional francés. Los autores llegan a la conclusión que la mayor participación laboral de las mujeres y los esfuerzos por reducir la brecha salarial no van a ser suficientes para eliminar la desigualdad de género que existe en las pensiones francesas. Sumado a lo anterior, el aumento en el número de divorcios va a implicar que un mayor número de mujeres tengan peores condiciones de vida en su vejez, al ver una reducción en sus ingresos luego de la separación, o no tener una pensión en la vejez por su completa dedicación al hogar durante el matrimonio. Los autores concluyen que es necesario, complementar las pensiones de sobreviviente con otros derechos maritales, como la división de la pensión, y provisiones para reconocer el tiempo que dedican las mujeres al cuidado de los hijos en su mesada pensional.

Posteriormente, Bonnet, Meurs, y Rapoport (2018) buscan explicar la dispersión entre las pensiones de hombres y mujeres en Francia, aplicando una regresión que descompone el coeficiente GINI con base en datos de la muestra interesquema de pensionados (EIR) para 2008, que es una base de datos que contiene información anonimizada de una porción de todos los pensionados en Francia. Con este análisis se encuentra que los niveles de dispersión de las pensiones entre hombres y mujeres son similares. Sin embargo, las mujeres suelen recibir una pensión menor a los hombres. Asimismo, encuentran que la varianza entre las pensiones de los hombres se explica por la diferencia de los salarios recibidos en un 78% para el sistema privado y en un 85% para el sistema público, mientras que para las mujeres, la duración de su vida laboral y las interrupciones a esta, explican en aproximadamente el 25% de la dispersión de sus pensiones para los dos sistemas. Las diferencias de salario continúan jugando un papel predominante para las mujeres, explicando la dispersión en un 50% en el sistema privado y un 70% en el público.

Otro estudio de los mismos autores (Bonnet y Rapoport, 2020) se enfoca en el impacto de tener hijos en las mesadas pensionales de las mujeres, y si la medida de créditos por cuidado

ha logrado mitigarlo. Usando datos del departamento de seguridad social de Francia y la muestra demográfica permanente, los autores consideran individuos de diferentes edades y les aplican la fórmula para el cálculo de una pensión para diferentes vidas laborales proyectadas. Encontrando que, para las diferentes edades, las pensiones son similares entre mujeres sin hijos y con un hijo, pero a partir del segundo hijo hay una reducción significativa en los beneficios pensionales. Por el contrario, los padres con diferentes números de hijos no ven afectada su pensión en comparación con la de un hombre sin hijos. Por otra parte, concluyen que los créditos por cuidado si tienen un impacto positivo en la reducción de la brecha pensional, pues genera que no haya diferencia entre las pensiones de las madres y las mujeres sin hijos.

El estudio de Jedrzychowska, Kwiecień, y Poprawska (2020), el cual se enfoca en Polonia, toma esta misma aproximación, concluyendo que el costo sobre la pensión de una mujer al tener un hijo es entre 4,5 y 9,5%. Esta diferencia aumenta con el número de hijos, siendo de 7,5 a 15%, 9 a 20%, y 12,5 a 25%, para dos, tres y cuatro hijos, respectivamente. Finalmente, los autores encuentran que la disminución en las pensiones de las madres, también dependen de los intervalos entre los que nazcan los hijos. Es decir, entre menor sea la diferencia en el año de nacimiento de cada hijo, mayor va a ser el impacto en la pensión de la mujer. Este artículo utiliza una metodología totalmente diferente al resto de literatura revisada, al hacer el análisis desde la perspectiva de las matemáticas financieras con datos administrativos y de encuestas de Polonia.

Para España se encontraron dos estudios pertinentes. El primero, de Vara (2013), busca entender el impacto de la tasa de empleo y las condiciones del mercado laboral para las mujeres en el tipo y monto de la pensión en España con información del Instituto para la Seguridad Social de 2010. Estos datos muestran que el porcentaje de mujeres empleadas en España es 20% menor al de los hombres, lo que implica que ellas son más dependientes de los beneficios no contributivos o de pensiones de viudez, que son significativamente menores a las contributivas. Además, la autora encuentra que las mujeres reciben una mesada pensional 40% menor a la de los hombres con las mismas calificaciones. Las causas de estas desigualdades son la división sexual del trabajo, que afecta los sectores en los que trabajan

las mujeres, la brecha salarial, las diferencias en la continuidad de la historia laboral, las pocas oportunidades de ascenso, y la alta probabilidad de tener trabajos de medio tiempo. Adicionalmente, la autora concluye que la brecha pensional ha disminuido con el tiempo, gracias a los cambios del sistema pensional, el cual ha progresado a ser más proteccionista.

El segundo estudio encontrado para España es el de Domínguez-Rodríguez, Zueras, y Miret Gamundi (2020) quienes llegan a conclusiones similares a las del estudio anterior, aunque a través de una metodología diferente, un modelo de supervivencia e igualdad de medias sobre la Muestra Continua de Vidas Laborales. Los autores logran cuantificar el aumento en la cobertura del sistema pensional para las mujeres, la cual pasó del 40% para mujeres nacidas entre 1936 y 1940, al 80% actualmente. Eso es una mejoría significativa, pues la cobertura de los hombres solo cambió del 90 al 92%. Más aún, esta investigación aporta nueva información sobre las diferencias en la edad de jubilación en España, al determinar que las mujeres se pensionan a una edad mayor que los hombres, pues, a los 65 años el 40% de los hombres ya se habrá pensionado, pero solo el 20% de las mujeres.

Para el Reino Unido, Foster y Smetherham (2013) analizan los factores que causan la brecha pensional. A través de una regresión logarítmica con base en los datos de la encuesta general de estilo de vida (GLF) de 2008, encuentran las mismas causas discutidos en los artículos que analizan a los sistemas de toda Europa. Específicamente, concluyen que la clase socioeconómica, los ingresos semanales y el hecho de tener hijos afectan la probabilidad de que las mujeres realicen aportes a pensiones, mientras que para los hombres estos factores no tienen ningún impacto.

En Italia, Zanier y Crespi (2015) concluyen que los cambios introducidos al sistema pensional en los 2000s no tuvieron un impacto en los trabajadores cercanos a la pensión, pero si frente a las mujeres y trabajadores independientes, al aumentar la edad mínima de retiro en cuatro años, lo cual es especialmente grave para las mujeres, dadas sus inestables carreras laborales y su mayor propensión ser despedidas luego de los 50 años. Los autores estiman que la brecha pensional en Italia es del 60%, en términos de diferencia de ingresos.

Finalmente, para Finlandia Kuivalainen, Nivalainen, Jarnefelt, y Kuitto (2020) concuerdan con estudios pasados sobre la existencia de una brecha pensional por ingreso, estimando que

la misma es del 25% para este país. Diferencia que aumenta en los trabajos del campo o manuales. Esto con base en datos de las instituciones de pensiones públicas y privadas de Finlandia de personas que se han pensionado desde 2011. Este caso es interesante, dado que este país tiene varias políticas públicas enfocadas a reducir la desigualdad de género en el mercado laboral y evitar que las mujeres abandonen sus trabajos luego de ser madres. Esto los lleva a concluir que todavía falta crear medidas para eliminar la brecha salarial y la segregación de los trabajos por género.

## **1.2. Estados Unidos**

Resultó bastante inquietante que para Estados Unidos y durante el rango temporal investigado solo se encontró un artículo relacionado con la brecha pensional de género, en la revisión de literatura se encontró un mayor número de artículos publicados durante los años 90s y en el 2000. Sin embargo, dados los límites temporales del presente análisis estas investigaciones no fueron incluidas.

O’Rand y Shuey (2007) examinan la relación entre el género, la estructura de los hogares y el ahorro pensional en un sistema de contribuciones definidas en Estados Unidos. Para esto, se analizan datos del *Panel Study of Income Dynamics*, que mide factores económicos, sociales y de salud durante diferentes generaciones de un grupo de familias. Los autores encuentran que hombres y mujeres solteros enfrentan desventajas en cuanto a la participación en planes de pensiones. Más aún, las mujeres solteras dentro del sistema pensional tienen cuentas pensionales menores a las de hombres solteros y parejas de casados. El artículo concluye que el nuevo sistema de contribuciones definidas está creando una mayor desigualdad para las mujeres en la edad de retiro, ya que depende por completo de la participación en el mercado laboral, que tiene un sesgo de género, dada la diferencia en salarios, la inestabilidad laboral de las mujeres y los riesgos de salir del mercado laboral debido a su condición marital o a sus hijos.

### 1.3. América Latina

Esta sección incluye investigaciones realizadas sobre los sistemas pensionales desde una perspectiva de género, tanto a nivel regional, como de estudios enfocados en un país específico de Latinoamérica, orden en el que se presentarán los artículos encontrados.

La primera investigación encontrada en este rango temporal fue la de Bertranou (2006), en la cual se realiza un análisis del desempeño de las reformas pensionales de Argentina, Brasil, Chile y Uruguay en términos de protección de los riesgos de la vejez y desigualdad de género. El autor concluye que la privatización de los sistemas pensionales y el paso de un sistema de reparto a uno basado en cuentas individuales ha afectado gravemente a las mujeres de estos países. En Chile, este sistema genera una disminución en la tasa de reemplazo de las mujeres y aumenta la brecha pensional en el ingreso, pues la tasa para las mujeres sería del 75%, mientras que para los hombres sería del 93%. En Argentina, el aumento de 10 años en el mínimo de cotización afecta desproporcionadamente a las mujeres, al reducir la probabilidad que ellas tienen de pensionarse, debido a sus vidas laborales más cortas e inestables en comparación con las de los hombres. En Argentina, Chile y Uruguay, las reformas generan que las mujeres tengan menores tasas de reemplazo y haya una mayor proporción de hombres pensionados. Al no incluirse la perspectiva de género en los debates de las reformas, se crearon sistemas basados en cuentas de ahorro individual, el cual reproduce y aumenta las desigualdades que enfrentan las mujeres durante su etapa productiva. Esto debido a que las mujeres tienen una menor capacidad de ahorro, por la mayor inestabilidad laboral que enfrentan, menores salarios y mayores responsabilidades de cuidado, que les deja menos tiempo para actividades productivas. Por el contrario, Brasil implementó medidas para reducir la brecha pensional, logrando que la tasa de reemplazo sea al rededor del 94% para los dos géneros. Dentro de las medidas implementadas se encuentran años mínimos de cotización diferenciados, la base para el cálculo de la pensión sobre el promedio de los mejores salarios y no sobre el de los últimos años, bonos por más años de contribución diferenciados y tablas de mortalidad unificadas.

Posteriormente, en el libro *Lessons from Pension Reform in the Americas* se encuentran dos capítulos que analizan los sistemas pensionales latinoamericanos desde una perspectiva de



género. Los dos encuentran que las reformas realizadas en los 90s amplían la desigualdad de género, y refuerzan los roles tradicionalmente asignados a las mujeres (Dion, 2008; Estelle, Cox Edwards, y Wong, 2008). Por un lado, Dion (2008), a pesar de no realizar una aproximación cuantitativa a la brecha pensional de género, estudia las causas que genera la misma, encontrando que esta se puede explicar por la menor participación laboral, la mayor representación en trabajos de menor productividad o informales, la inestabilidad laboral, y los roles de cuidado tradicionalmente asignados a las mujeres. Adicionalmente, analiza posibles medidas que contribuyen a la disminución de la diferencia pensional, concluyendo que contribuciones mínimas diferenciadas dependiendo de la participación laboral de cada género, formas de retribución a las mujeres por sus responsabilidades de cuidado, y la eliminación de tablas de mortalidad diferenciadas por género podrían ayudar a reducir dicha desigualdad.

Por otro lado, Estelle et al. (2008), con base en datos de las encuestas de hogares de Argentina, Chile y México realizan una simulación de los salarios e historias laborales de hombres y mujeres, para aproximar la pensión de cada uno bajo el nuevo sistema y el anterior. Los autores encuentran que con las reformas las mujeres recibirán una mesada pensional entre 30 y 50% de lo que un hombre recibiría, diferencia que aumenta con el nivel educativo, pero si se eliminan las edades de pensión diferenciadas, esta brecha se reduciría en un 30%. En el artículo se establece que una de las principales causas de esta diferencia es la brecha salarial, pues en el caso de dos personas con historias laborales iguales y géneros diferentes, las mujeres continuarían recibiendo solo entre el 60 y el 75% de la pensión de un hombre. Sin embargo, los autores encuentran que las reformas estudiadas terminan beneficiando en mayor medida a las mujeres, debido a que son las principales beneficiarias de la pensión mínima del sistema público; y en Argentina y Chile las mujeres viudas ahora pueden quedarse con su pensión y la de su esposo, cuando antes debían escoger una de las dos. Además, concluyen que las mujeres con carreras laborales de tiempo completo y continuas también se vieron beneficiadas pues ahora el monto de las cuentas individuales no solo depende del crecimiento del salario en los últimos años, sino de las contribuciones realizadas en una edad temprana.

Otros estudios durante este periodo de tiempo se ocuparon de entender el impacto que tienen las reformas pensionales en los beneficios de las mujeres, desde una perspectiva más cualitativa, sin realizar el cálculo de la brecha pensional para los países estudiados. Arza (2012) analiza las reformas de Chile, Bolivia y Argentina, encontrando que los sistemas privados penalizan de manera desproporcionada a las mujeres, debido a su participación más corta en el mercado laboral respecto a los hombres, la brecha salarial y la mayor propensión a trabajar en el sector informal o medio tiempo. La diferencia entre hombres y mujeres se ve agravada al introducir tablas diferenciadas de mortalidad por género para el cálculo de la mesada pensional, dado que las mujeres tienen una mayor expectativa de vida. Adicionalmente, la autora plantea algunas medidas que contribuyen en la reducción de la brecha pensional como pensiones no contributivas, aumento de las pensiones mínimas, tablas de mortalidad neutras, bonos por maternidad, reducción de tasas de administración por parte de los fondos de pensiones, o la posibilidad de reclamar una parte de la pensión del cónyuge luego del divorcio.

La misma autora posteriormente profundiza en el impacto de las pensiones no contributivas en la igualdad de género, encontrando que la experiencia de Argentina, Bolivia, Brasil y Chile demuestra que estas permiten reducir la brecha, pero que no son suficientes. El artículo concluye que es necesario que los países tomen medidas para reducir la desigualdad de género durante toda su vida, en especial relacionado con la inclusión al mercado laboral y a la redistribución de las labores de cuidado (Arza, 2017b).

Marco-Navarro (2016) también analiza las reformas de Argentina, Bolivia, Chile, Costa Rica, Ecuador y Uruguay, confirmando las conclusiones de estudios pasados sobre las causas de la brecha de género. Adicionalmente, establece la importancia de cerrar las brechas previas a la etapa de retiro y resalta la experiencia de Brasil, que adoptó un esquema de reparto con contribuciones definidas organizadas en cuentas nocionales, con un régimen especial para las áreas rurales, pues el autor considera que en términos fiscales y de igualdad de género el modelo óptimo es uno mixto entre la capitalización individual y los sistemas de reparto.

Amarante, Colacce, y Manzi (2017) también analizan las diferencias de género en las mesadas pensionales y la probabilidad de obtener una pensión en Argentina, Brasil, Chile y

Uruguay entre 2000 y 2013, además de algunas políticas implementadas por estos países para reducir la brecha pensional. Con base en datos de las encuestas nacionales de hogares de cada país, se concluyó que en todos los casos hay una menor proporción de mujeres con una pensión contributiva. En 2013 la proporción de mujeres pensionadas era entre el 34 y 63%, respecto a la proporción del 66 al 86% de los hombres. En cuanto a las mesadas pensionales, en los países analizados éstas son entre el 9 y el 25% menores para las mujeres. Cabe resaltar que en Argentina y Brasil, gracias a políticas para la reducción de la desigualdad y la pobreza, se logró reducir la brecha pensional en los dos aspectos analizados, a pesar de que estas políticas no tuvieran una perspectiva de género. Las medidas que demostraron tener un impacto positivo en la equidad de género son iguales a las encontradas por otros autores previamente, eliminación de tablas de mortalidad diferenciadas, garantía de una pensión mínima, y la implementación de pensiones no contributivas.

Por su parte, la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL) también ha estudiado las desigualdades que enfrentan las mujeres en la región. En el reporte “Panorama Social de América Latina de 2017” la CEPAL (2018) incluye un capítulo sobre la importancia de las pensiones para que las mujeres tengan autonomía económica en la vejez. Este reporte coincide en que mujeres enfrentan una gran desventaja en el momento del retiro respecto a los hombres, a causa de las diferencias en los salarios por género, la mayor representación de las mujeres en trabajos de baja productividad o informales, la inestabilidad de su vida laboral y las labores de cuidado no remuneradas. El estudio realiza una aproximación de la brecha pensional en términos de cobertura y del monto de la pensión con base en datos de las encuestas de hogares para 2015, en el caso de Colombia esta sería la Gran Encuesta Integrada de Hogares del DANE de 2015. Se define la brecha como “la diferencia entre el ingreso medio por prestaciones contributivas y no contributivas de las mujeres de 65 años de edad y más, y de los hombres del mismo tramo de edad” (CEPAL, 2018). Por un lado, se encuentra que en toda América Latina hay una mayor proporción de hombres que de mujeres mayores de 65 años recibiendo pensiones contributivas, con excepción de Argentina. Cabe resaltar que en Paraguay y Uruguay la cobertura por género es muy similar. Por otro lado, en todos los países, con excepción de República Dominicana, los hombres reciben una mayor mesada pensional que las mujeres. En específico, para

Colombia el 31,9% de los hombres recibe una pensión, respecto al 22,4% de las mujeres, y la brecha en el ingreso es del 18,5% en 2015; siendo esta la primera vez que se mide la brecha pensional de género para Colombia. Finalmente, en este reporte también se examina el impacto de la privatización de los sistemas pensionales de la región, confirmando los hallazgos de otros autores sobre los efectos negativos de estas reformas en la igualdad de género en la vejez.

En 2019 la CEPAL vuelve a tocar este tema en el informe “De beneficiarias a ciudadanas: Acceso y tratamiento de las mujeres en los sistemas de pensiones de América Latina”, el cual busca contribuir al debate de la necesidad de reformas pensionales en la región con enfoque de género. Este reporte tiene una perspectiva más cualitativa y de la importancia política del tema en la región, por lo que no se enfoca en el cálculo de la brecha pensional. En este se concluye que el diseño de los sistemas pensionales no es indiferente a la igualdad de género, sino que al tener una relación directa los aportes y las prestaciones durante la etapa productiva, se reproducen las diferencias que enfrentan las mujeres en la vida laboral. Presentan la importancia de que el Estado tome un rol central en los sistemas pensionales, para que el pilar redistributivo vuelva a ser parte de estos. Además de reiterar las buenas prácticas encontradas en otros estudios, como el reconocimiento de las labores de cuidado no remuneradas desempeñadas por las mujeres (créditos por cuidado), establecer periodos mínimos de cotización diferenciados dependiendo de las áreas de residencia y tipo de trabajo desarrollado, la división de los fondos acumulados en el momento de la separación cuando uno de los cónyuges se dedicó al trabajo doméstico, y tasas de reemplazo escalonadas y diferenciadas según el nivel de ingreso.

Ahora bien, en cuanto a los estudios realizados con foco en un país en específico. En México, Martínez-Preece, Henaine-Abed, & Zubieta-Badillo (2016) analizan la situación de las mujeres en el sistema pensional, a través de simulaciones de las historias laborales de hombres y mujeres mexicanos con base en fuentes administrativas y la Encuesta Nacional de Ocupación y Empleo. Los autores realizan una estimación de la brecha pensional de género en México no en diferencia de ingresos, sino en términos de años adicionales que deben trabajar las mujeres para tener la misma pensión que un hombre con su mismo trabajo,

encontrando que las mujeres deben trabajar de uno a cinco años más. Las causas de esta diferencia son la mayor dedicación horaria de las mujeres a labores del hogar no remuneradas (28,38 horas respecto a 8,52), remuneraciones menores por hora (MXN 40,51 respecto a MXN \$43,01), mayor probabilidad de estar desocupadas que los hombres (4,53% respecto a 4,38%) y una mayor expectativa de vida (5,3 años).

En Uruguay Amarante & Tenenbaum (2018) analizan el impacto de los créditos de cuidado en la igualdad dentro del sistema pensional. Los créditos por cuidado o *care credits* son una forma de compensación a las mujeres por sus labores de cuidado no remuneradas, donde el Estado aporta un año de cotización al sistema pensional por cada hijo que tenga la mujer, hasta un máximo de 5 años. La investigación se realiza en base a datos entre enero de 2005 y diciembre de 2015 del Banco de Previsión Social que tiene información de todos los pensionados en Uruguay. Las autoras estiman que la implementación de los créditos por cuidado permitió una reducción del 11 al 27% de la brecha pensional de género en Uruguay. Asimismo, estiman que la diferencia en la proporción entre hombres y mujeres que acceden a una pensión se va a reducir en un 20%, comprobando los efectos positivos de la medida%. Adicionalmente, estas autoras identificaron que las mujeres más beneficiadas con estas medidas son las de menores ingresos, o que trabajan en labores domésticas o en el campo.

Para El Salvador Aguilar Riva et al. (2018) presentan evidencia empírica sobre las diferencias de género en el sistema de pensiones en base a la Encuesta de Hogares de Propósitos Múltiples de 2016 y discuten algunas medidas de política pública que podría contribuir en la disminución de estas desigualdades. Los autores determinan que la proporción de mujeres que reciben una pensión contributiva es del 8,4%, respecto a 21,6% de los hombres. Esta diferencia disminuye a medida que aumenta el nivel educativo de las personas. El artículo también encuentra que existen grandes diferencias en la pensión promedio de hombres (US\$471) y mujeres (US\$392,9). Las causas de la brecha pensional en El Salvador encontradas por los autores son la división sexual del trabajo, la brecha salarial y las tablas de mortalidad diferenciadas. En cuanto a las medidas para disminuir la brecha, se plantea la necesidad de equiparar la edad de pensión de hombres y mujeres, implementar

tablas unificadas, e incluir en las reformas pensionales el enfoque de género. A nivel más general, estos autores plantean la importancia de contabilizar el aporte de la economía del cuidado realizado por las mujeres, la inclusión de las mujeres al mercado laboral y deconstruir el imaginario de la división sexual del trabajo.

Siguiendo esta misma línea, Olivera (2020) examinó las implicaciones en las finanzas públicas, y la brecha de género en las pensiones, de una posible reforma al sistema pensional peruano bajo tres escenarios: un sistema de capitalización individual puro, un sistema mixto basado en complementos a la pensión y un sistema mixto con cuentas nocionales. La metodología utilizada fue simulaciones de las contribuciones y futuras pensiones de todos los posibles afiliados entre 2020 y 2050, a partir de muestras aleatorias y registros administrativos de los fondos de pensiones peruanos. El autor concluye que el modelo de capitalización individual puro es el más costoso de todos (56,7% del PIB), el que genera mesadas pensionales más bajas (475 soles) y la mayor brecha de género (7,2%). Por el contrario, el mejor es el modelo mixto de cuentas nocionales, al implicar un menor costo fiscal (9,5% del PIB), una menor brecha de género (4,9%) y mesadas pensionales promedio más altas (504 soles).

Finalmente, Chile fue el país donde se encontró la mayor cantidad de literatura sobre la brecha de pensional en América Latina. Para el periodo estudiado la primera investigación fue realizada por Gómez-Rubio et al. (2016), quienes aplican una metodología cualitativa, a través de entrevistas semi estructuradas a mujeres pensionadas por los fondos privados, para entender su opinión sobre el sistema pensional chileno. Se encontró que la percepción sobre las AFPs es de estafa y arrepentimiento por el traspaso al sistema privado, de discriminación de género durante la vida laboral la cual se replica en la etapa de retiro, y empobrecimiento en la vida cotidiana. Los autores también concuerdan con las causas de la brecha pensional encontradas por investigaciones pasadas. Este estudio es bastante interesante al mostrar otras formas de aportar al debate sobre la brecha pensional, dado que la mayoría de los otros artículos tienen una metodología eminentemente cuantitativa.

Posteriormente, Undurraga y Becker (2019) confirman las anteriores percepciones de las mujeres chilenas, al encontrar que aun cuando una mujer ha trabajado el mismo tiempo que

un hombre y bajo las mismas condiciones laborales (tipo de trabajo, continuidad laboral y cargo) su pensión será 16,7% menor que la de un hombre, debido a la mayor esperanza de vida. Las autoras utilizan el mismo enfoque cualitativo de Gómez-Rubio et al. (2016) y realizan entrevistas semiestructuradas a 11 mujeres de diferentes nivel educacional, edad y región. Se confirman los hallazgos previos sobre la visión negativa y desconfianza de las mujeres frente al sistema pensional, al considerar que entrega montos insuficientes para subsistir, no es solidario y no tiene un enfoque de clase ni de género.

En este mismo año, Chamorro (2019) adopta otra perspectiva y analiza las reformas al sistema pensional chileno de 2008 desde una perspectiva de género, aunque no cuantifica las diferencias encontradas. El autor concluye que, primero, la desigual distribución sexual del trabajo remunerado y no remunerado, y las peores condiciones laborales de las mujeres han llevado a una exclusión en la cobertura, tanto de una parte de mujeres cotizantes que no alcanzan a cumplir los requisitos, como de la totalidad de las no cotizantes. Segundo, la falta de reconocimiento del trabajo no remunerado y la aplicación de tablas de mortalidad diferenciadas discriminan directamente a las mujeres, generando que aquellas que logran pensionarse tengan mesadas y tasas de reemplazo menores que la de los hombres. Tercero, las últimas reformas lo único que han hecho es convertir a las mujeres como las principales beneficiarias de sistemas asistenciales no contributivos, pero no han mejorado el acceso y la igualdad del sistema pensional contributivo.

Por último, Canales, Salinas, y Biehl (2021) estiman la diferencia entre la probabilidad de pensionarse de un hombre y una mujer en Chile y estudian los factores que determinan la decisión de retiro de una persona. Para esto, los autores utilizan los datos de la Encuesta Longitudinal de Protección Social en Chile, a la cual le realizan un análisis estadístico, además de una función de supervivencia de Kaplan-Meier y un análisis multivariado para entender las causas detrás de las diferencias. Los autores concluyen que los determinantes de la decisión de retiro de un hombre son factores laborales y socioeconómicos, mientras que para las mujeres las consideraciones familiares son centrales en su decisión. También, que las mujeres son más propensas a pensionarse cuando cumplen la edad mínima (60 años), mientras que los hombres tienden a mantenerse en el mercado laboral luego de la edad

mínima de pensión (65 años). El riesgo de retiro temprano es mayor entre las mujeres casadas o con una pareja. Todo lo anterior sumado a la mayor expectativa de vida, lleva a que el riesgo de pobreza en la vejez sea mayor para las mujeres que para los hombres. Cabe resaltar que en este caso no se realiza una estimación de la brecha pensional en Chile.

#### **1.4. Colombia**

En 2019 se publicó la primera, y única, investigación en Colombia directamente relacionada con la brecha pensional de género, López Rodríguez (2019) pretende determinar cuáles son las diferencias de género en el acceso a una pensión en Colombia, además de evaluar seis diferentes propuestas de políticas públicas que permitirían aumentar la cobertura del sistema pensional en mujeres y la tasa de reemplazo. Para esto, realiza microsimulaciones con base en la información de la Gran Encuesta Integrada de Hogares de 2018 de Colombia y datos de afiliación a cada régimen, para analizar las probabilidades de supervivencia en el sistema pensional. La autora encuentra que existe una diferencia en la probabilidad de pensionarse entre los géneros y el lugar donde habita la persona (urbano vs. rural), pues en las áreas rurales solo el 4,18% de las mujeres y el 9,07% de los hombres se pensionan, mientras que en las ciudades la cobertura pensional es del 15,12% para las mujeres y el 26,56% para los hombres. Asimismo, determina que la diferencia en la mesada pensional de hombres y mujeres es de COP -\$208.000 para las mujeres en el régimen de ahorro individual con solidaridad; mientras que en el régimen de prima media, las mujeres tienen una pensión mayor en COP \$128.000, respecto a los hombres. En cuanto a la tasa de reemplazo la diferencia es de -3,34% para las mujeres en el régimen de prima media, y de -12,12% en el régimen de ahorro individual.

Finalmente, concluye que, de las políticas evaluadas, la que mayor impacto tendría en la probabilidad de pensionarse de las mujeres es una combinación entre un aumento en la edad mínima de pensión, una reducción en las semanas mínimas de cotización y la introducción de un sistema de créditos por cuidado. No obstante, la autora resalta que también es necesario crear políticas públicas para eliminar las desigualdades de género en el mercado laboral.



## 1.5. Conclusiones generales

Luego de hacer la revisión de literatura existente sobre la brecha pensional en los últimos 15 años en Colombia, Latinoamérica, Estados Unidos y Europa, es posible concluir que en todos los países y regiones estudiadas existe una brecha pensional. La que implica que las mujeres tengan una menor probabilidad de pensionarse, y aquellas que lo logran, reciben una mesada pensional inferior que sus contrapartes masculinas. De igual manera, la mayoría de los autores concuerdan sobre las causas de la brecha pensional, entre las que se encuentran la diferencia salarial entre hombres y mujeres por el mismo trabajo, mayor inestabilidad y carreras laborales más cortas, mayor dedicación a labores de cuidado no remuneradas, mayor proporción de mujeres en trabajos informales o de medio tiempo, la división sexual del trabajo, y la mayor expectativa de vida en países donde se utilizan tablas diferenciadas para el cálculo de la expectativa de vida por los fondos de pensiones.

Ahora bien, como se presentó anteriormente, la literatura sobre el tema en Colombia es escasa. La única investigación que tiene por objetivo calcular la brecha pensional en el país es la de López Rodríguez (2019), quien realiza una aproximación a las diferencias en la probabilidad de pensión y mesada pensional en Colombia utilizando datos de la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) del segundo trimestre de 2018. No obstante, esta investigación tiene ciertas limitaciones, reconocidas por la autora, debido a la fuente de información utilizada, entre estas se encuentra la imposibilidad de tener acceso a historias laborales, para determinar las mesadas pensionales reales de los colombianos. Razón por la cual los resultados de la brecha pensional se fundamentan en simulaciones de historias laborales de las personas encuestadas en la GEIH.

En consecuencia, este estado del arte evidencia el vacío existente en la literatura colombiana sobre el tema, a diferencia de la amplia discusión que se ha dado en otros países latinoamericanos y europeos. Debido a que no existe una investigación que determine la brecha pensional de género real en Colombia en términos de diferencias de ingresos, tasa de reemplazo y edad de pensión, pues el estudio de López Rodríguez (2019) se enfoca más en las diferencias en las probabilidades de pensión. Razón por la cual se plantea como pregunta

de investigación ¿Existe una diferencia de género en la mesada pensional, la tasa de reemplazo y la edad de pensión en Colombia? En caso afirmativo, ¿de cuánto es la diferencia?

Entonces, la presente investigación realiza un aporte a la literatura, pues se busca estimar la brecha pensional partiendo de un grupo de datos totalmente diferente. La información real de todos los pensionados en el país por los fondos de pensiones privados o Colpensiones, respecto a su mesada pensional, edad de pensión, semanas cotizadas, estado marital, entre otras. De esta manera, se podrá entender la brecha pensional actual, en términos de ingresos, tasa de reemplazo y edad de pensión en Colombia.

#### **4. Sistema pensional colombiano**

El sistema pensional colombiano se fundamenta en el Artículo 48 de la Constitución Política de Colombia, el cual establece que la seguridad social es un derecho irrenunciable y se guía por los principios de universalidad, solidaridad y eficiencia. Asimismo, la seguridad social en Colombia se rige por la Ley 100 de 1993, en específico el sistema pensional tiene su normativa en el Libro Primero. Esta Ley crea un sistema mixto, compuesto por el régimen solidario de prima media con Prestación Definida (RPM) y el régimen de ahorro individual con solidaridad (RAIS). Cabe resaltar que todavía existen algunos regímenes excepcionales como el de las fuerzas públicas y el del Presidente de la República. Esta Ley fue reformada por la ley 797 de 2003, la cual aumentó la edad mínima y semanas necesarias para acceder a una pensión. A continuación, se pasará a explicar el funcionamiento de cada uno de los regímenes.

Por un lado, el régimen solidario de prima media con Prestación Definida (RPM) es administrado por la Administradora Colombiana de Pensiones, Colpensiones, que es una empresa industrial y comercial del Estado. Por esta razón generalmente se le conoce como el régimen público de pensiones. Este es un sistema de reparto, lo que implica que las cotizaciones de los trabajadores que están realizando aportes van dirigidas a financiar las pensiones de aquellos que ya se encuentran en la etapa de retiro. Bajo el RPM las personas tienen derecho a acceder a una pensión cuando cumplan 57 años las mujeres o 62 años los hombres, y hayan aportado al sistema pensional durante 1.300 semanas o más.

Las mesadas pensionales se calculan sobre el promedio de los últimos 10 años del ingreso base de liquidación (IBL), es decir, sobre el 100% del salario de las personas o el 70% en caso de que tenga salario integral<sup>1</sup>. El IBL máximo de cotización es de 25 salarios mínimos, incluso para aquellos que su salario sea superior a este monto. La tasa de reemplazo dependerá del nivel de ingresos de la persona y el número de semanas cotizadas, aunque no puede superar el 80% del IBL. Esta tasa inicia en un 65% y por cada 50 semanas adicionales a las semanas mínimas de cotización, la tasa de reemplazo incrementará en un 1,5%. Por el contrario, a mayores ingresos, menor tasa de reemplazo, pues por cada salario mínimo mensual adicional, se restará 0,5% a la tasa de reemplazo o a prorrata del salario de la persona. Entonces, si alguien ganaba 4 salarios mínimos mensuales legales vigentes (SMMLV) y cotizó durante 1.450 semanas, su mesada pensional será el 68% de 4 SMMLV (65% + 4,5% por las 150 semanas adicionales – 1,5% por los 3 SMMLV adicionales al mínimo). En todo caso, la pensión no puede ser menor a un salario mínimo, ni superior a 25 salarios mínimos.

Por otro lado, el régimen de ahorro individual con solidaridad (RAIS) es administrado por administradoras de fondos de pensiones y cesantías (AFP), vigilados por la Superintendencia Financiera de Colombia. Actualmente los fondos de pensiones privados en Colombia son Colfondos, Porvenir, Protección y Skandia. Este régimen se basa en cuentas individuales de capitalización a las que van los aportes de cada uno de los afiliados, y su pensión dependerá del monto ahorrado. Por esta razón, en este régimen no hay un número de semanas o edad mínima para acceder a una pensión, solamente es necesario tener un capital ahorrado suficiente para cubrir el 110% de un salario mínimo legal vigente durante el tiempo de retiro. En todo caso, si un trabajador no alcanza a ahorrar lo suficiente para tener el capital para esa pensión, podrá acceder a una pensión mínima si ha cotizado 1.150 semanas y tienen 57 años para las mujeres o 62 años para los hombres.

---

<sup>1</sup> El salario integral consiste en una forma de remuneración a los trabajadores, en el cual en el salario pagado ya se entiende incluido el factor prestacional, como las cesantías, primas, horas extras y recargos dominicales y nocturnos. Para poder pactar este, el salario base no puede ser inferior a 10 salarios mínimos mensuales legales vigentes (SMMLV) y el factor prestacional es de mínimo el 30%. Por lo que un salario integral no puede ser menor a 13 SMMLV. Este tipo de remuneración se rige por el Artículo 132 del Código Sustantivo del Trabajo.

Las modalidades de pensión bajo este régimen son la renta vitalicia inmediata, el retiro programado, el retiro programado con renta vitalicia diferida, entre otras que pueden ser aprobadas por la Superintendencia Financiera. En el primero, renta vitalicia inmediata, el afiliado contrata con una aseguradora, a través de su fondo de pensiones, para que le pague una renta mensual igual que se ajusta anualmente con la inflación hasta el fallecimiento de la persona. En el retiro programado el pago de la pensión es administrada por el fondo de pensiones y la mesada pensional se ajusta cada año de acuerdo con el saldo en la cuenta de ahorro individual, que puede variar por el comportamiento financiero de la misma. Una gran diferencia respecto a la anterior es que, en caso de fallecer el pensionado, el saldo de la cuenta individual pasará a la masa sucesoral. Finalmente, el retiro programado con renta vitalicia diferida consiste en un plan de pensión en el que, al inicio, se realiza el pago de un retiro programado por el fondo de pensiones durante un periodo de tiempo y, posteriormente, en la fecha determinada, se terminará el retiro programado e iniciará el pago de la aseguradora de una renta vitalicia. En todo caso, en este régimen pensional el mínimo de la mesada pensional de una persona también es un salario mínimo mensual legal vigente.

La afiliación al sistema pensional colombiano es obligatoria para todos aquellos que tengan un contrato de trabajo, es realizada por el empleador y los aportes son del 16% del IBL. El 25% de los aportes los paga el empleado y el otro 75% están a cargo del empleador. El empleado es libre de decidir a cuál de los dos regímenes de pensiones desea pertenecer y en caso de escoger el RAIS, puede escoger a qué fondo de pensiones desea estar afiliado. De igual manera, los empleados pueden cambiarse de régimen una vez cada 5 años. Sin embargo, no podrá cambiarse de régimen cuando le falten 10 años o menos para cumplir con los requisitos mínimos de pensión.

Cabe resaltar que la cobertura del sistema pensional colombiano es baja, en comparación con otros países latinoamericanos. De acuerdo con Parra-Polanía et al. (2020), para 2019 solo el 36,7% de la población económicamente activa está afiliada al sistema pensional, y de ese grupo de afiliados menos del 40% realiza aportes; en comparación con una tasa de afiliación promedio de 50,3% para 2015 en América Latina (Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), 2018). Esto nos indica que, en todo caso, las personas que logran

acceder a una pensión en Colombia se consideran como privilegiadas, respecto al resto de la población.

## **5. Acceso a la información: ¿Un obstáculo para las investigaciones del sistema pensional en Colombia?**

Con el objetivo de poder encontrar las reales desigualdades que existen actualmente en el sistema pensional colombiano, se decidió realizar esta investigación no con base a encuestas del Departamento Administrativo Nacional de Estadística (DANE), que es la aproximación de los demás estudios sobre el tema, sino con información de los fondos de pensiones del país: Colpensiones, Colfondos, Porvenir, Protección y Skandia. Esta decisión se tomó dado que la Gran Encuesta Integrada de Hogares (GEIH) del DANE, que es con base a la que se han hecho otros estudios y la que tiene más información sobre las pensiones de los colombianos, tiene varias limitaciones. La primera, y la más importante, no diferencia las pensiones de vejez, invalidez y sobrevivencia, lo que imposibilitaba tener datos certeros de la brecha pensional del país. La segunda, es que no se puede calcular la tasa de reemplazo, ya que no hay información del último salario cotizado. Finalmente, no hay otros datos de suma importancia para la presente investigación como el número de semanas cotizadas, la edad de pensión, y el año de la pensión.

En consecuencia, se hizo necesario empezar un proceso de recolección de información a través de derechos de petición, con los que se solicitó a los diferentes fondos de pensiones los datos anonimizados de sus pensionados. Sin embargo, en este proceso se encontraron múltiples barreras en el acceso a la información por parte de las administradoras, e incluso del sistema judicial. El único fondo de pensiones con el que no se presentaron inconvenientes fue Skandia. A continuación, se presentará el proceso que se llevó a cabo para poder tener los datos base para poder determinar la brecha pensional del país.

El 3 de noviembre de 2020 se presentó ante todos los fondos de pensiones un derecho de petición solicitando las siguientes variables:

1. Género

2. Monto de la mesada pensional
3. Cantidad de semanas que cotizó
4. Primer salario devengado
5. Último salario devengado antes de la pensión
6. Año de otorgamiento de la pensión
7. Edad a la que se pensionó la persona
8. Edad a la que inició a cotizar para la pensión (no a la que inició a cotizar en ese fondo específicamente, sino cuando empezó a cotizar en general)
9. Número de interrupciones que tuvo el pensionado en su vida laboral. Es decir, en cuántos periodos dejó de cotizar a un fondo de pensiones
10. Ciudad residencia del pensionado
11. Estado civil al momento de pensionarse
12. Número de personas a cargo que tenía la persona en el momento de la pensión
13. Número de hijos que tenía la persona en el momento de la pensión

En el derecho de petición se aclaró que se estaba solicitando una base de datos anonimizada, y no datos personales.

La primera limitación encontrada fue que la página de Protección tenía un problema técnico y no dejaba registrar las solicitudes de los ciudadanos, por esa razón el derecho de petición solo pudo radicarse unos días después. En todo caso, Protección respondió negativamente el 4 de noviembre a un derecho de petición diferente, en el que se le solicitaba una base de datos con el monto de la mesada pensional de sus pensionados, el género, y el último salario mensual que recibieron antes de pensionarse, alegando que no podían entregar la información porque tenía reserva bancaria y era información confidencial.

El inciso 1 del Artículo 26 de la Ley 1755 de 2015 o Código de Procedimiento Administrativo y de lo Contencioso Administrativo establece que en los casos en los que una entidad niegue la solicitud de información de un derecho de petición alegando la reserva de la misma, el solicitante podrá radicar frente a esta una solicitud de insistencia con las razones por las que considera que la información no es reservada. Esta solicitud debe ser enviada por la entidad al Tribunal Administrativo con jurisdicción en el lugar donde se encuentren los documentos.

El Tribunal decidirá dentro de los 10 días siguientes, en única instancia, sobre la reserva de la información y ordenará a la entidad a entregar la información en caso de que no sea reservada.

En virtud del Artículo 26 del Código de Procedimiento Administrativo y de lo Contencioso Administrativo, el 20 de noviembre de 2020 se radicó frente a Protección una solicitud de insistencia en respuesta a la negativa del fondo de pensiones. En la solicitud se argumenta que los datos que solicitados no son reservados, dado que el artículo 24 de la Ley 1755 de 2015 establece que sólo tienen reserva las informaciones que así disponga la Constitución y la ley. Además, el literal c) del artículo 3 de la Ley 1581 de 2012 define como dato personal “cualquier información vinculada o que pueda asociarse a una o varias personas naturales determinadas o determinables”. Por consiguiente, al solicitarse información anonimizada<sup>2</sup>, que es información que no puede ser asociada de ninguna manera a una persona en específico, no se está vulnerando el derecho a la intimidad y, en consecuencia, no puede considerarse como información reservada.

Sin embargo, Protección no radica la solicitud de insistencia al Tribunal Administrativo competente, por el contrario, el 23 de noviembre de 2020 envía una comunicación diciendo que “en el momento su caso está siendo evaluado por el área legal de Protección, con el fin de validar si es posible acceder a lo que requiere y proceder con el envío de la información”, que más adelante darán respuesta a la solicitud. Pero, el 2 de diciembre de 2020 vuelven a responder que la información hace parte de la reserva bancaria y argumentan que de acuerdo con la Circular Externa 052 de 2007 estos datos son confidenciales y la divulgación de estos no es autorizada. Por lo que “solo se entrega a los titulares de la misma (en este caso los pensionados) o sus apoderados, o a la autoridad competente, si es que está siendo solicitada por una autoridad que ejerza vigilancia y control sobre Protección o funciones públicas que nos obliguen a entregar la misma”.

---

<sup>2</sup> El artículo 2.2.3.1.1 del Decreto 1743 de 2016 establece que la anonimización de microdatos es un “[p]roceso técnico que consiste en transformar los datos individuales de las unidades de observación, de tal modo que no sea posible identificar sujetos o características individuales de la fuente de información, preservando así las propiedades estadísticas en los resultados”.

Debido a que no se dio trámite a la solicitud de insistencia, el 8 de diciembre de 2020 se presentó una tutela en contra de Protección, por la vulneración de los derechos de petición y al debido proceso. En esta tutela se reitera la argumentación sobre la inexistencia de la reserva de datos privados, dado que no se pueden asociar con ninguna persona. De igual manera, se alega que el único recurso disponible cuando se niega la entrega bajo argumentos de reserva de información es la solicitud de insistencia, la cual debe ser enviada por la entidad al tribunal administrativo y no por el peticionario, de acuerdo con el Artículo 26 del Código de Procedimiento Administrativo y de lo Contencioso Administrativo y la Sentencia T-618/95 de la Corte Constitucional. Por ende, no enviar la solicitud de insistencia al juez administrativo, vulnera el debido proceso del solicitante, dado que no hay ningún otro proceso judicial o instancia a la cual acudir.

El Juzgado 50 Penal Municipal de Control de Garantías falla el 24 de diciembre de 2020 negando el amparo constitucional, ya que la solicitud de insistencia se presentó fuera del término que, de acuerdo con el párrafo del Artículo 26 de la Ley 1755 de 2015, es de 10 días luego de la notificación de la respuesta. Cabe resaltar que a pesar de que la providencia fue del 24 de diciembre, no se notificó hasta el 4 de enero de 2021, debido a un problema con el nuevo dependiente judicial de Juzgado.

Por lo anterior, el mismo día, 4 de enero de 2021, se presenta un nuevo derecho de petición, en el que se vuelven a pedir los datos solicitados el 3 de noviembre de 2021. Nuevamente aclarando que se está solicitando información anónima, y en ningún momento se está buscando obtener información personal de los pensionados. El 7 de noviembre de 2021 Protección respondió que “por la complejidad de recopilar toda la información requerida, será necesario exceder el plazo de respuesta hasta el 15 de febrero de 2021”. Sin embargo, el 1 de marzo de 2021 se contacta a este fondo de pensiones telefónicamente, pues hasta el momento no se había recibido respuesta. En esta llamada, informan que en el transcurso de esa semana harán llegar la respuesta. El 4 de marzo de 2021 Protección da una respuesta parcial a la petición, al enviar una base de datos con el género, monto de la mesada pensional, número de semanas cotizadas y año de otorgamiento de la pensión en PDF. Sin embargo, debido a que faltaban algunas de las variables solicitadas, y había casi 4.000 datos que no



tenían el género, el 14 de marzo de 2021 se presentó un nuevo derecho de petición para realizar seguimiento al proceso. El 23 de marzo de 2021 Protección da respuesta final al derecho de petición, enviando una base de datos en Excel con toda la información solicitada.

Luego de hacer una revisión de los datos enviados, se encontraron anomalías como 82 personas cuyo último salario cotizado era menor a COP \$100.000, una persona pensionada con 0 semanas cotizadas, 770 personas pensionadas que cotizaron menos de 100 semanas, además de 4.000 pensionados con menos de 300 semanas cotizadas. Por esta razón, se presenta un nuevo derecho de petición solicitando una explicación de por qué esos casos se dan, también se pregunta por qué más de 2.000 personas tienen tasas de reemplazo superiores al 200%, es decir que su pensión es el doble del último salario cotizado. No obstante, hasta el momento de culminación de este trabajo, no se ha obtenido respuesta de Protección.

Pasando al proceso llevado a cabo con Porvenir, el 18 de noviembre de 2020 este fondo responde al derecho de petición radicado el 3 de noviembre negando la entrega de la información, basándose en el principio del secreto profesional, el derecho a la intimidad, en la reserva de los papeles del comerciante y la reserva bancaria. El 20 de noviembre de 2020 se radica frente a esta administradora una solicitud de insistencia, oponiéndose a los argumentos de la reserva de la información bajo los mismos fundamentos legales que los presentados frente a Protección, al solicitarse datos anonimizados la información no se puede considerar como personal, y no hay ningún fundamento legal que establezca que esos datos son reservados.

El 4 de diciembre de 2020, Porvenir responde que:

*De manera atenta nos permitimos manifestarle y reiterarle que las inquietudes formuladas en su comunicación, no podrán ser atendidas de fondo por esta Administradora, teniendo en cuenta que la misma se encuentra sujeta a reserva, en consideración a que Porvenir S.A en su calidad de institución financiera sometida al control y vigilancia de la Superintendencia Financiera, tiene el deber legal de guardar reserva y discreción sobre la información que conozca de sus clientes en desarrollo de su profesión u oficio, reserva amparada por los derechos constitucionales a la intimidad y fundamentada en el principio del secreto*

*profesional y la reserva de los papeles del comerciante, tal como lo establece el subnumeral 4.1 del Título I, Capítulo Noveno de la Circular Básica Jurídica emanada de la Superintendencia Financiera.*

El 8 de diciembre de 2020 se presentó una tutela en contra de Porvenir, por la vulneración de los derechos fundamentales al debido proceso y al derecho de petición, por no dar trámite a la solicitud de insistencia. Esta tutela es la misma que se presentó contra Protección, por lo que los argumentos son los mismos: los datos solicitados no son privados ni personales y no existe otro mecanismo para apelar la negativa de la entrega de información supuestamente reservada.

El Juzgado 50 Penal Municipal de Control de Garantías falla el 24 de diciembre de 2020 tutelando el derecho de petición frente a Porvenir, a la que se le ordena

*que en el término de 48 horas siguientes a la notificación de la presente decisión, proceda a darle trámite al recurso de insistencia del derecho de petición radicado por la accionante el pasado 20 de noviembre de 2020, a fin de que el Tribunal o al Juez Administrativo competente sea quien determine si efectivamente la información o documentación solicitada por la señora ANGELICA SORAYA QUIROGA CAMACHO cuenta con reserva legal, so pena de incurrir en desacato, de conformidad con el artículo 52 del Decreto 2591 de 1991*

Luego del fallo de tutela, el 7 de enero de 2021, Porvenir envía una base de datos con toda la información solicitada, con excepción del primer salario sobre el que cotizó y el número de interrupciones en la vida laboral. La base de datos fue enviada a través de dos documentos de PDF, que sumaban 1.964 páginas. Al revisar la base de datos enviada se encontraron una serie de casos extraños como 3 personas que tenían reportado como último salario menos de COP \$30.000 con pensiones superiores a COP \$20.000.000; más de 2.200 personas que tenían registrados salarios de menos de COP \$50.000; 30 personas recibiendo mesadas pensionales inferiores al salario mínimo; más de 1.100 personas que tenían registrada una pensión de 0; 1.245 personas que accedieron a una pensión habiendo cotizado menos de 100

semanas, y 12.349 pensionados que cotizaron de 100 a 600 semanas; por último, 7.069 personas que tienen una pensión superior al doble de su último salario. Por esta razón, se presenta un nuevo derecho de petición solicitando una explicación de por qué podrían llegar a suceder estos casos, esto fue radicado el 13 de enero de 2021.

El 17 de febrero de 2021 Porvenir responde que la base de datos enviada contenía los últimos ajustes realizados a las cuentas de ahorro individual de los pensionados, razón por la cual envían una nueva base de datos en la que incluyen los últimos salarios reales de las personas. Además de ajustar todas las mesadas pensionales a 2020 e incluir las de las personas que no habían enviado. Sin embargo, no hay una respuesta clara de cómo es posible que las personas se pensionen con tan pocas semanas, en esta nueva base de datos continúan habiendo 98 pensionados con menos de 300 semanas cotizadas.

Cambiando de fondo de pensiones, Colfondos responde el 17 de noviembre de 2020, al derecho de petición del 3 de noviembre, que están en proceso de recolección de información y que se comunicarán “una vez tengamos la totalidad de información consolidada”. Debido a la ausencia de respuesta, el 31 de diciembre de 2020 se interpuso nuevamente el derecho de petición y se pregunta sobre qué había pasado con la respuesta de la solicitud anterior. El 7 de enero de 2021 enviaron una base de datos con la mesada actual de sus pensionados, el departamento de residencia y la fecha de generación de la pensión. Luego, el 14 de enero, responden al derecho de petición del 31 de diciembre diciendo que la información que ellos pueden brindar es la que enviaron el 7 de enero y que el resto de la información es confidencial, pues los datos de los pensionados son privados y no públicos.

Ese mismo día se interpone la solicitud de insistencia, bajo los mismos argumentos que los presentados a Porvenir y Protección. Es decir, que la información no es privada, pues al solicitarse una base de datos anonimizada, de ninguna manera se están pidiendo datos personales. El 18 de enero de 2021 Colfondos respondió que “se hizo necesario realizar una validación adicional a su caso, por esta razón su solicitud se envió al área encargada, donde en los próximos días esperamos brindarle una respuesta definitiva”. Sin embargo, no se recibió respuesta por parte del fondo de pensiones, por esta razón el 1 de marzo de 2021 se

llamó a Colfondos para saber qué había pasado con la solicitud, la respuesta fue que se priorizaba el caso y de uno a tres días darían respuesta.

El 16 de marzo, y debido a que seguía sin haber ninguna respuesta, se interpuso una acción de tutela en contra de Colfondos por vulneración al derecho de petición, por la ausencia de respuesta del fondo luego de exceder los 40 días hábiles límite para responder este tipo de derecho de petición<sup>3</sup>. El 17 de marzo de 2021 el Juzgado 13 Civil Municipal admite la acción de tutela. El 19 de marzo de 2021 Colfondos envía una base de datos en Excel con el género, el monto de la pensión y el año de pensión de las personas, aclarando que en los próximos días haría llegar la base de datos completa. Sin embargo, hasta el momento de culminación de este documento, continua sin recibirse respuesta completa por este fondo de pensiones.

Ahora, respecto al proceso llevado a cabo con Colpensiones, el 23 de noviembre de 2020 se radicó una tutela en contra de la Administradora, debido a la falta de respuesta sobre el derecho de petición del 3 de noviembre de 2020, la cual es admitida el 26 de noviembre de 2020 por el Juzgado 49 Civil del Circuito. El 30 de noviembre de 2020 se recibe una comunicación, vía correo físico, en la que se da respuesta al derecho de petición del 3 de noviembre, hasta esa fecha el juzgado no había fallado sobre la tutela interpuesta. La respuesta de Colpensiones dice lo siguiente:

*Dando tramite al amparo constitucional otorgado JUZGADO DECIMO PENAL DEL CIRCUITO, y de conformidad con los supuestos facticos y normativos citados en el escrito de tutela esta Dirección se permite informar que la información por usted solicitada goza de una especial reserva legal conforme al numeral 4 del artículo 24 de la ley 1437 de 2011 (...)*

---

<sup>3</sup> De acuerdo con el Artículo 14 del Código de Procedimiento Administrativo de lo Contencioso Administrativo, las entidades tienen 10 días hábiles para dar respuesta a solicitudes de información, pero cuando las entidades no alcancen a responder dentro de este plazo podrán informar al peticionario de la situación y fijar la fecha en la que entregarían la información. Este nuevo plazo no puede superar el doble de inicialmente previsto, en este caso no podría superar 20 días hábiles. No obstante, debido a la crisis sanitaria generada por el Covid-19, el Presidente, mediante el Decreto 491 de 2020 el cual seguía vigente en el momento de la petición, se extendieron los términos para dar respuesta a solicitudes. Ampliando el término para responder a solicitudes de información a 20 días hábiles, que en este caso se convirtieron de 40 días hábiles, debido a que Colfondos solicitó de más tiempo para dar respuesta a la petición.

La respuesta tiene dos incongruencias, por un lado, el Juzgado mencionado no es frente al que se radicó la tutela en su contra, además que al día en el que dieron la respuesta el Juez no había fallado. Por otro lado, la norma citada por Colpensiones establece lo siguiente:

*ARTÍCULO 24. INFORMACIONES Y DOCUMENTOS RESERVADOS. Solo tendrán carácter reservado las informaciones y documentos expresamente sometidos a reserva por la Constitución Política o la ley, y en especial:*

*4. Los relativos a las condiciones financieras de las operaciones de crédito público y tesorería que realice la nación, así como a los estudios técnicos de valoración de los activos de la nación. Estos documentos e informaciones estarán sometidos a reserva por un término de seis (6) meses contados a partir de la realización de la respectiva operación.*

Como se puede ver, la respuesta de Colpensiones es incoherente y no tiene relación con lo solicitado. En todo caso, como niegan la entrega de la información bajo argumentos de reserva, el 9 de diciembre de 2020 se interpone una solicitud de insistencia para que sea enviada al Tribunal Administrativo competente. Los argumentos planteados son los mismos de las solicitudes anteriores, la información solicitada no es privada dado que se está pidiendo una base de datos anonimizada. De igual manera, se subrayan las incoherencias en la respuesta de la Administradora.

El 4 de enero de 2021 se recibió, vía correo físico, una comunicación por parte de Colpensiones dando respuesta a la solicitud de insistencia, en la que reiteran que no van a entregar la información, ahora alegando que es “información confidencial de la entidad y del beneficiario” y reservada de acuerdo con el numeral 3 del artículo 24 de la ley 1437 de 2011. No obstante, no dieron trámite a la solicitud de insistencia realizada. Este mismo día se presenta una tutela contra Colpensiones por vulneración a los derechos de petición y al debido proceso, con una argumentación similar a la de la tutela presentada en contra Protección y Porvenir.

El 19 de enero de 2021 el Juzgado 5 de Ejecución de Penas y Medidas de Seguridad de Bogotá no tutela los derechos alegados. Sin embargo, la argumentación del Juez es bastante

deficiente y se nota que no se tomó el tiempo para revisar la tutela cuidadosamente, ni revisar la coherencia y redacción de la sentencia, pues se argumenta que este es un caso de “hecho superado por carencia actual de objeto”, en específico el Juez establece lo siguiente:

*En ese orden de ideas, es preciso señalar que la solicitud radicada 9 de diciembre de 2020 por la señora ANGELICA SORAYA QUIROGA CAMACHO, fue resuelta por la Administradora Colombiana de Pensiones - COLPENSIONES, mediante oficio del 30 de diciembre, independientemente de que acceda o no a las pretensiones, pues no es mandatario que la administración reconozca lo pedido, ya que dichos documentos contentivos del expediente se encuentran sometidos a reserva legal, **sin embargo en dicha respuesta no indican sobre le tramite de envio a la Jurisdicción Administrativa requerida por la accionante.***

*No obstante lo anterior es de anotar que para dicho trámite la accionante cuenta con otro medio de defensa judicial, por lo que no resulta procedente en este caso, acudir al Juez Constitucional para perseguir dicha pretensión, **pues la jurisdiccional ordinaria laboral en la entidad competente para dirimir esta solicitud; procedimientos que se deben agotar previamente a acudir a la acción de tutela.***

*De manera reiterada las altas Cortes han insistido en que la acción de tutela es un mecanismo residual y subsidiario, que no puede invocarse de manera simultánea o complementaria a los mecanismos ordinarios, y por tanto se insiste **el amparo solo procede cuando no exista otro mecanismo de defensa judicial.***

*Por lo antes esgrimido, este **despacho judicial niega el amparo solicitado porque se está ante un hecho superado**, esto es, que durante el trámite de la acción sobrevino un hecho que indica que la **posible vulneración de los derechos fundamentales, han dejado de ocurrir y así la tutela pierde su razón de ser.** (Resaltado fuera del original).*

Entonces, la argumentación del Juzgado es contradictoria, ya que niega la tutela, argumentando la no vulneración del derecho al ser un hecho superado. Pero, en la misma sentencia, establece que no se dio trámite a la solicitud de insistencia interpuesta, al no enviarla a la Jurisdicción Administrativa; lo que implica que sí se está vulnerando el derecho

de petición, pues de acuerdo con la Corte Constitucional, el derecho de petición se vulnera si la respuesta no es de fondo, esto implica que la respuesta debe ser:

*“(i) [C]lara, esto es, inteligible y contentiva de argumentos de fácil comprensión; (ii) precisa, de manera que atienda directamente lo pedido sin reparar en información impertinente y sin incurrir en fórmulas evasivas o elusivas; (iii) congruente, de suerte que abarque la materia objeto de la petición y sea conforme con lo solicitado; y (iv) consecuente con el trámite que se ha surtido, de manera que, si la respuesta se produce con motivo de un derecho de petición elevado dentro de un procedimiento del que conoce la autoridad de la cual el interesado requiere la información, no basta con ofrecer una respuesta como si se tratara de una petición aislada o ex novo, sino que, si resulta relevante, debe darse cuenta del trámite que se ha surtido y de las razones por las cuales la petición resulta o no procedente (...). ” (Sentencia T-007/19, M.P. Diana Fajardo Rivera)*

Asimismo, no tiene sentido que un Juez afirme que la jurisdicción ordinaria laboral es la encargada proteger el derecho de petición y el debido proceso. Dado que esta jurisdicción es la encargada de resolver controversias que surjan de una relación laboral o de seguridad social, lo que no sucede en este caso. Pareciera que el Juez simplemente decidió dar una respuesta genérica al leer que el accionado era Colpensiones, asumiendo automáticamente que era un caso de la jurisdicción laboral, sin detenerse a leer cuál era la controversia real del caso y cuáles derechos se estaban vulnerando. Cabe recordar que, de acuerdo con el Artículo 86 de la Constitución, la tutela procede cuando se estén vulnerando derechos fundamentales y no haya otro mecanismo idóneo para la protección de los mismos. Esto sucede en el presente caso, ya que, como se explicó anteriormente, si la entidad administrativa no da trámite a la solicitud de insistencia, no existe ningún otro mecanismo consagrado en la jurisdicción colombiana para proteger el derecho de petición. El hecho de que este fallo de tutela sea tan incoherente resulta aún más impresionante al considerar que uno de los anexos enviados era la decisión del Juzgado 50 Penal Municipal de Control de Garantías, que resolvía la tutela interpuesta contra Porvenir, con unos hechos muy similares.

El 21 de enero de 2021 se presenta un recurso de reposición contra la esta sentencia, mostrando la incoherencia en la argumentación del Juzgado 5 de Ejecución de Penas y Medidas de Seguridad de Bogotá. La falta de competencia de la jurisdicción ordinaria para la protección de los derechos fundamentales a la petición y al debido proceso. Además de que el fallo impugnado vulnera el derecho a la igualdad, pues bajo condiciones similares, la consecuencia jurídica debe ser la misma; lo cual no sucede respecto a la sentencia en contra de Porvenir.

Debido a una falta de respuesta por parte del Juzgado 5 de Ejecución de Penas y Medidas de Seguridad sobre si la impugnación fue concedida o no, el 10 de febrero de 2021 se envía un correo a este despacho preguntando sobre el proceso. La respuesta es que la impugnación fue concedida mediante auto del 21 de enero de 2021, auto que nunca fue enviado y tampoco está publicado en la página de la rama judicial. También responden que para saber más del proceso se debe consultar con la Sala Penal del Tribunal Superior de Bogotá. La respuesta de la secretaria de esta Sala del Tribunal, luego de enviar un correo electrónico, es que la radicación de la impugnación se realizó el 11 de febrero de 2021. Esto permite concluir, que el Juzgado 5 de Ejecución de Penas y Medidas de Seguridad no radicó la impugnación en la fecha del auto que concede la misma (21 de enero), sino hasta que se preguntó por el estado del proceso (10 de febrero). El 12 de marzo de 2021 el Magistrado Mario Cortés Mahecha, de la Sala Penal del Tribunal Superior de Bogotá, revoca el fallo del Juzgado 5 de Ejecución de Penas y Medidas de Seguridad, tutela los derechos de petición y al debido proceso, y le ordena a Colpensiones enviar la solicitud de insistencia a la jurisdicción contencioso-administrativa en las 24 horas siguientes al fallo.

El 16 de marzo, debido al incumplimiento de Colpensiones a las órdenes del fallo de tutela, se radica frente al Juzgado 5 de Ejecución de Penas y Medidas de Seguridad de Bogotá la solicitud de apertura de un incidente de desacato por el incumplimiento de lo ordenado por la Sala Penal del Tribunal Superior de Bogotá<sup>4</sup>. El 18 de marzo de 2021 el Juzgado oficia al

---

<sup>4</sup> El incidente de desacato se presentó frente al Juzgado de primera instancia, pues de acuerdo con la jurisprudencia de la Corte Constitucional, Auto 163A/02 (M.P. Eduardo Montealegre Lynett) y Sentencia C-367/14 (M.P. Mauricio González Cuervo), es el juez de primera instancia el competente (en este caso, el Juzgado 05 de Ejecución de Penas y Medidas de Seguridad de Bogotá D.C.) para conocer del cumplimiento del fallo y del incidente de desacato, hasta que las órdenes se satisfagan de forma debida.



representante legal de Colpensiones para que se pronuncie sobre los hechos y el cumplimiento del fallo del Tribunal en las siguientes 48 horas. No obstante, no hubo ningún pronunciamiento por parte de Colpensiones, por lo que el 26 de marzo de 2021 se presenta una nueva solicitud de apertura del incidente de desacato. El 29 de marzo de 2021 el Juzgado 5 de Ejecución de Penas y Medidas de Seguridad da apertura al incidente de desacato por el incumplimiento de la orden de la Sala Penal del Tribunal Superior de Bogotá y la no respuesta al Juzgado sobre el estado del cumplimiento del fallo, oficiando al fondo de pensiones para que cumpla con el fallo de tutela en los 3 días siguientes a la notificación del auto; además de abrir una investigación disciplinaria en su contra. Sin embargo, Colpensiones continuaba sin dar cumplimiento al fallo, por lo que el 9 de abril se presenta un nuevo memorial al Juzgado poniendo de presente nuevamente la ausencia de respuesta de la Administradora.

El 12 de abril de 2021 Colpensiones envía una comunicación en la que explican que una vez validada la petición al interior de la Administradora encontraron que es viable la entrega de la información solicitada, pero debido a la cantidad de registros que necesitan procesar y anonimizar, la entregarán a más tardar el 30 de abril de 2021. Por esta razón el Juzgado 5 de Ejecución de Penas y Medidas de Seguridad de Bogotá decide suspender el trámite del incidente de desacato hasta el 30 de abril, fecha en la que se verificaría el cumplimiento por parte de Colpensiones. Efectivamente, el 30 de abril de 2021 Colpensiones envió una base de datos con el género, la mesada pensional, el número de semanas cotizadas, la edad de pensión, el año de pensión y la ciudad de residencia. Debido a que todavía faltaban algunas variables clave, como el último salario, el estado civil, el número de hijos y el número de dependientes se presentó un nuevo derecho de petición solicitando el envío de la base de datos completa. No obstante, hasta el momento de culminación de este trabajo de grado no se recibió respuesta sobre esta solicitud por parte de Colpensiones.

Por último, se presenta el proceso llevado a cabo con Skandia, el cual fue el único fondo de pensiones que envió la información rápido y sin necesidad de ningún otro trámite adicional al derecho de petición inicial. Este fondo envió el 17 de noviembre de 2020 una base de datos con algunos de los datos solicitados, y el 24 de noviembre envía una base de datos en Excel

con toda la información solicitada para cada uno de sus pensionados por vejez, con excepción del número de interrupciones que han tenido, dado que es información que no poseen.

En este caso también se encontraron algunos datos anómalos, por lo que se envió un nuevo derecho de petición preguntando por más de 150 personas que tenían registrado un salario menor a COP \$300.000, 47 pensionados con menos de 500 semanas cotizadas, y 896 personas que reciben pensiones que son el doble o más de su salario. La respuesta de Skandia es que en la información que enviaron tomaron el salario por días cotizados y no el salario mensual, por lo que se enviara una nueva base de datos con los salarios mensuales. También explican que hay casos en los que las personas han cotizado con un salario alto al fondo de pensiones y han hecho aportes voluntarios, pero durante los últimos años empezaron a cotizar solo sobre un mínimo, lo cual podría explicar las altas tasas de reemplazo. Por último, tampoco presentan una explicación tan clara de las razones por las que las personas logran pensionarse con tan pocas semanas, más allá de que en el régimen de ahorro individual con solidaridad no hay un mínimo de semanas establecido siempre y cuando una persona acumule un capital necesario para soportar una mesada que supere el 110% de un salario mínimo.

Las barreras creadas por los fondos de pensiones para entregar la información, presentadas previamente, resultan altamente problemáticas dado que de acuerdo con la Sentencia 11001-03-06-000-2009-00030-00 del Consejo de Estado (M.P. Gustavo Aponte Santos) los fondos de pensiones cumplen una función pública al recaudar y administrar los aportes a pensiones de los empleados y trabajadores, que se entienden como aportes parafiscales. Adicionalmente, de acuerdo con el Artículo 48 de la Constitución cualquier entidad integrada en el sistema de seguridad social colombiano debe prestar sus servicios bajo la dirección, coordinación y control del Estado. En consecuencia, todos los fondos de pensiones, tanto públicos como privados, están suscritos a los principios de la función pública, dentro de los que se encuentran el de publicidad y transparencia (Ley 909 de 2004).

El hecho de que presten función pública también los hace sujetos de la Ley de Transparencia (Ley 1712 de 2014), que obliga a las entidades a facilitar el acceso a la información pública a los ciudadanos, entendiéndose como pública toda la información, excepto aquella que tenga una reserva expresa por parte de la Constitución o la Ley. En este sentido, los fondos de

pensiones, al imponer barreras en el acceso de información anonimizada del sistema pensional colombiano, está vulnerando los principios rectores de la función pública y desincentivando el control ciudadano y el desarrollo de investigaciones que permita tener un mejor sistema pensional.

## **6. Datos y metodología**

Teniendo en cuenta que el proceso llevado a cabo con cada uno de los fondos de pensiones, durante el desarrollo de esta investigación solo se alcanzó a incluir los datos enviados por Porvenir, Protección y Skandia. Las bases de datos de estos tres fondos se consolidaron, lo que generó una muestra de 87.683 pensionados. De acuerdo con los datos entregados, Porvenir es el fondo de pensiones privado más grande del país con 58.193 pensionados, le sigue Protección con 26.905 y Skandia con 2.585 pensionados. La fecha inicial en la que aparecen pensionados en estos fondos es 1997, cuando se pensionaron 20 personas en Protección, los primeros pensionados de Porvenir se encuentran en el 2000, y para Skandia su primer grupo de pensionados se encuentra en 2015. Finalmente, es interesante como Skandia es el fondo con la pensión promedio más alta, COP \$2.623.401, seguida por Protección con una pensión promedio de COP \$1.435.303, y por último, está Porvenir con un promedio de COP \$1.244.787.

Para estandarizar los datos y poder analizarlos, se unificó el estado civil a con pareja o sin pareja, dado que Skandia y Protección enviaron bases de datos especificando si la persona en el momento de la pensión estaba casada, en unión libre, soltera, viuda o divorciada; mientras que Porvenir solo especificó si las personas estaban casadas o solteras. No obstante, para la presente investigación la clasificación planteada es suficiente, ya que se quiere entender los efectos de tener una pareja o no, sin importar si es bajo unión libre o matrimonio, o si la persona nunca se ha casado o se ha divorciado. De esta manera, para los resultados presentados a continuación a quienes no tienen pareja se les asignó 0 y quienes tienen pareja se les asignó 1 en la categoría de estado civil.

De igual manera, se realizaron ajustes relacionados con el número de hijos y personas a cargo de los pensionados. Primero, para Porvenir se asumió que el número de beneficiarios era

igual al número de personas a cargo enviado por los otros fondos de pensiones. Segundo, se eliminaron las observaciones que tenían 4 y 5 hijos, dado que correspondían a 5 y 1 observaciones, respectivamente, de los 87.683 pensionados. Frente al número de personas que tienen a cargo los pensionados adicionales a los hijos, también se eliminaron las observaciones de 4 y 5 dependientes, al corresponder a 4 y 1 observaciones.

Respecto al salario, se encontró necesario realizar ajustes al mismo, dado que no era posible comprar el último salario de un pensionado de 2009, con uno de 2020, lo que también afectaba las bases de comparación de las tasas de reemplazo de los pensionados en diferentes años. En consecuencia, se asume que el último salario se encuentra en el mismo año de la pensión, entonces para aquellas personas que tienen un salario igual o menor al SMMLV del año de la pensión se coloca el salario mínimo de 2020; para el resto de los pensionados, el salario se ajusta con la inflación de los años desde que se pensionó la persona hasta el 2020.

Asimismo, al revisar las semanas cotizadas se encontró que Protección tiene un promedio bastante bajo desde 1997 hasta 2014, respecto a los demás fondos de pensiones, puesto que, este se encontraba entre 488 y 904 semanas cotizadas para obtener una pensión durante estos años (ver Anexo 1). Dada esta situación, se decide considerar solamente las observaciones de Protección que sean superiores al promedio menos una desviación estándar de las semanas de Porvenir y Skandia para cada año.

No obstante, los datos tienen algunas limitaciones. Primero, el estado civil es al momento de la pensión, por lo que puede haber personas que la mayoría de su vida laboral hayan tenido una pareja y que al momento de la pensión estén sin pareja, o viceversa. Esto puede afectar los resultados, debido a que la capacidad de ahorro para la pensión podría variar de acuerdo con la cantidad de tiempo que una persona tenga un compañero o no, y no solo al momento de la pensión. Esto abre una puerta para futuras investigaciones en donde se analice el impacto en la pensión de la estabilidad de la pareja de una persona a lo largo de la vida profesional. Los datos presentan una segunda limitación, dado que estos solo reflejan el salario del último año o el último salario cotizado, creando distorsiones debido a que algunas personas durante los últimos años de aportes pasan a cotizar sobre un salario mínimo, a pesar de que la mayoría de su vida hayan cotizado sobre salarios superiores. Esto puede afectar la

capacidad de predicción del modelo, ya que el último salario es mucho menor que la pensión, además de crear tasas de reemplazo bastante elevadas.

Con base en esta información se construyeron una serie de regresiones multivariadas, para poder entender el efecto del género, el estado civil, el número de hijos y personas adicionales a cargo en la pensión de una persona. Los modelos que se presentarán en la sección de resultados se escogieron sobre otros modelos planteados por el ajuste del modelo. Es decir, se priorizaron modelos con un mayor R<sup>2</sup> y F. El R<sup>2</sup> hace referencia a qué porcentaje de la variable dependiente es explicada por las demás variables independientes. Mientras que la prueba F analiza si el modelo de regresión planteado es estadísticamente significativo para explicar la variable dependiente. En todos los modelos que se seleccionaron, las variables independientes explican la dependiente con una certeza del 99%.

Por otra parte, respecto a los datos enviados por Colpensiones, a pesar de no tener todas las variables solicitadas, se decidió realizar el análisis con los datos disponibles, debido a que es el único fondo público del país y tiene a la mayoría de los pensionados, pues a 2020 tienen 1.031.489 pensionados, en comparación con los 87.683 pensionados de las AFPs Provenir, Protección y Skandia. En consecuencia, se considera que las conclusiones, así no puedan ser tan extensivas como las de los fondos privados, resultan altamente relevantes para determinar la brecha pensional de género en el país. Al revisar los datos enviados por esta entidad pública se encuentran algunas inconsistencias, como 1.877 personas con una pensión inferior al salario mínimo. No es claro por qué esto podría pasar, ya que de acuerdo con la Constitución Política nadie puede recibir una pensión de vejez inferior al salario mínimo. En consecuencia, estos datos no fueron incluidos en el análisis, al considerarse como *outliers*.

Ahora bien, al revisar las semanas enviadas se encuentran 51.296 personas con 0 semanas registradas, tampoco es claro por qué esto podría pasar. Una explicación podría ser que fueron trasladados de régimen y no se hizo bien el registro de la historia laboral. Sin embargo, al ser casos atípicos también se excluyeron del análisis realizado. Adicional a estas personas que no tenían semanas registradas, se encontraron otros 132.019 registros con personas que tienen menos de 1.000 semanas cotizadas. Esto es extraño, dado que la Ley 100 de 1993 en el Artículo 33, originalmente establecía que para poder acceder a una pensión bajo el régimen

de prima media debían haber cotizado mínimo 1.000 semanas. Posteriormente, con la Ley 797 de 2003 se modificó este mínimo, estableciendo que a partir del 1 de enero de 2005 el mínimo de semanas sería 1.050, y de ahí en adelante cada año el mínimo se incrementaría en 25 semanas hasta llegar a 1.300 semanas en 2015. Por consiguiente, estas observaciones también se excluyen, ya que bajo este régimen no hay un esquema flexible con las semanas, como en el régimen de ahorro individual, por lo que el mínimo de semanas que alguien podría tener cotizadas son 1.000. Cabe aclarar, que se envió un derecho de petición a Colpensiones solicitando que explicaran los casos de pensiones menores al mínimo y pensionados con menos de 1.000 semanas, pero hasta el momento de terminación de esta investigación no se recibió respuesta.

En la sección a continuación se presentarán los resultados de los análisis y regresiones realizadas. Primero se presentarán las estadísticas generales de los datos analizados, así como los resultados respecto a las características de las personas que acceden a una pensión mínima. Posteriormente, se presentarán los resultados relativos a los elementos que explican la mesada pensional, la tasa de reemplazo y la edad de pensión de las personas, y sus diferencias en términos de género. Para estas tres secciones se aplicó el modelo de mediación propuesto por Baron & Kenny (1986), que permite entender los efectos directos e indirectos de variables independientes (sexo, estado civil y número de personas a cargo) en las dependientes (mesada pensional, tasa de reemplazo y edad de pensión), cuando hay variables mediadoras, en este caso las semanas cotizadas y el salario de la persona, que también se ven afectadas por las variables independientes.

## **7. Resultados**

### **7.1 Resultados generales**

Al hacer un análisis general de los datos para los fondos privados, se encuentra que el 54,2% de los pensionados son mujeres y el 45,8% hombres, en términos absolutos esto es 47.513 mujeres y 40.170 hombres. También se encuentra que las mujeres, en promedio, tienen

salarios, pensiones, tasas de reemplazo, semanas cotizadas y edad de pensión menores; a continuación, se presenta un resumen de las principales variables (Tabla 1).

**Tabla 1.** Estadísticas descriptivas discriminadas por género para los fondos privados.

	<b>Mujeres</b>	<b>Hombres</b>
Pensionados	47.513	40.170
Ultimo salario (COP)	1.691.634	2.751.204
Mesada pensional (COP)	1.057.751	1.682.112
Tasa de reemplazo	80,7%	85,2%
Semanas cotizadas	1.353,9	1.392,4
Edad de pensión (años)	58,9	62,6

Notas: Elaboración propia con los datos entregados por Porvenir, Protección y Skandia.

Cuando se discrimina el promedio de la tasa de reemplazo, que es el porcentaje del salario recibido en la pensión, de acuerdo con los niveles de ingreso y género (ver Tabla 2), se encuentra que a medida que aumentan los ingresos de las personas, su tasa de reemplazo disminuye. Además, para todos los niveles de ingreso, las mujeres tienen una tasa de reemplazo menor que los hombres.

**Tabla 2.** Tasa de reemplazo promedio por nivel de ingresos y género para fondos privados.

<b>SMMLV</b>	<b>Mujeres</b>	<b>Hombres</b>
=1	109%	151%
>1, <=2	82%	86%
>2, <=4	54%	69%
>4, <=6	43%	61%
>6, <=10	32%	50%
>10, <=15	25%	42%
>15, <=20	19%	35%
>20	14%	22%

Nota: Elaboración propia con los datos entregados por Porvenir, Protección y Skandia.

Por otro lado, Colpensiones, el fondo que maneja el régimen de prima media cuenta con el mayor número de pensionados del país, pues en los fondos privados hay 106.204 pensionados (incluyendo a Colfondos), mientras que en Colpensiones hay 1.032.489, que representa el 90,66% de los pensionados por vejez del país. En Colpensiones el 52,43% de los pensionados son hombres, y el 47,57% son mujeres y, en promedio, los hombres tienen una pensión superior a la de las mujeres, más semanas cotizadas y un retiro más tardío (ver Tabla 3).

**Tabla 3.** Estadísticas descriptivas discriminadas por género para Colpensiones.

	<b>Mujeres</b>	<b>Hombres</b>
Pensionados	490.730	540.758
Mesada pensional (COP)	1.724.855	2.079.182
Semanas cotizadas	1.380,1	1.457,2
Edad de pensión (años)	56,1	60,4

Nota: Elaboración propia con los datos entregados por Porvenir, Protección y Skandia.

Con respecto a las pensiones mínimas, el 68,4% de los pensionados por los fondos privados están recibiendo este tipo de pensión. Adicionalmente, hay una mayor proporción de mujeres (64,3%) que de hombres (35,7%) recibiendo pensiones mínimas. Al revisar estos datos para Colpensiones, se encuentra que 455.529 personas tienen pensión mínima, es decir, 44,12% del total de pensionados, esto es una menor proporción que la hallada en los fondos privados. Para esta Administradora también se presenta que hay más mujeres (54,7%) que hombres (45,3%) con pensión mínima, aunque la diferencia no es tan amplia como en los fondos privados.

Estos resultados demuestran que hay un mayor número de mujeres que de hombres, dedicadas a labores de baja productividad, quienes debido a sus condiciones laborales no pueden acceder a una pensión superior al mínimo, comprobando los hallazgos de Dion (2008) y de la CEPAL (2018) para América Latina. Esto también se podría explicar por la inestabilidad laboral de las mujeres, lo que les impide ahorrar lo suficiente en sus cuentas de ahorro individual para acceder a una pensión más alta, o tener más semanas cotizadas para mejorar su tasa de reemplazo en Colpensiones.

## **7.2 Mesada pensional**

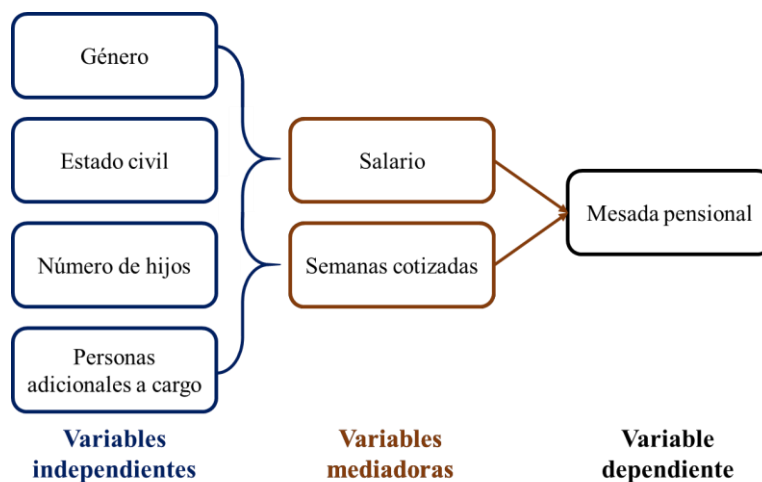
El análisis realizado en esta sección y las siguientes son exclusivamente para personas que tienen una pensión por encima del salario mínimo. Dado que la pensión mínima es igual para todos, sin importar su género, estado civil o número de dependientes, no se incluyeron estas observaciones para las regresiones multivariadas, pues podrían distorsionar los resultados encontrados al seguir una lógica diferente al resto de las pensiones.

La mesada pensional de una persona se puede ver afectada por muchos elementos, pero de manera clara y directa la pensión depende del salario base de cotización y el número de



semanas en las que ha realizado aportes al sistema. No obstante, en esta investigación se plantea la hipótesis de que variables sociales y demográficas de las personas pueden terminar afectando la pensión, de manera directa o indirecta. En específico, se considera que el género, el número de hijos, el número de dependientes adicionales a los hijos y el estado civil en un sentido amplio (sin pareja o con pareja) tienen un efecto directo sobre la pensión de las personas, o a través del salario o el número de semanas que la persona alcanza a cotizar. Por lo anterior, para realizar el análisis de la mesada pensional se plantea el siguiente modelo:

**Figura 1.** Modelo de mediación para explicar la mesada pensional de una persona



Nota: Elaboración propia.

Para el análisis se realizaron cuatro fases de regresiones, la primera únicamente con las variables independientes, la segunda solo con las variables mediadoras, la tercera colocando a las variables mediadoras como dependientes y evaluando el efecto de las independientes, y la última incluye todas las variables. De esta manera, en la primera fase se realizó una regresión múltiple para predecir la pensión con base al género, estado civil, número de hijos y de dependientes. Teniendo como resultado que el género, el número de hijos y los dependientes adicionales a los hijos afectan negativamente la pensión (ver Tabla 4). En específico, ser mujer disminuye la pensión en -COP \$746.000, cada hijo adicional la reduce en -COP \$116.511, y cada dependiente a cargo adicional en -COP \$274.308, todos estos resultados son significativos al 99%. Al analizar los coeficientes estandarizados, se encuentra que este impacto en términos porcentuales es de una reducción del -20,7% de la pensión para

las mujeres, en comparación con la de los hombres; una reducción del -4% por cada hijo adicional que tenga la persona y del -8% por cada dependiente. No obstante, al observar el R2 se encuentra que estas variables solo logran explicar el 5,8% de la mesada pensional de una persona. Entonces, de manera preliminar se puede establecer que efectivamente hay una brecha de género en el sistema pensional colombiano. Cabe resalta que los coeficientes presentados a continuación están en pesos colombianos.

**Tabla 4.** Efecto de las variables independientes en la mesada pensional para los fondos privados.

<b>Variable dependiente</b>	<b>Mesada pensional</b>
Mujer	-746.679*** (18.326) [-0,207]
Tener pareja	545.619*** (31.466) [0,161]
Número de hijos	-116.511*** (15.055) [-0,040]
Personas a cargo adicionales	-274,308*** (31.895) [-0,080]
Constante	2.494.000*** (18.687)
Observaciones	25.728
R2	0,0575
F	490,54
Prob F	0,000

Nota: significancia \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Elaboración propia con los datos entregados por Porvenir, Protección y Skandia. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

Posteriormente, se analizó el impacto de las variables independientes en las variables mediadoras. Cabe resaltar que los resultados presentados en la tabla 5 son iguales para todas las variables dependientes a analizar, por lo que este modelo solo se presentará en esta sección, pero aplica a todas las secciones, mesada pensional, tasa de reemplazo y edad de pensión. Este modelo (ver Tabla 5) muestra que, al menos para los pensionados de estos fondos, existe una brecha salarial de género, es decir las mujeres reciben un salario menor que los hombres solo por el hecho de ser mujer. La diferencia es de -COP \$710.703 y en

términos porcentuales la diferencia respecto al salario de los hombres es del -8,0%. Asimismo, ser mujer también reduce el número de semanas cotizadas en -8,7%. Estos resultados son consistente con lo encontrado por otros autores como Badel y Peña (2012) y Isaza Castro (2014), quienes explican que la brecha salarial se da por situaciones como el techo de cristal, discriminación por parte de los empleadores hacia las mujeres, una mayor proporción de mujeres en trabajos de baja productividad y la mayor dedicación de las mujeres a labores de cuidado.

Frente al número de personas a cargo se encuentra que tanto los hijos como los demás dependientes tienen un efecto negativo en el salario, reduciéndolo en -5,1% y -4,5% por cada hijo o persona a cargo adicional. El número de semanas cotizadas solamente se ve afectada negativamente por el número de hijos, pues por cada hijo adicional las personas van aportan al sistema pensional 28,17 semanas menos, lo que implica una reducción del -5,0% de las semanas totales. Por el contrario, por cada persona a cargo adicional diferentes a los hijos, las semanas cotizadas aumentan en 64,53. Esto es interesante, pues se esperaría que tener dependientes reduciría el tiempo que una persona cotiza al sistema pensional, al querer entrar a su etapa de retiro más rápido para poder cuidar a las personas que tengan a cargo o haber tenido más interrupciones por la necesidad de cuidar a los dependientes. Este hallazgo, que parece contraintuitivo, abre las puertas para nuevas investigaciones que comprueben los resultados y realicen un análisis de sus causas.

Finalmente, tener pareja solo tiene un efecto significativo en el salario, el cual es positivo al ser los salarios de personas con pareja 11,1% superiores a los de personas solteras. Las causas de esta correlación no son tan claras y dado el alcance de este estudio no es posible profundizar en el tema, aunque abre otra puerta para futuras investigaciones.

**Tabla 5.** Efecto de las variables independientes en las mediadoras para los fondos privados.

<b>Variables dependientes</b>	<b>Último salario</b>	<b>Semanas cotizadas</b>
Mujer	-710.703*** (53.057) [-0,080]	-67,14*** (5,538) [-0,087]
Tener pareja	922.824*** (90.848) [0,111]	-11,28 (10,51) [-0,016]
Número de hijos	-371.484*** (41.496) [-0,051]	-28,17*** (3,965) [-0,050]
Personas a cargo adicionales	-378.130*** (91.485) [0,045]	64,53*** (10,57) [0,089]
Constante	4.179.000*** (45.125)	1.368*** (4,742)
Observaciones	25.392	18.660
R2	0,0157	0,0171
F	104,25	81,35
Prob F	0,000	0,000

Nota: significancia \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Elaboración propia con los datos entregados por Porvenir, Protección y Skandia. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

Finalmente, se llegó al modelo que reúne tanto las variables independientes, como las mediadoras. Cabe resaltar que se escogió este modelo sobre otros, como algunos con interacciones entre variables o en los cuales no se incluían todas las variables analizadas previamente, debido a que este tenía un mayor ajuste global y explicaba un mayor porcentaje de la mesada pensional. Los resultados de esta regresión (ver Tabla 6) muestran que parte del efecto del género, el estado civil y el número de personas a cargos se dan a través del salario y las semanas cotizadas por las personas. Por ejemplo, ser mujer pasa de reducir la pensión en COP-\$746.679, en el modelo que solo se incluyen las variables independientes (Tabla 4), a COP -\$513.146 en este modelo (Tabla 6). En todo caso, ser mujer, tener hijos y personas a cargo continúa teniendo un impacto negativo en la pensión, con efectos de -14,2%, -2,7% y -6,7% respectivamente, todos estos resultados son significativos al 99%. En términos del coeficiente no estandarizado por cada hijo adicional que tiene una persona, su pensión se ve reducida en COP -\$71.496, mientras que por cada persona a cargo adicional a los hijos el impacto es aún mayor, pues su pensión se ve reducida en COP -\$229.380. Por el contrario,

tener una pareja aumenta la pensión en COP \$393.227, que en términos porcentuales es un incremento del 11,5% respecto a la mesada pensional de personas sin pareja.

**Tabla 6.** Efecto de las variables independientes y mediadoras en la mesada pensional para los fondos privados.

<b>Variable dependiente</b>	<b>Mesada pensional</b>
	-513.146*** (18.954) [-0,142]
Mujer	
	393.227*** (50.393) [0,115]
Tener pareja	
	-71.496*** (14.345) [-0,027]
Número de hijos	
	-229.380*** (50.111) [-0,067]
Personas a cargo adicionales	
	0,209*** (0,00644) [0,474]
Salario	
	839,1*** (31,06) [0,179]
Semanas cotizadas	
Constante	527.011*** (45.737)
Observaciones	18.583
R2	0,328
F	510,79
Prob F	0,000

Nota: significancia \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Elaboración propia con los datos entregados por Porvenir, Protección y Skandia. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

Los resultados de la Tabla 6 permiten comprobar las conclusiones a las que han llegado otros autores en Colombia y en el resto del mundo, al verificarse la existencia de una brecha pensional de género. Es decir, en Colombia las mujeres, solo por el hecho de ser mujer, reciben una pensión menor a los hombres. Se considera que esta diferencia se puede explicar por la brecha salarial, la mayor inestabilidad laboral que enfrentan las mujeres y edad de pensión mínima diferenciada, lo que las obliga a salir más rápido del mercado laboral. La brecha salarial, como causa de la pensional, se comprobó a través de los resultados de la

Tabla 5. Sin embargo, no fue posible evaluar las diferencias en la continuidad de las vidas laborales de hombres y mujeres, debido a la falta de información sobre el número de interrupciones en los aportes de una persona o alguna otra variable que permitiera comprobar esta hipótesis.

Además, se encuentra que el número de hijos y el número de personas dependientes tienen un impacto negativo en la pensión de una persona. Por un lado, este resultado resulta evidente para las personas dependientes, ya que los fondos privados de pensiones definen la pensión con base en cálculos actuariales sobre la cantidad de años que tendrán que hacer entrega de la mesada pensional, cálculo que se ve afectado por la probabilidad de que luego de la persona muera la mesada deba ser asignada alguno de sus dependientes, lo que va a implicar una reducción en la mesada pensional. Asimismo, el efecto de los dependientes es mayor al de los hijos, puesto que los dependientes tienen un doble impacto en la pensión de una persona. Primero, el impacto directo en el cálculo actuarial de la pensión. Segundo, las posibles interrupciones a la carrera laboral que haya tenido la persona, en especial las mujeres, para cuidar al dependiente.

Por otro lado, es interesante que haya un efecto directo del número de hijos en la pensión, pues, en la mayoría de los casos, cuando una persona se pensiona sus hijos tienen más de 25 años o están cercanos a cumplirlos, por lo que el efecto en el cálculo actuarial de la pensión por parte del fondo es bajo. Entonces, la reducción del -2,7% en la mesada pensional por cada hijo adicional (Tabla 6), se explica porque, al tener hijos, las personas tienen interrupciones temporales de su vida laboral, toman decisiones durante su carrera laboral que priorizan el tiempo libre para su familia en vez del salario, o deben cambiar a empleos de medio tiempo para poder cuidar a sus hijos.

Asimismo, el efecto positivo en la mesada pensional de tener una pareja se puede explicar dado que las personas con pareja pueden distribuir las responsabilidades de cuidado, mientras que aquellas solteras no lo pueden hacer, situación que les permitiría tener una mayor estabilidad laboral, y durar más tiempo en el mercado laboral. Sin embargo, estos resultados son contrarios a otras investigaciones en Latinoamérica. Por ejemplo, Canales, Salinas, y Biehl (2021) encontraron que en Chile las mujeres enfrentan un mayor riesgo de retiro

temprano cuando tienen una pareja, lo que lleva a que las mujeres casadas tengan pensiones menores. Para indagar un poco más en las condiciones diferenciadas entre mujeres con y sin pareja se realiza una regresión multivariada haciendo una interacción entre el género y el estado civil (Tabla 7). En esta se encuentra que los hombres casados tienen una pensión mayor que los solteros, que todas las mujeres tienen una pensión menor que los hombres solteros, y que las mujeres casadas tienen una mejor pensión que las solteras. Es decir, las mujeres solteras son las que peores pensiones reciben.

**Tabla 7.** Efecto de las variables independientes y mediadoras en la mesada pensional con interacción entre el género y el estado civil para los fondos privados.

<b>Variable dependiente</b>	<b>Mesada pensional</b>
	-73.902*** (14.414) [-0,028]
Número de hijos	
	-228.632*** (50.075) [-0,067]
Personas a cargo adicionales	
	0,208*** (0,0064) [0,473]
Salario	
	834,88*** (32.034) [0,178]
Semanas cotizadas	
	447.533*** (53.478) [0,133]
Hombre con pareja	
	-411.293*** (27.181) [-0,083]
Mujer soltera	
	-139.080** (53.275) [-0,031]
Mujer con pareja	
Constante	501.424,2*** (46.238)
Observaciones	18.583
R <sup>2</sup>	0,326
F	439,01
Prob F	0,000

Nota: el modelo asume para las interacciones como escenario base un hombre soltero y con base a este calcula los demás coeficientes. Significancia \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Elaboración propia

con los datos entregados por Porvenir, Protección y Skandia. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

Ahora bien, también surgió la inquietud si la brecha pensional se mantiene constante o si varía dependiendo del nivel de ingreso de la persona. Por lo anterior, se hicieron una serie de regresiones multivariadas con el modelo con el mejor ajuste (Tabla 6) para diferentes grupos de ingreso, con lo que se encontró que la brecha pensional de género crece a medida que aumentan los ingresos. Esto implica que los efectos de la brecha salarial, la cual también crece con el nivel de ingresos, se transfieren a la pensión de las mujeres (Badel & Peña, 2012; Isaza Castro, 2014). Entonces, como se puede ver en los resultados (ver Tabla 8), para todos los niveles de ingreso las mujeres tienen una pensión menor que los hombres, con resultados significativos al 99%. La brecha pensional inicia en un COP \$233.352 para las personas que ganan de 1 a 2 salarios mínimos y continúa aumentando hasta llegar a una diferencia de COP \$1.561.110 para las personas cuya base de cotización se encontraba entre 15 y 20 salarios mínimos.

Entonces, se comprueba la existencia de la brecha pensional en Colombia, además de demostrarse que esta diferencia crece a mayor nivel de ingreso, al igual que la brecha salarial. Al estandarizar los coeficientes (Tabla 8), en términos porcentuales, la diferencia crece hasta el grupo de 6 a 10 salarios mínimos, en donde las mujeres reciben una pensión -23,5% menor que la de los hombres. Luego de los 10 SMMLV esta diferencia empieza a disminuir, hasta estabilizarse alrededor del -15,5% para quienes tenían salarios superiores a 15 SMMLV. De modo que, la brecha pensional de género se encuentra entre -12,2% y -23,5%.

Adicionalmente, respecto a las demás variables incluidas en el modelo (Tabla 8), se encuentra que el impacto positivo de tener una pareja se mantiene a lo largo de todos los rangos de ingresos y es significativo, al menos al 90%, excepto para el grupo de personas con salarios entre 15 y 20 SMMLV. El efecto positivo de la pareja aumenta en términos nominales (pesos, coeficiente) y porcentuales (coeficiente estandarizado) a mayor salario base de cotización. En específico, el impacto positivo de tener pareja en la pensión va desde el 9,9% para personas con ingresos entre 1 y 2 salarios mínimos, hasta 18,5% para las personas con ingresos superiores a 20 salarios mínimos.



En cuanto al número de hijos y de dependientes no es posible hacer conclusiones sobre la evolución a lo largo de los grupos de ingreso, dado que los resultados para la mayoría de las categorías no son significativos. No es claro por qué sucede esto, dado que, al menos para los dependientes, el impacto debería ser directo al ser una variable que toman los fondos de pensiones privados para calcular la mesada pensional de la persona. Respecto a los hijos, se infiere que la relación no es significativa a lo largo de todos los grupos, debido a que para la mayoría de personas el efecto de los hijos se transfiere a través del salario y semanas cotizadas. Aunque, es un tema en el que se puede profundizar en futuras investigaciones.

Frente al salario se encuentra un dato que no tiene mucho sentido y es que para las personas cuyos ingresos se encontraban entre 1 y 2 salarios mínimos, su pensión se reduce a medida que aumenta el salario. Esta relación pareciera contraintuitiva, pero debido a que la mayoría de las personas con este nivel de ingresos no logran ahorrar lo suficiente para tener una pensión del 110% del mínimo, terminan quedando cobijadas por la garantía de la pensión mínima, lo que lleva a que la relación entre el salario y la pensión no sea lineal. Esto también se podría explicar por la naturaleza del régimen de ahorro individual con solidaridad, puesto que, como se había explicado previamente, en este régimen las personas pueden pensionarse sin importar el número de semanas cotizadas, si cuentan con el ahorro suficiente para financiar una pensión del 110% del salario mínimo. Lo cual podría estar sucediendo con personas que tuvieron mayores ingresos a lo largo de su vida laboral, pero los últimos años solo lograron cotizar sobre un salario mínimo y deciden pensionarse de manera temprana una vez alcancen ese monto base. De hecho, al revisar el promedio de la pensión de las personas en esa categoría es de COP \$960.860, lo cual es muy cercano a una pensión del 110% del salario mínimo del 2020 (COP \$965.475), lo que conformaría la explicación presentada.

Para el resto de las categorías se encuentra una relación positiva entre el salario y la pensión. Cabe resaltar que el aporte del salario a la pensión es muy similar entre categorías, entre 22 a 45 centavos por cada peso de salario. Excepto en el rango de más de 20 SMMLV, donde un aumento en un peso el salario, solo aumentaría la pensión en 4 centavos.

Finalmente, respecto a las semanas, se encuentra el comportamiento esperado, pues para todos los rangos de ingresos su contribución es positiva y aumenta a mayores ingresos. Esto

se puede explicar dado que una semana adicional de cotización le va a permitir ahorrar mucho más en su cuenta individual a una persona con un salario superior a 10 SMMLV, que a una persona que gana un poco más de un mínimo.

**Tabla 8.** Regresión multivariada con variable dependiente mesada pensional discriminada por nivel de ingresos para fondos privados.

	1< SMMLV >2	2< SMMLV >4	4< SMMLV >6	6< SMMLV >10	10< SMMLV >15	15< SMMLV >20	>20 SMMLV
	233.352***	-221.036***	-515.905***	932.746***	-1.277.553***	-1.561.110***	-
Mujer	(27.811) [-0,122]	(15.115) [-0,151]	(42.383) [-0,211]	(67.096) [-0,235]	(163.828) [-0,212]	(581.745) [-0,155]	1.387.315*** (286.642) [-0,154]
Tener pareja	187.015* (110.152) [0,099]	132.881* (74.451) [0,096]	412.123*** (127.226) [0,189]	386.746*** (132.122) [0,114]	679.446** (286.483) [0,140]	-1.163.085 (948.088) [-0,132]	1.550.772*** (365.606) [0,185]
Número de hijos	-40.570** (18.303) [-0,030]	-7.984 (10.773) [-0,008]	48.883 (29.912) [0,028]	-68.990 (51.910) [-0,024]	-411.818*** (112.484) [-0,099]	-111.405 (331.837) [-0,015]	-329.130 (216.848) [-0,056]
Personas a cargo	-25.499 (109.775) [-0,014]	-58.330 (73.606) [-0,042]	-369.230*** (127.767) [-0,169]	-259.477** (131.254) [-0,077]	-394.363 (288.691) [-0,081]	650.858 (921.152) [0,075]	-916.302** (368.537) [-0,108]
Salario	-0,253*** (0,0759) [-0,060]	0,450*** (0,017) [0,316]	0,281*** (0,0365) [0,133]	0,265*** (0,0313) [0,158]	0,223*** (0,0577) [0,127]	0,413** (0,163) [0,141]	0,0404 (0,0701) [0,030]
Semanas cotizadas	524,3*** (46,77) [0,193]	195,0*** (25,84) [0,100]	342,1*** (53,21) [0,113]	1.206*** (84,94) [0,266]	1.656*** (209,5) [0,264]	3.381*** (472,2) [0,350]	4.248*** (360,4) [0,424]
Constante	1.199.953*** (122.464)	565.302*** (49.809)	1.090.908*** (168.731)	-61.201 (247.259)	-211.922 (654.544)	-4.956.906** (2.473.866)	-2.372.852 (1.459.037)
Observaciones	3.562	6.477	2.990	2.641	940	333	379
R2	0,073	0,152	0,082	0,175	0,173	0,184	0,248
F	30,57	207,43	44,56	98,79	32,28	16,02	26,24
Prob F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Nota: significancia \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Elaboración propia con los datos entregados por Porvenir, Protección y Skandia. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

Por otra parte, para los datos entregados por Colpensiones no fue posible realizar un análisis a profundidad, como el anterior, pues, no se cuenta con variables fundamentales como el estado civil, número de hijos y otros dependientes y el último salario antes de la pensión. Sin embargo, se presentan los resultados de las regresiones realizadas con los datos que fueron entregados por la Administradoras. Se siguió la misma lógica del modelo de mediación usado para el análisis de los datos para los fondos privados, aunque en este caso solo se tiene como

variable independiente el género y como variable mediadora las semanas cotizadas. De manera preliminar se encuentra que hay una brecha pensional de género, pues ser mujer reduce la pensión en -COP \$324.873, lo cual representa una reducción de -7,3% frente a la de un hombre (ver Tabla 9). Sin embargo, el género solo logra explicar el 0,54% de la variabilidad de la pensión en Colpensiones. Cabe resaltar que la brecha pensional de género, con los datos que se tienen, es bastante menor en el régimen de prima media, que en el régimen de ahorro individual donde la brecha en este primer análisis (Tabla 4) era del -20,7%.

**Tabla 9.** Impacto del género en la mesada pensional de Colpensiones.

<b>Variable dependiente</b>	<b>Mesada pensional</b>
Mujer	-324.873,3*** (5.861,78) [-0,073]
Constante	2.676.992*** (4.274,74)
Observaciones	528.675
R2	0,0054
F	3.071,64
Prob F	0,0054

Nota: significancia \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Elaboración propia con los datos entregados por Colpensiones. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

En Colpensiones, al igual que en los fondos privados, ser mujer reduce la capacidad de cotizar al sistema pensional, pues las mujeres tienen -10,3% menos semanas cotizadas que los hombres, esto con una certeza del 99% (ver Tabla 10). Este resultado es consecuencia de la menor edad de pensión que tienen las mujeres y las labores de cuidado que les son asignadas, lo que lleva a que tengan un mayor número de interrupciones y más largas que los hombres.

**Tabla 10.** Impacto del género en las semanas cotizadas en Colpensiones.

<b>Variable dependiente</b>	<b>Semanas cotizadas</b>
Mujer	-61,177*** (0,791) [-0,103]
Constante	1.523,82*** (0,562)
Observaciones	530.808
R2	0,0106
F	5.975,16
Prob F	0,0000

Nota: significancia \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Elaboración propia con los datos entregados por Colpensiones. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

Ahora al construir el modelo tanto con el género como con las semanas cotizadas (ver Tabla 11), se encuentra que una parte del efecto negativo de ser mujer se transfiere a través de las semanas, al igual que sucede en los fondos privados. Sin embargo, el efecto directo del género continúa siendo significativo y disminuyendo la pensión en -5,7% solo por el hecho de ser mujer. En términos del coeficiente sin estandarizar los hombres tienen un salario, en promedio, COP \$257.712 mayor a las mujeres solo por ser hombres. No obstante, cabe resaltar que esta diferencia es significativamente menor que en los fondos privados, donde la brecha es del -14,2% (Tabla 6). En consecuencia, el régimen de ahorro individual aumenta las brechas de género en la etapa de retiro, respecto al régimen de prima media, y deja en peores condiciones a las mujeres para afrontar la vejez. Esto es consistente con la literatura presentada previamente de Latinoamérica y Europa, que concluye que la privatización del sistema pensional afecta de manera desproporcionada a las mujeres, aumentando las brechas de género en la vejez. Finalmente, en cuanto a las semanas cotizadas, se encuentra el efecto esperado, y es que por cada semana adicional cotizada la pensión aumenta en COP \$1.160.

**Tabla 11.** Regresión multivariada para la mesada pensional de Colpensiones.

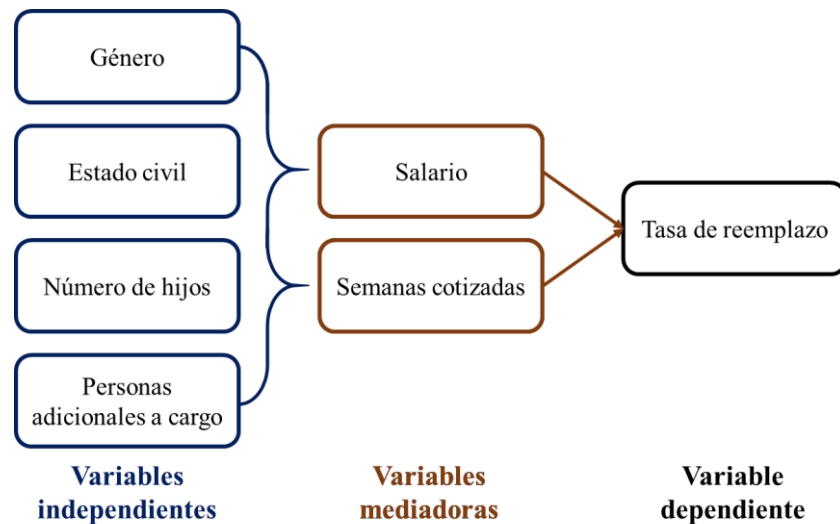
<b>Variable dependiente</b>	<b>Mesada pensional</b>
Mujer	-254.711,6*** (5.745,65) [-0,057]
Semanas cotizadas	1.160,31*** (10,223) [0,156]
Constante	908,449,9*** (14.989,16)
Observaciones	528.675
R2	0,0295
F	7.294,24
Prob F	0,000

Nota: significancia \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Elaboración propia con los datos entregados por Colpensiones. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

### 7.3 Tasa de reemplazo

La tasa de reemplazo se refiere a la proporción del salario que una persona va a recibir en su pensión. Es decir, es igual a la pensión dividida en el salario. Esta métrica permite evaluar qué tanto pueden mantener las personas el nivel de vida que tenían en su etapa productiva una vez pensionadas. Por lo tanto, es una variable que nos permite medir si las condiciones de vida de las mujeres se van a desmejorar aún más que la de los hombres. Para la tasa de reemplazo se utilizó el mismo modelo que para la mesada pensional. Es decir, primero se realizó una regresión solo con las variables independientes, luego únicamente con las variables mediadoras y, finalmente, con los dos grupos de variables independientes. A continuación, se plantea el modelo usado para explicar la tasa de reemplazo:

**Figura 2.** Modelo de mediación para explicar la tasa de reemplazo de una persona



Nota: Elaboración propia.

Entonces, en el modelo que solo incluye las variables independientes (ver Tabla 12), se encuentra que el género también impacta en la tasa de reemplazo, ya que las mujeres tienen una tasa de reemplazo -11,2% más baja que la de los hombres. El coeficiente estandarizado<sup>5</sup>, de la tasa de reemplazo de las mujeres es menor en -5,6% a la tasa de reemplazo de los

<sup>5</sup> La diferencia entre la interpretación del coeficiente y el beta para esta variable es que el coeficiente refleja en términos absolutos cuántos más o menos puntos tendrá la persona en la tasa de reemplazo, es decir es una suma o resta directa. Mientras que el beta o coeficiente estandarizado lo que refleja es porcentualmente cuánto cambiaría la tasa; por lo que ya no sería una resta sino una multiplicación.

hombres pensionados. De igual manera, el número de hijos también afecta negativamente esta métrica, aunque en una menor proporción que el género. En específico, por cada hijo adicional, la tasa de reemplazo se vería reducida en -1,98%, resultado que es significativo al 95%. Por último, de acuerdo con estos resultados (Tabla 12) el estado civil y el número de personas a cargo diferentes a los hijos no afectan de manera significativa la tasa de reemplazo.

**Tabla 12.** Efectos de las variables independientes en la tasa de reemplazo para los fondos privados.

<b>Variable dependiente</b>	<b>Tasa de reemplazo</b>
Mujer	-0,112*** (0,0110) [-0,056]
Tener pareja	0,0343 (0,0240) [0,018]
Número de hijos	-0,0198** (0,00997) [-0,012]
Personas a cargo adicionales	0,0339 (0,0242) [0,018]
Constante	0,912*** (0,00987)
Observaciones	25.392
R2	0,0049
F	35,15
Prob F	0,000

Nota: significancia \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Elaboración propia con los datos entregados por Porvenir, Protección y Skandia. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

Ahora bien, de acuerdo con los resultados del modelo definitivo (ver Tabla 13) se encuentra que las mujeres estarán en una peor condición que los hombres en el momento de su pensión, ya que su nivel de ingresos se va a ver mucho más reducido. La tasa de reemplazo de los hombres es 12,7% mayor que la de las mujeres. En términos del beta estandarizado la reducción de la tasa de reemplazo de las mujeres es del 6,92% frente a la tasa de los hombres. En este caso se presenta un incremento del coeficiente, respecto al modelo que no incluía las variables mediadoras (Tabla 12). Esto muestra que el efecto del género en la tasa de reemplazo no se transfiere a través del salario o semanas cotizadas, como sucedía con la

pensión. Por el contrario, esto sugiere que parte del efecto del género en el salario y las semanas pasa directamente a la tasa de reemplazo.

Adicionalmente, resulta interesante que en este modelo (Tabla 13) los efectos del estado civil y número de dependientes en la tasa de reemplazo se vuelven significativos, mientras que el número de hijos deja de serlo. Este cambio se puede explicar porque al agregar el salario y semanas, que explican gran parte del modelo, efectos que antes eran muy pequeños se vuelven significativos. La pérdida de significancia del número de hijos implica que el efecto negativo que tienen estos en la tasa de reemplazo se da a través del salario y las semanas cotizadas, por lo que no hay un efecto directo relevante. Entonces, al igual que en el caso de la mesada pensional, nuevamente se encuentra que tener pareja impacta de manera positiva la edad de retiro de las personas, pues les permite tener una tasa de reemplazo 9,94% mayor que las personas sin pareja. El efecto de las personas a cargo diferentes a los hijos es negativo en -7,35% por cada persona a cargo adicional. en conjunto con los resultados de la mesada pensional, que es más baja que la de los hombres (ver sección 7.2), esta tasa nos va a indicar cómo la vida se desmejora.

Para la tasa de reemplazo el salario tiene un efecto negativo de -37,3%, que en términos del coeficiente absoluto, se podría decir que por cada COP \$100.000 adicionales, la tasa de reemplazo se reducirá en -84 puntos básicos. Este resultado se explica porque entre mayor sea el salario de la persona menos porcentaje de su salario va a recibir en la pensión. Por ejemplo, una persona que gane un poco más de un salario mínimo su tasa de reemplazo va a ser cercana al 100%, dado que la pensión mínima en Colombia es un salario mínimo; en cambio la pensión de una persona que tenga un salario bastante alto solo va a depender del dinero ahorrado dentro de su vida productiva, pero como las personas tienen un crecimiento del salario progresivo a lo largo de su vida, la pensión que recibirá será solo un porcentaje de lo que era su último salario.

Las semanas cotizadas tienen un impacto positivo en la tasa de reemplazo del 37,32% (ver Tabla 13), ya que le van a permitir a la persona acumular más dinero en sus cuentas individuales y tener una pensión mayor frente al mismo salario. Finalmente, es interesante como cómo este modelo (Tabla 13) explica un 32,8% de la varianza, mientras que el modelo

que solo incluía las variables independientes (Tabla 12), que son variables sociales y demográficas, solo explicaba el 0,49% de la tasa de reemplazo.

**Tabla 13.** Efecto de las variables independientes y mediadoras en la tasa de reemplazo para los fondos privados.

<b>Variable dependiente</b>	<b>Tasa de reemplazo</b>
	-0,127*** (0,0112) [-0,0692]
Mujer	
	0,171*** (0,0379) [0,0994]
Tener pareja	
	-0,00456 (0,00957) [-0,0034]
Número de hijos	
	-0,0735* (0,0379) [-0,0426]
Personas a cargo adicionales	
	-8,35e-08*** (1,84e-09) [-0,3732]
Salario	
	0.000301*** (1,73e-05) [0,1263]
Semanas cotizadas	
Constante	0,780*** (0,0206)
Observaciones	18.660
R2	0,148
F	358,6
Prob F	0,000

Nota: significancia \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Elaboración propia con los datos entregados por Porvenir, Protección y Skandia. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

Finalmente, el modelo que se acaba de presentar (Tabla 13) también se replicó para hacer un análisis discriminado por nivel de ingresos (Tabla 14). Primero, el modelo (Tabla 14) muestra que a mayor salario, menor tasa de reemplazo. Segundo, el impacto negativo del género en la tasa de reemplazo no presenta un patrón de crecimiento o decrecimiento entre las categorías de ingresos. El mayor impacto de ser mujer en la tasa de reemplazo, en términos porcentuales, se da en las personas que tenían ingresos entre 6 y 10 salarios mínimos, con una reducción de -24,0% frente a la tasa de reemplazo de un hombre. Ahora, la categoría de



ingresos de 1 a 2 salarios mínimos es la que presenta el menor efecto del género en la tasa de reemplazo, con una diferencia de -12,3% frente a la de los hombres, que en términos del coeficiente no estandarizado es una tasa de reemplazo 20,3% menor.

Para la mayoría de las categorías de ingresos tener pareja tiene un efecto significativo en la tasa de reemplazo, con excepción de las personas que tenían ingresos de 2 a 4 y de 15 a 20 SMMLV. Para el resto el impacto es positivo y significativo al 99%. En términos porcentuales el grupo de ingresos mayores a 20 SMMLV es donde se da el mayor incremento, con un efecto positivo de 19,4% frente a la tasa de reemplazo de una persona soltera. El efecto más pequeño se da en las personas con ingresos de 1 a 2 salarios mínimos, quienes tendrían un incremento del 10,7% sobre la tasa de reemplazo de una persona sin pareja en el mismo rango de ingresos.

El número de hijos solamente presenta un efecto significativo en las personas con un ingreso base de liquidación entre 4 a 6 y 10 a 15 salarios mínimos. El número de dependientes adicionales tiene efectos negativos significativos para las personas con ingresos de 4 a 10 y superiores a 20 salarios mínimos. El hecho de que el efecto de las personas a cargo no sea significativo para todos los niveles de ingreso, implica que para la mayoría de los casos el impacto en la tasa de reemplazo no es directo sino a través de las variables mediadoras.

La relación negativa del salario se mantiene para todos los niveles de ingresos, con excepción de las personas con salarios entre 15 y 20 SMMLV para quienes la relación no es significativa. Es interesante como, en términos porcentuales (beta estandarizado), el salario tiene un impacto negativo decreciente a lo largo de los grupos de ingresos, es decir aquellos a quienes se les reduce más la tasa de reemplazo al aumentar los ingresos son las personas con 1 a 2 salarios mínimos (-30,7%), mientras que para el grupo con ingresos mayores a 20 salarios mínimos un incremento de un peso en el salario tiene un menor impacto en la tasa de reemplazo (-8,7%). Esto se puede explicar por el efecto marginal que tiene el incremento del salario en un peso es mayor para las personas con ingresos de COP \$1.000.000, que para aquellas con salarios de COP \$20.000.000. Finalmente, el efecto positivo de las semanas cotizadas también se mantiene a lo largo de todos los niveles de ingresos.

**Tabla 14.** Regresión multivariada con variable dependiente tasa de reemplazo discriminada por nivel de ingresos para fondos privados

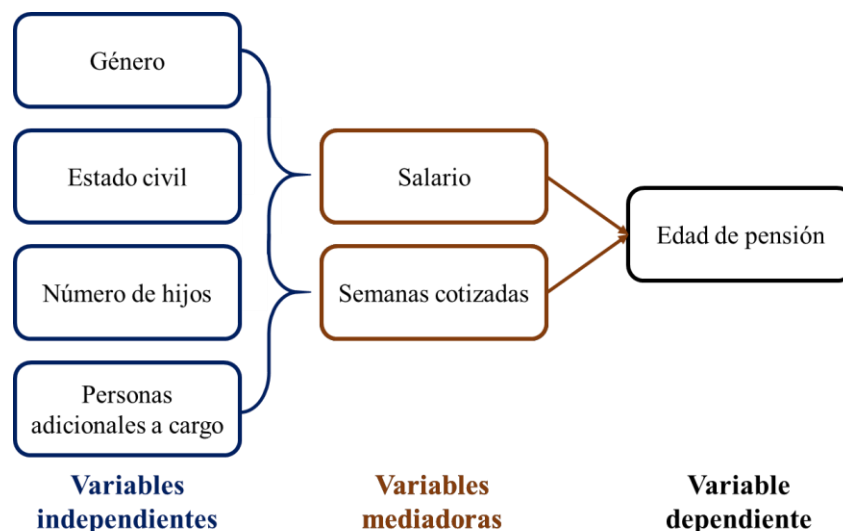
	1< SMMLV >2	2< SMMLV >4	4< SMMLV >6	6< SMMLV >10	10< SMMLV >15	15< SMMLV >20	>20 SMMLV
Mujer	-0,203*** (0,0227) [-0,123]	-0,0839*** (0,00603) [0,149]	-0,121*** (0,00991) [-0,211]	-0,139*** (0,00982) [-0,240]	-0,121*** (0,0161) [-0,212]	-0,105*** (0,0354) [-0,165]	-0,0655*** (0,0138) [-0,147]
Tener pareja	0,175** (0,0883) [0,107]	0,0475 (0,0308) [0,089]	0,0986*** (0,0313) [0,192]	0,0569*** (0,0198) [0,115]	0,0689*** (0,0258) [0,150]	-0,0688 (0,0591) [-0,124]	0,0801*** (0,0178) [0,194]
Número de hijos	-0,0179 (0,0152) [-0,154]	-0,00364 (0,00435) [-0,009]	0,0120* (0,00694) [0,029]	-0,00938 (0,00770) [-0,022]	-0,0392*** (0,0106) [-0,100]	-0,00565 (0,0206) [-0,012]	-0,0156 (0,0107) [-0,054]
Personas a cargo	-0,0324 (0,0878) [-0,0199]	-0,0175 (0,0305) [-0,033]	-0,0884*** (0,0315) [-0,172]	-0,0373* (0,0196) [-0,076]	-0,0402 (0,0260) [-0,087]	0,0340 (0,0577) [0,062]	-0,0444** (0,0178) [-0,106]
Salario	-1,11E-06*** (7,18E-08) [-0,307]	-1,24E-07*** (6,76E-09) [-0,225]	-8,04E-08*** (8,23E-09) [-0,161]	-3,27E-08*** (4,34E-09) [-0,133]	-1,87E-08*** (5,19E-09) [-0,112]	2,84E-09 (1,01E-08) [0,015]	-5,73E-09** (2,62E-09) [-0,087]
Semanas cotizadas	4,14E-04*** (3,77E-05) [0,176]	7,81E-05*** (1,05E-05) [0,103]	7,98E-05*** (1,26E-05) [0,112]	1,69E-04*** (1,23E-05) [0,256]	1,58E-04*** (2,01E-05) [0,266]	2,25E-04*** (2,99E-05) [0,370]	2,12E-04*** (1,71E-05) [0,428]
Constante	2,134*** (0,107)	0,994*** (0,0193)	0,884*** (0,0389)	0,493*** (0,0357)	0,401*** (0,0606)	0,0410 (0,154)	0,0326 (0,0555)
Observaciones	3.588	6.484	2.993	2.647	940	333	381
R2	0,159	0,080	0,090	0,160	0,158	0,188	0,255
F	51,36	69,87	48,01	97,6	30,78	14,36	.
Prob F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Nota: significancia \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Elaboración propia con los datos entregados por Porvenir, Protección y Skandia. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

#### 7.4 Edad de pensión

Para la edad de pensión se replicó el modelo realizado para las secciones anteriores (secciones 7.2 y 7.3). Se creó un modelo de mediación para encontrar el efecto de variables sociales y demográficas (género, estado civil, número de hijos y dependientes adicionales) en la edad de pensión, y ver si el efecto que estas tienen se trasfiere por completo a través de las variables mediadoras (último salario mensual y semanas cotizadas) o continúan teniendo un efecto directo en la edad de pensión. A continuación, se presenta el modelo planteado.

**Figura 3.** Modelo de mediación para explicar la edad de pensión de una persona



Nota: Elaboración propia.

Al realizar el primer paso del análisis, que es observar el efecto de las variables independientes en la edad de pensión, sin incluir las variables mediadoras (ver Tabla 15). Se encuentra que ser mujer reduce la edad de pensión en 2,91 años, sin embargo, estos no son los 5 años de diferencia que existe entre la edad mínima de pensión entre los hombres y mujeres en la Ley 100 de 1993. Esto resulta muy interesante, pues implica que las mujeres no se pueden pensionar a los 57 años, sino que tienen que trabajar unos años más para acumular las semanas necesarias para acceder a una pensión mínima, o bien para acumular un poco más de dinero en su cuenta de ahorro individual y no tener una pensión tan baja. Tener pareja también tiene un efecto negativo en la edad de pensión (ver Tabla 15), lo que indica que las personas con pareja se pensionan 1,7 años antes que las solteras. Esto se podría explicar porque al tener alguien con quien compartir su vejez deciden terminar su vida laboral pronto, mientras que las personas solteras prefieren trabajar unos años más.

Frente al impacto del número de dependientes en la edad de pensión, hay resultados contradictorios. Por un lado, los hijos afectan de manera negativa la edad de pensión. Es decir, por cada hijo adicional las personas se pensionan 2,56 años más rápido, lo que en términos porcentuales es una diferencia del del 24,7% por cada hijo. Sin embargo, las personas con otros dependientes se pensionan 2,65 más tarde por cada persona a cargo. Esto resulta contradictorio, dado que se pensaría que las personas con dependientes como padres

o hermanos discapacitados buscarían pensionarse lo más pronto posible para poder dedicarse al cuidado de estas personas, mientras que aquellos con hijos no tienen un incentivo para terminar su carrera laboral, dado que los hijos en el momento de la pensión de los padres no son pequeños. En todo caso, una posible explicación de la mayor edad de pensión de aquellos con personas dependientes es que durante su vida laboral pudieron enfrentar un mayor número de interrupciones y más largas, que aquellos sin responsabilidades de cuidado, lo que llevaría a que no tuvieran las semanas o capital suficiente para pensionarse al mismo tiempo que otras personas, lo que lleva a que tengan que trabajar hasta una mayor edad que las personas sin dependientes.

**Tabla 15.** Efecto de las variables independientes en la edad de pensión para los fondos privados.

<b>Variable dependiente</b>	<b>Edad de pensión</b>
Mujer	-2,914*** (0,0680) [-0,229]
Tener pareja	-1,724*** (0,131) [-0,144]
Número de hijos	-2,557*** (0,0558) [-0,247]
Personas a cargo adicionales	2,685*** (0,134) [0,221]
Constante	61,53*** (0,0689)
Observaciones	25.859
R2	0,1474
F	1.205,66
Prob F	0,000

Nota: significancia \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Elaboración propia con los datos entregados por Porvenir, Protección y Skandia. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

Ahora, al revisar el modelo con el mejor ajuste (ver Tabla 16), que incluye tanto las variables independientes como las mediadoras, se puede concluir que gran parte del efecto del género en la edad de pensión es directo. Debido a que, sin incluir las variables mediadoras, los resultados indicaban que las mujeres se pensionaban 2,91 años más jóvenes que los hombres

(ver Tabla 15), pero en este modelo (Tabla 16), el efecto del género es 2,53 años, lo que muestra que el género si afecta de manera directa la edad de pensión. La principal causa de esta diferencia es la edad de mínima de pensión diferenciada establecida en Colombia.

Frente a las demás variables independientes, se puede evidenciar que el efecto se reduce considerablemente, respecto al modelo anterior (Tabla 15), pues, tener pareja pasa de tener un impacto de -14,4% a -7,4%, lo que permite concluir que tener pareja genera un retiro temprano respecto a las personas solteras, con una diferencia de -2,53 años (ver Tabla 16). Asimismo, la dirección del efecto del número de hijos y dependientes se mantiene, pero su coeficiente se reduce. En este modelo (Tabla 16) por cada hijo adicional que la persona tenga, su edad de pensión se reducirá en -1,75 años; mientras que cada persona a cargo adicional la aumentará en 1,82 años.

Finalmente, con las variables mediadoras se encuentra que, como se esperaba, un mayor número de semanas cotizadas aumenta la edad de pensión (ver Tabla 16). El impacto del salario también es positivo, de acuerdo con los resultados, por cada COP \$100.000 adicionales de salario, la edad de pensión aumentará en 2,4 días (ver Tabla 16). Este resultado es bastante interesante, ya que implica que las personas con salarios más altos tienen la posibilidad de decidir retirarse más tarde, que aquellos con menores recursos. Esto tiene tres causas, la primera es que las personas con salarios cercanos al mínimo tienen que hacer tareas muy repetitivas o de mucho esfuerzo físico, lo que genera un alto desgaste físico y llevando a que las personas necesiten retirarse lo más pronto posible. La segunda, es que para las personas con bajos ingresos quedarse uno o dos años más trabajando no va a generar una diferencia significativa en su pensión, pues continuará siendo una pensión mínima o cambiará muy poco por su baja capacidad de ahorro en su cuenta individual. Por el contrario, para las personas con mayores ingresos, un año adicional de trabajo sí puede tener un efecto significativo en la mesada pensional. La tercera causa, es que las personas con bajos ingresos, generalmente, no tienen la capacidad de decidir si se quedan trabajando unos años más luego de cumplidos los requisitos mínimos de la pensión, pues la empresa podría despedirlo en cualquier momento. Mientras que las personas con mayores ingresos, puede que si tengan una mayor capacidad de negociación sobre el tema.

**Tabla 16.** Efecto de las variables independientes y mediadoras en la edad de pensión para los fondos privados.

<b>Variable dependiente</b>	<b>Edad de pensión</b>
	-2,528***
Mujer	0,072 -0,226
Tener pareja	-0,778*** 0,185 -0,074
Número de hijos	-1,754*** 0,0544 -0,217
Personas a cargo adicionales	1,821*** 0,186 0,174
Salario	6,60E-08*** 1,40E-08 0,048
Semanas cotizadas	0,00107*** 1,02E-04 0,073
Constante	58,37*** 0,165
Observaciones	18.660
R2	0,1389
F	528,62
Prob F	0,000

Nota: significancia \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Elaboración propia con los datos entregados por Porvenir, Protección y Skandia. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

Para la edad de pensión, se decidió replicar el modelo con interacciones entre el género y el estado civil realizado en la sección de la mesada pensional, para comprobar si los hallazgos sobre el mayor riesgo de retiro temprano que enfrentan las mujeres casadas en Chile, sucede también en Colombia. Con este modelo (ver Tabla 17) se comprueba dicha hipótesis, pues se encuentra que las mujeres con pareja son las que terminan su vida laboral más jóvenes, retirándose 3,4 años antes que los hombres solteros. Cabe resaltar que los hombres con pareja también se retiran más temprano que los solteros, aunque las mujeres solteras se retiran más jóvenes que los hombres con pareja. Estos resultados comprueban lo mencionado previamente, relacionado con que las parejas toman la decisión de retirarse más temprano.

**Tabla 17.** Efecto de las variables independientes y mediadoras en la edad de pensión con interacción entre el género y el estado civil para los fondos privados.

<b>Variable dependiente</b>	<b>Edad de pensión</b>
	-1,764***
Número de hijos	(0,055) [-0,218]
Personas a cargo adicionales	1,823*** (0,186) [0,174]
Salario	6,40E-08*** (1,40E-08) [0,047]
Semanas cotizadas	0,0011*** (1,02E-04) [0,072]
Hombre con pareja	-0,533 (0,195) [-0,051]
Mujer soltera	-2,075 (0,117) [-0,136]
Mujer con pareja	-3,391 (0,194) [-0,249]
Constante	58,259*** (0,168)
Observaciones	18.660
R2	0,1301
F	459,86
Prob F	0,000

Nota: el modelo asume para las interacciones como escenario base un hombre soltero y con base a este calcula los demás coeficientes. Significancia \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Elaboración propia con los datos entregados por Porvenir, Protección y Skandia. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

Por último, al hacer el modelo con el mejor ajuste discriminado por niveles de ingresos (ver Tabla 18), se encuentra que la diferencia en la edad de retiro va creciendo con el nivel de ingreso. Lo que implica que las mujeres con salarios menores, generalmente, no se retiran a los 57 años, sino que tienen que seguir trabajando para poder alcanzar las condiciones mínimas para acceder a una pensión. Este aumento también se puede explicar porque los

hombres con mayores ingresos suelen mantenerse más tiempo en sus trabajos, que las mujeres, aun cuando ya cuentan con las condiciones para pensionarse.

Adicionalmente, es interesante que el efecto de retiro temprano al tener pareja solo es significativo para las personas con salarios inferiores a 4 SMMLV, entre 6 a 10 SMMLV (con una significancia del 95%) y para las personas con ingresos superiores a los 20 salarios mínimos (con una significancia del 90%). Lo que muestra que esta relación es principalmente cierta para niveles de ingreso más bajos. Por el contrario, los efectos del número de hijos y personas a cargo son significativas para todos los niveles de ingreso, con excepción de las personas con ingresos superiores a los 20 salarios mínimos, para quienes no es significativo el efecto de los dependientes. Para todos los grupos de ingresos estudiados se mantiene la relación en el modelo general (Tabla 16), que es de un retiro más rápido por cada hijo adicional, y uno más tardío por cada persona a cargo.

Frente al salario se encuentra que la dirección del efecto no es uniforme en todos los niveles de ingreso. Por ejemplo, para las personas con 1 a 2 salarios mínimos y aquellos con ingresos superiores a 20 SMMLV, un mayor salario termina reduciendo la edad de pensión en 10,5% y 19,5%, respectivamente. Mientras que para los demás niveles de ingresos la relación es positiva, excluyendo a las personas con ingresos de 4 a 10 salarios mínimos, donde el efecto no es significativo. Esto se podría explicar porque para las personas de menores ingresos, un peso adicional en el salario les permitiría llegar más rápido a ahorrar lo necesario para retirarse lo más pronto posible. Mientras que las de mayores ingresos tienen el suficiente capital ahorrado para retirarse de manera temprana, por lo que entre más ingresos tengan, más rápido se podrán retirar. Finalmente, las semanas mantienen su comportamiento esperado de aumentar la edad de retiro al tener un mayor número de semanas cotizadas a lo largo de todas las categorías de ingresos.



**Tabla 18.** Regresión multivariada con variable dependiente edad de pensión discriminada por nivel de ingresos para fondos privados.

	1< SMMLV >2	2< SMMLV >4	4< SMMLV >6	6< SMMLV >10	10< SMMLV >15	15< SMMLV >20	>20 SMMLV
Mujer	-1,769*** (0,154) [-0,175]	-2,196*** (0,107) [-0,222]	-2,555*** (0,172) [-0,243]	-3,098*** (0,206) [-0,249]	-3,114*** (0,468) [-0,198]	-5,542*** (1,074) [-0,286]	-3,965*** (0,852) [0,226]
Tener pareja	-1,154*** (0,436) [-0,116]	-1,364*** (0,406) [-0,145]	-1,035 (0,650) [-0,110]	-1,026** (0,467) [-0,096]	-0,218 (0,658) [-0,017]	-2,047 (2,045) [-0,121]	1,821* (0,953) [0,112]
Número de hijos	-1,427*** (0,109) [-0,200]	-1,316*** (0,0796) [-0,184]	-1,35*** (0,133) [-0,189]	-2,030*** (0,164) [-0,225]	-3,129*** (0,303) [-0,288]	-1,932*** (0,667) [-0,137]	-2,924*** (0,528) [-0,256]
Personas a cargo	1,824*** (0,437) [0,184]	2,500*** (0,409) [0,267]	1,749*** (0,662) [0,186]	1,821*** (0,465) [0,172]	2,041*** (0,670) [0,160]	4,016** (1,997) [0,239]	0,367 (0,957) [0,022]
Salario	-2,00E-06*** (3,50E-07) [-0,105]	6,00E-07*** (1,10E-07) [0,063]	2,00E-07 (1,60E-07) [0,022]	-8,00E-08 (9,00E-08) [-0,015]	5,00E-07*** (1,50E-07) [0,099]	6,10E-07** (2,60E-07) [0,107]	-5,00E-07** (2,10E-07) [-0,195]
Semanas cotizadas	8,55E-04*** (2,26E-04) [0,060]	1,88E-04 (1,60E-04) [0,014]	5,53E-04** (2,43E-04) [0,042]	1,39E-03*** (2,52E-04) [0,098]	2,58E-03*** (4,13E-04) [0,157]	4,67E-03*** (1,05E-03) [0,251]	3,09E-03*** (9,57E-04) [0,158]
Constante	61,48*** (0,628)	57,61*** (0,379)	58,89*** (0,766)	59,60*** (0,752)	52,72*** (1,665)	45,14*** (4,489)	65,31*** (4,374)
Observaciones	3.588	6.484	2.993	2.647	940	333	381
R2	0,105	0,117	0,118	0,153	0,207	0,267	0,218
F	71,57	166,0	74,04	85,60	36,70	17,42	15,59
Prob F	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000	0,000

Nota: significancia \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1. Elaboración propia con los datos entregados por Porvenir, Protección y Skandia. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

Al realizar un análisis a los datos entregados por Colpensiones se encuentra que el género explica gran parte de la edad de la pensión, al tener un R2 del 46,45% (ver Tabla 19). Esto muestra que, debido a la rigidez del régimen de prima media, la mayoría de las personas se pensionan a la edad mínima de pensión establecida en la ley, pues, de acuerdo con los resultados, las mujeres se pensionan 4,5 años más temprano que los hombres, lo cual es muy cercano a la diferencia legal de 5 años. Esta podría ser una de las causas de la brecha pensional, pues las mujeres se pensionan más rápido, lo cual les da menos tiempo para realizar aportes y aumentar su tasa de reemplazo.

**Tabla 19.** Impacto del género en la edad de pensión de Colpensiones.

<b>Variable dependiente</b>	<b>Edad de pensión</b>
Mujer	-4,456*** (0,00629) [-0,681]
Constante	60,02*** (0,00472)
Observaciones	528.675
R2	0,4645
F	99.999,00
Prob F	0,0000

Nota: significancia \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Elaboración propia con los datos entregados por Colpensiones. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

Al incluir el número de semanas cotizadas al modelo, no cambia en gran medida el R2, lo que indicaría que no es una muy buena variable para estimar la edad de pensión. Esto también se puede evidenciar en que el coeficiente en términos porcentuales es del 3,3%. En todo caso, el efecto del género continúa siendo muy similar al encontrado previamente, lo que ratifica que, en el sistema público, las mujeres tienen un menor tiempo para cotizar al sistema pensional, lo cual terminará afectando su tasa de reemplazo, en comparación con la de los hombres.

**Tabla 20.** Regresión multivariada para la edad de pensión de Colpensiones.

<b>Variable dependiente</b>	<b>Edad de pensión</b>
Mujer	-4,434*** (0,00645) [-0,678]
Semanas cotizadas	0,00036*** (0,000012) [0,033]
Constante	59,473*** (0,02158)
Observaciones	528.675
R2	0,4656
F	99.999,00
Prob F	0,000

Nota: significancia \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ . Elaboración propia con los datos entregados por Colpensiones. (Error estándar robusto) [Coeficiente estandarizado o beta]

## 8. Conclusiones y discusión

Este trabajo es una de las primeras investigaciones relacionadas con la brecha pensional de género en Colombia. En especial, se investiga el impacto del género en la mesada pensional, la tasa de reemplazo y la edad de pensión. De igual manera, se estudian otras variables sociales y demográficas que pueden tener un impacto en la mesada pensional, en especial al estar en interacción con el género. Entre estas se encuentran el estado civil, el número de hijos y el número de personas a cargo diferentes a los hijos.

Para identificar las variables objetivo más importantes, la metodología a usar y el vacío existente en la literatura colombiana, primero se realizó un estado del arte con literatura de Colombia, América Latina, Estados Unidos y Europa. En este estado del arte se encontró que, alrededor del mundo, existe una brecha pensional de género la cual se puede ver agravada cuando se privatizan los sistemas pensionales, al pasar de un sistema de capitalización a uno de cuentas de ahorro individual. De igual manera, la mayoría de los autores concuerdan en que las causas de esta brecha pensional son una menor participación de mujeres en el mercado laboral, una mayor participación de mujeres en labores de baja productividad o en empleos de medio tiempo, mayor inestabilidad laboral, por las labores de cuidado que tradicionalmente se les han asignado, y la brecha salarial, la cual se transfiere a la etapa de retiro.

Una vez identificadas las variables de interés para este estudio se inició una búsqueda de bases de datos de los fondos de pensiones, público y privados, para poder realizar el análisis del sistema pensional colombiano desde una perspectiva de género. No obstante, debido a las limitaciones de la información del DANE, presentadas previamente, se decidió iniciar un proceso de solicitud de información a través de derechos de petición frente a todos los fondos de pensiones, Colpensiones, Colfondos, Porvenir, Protección y Skandia, para tener los datos reales del sistema pensional. Pero este proceso tomó más de 6 meses, muchos derechos de petición, algunas tutelas e, incluso, incidentes de desacato, y en algunos casos no ha culminado. Esto lleva a la primera gran conclusión y es que, a pesar de que la reforma pensional es un tema recurrente en la política colombiana, no hay suficiente información

disponible para poder hacer estudios juiciosos sobre el sistema actual y los aspectos por mejorar que este tiene. Por el contrario, lograr conseguir información para hacer una investigación sobre el tema es realmente complejo. Esto se ve agravado por el hecho de que todos los fondos de pensiones prestan función pública, sin importar que sean privados, por lo que al crear barreras en el acceso a información pública, están vulnerando los principios de transparencia y publicidad. En consecuencia, la primera área por mejorar que debería tener el sistema pensional colombiano es cumplir con los principios de la función pública, garantizando un libre y fácil acceso a la información, para que se pueda ejercer control democrático sobre su gestión, y la academia pueda aportar al debate de la reforma pensional.

Continuando con los resultados de los modelos de regresión realizados, se encuentra que efectivamente en Colombia existe una brecha pensional de género, no solo las mujeres tienen mesadas pensionales menores que los hombres, solo por el hecho de ser mujer, sino que también tienen una tasa de reemplazo inferior a la de los hombres. Esto implica, que no solo las mujeres reciben menos dinero en la vejez, sino que reciben una menor proporción de su salario que los hombres, lo que significa que las mujeres ven una mayor reducción en su calidad de vida en la vejez que los hombres. En concreto, la brecha pensional de género en el país para los fondos privados es del -14,2%, mientras que para el sistema público es de -5,7%. Esto corrobora los hallazgos de autores en otros países sobre el impacto negativo que tienen la privatización de los sistemas pensionales en el bienestar y la igualdad de género. Frente a la diferencia de la tasa de reemplazo, se encuentra que esta es 6,7% menor para las mujeres en el régimen de ahorro individual; lastimosamente por falta de información no fue posible hacer este análisis para el régimen de prima media.

Asimismo, se encuentra que esta brecha pensional aumenta con el nivel de ingreso, al igual que la brecha salarial. En pensiones, la diferencia inicia con una reducción de -12,2% de la pensión para las mujeres que tenían ingresos previos a la pensión entre 1 y 2 salarios mínimos, respecto a hombres con el mismo nivel de ingresos. Esta aumenta hasta llegar a ser de -23,5% para las personas con ingresos entre 6 y 10 SMMLV, desde donde vuelve a caer a -15,4% para mujeres con ingresos superiores a 20 SMMLV. Estas diferencias en la pensión muestran que la discriminación y desigualdades que enfrentan las mujeres en el mercado

laboral son transferidas a la etapa de retiro. También cabe destacar que las mujeres solteras son las que mayor brecha salarial tienen, en comparación con las mujeres con una pareja en el momento de la pensión.

En cuanto a la edad de pensión se encuentra que en el régimen de ahorro individual las mujeres se pensionan 2,53 años más jóvenes que los hombres, y en el régimen de prima media la diferencia es de 4,5 años. Estos resultados indican que en RAIS las mujeres tienen que trabajar más años que la edad mínima de pensión, que tiene una diferencia de 5 años respecto a los hombres, para cumplir con los requisitos mínimos de la pensión o para alcanzar a ahorrar más en sus cuentas de ahorro individual y mejorar su mesada pensional.

Al igual que otros autores, esta investigación concluye que la brecha pensional en Colombia se genera, primero, por la mayor proporción de mujeres trabajando en sectores de baja productividad. De hecho, en los fondos privados el 54,2% de los pensionados totales son mujeres, pero del total de personas con pensión mínima el 64,3% son mujeres. En Colpensiones, el 47,6% del total de pensionados son mujeres, pero ellas representan el 54,7% del total de pensiones mínimas. Esto comprueba que hay una mayor proporción de mujeres realizando labores de baja productividad, que hombres, lo que muestra un problema o sesgo del mercado laboral, pues las mujeres no pueden acceder a cargos mejor remunerados.

Segundo, también se puede concluir que la brecha salarial, también tiene un impacto en la pensional. Dado que, como se encontró en esta población, las mujeres tienen salarios 8,0% menores que los hombres, diferencia que es trasladada al momento de la pensión, al tener una menor capacidad de ahorro en las cuentas de ahorro individual o un menor salario base sobre el cual se calcula la tasa de reemplazo en Colpensiones.

Tercero, otra de las causas de la brecha pensional en Colombia es la mayor dedicación a labores de cuidado por parte de las mujeres que por parte de los hombres, lo cual lleva a que las mujeres tengan una historia laboral más inestable y con interrupciones más largas. A pesar de que no se tenían datos específicos sobre las interrupciones a la vida laboral, esto se pudo comprobar a través del impacto negativo que tenía el género en las semanas cotizadas, pues para el régimen de ahorro individual ser mujer reduce en -8,7% el número de semanas cotizadas, y para el de prima media, la reducción es de -10,3%. Este menor número de

semanas cotizadas también se encuentra relacionada con la edad de pensión diferenciada que existe en el país. A pesar de que esta busca ser una medida de discriminación positiva, es totalmente contraproducente para las mujeres, ya que tienen que cotizar la misma cantidad de semanas que los hombres en menos años. Esto implica que para las mujeres es más difícil cumplir los requisitos mínimos para acceder a una pensión; y, para aquellas que logran pensionarse, su mesada es inferior a la de los hombres, al tener menos tiempo para aportar a las cuentas de ahorro individual o menos semanas acumuladas para el cálculo de la tasa de reemplazo en Colpensiones.

En conclusión, existe una brecha de género en el sistema pensional colombiano que ha sido ignorada e invisibilizada por muchos años, por lo que es necesario que en los debates de la reforma pensional se incluya una perspectiva de género que permita visibilizar situaciones como las presentadas en esta investigación. A pesar de que este trabajo de grado tenía por objeto comprobar y cuantificar la existencia de la brecha pensional de género en el Colombia, y no proponer o evaluar posibles soluciones a la misma, se encontraron algunas medidas, que de acuerdo con la experiencia internacional, pueden contribuir a la equidad de género en la etapa de retiro. Entre estas están: igualar la edad de pensión o disminuir el número de semanas mínimas que deben cotizar las mujeres; incluir elementos solidarios al sistema pensional que permitan reducir la brecha, como los créditos por cuidado; y la implementación de tablas de mortalidad unificadas. Además, estas medidas deben ir de la mano con una transformación del mercado laboral, que permita reducir la brecha salarial y penalizar menos a las mujeres por las labores de cuidado que les son asignadas.

En todo caso, vale la pena recordar que los resultados tienen algunas limitaciones, ya que los datos entregados por los fondos de pensiones sólo incluyen el último salario cotizado. Este dato puede generar distorsiones debido a que algunas personas pierden su trabajo faltando pocos años para cumplir con los requisitos mínimos de la pensión, lo que los lleva a cotizar sobre un salario base bastante inferior, respecto al promedio de los salarios que ha cotizado a lo largo de su vida laboral, generando pensiones mayores al último salario reportado.

Sin embargo, el debate queda abierto, al ser este un tema tan novedoso se espera que esta investigación sea la base para el desarrollo de nuevos artículos que profundicen en puntos

más específicos. A lo largo del documento se han mencionado algunos temas de los que pueden surgir nuevas investigaciones, por ejemplo, por qué el número de hijos genera que los padres se pensionen más rápido que personas sin hijos o con menos hijos; el efecto de tener pareja en la mesada pensional y cómo esta relación puede variar dependiendo el género. También se abren otras puertas de investigación entre las que se encuentran la evaluación de posibles medidas que reduzcan la brecha pensional de género, la evaluación de las actuales propuestas de reforma bajo una perspectiva de género, y un análisis a profundidad sobre el impacto del género en la cantidad y duración de interrupciones a la vida laboral. Por último, se quiere resaltar la importancia de empezar a hablar del tema, para lograr que la brecha pensional de género en Colombia se visibilice y entre al debate público, con el objetivo de tener un sistema mucho más equitativo.

## 9. Anexos

**Anexo 1.** Semanas cotizadas promedio por fondo de pensión y año de pensión (media, desviación estándar y máximo)

AFP	Año_Pension								
	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005
Porvenir				1366.4474		1179.6	1291.3929	1401.1818	1287.9014
				345.6209		446.6958	436.5	308.1464	440.5972
				2198		1754	1939	1814	2052
Protección	397.6	314.76923	448.0678	523.97368	531.1875	607.17059	568.46471	618.36239	727.39286
	495.1187	515.3235	488.9778	546.0962	546.3168	565.5286	548.6633	532.8891	569.6887
	1380	1476	1532	1616	1816	2012	1768	1792	1860
Skandia									

AFP	Año_Pension								
	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
Porvenir	1189.95	1361.4632	1479.6867	1328.8747	1297.2972	1215.4082	1255.1858	1220.4171	1303.2826
	504.7447	420.2855	406.9342	382.5127	403.8692	371.6082	360.3118	351.6041	300.0036
	1846	2029	2107	2144	2751	2230	2168	2275	2337
Protección	741.15294	709.30645	738.88636	771.10847	820.89175	773.26722	775.98721	895.55689	904.567
	547.3803	522.9623	467.1093	466.026	438.4946	371.1326	346.9295	417.6619	341.4359
	1888	2132	1968	2008	1988	2020	2100	3824	2516
Skandia									

AFP	Año_Pension					
	2015	2016	2017	2018	2019	2020
Porvenir	1321.5825	1363.9152	1382.2304	1393.1435	1381.1859	1378.2362
	281.5971	260.4065	255.9447	232.8205	233.2724	225.5324
	2393	2376	2344	2294	2398	2369
Protección	1025.1998	1118.945	1124.4731	1277.7409	1349.3161	1361.8164
	328.3883	309.8229	304.8633	268.4125	238.361	236.5793
	2104	2096	2172	2392	2220	2216
Skandia	1312.9618	1345.8499	1339.8857	1391.6134	1390.3368	1432.0717
	385.975	392.9118	385.7666	364.8809	356.9287	359.0946
	2191.86	2257	2309.71	2566.71	2647.71	2371.71



## 10. Bibliografía

- Aguilar Riva, G., Rodriguez, I., Vommaro, P., Valdebenito, R., Meneses, M., Mejías, S., ... Fuentes, J. (2018). El sistema privado de pensiones en El Salvador y su efecto sobre la ampliación de las brechas género en la cobertura y el monto de las pensiones. En *Desigualdades, exclusión y crisis de sustentabilidad en los sistemas previsionales de América Latina y el Caribe* (pp. 85–112). Recuperado de <http://www.jstor.org/stable/j.ctvfp62vr.7>
- Amarante, V., Colacce, M., & Manzi, P. (2017). The gender gap in pensions in Latin America. *International Social Security Review*. <https://doi.org/10.1111/issr.12135>
- Amarante, V., & Tenenbaum, V. (2018). Caregiver pension credits for women: Recent experience in Uruguay. *Social Policy and Administration*. <https://doi.org/10.1111/spol.12438>
- Arza, C. (2012). Pension Reforms and Gender Equality in Latin America. *United Nations Research Institute for Social Development (UNRISD) P*, (March), 1–45.
- Arza, C. (2017a). El diseño de los sistemas de pensiones y la igualdad de género ¿Qué dice la experiencia europea? *Comisión Económica para América Latina y el Caribe; Serie Mujer y Desarrollo, 142*. Recuperado de <https://ri.conicet.gov.ar/handle/11336/77729>
- Arza, C. (2017b). Non-contributory benefits, pension re-reforms and the social protection of older women in Latin America. *Social Policy and Society*. <https://doi.org/10.1017/S1474746416000208>
- Badel, A., & Peña, X. (2010). Decomposing the Gender Wage Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia. *Revista de análisis económico*. <https://doi.org/10.4067/s0718-88702010000200007>
- Badel, A., & Peña, X. (2012). Decomposing the Gender Wage Gap with Sample Selection Adjustment: Evidence from Colombia. *SSRN Electronic Journal*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.1720987>

- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator–mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of personality and social psychology*, 51(6), 1173.
- Bertranou, F. M. (2006). Pensions and Gender in Latin America: Where Do We Stand in the Southern Cone? *Gender Issues*. <https://doi.org/10.1007/s12147-006-0002-1>
- Bettio, F., Tinios, P., Betti, G., Gagliardi, F., & Georgiadis, T. (2013). *The gender gap in pensions in the EU*.
- Bonnet, C., Buffeteau, S., & Godefroy, P. (2006). Effects of pension reforms on gender inequality in France. *Population*. <https://doi.org/10.3917/pope.601.0041>
- Bonnet, C., Hourriez, J.-M., & Reeve, P. (2012). Gender Equality in Pensions: What Role for Rights Accrued as a Spouse or a Parent? *Population (english edition)*. <https://doi.org/10.3917/pope.1201.0123>
- Bonnet, C., Meurs, D., & Rapoport, B. (2018). Gender inequalities in pensions: different components similar levels of dispersion. *Journal of Economic Inequality*, 16(4), 527–552. <https://doi.org/10.1007/s10888-018-9379-9>
- Bonnet, C., & Rapoport, B. (2020). Is There a Child Penalty in Pensions? The Role of Caregiver Credits in the French Retirement System. *European Journal of Population*. <https://doi.org/10.1007/s10680-019-09517-0>
- Canales, A., Salinas, V., & Biehl, A. (2021). Gender Differences in Retirement Behavior: How Family, Work, and Pension Regime Explain Retirement in Chile. *Work, Aging and Retirement*. <https://doi.org/10.1093/workar/waaa024>
- Cerquera Losada, Ó. H., Arias Barrera, C. J., & Murcia Arias, J. P. (2019). Diferencial salarial por género: un análisis comparativo entre departamentos de la costa atlántica colombiana. *Revista Virtual Universidad Católica del Norte*.
- Chamorro, S. (2019). Privatización y discriminación de género: estudio de caso del sistema de pensiones chileno. *Papeles de Europa*. <https://doi.org/10.5209/pade.63635>

- Chávez, N., & Ríos, H. (2014). Discriminación salarial por género “efecto techo de cristal”. *Dimensión Empresarial*.
- Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL). (2018). Sistemas de pensiones y autonomía económica de las mujeres en la vejez. En *Panorama Social de América Latina, 2017* (pp. 163–204). Santiago.
- Dion, M. (2008). Pension Reform and Gender Inequality. En *Lessons from Pension Reform in the Americas* (pp. 134–163). Oxford University Press.
- Domínguez-Rodríguez, A., Zueras, P., & Miret Gamundi, P. (2020). La pensión pública de jubilación en España: una triple discriminación de género. *Revista Española de Investigaciones Sociológicas*. <https://doi.org/10.5477/cis/reis.170.35>
- Earles, K. (2013). The gendered consequences of the European Union’s pensions policy. *Women’s Studies International Forum*. <https://doi.org/10.1016/j.wsif.2013.02.013>
- Estelle, J., Cox Edwards, A., & Wong, R. (2008). The Gender Impact of Social Security Reform in Latin America. En *Lessons from Pension Reform in the Americas* (pp. 88–133). Oxford University Press.
- Ferreira, M. (2016). Informal versus precarious work in Colombia: Concept and operationalization. *Progress in Development Studies*. <https://doi.org/10.1177/1464993415623128>
- Foster, L., & Smetherham, J. (2013). Gender and Pensions: An Analysis of Factors Affecting Women’s Private Pension Scheme Membership in the United Kingdom. *Journal of Aging and Social Policy*, 25(3), 197–217. <https://doi.org/10.1080/08959420.2013.791783>
- Frericks, P, Maier, R., & De Graaf, W. (2007). European pension reforms: Individualization, privatization and gender pension gaps. *Social Politics*, 14(2), 212–237. <https://doi.org/10.1093/sp/jxm008>
- Frericks, Patricia, Knijn, T., & Maier, R. (2009). Pension Reforms, Working Patterns and Gender Pension Gaps in Europe. *Gender, Work & Organization*, 16(6), 710–730.

<https://doi.org/10.1111/j.1468-0432.2009.00457.x>

Frericks, Patricia, & Maier, R. (2008). Pension norms and pension reforms in Europe - the effects on gender pension gaps. *Community, Work & Family*, 11(3), 253–271. <https://doi.org/10.1080/13668800802133651>

Gómez-Rubio, C., Zavala-Villalón, G., Ganga-León, C., Paillalef, W. R., Astorga, R. Á., & Allende, S. S. (2016). Jubilación en Chile: Vivencias y percepciones de mujeres jubiladas por el sistema privado de pensiones. *Psicoperspectivas*. <https://doi.org/10.5027/PSICOPERSPECTIVAS-VOL15-ISSUE3-FULLTEXT-825>

Haan, P., Hammerschmid, A., & Rowold, C. (2017). Gender gaps in pensions and health: Germany, France, and Denmark. *DIW Economic Bulletin*, 7(43), 436–442. Recuperado de <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=bth&AN=125962339&site=eds-live>

Hammerschmid, A., & Rowold, C. (2019). Gender pension gaps in Europe are more explicitly associated with labor markets than with pension systems. *DIW Weekly Report*, 9(25), 203–211. [https://doi.org/10.18723/diw\\_dwr:2019-25-1](https://doi.org/10.18723/diw_dwr:2019-25-1)

Isaza Castro, J. G. (2014). Occupational segregation, selection effects and gender wage differences: evidence from urban Colombia. *APUNTES DEL CENES*. <https://doi.org/10.19053/22565779.2905>

Jedrzychowska, A., Kwiecień, I., & Poprawska, E. (2020). The motherhood pension gap in a defined contribution pension scheme - The case of Poland. *Sustainability (Switzerland)*. <https://doi.org/10.3390/su12114425>

Jefferson, T. (2009). Women and Retirement Pensions: A Research Review. *Feminist Economics*, 15(4), 115–145. <https://doi.org/10.1080/13545700903153963>

Jiménez Restrepo, D. M., & Pino Garcés, A. (2018). ¿Por qué, si tenemos el mismo nivel educativo, no ganamos lo mismo? Diferenciación Salarial en Santiago de Cali. *Sociedad y Economía*. <https://doi.org/10.25100/sye.v0i35.7301>

- Kuivalainen, S., Nivalainen, S., Jarnefelt, N., & Kuitto, K. (2020). Length of Working Life and Pension Income: Empirical Evidence on Gender and Socioeconomic Differences from Finland. *Journal of Pension Economics and Finance*, Vol. 19, pp. 126–146. Recuperado de <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=eoh&AN=1823094&site=eds-live>
- López Rodríguez, A. L. (2019). Evaluación de políticas pensionales para reducir la brecha de género en la etapa de retiro en Colombia. *Documentos de Trabajo. Escuela de Gobierno Alberto Lleras Camargo*, (67).
- Marco-Navarro, F. (2016). La nueva ola de reformas previsionales y la igualdad de género en América Latina. *División de Asuntos de Género de la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL)*, (139).
- Marier, P. (2007). Affirming, transforming, or neglecting gender? Conceptualizing gender in the pension reform process. *Social Politics*. <https://doi.org/10.1093/sp/jxm011>
- Martínez-Preece, M. R., Henaine-Abed, M., & Zubieta-Badillo, C. (2016). Equidad de género en el sistema pensionario en México. (Gender Equality in Mexico's Pension System. With English summary.). *Estudios de Economía Aplicada*, 34(1), 205–232. Recuperado de <http://www.revista-eea.net/coleccionen.php>
- Mavrikiou, P. M., & Angelovska, J. (2020). Factors Determining Gender Pension Gap in Europe: a Cross National Study. *UTMS Journal of Economics*, 11(2), 151–160. Recuperado de <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=edb&AN=148154896&site=eds-live>
- O'Rand, A. M., & Shuey, K. M. (2007). Gender and the devolution of pension risks in the US. *Current Sociology*. <https://doi.org/10.1177/0011392107073315>
- Olivera, J. (2020). *Reformando el sistema de pensiones en Perú: costo fiscal, nivel de pensiones, brecha de género y desigualdad*.

- Parra-Polanía, J. A., Arias-Rodríguez, F., Bejarano, J., López-Piñeros, M. R., Ospina-Tejeiro, J. J., Romero-Prieto, J. E., & Sarmiento, E. (2020). Sistema pensional colombiano: descripción, tendencias demográficas y análisis macroeconómico. *Revista Ensayos Sobre Política Económica. Banco de la República*, 96.
- Porras-Santanilla, L., & Ramírez-Bustamante, N. (2021). *¿Qué sabemos sobre el trabajo de las mujeres en Colombia?*
- Ramoni Perazzi, J., & Orlandoni Merli, G. (2017). Análisis de la estructura del mercado laboral en Colombia: un estudio por género mediante correspondencias múltiples. *Cuadernos de Economía*. <https://doi.org/10.1016/j.cesjef.2016.02.002>
- Tinios, P., Bettio, F., Betti, G., & Georgiadis, T. (2015). *Men, women and pensions*. Publications Office of the European Union Luxembourg, UK.
- Undurruga, R., & Becker, J. (2019). Mujeres trabajadoras jóvenes y pensiones en Chile. *Psicoperspectivas. Individuo y Sociedad*. <https://doi.org/10.5027/psicoperspectivas-vol18-issue3-fulltext-1658>
- Vara, M. J. (2013). Gender Inequality in the Spanish Public Pension System. *Feminist Economics*, Vol. 19, pp. 136–159. Recuperado de <http://www.tandfonline.com/loi/rfec20>
- Veremchuk, A. (2020). Gender Gap in Pension Income: Cross-Country Analysis And Role of Gender Attitudes. *University of Tartu - Faculty of Economics & Business Administration Working Paper Series*, (126), 3–64. Recuperado de <http://search.ebscohost.com/login.aspx?direct=true&db=bth&AN=145252041&site=eds-live>
- Zanier, M. L., & Crespi, I. (2015). Facing the Gender Gap in Aging: Italian Women's Pension in the European Context. *Social Sciences*, 4(4), 1185–1206. <https://doi.org/10.3390/socsci4041185>