



¿Existe discriminación de Género en el Sistema de Salud Privado de Chile?

**TESIS PARA OPTAR AL GRADO DE
Magister en Políticas Públicas**

Alumna: Paula Carrasco Lizana

Profesor Guía: Fabián Duarte

Santiago, Agosto 2019

¿Existe discriminación de Género en el Sistema de Salud Privado de Chile?

Paula Carrasco Lizana¹

Universidad de Chile

Agosto 2019

Resumen

Existe una brecha importante en el costo del plan de salud en el sistema privado de Chile que enfrentan mujeres y hombres. Esta investigación prueba la existencia de discriminación por parte de las Instituciones de Salud Previsional (ISAPRE), planteando la hipótesis de que estas Instituciones realizan un cobro superior a las mujeres en los planes de salud, aun cuando se controla por los costos y preferencias de cada individuo. Para la estimación se utilizaron datos administrativos provenientes de la Superintendencia de Salud entre los años 2013 a 2015, usando un modelo de efectos fijos. Los resultados comprueban la presencia de discriminación de género por parte del sistema de ISAPRE. Los resultados indican que, en promedio, las mujeres, solo por ser mujeres, pagan entre 6 y 10UF más al año que un hombre, lo que se traduce en un 50% adicional.

¹ Quiero agradecer los comentarios y aportes que fueron realizados para el desarrollo de esta tesis. En primer lugar agradecer a mi profesor guía Fabián Duarte, por el arduo trabajo que en conjunto logramos, y el incondicional apoyo. También quiero agradecer a la comisión formada por la profesora Valentina Paredes y el profesor Francisco Pino, por los comentarios constructivos que me ayudaron a lograr este resultado. De igual forma, quiero agradecer a mi familia y amigos, en especial a mi amigo Ignacio Sarmiento por todos los comentarios y su incondicional apoyo. Y finalmente agradecer a mi madre, Carolina, por estar siempre presente.

Introducción

Diferencias en salarios, en participación laboral, en elecciones de carrera, e incluso en las horas que dedican las mujeres a tareas de cuidado, son parte de la problemática de género que aqueja a gran parte de los países del mundo, de los cuales Chile no es una excepción (ComunidadMujer, 2016). Un gran número de investigaciones han demostrado estas diferencias, señalando como afectan al bienestar de la población, lo que vuelve a este tópico un asunto de interés público.

El área de la salud no queda exenta de la discriminación de género y se observan disparidades tanto en el uso, como en los costos del mismo. En Chile, existen dos subsistemas de salud, el público (conocido como FONASA) y el privado (conocido como sistema de ISAPRE). En el sistema privado, se atiende a un 17,5% de la población pertenecientes al grupo de mayores ingresos del país, sistema cuyas diferencias de precios entre mujeres y hombres son enormes, llegando a un 179% de cobro más para las mujeres (La tercera, 2018).

El año 2002, la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL), publicó un informe en el que analiza la situación de Chile con respecto a las diferencias de género en ambos sistemas (público y privado), concluyendo que el sistema de salud privado discrimina contra las mujeres por una razón de diseño, donde a la mujer se le atribuye un riesgo mayor a causa de la maternidad y de tener una esperanza de vida mayor, lo que provoca un riesgo más alto, el que es cobrado por el sistema. Sumado a esto, el informe indica que la presencia de factores sociales y culturales hacen que las mujeres tengan características que generan un mayor costo para las ISAPRE.

En la misma línea, Sánchez (2016), propone una teoría similar, donde el mayor uso del sistema de parte de las mujeres se debe a su rol de cuidadora, lo que determina que acudan más a los servicios de salud, y a una serie de afecciones de salud relacionadas con su sistema reproductivo y ginecológico, mediante el cual están obligadas a mantener un contacto más cercano con el sistema de salud.

A pesar de ser de conocimiento público, las disparidades de género presentes en el sistema privado de salud no son un tópico que se haya estudiado de manera profunda, ni del que existan muchas investigaciones asociadas. Es por esto que el objetivo de esta tesis es aportar a esta área mediante el uso de metodologías estadísticas concretas, basada en datos reales y mostrar evidencia contundente de la existencia de discriminación de género en el sistema.

La propuesta central de esta investigación es saber si las ISAPRE realizan discriminación de género, hipótesis que plantea que estas instituciones cobran un precio superior por los planes de salud a las mujeres, que no se puede explicar con el uso del seguro que ellas hacen. Es, por tanto, el objetivo principal de esta tesis, determinar si existe discriminación de género en el cobro que las ISAPRE realizan por sus planes de salud.

La posible discriminación de precios se puede verificar, si es que luego de cuantificar el posible mayor uso del seguro en el precio de este, sigue habiendo una diferencia de precios atribuida a las mujeres. Esto quiere decir que existiría un costo adicional a las mujeres por sobre la diferencia en el uso (costo) solo por ser mujeres.

Independiente de la razón que esté detrás de este cobro, no se busca demostrar ningún tipo de causalidad ni ahondar en razones de justicia relativas al tópico en cuestión. La relevancia de esta tesis, por tanto, radica en el aporte a la evidencia e investigación sobre discriminación de género y salud.

Bajo este contexto, y entendiendo la salud como un derecho fundamental de los seres humanos, es importante profundizar en el origen de esta discriminación y como la política pública puede mejorar la situación de la población. Asegurar acceso y calidad en salud se ha vuelto uno de los problemas centrales para los diferentes gobiernos. Al mismo tiempo, los problemas de discriminación de género en Chile son claros, y también han sido claves en las políticas de estado recientemente. Por tanto, el hecho de que exista discriminación y que esta pueda ser cuantificada, podría aportar a la discusión en todo ámbito, desde lo más sencillo hasta la validez del sistema en general, y con esto podría contribuir al logro de un sistema de salud más inclusivo y equitativo.

Existe poca evidencia empírica publicada que aborde discriminación de género en salud a nivel internacional, y no se encuentra evidencia de este tópico a nivel nacional, por lo tanto, esta tesis aporta en tres dimensiones: (1) a la escasa evidencia sobre discriminación de género, (2) al desarrollo de evidencia empírica sólida basada en metodologías probadas, y (3) a la poca investigación del mercado privado de la salud, como es el caso chileno. Para el desarrollo de la investigación se contará con datos procedentes de la Superintendencia de Salud, los cuales corresponden a la totalidad de la población beneficiaria del sistema de ISAPRE, entre los años 2013 y 2015.

La estructura de esta tesis inicia con la sección de revisión de literatura, donde se abarca el concepto de discriminación de género por medio de precios, y se muestran las principales evidencias empíricas relativas a este tópico. En la sección II se explica el sistema de salud chileno con más detalle, y se aborda la discriminación de género dentro de este sistema. Luego, en la sección III se presentan algunos hechos estilizados, y en la sección IV se describen los datos que se utilizarán y la muestra con la que finalmente se va a trabajar. En la sección V se presenta la estadística descriptiva, mediante la cual se obtiene una visión general de los datos, para luego, en la sección VI dar paso a la metodología a utilizar. En las secciones VII y VIII se muestran los resultados obtenidos y el análisis y discusión de los mismos, respectivamente. Finalmente, en la sección IX se presentan algunas conclusiones y recomendaciones en base a los resultados encontrados.

I Revisión de la Literatura

Se entiende la discriminación como el ofrecimiento de diferentes oportunidades a individuos similares únicamente porque se diferencian por su raza, grupo étnico, género, edad u otras características personales. Esto quiere decir que, producto de la discriminación, se generan disparidades en los mercados que no son justas y que, por tanto, generan pérdida de bienestar en el segmento de la población que es discriminado.

La discriminación puede ser de diferentes tipos y a través de diferentes medios. La hipótesis central de esta tesis plantea la existencia de discriminación de género por parte del sistema privado de salud chileno, el cual se hace efectivo a través del diferencial de precio que cobra a hombres y mujeres. Por tanto, es importante considerar evidencia empírica que aborde discriminación por medio de los precios de bienes y servicios que tienen hombres y mujeres.

Ayres y Siegelman (1995) estudian la discriminación racial y de género al momento de llevar a cabo una negociación para la compra de un auto nuevo. Los autores proponen que cuando una persona adquiere un auto, el proceso de compra, involucra a un vendedor y a un comprador, lo que da espacio para que el vendedor pueda tratar de manera diferente a compradores de distinta raza o género. Esta discriminación puede ser debido a dos razones: el ánimo del vendedor con respecto a la raza/género del comprador (discriminación Gary Becker), o que el vendedor use la raza/género como indicador de cuanto puede negociar con el comprador.

Para llevar a cabo la investigación, utilizaron a un grupo de individuos entrenados para negociar de manera uniforme y luego fueron enviados a negociar con distintos vendedores. Se formaron parejas o grupos de distinto género y raza para ir con algunos días de diferencia a llevar a cabo el proceso de negociación con el mismo vendedor. En total, fueron 38 individuos entrenados, quienes negociaron 306 autos con 153 vendedores.

Los autores plantean en primera instancia la variable monto de la oferta inicial del vendedor como variable dependiente, pero luego se considera el precio final acordado, dado que el diferencial entre estos dos montos es igualmente relevante para el estudio. Luego de plantear un modelo MCO y un modelo con efectos fijos, y el correspondiente chequeo de robustez, los resultados muestran que hombres negros reciben ofertas iniciales superiores en aproximadamente USD\$1000 por sobre el precio inicial que reciben hombres blancos. Las mujeres blancas reciben un precio en UDS\$55 superior a los hombres blancos, y las mujeres negras \$281. Al observar el precio final, los hombres negros no tienen variación mayor al comparar con el precio inicial, mientras que las mujeres blancas pasan de UDS\$55 por sobre el precio masculino blanco a USD\$129, y las mujeres negras de USD\$281 a USD\$404. Los autores concluyen que existe discriminación por parte de los vendedores en contra de mujeres y personas de raza negra, y sugieren que esta es causada por inferencias estadísticas que el vendedor hace sobre los consumidores, sin embargo los datos no son lo suficientemente fuertes para probar esta teoría.

Considerando un mercado diferente al de los autos, Öblom (2017), plantea la existencia de discriminación étnica y de género por parte de los arrendatarios en Finlandia. En su investigación,

su modelo busca determinar la probabilidad de obtener respuesta al enviar un e-mail para arrendar un departamento, y al mismo tiempo, cual es la probabilidad de que esa respuesta sea positiva, al pertenecer a una etnia o género determinado.

Para llevar a cabo esta investigación, la autora creó diferentes perfiles, mediante los cuales envió 1600 e-mails con solicitudes para rentar departamentos. De estos 1600, 1459 se encontraban aún disponibles. Mediante estos e-mails se contactó con 800 arrendatarios diferentes, donde variaba el género y la etnia de la persona que enviaba el e-mail. Para esto ocupó nombres finlandeses, suecos y arábigos.

El modelo que plantea la autora es un modelo de regresión logística binomial, mediante el cual se obtienen resultados que indican presencia de discriminación contra personas arábigas y hombres. La probabilidad de obtener una respuesta positiva para mujeres con nombre procedente de Finlandia o Suecia es 34% y 33% respectivamente, mientras que para mujeres Arábigas es igual a 24%. En el caso de los hombres, aquellos con nombre finlandés tienen un 29% de probabilidad, un 32% si su nombre es sueco, y solo un 12% si su nombre es Árabe.

En general, las mujeres tienen un 31% de probabilidad de obtener una respuesta positiva, mientras que los hombres tienen un 24%. Con respecto a la etnia, finlandeses y suecos tienen 39% de probabilidad, mientras que arábigos tienen 20%. No se encontró evidencia a favor de una diferencia en estos porcentajes al variar el género del arrendatario.

Por su parte, Duesterhaus et. Al. (2011), estudian disparidades de género en el costo de bienes y servicios en la industria del cuidado personal. Para esto, seleccionan 3 áreas donde los productos o servicios son comparables: Peluquerías, Tintorerías y Productos de Aseo personal.

En el área de las peluquerías, de 100 salones donde se recolectaron datos, solo 15 tienen precios iniciales iguales. Ninguna tiene precio más bajo para mujeres que para hombres. En promedio, las mujeres pagan \$35.02, mientras que los hombres pagan \$22.78. Luego, los autores dividen los salones en 3 categorías (bajo, medio y alto, según costo del salón), y crean una variable dependiente igual a la diferencia entre el precio de corte de pelo femenino y masculino, para cada salón. Aplican un test ANOVA, el cual arrojó resultados significativos, mostrando que, a mayor escala del salón, mayor es la diferencia del precio de corte de pelo.

Con respecto a la tintorería, estudian los precios cobrados a hombres y mujeres por diferentes prendas de ropa (trajes de dos piezas, blazers, camisas/blusas y pantalones). Solo se encuentran diferencias significativas para el ítem camisas/blusas, donde el costo promedio para un hombre es USD\$2.06, y para una mujer es USD\$3.95. Esta disparidad se da antes de considerar que las tintorerías cobran un cargo adicional por telas especiales o pliegues, lo cual se da más en la ropa femenina que en la masculina.

Para los ítems de aseo personal se realizaron t-test para muestras independientes, seleccionando desodorante, gel de ducha, rasuradoras y spray de cuerpo. En general no se encontraron diferencias en el precio por ítem, pero estos contienen cantidades diferentes, por lo que, al calcular el precio por onza, se obtuvo que en promedio una mujer paga USD\$1.44 por

desodorante, mientras que un hombre para USD\$1.15 por onza. Los resultados para spray de cuerpo arrojan que las mujeres pagan USD\$5.81 por envase, mientras que los hombres pagan USD\$4.58 en promedio. El resto de los productos no presentó resultados significativamente diferentes.

Los autores concluyen que no se puede confirmar discriminación a partir de estos datos, pues podría pasar que los desodorantes contengan más fragancias o insumos para el cuidado de la piel, o que sea realmente más difícil limpiar las blusas femeninas. Sin embargo, es importante debatir acerca de este tópico y la poca información que existe al respecto.

En la misma línea investigativa, surge el término “impuesto rosa”, concepto que se utiliza para denominar este costo “extra” que tienen ciertos productos destinados al consumo femenino. Dentro de esta línea, Jacobsen (2018) escribe un artículo en el cual entrega una mirada general de lo que se ha hecho hasta ahora por eliminar esta discriminación, y revisa las posibilidades de eliminar este costo extra en el futuro.

El autor señala una serie de reportes que han estudiado la diferencia de precios en productos categorizados por género, demostrando que hay evidencia a favor de la discriminación de precios. Señala también, que en California, en el año 1994, se intentó prohibir esta discriminación de precios con la “Gender Tax Repeal ACT”, sin embargo, como el código civil indica que ante este tipo de faltas la multa que debe cobrarse es muy alta, menos de 5 abogados han recurrido a esta ley en más de 20 años. Lo mismo sucede en Vermont o en Pensilvania. No parece valer la pena llevar a cabo una demanda judicial por un corte de pelo más caro, o porque el valor de limpiar una blusa es más alto para una mujer que para un hombre. Sumado a esto, las leyes han fallado en el vocabulario utilizado, el cual carece de precisión y deja espacio a interpretaciones. Ejemplo de esto es cuando la ley prohíbe que existan “precios injustos” donde lo que se considere o no justo es muy amplio.

Para el futuro el autor señala que el crecimiento de las compras online podría llevar a una leve igualación en los precios. Además, hoy, las mujeres que son conscientes de esta discriminación simplemente ocupan el producto “masculino”, como por ejemplo con las rasuradoras. Las rasuradoras femeninas cuestan 108% más que las masculinas, por lo que muchas mujeres simplemente compran la “masculina” dado que la función es la misma.

Por otra parte, crear leyes de igualación de precios o que prohíban esta discriminación no es efectivo, pues a pesar de los esfuerzos, la discriminación es muy sutil y llevada a cabo por diferentes industrias y tiendas, lo que dificulta la detención o la denuncia de estas. El autor señala que es importante generar conciencia y de a poco ir avanzando en esta materia.

Los autores Kaufman, Polack and Campbell (2018), pertenecientes al NYU Rudin Center of Transportation, escribieron un reporte basado en los resultados de una encuesta online realizada en Nueva York. El objetivo de este reporte es estimar si las mujeres pagan más por concepto de

transporte que los hombres. Si bien no existen tarifas diferenciadas en el transporte público para hombres y mujeres, el costo de movilidad final termina siendo mayor para las mujeres.

La encuesta fue realizada por el mismo NYU Rudin Center of Transportation, y contiene 33 preguntas relativas a hábitos de viaje, seguridad en el transporte, costos de viajar, e información demográfica.

La pregunta 2 solicita al encuestado o encuestada indicar el medio de transporte que frecuentemente usa. Los resultados muestran que un 77% de quienes utilizan taxi, son mujeres, y un 73% de quienes rentan vehículos también son mujeres. En cuanto a las bicicletas, un 67% son usadas por hombres.

Acorde a la encuesta, un 75% de las mujeres ha sufrido algún tipo de acoso al usar transporte público, y al preguntar sobre el uso en la noche de este, un 13% de mujeres dice que deben vestir diferente, mientras que un 29% simplemente decide no utilizar transporte público de noche, cifra bastante superior al 8% de hombres que decide no tomar transporte público de noche por motivos de seguridad. Por tanto, los autores señalan que las mujeres al usar transporte alternativo, incurren mensualmente entre \$26 y \$50 más que un hombre.

Sumado a lo anterior, el 75% de las mujeres que responden la encuesta señala que realiza labores de cuidado a menores o ancianos, para lo cual necesitan transportarse. Estas mujeres reportan un gasto de \$75 al mes para poder transportarse a estos lugares. En suma, las mujeres gastarían en movilidad alrededor de \$100 más que los hombres, dado sus tareas de cuidado y de protegerse a sí mismas de los acosos en el transporte público.

Las autoras Carrothers, DeBruycker y Watkins (2018) se cuestionan las formas en que las personas son afectadas por marketing basado en estereotipos de género. Para eso comparan los precios de una serie de productos, categorizados como juguetes y bienes de consumo de cuidado personal, y así determinar si existe diferencial de precio si estos productos son diseñados para el consumo femenino o masculino en particular.

Luego de llevar a cabo su investigación, las autoras encuentran que el marketing basado en estereotipos de género tiene influencia sobre los niños y niñas, haciéndoles aprender estereotipos desde edades tempranas. Además, para un total de 7 productos relacionados a aseo personal, al comparar precios, las autoras encuentran que las mujeres pagan un 13% más que los hombres por los mismos productos.

La existencia de discriminación de precios en contra de las mujeres es sustentada en los artículos recientemente discutidos, destacando que esta discriminación no es propia de un mercado particular, sino que en general los precios de los productos femeninos son más altos que los masculinos. El área de la salud no está libre de discriminación, sin embargo, no se encuentra evidencia empírica que estudie la presencia de discriminación de género en el precio que pagan las mujeres por concepto de salud.

No obstante, la discriminación sí tiene efectos sobre la salud de las personas. Las autoras Pascoe y Smart (2009), estudian el efecto tanto en la salud física, como mental, cuando los individuos perciben discriminación en su contra.

La investigación se centra en la correlación directa entre discriminación y salud, considerando el link entre discriminación percibida y comportamiento de salud, y el link entre discriminación percibida y estrés psicológico. Para esto utilizan meta-análisis, testeando la hipótesis de que la discriminación percibida tiene una relación significativa con a) los resultados en salud mental y física, b) respuestas fisiológicas y psicológicas al estrés, caso en el que la relación es causal, y c) el aumento de comportamientos no saludables y disminución de los hábitos saludables.

Para la investigación, se llevó a cabo un meta-análisis, el cual permite calcular la magnitud total de la relación entre discriminación percibida y salud, sin embargo, este método no puede tomar en cuenta las correlaciones entre género, raza, estatus social y edad, por lo que las autoras hacen una investigación aparte y añaden esto como control.

Los resultados encontrados luego de analizar 134 muestras, indican que la discriminación percibida tiene un efecto negativo tanto en salud mental como física. Además, los resultados indican que esta discriminación percibida afecta la salud vía aumento del estrés, y está relacionado con el aumento de comportamientos no saludables, y la disminución de comportamientos saludables. Esta relación se mantiene incluso cuando se agregan las covariables al análisis.

Acorde a esta última investigación y a la evidencia presentada en esta sección, puede que las mujeres, al sentirse discriminadas tengan un mayor uso del sistema de salud, y por ende el sistema privado chileno les cobre acorde a este mayor uso. Por otra parte, también puede pasar que el sistema de salud privado chileno aplique un “impuesto rosa”, y discrimine mediante precios a las mujeres, independiente del uso que las mismas tengan del sistema. Estas dos posibilidades serán abordadas a lo largo de esta tesis. La relevancia de la misma radica en aportar a la escasa evidencia empírica que existe sobre discriminación de precios por género, y a la poca investigación que existe sobre el mercado de salud privado chileno.

II Sistema de salud chileno

Actualmente el sistema de salud chileno se compone por dos sectores, el sector público y el sector privado, el 70% de la población nacional se atiende a través del Fondo Nacional de Salud (FONASA), un 3% pertenece a las Fuerzas Armadas y el 7% restante son independientes que no cotizan en FONASA pero de necesitar atención médica, recurren al sistema público (Becerril-Montekio, Reyes & Annik, 2011).

En cuanto al sistema de salud privado, este cubre al 17,5% de la población, quienes son los de mayores ingresos del país, y está constituido por las Instituciones de Salud Previsional (ISAPRE). Existen dos tipos de ISAPRE, abiertas y cerradas. La inscripción a estas últimas está limitada a los trabajadores de una empresa en particular, mientras que en las ISAPRE abiertas la inscripción es para quien tenga la capacidad de pago (Becerril-Montekio, Reyes & Annik, 2011). Actualmente, según datos de la superintendencia de salud, existen 6 cerradas y 6 abiertas.

El sistema de salud chileno tiene como base la Constitución de 1980, mediante la cual se reconoce la existencia de un sector privado de salud, y la libertad de los individuos de elegir entre este sistema privado, y el sistema público. La nueva normativa da origen a las Instituciones de Salud Previsional (ISAPRE), las que actualmente manejan el sector privado, y se crea el Fondo Nacional de Salud (FONASA) con el objetivo de recaudar y administrar los recursos destinados a la previsión de salud estatal (Isapres de Chile, 2016). Esto implica que las personas pueden optar entre un sistema y otro, siempre y cuando sus ingresos se lo permitan. Sin embargo, dados los costos del mismo, no es posible cumplir en la práctica con ese mandato constitucional.

La diferencia de pertenecer a un sector o al otro está en los beneficios a los que se opta. Las personas pertenecientes a FONASA tienen acceso a dos modalidades de atención: la atención institucional (MAI) y la libre elección (MLE). La atención institucional es aquella atención que brindan las instituciones públicas con cierta limitación en la elección del prestador. Los usuarios deben realizar copagos entre 10% y 20% del precio fijado por FONASA acorde a su nivel de ingresos, exceptuando las personas mayores de 60 años, los más pobres y los portadores de algunas enfermedades específicas (Becerril-Montekio, Reyes & Annik, 2011).

En cuanto a la modalidad de libre elección, se puede optar por un prestador de servicio privado, pagando la diferencia entre lo que FONASA cubre y el valor del prestador. A esta modalidad suelen recurrir las personas de mayores ingresos dentro de FONASA (Becerril-Montekio, Reyes & Annik, 2011).

Por otro lado, las ISAPRE funcionan bajo la lógica de seguros y por lo tanto ofrecen distintos tipos de cobertura acorde al monto que paga el afiliado. Legalmente, están obligados a cubrir exámenes de medicina preventiva, pago del salario del afiliado en caso de enfermedad y protección de las mujeres embarazadas y niños menores de seis años. Los usuarios de este sistema firman un contrato con la ISAPRE, de por vida a menos que el afiliado no cumpla con los pagos, o quiera

salirse del sistema previo aviso². Los servicios de salud que proveen las ISAPRE son en sus propias instalaciones o contratan proveedores privados o del sector público. Los afiliados eligen estos servicios dependiendo del tipo de contrato que tengan (Becerril-Montekio, Reyes & Annik, 2011).

Entre los años 1997 y 2005 se realizaron una serie de reformas al sistema de salud que buscaban ampliar la cobertura y regular de mejor forma el funcionamiento del sistema como tal. Para efectos de esta tesis, la reforma más importante es la llevada a cabo el año 2005, mediante la cual, entre otras cosas, se regulan los precios que las ISAPRES cobran (Isapres de Chile, 2016)

Esta reforma genera una normativa para fijar las alzas de los planes de salud, estableciendo la composición del precio del plan y la forma en que puede reajustarse anualmente. El contrato de salud de las ISAPRE se compone, a partir de la reforma, de un precio base, ajustado por factor de riesgo; y una tarifa plana correspondiente a la prima GES por beneficiario (Isapres de Chile, 2016).

Acorde al documento presentado por Isapres de Chile (2016), el reajuste del precio base se realiza por dos mecanismos: (1) la adecuación del precio base con respecto a los riesgos que el mismo cubre, y velando por la no discriminación dentro de los beneficiarios de un mismo plan; y (2) la aplicación de tablas de factores de riesgo. Además, los precios de los planes están fijados en UF, por lo que contemplan un reajuste inflacionario mensual.

Con respecto a la tabla de factores de riesgo, se señala que corresponde a una tabla elaborada por la Institución de Salud Previsional, la cual muestra la relación de precios del plan de salud para cada grupo de personas según edad, sexo y condición de cotizante o carga. Esta tabla representa un mecanismo pactado de variación del precio del plan a lo largo del ciclo de vida, el que es conocido y aceptado por el afiliado o beneficiario al momento de suscribir el contrato e incorporarse a él, según corresponda, y que no podrá sufrir variaciones en tanto la persona permanezca adscrita a dicho plan (Isapres de Chile, 2016).

En cuando al financiamiento de sistema de salud, existen diversas fuentes. FONASA se financia a partir de recursos fiscales, cotizaciones obligatorias y copagos, mientras que las ISAPRE se financian mediante cotizaciones obligatorias, cotizaciones adicionales y copagos. Cabe destacar que los trabajadores en Chile deben destinar un 7% de su renta bruta a salud, y deben ser ellos mismos quienes deciden si afiliarse al sistema privado o al público. Los trabajadores independientes pueden optar voluntariamente adscribirse o no, sin embargo, a partir del 2018 es obligatorio para ellos también cotizar (Arredondo et al, 2017).

Es importante destacar que las licencias maternales y de enfermedad grave de hijo menor de un año son financiadas por el Fondo Único de Prestaciones Familiares y subsidios de Cesantía (FUPF), constituido por aportes fiscales que se fija en la Ley de Presupuestos y es administrado por la superintendencia de Seguridad Social (SUSESO). Esta modalidad quedó establecida en la Ley N°

² Debe ser de al menos un mes de aviso y el afiliado debe llevar un año dentro del sistema, a menos que quede cesante.

18.418, en el año 1985. Por tanto, las ISAPRES no deben incurrir en gastos de licencias de estos 2 tipos.

Además, las personas que son cubiertas por el sistema público no son solo las personas de menores ingresos, sino que son también personas con mayor probabilidad de enfermedad. Urriola (2016), estudia el costo que significaría para las ISAPRES atender a la población de FONASA, encontrando que deberían disponer de 2,54 veces más recursos por cada actual beneficiario de FONASA.

Discriminación de género en el Sistema de Salud chileno

La Comisión Económica para América Latina y el Caribe (Cepal), el año 2002, realizó un estudio titulado *“Equidad de Género en el Sistema de Salud chileno”*, el cual examina la presencia de discriminación tanto el sistema público como en el privado. Sus principales conclusiones son que no hay evidencia de discriminación por parte del sistema público, pero si existe dentro del sistema privado.

Señalan que la principal causa de la discriminación hecha por las ISAPRE proviene *“del diseño del sistema, ya que funciona como un sistema de seguro privado de salud, es decir, a través de la previsión de riesgo de morbilidad”* (Cepal, 2002). Además, se agrega que:

“Las ISAPRE consideran a la mujer como de más alto riesgo, debido a que ellas requieren más atención médica por su perfil de morbilidad, su mayor esperanza de vida y porque se las responsabiliza en forma exclusiva del costo de las atenciones vinculadas a la reproducción”

Adicionalmente, este estudio encontró que la mujer cotizante paga entre 1,2 a 3,1 veces más por igual plan de salud que un hombre, siendo esta diferencia más alta para la mujer de 30 años. En el cuadro 1.1 se detallan estas diferencias.

Cuadro 1.1: Pago promedio en el sistema de salud previsual (ISAPRE) por edad y sexo del cotizante (pesos chilenos agosto 2001)

Edad	Hombre	Mujer	Relación de Cotización entre hombre y mujer
20	16.352	39.270	2,4
30	17.747	54.410	3,1
40	18.544	52.357	2,8
50	20.214	48.482	2,4
60	48.963	59.631	1,2
70	80.021	72.356	0,9

Fuente: Cepal, 2002

Estos datos revelan que la mayor diferencia se da en la edad fértil de la mujer, donde las ISAPRE aseguran que el cobro elevado es por todos los costos de la maternidad. Sin embargo, si esto fuera real, debería revertirse la razón hombre-mujer post 45 años, lo que no se ve en la tabla. El cobro para el género masculino es mayor sólo sobre los 70 años, cuando estos ya casi salen del sistema.

Por su parte, la Superintendencia de Salud, desde el año 2009, realiza un informe anual titulado “Análisis Estadístico del sistema de ISAPRE con enfoque de género”, en el cual se presentan los principales datos anuales obtenidos en salud privada y la evolución del mismo. El informe del año 2016 encuentra, entre otras cosas, un incremento en la brecha de cobertura, el cual *“se traduce en copagos cada vez mayores para las mujeres, que, en el año 2015, alcanzan una diferencia de 4,6 puntos porcentuales en promedio. Esta brecha se explica, principalmente, porque ellas contratan planes más bajos al enfrentar precios más altos en el Sistema”*.

Además de los documentos realizados por la Superintendencia de Salud, no se encuentran otros estudios que aborden la discriminación de género por parte del sistema de salud privado chileno de manera periódica. Es por esto, que en esta tesis se busca aportar a la escasa evidencia de discriminación estadística por género y, de este modo, generar conocimientos relevantes para la toma de decisiones en políticas públicas.

III Hechos Estilizados

En esta sección se llevarán a cabo dos estimaciones que buscan dar luces de las disparidades que existen entre ambos sexos en materia de oferta de planes y de tablas de factores. Para la primera estimación se ocupa la página web www.queplan.cl, sitio que permite mediante la renta promedio, la edad y el género, encontrar el plan más conveniente y que se ajuste al 7% del salario imponible digitado.

Se utilizó una renta promedio de \$1.000.000, y se generó una tabla que muestra la cantidad ofertada de planes para distintas edades, por sexo. El cuadro 3.1 contiene la relación de oferta de planes (Hombre/Mujer).

Cuadro 3.1 Oferta de planes por género

Edad	Planes en Oferta		Relación de Oferta
	Hombre	Mujer	
25	893	254	3,52
35	733	86	8,52
40	573	135	4,24
45	505	80	6,31
50	303	44	6,89
60	57	8	7,13
70	1	1	1,00

Fuente: Elaboración propia con datos de www.queplan.cl

Se puede apreciar que la oferta de planes para hombres es hasta 8,5 veces superior que la oferta de planes para mujeres. La diferencia más significativa se da a los 35 años, donde existen 733 planes en oferta para los hombres, mientras que para las mujeres solo existen 86. La teoría económica es clara, ante una oferta menor, el precio será mayor. Por tanto, esta tabla muestra que las mujeres tienen muchas menos probabilidades de encontrar un plan que se ajuste a su 7% que los hombres.

Cabe destacar que la oferta de planes es mayor para los hombres para todas las edades estudiadas, excepto para los 70 años de edad, donde solo se encuentra un plan en oferta que se ajuste al 7% tanto para hombres como para mujeres.

La segunda estimación corresponde a la generación de una tabla de factores por sexo y edad, la cual busca entregar un promedio por edad del precio que pagaría un individuo si tuviera el sexo opuesto. Es decir, cuanto pagaría un hombre de “x” edad por un plan de salud, si este fuera mujer, y viceversa, cuanto pagaría una mujer de “y” edad si su sexo fuera el masculino.

A modo de contexto, la justificación de un cobro desigual entre hombres y mujeres por parte de las ISAPRE, es que se debe a que ellas tienen un riesgo mayor. Por tanto, para calcular el precio que deben pagar, se utiliza una tabla de factores diferenciada entre ambos sexos, la cual otorga un factor superior a las mujeres. Esta estimación invierte el factor de riesgo, y examinará el precio que paga un hombre con un factor de riesgo femenino, y el que paga una mujer con un factor de riesgo masculino. Para esto, se dividirá el monto mensual de la cotización de cada individuo por el factor que le corresponde por su género y edad, y luego, se multiplicará este valor por el factor de riesgo promedio del sexo opuesto, para esa misma edad. A modo de ejemplo, si un hombre de 38 años paga una cotización mensual de 3,5UF, y su factor de riesgo (asociado a edad y sexo) es 1,2, la estimación consiste en dividir esas 3,5UF en 1,2, y multiplicar ese resultado por el factor de riesgo de una mujer de la misma edad, el cual es aproximadamente igual a 2,7. Los resultados por edad se muestran en el cuadro 3.2

Cuadro 3.2 Cotización con factor de riesgo cruzado

Edad	Hombres		Mujeres	
	Cotizacion uf	Cotizacion con factor femenino	Cotizacion uf	Cotizacion con factor masculino
20	1,31	3,13	1,70	0,72
25	1,73	4,44	2,52	1,05
30	2,20	5,90	3,20	1,18
35	2,28	5,44	3,51	1,44
38	2,30	5,54	3,45	1,42
40	2,33	4,44	3,36	1,75
45	2,39	4,30	3,22	1,71
50	2,54	3,87	3,29	2,00
55	2,77	3,66	3,51	2,49
60	3,24	3,65	3,85	3,01
65	3,94	3,61	4,13	3,85
70	4,54	4,03	4,08	4,16
75	4,90	4,39	4,29	4,65
80	5,04	4,70	5,21	5,65

Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Superintendencia de

Los resultados de esta estimación muestran que, en promedio, las mujeres pagarían en cotizaciones la mitad de lo que actualmente pagan. Acorde a la tabla, una mujer, de 36 años tiene un valor de cotización promedio igual a 3,49 UF. Si esta mujer tuviera el factor de riesgo de un hombre, pagaría 1,43UF, lo que deja una diferencia de 2,05 UF al mes, lo que al año implica una diferencia de 24UF aproximadamente.

Estas diferencias se revierten a los 65 años para los hombres y a los 70 años para las mujeres, donde el valor simulado es menor que el cotizado, sin embargo, las personas de la tercera edad no continúan en el sistema de ISAPRE, dado que los precios que deben pagar son muy altos, y dadas

sus condiciones de salud, se ven obligados a atenderse en el sistema público. Esto se refleja en los datos, donde, acorde a estadísticas presentadas por la Superintendencia de Salud³, la diferencia entre quienes entran y salen del sistema de ISAPRE es negativa a partir del tramo de 60 años en adelante.

³ Datos disponibles para descargar en <http://www.supersalud.gob.cl/documentacion/666/w3-propertyvalue-3742.html>

IV Datos

Se utilizaron datos de la Superintendencia de Salud y corresponden a las bases de datos de licencias, prestaciones y cotizaciones de todas las personas afiliadas a las ISAPRE en Chile. La periodicidad de los datos es mensual. Se utilizan datos desde enero de 2013 a diciembre de 2015. Para facilitar la estimación, los datos se agrupan de manera anual. Como complemento a los datos individuales, se cuenta con datos relacionados a las tablas de factores, que contienen información del precio por edad y género de cada ISAPRE.

Dado que las ISAPRE funcionan como seguros de salud privados, estas deben cubrir parte de los gastos que una persona enfrenta al enfermarse. Estos gastos pueden ser directos, tales como el valor de la consulta médica, los exámenes que deba realizarse, hospitalizaciones, cirugías, entre otros, o puede ser el gasto indirecto, el cual se manifiesta cuando el individuo es incapaz de trabajar producto de la enfermedad y por tanto deja de recibir su salario. Así, las ISAPRE enfrentan dos costos: El valor de bonificación por prestación de servicio médico, y el pago de licencias de sus afiliados, y serán estos costos los que influyan en el precio final que cobre al individuo. Por otra parte, el valor final que el individuo paga por su plan de salud corresponde a la cotización que este hace cada año a la ISAPRE, dado que este monto puede ser superior a su 7% para aumentar la cobertura del plan de salud.

La base de datos de licencias contiene antecedentes de todas las personas que durante el periodo presentaron alguna ausencia laboral por enfermedad, entregando información de los días solicitados, el monto que se le paga a la persona para cubrir estos días, el tipo de licencia que presentó (ICD 10) y algunos datos personales como edad, región, comuna y sexo.

En cuanto a la base de prestaciones, esta contiene la frecuencia de uso, la bonificación y el gasto asociado a las prestaciones de salud, de acuerdo a las distintas modalidades de atención (ambulatoria u hospitalaria) y el tipo de prestador que las otorga (público o privado). En esta base se encuentra información sobre los costos que la ISAPRE debe pagar por las enfermedades de los afiliados e información personal de los individuos y sus cargas.

Finalmente, la base de cotizantes contiene información relativa al precio que los individuos asociados a las ISAPRE pagan, incluyendo excedentes, renta promedio mensual y el valor final pactado. Adicionalmente, contiene información relativa a los tipos de planes que cada persona tiene.

Dada la finalidad de esta investigación, se limitó la muestra, dejando solo aquellas personas que a lo largo de los 3 años de estudio pertenecieron al sistema de ISAPRE. Es decir, se eliminó a todas aquellas personas que por alguna u otra razón entraron y salieron del sistema durante el periodo

en estudio. Además, se eliminó a todas las personas afiliadas a ISAPRES cerradas⁴, pues en general, los planes tienen características particulares a la industria.

En la misma línea, no se contabilizaron dentro de las prestaciones aquellas bonificaciones que corresponden a patologías GES, GES-CAEC o CAEC. Esto se debe a que las enfermedades suscritas a estas modalidades tienen un precio⁵ constante que no depende del riesgo que el individuo presente, por lo tanto, no tiene relación directa con el cobro que la ISAPRE hace a cada individuo.

Sumado a lo anterior, se trabajará con personas entre 20 a 50 años, quienes representan al 75% de quienes pertenecen al sistema de ISAPRES. Con esto se busca tener una muestra relativamente homogénea de hombres y mujeres.

A modo de síntesis, la muestra final se compone de personas que permanecieron durante todos los años de estudio en el sistema de salud, que pertenecen a ISAPRE abiertas y están en el tramo de edad de 20 a 50 años.

Los valores en pesos de las variables de interés se transformarán a UF, para evitar sesgos por inflación. Para esto, se utilizó el valor de la UF correspondiente al último día de cada mes, de cada año, para convertir las variables.

⁴ Por ISAPRE cerradas se entiende aquellas que ofrecen prestaciones a trabajadores de una determinada empresa o institución. Estas son: Chuquicamata, Cruz del norte, Fundación, Fusat, Río Blanco y San Lorenzo. 5.a) Acorde a la Ley 19.666, tanto el Fondo Nacional de Salud, como las Instituciones de Salud previsual, debe hacerse cargo del financiamiento del 100% de los copagos originados sólo por enfermedades o condiciones de salud contenidas en las Garantías Explícitas de Salud. Para determinar este costo, se deben considerar los estudios realizados por el Ministerio de Salud, y la experiencia y la evidencia científica nacional y extranjera. A partir de esto, se confecciona, cada 3 años, un listado de enfermedades y sus prestaciones asociadas, debiendo descartarse de éstas todas aquéllas para las cuales no haya fundamentos de que significan un beneficio para la sobrevivencia o la calidad de vida de los afectados. Asimismo, se deberá estimar el costo de incorporarlas al Régimen, de acuerdo con la capacidad de oferta de los sectores público y privado y con la demanda potencial de tales intervenciones.

V Estadística Descriptiva y Cálculos previos

En general, el objetivo de esta sección es entregar una mirada promedio de cómo se comportan las tres variables centrales: Cotizaciones (valor de la prima del plan), Licencias (monto que las ISAPRE pagan por este concepto anualmente) y Bonificaciones (monto que pagan las ISAPRES por cada prestación médica).

Con respecto a la muestra que se utilizó para los resultados principales, el total de individuos es igual a 312.156, de los cuales 202.901 son hombres y 109.255 son mujeres. La tabla 5.1 presenta la renta anual y edad promedio. La renta promedio anual es más alta para las mujeres, lo que a pesar de no coincidir con la realidad a nivel país, se debe a que el grupo de mujeres que participa en el sistema privado es precisamente aquél que gana más, y que en edad es mayor. La edad promedio es entre 33 y 34 años para los hombres, y entre 34-36 años para las mujeres, debido a la selección etaria previa.

Tabla 5.1 Características Generales

	Renta Anual (UF)	Edad
2013		
Femenino	430	34
Masculino	365	33
2014		
Femenino	483	35
Masculino	408	33
2015		
Femenino	486	36
Masculino	407	34

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Superintendencia de Salud

Por su parte, la tabla 5.2 muestra el monto de cotización pagado, por género, en cada año. Se aprecia que el monto pagado por las mujeres es superior al masculino, y la brecha es entre 13 y 15 UF al año. Esta brecha se ha mantenido relativamente constante en los años en estudio.

Tabla 5.2 Cotización anual por sexo (UF)

Género	2013	2014	2015
Femenino	36,7	41,0	41,6
Masculino	23,9	26,9	26,8

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Superintendencia de Salud

Al descomponer por tramo etario, se observa en la tabla 5.3 que la brecha es contante en todos los tramos de edad, alcanzando el diferencial máximo entre los 30 y 45 años, donde la diferencia es superior a las 15 UF anuales.

Tabla 5.3 Cotización anual por sexo y tramo de edad (UF)

Tramo de Edad	Género	2013	2014	2015
20-30	Femenino	27,7	33,4	32,7
	Masculino	18,7	22,2	21,1
30-45	Femenino	41,2	44,0	44,2
	Masculino	26,9	28,7	28,6
45-50	Femenino	41,2	43,5	44,1
	Masculino	29,9	33,3	32,4

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Superintendencia de Salud

Esta muestra de individuos presenta muy pocas diferencias en el gasto por licencias. La tabla 5.4 muestra el promedio del gasto en licencias de cada año por género, mientras que la tabla 5.5 realiza la descomposición por tramo de edad. Las mujeres gastan entre 1 y 2 UF más al año por este concepto a modo general, resultados que se mantienen para los tramos de 20 a 30 años y de 30 a 45 años, luego, para los años 2014 y 2015, los hombres de 45 a 50 años presentan un gasto por licencias mayor.

Tabla 5.4 Monto pagado en licencias anuales (UF)

Género	2013	2014	2015
Femenino	12,6	13,4	13,5
Masculino	10,6	11,7	11,2

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Superintendencia de Salud

Tabla 5.5 Monto pagado en licencias anuales por sexo y tramo de edad (UF)

Tramo de Edad	Género	2013	2014	2015
20-30	Femenino	7,5	8,5	9,1
	Masculino	7,0	7,7	7,4
30-45	Femenino	14,5	14,9	14,6
	Masculino	12,6	13,5	12,2
45-50	Femenino	17,5	17,7	16,1
	Masculino	16,9	18,0	17,2

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Superintendencia de Salud

Finalmente, al observar los montos bonificados de este grupo de individuos en la tabla 5.6, se observa que las mujeres tienen un mayor gasto por este concepto, Y que, a pesar de no ser una diferencia muy alta, la brecha ha ido en aumento a lo largo de los años.

Tabla 5.6 Valor bonificado total anual (UF)

Género	2013	2014	2015
Femenino	16,0	17,9	20,0
Masculino	12,2	13,6	13,5

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Superintendencia de Salud

La tabla 5.7 muestra la descomposición por tramo etario del valor bonificado. Esta brecha ha ido en aumento a lo largo de los años, excepto para el tramo de 45 a 50. No se observa una disminución de la brecha conforme avanza el tramo etario, sino más bien se ve un aumento en el año 2013, y en los años 2014 y 2015 la brecha se mantiene constante para los 3 tramos etarios.

Tabla 5.7 Valor bonificado total anual por sexo y tramo de edad (UF)

Tramo de Edad	Género	2013	2014	2015
20-30	Femenino	11,2	14,1	16,4
	Masculino	9,0	10,3	9,8
30-45	Femenino	18,0	19,1	21,3
	Masculino	14,1	15,1	14,7
45-50	Femenino	20,0	20,5	20,4
	Masculino	15,4	16,6	17,1

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Superintendencia de Salud

Tasa de Cobertura⁶

Cada prestación, sea ambulatoria u hospitalaria, genera tres datos. El primero de estos es el precio que tiene la prestación. Este precio, se divide entre lo que bonifica la ISAPRE y lo que la persona paga de su bolsillo. Por tanto, se le llama tasa de cobertura a la parte del precio que está cubierta por la ISAPRE, es decir a la parte bonificada.

Para construir la tasa de cobertura se hizo una sumatoria de los precios y valores bonificados por tipo de prestación (ambulatoria u hospitalaria), sexo y tramo de edad. Luego, se dividió el valor de la sumatoria de bonificaciones en el valor de la sumatoria de precios, y se obtuvieron las tasas que se muestran en la tabla 5.8.

⁶ Para este apartado se utilizó la muestra de individuos que incluye a aquellos que tienen cargas y que cambian de plan.

Tabla 5.8 Tasas de Cobertura por sexo y tramo de edad

Edad	Ambulatoria		Hospitalaria	
	Mujeres	Hombres	Mujeres	Hombres
20 a 30	53%	66%	68%	84%
30 a 45	50%	66%	65%	83%
45 a 50	53%	63%	69%	82%
50 o +	52%	57%	67%	73%

Fuente: Elaboración propia en base a datos de Superintendencia de Salud

Los resultados de este cálculo muestran que las mujeres, en todos los tramos de edad, y tanto en las prestaciones de tipo hospitalarias como ambulatorias, tienen tasas de coberturas menores que los hombres. Esto quiere decir que no solo pagan planes de salud más caros, sino que también los beneficios de los mismos son menores.

VI Metodología

Dado que el objetivo de esta investigación es testear la presencia de discriminación de género en el precio que las ISAPRE cobran a los consumidores, se ocupará la variable Cotización como variable dependiente. Esta representa el precio final que cada individuo paga por su plan de salud. Por su parte, para determinar los precios de los planes de salud, las ISAPRE cuentan con una tabla de factores de riesgo, la cual clasifica a los individuos por sexo y edad, siendo estas las únicas variables observables con las que cuenta la ISAPRE. A mayor riesgo, mayor será el monto que se debe pagar por plan de salud. Dado que las ISAPRE no pueden contar con más información de los individuos, pueden hacer una estimación de los gastos que puede significar cada persona, en base al comportamiento promedio del grupo de igual edad y género. Estos gastos son licencias y prestaciones.

El primer modelo corresponde a una regresión MCO, donde la variable dependiente es Cotización 2015, y las variables independientes son sexo, edad y edad al cuadrado. Luego se realizará una segunda regresión, manteniendo la misma variable dependiente, pero agregando controles por el monto de licencias y prestaciones promedio de individuos del mismo grupo (por edad y género) en los periodos t-1 y t-2, lo cual en este caso, corresponde a los años 2013 y 2014.

$$\text{Cotización}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Sexo}_{it} + \beta_2 \text{Edad}_{it} + \beta_3 \text{Edad}^2_{it} + \varepsilon_i$$

$$\begin{aligned} \text{Cotización}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Sexo}_{it} + \beta_2 \text{Edad}_{it} + \beta_3 \text{Edad}^2_{it} + \beta_4 \text{Lic}_{j,t-1} + \beta_5 \text{Lic}_{j,t-2} \\ + \beta_6 \text{Prest}_{j,t-1} + \beta_7 \text{Prest}_{j,t-2} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

En la ecuación (2), los subíndices “i” corresponden a cada individuo, y los subíndices “j” corresponde al promedio por edad y genero de todos los individuos, menos i.

A pesar de controlar por gastos, este modelo puede estar entregando resultados sesgados, a causa principalmente de las variables no observables. Para solucionar esto, se plantea un modelo con efectos fijos por año, y luego, un modelo con efectos fijos por año y por plan de salud.

$$\text{Cotización}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Sexo}_{it} + \beta_2 \text{Edad}_{it} + \beta_3 \text{Edad}^2_{it} + \beta_4 \text{Año} + \varepsilon_i$$

$$\begin{aligned} \text{Cotización}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Sexo}_{it} + \beta_2 \text{Edad}_{it} + \beta_3 \text{Edad}^2_{it} + \beta_4 \text{Lic}_{j,t-1} + \beta_5 \text{Prest}_{j,t-1} \\ + \beta_6 \text{Año} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$$\text{Cotización}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Sexo}_{it} + \beta_2 \text{Edad}_{it} + \beta_3 \text{Edad}^2_{it} + \beta_4 \text{Año} + \beta_5 \text{Plan} + \varepsilon_i$$

$$\begin{aligned} \text{Cotización}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{Sexo}_{it} + \beta_2 \text{Edad}_{it} + \beta_3 \text{Edad}^2_{it} + \beta_4 \text{Lic}_{j,t-1} + \beta_5 \text{Prest}_{j,t-1} \\ + \beta_6 \text{Año} + \beta_7 \text{Plan} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

Al realizar el modelo con efectos fijos por planes, los resultados podrían estar sesgados, si es que solo contamos con planes diferenciados por sexo. Es decir, si los individuos de género masculino tienen una serie de planes de salud distintos a los planes a los que acceden las mujeres. Para resolver este problema, se estimará un indicador que mide el porcentaje de mujeres (y hombres) en un determinado plan. Luego se seleccionarán los planes que tienen un porcentaje de mujeres entre 30 y 70 por ciento para revisar la robustez del resultado principal

VII Resultados

En esta sección se muestran los resultados principales de esta tesis. Luego, se realizan diversos chequeos de robustez que permiten verificar la validez de los resultados principales.

VII.1 Resultados Principales

Los resultados presentados en la tabla 7.1 corresponden al modelo de regresión MCO, cuya variable dependiente es el valor de la cotización en el 2015. La primera columna muestra los resultados cuando solo se controla por sexo, edad y edad al cuadrado, entregando un resultado positivo y significativo para la variable sexo, igual a 14.17UF. Esto implica que el género femenino paga, cada año, 14,17UF más que el masculino solo a causa de su sexo. La segunda columna muestra que al agregar controles de gasto (licencias y prestaciones en t-1 y t-2), el valor de la variable sexo disminuye a 6.3UF, lo que implica que, aun controlando por costos, las mujeres deben pagar una prima superior a la masculina, solo a causa de su género. Finalmente, la tercera columna agrega control por renta y a nivel regional, entregando un valor igual a 4.9 UF para la variable sexo.

Tabla 7.1

	Cotización	Cotización	Cotización
sexo	14.17*** (297.49)	6.345*** (40.53)	4.940*** (36.53)
edad	3.510*** (119.67)	1.675*** (38.20)	-0.169*** (-4.41)
edad2	-0.0408*** (-101.01)	-0.0179*** (-31.48)	0.00506*** (10.21)
Licencia (t-1)		1.849*** (17.19)	1.273*** (13.70)
Licencia (t-2)		0.589*** (6.69)	1.023*** (13.44)
Prestaciones (t-1)		-0.0632*** (-3.38)	-0.126*** (-7.81)
Prestaciones (t-2)		-0.0198 (-1.13)	0.0861*** (5.68)
Renta			0.0261*** (387.10)
Constante	-43.86*** (-85.12)	-14.85*** (-20.45)	10.62*** (16.83)
N	468234	468234	468234
Control Región	No	NO	SI

La tabla 7.2 muestra el resultado del modelo de efectos fijos por año, en la primera y segunda columna, y de efectos fijos por año y plan en la tercera y cuarta columna. La Tabla 7.3 repite el ejercicio, pero agrega renta y región como controles. Los resultados no presentan cambios importantes al agregar estos controles.

Tabla 7.2

	Cotización	Cotización	Cotización	Cotización
Sexo	13.85*** (184.46)	6.877*** (34.67)	20.38*** (217.66)	10.80*** (58.16)
Edad	3.227*** (71.31)	1.467*** (22.23)	1.729*** (42.82)	-0.843*** (-14.61)
Edad^2	-0.0375*** (-59.45)	-0.0157*** (-18.32)	-0.0178*** (-31.59)	0.0138*** (18.42)
Licencias		2.111*** (28.29)		2.697*** (40.89)
Prestaciones		-0.0205 (-1.28)		0.0587*** (4.14)
Constante	-37.82*** (-48.24)	-10.07*** (-9.28)	-12.96*** (-18.44)	28.24*** (29.40)
N	936468	936468	936468	936468
R2	0.05	0.05	0.38	0.38
Efecto Fijo Año	SI	SI	SI	SI
Efecto Fijo Plan	NO	NO	SI	SI

Los resultados para la variable sexo son positivos y significativos en todos los modelos. Esto muestra que existe una diferencia entre 6.87 y 20.38 UF al año entre lo que paga un hombre y una mujer por un plan de salud. Las mujeres deben pagar más por un plan de salud, incluso cuando se controla por costos. Esto es evidencia de discriminación de género, pues aun cuando se controla por los gastos, las ISAPRE siguen cobrando más a las mujeres.

Al agregar renta y región como control, los resultados de la variable sexo van entre 4.98 y 19.86UF al año, lo que es mínimamente menor que los resultados anteriores. Por su parte, la variable edad y edad al cuadrado tienen signos opuestos, lo que implica la existencia de una curva en forma de U invertida, donde a mayor edad mayor es el cobro, pero luego de cierta edad, esta relación se invierte.

Con respecto a las variables licencias y prestaciones, estas son en general positivas y significativas, lo que implica que a mayor gasto del grupo al cual pertenece cada individuo, mayor será el valor de su plan de salud.

La columna 4 es aquella que presenta los resultados del modelo más completo, y no presenta variaciones importantes al agregar región y renta como controles. La variable sexo pasa de 10.8UF a 10.4UF.

Luego, en las tablas 7.4 y 7.5, se repite el ejercicio anterior, pero se limita la muestra a individuos que pertenecen a planes de salud con porcentajes de mujeres que están entre 30% y 70%. Es decir, no se consideran aquellas o aquellos individuos que pertenecen a planes que tienen menos de un 30% de personas de uno de los dos géneros.

Tabla 7.3

	Cotización	Cotización	Cotización	Cotización
Sexo	12.08*** (163.50)	4.988*** (25.70)	19.86*** (210.44)	10.43*** (56.14)
Edad	1.547*** (34.28)	-0.225*** (-3.45)	1.520*** (37.38)	-1.003*** (-17.36)
Edad^2	-0.0160*** (-25.44)	0.00604*** (7.14)	-0.0151*** (-26.78)	0.0159*** (21.10)
Renta	0.0252*** (202.56)	0.0253*** (202.85)	0.00554*** (43.52)	0.00536*** (42.17)
Licencias		2.183*** (29.93)		2.671*** (40.53)
Prestaciones		-0.0345* (-2.21)		0.0532*** (3.76)
Constante	-16.01*** (-20.67)	11.94*** (11.19)	-11.18*** (-15.88)	29.29*** (30.48)
N	936468	936468	936468	936468
R2	0.09	0.1	0.38	0.38
Efecto Fijo Año	SI	SI	SI	SI
Efecto Fijo Plan	NO	NO	SI	SI
Región	SI	SI	SI	SI

Tabla 7.4

	Cotización	Cotización	Cotización	Cotización
Sexo	21.06*** (299.48)	11.02*** (62.38)	20.61*** (464.48)	9.532*** (87.32)
Edad	3.701*** (82.71)	0.695*** (10.24)	2.484*** (85.92)	-0.807*** (-19.17)
Edad^2	-0.0430*** (-69.86)	-0.00494*** (-5.59)	-0.0286*** (-72.25)	0.0131*** (23.82)
Licencias		3.396*** (50.55)		3.715*** (89.65)
Prestaciones		-0.169*** (-11.77)		-0.177*** (-20.05)
Constante	-53.33*** (-67.77)	-3.804*** (-3.34)	-28.82*** (-56.39)	26.32*** (36.82)
N	214876	214876	214876	214876
R2	0.34	0.35	0.75	0.76
Efecto Fijo Año	SI	SI	SI	SI
Efecto Fijo Plan	NO	NO	SI	SI
Región	NO	NO	NO	NO

Tabla 7.5

	Cotización	Cotización	Cotización	Cotización
Sexo	18.51*** (277.44)	8.281*** (50.41)	20.10*** (445.62)	9.048*** (83.17)
Edad	2.275*** (53.87)	-0.682*** (-10.77)	2.262*** (77.99)	-1.004*** (-23.93)
Edad^2	-0.0253*** (-43.64)	0.0124*** (15.00)	-0.0258*** (-65.07)	0.0156*** (28.52)
Renta	0.0222*** (183.63)	0.0222*** (185.71)	0.00497*** (54.83)	0.00493*** (55.91)
Licencias		3.614*** (58.06)		3.733*** (90.73)
Prestaciones		-0.236*** (-17.77)		-0.187*** (-21.34)
Constante	-33.49*** (-45.40)	15.52*** (14.65)	-26.43*** (-51.82)	28.33*** (39.85)
N	214876	214876	214876	214876
R2	0.43	0.44	0.75	0.77
Efecto Fijo Año	SI	SI	SI	SI
Efecto Fijo Plan	NO	NO	SI	SI
Región	SI	SI	SI	SI

Los resultados para este grupo de individuos (entre el percentil 30 y 70) son igualmente significativos que los encontrados anteriormente, y mayores. Acorde a la tabla 7.5 una mujer paga entre 8 y 20 UF más al año que un hombre. Si se consideran los resultados cuando se controla por costos, la diferencia es entre 8 y 9 UF más al año.

VII.2 Robustez

Una crítica importante a los resultados presentados anteriormente tiene relación con las características de los individuos que conforman la muestra con la que se trabajó. Si bien se incorporó a personas que no poseen cargas, hombre y mujeres de esta categoría son diferentes, puesto que aquellos hombres que no tienen cargas, son por lo general jóvenes, solteros y sin hijos, mientras que las mujeres que no tienen cargas son dado que al tener un plan de salud de menor calidad que el de un hombre, aquellas casadas con hijos no los inscriben como carga propia, y en general son puestos como carga paterna. Los hombres con cargas presentes en la muestra, tienen una edad promedio de 46 años, mientras que las mujeres con carga tienen 42 años en promedio. Al mismo tiempo, hombres sin carga tienen en promedio 37 años, mientras que las mujeres tienen 42 años en promedio. Si bien la edad no es un determinante clave, podría suponerse que ambos grupos no son iguales, y eliminar las cargas generaría sesgos en los resultados.

Sumado a esto, luego de un año de estadía dentro de una ISAPRE, el individuo puede cambiarse y conseguir un mejor plan de salud en la misma u otra institución. Por tanto, al trabajar con personas que no se cambian de plan, se podría estar tomando a una parte de la población diferente, con mayor aversión al riesgo, por ejemplo, o que es menos entendida en el funcionamiento del sistema.

Así, en esta subsección se modifica la muestra incorporando a individuos con cargas y que cambian de plan, con el objetivo de analizar como varían los resultados encontrados.

a) Individuos que cambian(o no) de plan, sin cargas

Tabla 7.6

	Cotización	Cotización	Cotización	Cotización
Sexo	12.39*** (170.48)	4.939*** (26.45)	19.48*** (203.05)	10.30*** (55.01)
Edad	1.718*** (38.33)	-0.310*** (-4.81)	1.534*** (36.38)	-1.093*** (-18.24)
Edad^2	-0.0188*** (-30.07)	0.00605*** (7.20)	-0.0158*** (-26.78)	0.0162*** (20.72)
Renta	0.0263*** (211.88)	0.0264*** (212.15)	0.00849*** (64.43)	0.00832*** (63.21)
Licencias		2.061*** (28.96)		2.361*** (35.09)
Prestaciones		0.0557*** (3.55)		0.146*** (9.83)
Constante	-18.51*** (-24.19)	13.42*** (12.73)	-11.73*** (-16.15)	30.32*** (30.51)
N	1300574	1300574	1300574	1300574
R2	0.07	0.07	0.3	0.3
Efecto Fijo Año	SI	SI	SI	SI
Efecto Fijo Plan	NO	NO	SI	SI
Región	SI	SI	SI	SI

La tabla 7.6 muestra los resultados para individuos que no tienen cargas, pero que pueden o no haber cambiado de plan. La variable sexo no presenta diferencias importantes si se compara con los resultados de la tabla 7.3. Al aplicar el modelo de efecto fijo por año y plan de salud, la variable sexo es igual a 19.48 UF cuando no se controla por costos. Cuando se controla por estos, la variable pasa a ser igual a 10.3 UF, lo que implica que, aun controlando por los gastos generados, la renta, preferencias de planes de salud y estacionalidad, las mujeres pagan 10.3 UF más al año solo por ser mujeres.

La tabla 7.7 muestra estos mismos resultados, para una muestra restringida al percentil 30-70 de composición de género de los planes. El valor de la variable sexo en general disminuye en comparación con el grupo anterior, donde el resultado de la variable sexo para el modelo con efectos fijos por año y plan de salud es igual a 8.58UF al año.

Tabla 7.7

	Cotización	Cotización	Cotización	Cotización
Sexo	17.65*** (377.37)	8.334*** (74.69)	19.36*** (579.25)	8.583*** (112.72)
Edad	2.804*** (94.42)	-0.673*** (-14.28)	2.998*** (144.11)	-0.996*** (-31.27)
Edad^2	-0.0337*** (-82.86)	0.0103*** (16.77)	-0.0365*** (-128.07)	0.0141*** (33.92)
Renta	0.0238*** (294.12)	0.0239*** (297.39)	0.00773*** (124.59)	0.00767*** (127.16)
Licencias		2.877*** (66.31)		3.297*** (112.22)
Prestaciones		-0.0520*** (-5.55)		-0.0526*** (-8.29)
Constante	-41.10*** (-79.11)	16.67*** (20.98)	-39.99*** (-109.13)	27.37*** (50.29)
N	462047	462047	462047	462047
R2	0.41	0.42	0.74	0.75
Efecto Fijo Año	SI	SI	SI	SI
Efecto Fijo Plan	NO	NO	SI	SI
Región	SI	SI	SI	SI

b) Individuos que no cambian de plan, con y sin cargas

Las tablas 7.8 y 7.9 muestran los resultados al aplicar el modelo a individuos que no cambian de plan, pero que pueden o no tener cargas. En la primera de estas tablas, se observan resultados menores en comparación a lo encontrado anteriormente para la variable sexo, donde estos van entre 3 y 19 UF. Sin embargo, el modelo con efectos fijos por año y plan de salud, genera un resultado igual a 8.35UF al año, lo que implica, que, aun controlando por costos, las mujeres pagan 8.35UF más al año por su plan de salud. Los otros modelos presentan variaciones menores, las que se mantienen dentro del rango.

La tabla 7.9 repite el ejercicio para el percentil 30-70 de composición de género de los planes de salud, donde el valor de la variable sexo es menor en comparación a los resultados anteriores, siendo igual a 6.39 UF. Sin embargo, esta variable sigue siendo positiva y significativa, lo que implica la presencia de discriminación contra las mujeres.

Tabla 7.8

	Cotización	Cotización	Cotización	Cotización
Sexo	15.19*** (291.80)	3.778*** (24.62)	19.84*** (368.09)	8.355*** (61.34)
Edad	2.254*** (68.27)	-0.788*** (-16.96)	2.197*** (76.76)	-0.866*** (-21.79)
Edad^2	-0.0277*** (-61.81)	0.00924*** (15.36)	-0.0272*** (-70.08)	0.00993*** (19.27)
Renta	0.0261*** (300.34)	0.0260*** (300.49)	0.00576*** (70.77)	0.00566*** (69.70)
Cargas	14.75*** (636.34)	14.68*** (631.86)	17.54*** (787.88)	17.50*** (788.05)
Licencias		2.872*** (51.01)		2.891*** (59.57)
Prestaciones		0.164*** (14.86)		0.167*** (17.54)
Constante	-25.98*** (-44.55)	21.75*** (27.98)	-20.99*** (-41.06)	27.98*** (41.34)
N	1655538	1655538	1655538	1655538
R2	0.34	0.34	0.57	0.57
Efecto Fijo Año	SI	SI	SI	SI
Efecto Fijo Plan	NO	NO	SI	SI
Región	SI	SI	SI	SI

Tabla 7.9

	Cotización	Cotización	Cotización	Cotización
Sexo	19.20*** (336.72)	6.846*** (40.70)	19.65*** (522.68)	6.397*** (58.74)
Edad	3.196*** (82.36)	-0.877*** (-15.32)	2.963*** (114.70)	-1.095*** (-29.46)
Edad^2	-0.0406*** (-78.80)	0.00954*** (12.88)	-0.0387*** (-113.07)	0.0117*** (24.37)
Renta	0.0251*** (267.04)	0.0250*** (267.58)	0.00519*** (78.31)	0.00512*** (78.40)
Cargas	16.26*** (668.39)	16.22*** (668.98)	17.57*** (1088.84)	17.57*** (1100.76)
Licencias		3.095*** (50.02)		3.706*** (92.69)
Prestaciones		0.188*** (16.00)		0.0226** (2.98)
Constante	-46.37*** (-65.79)	19.56*** (19.64)	-35.11*** (-74.19)	32.40*** (49.41)
N	794346	794346	794346	794346
R2	0.49	0.5	0.79	0.8
Efecto Fijo Año	SI	SI	SI	SI
Efecto Fijo Plan	NO	NO	SI	SI
Región	SI	SI	SI	SI

c) *Individuos que cambian o no de plan, con y sin cargas*

Tabla 7.10

	Cotización	Cotización	Cotización	Cotización
Sexo	14.84*** (229.84)	3.939*** (21.16)	19.18*** (256.37)	8.408*** (45.11)
Edad	2.348*** (57.82)	-0.590*** (-10.32)	2.091*** (52.87)	-0.853*** (-15.49)
Edad^2	-0.0293*** (-52.83)	0.00622*** (8.40)	-0.0261*** (-48.46)	0.00928*** (12.96)
Renta	0.0271*** (252.42)	0.0271*** (252.38)	0.00874*** (77.32)	0.00865*** (76.61)
Cargas	14.39*** (502.65)	14.34*** (499.32)	16.95*** (550.42)	16.91*** (549.46)
Licencias		2.633*** (38.39)		2.536*** (38.02)
Prestaciones		0.194*** (14.06)		0.222*** (16.55)
Constante	-27.37*** (-38.37)	18.73*** (19.64)	-19.41*** (-27.68)	27.59*** (29.53)
N	2296144	2296144	2296144	2296144
R2	0.19	0.19	0.33	0.33
Efecto Fijo Año	SI	SI	SI	SI
Efecto Fijo Plan	NO	NO	SI	SI
Región	SI	SI	SI	SI

Los resultados presentados en las tablas 7.10 y 7.11 corresponden a la aplicación de los modelos a individuos que pueden o no cambiar de plan, y que pueden o no tener cargas. Con esto se quitan las restricciones impuestas en un principio, con el fin de analizar si los resultados tenían algún sesgo a partir de estas. Los resultados son consistentes con los hallados anteriormente, presentando una leve disminución de la variable sexo en comparación al modelo aplicado a la muestra general.

Acorde a la tabla 7.10, a aplicar el modelo con efectos fijos por año y plan de salud, las mujeres pagan 8.4UF más al año que los hombres, aun cuando se controla por costos. La tabla 7.11 restringe la muestra para el percentil 30-70 de composición de género de los planes, y para este mismo modelo, la variable sexo es igual a 6.27 UF al año.

Tabla 7.11

	Cotización	Cotización	Cotización	Cotización
Sexo	18.68*** (395.51)	7.095*** (52.49)	19.04*** (588.26)	6.276*** (68.89)
Edad	3.194*** (100.15)	-0.708*** (-15.06)	2.805*** (127.65)	-1.187*** (-37.42)
Edad^2	-0.0412*** (-96.67)	0.00671*** (11.02)	-0.0371*** (-126.54)	0.0124*** (30.16)
Renta	0.0264*** (337.78)	0.0263*** (338.83)	0.00781*** (136.87)	0.00775*** (137.72)
Cargas	15.83*** (781.63)	15.81*** (782.96)	17.08*** (1224.85)	17.08*** (1238.33)
Licencias		2.761*** (55.23)		3.467*** (103.05)
Prestaciones		0.226*** (23.22)		0.0609*** (9.32)
Constante	-45.42*** (-78.96)	17.68*** (21.75)	-32.27*** (-80.78)	34.04*** (61.26)
N	1094798	1094798	1094798	1094798
R2	0.5	0.5	0.77	0.78
Efecto Fijo Año	SI	SI	SI	SI
Efecto Fijo Plan	NO	NO	SI	SI
Región	SI	SI	SI	SI

VIII Análisis y discusión de los Resultados

Los resultados obtenidos, de manera general, muestran la presencia de un cobro adicional a las mujeres, que no se condice con el gasto que las mismas generan. Aun cuando se controla por el monto en licencias y de las prestaciones, las mujeres pagan primas superiores a las que pagan los hombres. Por tanto, los datos presentados son consistentes con la hipótesis central de esta tesis, pues ratifican la presencia de discriminación de género por parte de las ISAPRE.

No solo cuando se controla por gastos los resultados reflejan este cobro superior, sino que incluso cuando se controla por renta, por preferencias de planes de salud, por año u estacionalidad e incluso por lugar geográfico. La diferencia sigue siendo en contra de las mujeres

A primera vista se observa que las mujeres en promedio, pagan entre 6 y 10 UF anualmente más que un hombre, y luego de hacer todos los chequeos correspondientes a las variables que pueden sesgar la muestra, esta brecha se sigue manteniendo.

Al realizar el análisis con personas que cambian de plan los coeficientes no parecen mostrar diferencias significativas con aquellos obtenidos previamente, lo que permite concluir que la oferta de planes disponible no es suficiente para mejorar las condiciones de los planes de salud o disminuir la discriminación de género presente. Como se presentó en la sección de hechos estilizados, las mujeres cuentan con una oferta reducida de planes de salud con respecto a la masculina, por tanto, no es un problema de negociación o de no conocer cómo funciona el sistema, sino que el sistema no tiene una opción para las mujeres que no las discrimine.

Tampoco se puede atribuir a las cargas este diferencial, dado que una vez que se incluyen individuos con cargas y se controla por esta variable, los resultados no cambian significativamente, dejando en evidencia la persistente discriminación de precios.

Es importante sumar a este análisis aquello que se planteó en las secciones previas, donde además de pagar un monto superior por los planes de salud, las coberturas de los mismos son menores tanto en prestaciones ambulatorias como hospitalarias para mujeres, lo que las deja en una situación de desventaja en un ítem tan relevante como lo es la salud.

Las mujeres que son parte del sistema de salud privado son aquellas que pertenecen al porcentaje de mayores ingresos del país, sector donde la desigualdad salarial supera el 30%. Por tanto, ante hombres y mujeres iguales, ellas reciben menor salario por igual trabajo, y además pagan el doble por un sistema de salud que le entrega menores beneficios.

Acorde a lo encontrado en esta investigación, las justificaciones por parte de las ISAPRE relativas a costos (mujeres tienen un mayor uso del sistema y por tanto son más costosas) no son justificadas, pues a pesar de controlar por este factor, las mujeres siguen pagando primas superiores a las masculinas.

IX Conclusiones

En esta tesis se investigó la presencia de discriminación de género en el sistema de salud privado chileno. Para esto, se utilizaron datos administrativos provenientes de la Superintendencia de salud, de los años 2013 a 2015.

Para las estimaciones se utilizó la metodología de MCO en una primera instancia, y luego de efectos fijos por año y plan de salud, entregando resultados robustos y consistentes con la hipótesis central de la tesis. Los resultados comprueban la presencia de discriminación de género por parte del sistema de ISAPRE, donde a pesar de integrar no solo controles por costo, sino también por renta, por preferencia de plan, y por algún tipo de estacionalidad, las mujeres pagan una prima superior injustificada.

Los resultados indican que, en promedio, las mujeres pagan entre 6 y 10 UF más al año que un hombre por un plan de salud. Estos resultados no son solo relevantes por la enorme brecha que encuentran, sino también por tratarse de salud, que es el piso mínimo para que una persona pueda desempeñarse tanto en el mercado laboral, como en la sociedad misma. De aquello se desprende la necesidad de generar políticas públicas que eliminen brecha, dado que no solo tiene implicancias en la salud, sino que también en la calidad de vida que la población puede alcanzar.

Dentro de la investigación, un factor determinante del sobre cobro que se les realiza a las mujeres es la tabla de factores, la cual castiga al género femenino por considerarse más riesgoso. Se sugiere cambiar esta tabla por una equitativa que no diferencia por género.

Referencias

1. Arredondo A., Bertoglia M., Inostroza M., Labbé J., Lenz R., Sánchez H. ((2017). *Construcción Política del sistema de Salud chileno: La importancia de la Estrategia y la Transición. ¿Cuáles son nuestras verdaderas posibilidades de cambio?* (U. A. Instituto de Salud Pública, Ed.) Santiago, Chile.
2. Ayres I., y Siegelman P., (1995). *Race and Gender Discrimination in Bargaining for a New car*. The American Economic Review, Vol. 85, No. 3 (Jun., 1995), pp. 304-321
3. Becerril-Montekio, V., Reyes, J. de D., & Manuel, A. (2011). Sistema de salud de Chile. *Salud Pública de México*, 53, s132–s142.
4. Carrothers S., DeBruycker R., y Watkins K., (2018) *Sexes Sell*. Carroll College Student Undergraduate Research Festival. 7.
5. ComunidadMujer, (2016). *Informe GET: Género, Educación y Trabajo. La brecha persistente. Primer estudio sobre la desigualdad de género en el ciclo de vida. Una revisión de los últimos 25 años*. Santiago: Comunidad Mujer. Consultado el 2016, vol 5.
6. Duesterhaus M., Grauerholz L., Weichsel R., & Guittar N. (2011). *The Cost of Doing Femininity: Gendered Disparities in Pricing of Personal Care Products and Services*. *Gend. Issues* 28:175–191.
7. Isapres de Chile. (2016). *El sistema de salud chileno. Orígenes, Transformaciones y Desafíos*. Serie de Informes técnicos, Febrero 2016.
8. Jacobsen, Kenneth A. (2018) "Rolling Back the "Pink Tax": Dim Prospects for Eliminating Gender-Based Price Discrimination in the Sale of Consumer Goods and Services" *California Western Law Review*: Vol. 54 : No. 2 , Article 2.
9. Kaufman S., Polack C., & Campbell G (2018). *The pink tax on transportation*. NYU Rudin Center of Transportation.
10. Öblom A., (2017). *Ethnic and Gender Discrimination in the Private Rental Housing Market in Finland: A Field Experiment*. Master's Thesis in Psychology. Faculty of Arts, Psychology and Theology. Åbo Akademi University.
11. Pascoe E., & Smart Richman L., (2009). *Perceived Discrimination and Health: A Meta-Analytic Review*. American Psychological Association. *Psychological Bulletin* Vol. 135, No. 4, 531–554.
12. Pollack, E. M. (2002). *Equidad de género en el sistema de salud chileno*. CEPAL.
13. Sánchez, Marlene. (2016) *Análisis Estadístico del Sistema Isapre con Enfoque de Género*. Santiago, Departamento de Estudios y Desarrollo, Superintendencia de Salud. 19 de Diciembre 2016.
14. Sandoval, G y Leiva, L. (2018) *Planes de Isapre: mujer en edad fértil paga 179% más que los hombres*. La tercera, Marzo 2018.