



SUPERINTENDENCIA
DE SALUD

Documento de Trabajo

Riesgo Moral Ex-Post en el Sistema Isapre: Análisis de la relación entre cobertura efectiva y utilización de consultas médicas ambulatorias, 2010-2016

Departamento de Estudios y Desarrollo

Fecha de Presentación: 13 de Diciembre de 2017

Fecha de Publicación: 08 de enero de 2018

Resumen

El presente estudio tiene como propósito identificar y cuantificar la existencia de riesgo moral ex-post en el Sistema Isapre, a través del análisis de la relación entre la utilización de consultas médicas ambulatorias y la cobertura financiera efectiva de estas prestaciones. La información se obtuvo de los registros administrativos sobre prestaciones bonificadas, reportadas periódicamente por las isapres abiertas del sistema. A partir de esta información, se construyeron paneles de datos, por un periodo de 7 años, para cada uno de los diferentes tipos de consultas médicas. El análisis se realizó con regresiones binomiales negativas y modelos híbridos (de efectos fijos y aleatorios) dada la sobre-dispersión observada y la necesidad de incorporar la variable atemporal de género. El estudio demostró una asociación significativa entre cobertura efectiva y utilización de consultas médicas; sin embargo, el signo negativo del coeficiente, sugiere que las isapres han implementado mecanismos eficaces para modular la demanda de consultas médicas entre sus beneficiarios y, de esta manera, controlar el riesgo moral ex-post, por medio del aumento sistemático del copago en la atención ambulatoria y/o del uso de prestadores preferentes. Se estima que este estudio, pese a sus limitaciones, contribuye a esclarecer el efecto real del riesgo moral ex-post en el Sistema Isapre. Además, releva la necesidad de continuar aportando evidencia empírica relacionada a los efectos de la asimetría de información en la industria de la salud privada, que permita fundamentar, más allá del ámbito teórico, las futuras reformas que requiere este sector.

Palabras Clave:

Riesgo moral ex-post en salud, fallas en el mercado de la prestaciones de salud, asimetrías de información en salud, utilización de prestaciones de salud, gasto en salud, cobertura efectiva de prestaciones de salud, panel, modelo híbrido, regresión binomial negativa.

Tabla de Contenidos

Resumen Ejecutivo.....	7
1. Antecedentes.....	9
2. Objetivos	12
2.1 Objetivo General	12
2.2 Objetivos Específicos	12
3. Metodología.....	13
3.1 Fuentes de Datos	13
3.2 Consideraciones y Restricciones del Análisis	13
3.3 Bases de Datos	14
3.4 Variables.....	15
3.5 Análisis Estadístico	16
4. Resultados	19
4.1 Descripción de la Data	19
4.2 Características de la Muestra	19
4.3 Perfil de Consumo de Consultas Médicas.....	20
4.4 Cobertura Efectiva de Consultas Médicas	22
4.5 Relación Cobertura Efectiva y Número de Consultas Médicas	26
4.6 Análisis Estadístico	32
5. Discusión - Conclusiones	40
6. Referencias	47
Anexos	51

Resumen Ejecutivo

En Chile, el creciente aumento del uso de prestaciones de salud en el Sistema Isapre –atribuido con frecuencia al efecto del riesgo moral- y el consecuente aumento del gasto en salud, han generado un efecto inflacionario en el sistema previsional de seguros privados que, generalmente, ha sido la justificación más recurrente para el alza de precios de los planes de salud de las isapres. Alzas, que los usuarios no perciben como un incremento de beneficios, sino más bien, como un mayor gasto de bolsillo y una mayor rentabilidad para la industria. La disconformidad con ésta situación, ha llevado a los cotizantes de las isapres a recurrir a los tribunales de justicia, los cuales, en la mayoría de los casos, han desestimado los argumentos de las isapres, fallando a favor de los afiliados.

En el ámbito de los seguros de salud, el problema del riesgo moral puede verse como un abuso del sistema o un oportunismo post-contractual. Las personas usan más servicios de salud cuando están aseguradas que cuando no lo están, básicamente, porque ellas no pagan el costo total de los servicios demandados y, por eso, tendrían incentivos para sobre-consumir estos servicios. Ante esta conducta, las compañías de seguros de salud reaccionan estableciendo diversos mecanismos -copagos, deducibles o seguros suplementarios- para compartir los costos con los asegurados.

En el ámbito internacional y con diversos enfoques metodológicos para estudiar la utilización de los servicios de salud, la presencia de riesgo moral ex-post en los seguros de salud, ha sido bien establecida, sobre todo a nivel de la atención ambulatoria, ya que, respecto de la atención hospitalaria, los resultados no siempre han sido concluyentes. En Chile, la evidencia empírica sobre este tema, es escasa. Las principales publicaciones, usando datos de la Encuesta CASEN, exploran sólo de manera secundaria el efecto del riesgo moral. Estos estudios, demuestran que los usuarios de los seguros privados consumen más servicios de salud, pero, también sugieren precaución al atribuir la totalidad del sobreconsumo al riesgo moral, sin considerar previamente, los efectos de la inducción de demanda o la oferta insuficiente del sector público.

En este contexto, el propósito de este estudio es contribuir con evidencia empírica respecto de la existencia y magnitud de riesgo moral ex-post en el Sistema Isapre. Para tal efecto, se analizó la relación entre la utilización de consultas médicas ambulatorias y la cobertura efectiva de estas prestaciones, en los beneficiarios adultos de las isapres, residentes en la Región Metropolitana, durante el periodo 2010-2016. Para fines de este estudio, la cobertura efectiva corresponde al cociente entre el valor bonificado por la isapre y el monto total facturado por el prestador, para la correspondiente prestación.

El análisis, se realizó usando regresiones binomiales negativas en modelos híbridos (de efectos fijos y aleatorios) con datas de panel que abarcan un periodo de 7 años, para cada uno de los diferentes tipos de consultas médicas. El estudio demostró una asociación significativa entre la cobertura efectiva y la utilización de consultas médicas, sin embargo, el signo negativo del coeficiente, sugiere que las isapres han implementado mecanismos eficaces para modular la demanda de consultas médicas entre sus beneficiarios y controlar el riesgo moral ex-post, a través del aumento sistemático del copago en la atención ambulatoria y/o del uso de prestadores preferentes.

De esta manera, y en concomitancia con una regulación insuficiente de la integración vertical en la industria de la salud privada y una nula regulación de los precios de las prestaciones en este sector, se ha permitido a las isapres, no sólo contener la demanda de consultas médicas, sino, también, orientar los incentivos de la industria hacia la contención del gasto operacional en la atención ambulatoria, sin que se vean afectadas sus ganancias.

1. Antecedentes

El liberalismo como corriente económica, de manera casi axiomática, considera al mercado como la única, indiscutible y mejor alternativa de coordinación de los agentes económicos. El objetivo de los economistas liberales, es legitimar un discurso del buen funcionamiento de una economía a través del mercado, así como deslegitimar cualquier tipo de intervención (gobierno, ciertos monopolios, planificación central, etc.) que distraiga a las fuerzas naturales del mercado o que desvirtúe la competencia [1].

De manera general, los fundamentos de la teoría del mercado postulan que para establecer un precio de equilibrio de un bien o servicio, las transacciones entre los oferentes, intermediarios y consumidores, requieren de adecuados niveles de información para tomar las decisiones que permitan cumplir con sus propios objetivos. Sin embargo, en la industria de la salud, tanto en el ámbito de los seguros como en el de las prestaciones de salud, existe asimetría de información, es decir, uno de los agentes posee información que el otro desconoce y sus objetivos no siempre coinciden, generando cambios en el comportamiento del asegurado, ya sea al momento de contratar (selección adversa) o después de contratado el seguro (riesgo moral), lo que determina serias fallas en el mercado que, pese a los esfuerzos de regulación, generalmente no se ha logrado que opere adecuada y eficientemente [2].

La **selección adversa**, surgiría del hecho que, al momento de contratar un seguro, el individuo tiene un mejor conocimiento de su estado de salud que el asegurador y, por tanto, de sus necesidades futuras de atención. Así, el individuo elegirá el seguro de acuerdo a su probabilidad esperada de uso, y quien espera realizar una mayor utilización de los servicios de salud, tenderá a elegir un plan con mayor cobertura y/o niveles de calidad, ya que el asegurador no podrá predecir su gasto al fijarle la prima [3,4].

Por otra parte, el **riesgo moral** implica que el individuo asegurado sobre-utilizaría o abusaría del uso los servicios de salud por el sólo hecho de estar asegurado. El riesgo moral surge cuando el sujeto no se hace cargo del costo total de sus acciones de consumo después de estar asegurado, y son las compañías de seguros, las que asumen una porción o la totalidad de ese costo, a menos que, esas compañías limiten esta conducta a través de mecanismos que hagan compartir el riesgo financiero con el asegurado [5]. En el desarrollo del marco teórico del problema del riesgo moral en los seguros de salud, Mark Pauly (1968) demostró pérdidas del bienestar social debido al sobre-consumo de servicios de salud, sin embargo, también destaca que el hecho de demandar más servicios de salud, "no constituye una perfidia moral sino una conducta económica racional" [6].

Dentro del concepto de riesgo moral hay que diferenciar entre el riesgo moral ex-ante y el riesgo moral ex-post. Mientras que en el primer caso la existencia de un seguro conlleva a que el individuo haga menos esfuerzos de prevención en salud o descuide conductas saludables, en el segundo caso, se refiere al sobre-consumo de servicios de salud, donde el seguro pagará de manera parcial o total el gasto incurrido [7]. En otras palabras, y en ello radica la importancia económica de esta conducta, se postula que mientras mayor sea la cobertura del seguro, el individuo al no tener que hacer frente al pago total de la prestación de salud, tendería a un sobre-consumo de los servicios de salud lo que en último término, se traduciría en un incremento ineficiente del gasto en salud [6, 8, 9].

Por otra parte, Einav et al. (2013), postulan que un aumento de la cobertura del seguro no implica en todos los casos, una mayor incidencia del riesgo moral puesto que el comportamiento del asegurado se ve influido básicamente por la percepción de su estado de salud y otros factores como pueden ser; el valor que el individuo le asigna a su tiempo o la des-utilidad que le pueda provocar hacer una "fila" o una larga espera por la atención médica,

la incomodidad del lugar, la aversión a los hospitales o el pavor que a algunos les producen las consultas médicas. Además, este autor destaca el hecho de que un individuo sea más propenso a enfermarse, no implica que haga siempre un consumo excesivo de los servicios de atención médica [10].

Por otra parte, la presencia de riesgo moral en los seguros de salud, a través del estudio de la utilización de servicios de salud, ha sido bien establecida en el ámbito internacional. Dentro de la numerosa evidencia internacional sobre riesgo moral, destaca el estudio de la RAND Corporation (Rand Health Insurance Experiment). Este estudio, financiado por el Departamento de Salud y Servicios Sociales de Estados Unidos, se inició en 1971, eligiéndose aleatoriamente a 2.750 familias de 6 lugares –urbanos y rurales- de EE.UU. Cinco planes de salud diferentes, fueron asignados entre las familias elegidas, entre los cuales variaba el nivel de copago, y se observó su comportamiento por un periodo de 5 años [10]. Este estudio demostró la existencia de riesgo moral derivado de los comportamientos de unos y otros asegurados, en función del nivel de cobertura de su seguro. El gasto per-cápita del plan “gratuito” fue 45% más alto que el gasto del plan con 95% de copago. Al mismo tiempo, se observó un impacto mayor del copago en las familias de rentas bajas, y por ende, permitió visibilizar problemas de equidad [11]. Además, este estudio permitió implementar el diseño de contratos de salud, de modo que resultara más complejo al asegurado aprovecharse en exceso de los servicios de salud [12].

Cabe señalar, que no todos los servicios de salud son objeto del uso excesivo por parte de los asegurados. En el experimento de RAND, antes mencionado, se demostró que no hubo diferencias estadísticamente significativas entre el uso de servicios de hospitalización para los planes con 25, 50, 95% de copago. Esto, tal vez, porque la demanda de servicios de hospitalización es inelástica o porque el límite de pago anual fue fácilmente alcanzado [11].

En Chile, el creciente aumento del uso de prestaciones de salud en el Sistema Isapre -atribuido muchas veces al efecto del riesgo moral- y el consecuente aumento del gasto en salud, han generado un efecto inflacionario en el sistema previsional de seguros privados. Generalmente, ésta ha sido la justificación más recurrente para el alza de precios de los planes de salud de las isapres. Sin embargo, estas alzas no son siempre percibidas por los usuarios, como una mejoría neta de sus beneficios, pero sí, como una gran rentabilidad para la industria. Según el informe periódico de la Superintendencia de Salud sobre los Resultados Financieros de las isapres abiertas, el año 2016 (excluyendo a Masvida), el sistema obtuvo una utilidad después de impuestos de \$51.062 millones, un 62,2% nominal más que la obtenida en el año anterior [13].

Para un número creciente de afiliados al Sistema Isapre, estas alzas no reflejan incrementos de beneficios, por el contrario, cada año es “pagar más por el mismo plan de salud”, más aún, cuando la cobertura efectiva (bonificación de la isapre) disminuye sistemáticamente y por ende aumenta el gasto de bolsillo -mayores copagos- por parte de los usuarios. Sánchez (2016) demostró una caída de la cobertura ambulatoria desde 57% a 54% y desde 74% a 69% en la cobertura hospitalaria, en el periodo 2007-2015 [14].

La disconformidad con la situación anteriormente expuesta, ha llevado a los cotizantes de las isapres, a recurrir a los tribunales de justicia, los cuales en la mayoría de los casos, han desestimado los argumentos de las isapres para alzar el precio de los planes de salud. La Tercera Sala de la Corte Suprema falló que “las isapres no pueden aplicar un aumento de precios, de forma unilateral y arbitraria, sin una justificación fundada en antecedentes concretos”. En las Cortes de Apelaciones, más del 90% de los recursos de protección, que alegan alzas arbitrarias y unilaterales por parte de las Isapres, han sido fallados en favor del afiliado (La Tercera, 09 enero 2013).

Este escenario crítico, en parte, es el resultado de una regulación insuficiente, tanto de los mercados de seguros privados como de los prestadores privados que operan en nuestro sistema de salud. Después de más de 30 años de operación, la industria de la salud privada exhibe hoy, un modelo de negocios basado en la integración vertical, un modelo de atención ambulatoria de salud centrado básicamente en actividades curativas y con mecanismos de pago basado en el "pago por prestaciones", coberturas financieras decrecientes e insuficiente regulación de precios de las prestaciones. Lo anterior, demuestra que el sistema privado de salud, no ha sido capaz de establecer mecanismos que permitan compartir fehacientemente el riesgo financiero entre seguro-prestador, contribuyendo de esa manera, a la expansión del gasto privado en salud.

En Chile, la evidencia empírica es escasa respecto al tema del riesgo moral en los seguros de salud. Sanhueza, R. and Ruiz-Tagle, J. (2002) usando datos de la Encuesta CASEN 1996, estudiaron los factores determinantes de elección del seguro privado, y respecto al riesgo moral, señalan que los afiliados al sistema de seguros privados de salud consumen una cantidad mayor de servicios médicos, sin embargo, la causa de esa conducta puede no corresponder al riesgo moral puro, sino que puede también ser atribuida a inducción de la demanda por parte de los proveedores o porque los servicios médicos en el sector público son racionados. Discriminar entre estas causales, requeriría de un estudio específico con un mejor conjunto de datos [15].

Sapelli y Vial (2003), usando también datos de la encuesta CASEN 1996, investigaron la existencia de auto-selección y el riesgo moral en la industria de seguros de salud chileno. Para ello, analizaron la relación entre la utilización de los servicios de atención de salud y la elección del seguro público o privado en los trabajadores dependientes. Además, analizaron la relación entre la utilización de servicios de atención de salud y la decisión voluntaria de comprar seguro médico en los trabajadores independientes. Las principales conclusiones del estudio fueron: 1) los trabajadores independientes, muestran selección adversa respecto a los planes de salud y riesgo moral importante respecto a las consultas médicas, pero no en el caso de las hospitalizaciones, 2) los trabajadores dependientes, muestran una auto-selección en contra del seguro público y una sobre-utilización de consultas médicas, en ambos sistemas de seguros; público y privado. No se demostró sobre-utilización de las hospitalizaciones en este grupo [16].

Henríquez, R. (2006), usando datos de la Encuesta CASEN 2000 y del MINSAL sobre la oferta de atención médica, exploró los factores determinantes de la elección de un seguro privado y como este tipo de seguros de salud afecta la utilización de servicios de salud. Respecto a la hipótesis de riesgo moral, el autor demostró que los beneficiarios del seguro privado tienden a usar más atención ambulatoria y cortas estadías hospitalarias. El primero de estos resultados, se debería a que los seguros privados han implementado políticas restrictivas para el uso de la atención hospitalaria, ofreciendo mejores servicios ambulatorios, que son menos costosos que la atención hospitalaria. En cuanto a si la sobreutilización de servicios ambulatorios se debe al puro riesgo moral, a la demanda inducida por los médicos o al resultado del racionamiento de los servicios prevalentes en el sector público, no es posible precisarlo con los datos disponibles. Sin embargo, el autor sugiere que la sobreutilización tiene al menos dos importantes implicaciones económicas. En primer lugar, los seguros privados suelen responder al consumo excesivo aumentando el valor de las primas. En segundo lugar, el exceso de consumo suele implicar un exceso de gasto en servicios de salud no costo-efectivos [17].

Bronfman, J. (2011), utilizando datos de panel de la Encuesta CASEN de 1996-2001-2006, examinó los factores determinantes de la dinámica de los beneficiarios, entre los seguros públicos y privados en Chile, así como, la existencia de riesgo moral y selección adversa en este sistema mixto de salud. Usando regresiones logísticas, el autor demostró que el ingreso es el factor más importante en la elección del tipo de seguro, así como también la edad, educación, el género, localidad (urbana vs rural) y la ocurrencia de eventos de salud. Sin embargo, el autor señala, como evidencia de riesgo moral y selección adversa, la ocurrencia de eventos de salud y al gasto mensual en atención de salud, variables que, además, son importantes en la decisión del sujeto de cambiarse desde el sistema privado de seguros al sistema público [9].

Otros datos sobre riesgo moral en el sistema privado de seguros de Chile, sugieren que los beneficiarios del Sistema Isapre que poseen seguros adicionales de salud, utilizan un 36% más de consultas médicas a especialistas. El autor, concluye que dichos seguros, muchas veces ofrecidos por los mismos prestadores, beneficiarían a estos últimos a través de una mayor utilización de las consultas médicas y de las prestaciones derivadas de ese acto, lo que explicaría, en parte, los costos crecientes que enfrenta el sistema. Además, pone de manifiesto la insuficiencia regulatoria respecto a la fiscalización de este tipo de seguros, proponiendo finalmente, que estos seguros sean cambiados a seguros de tipo suplementario, diseñados para cubrir prestaciones no incluidas en los planes de salud de las isapres [18].

En este contexto teórico y de escasa evidencia disponible, el propósito de este estudio es contribuir con evidencia empírica respecto de la existencia y magnitud de riesgo moral ex-post en los beneficiarios de isapres residentes en la Región Metropolitana. Para tal efecto, se analiza la relación entre la utilización de consultas médicas ambulatorias y la cobertura efectiva de estas prestaciones, en los beneficiarios adultos de las isapres, en el periodo 2010-2016. La cobertura efectiva, corresponde al cociente entre el valor bonificado por la isapre y el monto total facturado por el prestador, por la correspondiente prestación.

2. Objetivos

2.1 Objetivo General

Identificar y cuantificar la existencia de riesgo moral ex-post en el sistema de seguros privados de salud, a través del análisis de la relación entre la utilización de las consultas médicas ambulatorias y la cobertura financiera efectiva de estas prestaciones.

2.2 Objetivos Específicos

- Evaluar la tendencia de la utilización promedio anual de los 3 tipos de consultas médicas ambulatorias, por género del beneficiario, en el periodo 2010-2016.
- Evaluar la tendencia de la cobertura efectiva promedio anual de los 3 tipos de consultas médicas ambulatorias, por género del beneficiario, en el periodo 2010-2016.
- Analizar la relación entre la utilización de las consultas médicas ambulatorias y la cobertura efectiva, por sexo del beneficiario, en los años extremos del periodo de estudio.
- Efectuar un análisis estadístico del efecto de la cobertura efectiva sobre la utilización de las consultas médicas ambulatorias, con el fin de determinar la existencia y magnitud del riesgo moral ex-post en el Sistema Isapre.

- Describir el efecto del género, la edad, el uso de prestadores preferentes, la disponibilidad a pagar (cotización pactada) y de la permanencia en el Sistema Isapre, sobre la utilización de las consultas médicas ambulatorias.

3. Metodología

3.1 Fuentes de Datos

La base de datos contiene registros administrativos provenientes de los Archivos Maestros de: Cotizantes (AM-COT), Cargas (AM-CAR) y Prestaciones Bonificadas (AMPB-FA), entregados periódicamente por las isapres a la Superintendencia de Salud.

3.2 Consideraciones y Restricciones del Análisis

Puesto que el presente estudio pretende cuantificar la relación entre el comportamiento de consumo de consultas médicas ambulatorias de los beneficiarios y la cobertura efectiva de estas prestaciones en el Sistema Isapre, se tomaron en cuenta las siguientes consideraciones y/o restricciones:

- La teoría convencional de los seguros establece, que tan pronto un sujeto contrata un seguro su comportamiento cambia respecto al riesgo cubierto, demandando discrecionalmente una mayor cantidad de servicios. Puesto que, “tomar la decisión” de demandar un determinado servicio, implica el ejercicio de la autonomía por parte del sujeto, para este estudio se asumió que un individuo de 18 y más años de edad, posee el grado de autonomía suficiente, para tomar libremente la decisión de consultar y actuar en consecuencia. Por otra parte, el año 2016, el 76% de los beneficiarios de Isapre de la RM, fueron personas mayores de 18 años de edad [19].
- Con el propósito de evaluar el efecto neto de la cobertura efectiva en la utilización de consultas médicas de los beneficiarios de 18 años y más de edad del Sistema Isapre y, puesto que, la base de datos permite identificar el tipo de plan, el tipo de financiamiento de la prestación y si existe una bonificación restringida, se excluyeron de la data todos aquellos sujetos que presentaron: a) coberturas reducidas por pre-existencias o bonificación proporcional, b) financiamiento cubierto por GES, CAEC y GES-CAEC y c) beneficios complementarios o especiales o que no fueron bonificados. De esta manera, se incluyeron sólo los sujetos que hicieron uso de un Plan Complementario (99,7% de los sujetos), cuya cobertura fue general (76% de los sujetos) y no presentaron restricciones en la bonificación de las prestaciones (93% de los sujetos).
- Los planes de salud de las isapres contemplan diferentes modalidades de atención, donde destacan, planes de libre elección, planes preferentes y planes con atención cerrada. Los planes cerrados, si bien gozan de una mejor cobertura efectiva (80%), representan apenas el 0,7% de la totalidad de los planes vigentes el año 2016 [20]. A su vez, los planes preferentes representan el 52,5% del total de planes vigentes a igual periodo y su cobertura efectiva global alcanza 62,4%, dos puntos porcentuales más que la de los planes de libre elección. Por tanto, el estudio también explorará el efecto de la cobertura preferente en la utilización de las consultas médicas.

- Para evitar problemas generados por la heterogeneidad de la oferta de médicos a nivel país, se decidió circunscribir el estudio a la Región Metropolitana, asumiendo que en esta región no hay restricción de la oferta de consultas médicas. La RM concentra el 58% de todos los médicos de Chile y además reúne al 59% de la población de beneficiarios mayores de 18 años de edad del sistema Isapre [19,21].
- Las consultas médicas ambulatorias pueden ser de 3 tipos dependiendo del especialista que las otorga: 1) *consulta médica electiva* (Código FONASA 0101001); 2) *consulta médica de neurólogo, neurocirujano, otorrinolaringólogo, geriatra, oncólogo, endocrinólogo, reumatólogo y dermatólogo* (Código FONASA 0101002) y; 3) *consultas médicas de las 28 especialidades restantes* (Código FONASA 0101003). Teniendo en cuenta las diferencias observadas en la frecuencia de uso y en la cobertura de los 3 tipos de consultas médicas, se consideró necesario construir modelos de regresión separados, para analizar la relación entre el comportamiento de consumo y cobertura, en cada una de ellas.

3.3 Bases de Datos

Se construyeron 3 bases de datos longitudinales (datos de panel), una por cada tipo de consulta médica identificada, que recogen los registros del número de consultas otorgadas por prestadores privados de la región metropolitana durante un periodo de 7 años (2010-2016), además de un conjunto de otras variables asociadas a los beneficiarios de isapres, de 18 años y más de edad.

Para la construcción de las bases de datos tipo panel, se siguieron los siguientes pasos:

1. Se identificaron las consultas médicas ambulatorias en el Archivo Maestro de Prestaciones Bonificadas (AMPB-FA) para cada año del periodo de estudio.
2. La búsqueda se filtró por: a) prestaciones curativas, b) edad mayor o igual a 18 años, c) Región Metropolitana, d) prestador privado, e) plan complementario, f) cobertura general y g) no hubo restricciones en la bonificación de las prestaciones.
3. Con los respectivos RUN de los sujetos provenientes del AMPB-FA y el cruce con los Archivos Maestros de Cotizantes (AM-COT) y Cargas (AM-CAR), se obtuvieron datos sobre la cotización pactada y tiempo de permanencia del sujeto en el Sistema Isapre.
4. Se construyó una data de panel para cada tipo de consulta médica: 1) *consulta médica electiva* (CONS01); 2) *consulta médica de neurólogo, neurocirujano, otorrinolaringólogo, geriatra, oncólogo, endocrinólogo, reumatólogo y dermatólogo* (CONS02) y; 3) *consultas médicas de las restantes especialidades* (CONS03).
5. Al construir un panel balanceado, el software excluye de la base de datos original, todos aquellos casos que no registran consultas médicas ambulatorias en alguno de los años del periodo de estudio. Finalmente, los casos con gran variabilidad en el promedio anual de consultas, en los años de estudio, fueron considerados atípicos, siendo excluidos de la base de datos. Por éste último criterio se excluyó 1 caso en la base datos de CONS02 y 2 casos en la de CONS03.

3.4 Variables

La especificación de las variables se detalla a continuación, pero la inclusión de las mismas en los diferentes modelos, estuvo en función de los requerimientos de los modelos de regresión usados en este estudio. En el modelo REWB (modelo con efectos fijos y aleatorios) fue necesario, calcular el promedio y centrar las variables en su media a nivel de las observaciones (nivel 1).

Variable Dependiente:

Número de consultas médicas ambulatorias (numcons): Esta variable, de naturaleza discreta, recoge información acerca del número total de cada tipo de consulta médica otorgada a cada sujeto en cada uno de los años del periodo de estudio. La variable fue incluida como una variable de "recuento", expresada en número de consultas médicas. El conjunto de sujetos en cada panel representa distintas cohortes. La hipótesis principal a explorar es, si el número de consultas médicas, es o no, función de la cobertura efectiva. Los modelos fueron aplicados a los paneles correspondientes a cada tipo de consulta médica.

Variables Explicativas:

Las variables explicativas usadas en los diferentes modelos fueron definidas de la siguiente manera:

Cobertura efectiva (cobef): La cobertura efectiva, expresa la proporción del gasto total de la consulta médica ambulatoria, que es financiada por el seguro de salud. Operacionalmente, se calculó como el cociente entre valor bonificado (\$) y el valor facturado (\$) de cada consulta médica otorgada en cada año del estudio. En el caso que el individuo hubiese tenido más de una consulta médica al año, la cobertura efectiva se calculó como el cociente entre valor total bonificado (\$) y el valor total facturado (\$) del conjunto de consultas médicas otorgadas al sujeto ese año.

Edad (edad): indica la edad máxima en años cumplidos, incluyéndose en cada modelo como una variable discreta.

(Edad)² (edad2): puesto que la edad puede no tener una relación lineal con el número esperado de consultas y, para precisar el efecto marginal de esta variable, se incluyó en el modelo la "edad al cuadrado" (edad²).

Género (sexo): El género se incluyó como una variable dicotómica, donde el género masculino fue elegido como categoría de referencia (sexo=0).

Cotización pactada (cotpac): La cotización pactada corresponde al monto total pagado por el cotizante conforme al plan de salud que lo beneficia a él/ella y a sus cargas declaradas. Esta variable, representa la "disposición a pagar" del grupo familiar por el seguro privado de salud y, por ende, constituye un buen proxy del ingreso y/o la "aversión al riesgo" frente a los efectos económicos de la enfermedad. Es una variable continua expresada en pesos del año correspondiente.

Permanencia (perm): Esta variable representa el tiempo de permanencia del individuo en el Sistema Isapre, durante cada año del periodo estudiado. Es una variable discreta expresada en meses.

Prestador Preferente (pref): La disponibilidad de prestadores preferentes por parte de las isapres para sus beneficiarios, corresponde a una estrategia de "Salud Administrada" (managed care), implementada en el sistema privado a comienzos de la década pasada. El uso de un prestador preferente, recogido directamente de la base de datos AMPB-FA, fue incluido como una variable dicotómica donde el prestador "no preferente" fue elegido como referencia.

Año del periodo de estudio (año): Esta variable, representa cada año del periodo de estudio. Fue incluida como una variable discreta.

3.5 Análisis Estadístico

Las variables de "conteo" a menudo presentan una distribución asimétrica y con curtosis, que violan con frecuencia los supuestos de normalidad y homocedasticidad de una regresión OLS estándar. Además, al modelar con una regresión OLS, existe el riesgo de producir sesgos en los errores estándar y de que los test de significancia estadística de los coeficientes sean también sesgados e ineficientes [22].

Lo anterior, ha sido resuelto usando modelos lineales generalizados (MLG's). La familia de MLG's, puede proporcionar resultados exactos para conjuntos de datos binarios, ordinales categóricos, de conteo o variables temporales de éxito/fracaso, como variables dependientes. La distribución de Poisson es una distribución discreta que toma un valor de probabilidad sólo para números enteros no negativos, lo que la convierte en una excelente elección para modelar datos de conteo [22].

En primer lugar, los MLG's permiten transformaciones del resultado esperado de la variable dependiente, pudiendo ser "linealizada" aun cuando potencialmente no exista una relación lineal entre esta y los predictores. Esta modificación implica que el valor esperado de la variable dependiente, puede estar expresado en una unidad de medida diferente a la de la variable dependiente observada. La función que realiza esta transformación en los MLG's es la "función de enlace" (link function). En la regresión de Poisson, la variable observada es un "conteo" y la esperada está expresada como el logaritmo natural de ese conteo [22].

En segundo lugar, los MLG's permiten una mayor flexibilidad en la estructura de los residuales o errores. La estructura de los residuales describe la distribución condicional de estos, alrededor del valor esperado. La regresión OLS asume una estructura condicional de los residuales de tipo normal, mientras que los MLG's permiten una gran variedad de otras estructuras de los residuales. En la regresión de Poisson, la estructura condicional de los residuales corresponde a una distribución de Poisson, la cual pertenece a un conjunto de distribuciones de probabilidad conocido como la familia exponencial [22].

La distribución de Poisson estima la probabilidad de ocurrencia de un número entero positivo o igual a cero de incidentes, dada la media (μ) de la distribución. La probabilidad de este "conteo" depende también de la varianza (σ^2) del número de incidentes. No obstante, en la distribución de Poisson se asume que la media y la varianza son iguales, condición que se conoce como "equi-dispersión". Sin embargo, si la varianza condicional de los residuales es mayor que la media condicional (valor esperado) en la data, se considera como "sobre-dispersión", la que de no ser tomada en cuenta, puede determinar que las estimaciones de los errores estándar sean demasiado pequeñas, o que los test estadísticos para las estimaciones de los parámetros sean demasiado grandes, con niveles de significancia sobreestimados, y los límites de confianza demasiado pequeños [22].

Por otra parte, cuando se dispone de una data panel con una variable de conteo, y el interés es analizar el impacto de variables que se modifican en el tiempo sobre una variable dependiente, una extensa literatura recomienda el uso de Modelos de Efectos Fijos (FE). Estos modelos, excluyen el efecto de las características que no se modifican con el tiempo (por ejemplo, género o raza), permitiendo de esta manera, evaluar el efecto neto de los predictores temporales sobre la variable de resultado [23]. Otro supuesto importante del modelo FE, es que aquellas variables que no se modifican con el tiempo, son únicas del individuo y no deben correlacionarse con otras características del sujeto. Cada entidad es diferente, por lo tanto, el término de error de la entidad y la constante (que capta las características individuales) no deben estar correlacionados con los demás. Si los residuales están correlacionados, entonces el modelo FE no es adecuado, puesto que las inferencias pueden no ser correctas [23].

Los modelos FE tendrían la ventaja de evitar el problema del sesgo de heterogeneidad a través del control de la varianza de las entidades y de cualquier otro efecto "entre ellas", lo que se logra incluyendo en el modelo las propias entidades como variables dummies. Cuando la data contiene numerosas entidades, y para evitar tener que calcular un parámetro para cada una, la variable dependiente y las variables explicativas se centran en su media, antes de ser incluidas en el modelo [24]. De esta manera, los modelos FE, al no estar expuestos al sesgo de heterogeneidad, sólo pueden estimar el efecto "dentro de las entidades" ("within effect") y no el efecto "entre las entidades" ("between effect"). De esta manera, al no explicar las diferencias específicas "entre las entidades", se pierde una importante información que puede ser causa de resultados pobres y/o simplistas que pueden llevar a interpretaciones erróneas [24]. En este estudio, puede ser el caso de las diferencias de género, puesto que la evidencia empírica muestra que existe un comportamiento de consumo de prestaciones de salud diferente entre hombres y mujeres en el Sistema Isapre.

Sin embargo, los autores Bell, Fairbrother y Jones (2016), consideran que las alternativas de modelamiento para diversos tipos de datos longitudinales, incluyen tanto los modelos de efectos fijos (modelos FE) como los modelos aleatorios (modelos RE) así como también el modelo que considera ambos efectos "dentro" y "entre" (modelo REWB), a menudo llamado modelo "híbrido" [25].

3.5.1 Modelo REWB o Modelo Híbrido

Antes de referirnos al modelo REWB, es importante mencionar algunas características de la estructura de una data de panel. Estas datas son complejas, tienen múltiples niveles y su análisis puede emplear diferentes métodos, dada su estructura.

En las datas longitudinales, los individuos o entidades son medidos en varias ocasiones (observaciones). Esto significa que las observaciones (nivel 1) son agrupadas (nivel 2) dentro del individuo o de la entidad. En todo caso, estas estructuras representan configuraciones sociales reales e interesantes y no son simplemente un tecnicismo o consecuencia metodológica de encuestas. Las estructuras son importantes, en parte porque las variables pueden estar relacionados en más de un nivel en una estructura de datos jerárquica y las relaciones en diferentes niveles no son necesariamente equivalentes. Por ejemplo, en un panel, un individuo puede verse afectado por un ingreso relativo inusualmente alto (nivel 1), de una manera diferente al de un individuo que tiene un ingreso generalmente alto (nivel 2). De esta manera, se puede observar un efecto que se produce "dentro" de los individuos (nivel 1) y otro efecto que se produce "entre" los individuos o "contextual" (nivel 2) [26].

Con datos de panel, a veces se da el caso de que los efectos que representan las variables independientes del tiempo, son de mayor interés. Por tanto, si estamos interesados en comprender un fenómeno de manera integral y no sólo los cambios dinámicos –temporales-

que en él ocurren, es necesario modelar las asociaciones en un nivel superior, a fin de comprender la manera en que los individuos difieren entre sí y no sólo la forma en que ellos mismos cambian a través del tiempo [26].

El modelo REWB, es el más general de los tres modelos y, como tal, constituye un punto de partida razonable dada su flexibilidad para incorporar los aspectos positivos tanto de los modelos FE como de los modelos RE, y su capacidad para permitir extensiones que no pueden ser aplicadas con los otros modelos, tales como: "pendientes aleatorias" que permiten a las asociaciones de variables, variar entre las unidades de nivel superior, la adición de otros niveles de análisis espaciales y temporales, y el modelamiento explícito de la heterocedasticidad. La aplicación de estas extensiones, puede ser de suma importancia y puede hacer que los resultados sean más matizados y más precisos que aquellos obtenidos con modelos FE [25].

El modelo REWB es de efectos aleatorios, con variables centradas en su media y las medias de esas variables. Este modelo requiere de datos de un panel balanceado. Al construir estos paneles para los modelos de CONS01, CONS02 y CONS03 se excluyeron 185, 13 y 312 observaciones de las bases de datos, respectivamente. En estos modelos, los coeficientes asociados a las variables centradas en su media son estimaciones del efecto de estas variables "dentro" de los mismos sujetos, y serán equivalentes a las estimaciones realizadas a partir de un modelo de efectos fijos (FE), es decir, el problema de la omisión de variables de nivel 2 está resuelto para estos coeficientes. Por otra parte, los coeficientes asociados a la media de las variables son estimaciones del efecto "entre" los sujetos [25].

Tomando un ejemplo de datos de panel, donde los individuos i se miden en varias ocasiones t , el modelo más general, capaz de modelar ambos efectos individuales "dentro" y "entre" simultáneamente, estaría representado por la siguiente ecuación:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1(x_{it} - \bar{x}_i) + \beta_2\bar{x}_i + \beta_4z_i + (v_i + \epsilon_{it}) \quad (\text{Ecuación 1})$$

En esta ecuación, y_{it} es la variable dependiente no-continua, x_{it} es una variable temporal (cambia en el tiempo) independiente (nivel 1), \bar{x}_i es la media de x_i , y z_i es una variable no-temporal (no cambia en el tiempo) independiente (nivel 2). El parámetro β_1 representa el efecto "dentro" de x_{it} , mientras que β_2 representa el efecto "entre" las x_{it} . El parámetro β_4 representa el efecto de la variable atemporal z_i , y, por lo tanto, es en sí mismo un efecto "dentro" de los individuos, ya que, variables del nivel 2 no pueden tener efecto "entre" ellos, puesto que no hay variación dentro de las entidades de nivel superior. El parámetro v_i , corresponde a los efectos aleatorios del modelo que se supone que se distribuyen normalmente. El parámetro ϵ_{it} corresponde a los residuales del nivel 1 del modelo, que también se supone que se distribuyen normalmente. Una parametrización alternativa de la Ecuación 1, es la fórmula de "Mundlak" (Mundlak, 1978) [25].

En nuestra data, y considerando el objetivo principal del estudio que es determinar la existencia de riesgo moral ex-post, y si lo hubiese, cuantificar la magnitud y dirección del mismo, un modelo FE para el número de consultas en función de la cobertura efectiva cumpliría el requisito metodológico. Sin embargo, el uso de este modelo, excluiría la variable género, para la cual existe evidencia empírica de que las mujeres presentan un comportamiento de consumo de prestaciones diferente al de los hombres.

Atendido lo anterior, se eligió el modelo REWB para nuestro análisis, el cual se aplicó a las bases de datos -paneles balanceados- de cada uno de los tres diferentes tipos de consultas médicas que el Sistema Isapre ofrece a sus beneficiarios.

4. Resultados

4.1 Descripción de la Data

Una base de datos de panel balanceada (i.e., individuos que registraron consultas todos los años del periodo de estudio) fue construida para cada tipo de consulta médica ambulatoria, para un periodo de 7 años (2010-2016). La tabla 1, muestra el número de observaciones (nivel 1) y de sujetos (nivel 2) de cada data panel, en el año de inicio del estudio (2010).

Tabla 1: Estructura de los Paneles de Consultas Médicas. Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010

	Nº sujetos	Nº observaciones
Consulta 01	28.881	202.167
Consulta 02	9.087	63.609
Consulta 03	116.093	812.651

4.2 Características de la Muestra

Algunas características demográficas y administrativas relevantes de los sujetos de cada panel en el año 2010, se exhiben en la Tabla 2.

Tabla 2: Características de los Sujetos de la Muestra por Género. Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010

	Consultas 01 (n:28.881)		Consultas 02 (n:9.087)		Consultas 03 (n:116.093)	
	hombre	mujer	hombre	mujer	hombre	mujer
(%) sujetos	26,7%	73,3%	30,2%	69,8%	30,0%	70,0%
Edad media (DS)	42 (14,097)	40 (13,691)	56 (13,766)	52 (15,913)	51 (15,398)	44 (15,341)
Media cotización pactada anual (\$)	976.017	1.015.716	2.142.749	1.720.643	1.460.051	1.275.752
Media Nº de consultas(DS))	3,15 (2,624)	4,47 (3,907)	3,20 (1,847)	3,27 (2,478)	4,11 (3,515)	4,48 (3,873)
(%) cobertura efectiva prom.(DS)	70,1 (0,156)	65,0 (0,159)	65,5 (0,132)	63,1 (0,157)	59,5 (0,546)	60,8 (0,171)
Prestador preferente(%)	38%	27%	18%	19%	19%	18%

En el año 2010, del total de consultas médicas ambulatorias otorgadas en la región metropolitana a beneficiarios de isapres de 18 y más años de edad, el **75%** corresponde a CONS03, el **19%** a CONS01 y el **6%** restante a CONS02.

Las mujeres representan en torno al 70% de las muestras, en los 3 tipos de consultas médicas. La edad media de los consultantes es mayor en los hombres, en los 3 tipos de consultas médicas. Sin embargo, se observa una mayor edad promedio en los sujetos con CONS02, de ambos géneros.

Los hombres presentan el menor promedio de consultas por sujeto al año, en los 3 tipos de consultas médicas: 3,15 consultas/sujeto/año para las CONS01; 3,20 consultas/sujeto/año para las CONS02 y; 4,11 consultas/sujeto/año para las CONS03. A su vez, las mujeres, con excepción de las CONS02 (3,27 consultas/sujeto/año), presentan promedios similares de consultas al año para las CONS01 (4,47consultas/sujeto/año) y las CONS03 (4,48

consultas/sujeto/año). Respecto al tipo de prestador, llama la atención el mayor uso de prestadores preferente en la CONS01; 38% en hombres y 27% en mujeres.

La cobertura efectiva promedio es mayor en las CONS01 para ambos géneros, alcanzando un 70% en los hombres y un 65% en las mujeres. La menor cobertura efectiva se observa en la CONS03, donde los hombres presentan una cobertura de 59,5% y las mujeres de 60,8%. El año 2016, la cobertura efectiva promedio en la CONS01 sigue siendo mayor en los hombres (72,8%) que en las mujeres (67,4%). Lo mismo se observa en la CONS02, cuando la cobertura efectiva promedio fue de 63,6% en los hombres y 60,4% en las mujeres. Finalmente, el año 2016, la CONS03 tuvo una cobertura efectiva promedio de 63,0% en hombres y de 60,5% en mujeres. Estas diferencias en la cobertura efectiva, se explicarían por la variabilidad en el monto facturado de la prestación, el porcentaje de bonificación y/o el tope definido para la prestación en el plan de salud del beneficiario.

Los montos facturados promedio (mediana), en términos nominales, el año 2010, para los 3 tipos de consultas médicas fueron: \$14.604 (\$10.997) para las CONS01, \$23.944 (\$20.896) para las CONS02 y \$20.326 (\$16.200) para las CONS03. El año 2016, los montos facturados promedio (mediana), para los 3 tipos de consultas fueron: \$18.671 (\$13.956) para las CONS01, \$31.853 (\$27.450) para las CONS02 y \$ 26.507 (\$22.341) para las CONS03.

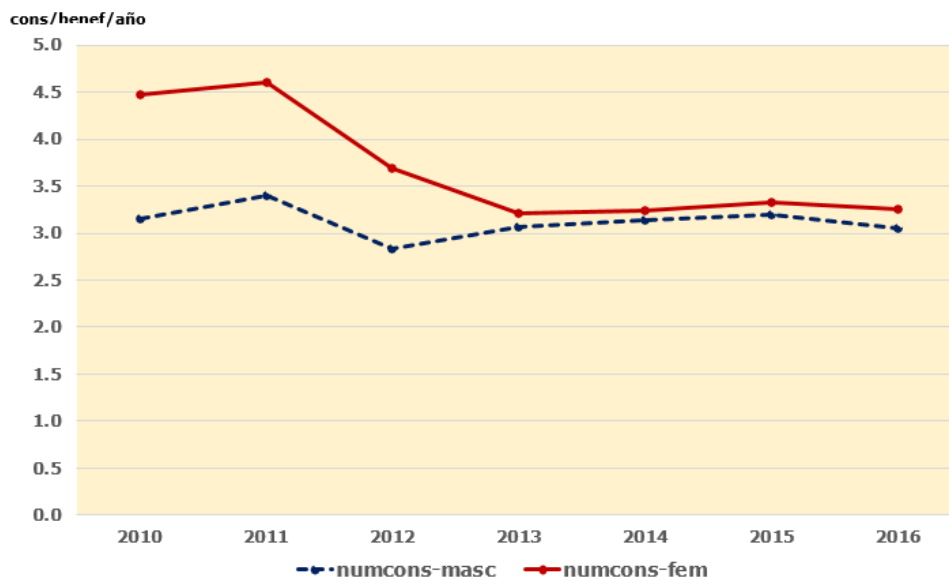
4.3 Perfil de Consumo de Consultas Médicas

En este acápite, se describe la tendencia del consumo promedio anual de los 3 tipos de consultas médicas ambulatorias, por parte de los beneficiarios del Sistema Isapre, de 18 años y más de edad en la región metropolitana, diferenciados por género, en el periodo de estudio.

4.3.1 Consulta médica electiva (CONS01)

El gráfico 1, describe la tendencia del consumo promedio de la consulta médica electiva (Código FONASA 0101001), en hombres y mujeres, de 18 y más años de edad, residentes en la RM, beneficiarios de Isapre, durante el periodo 2010-2016.

Gráfico 1: Promedio Anual del N° de CONS01 por Género. Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016

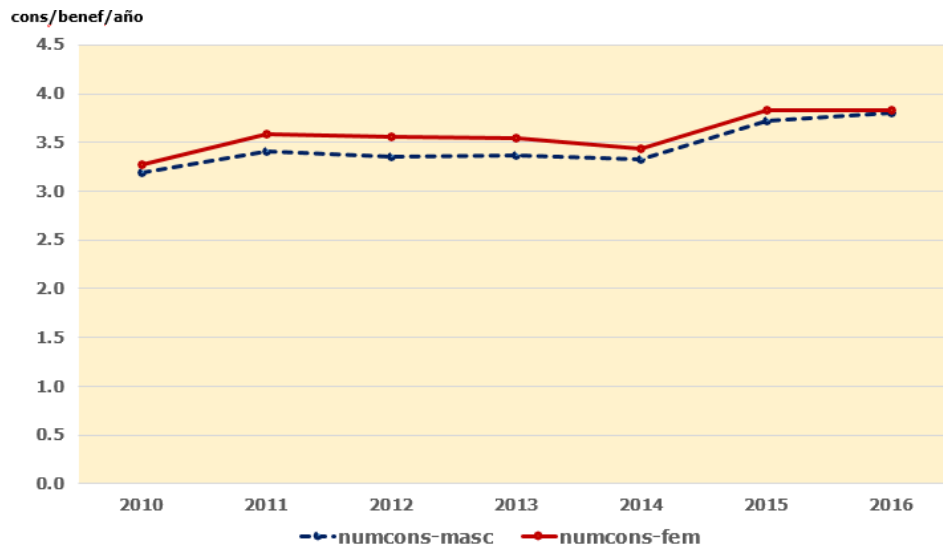


Se observa, que el promedio anual de CONS01 es mayor en las mujeres durante todo el periodo de estudio. Después de un leve aumento entre los años 2010 (4,5 consultas/sujeto/año) y 2011 (4,6 consultas/sujeto/año), las mujeres presentan una brusca caída el año 2012 (3,7 consultas/sujeto/año) que se acentúa el año 2013, para luego estabilizarse en alrededor de 3,3 consultas/sujeto/año. El promedio máximo de consultas/sujeto/año en los hombres, se alcanzó el año 2011 (3,4 consultas/sujeto/año) para caer el año 2012 y luego aumentar el año 2013, estabilizándose en alrededor de 3,1 consultas/sujeto/año, hasta el fin del periodo.

4.3.2 Consulta médica de neurólogo, neurocirujano, otorrinolaringólogo, geriatra, oncólogo, endocrinólogo, reumatólogo y dermatólogo (CONS02)

El gráfico 2, describe la tendencia del consumo promedio de la consulta médica de neurólogo, neurocirujano, otorrinolaringólogo, geriatra, oncólogo, endocrinólogo, reumatólogo y dermatólogo (Código FONASA 0101002), en hombres y mujeres, de 18 y más años de edad, residentes en la RM y beneficiarios de isapres, durante el periodo 2010-2016.

Gráfico 2: Promedio Anual del N° de CONS02 por Género. Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016



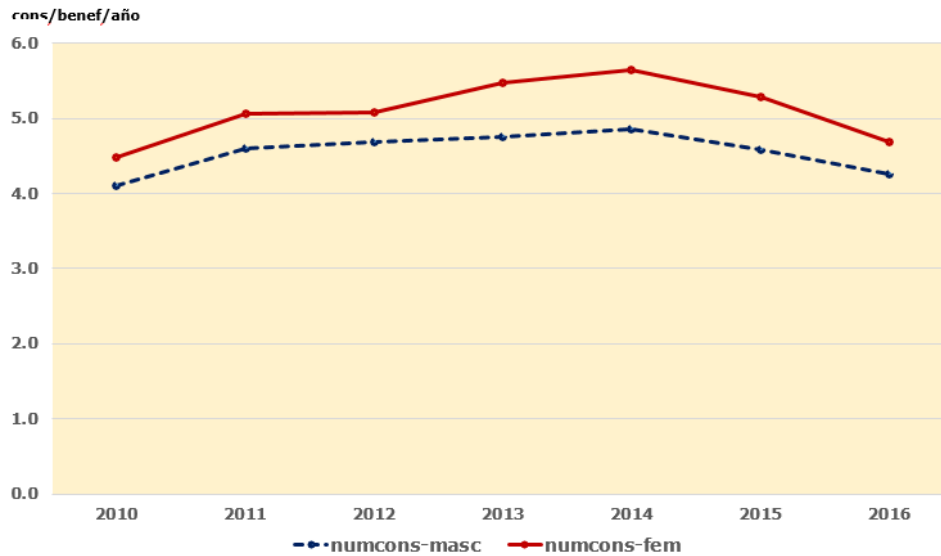
Se observa, que el consumo de las CONS02 es similar en hombres y mujeres, pero con una leve superioridad femenina en el promedio anual de consumo. Después del año 2014, se aprecia un aumento del promedio anual de este tipo de consultas en los sujetos de ambos géneros, que confluye en 3,8 consultas/sujeto/año, el año 2016.

4.3.3 Consultas médicas de las restantes especialidades (CONS03)

El gráfico 3 siguiente, describe la tendencia del consumo promedio de la consulta médica de las restantes especialidades médicas (Código FONASA 0101003) en hombres y mujeres, de 18 y más años de edad, residentes en la RM y beneficiarios de isapres, durante el periodo 2010-2016.

Cabe hacer presente, que desde el año 2015, el Arancel MLE del FONASA desagrega estas especialidades, en sub-categorías de especialidades. En el año 2015, estas sub-categorías incluyeron 11 especialidades y en el año 2016 se desagregaron en 28 especialidades (para mayor información, ver los Aranceles del FONASA MLE de 2015 y 2016).

Gráfico 3: Promedio Anual del N° de CONS03 por Género Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016



Se observa, que el consumo promedio anual de las CONS03 es mayor en las mujeres durante todo el periodo de estudio. Se presenta una tendencia creciente en el consumo de este tipo de consultas, en ambos géneros, hasta el año 2014 (hombres: 4,9 consultas/sujeto/año y mujeres: 5,6 consultas/sujeto/año), para luego disminuir con mayor pendiente en las mujeres, que alcanzan 4,7 consultas/sujeto/año en 2016. En los hombres, la disminución es más atenuada, llegando a 4,3 consultas/sujeto/año, en 2016.

4.4 Cobertura Efectiva de Consultas Médicas

En este punto, se analizan las tendencias de la cobertura efectiva promedio anual de los 3 tipos de consultas médicas ambulatorias, durante los 7 años que abarca el estudio.

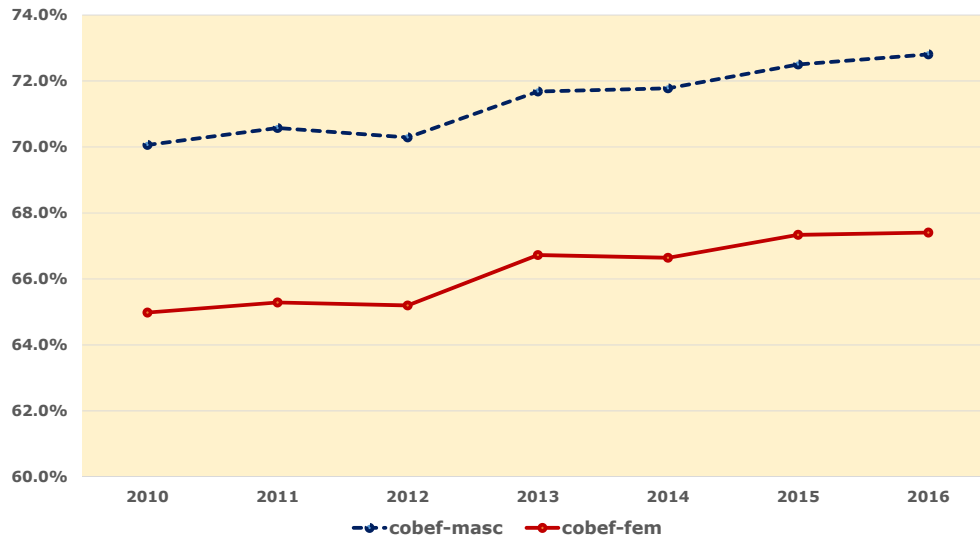
4.4.1 Consulta médica electiva (Código FONASA 0101001)

El gráfico 4 siguiente, describe la tendencia de la cobertura efectiva promedio anual de la consulta médica electiva (Código FONASA 0101001), en hombres y mujeres, de 18 y más años de edad, residentes en la RM y beneficiarios de isapres, durante el periodo 2010-2016.

En este gráfico, se observa que la cobertura efectiva promedio de las CONS01 es creciente en el periodo 2010-2016, mayor en los hombres y que las diferencias entre ambos géneros se mantiene relativamente constante, en alrededor de 5 puntos porcentuales. Durante el período de estudio, la cobertura efectiva promedio aumentó en 3,9 puntos porcentuales en los hombres y en 3,7 puntos porcentuales en las mujeres. Este incremento de cobertura, puede estar asociado al aumento real de la cotización pactada promedio de los beneficiarios que

hicieron uso de este tipo de prestación, la que se incrementó en un 20% en los hombres y un 30% en las mujeres, en el periodo de estudio.¹

Gráfico 4: Media Anual de la Cobertura Efectiva de CONS01 Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016

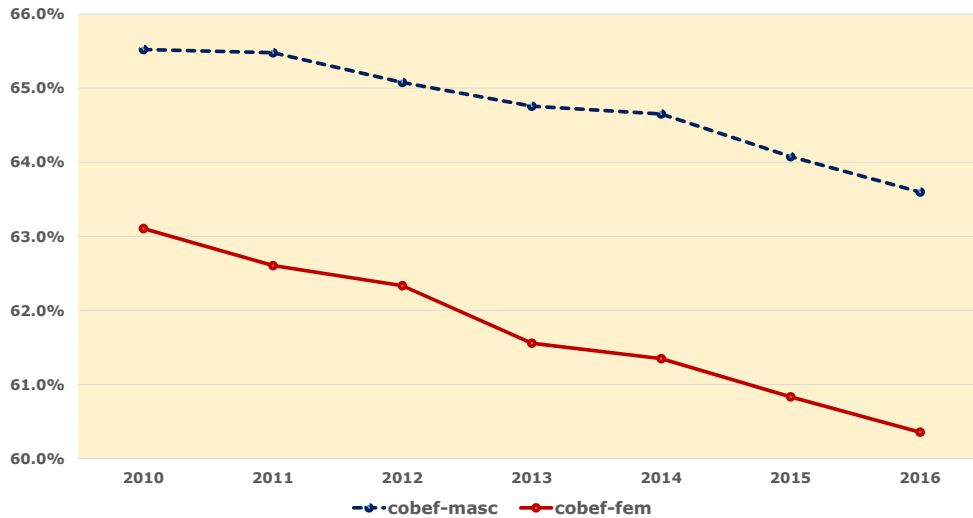


4.4.2 Consulta médica de neurólogo, neurocirujano, otorrinolaringólogo, geriatra, oncólogo, endocrinólogo, reumatólogo y dermatólogo (Código FONASA 0101002)

El gráfico 5, describe la tendencia de la cobertura efectiva promedio anual de la consulta médica de neurólogo, neurocirujano, otorrinolaringólogo, geriatra, oncólogo, endocrinólogo, reumatólogo y dermatólogo (Código FONASA 0101002), en hombres y mujeres, de 18 y más años de edad, residentes en la RM y beneficiarios de isapres, durante el periodo 2010-2016.

Gráfico 5: Media Anual de la Cobertura Efectiva de CONS02 Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016

¹ *Nota del Editor:* A lo largo del estudio, se plantea que la “cobertura efectiva” habría aumentado en el periodo estudiado. Esta evidencia no es contradictoria con los resultados más generales que han mostrado estudios específicos de la Superintendencia de Salud (Sánchez, 2016 y otros), donde se muestra que las coberturas efectivas del plan complementario en el sistema Isapre han disminuido sistemáticamente en el tiempo. Esto se debe a varios factores de diseño de la presente investigación, por ejemplo, las condiciones de selección de muestra de beneficiarios o el hecho de que se trata de la cobertura de una prestación específica versus el total de las prestaciones del plan complementario. Estas mismas particularidades del diseño del estudio hacen que sea plausible, como explicación del fenómeno, el importante aumento de la cotización pactada en la muestra de beneficiarios incluidos en los análisis.

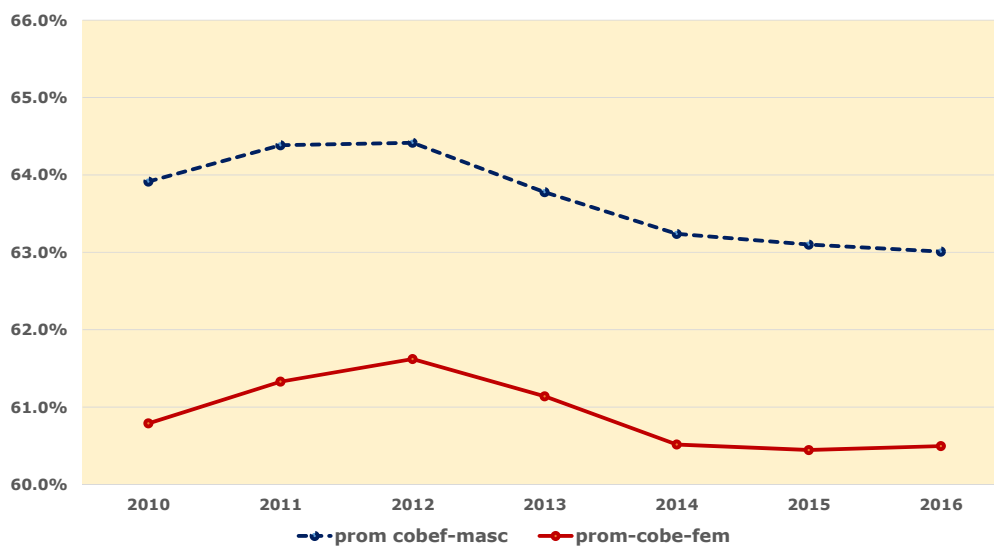


El gráfico muestra que la cobertura efectiva promedio de las CONS02 es decreciente en el periodo 2010-2016 para ambos géneros. Las diferencias entre hombres y mujeres alcanzaron un mínimo de 2,4 puntos porcentuales el año 2010 y un máximo de 3,3 puntos porcentuales el 2014, y desde allí, la brecha entre ambos géneros permanece estable con una diferencia de 3,2 puntos porcentuales, hasta el final del periodo de estudio.

4.4.3 Consultas médicas de las restantes especialidades (Código FONASA 0101003)

El gráfico 6, describe la tendencia de la cobertura efectiva promedio anual de la consulta médica de las restantes especialidades médicas (Código FONASA 0101003), en hombres y mujeres, de 18 y más años de edad, residentes en la RM y beneficiarios de isapre, durante el periodo 2010-2016.

Gráfico 6: Media Anual de la Cobertura Efectiva de CONS03 Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016



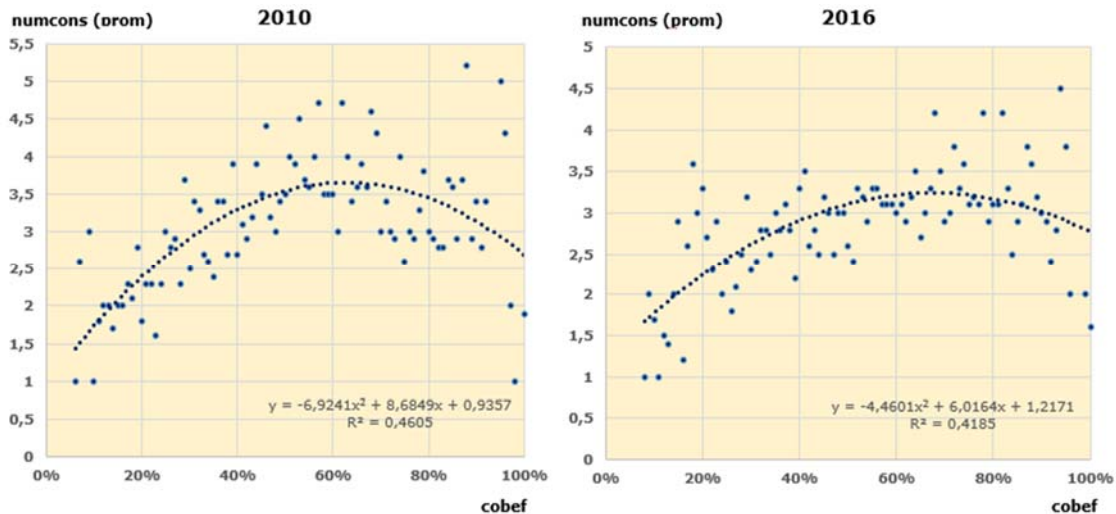
El gráfico muestra que la cobertura efectiva promedio de las CONS03 aumentó para ambos géneros hasta el año 2012, para luego disminuir sostenidamente durante el resto del periodo, aunque con menor pendiente a partir del año 2014. La cobertura es mayor en los hombres que en las mujeres durante todo el periodo de estudio. La diferencia entre ambos géneros presenta un máximo de 3,9 puntos porcentuales el año 2010, para disminuir paulatinamente hasta 3,3 puntos porcentuales en el año 2016.

4.5 Relación Cobertura Efectiva y Número de Consultas Médicas

4.5.1 Cobertura Efectiva vs Número de Consultas 001

El gráfico 7, muestra la dispersión y la curva de tendencia de la relación cobertura efectiva y número de CONS01, de los sujetos de género masculino, en los años extremos del periodo de estudio (2010 y 2016).

Gráfico 7: Hombres: Cobertura Efectiva vs Número de Consultas 001



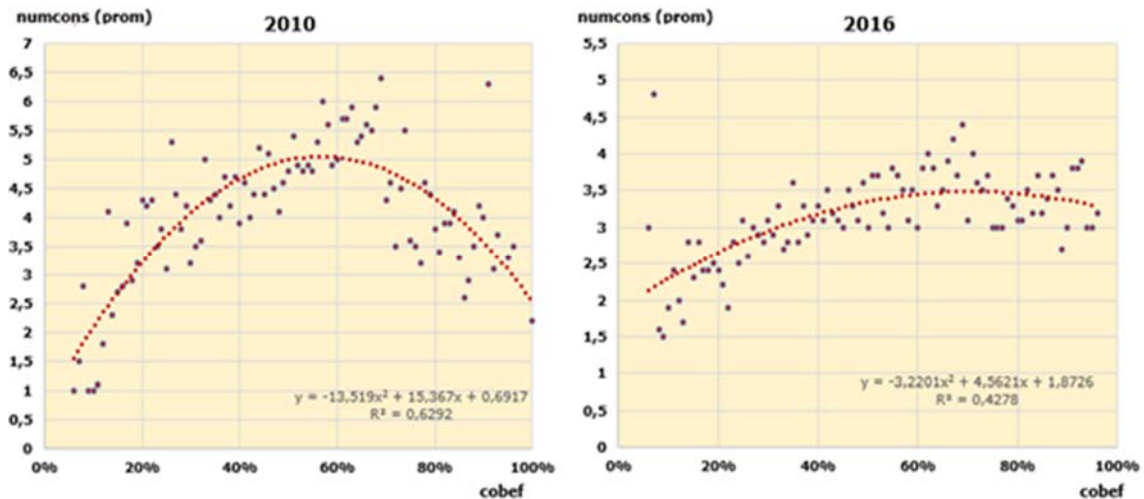
En el gráfico de dispersión del año 2010, se observa que el número de CONS01 en hombres, aumenta a medida que crece la cobertura efectiva de la prestación, logrando puntos máximos con coberturas de 57% y 62%, para luego decrecer paulatinamente a medida que la cobertura efectiva continúa aumentando. El promedio máximo de consumo correspondió a 4,10 consultas/sujeto/año, en el rango de cobertura de 53-57%. También se aprecia, que al menos 2 subconjuntos de puntos sobrepasan la línea de tendencia; en el rango de 44-47% de cobertura efectiva, se constata un consumo promedio de 3,75 consultas/sujeto/año; y, en el rango 88-96% se muestra un promedio de 3,86 consultas/sujeto/año.

En el gráfico del año 2016, el número de CONS01 también aumenta en la medida que crece la cobertura efectiva, hasta alrededor del punto que corresponde a una cobertura de 68%, para luego decrecer paulatinamente a medida que la cobertura efectiva continúa aumentando. En este periodo, el promedio máximo de consumo, correspondió a 3,50 consultas/sujeto/año, en el rango de cobertura de 66-69%. También se aprecia, que 3 subconjuntos de puntos sobrepasan la línea de tendencia; en el rango de 18-21% de cobertura efectiva, se constata un consumo promedio de 3,15 consultas/sujeto/año; en el rango 40-43% se observó un consumo promedio de 3,05 consultas/sujeto/año; y, en el rango 78-83% se muestra un promedio de 3,47 consultas/sujeto/año.

Comparando ambos períodos de análisis, a una misma cobertura efectiva de 60%, se observa que el consumo promedio disminuyó de 3,5 consultas/sujeto/año en 2010 a 3,0 consultas/sujeto/año en 2016. Lo anterior, representa una caída de 16,7% en el consumo de CONS01 a una cobertura efectiva igual a 60%, en hombres de 18 y más años de edad, de la región metropolitana, en el periodo de estudio.

El gráfico 8, muestra la dispersión y la curva de tendencia de la relación cobertura efectiva y el número de CONS01, de los sujetos de género femenino, en los años extremos del periodo de estudio (2010 y 2016).

Gráfico 8: Mujeres: Cobertura Efectiva vs Número de Consultas 001



En el gráfico de dispersión del año 2010, se observa que el número de CONS01 en mujeres, aumenta a medida que crece la cobertura efectiva de la prestación, logrando el punto más alto alrededor de una cobertura de 60%, para luego decrecer a medida que la cobertura efectiva continúa aumentando. El promedio máximo de consumo correspondió a 5,64 consultas/sujeto/año en el rango de cobertura de 60-69%. También se aprecia que al menos 2 subconjuntos de puntos sobrepasan la línea de tendencia; en el rango de 41-46% de cobertura efectiva, se constata un consumo promedio de 4,62 consultas/sujeto/año; y en el rango 51-58% se muestra un promedio de 5,21 consultas/sujeto/año.

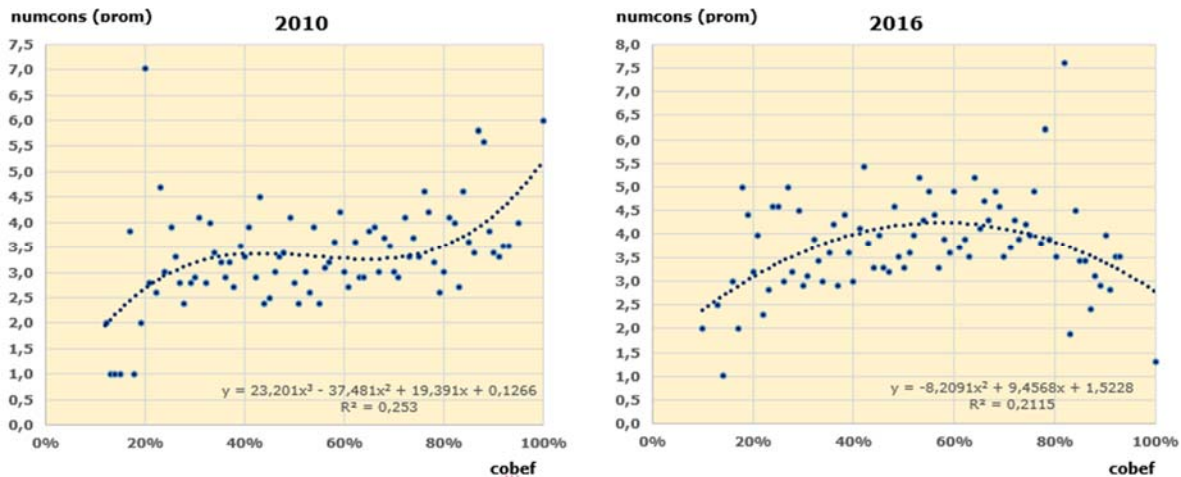
En el gráfico del año 2016, el número de CONS01 también aumenta en relación al aumento de la cobertura efectiva, hasta alrededor del punto que corresponde a una cobertura de 69%, para luego decrecer suavemente a medida que la cobertura efectiva continúa aumentando. En este periodo, el promedio máximo de consumo correspondió a 4,05 consultas/sujeto/año, en el rango de cobertura de 66-69%. También se aprecia que 2 subconjuntos de puntos sobrepasan la línea de tendencia; en el rango de 61-63% de cobertura efectiva, se constata un consumo promedio de 3,87 consultas/sujeto/año; y en el rango 91-93% se muestra un promedio de 3,83 consultas/sujeto/año.

Comparando ambos períodos de análisis, a una misma cobertura efectiva de 60%, se observa que el consumo promedio disminuyó de 5,0 consultas/sujeto/año, en 2010 a 3,0 consultas/sujeto/año, en 2016. Lo anterior, representa una caída de 40% en el consumo de CONS01 a una cobertura efectiva igual a 60%, en mujeres de 18 y más años de edad, de la región metropolitana, en el periodo de estudio.

4.5.2 Cobertura Efectiva vs Número de Consultas 002

El gráfico 9, muestra la dispersión y la curva de tendencia de la relación cobertura efectiva y número de CONS02, de los sujetos de género masculino, en los años extremos del periodo de estudio (2010 y 2016).

Gráfico 9: Hombres: Cobertura Efectiva vs Número de Consultas 002



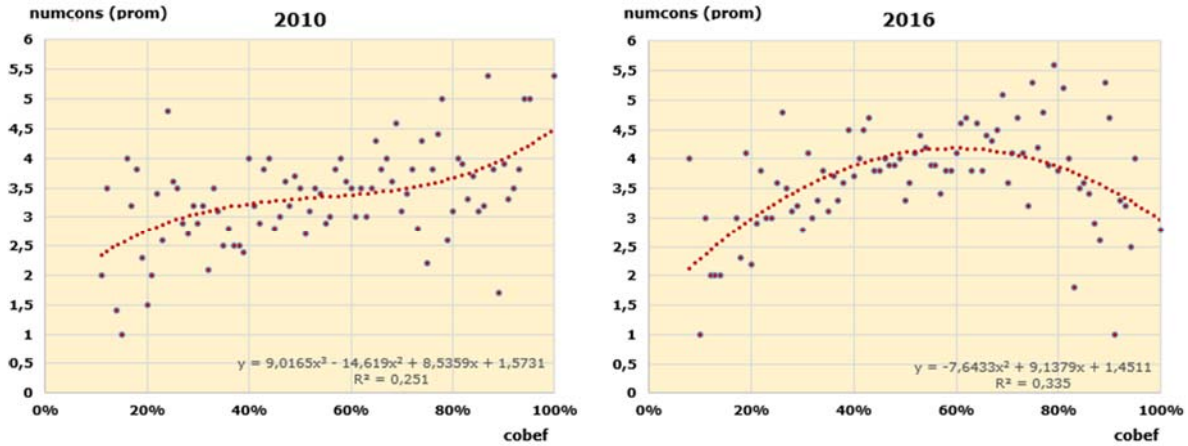
En el gráfico de dispersión del año 2010, se observa que el número de CONS02 en hombres, presenta un comportamiento polinómico de nivel 3; en una primera fase, aumenta a medida que crece la cobertura efectiva, hasta el punto que corresponde a una cobertura aproximada de 40%, luego se mantiene estable en el rango de 40-70% de cobertura efectiva, para luego aumentar nuevamente y con una pendiente más pronunciada a partir de una cobertura aproximada de 70%. El promedio máximo de consumo correspondió a 4,70 consultas/sujeto/año, en el rango de cobertura de 86-89%. También se aprecia, que al menos 2 subconjuntos de puntos sobrepasan la línea de tendencia; en el rango de 74-77% de cobertura efectiva, se constata un consumo promedio de 4,0 consultas/sujeto/año; y, en el rango 40-43% se muestra un promedio de 3,70 consultas/sujeto/año.

En el gráfico del año 2016, el número de CONS02 aumenta en relación al aumento de la cobertura efectiva hasta el punto que corresponde a una cobertura de 60%, para luego decrecer paulatinamente a medida que la cobertura efectiva continúa aumentando. En este período, el promedio máximo de consumo correspondió a 5,30 consultas/sujeto/año, en el rango de cobertura de 78-82%. También se observa, que al menos 2 subconjuntos de puntos sobrepasan la línea de tendencia; en el rango de 52-56% de cobertura efectiva, se constata un consumo promedio de 4,60 consultas/sujeto/año; y, en el rango 64-69% se muestra un promedio de CONS02 de 4,60 consultas/sujeto/año.

Comparando ambos períodos de análisis, a una misma cobertura efectiva de 60%, se observa que el consumo promedio aumentó de 3,0 consultas/sujeto/año, en 2010 a 4,9 consultas/sujeto/año, en 2016. Lo anterior, representa un aumento de 63% en el consumo de CONS02, a una cobertura efectiva igual a 60%, en hombres de 18 y más años de edad, de la región metropolitana, en el periodo de estudio.

El gráfico 10, muestra la dispersión y la curva de tendencia de la relación cobertura efectiva y número de CONS02, de los sujetos de género femenino, en los años extremos del periodo de estudio (2010 y 2016).

Gráfico 10: Mujeres: Cobertura Efectiva vs Número de Consultas 002



En el gráfico de dispersión del año 2010, se observa que el número de las CONS02 en mujeres, aumenta sostenidamente a medida que crece la cobertura efectiva de la prestación. Pendientes pronunciadas se observan en los rangos de 20-40% y de 76-100% de cobertura efectiva y una pendiente suave en el rango 41-75%. El consumo promedio en el rango 20-40% de cobertura efectiva fue de 2,94 consultas/sujeto/año. En el rango de cobertura de 41-75%, el consumo promedio fue de 3,43 consultas/sujeto/año y en el rango de 76-100% de cobertura efectiva, el consumo promedio fue de 3,85 consultas/sujeto/año.

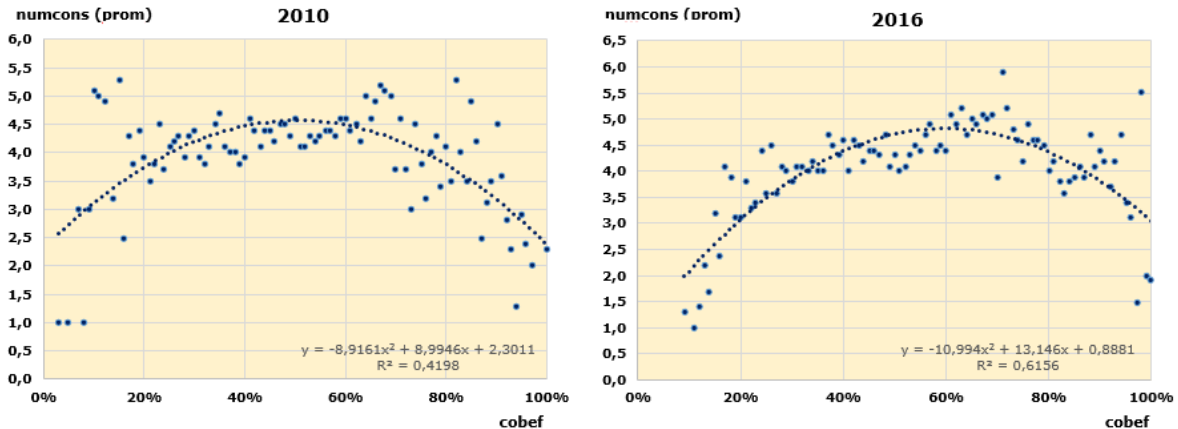
En el gráfico del año 2016, el número de CONS02 aumenta en relación al aumento de la cobertura efectiva hasta alrededor del punto que corresponde a una cobertura de 60%, para luego decrecer paulatinamente a medida que la cobertura efectiva continúa aumentando. En este Período, el promedio máximo de consumo correspondió a 4,76 consultas/sujeto/año, en el rango de cobertura de 75-79%. También se aprecia, que al menos 3 subconjuntos de puntos sobrepasan la línea de tendencia; en el rango de 66-69% de cobertura efectiva, se constata un consumo promedio de 4,58 consultas/sujeto/año; en el rango 61-64% se muestra un promedio de 4,42 consultas/sujeto/año; y, en el rango 39-43% se muestra un promedio de 4,28 consultas/sujeto/año.

Comparando ambos períodos de análisis, a una misma cobertura efectiva de 60%, se observa que el consumo promedio aumentó de 3,5 consultas/sujeto/año, en 2010 a 4,1 consultas/sujeto/año, en 2016. Lo anterior, representa un aumento de 17% en el consumo de CONS02, a una cobertura efectiva igual a 60%, en mujeres de 18 y más años de edad, de la región metropolitana, en el periodo de estudio.

4.5.3 Cobertura Efectiva vs Número de Consultas 003

El gráfico 11, muestra la dispersión y la curva de tendencia de la relación cobertura efectiva y número de CONS03, de los sujetos de género masculino, en los años extremos del periodo de estudio (2010 y 2016).

Gráfico 11: Hombres: Cobertura Efectiva vs Número de Consultas 003



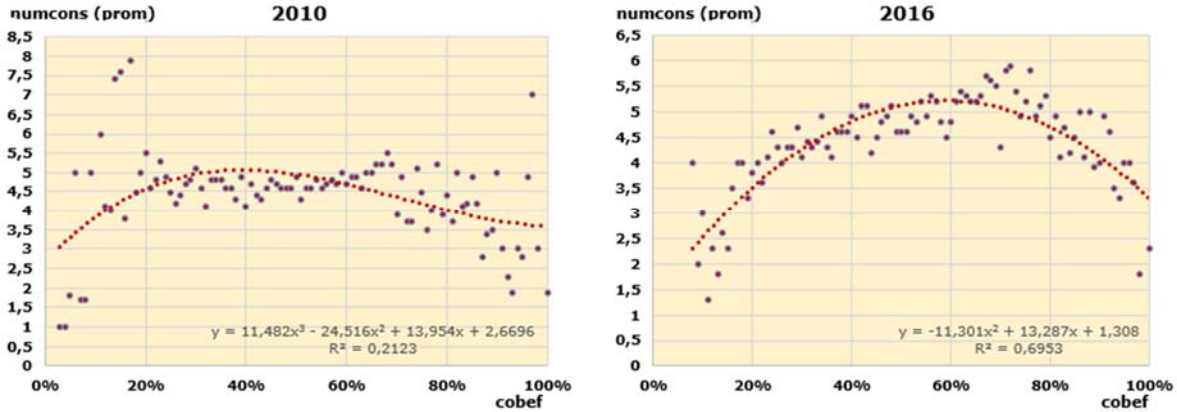
En el gráfico de dispersión del año 2010, se observa que el número de CONS03 en hombres, aumenta a medida a que crece la cobertura efectiva de la prestación, logrando el punto más alto a una cobertura aproximada de 50%, para luego decrecer paulatinamente a medida que la cobertura efectiva continúa aumentando. El promedio máximo de consumo correspondió a 4,97 consultas/sujeto/año, en el rango de cobertura de 64-69%. También se aprecia, que al menos 2 subconjuntos de puntos sobrepasan la línea de tendencia; en el rango de 15-19% de cobertura efectiva, se constata un consumo promedio de 4,06 consultas/sujeto/año; y, en el rango 82-89% se muestra un promedio de 4,42 consultas/sujeto/año.

En el gráfico del año 2016, el número de CONS03 aumenta en relación al aumento de la cobertura efectiva, hasta alrededor del punto de una cobertura de 60%, para luego decrecer paulatinamente a medida que la cobertura efectiva continúa aumentando. En este período, el promedio máximo de consumo correspondió a 5,13 consultas/sujeto/año, en el rango de cobertura de 71-74%. También se aprecia, que al menos 3 subconjuntos de puntos sobrepasan la línea de tendencia; en el rango de 54-59% de cobertura efectiva, se constata un consumo promedio de 4,57 consultas/sujeto/año; en el rango 63-69% de cobertura se observó un consumo promedio de 5,0 consultas/sujeto/año; y; en el rango 75-78% se observó un consumo promedio de 4,58 consultas/sujeto/año.

Comparando ambos períodos de análisis, a una misma cobertura efectiva de 60%, se observa que el consumo promedio disminuyó de 4,6 consultas/sujeto/año, en 2010 a 4,4 consultas/sujeto/año, en 2016. Lo anterior, representa una caída de 4% en el consumo de CONS03, a una cobertura efectiva igual a 60%, en hombres de 18 y más años de edad, de la región metropolitana, en el periodo de estudio.

El gráfico 12, muestra la dispersión y la curva de tendencia de la relación cobertura efectiva y número de CONS03, de los sujetos de género femenino, en los años extremos del periodo de estudio (2010 y 2016).

Gráfico 12: Mujeres: Cobertura Efectiva vs Número de Consultas 003



En el gráfico de dispersión del año 2010, se observa que el número de CONS03 en mujeres, aumenta a medida que crece la cobertura efectiva de la prestación, logrando el punto más alto alrededor de una cobertura de 40%, para luego decrecer paulatinamente a medida que la cobertura efectiva continúa aumentando. El promedio máximo de consumo correspondió a 6,68 consultas/sujeto/año, en el rango de cobertura de 14-17%. También se observa, que al menos 4 subconjuntos de puntos sobrepasan la línea de tendencia; en el rango de 19-23% de cobertura efectiva, se constata un consumo promedio de 5,04 consultas/sujeto/año; en el rango de 28-31% de cobertura se constata un consumo promedio de 4,80 consultas/sujeto/año; en el rango 54-59% de cobertura, se aprecia un consumo promedio de 4,77 consultas/sujeto/año; y, en el rango 64-69% de cobertura se muestra un consumo promedio 5,18 consultas/sujeto/año.

En el gráfico del año 2016, el número de CONS03 aumenta en relación al aumento de la cobertura efectiva, hasta alrededor del punto que corresponde a una cobertura de 60%, para luego decrecer paulatinamente a medida que la cobertura efectiva continúa aumentando. En este período, el promedio máximo de consumo correspondió a 5,47 consultas/sujeto/año, en el rango de cobertura de 67-72%. También se aprecia, que al menos 3 subconjuntos de puntos sobrepasan la línea de tendencia; en el rango de 40-44% de cobertura efectiva, se constata un consumo promedio de 4,76 consultas/sujeto/año; en el rango de 61-66% de cobertura efectiva, se constata un consumo promedio de 5,27; y, en el rango 75-79% se muestra un promedio de 5,26 consultas/sujeto/año.

Comparando ambos períodos de análisis, a una misma cobertura efectiva de 60%, se observa que el consumo promedio aumentó de 4,7 consultas/sujeto/año, en 2010 a 4,8 consultas/sujeto/año, en 2016. Lo anterior, representa un crecimiento de 2% en el consumo de CONS03, a una cobertura efectiva igual a 60%, en mujeres de 18 y más años de edad, de la región metropolitana, en el periodo de estudio.

4.6 Análisis Estadístico

4.6.1 Análisis de la Data

Teóricamente, es frecuente asumir que los datos de conteo tengan una distribución de Poisson. Sin embargo y según la teoría, en una distribución de Poisson la media y la varianza son iguales. Sin embargo, en la data de este estudio, las varianzas de los 3 tipos de consultas médicas fueron mayores que las respectivas medias. Por tanto, se asumió que las distribuciones presentaban signos de sobre-dispersión, es decir, las varianzas eran mayores de lo que cabría esperar en una distribución de Poisson. Por otra parte, la gran magnitud de los valores de los chi-cuadrado en la bondad de ajuste ("goodness-of-fit") y p-values $< 0,05$, fueron indicadores de que la distribución de Poisson no era una buena elección. En casos de sobre-dispersión, una regresión binomial negativa (RBN), es a menudo más apropiada [27].

Una regresión binomial negativa, puede considerarse como una generalización de la regresión de Poisson, ya que tiene la misma estructura, pero, con un parámetro adicional que permite modelar la sobre-dispersión. Si la distribución condicional de la variable dependiente está demasiado dispersa, los intervalos de confianza para la regresión binomial negativa serán menores en comparación con los de un modelo de regresión de Poisson [28].

Después de explorar diversos modelos de regresión, las datas de conteo de los 3 tipos de consultas fueron modelados usando una regresión binomial negativa (RBN) ajustada para un modelo de efectos aleatorios para sobre-dispersión, a través de iteraciones de la estimación de máxima verosimilitud, hasta que el cambio en el logaritmo de verosimilitud sea lo suficientemente pequeño. El último valor de la iteración "log" será el valor final del logaritmo de verosimilitud para el modelo completo [28].

Los modelos RBN fueron estimados usando el comando *xtnbreg* de Stata. Este comando es adecuado para modelar sobre-dispersión en modelos de "efectos aleatorios" (random-effects) y modelos condicionales de "efectos fijos" (fixed-effects) [29]. En los modelos de efectos aleatorios para la sobre-dispersión, usando el comando *xtnbreg*, el concepto de "efectos aleatorios" se aplica a la distribución del parámetro de dispersión, y no a los predictores en el modelo. Para el cálculo de los efectos marginales de los predictores, se usaron los comandos [*mf*, *predict(nu0)*] de Stata. Las estimaciones de máxima verosimilitud y sus resultados fueron interpretados en términos de los efectos marginales de los predictores de la regresión.

Puesto que, en el análisis gráfico de la relación entre cobertura efectiva y número de consultas médicas (acápite 4.5) se observaron curvas con distribución polinómicas, que, en general cambiaban su tendencia a partir de un 60% de cobertura efectiva, se decidió realizar un análisis estratificado por: 1) sujetos con observaciones con cobertura efectiva $\leq 60\%$ y 2) sujetos con observaciones con cobertura efectiva $> 60\%$, en los 3 tipos de consultas. Con esto, se espera lograr una mejor comprensión de la relación entre las variables de interés, pero, se advierte precaución en la interpretación de los resultados (ver los resultados de estos modelos en anexos).

4.6.2 Modelo REWB para Consulta 01

En el panel de CONS01, la distribución de la variable *numcons01* mostró un sesgo a la derecha, con una media de 3,53 consultas/sujeto/año, una varianza de 8,868 y una marcada asimetría (2,731) y curtosis (18,269). La matriz de correlación mostró sólo una asociación moderada entre cobertura efectiva y prestador preferente ($\rho=0,56$). Por otra parte, el valor medio del Factor de Inflación de la Varianza (VIF) entre las variables, después de correr un modelo OLS, fue de 1,17; con un rango entre 1,01-1,48, indicando la no-existencia de multicolinealidad.

El número de observaciones incluidas en el análisis del Modelo REWB para la CONS01 fue de 202.167, correspondiente a una data balanceada de 28.881 sujetos. El valor del chi-cuadrado de Wald (16.636,7) con 14 grados de libertad para el modelo completo, y el valor p de la prueba chi-cuadrado (0,0000), demuestran que el modelo es estadísticamente significativo.

La Tabla 3, muestra **los coeficientes del modelo REWB para la CONS01** con los efectos “dentro de los sujetos” y “entre los sujetos”. Siendo la cobertura efectiva la variable de interés, se puede observar que ésta fue significativa en ambos casos.

Tabla 3: Coeficientes Modelo REWB para CONS01 Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
cobef [c]	-0.0573	0.01522	-3.76	0.000	-0.0871	-0.0274
edad [c]	0.3938	0.00451	87.35	0.000	0.3850	0.4027
edad2 [c]	0.0001	0.00002	3.55	0.000	0.0000	0.0001
año [c]	-0.4447	0.00401	-110.87	0.000	-0.4526	-0.4369
cotpac [c]	-3.87E-08	3.81E-09	-10.16	0.000	-4.62E-08	-3.12E-08
perm [c]	0.0358	0.00163	21.95	0.000	0.0326	0.0390
pref [c]	0.0386	0.00589	6.55	0.000	0.0270	0.0502
cobefprom	0.4558	0.02569	17.74	0.000	0.4054	0.5061
edadprom	0.0078	0.00112	6.97	0.000	0.0056	0.0100
edad2prom	-4.30E-05	1.17E-05	-3.66	0.000	-6.60E-05	-2.00E-05
cotpacprom	-2.52E-08	3.07E-09	-8.21	0.000	-3.13E-08	-1.92E-08
permprom	0.0254	0.00620	4.09	0.000	0.0132	0.0375
prefprom	-0.1927	0.00849	-22.68	0.000	-0.2093	-0.1760
sexo	0.1473	0.00611	24.11	0.000	0.1353	0.1593
const	1.5155	0.07573		0.000	1.3671	1.6640
/ln_r	3.3593	0.01368			3.3325	3.3861
/ln_s	2.1847	0.01181			2.1616	2.2079
r	28.7690	0.39364			28.0077	29.5509
s	8.8881	0.10501			8.6847	9.0963

LR test vs. pooled: chibar2(01) = 3.7e+04

Prob >= chibar2 = 0.000

[c]: variable centrada en su media de nivel 1

prom: promedio de variable en nivel 1.

La cobertura efectiva “dentro de los sujetos” (**cobef [c]**), tiene un coeficiente negativo, estadísticamente significativo, e indica que por cada punto porcentual de aumento en la cobertura efectiva, el número esperado de CONS01 para los mismos sujetos, disminuye un **5,7%**, manteniendo constantes los demás factores.

La edad “dentro de los sujetos” (**edad [c]**) tiene un coeficiente positivo, estadísticamente significativo y sugiere que por cada año adicional de edad de los sujetos, el número esperado de CONS01 para los mismos sujetos, aumenta un **39,4%**, manteniendo constantes los demás factores.

La permanencia en el sistema “dentro de los sujetos” (**perm [c]**) tiene un coeficiente positivo, estadísticamente significativo e indica que por cada mes adicional de permanencia de los sujetos en el sistema isapre, el número esperado de CONS01 para los mismos sujetos, aumenta en **3,6%**, manteniendo constantes los demás factores.

El prestador preferente “dentro de los sujetos” (**pref [c]**), tiene un coeficiente positivo, estadísticamente significativo e indica que el número esperado de CONS01 para los mismos sujetos, aumenta un **3,9%** cuando utilizan prestadores preferentes, manteniendo constantes los demás factores.

El género (**sexo**), variable que compara las diferencias entre mujeres y hombres, tiene un coeficiente positivo, estadísticamente significativo e indica que el número esperado de CONS01 es un **14,7%** superior en las mujeres, manteniendo constantes los demás factores.

La Tabla 4, muestra el **efecto marginal de los predictores** en la regresión binomial negativa, ajustada para un modelo de efectos aleatorios para sobre-dispersión, del panel de CONS01.

Siendo la cobertura efectiva la variable de interés en el modelo, se puede observar que ésta fue significativa tanto “dentro de los sujetos” como “entre los sujetos”. La media esperada del número de CONS01 en el modelo fue de **3,45** consultas/sujeto/año.

Tabla 4: Efectos Marginales de los Predictores Modelo REWB para CONS01 Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016

	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		X
cobef [c]	-0.1975	0.05251	-3.76	0.000	-0.3005	-0.0946	1.30E-11
edad [c]	1.3584	0.01555	87.35	0.000	1.3279	1.3888	-7.10E-08
edad2 [c]	0.0003	8.00E-05	3.55	0.000	0.0001	0.0005	1.80E-07
año [c]	-1.5340	0.01384	-110.87	0.000	-1.5611	-1.5068	0.00E+00
cotpac [c]	-1.33E-07	0.00E+00	-10.16	0.000	-1.60E-07	-1.10E-07	-3.80E-04
perm [c]	0.1234	0.00562	21.95	0.000	0.1124	0.1345	6.70E-09
pref*2 [c]	0.1331	0.02033	6.55	0.000	0.0933	0.1730	-4.90E-09
cobefprom	1.5719	0.08861	17.74	0.000	1.3982	1.7456	0.6760
edadprom	0.0268	0.00385	6.97	0.000	0.0193	0.0343	43.5295
edad2prom	-0.0001	0.00004	-3.66	0.000	-0.0002	-0.0001	2090.55
cotpacprom	-8.70E-08	0.00E+00	-8.21	0.000	-1.10E-07	-6.60E-08	1.30E+06
permprom	0.0875	0.02139	4.09	0.000	0.0455	0.1294	11.8353
prefprom	-0.6645	0.02930	-22.68	0.000	-0.7219	-0.6070	0.3622
sexo*3	0.4914	0.01973	24.91	0.000	0.4527	0.5301	0.7333

(*2) dy/dx es el cambio discreto de la variable prestador preferente, desde no-preferente a preferente.

(*3) dy/dx es el cambio discreto de la variable sexo, desde hombre a mujer.

La cobertura efectiva “dentro de los sujetos” (**cobef [c]**), tiene un efecto marginal promedio negativo, estadísticamente significativo e indica que por cada punto porcentual de aumento en la cobertura efectiva, el número esperado de CONS01 para los mismos sujetos, disminuye en **0,198** consultas/sujeto/año, manteniendo constantes los demás factores.

La edad “dentro de los sujetos” (**edad [c]**), tiene un efecto marginal promedio positivo, estadísticamente significativo y sugiere que por cada año de edad adicional de los sujetos, el número esperado de CONS01 para los mismos sujetos, aumenta en **1,358** consultas/sujeto/año, manteniendo constantes los demás factores.

La permanencia en el sistema “dentro de los sujetos” (**perm [c]**), tiene un efecto marginal promedio positivo, estadísticamente significativo e indica que por cada mes adicional de permanencia de los sujetos en el sistema isapre, el número esperado de CONS01 para los mismos sujetos, aumenta en **0,123** consultas/sujeto/año, manteniendo constantes los demás factores.

El prestador preferente "dentro de los sujetos" (**pref*2 [c]**), tiene efecto marginal promedio positivo, estadísticamente significativo e indica que el número esperado de CONS01 para los mismos sujetos, aumenta en **0,133** consultas/sujeto/año cuando utilizan prestadores preferentes, manteniendo constantes los demás factores.

El género (**sexo*3**), variable que compara las diferencias entre mujeres y hombres, presenta un efecto marginal promedio positivo, estadísticamente significativo e indica el número esperado de CONS01, es **0,491** consultas/sujeto/año superior en las mujeres, manteniendo constantes los demás factores.

4.6.3 Modelo REWB para Consulta 02

En el panel de CONS02, la distribución de la variable numcons02 mostró un sesgo a la derecha, con una media de 3,54 consultas/sujeto/año, una varianza de 7,108 y una marcada asimetría (2,139) y curtosis (12,787). La matriz de correlación mostró una asociación leve entre las variables edad y cotización pactada ($\rho=0,16$), y entre las variables prestador preferente y cotización pactada ($\rho= 0,17$), y una asociación moderada entre las variables cobertura efectiva y prestador preferente ($\rho=0,46$). Por otra parte, el valor medio del Factor de Inflación de la Varianza (VIF) entre las variables fue de 1,15 con un rango entre 1,01-1,36 indicando la no-existencia de multicolinealidad.

El número de observaciones incluidas en el análisis del Modelo REWB para CONS02 fue de 63.609, correspondiente a una data balanceada de 9.087 sujetos. El valor del chi-cuadrado de Wald (1.806,42) con 14 grados de libertad para el modelo completo, y el valor p de la prueba chi-cuadrado (0,0000), demuestran que el modelo es estadísticamente significativo.

Tabla 5: Coeficientes Modelo REWB para CONS02 Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
cobef [c]	-0.2106	0.03696	-5.7	0.000	-0.2830	-0.1381
edad [c]	0.1220	0.00695	17.56	0.000	0.1084	0.1356
edad2 [c]	0.0003	0.00003	7.75	0.000	0.0002	0.0003
año [c]	-0.1439	0.00594	-24.24	0.000	-0.1556	-0.1323
cotpac [c]	3.97E-08	5.90E-09	6.72	0.000	2.81E-08	5.12E-08
perm [c]	0.0224	0.00531	4.21	0.000	0.0120	0.0328
pref [c]	0.1041	0.01722	6.04	0.001	0.0703	0.1378
cobefprom	0.3324	0.03593	9.25	0.000	0.2620	0.4028
edadprom	0.0068	0.00176	3.83	0.140	0.0033	0.0102
edad2prom	1.54E-07	1.57E-07	-0.98	0.327	4.61E-07	1.54E-07
cotpacprom	3.31E-09	2.97E-09	1.11	0.265	2.51E-09	9.13E-09
permprom	0.0378	0.02194	1.72	0.085	-0.0052	0.0808
prefprom	-0.1224	0.01534	-7.98	0.000	-0.1525	-0.0923
sexo	0.0688	0.01014	6.78	0.000	0.0489	0.0887
const	1.9276	0.26227	7.35	0.000	1.4135	2.4416
/ln_r	3.8470	0.03229			3.7838	3.9103
/ln_s	2.1299	0.02087			2.0890	2.1708
r	46.8539	1.51271			43.9809	49.9146
s	8.4140	0.17562			8.0767	8.7654

LR test vs. pooled: chibar2(01) = 1.2e+04

Prob >= chibar2 = 0.000

[c]: variable centrada en su media de nivel 1

prom: promedio de variable en nivel 1.

La Tabla 5 anterior, muestra **los coeficientes del modelo REWB para CONS02** con los efectos "dentro de los sujetos" y "entre los sujetos". Siendo la cobertura efectiva la variable de interés, se puede observar que esta variable fue significativa en ambos casos.

La cobertura efectiva "dentro de los sujetos" (**cobef [c]**), tiene un coeficiente negativo, estadísticamente significativo, e indica que por cada punto porcentual de aumento en la cobertura efectiva, el número esperado de CONS02 para los mismos sujetos, disminuye un **21,1%**, manteniendo constantes los demás factores.

La edad "dentro de los sujetos" (**edad [c]**) tiene un coeficiente positivo, estadísticamente significativo y sugiere que por cada año adicional de edad de los sujetos, el número esperado de CONS02 para los mismos sujetos, aumenta un **12,2%**, manteniendo constantes los demás factores.

La permanencia en el sistema "dentro de los sujetos" (**perm [c]**) tiene un coeficiente positivo, estadísticamente significativo e indica que por cada mes adicional de permanencia de los sujetos en el sistema isapre, el número esperado de CONS02 para los mismos sujetos, aumenta en **2,2%**, manteniendo constantes los demás factores.

El prestador preferente "dentro de los sujetos" (**pref [c]**), tiene un coeficiente positivo, estadísticamente significativo e indica que el número esperado de CONS02 para los mismos sujetos, aumenta un **10,4%** cuando utilizan prestadores preferentes, manteniendo constantes los demás factores.

El género (**sexo**), variable que compara las diferencias entre mujeres y hombres, tiene un coeficiente positivo, estadísticamente significativo e indica que el número esperado de CONS02 es un **6,9%** superior en las mujeres, manteniendo constantes los demás factores.

La Tabla 6, muestra el **efecto marginal de los predictores** en la regresión binomial negativa, ajustada para un modelo de efectos aleatorios para sobre-dispersión, del panel de CONS02.

Tabla 6: Efectos Marginales de Predictores Modelo REWB para CONS02 Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016

	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		X
cobef [c]	-0.7367	0.12933	-5.7	0.000	-0.9902	-0.4833	2.90E-10
edad [c]	0.4268	0.02435	17.53	0.000	0.3790	0.4745	-1.80E-07
edad2 [c]	0.0009	0.00012	7.75	0.000	0.0007	0.0011	5.40E-07
año [c]	-0.5036	0.02085	-24.16	0.000	-0.5444	-0.4627	0.0000
cotpac [c]	1.39E-07	0.0000	6.72	0.000	9.80E-08	1.80E-07	0.0003
perm [c]	0.0782	0.01858	4.21	0.000	0.0418	0.1146	7.80E-09
pref *2 [c]	0.3641	0.06027	6.04	0.001	0.2460	0.4822	-1.80E-09
cobefprom	1.1629	0.12576	9.25	0.000	0.9164	1.4094	0.6265
edadprom	0.0236	0.00617	3.83	0.140	0.0115	0.0357	56.1877
edad2prom	-5.38E-05	5.00E-05	-0.98	0.327	-1.61E-04	5.40E-05	3424.8
cotpacprom	1.16E-08	0.0000	1.11	0.265	-8.80E-09	3.20E-08	2.20E+06
permprom	0.1324	0.07676	1.72	0.085	-0.0181	0.2828	11.9504
prefprom	-0.4283	0.05370	-7.98	0.000	-0.5335	-0.3230	0.1802
sexo *3	0.2375	0.03457	6.87	0.000	0.1698	0.3053	0.6977

(**) dy/dx es el cambio discreto de la variable tipo de prestador, desde no-preferente a preferente.

(***) dy/dx es el cambio discreto de la variable sexo, desde hombre a mujer.

Siendo la cobertura efectiva la variable de interés en el modelo, se puede observar que esta variable fue significativa tanto "dentro de los sujetos" como "entre los sujetos". La media esperada del número de CONS02 en el modelo fue de **3,50** consultas/sujeto /año.

La cobertura efectiva "dentro de los sujetos" (**cobef [c]**), tiene un efecto marginal promedio negativo, estadísticamente significativo e indica que por cada punto porcentual de aumento en la cobertura efectiva, el número esperado de CONS02 para los mismos sujetos, disminuye en **0,737** consultas/sujeto/año, manteniendo constantes los demás factores.

La edad "dentro de los sujetos" (**edad [c]**), tiene un efecto marginal promedio positivo, estadísticamente significativo y sugiere que por cada año de edad adicional de los sujetos, el número esperado de CONS02 para los mismos sujetos, aumenta en **0,427** consultas/sujeto/año, manteniendo constantes los demás factores.

La permanencia en el sistema "dentro de los sujetos" (**perm [c]**), tiene un efecto marginal promedio positivo, estadísticamente significativo e indica que por cada mes adicional de permanencia de los sujetos en el sistema isapre, el número esperado de CONS02 para los mismos sujetos, aumenta en **0,078** consultas/sujeto/año, manteniendo constantes los demás factores.

El prestador preferente "dentro de los sujetos" (**pref*2 [c]**), tiene efecto marginal promedio positivo, estadísticamente significativo e indica que el número esperado de CONS02 para los mismos sujetos, aumenta en **0,364** consultas/sujeto/año cuando utilizan prestadores preferentes, manteniendo constantes los demás factores.

El género (**sexo*3**), variable que compara las diferencias entre mujeres y hombres, presenta un efecto marginal promedio positivo, estadísticamente significativo e indica el número esperado de CONS02, es **0,238** consultas/sujeto/año superior en las mujeres, manteniendo constantes los demás factores.

4.6.4 Modelo REWB para Consulta 03

En el panel de CONS03, la distribución de la variable numcons03 mostró un sesgo a la derecha, con una media de 4,93 consultas/sujeto/año, una varianza de 16,038 y una marcada asimetría (2,213) y curtosis (15,069). La matriz de correlación mostró una asociación leve entre las variables edad y género ($\rho=0,20$), y una asociación moderada entre las variables cobertura efectiva y prestador preferente ($\rho=0,52$). Por otra parte, el valor medio del Factor de Inflación de la Varianza (VIF) entre las variables fue de 1,15 con un rango entre 1,01-1,38 indicando la no-existencia de multicolinealidad.

El número de observaciones incluidas en el análisis del Modelo REWB para CONS03 fue de 812.651, correspondiente a una data balanceada de 116.093 sujetos. El valor del chi-cuadrado de Wald (0,0000) con 13 grados de libertad para el modelo completo, y el valor p de la prueba chi-cuadrado (0,0000), demuestran que el modelo es estadísticamente significativo.

La Tabla 7, muestra los coeficientes del modelo REWB para CONS03 con los efectos "dentro de los sujetos" y "entre los sujetos". Siendo la cobertura efectiva la variable de interés, se puede observar que esta variable fue significativa en ambos casos.

Tabla 7: Coeficientes del Modelo REWB para CONS03 Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
cobef [c]	-0.1778	0.00734	-24.24	0.000	-0.1922	-0.1634
edad [c]	0.4003	0.00228	175.35	0.000	0.3958	0.4048
edad2 [c]	-0.0004	0.00001	-36.9	0.000	-0.0004	-0.0004
año [c]	-0.3532	0.00208	-169.48	0.000	-0.3572	-0.3491
cotpac [c]	0.0000	0.00000	-1.25	0.211	0.0000	0.0000
perm [c]	0.0396	0.00087	45.75	0.000	0.0379	0.0413
pref [c]	0.0105	0.00314	3.33	0.001	0.0043	0.0166
cobefprom	0.2492	0.01053	23.66	0.000	0.2286	0.2698
edadprom	-0.0007	0.00050	-1.48	0.140	-0.0017	0.0002
edad2prom	0.0001	0.00000	15.56	0.000	0.0001	0.0001
cotpacprom	0.0000	0.00000	2.16	0.031	0.0000	0.0000
permprom	0.0336	0.00335	10.04	0.000	0.0270	0.0401
prefprom	-0.1682	0.00466	-36.06	0.000	-0.1773	-0.1591
sexo	0.1381	0.00297	46.48	0.000	0.1322	0.1439
const	1.1724	0.03939	29.76	0.000	1.0952	1.2496
/ln_r	2.7210	0.00561			2.7100	2.7319
/ln_s	2.2829	0.00569			2.2717	2.2940
r	15.1948	0.08521			15.0287	15.3627
s	9.8049	0.05582			9.6961	9.9149

LR test vs. pooled: chibar2(01) = 1.7e+05 Prob >= chibar2 = 0.000

[c]: variable centrada en su media de nivel 1 **prom:** promedio de variable en nivel 1.

La cobertura efectiva “dentro de los sujetos” (**cobef [c]**), tiene un coeficiente negativo, estadísticamente significativo, e indica que por cada punto porcentual de aumento en la cobertura efectiva, el número esperado de CONS03 para los mismos sujetos, disminuye un **17,8%**, manteniendo constantes los demás factores.

La edad “dentro de los sujetos” (**edad [c]**) tiene un coeficiente positivo, estadísticamente significativo y sugiere que por cada año adicional de edad de los sujetos, el número esperado de CONS03 para los mismos sujetos, aumenta un **40%**, manteniendo constantes los demás factores.

La permanencia en el sistema “dentro de los sujetos” (**perm [c]**) tiene un coeficiente positivo, estadísticamente significativo e indica que por cada mes adicional de permanencia de los sujetos en el sistema isapre, el número esperado de CONS03 para los mismos sujetos, aumenta en **4%**, manteniendo constantes los demás factores.

El prestador preferente “dentro de los sujetos” (**pref [c]**), tiene un coeficiente positivo, estadísticamente significativo e indica que el número esperado de CONS03 para los mismos sujetos, aumenta un **1,1%** cuando utilizan prestadores preferentes, manteniendo constantes los demás factores.

El género (**sexo**), variable que compara las diferencias entre mujeres y hombres, tiene un coeficiente positivo, estadísticamente significativo e indica que el número esperado de CONS03 es un **13,8%** superior en las mujeres, manteniendo constantes los demás factores.

La Tabla 8, muestra el efecto marginal de los predictores en la regresión binomial negativa, ajustada para un modelo de efectos aleatorios para sobre-dispersión, del panel de CONS03.

Siendo la cobertura efectiva la variable de interés en el modelo, se puede observar que esta variable fue significativa tanto "dentro de los sujetos" como "entre los sujetos". La media esperada del número de CONS03 en el modelo fue de **4,84** consultas/sujeto/año.

Tabla 8: Efectos Marginales de Predictores Modelo REWB para CONS03 Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016

	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		X
cobef [c]	-0.8611	0.03554	-24.23	0.000	-0.9307	-0.7914	7.40E-11
edad [c]	1.9383	0.01128	171.91	0.000	1.9162	1.9604	-3.50E-08
edad2 [c]	-0.0018	0.00005	-36.87	0.000	-0.0019	-0.0017	-2.70E-07
año [c]	-1.7100	0.01028	-166.3	0.000	-1.7302	-1.6899	0.000
cotpac [c]	-8.08E-10	0.00000	-1.25	0.211	-2.10E-09	4.60E-10	-0.0002
perm [c]	0.1920	0.00420	45.71	0.000	0.1837	0.2002	6.10E-09
pref*2 [c]	0.0506	0.01522	3.33	0.001	0.0208	0.0804	-3.80E-09
cobefprom	1.2067	0.05101	23.66	0.000	1.1067	1.3067	0.6174
edadprom	-0.0036	0.00243	-1.48	0.140	-0.0083	0.0012	49.1112
edad2prom	0.0004	0.00002	15.56	0.000	0.0003	0.0004	2661.71
cotpacprom	5.78E-09	0.00E+00	2.16	0.031	5.20E-10	1.10E-08	1.70E+06
permprom	0.1626	0.01620	10.04	0.000	0.1308	0.1943	11.8561
prefprom	-0.8144	0.02260	-36.04	0.000	-0.8587	-0.7701	0.2232
sexo *3	0.6509	0.01365	47.69	0.000	0.6241	0.6776	0.6999

(*2) dy/dx es el cambio discreto de la variable tipo de prestador, desde no-preferente a preferente.

(*3) dy/dx es el cambio discreto de la variable sexo, desde hombre a mujer.

La cobertura efectiva "dentro de los sujetos" (**cobef [c]**), tiene un efecto marginal promedio negativo, estadísticamente significativo e indica que por cada punto porcentual de aumento en la cobertura efectiva, el número esperado de CONS03 para los mismos sujetos, disminuye en **0,861** consultas/sujeto/año, manteniendo constantes los demás factores.

La edad "dentro de los sujetos" (**edad [c]**), tiene un efecto marginal promedio positivo, estadísticamente significativo y sugiere que por cada año de edad adicional de los sujetos, el número esperado de CONS03 para los mismos sujetos, aumenta en **1,938** consultas/sujeto/año, manteniendo constantes los demás factores.

La permanencia en el sistema "dentro de los sujetos" (**perm [c]**), tiene un efecto marginal promedio positivo, estadísticamente significativo e indica que por cada mes adicional de permanencia de los sujetos en el sistema isapre, el número esperado de CONS03 para los mismos sujetos, aumenta en **0,192** consultas/sujeto/año, manteniendo constantes los demás factores.

El prestador preferente "dentro de los sujetos" (**pref*2 [c]**), tiene efecto marginal promedio positivo, estadísticamente significativo e indica que el número esperado de CONS03 para los mismos sujetos, aumenta en **0,051** consultas/sujeto/año cuando utilizan prestadores preferentes, manteniendo constantes los demás factores.

El género (**sexo*3**), variable que compara las diferencias entre mujeres y hombres, presenta un efecto marginal promedio positivo, estadísticamente significativo e indica el número esperado de CONS03, es **0,651** consultas/sujeto/año superior en las mujeres, manteniendo constantes los demás factores.

5. Discusión - Conclusiones

Alcances Conceptuales y Evidencia

La existencia de riesgo moral y de selección adversa, constituyen problemas económicos frecuentes en el ámbito de los seguros y pueden generar serias fallas en esos mercados. Ambos fenómenos pueden determinar ineficientes niveles de cobertura y precios de los seguros. En el caso del seguro de salud, el riesgo moral es considerado un caso especial de asimetría de información: el asegurado *sabe más* acerca de su propio comportamiento y su demanda esperada de servicios de salud, que las compañías de seguros. Esta asimetría crea incentivos para comportarse inadecuadamente y tomar ventajas del seguro.

En el ámbito de los seguros de salud, el problema del riesgo moral puede verse como un abuso del sistema o un oportunismo post-contractual. Las personas usan más servicios de salud cuando están aseguradas que cuando no lo están, básicamente, porque ellas no pagan el costo total de los servicios demandados y por eso, tendrían incentivos para sobre-consumir estos servicios. Ante esta conducta, las compañías de seguros de salud reaccionan estableciendo diversos mecanismos -copagos, deducibles o seguros suplementarios- para compartir los costos con los asegurados [9].

A través del estudio de la utilización de servicios de salud, con diversos enfoques metodológicos, la presencia de riesgo moral ex-post en los seguros de salud ha sido bien establecida en el ámbito internacional. De una u otra forma diversos autores demuestran que la existencia de un seguro privado de salud, ya sea financiado por el empleador o el usuario de manera suplementaria a su contribución social para salud, aumenta la probabilidad de un mayor consumo de prestaciones en la atención ambulatoria y, en algunos casos, también en la atención hospitalaria. Sin embargo, en la atención hospitalaria, los resultados no siempre son concluyentes respecto a la existencia de riesgo moral ex-post. No resulta racional que una persona demande más atención hospitalaria por el sólo hecho de disponer de un seguro de salud. Técnicamente, esto es explicado por la inelasticidad de la demanda de los servicios hospitalarios, a lo que contribuiría, al menos parcialmente, el menor nivel de cobertura establecido en las pólizas de los seguros de salud respecto a prestaciones hospitalarias [30-39].

Por otra parte y complementando lo anterior, resulta interesante mencionar el aporte de Anderson y cols. (2010), que estudiaron el efecto del seguro de salud sobre la utilización de servicios médicos de urgencia y hospitalizaciones. Usaron datos de la Encuesta Nacional de Entrevistas de Salud (NHIS, por sus siglas en inglés), de un censo de registros del departamento de emergencias y registros de alta hospitalaria de 7 Estados en EEUU, en jóvenes de 19 años de edad que dejaron de ser cargas de los planes de seguros de sus padres. Estos autores, demostraron que el efecto neto de perder el seguro de salud determinó una reducción del 40% en las consultas de urgencias y una disminución de un 61% en las admisiones hospitalarias en estos sujetos [40].

A nivel de las Américas, Morera y Aparicio (2006), usando datos de la Encuesta Nacional de Salud para Costa Rica (2006), exploraron los determinantes de la utilización de consultas médicas en el último mes, en una muestra de 4.892 personas mayores de 15 años de edad. Usando un modelo binomial negativo estándar en el marco teórico del modelo de producción de salud de Grossman, y pese a algunas limitaciones metodológicas, demostraron que, el nivel educativo, el estado de salud percibida, el número de enfermedades crónicas declaradas y la región de residencia, fueron factores significativos en la explicación de la utilización de consultas médicas. Por otra parte, no registraron diferencias significativas de utilización; entre

quintiles de ingreso, la edad y la disposición de un seguro de salud. Estos últimos resultados no concuerdan con la mayoría de la evidencia empírica, que sugiere que la edad, el ingreso y contar con un seguro de salud, son factores determinantes de la demanda de servicios de salud. Los autores, consideran estos resultados como esperables y deseables, en un sistema público solidario y casi universal, como el costarricense [41].

Por otra parte, en Colombia, Osorio-Perez D. (2014), analizó el riesgo moral en el régimen contributivo del sistema general de seguridad social en salud colombiano (SGSSS). Usando el modelo de Gertler et al (1987), encontró que estar afiliado a un régimen en salud y contar con programas complementarios de salud, aumenta la probabilidad de consultar servicios de atención médica por motivos de prevención (riesgo moral ex-ante). Además, demostró que cuando se pertenece al régimen contributivo (seguro), se genera riesgo moral ex-post de manera directa, aumentando la probabilidad de usar servicios de salud en 3.4%. Finalmente, demostró que una señal de presencia de riesgo moral ex-post, se relaciona con el valor a pagar por los servicios de atención médica: a menor valor a pagar, mayor probabilidad de acudir al médico o institución de servicios médicos [42].

En Chile, la evidencia sobre riesgo moral ex-post en el sistema de salud es escasa. En la mayoría de los estudios nacionales, el objetivo principal fue determinar los factores que inciden en la elección del seguro privado de salud o los factores que determinan el cambio entre seguros, y sólo secundariamente exploraron riesgo moral y la selección adversa. La totalidad de ellos utiliza la CASEN como base de datos, los cuales se analizan mayoritariamente de manera transversal, a excepción de Bronfman (2011), que realiza un análisis longitudinal, utilizando el Panel de esta Encuesta.

Los resultados de Sanhueza y Ruiz-Tagle (2002) demostraron una correlación significativa y positiva entre la demanda de servicios de salud y la probabilidad de disponer de un seguro privado de salud. Por su parte, Sapelli y Vial (2003) demostraron una sobreutilización de consultas médicas en ambos sistemas de seguros (FONASA e Isapres), pero siendo mayor en los individuos con seguro público, independiente del tipo de trabajador. A su vez, Henríquez R. (2006) demostró que los individuos con seguro privado tienden a consumir más consultas médicas. En estos 3 estudios, los autores reconocen que la sobreutilización de servicios de salud, no puede atribuirse sólo al riesgo moral sin considerar los efectos de la inducción de la demanda o los problemas de oferta de la provisión pública. Finalmente, Bronfman J. (2011), atribuye a la ocurrencia de eventos de salud y al gasto mensual en atención de salud, como evidencia de riesgo moral y selección adversa, lo que según nuestro criterio, resulta discutible. Si bien el gasto se asocia con la demanda de servicios, resulta aventurado atribuirlo a un efecto de riesgo moral cuando se desconoce el tipo, calidad y precio de esos servicios, no habiendo descartado además, otros efectos como, la inducción de la demanda, el estado de salud/enfermedad de la muestra, o las restricciones de la oferta de los prestadores públicos.

Nuestro estudio, usando una base administrativa de registros periódicos sobre la utilización de prestaciones de salud en el Sistema Isapre y datos de un panel que se extiende por 7 años, que fueron analizados con regresiones binomiales negativas a partir de modelos híbridos (de efectos fijos y aleatorios) y pese a algunas limitaciones, contribuye de manera más directa a esclarecer el efecto del riesgo moral ex-post en el Sistema Isapre.

Hallazgos del Estudio

El análisis de los datos del estudio, permiten inferir lo siguiente:

- Más del 80% de los beneficiarios de isapres, de 18 y más años de edad, residentes en la región metropolitana, consultan con médicos especialistas (CONS02 y CONS03).
- El 70% de los consultantes corresponden a mujeres entre 40-50 años de edad que utilizan en promedio, 4 o más consultas al año, cuya cobertura o bonificación es levemente superior al 60% y que, en su mayoría (80%), son otorgadas en prestadores no-preferentes.
- La CONS01 fue la consulta más barata entre los 3 tipos de consultas médicas. En términos reales (\$,2016), el valor unitario promedio del año 2010, fue de \$ 18.416. Por otra parte, este valor unitario, aumentó apenas en un 1,4% real, durante el periodo de estudio. La cotización pactada promedio en los usuarios de este tipo de consultas, aumento en un 27% real durante 2010-2016, lo que sugiere un significativo aumento del precio de los planes de salud y/o una selección hacia mayores ingresos por parte de las Isapres. El consumo promedio de consultas disminuyó durante el periodo de estudio, independiente del nivel de cobertura. El uso de prestadores preferentes, aumentó desde un 30% el año 2010, a un 41% el año 2016. El año 2016, los usuarios de CONS01 fueron sujetos más jóvenes (media: 46 años), principalmente mujeres (73%) y consumieron en promedio 3,21 consultas/sujeto/año, de las cuales, más del 40% fueron otorgadas en prestadores preferentes. Además, el 26% de los usuarios de CONS01, presentaron una cobertura efectiva promedio, menor o igual a 60%.
- La CONS02 fue la consulta más cara entre los 3 tipos de consultas médicas. En términos reales (\$,2016), el valor unitario promedio del año 2010, fue de \$ 30.193, lo que implicó un aumento real de un 5,5%, durante el periodo de estudio. A su vez, la cotización pactada promedio en los usuarios de CONS02, aumento en un 8% real durante 2010-2016. El consumo promedio de consultas aumentó durante el periodo de estudio, excepto en sujetos con cobertura efectiva promedio > 80%. El uso de prestadores preferentes, disminuyó desde un 19% el año 2010, a un 16% el año 2016. El año 2016, los usuarios de CONS02 fueron adultos mayores (media: 60 años), principalmente mujeres (70%) y consumieron en promedio 3,82 consultas/sujeto/año, de las cuales, sólo el 16% fueron otorgadas en prestadores preferentes. Además, el 43% de los usuarios de CONS02, presentaron una cobertura efectiva promedio, menor o igual a 60%.
- En términos reales (\$,2016), el valor unitario promedio de la CONS03 del año 2010, fue de \$ 25.630, lo que significó un aumento real de 3,4%, durante el periodo de estudio. A su vez, la cotización pactada promedio en los usuarios de CONS03, aumento en un 20% real durante 2010-2016. El consumo promedio de consultas aumentó en los sujetos con cobertura efectiva mayor de 40% y disminuyó en aquellos con cobertura efectiva promedio \leq 40%. El uso de prestadores preferentes, aumentó desde un 18% el año 2010, a un 24% el año 2016. El año 2016, los usuarios de CONS03 fueron adultos (media: 52 años), principalmente mujeres (70%) y consumieron en promedio 4,56 consultas/sujeto/año, de las cuales, el 24% fueron otorgadas en prestadores preferentes. Además, el 44% de los usuarios de CONS03, presentaron una cobertura efectiva promedio, menor o igual a 60%.

Alcances Metodológicos

En primer lugar, el poder acceder a bases de datos administrativas, recogidas sistemática y periódicamente por la Superintendencia desde las Isapres, nos ofrece la ventaja de disponer de datos de un gran número de individuos por extensos periodos de tiempo, lo que facilita por cierto, la creación de paneles de datos que permiten llevar a cabo análisis longitudinales.

Puesto que la variable dependiente es discreta, de tipo conteo, se intentó modelar primeramente con una regresión de Poisson, pero, la existencia de sobre-dispersión y problemas con la bondad de ajuste de los modelos, determinaron la utilización de regresiones binomiales negativas, ajustadas para un modelo de efectos aleatorios para sobre-dispersión.

Otro aspecto metodológico digno de mencionar, fue la elección del modelo. Considerando el objetivo principal del estudio, de determinar la existencia y la magnitud del riesgo moral ex-post y dadas las características de panel de la data, el modelo de efectos fijos (FE) para el número de consultas en función de la cobertura efectiva, controlados por otras variables relevantes, parecía cumplir con el requisito metodológico. Sin embargo, este modelo excluye el efecto de las características que no se modifican con el tiempo (por ejemplo el género) y al no estar expuestos al sesgo de heterogeneidad, sólo pueden estimar el efecto "dentro de la entidad" ("within effect") y no el efecto "entre las entidades" ("between effect"). En nuestro caso, el uso de un modelo FE, excluiría la variable género, para la cual existe evidencia empírica de que las mujeres presentan un comportamiento de consumo de prestaciones de salud diferente al de los hombres. Por tanto, siguiendo las recomendaciones de Bell, Fairbrother y Jones (2016), elegimos el modelo REWB que incorpora los aspectos positivos de ambos modelos -de efectos fijos y de efectos aleatorios- para nuestro análisis.

Resultados del Modelo REWB

- El resultado del modelo REWB, en los 3 tipos de consultas, demostró una relación significativa pero de signo negativo entre la media esperada del número de consultas y la cobertura efectiva, esto es, a medida que aumenta el porcentaje de cobertura efectiva, disminuiría el número esperado de consultas médicas. Estos resultados rechazarían la hipótesis de la existencia de riesgo moral ex-post en los respectivos paneles de datos, de los tres tipos de consultas.
- No obstante lo anterior, los resultados del análisis estratificado en los tres tipos de consultas médicas, permiten una mejor comprensión de la relación entre el consumo de consultas y la cobertura efectiva, pero complejiza la interpretación de los mismos. En los 3 tipos de consultas, los estratos con cobertura efectiva $\leq 60\%$, presentaron una relación significativa y de signo positivo entre la media esperada del número de consultas y la cobertura efectiva, apoyando la hipótesis de la existencia de riesgo moral ex-post. Sin embargo, estos resultados deben ser analizados con precaución, antes de concluir que el incremento de la media del consumo de consultas, obedece sólo al hecho del aumento de la cobertura efectiva en estos estratos, sobre todo, cuando los estratos con coberturas efectivas $>60\%$, en los modelos de los 3 tipos de consultas, presentaron una relación significativa de signo negativo entre la media esperada del número de consultas y la cobertura efectiva, rechazando la hipótesis de la existencia de riesgo moral ex-post.
- Una posible explicación de esta "paradoja" de riesgo moral ex-post en el Sistema Isapre, podría ser la efectividad de los mecanismos de selección por ingreso y riesgo en salud y la inducción creciente al uso de prestadores preferentes de los sujetos con altas coberturas efectivas. De esta manera, aquellos sujetos con mayores ingresos, más jóvenes y más sanos, y por ende, con coberturas efectivas $>60\%$ probablemente demandan menos

consultas médicas, y cuando lo hacen, son sistémicamente inducidos a usar prestadores preferentes, donde resulta más fácil para el seguro, controlar la demanda de consultas médicas, sobre todo, cuando existe integración vertical entre el seguro y el prestador de salud.

- Asumiendo como premisa que el riesgo moral es una “conducta racional”, que implica que un sujeto consumirá más servicios al disponer de una mayor cobertura del seguro, debido a que será el seguro quién asumirá la totalidad o parte del gasto por ese servicio, también resulta “racional” plantear que, si un sujeto asegurado debe enfrentar un copago mayor o igual al 60% del gasto de la prestación o dicho de otra forma, dispone sólo de una cobertura efectiva $\leq 40\%$, éste podrá cuestionar la utilidad del seguro, o en el caso de que el seguro sea obligatorio, tenderá a restringir el uso de los servicios asegurados, pues el mayor gasto en este caso, será de su bolsillo.
- En este contexto, el análisis de las diferencias en los años extremos del periodo de estudio, del grupo con cobertura efectiva $\leq 40\%$ (COBEF $\leq 40\%$), muestra que este grupo, tiende a aumentar su peso relativo, en los 3 tipos de consultas. Al final del periodo de estudio, en la CONS01 y CONS03, a pesar que los sujetos con COBEF $\leq 40\%$, tienen una mayor edad y aumenta la proporción de mujeres, el consumo promedio de consultas disminuye. En la CONS02, los sujetos con COBEF $\leq 40\%$, al final del periodo de estudio, son adultos mayores (media=62 años), aumentando la proporción de hombres, y el consumo promedio de consultas aumentó. Cabe mencionar además, que el uso de prestadores preferentes en este grupo de COBEF $\leq 40\%$, disminuye en los 3 tipos de consultas, durante el periodo de estudio. Esto sugiere que, los sujetos expuestos a un alto copago ($\geq 60\%$ del valor facturado de la prestación) pueden estar usando un seguro suplementario para compensar su gasto de bolsillo y por ende, liberando a las Isapres del control de la demanda, lo que explicaría, la disminución del uso de prestadores preferentes en los 3 tipos de consultas, en este grupo de COBEF $\leq 40\%$ (ver anexo 2).
- Del análisis descrito en el párrafo anterior respecto a las CONS01 y CONS03, sugiere que el efecto de una baja cobertura, relativiza el peso de los factores demográficos (edad y género) en el consumo de este tipo de consultas médicas. Por tanto, es posible concluir que la asociación positiva y significativa entre una cobertura efectiva $\leq 60\%$ y el número esperado de consultas en este estrato, podría ser explicada más bien, por una sub-utilización de consultas médicas de los sujetos con COBEF $\leq 40\%$, debido a la restricción financiera que le impone el copago de más del 60% del valor de la prestación. En el caso de la CONS02, donde la mayoría son adultos mayores con una mayor proporción relativa de hombres, posiblemente con múltiples patologías crónicas, generando una demanda creciente e ineludible de consultas médicas, lo que los obligaría a priorizar sus decisiones económicas en pro de la mantención de su estado de salud.

Algunas Limitaciones del Estudio

Al menos teóricamente, el análisis de riesgo moral, asume la existencia de una oferta de horas médicas fijas y que los precios de las prestaciones sean constantes. Teniendo presente estas limitaciones y en relación a la oferta de horas médicas, el estudio se restringió a la Región Metropolitana, por ser esta región, la que dispone de la mayor red de prestadores privados de salud. Según datos del Registro Nacional de Prestadores Individuales de la Superintendencia de Salud, el número de médicos en Chile se estima en 44.090 profesionales (al 30 de noviembre de 2017), de los cuales, aproximadamente el 52% se desempeña en el Sector Privado **[21,43]**. A su vez, la RM concentra 47,3% de los médicos especialistas de Chile **[44]**. Respecto al precio de las consultas, al no existir una regulación de los mismos y el mecanismo de pago sea “pago por prestaciones”, existe una gran heterogeneidad de los precios, entre los

diferentes tipos de consultas y aún más, dentro de los mismos especialistas. La variación real anual del valor unitario promedio de las consultas, durante el periodo de estudio, fue de 2,3% para CONS02, 1,3% PARA CONS01 Y de 1,2% para CONS03.

Cabe destacar, que la data de este estudio, al ser de origen administrativo, no contiene información sobre el estado de salud/enfermedad de los sujetos. Sería deseable poder ajustar el consumo de consultas médicas por la condición de morbilidad o aún mejor, por la existencia de enfermedades crónicas que implican una mayor demanda por atención médica en la población adulta. En general, y si se asume que las enfermedades crónicas se expresan después de los 55 años de edad, existen marcadas diferencias en los 3 tipos de consultas respecto al peso relativo de este grupo etario. El año 2010, las personas de 55+ años representaron el 17%, el 47% y el 30% de los sujetos en el panel de CONS01, CONS02 y CONS03, respectivamente. Estas diferencias son mayores en el caso de los sujetos de género masculino.

Una tercera limitación del estudio, se refiere a la dificultad para poder distinguir los efectos de la inducción de la demanda por parte de los prestadores. Para minimizar el efecto de la demanda inducida, nuestro estudio se restringió al análisis de la utilización de las consultas médicas ambulatorias, en una población de personas mayores de 18 años de edad, asumiendo que ellas ejercen una plena autonomía al momento de decidir la necesidad de consultar un médico. De esta manera, la decisión de consumo de la consulta médica, depende más del sujeto, que del médico-agente. Sin embargo, se desconoce la proporción de consultas médicas con fines de control de exámenes, imágenes o de tratamientos, originadas por el médico tratante.

Otra de las limitaciones de este estudio, es la ausencia de información sobre el uso de seguros complementarios opcionales más allá del seguro con las isapres. El efecto de este tipo de seguros y no la cobertura efectiva del seguro de las isapres, puede estar induciendo comportamientos asociados a riesgo moral. Ibáñez, C. (2017), en un estudio descriptivo, usando datos de CASEN 2015, mostró que el 45% de los jefes de hogar afiliados a las isapres, disponían de un seguro complementario. Además, señala que los beneficiarios de isapres con seguro complementario, demandaron un 33% más de consultas de especialidad que aquellos afiliados a isapres que no contaban con este tipo de seguros [45].

Aunque, M. Pauly (1968), quien desarrolló el marco teórico del riesgo moral, concluyó que el hecho de demandar más servicios de salud por parte de sujetos asegurados "es una conducta económica racional", obtener evidencia empírica sobre el riesgo moral ex-post u otra falla de mercado en un sistema de seguros de salud, resulta crucial para elaborar políticas públicas más eficientes y equitativas. Cerrar brechas de información e implementar incentivos adecuados a través de la regulación, resultan ser estrategias imprescindibles para contrarrestar el efecto de estas fallas de mercado y; en consecuencia; evitar gastos innecesarios, y aún más, mejorar el estado de salud de la población.

Conclusiones Finales

El análisis de la relación entre el consumo de consultas médicas y la cobertura efectiva en adultos beneficiarios de isapres, constituye una adecuada aproximación metodológica para evaluar el efecto de riesgo moral ex-post. Por otra parte, el hecho de contar con información administrativa directa y periódica de los seguros privados, permite el uso de datos longitudinales y disponer de las ventajas metodológicas para un análisis más específico, obteniendo estimaciones más consistentes y confiables respecto a los fenómenos asociados a la asimetría de información en este mercado.

Los resultados de este estudio, permiten concluir que el efecto del incremento de la cobertura efectiva sobre la utilización de los 3 tipos de consultas médicas, no apoyan la hipótesis de la existencia de riesgo moral ex-post en el Sistema Isapre. Más bien, permiten plantear que los seguros privados de salud han sido eficaces y efectivos en la implementación de estrategias y mecanismos para modular la demanda de consultas médicas entre sus beneficiarios. Además, la detección de algunos indicios de inducción de la demanda, hacen más compleja la interpretación de los resultados de la relación entre las variables de consumo de consultas médicas y cobertura efectiva, en los sujetos estudiados.

La tendencia sistemática a disminuir la cobertura (bonificación) de la atención ambulatoria, el mecanismo de “pago por prestaciones” (fee-for-services) de las consultas médicas y la creciente inclusión de prestadores preferentes en los contratos de salud -prestadores que muchas veces pertenecen al mismo holding de la isapre- y que, en concomitancia con una insuficiente regulación de la integración vertical en la industria y la nula regulación de los precios de las prestaciones en el sector privado de salud, no sólo ha permitido a los seguros privados contener la demanda de prestaciones ambulatorias de sus beneficiarios, sino que también, orientar los incentivos de la industria, hacia la contención del gasto operacional en la atención ambulatoria. En la década 2006-2015, las consultas médicas disminuyeron desde un 25,8% del total de prestaciones de salud, en el año 2010 -excluidas las atenciones dentales-, a un 16,8%, en el año 2016. En el mismo periodo, la proporción del gasto total que correspondió a consultas médicas, disminuyó desde un 20,7% a un 14,3% [46].

Finalmente, una reflexión sobre la toma de decisiones y formulación de las políticas públicas en salud. Se debe tener precaución cuando agentes interesados, utilizan sólo argumentos teóricos para explicar determinados fenómenos, como puede ser el incremento sostenido del gasto en salud. Los fundamentos teóricos como tales, cumplen el propósito de identificar y clarificar las relaciones y efectos entre variables relevantes, involucradas en esos fenómenos. Sin embargo, un marco teórico, por válido que sea, si no va acompañado de evidencia empírica, será siempre insuficiente para tomar decisiones frente a situaciones complejas, que se derivan de problemas con la libre competencia o asimetrías de información entre los agentes que operan en la industria de la salud privada. Con el propósito de llevar a cabo una reforma que contribuya con la eficiencia y la equidad en el sistema privado de salud en Chile, se requiere con urgencia, de futuras investigaciones sobre otros temas asociados a las imperfecciones o fallas del mercado y/o sobre las distorsiones en el rol de agente-principal del médico, en el sistema privado de salud.

6. Referencias

1. Gómez Uranga F. **Fundamentos éticos del mercado en la teoría económica institucional.** Ética y Economía. ICE. N°823 .Junio 2005
2. **Efecto en las Isapres de la Eliminación de la Declaración para Salud.** Serie de Informes Técnicos. Isapres de Chile. 16.9.2015
http://www.isapre.cl/PDF/INFORME_FIN_DPS_VF_10_09_2015.pdf
3. Aedo C, Sapelli C. 1999. **El Sistema de Salud en Chile: Readecuar el Mandato y Reformar el Sistema de Seguros.** Estudios Públicos N° 75. CEP.
4. Belli P. 2001. **"How Adverse Selection Affects the Health Insurance Market"**. Policy Research Working Paper. Harvard School of Public Health.
5. Geyman JP. **Moral Hazard and consumer-driven health care: A fundamentally flawed concept.** Critiques of Health Economics. International Journal of Health Services, Volume 37, Number 2, Pages 333–351, 2007.
6. M.V. Pauly, **"The Economics of Moral Hazard: Comment"** American Economic Review 58, No. 3 (1968): 531–537.
7. Rosen, H. **Social Insurance II: Health Care. Public Finance.** 4ª edición, editado por Harvey Rosen, 1995, pp. 224-40. New Cork: McGraw-Hill.
8. Vázquez Núñez R. **La teoría de agencia en el ámbito de los seguros de salud.** Trabajo de Fin de Grado presentado en la Facultad de Economía y Empresa de la Universidad de Coruña para la obtención del Grado en Administración y Dirección de Empresas.2015.
9. Bronfman J. **Health Insurance Choice, Moral Hazard and Adverse Selection: A Study of the Chilean Case Using Panel Data.** Published in: The Public Purpose, Vol. 1, N°. Spring 2011.
10. Einav, L., Finkelstein, A., Ryan, S. P., Schrimpf, P., & Cullen, M. R. (2013). **Selection on moral hazard in health insurance.** American Economic Review, 103(1), 178- 219.
11. Barahona Urbina, P. **El efecto del copago en el sistema sanitario: ¿Existencia de problemas de equidad?** .Revista De Ciencias Sociales, 4 .2010
12. Bardey, D. **Asimetrías de información en los mercados de seguros: Teoría y evidencia.** Fasecolda, (125), 14-18. 2008
13. Poblete R. **Resultados Financieros Provisionales Sistema Isapre a 2016.** Departamento de Estudios y Desarrollo. Superintendencia de Salud. Junio 2017.
http://www.supersalud.gob.cl/documentacion/666/articles-15990_recurso_1.pdf
14. Sánchez M. **Coberturas Financieras de los Planes Complementarios de Salud de las Isapres Abiertas.** Departamento de Estudio y Desarrollo. Superintendencia de Salud. Marzo 2017.
http://www.supersalud.gob.cl/documentacion/666/articles-15646_recurso_1.pdf
15. Sanhueza R, Ruiz-Tagle J. **Choosing health insurance in a dual health care system: The Chilean case.** Journal of Applied Economics, Vol. V, No. 1 (May 2002), 157-184.

16. Sapelli C., Vial B. **Self-selection and moral hazard in Chilean health insurance.** Journal of Health Economics 22 (2003) 459–476
17. Henriquez, R. **Private health insurance and utilization of health services in Chile.** Applied Economics Volume: 38 Issue: 4 Pages: 423–439 Published: 2006.
Disponible en: <http://repositorio.uchile.cl/handle/2250/127752>
18. G. Paraje (Blog). **Riesgo Moral en Salud.** Escuela de Negocios Universidad Adolfo Ibañez. Publicado el Miércoles, 12 Octubre 2016 en La Tercera.
19. **Beneficiarios de isapres por comunas a diciembre de 2016.** Departamento de Estudios y Desarrollo. Superintendencia de Salud. Junio 2017.
Disponible en: <http://www.supersalud.gob.cl/documentacion/666/w3-article-15991.html>
20. Sanchez M. **Coberturas Financieras de los Planes Complementarios de Salud de Isapres Abiertas.** Documento de Trabajo. Departamento de Estudios y Desarrollo. Superintendencia de Salud. Diciembre 07, 2016.
21. **Registro Nacional de Prestadores Individuales de Salud.** Superintendencia de Salud, noviembre de 2017.
22. Stefany Coxe, Stephen G. West & Leona S. Aiken (2009): **The Analysis of Count Data: A Gentle Introduction to Poisson Regression and Its Alternatives.** Journal of Personality Assessment, 91:2, 121-136
<http://dx.doi.org/10.1080/00223890802634175>
23. Oscar Torres-Reyna. **Panel Data Analysis Fixed and Random Effects using Stata (v. 4.2).** Data and Statistical Services. Princeton University. December 2007.
<http://dss.princeton.edu/training>
24. Bell A, Jones K. **Explaining Fixed Effects: Random Effects Modeling of Time-Series Cross-Sectional and Panel Data.** Political Science Research and Methods. Vol 3, No. 1, 133–153 January 2015.
25. Andrew Bell A., Fairbrother M., Jones K. **Fixed and Random effects: making an informed choice.** March 2016
<https://www.researchgate.net/publication/299604336>
26. Howard, A. L. **Leveraging Time-Varying Covariates to Test Within-and Between-Person Effects and Interactions in the Multilevel Linear Model.** Emerging Adulthood 3(6): 400–412, 2015.
27. **How Can I analyze count data in STATA?** STATA FAQ. Institute for Digital Research and Education. IDRE-UCLA.
<http://stats.idre.ucla.edu/stata/faq/how-can-i-analyze-count-data-in-stata/>
28. **Negative binomial regression: STATA data analysis examples.** Institute for Digital Research and Education. IDRE-UCLA.
<https://stats.idre.ucla.edu/stata/dae/negative-binomialregression/Principiodelformulario>
29. **Xtnbreg - Fixed-effects, random-effects, & population-averaged negative binomial models.** Syntax.Title stata.com
<http://www.stata.com/manuals13/xtxtnbreg.pdf>

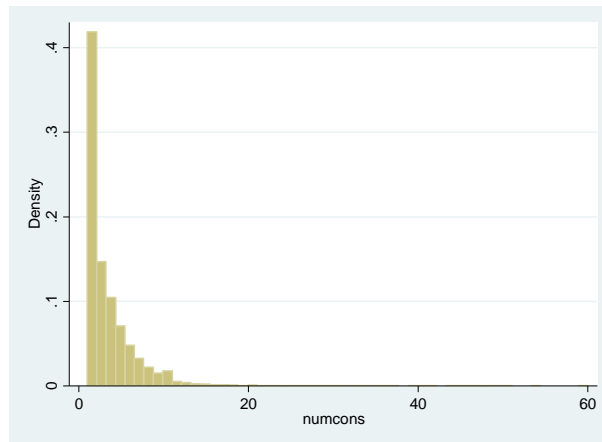
30. Manning, Willard G and Newhouse, Joseph P. and Duan, Naihua and Keeler, Emmett B. and Leibowitz, Arleen and Marquis, M. Susan (1987): **"Health Insurance and the Demand for Medical Care: Evidence from a Randomized Experiment"**. American Economic Review, 77 (3), 251-277.
31. Cameron, A.C., Trivedi, P.K., Milne, F., Piggott, J. (1988): **"A microeconomic model of the demand for health care and health insurance in Australia"**. Review of Economic Studies 1, 85-106.
32. Newhouse Joseph. **The Insurance Experiment Group, 1993. "Free for All? Lessons from the RAND Health Insurance Experiment."** Harvard University Press, Cambridge.
33. Coulson, N.E., Terza, J.V., Neslusan, C.A., Bruce, S. (1995): **"Estimating the moral-hazard effect of supplemental medical insurance in the demand for prescription drugs by the elderly."** The American Economic Review, vol. 85, no. 2. Papers and Proceedings of the Hundredth and Seventh Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 122-126.
34. Holly, A., Lucien, G., Gianfranco, D., Brigitte, B., (1998): **"An econometric model of health care utilization and health insurance in Switzerland."** European Economic Review 42, 513-522.
35. Shou-Hsia Cheng, Tung-Liang Chiang (1998). **Disparity of medical care utilization among different health insurance schemes in Taiwan.** Social Science & Medicine. Volume 47, Issue 5, 1 September 1998, Pages 613-620
36. Pierre-André Chiapporia, Franck Durandb et Pierre-Yves Geoffardc. **Moral hazard and the demand for physician services: First lessons from a French natural experiment.** European Economic Review. Volume 42, Issues 3-5, 31 May 1998, Pages 499-511
37. Vera-Hernández, Marcos (1999): **"Duplicate coverage and demand for health care. The case of Catalonia"**. Health Economics 8, 579-598.
38. Barros, Pedro Pita, Machado, Matilde P., and Sanz-de-Galdeano, Anna (2008): **"Moral hazard and the demand for health services: A matching estimator approach."** Journal of Health Economics, 27, 1006-1025.
39. Kiil A. **Does employment-based private health insurance increase the use of covered health care services? A matching estimator approach.** Int J Health Care Finance Econ. 2012 Mar; 12 (1):1-38. doi: 10.1007/s10754-012-9104-3. Epub 2012 Feb 26.
40. Michael Anderson Carlos Dobkin Tal Gross. **The effect of Health Insurance coverage on the use of medical services.** Working Paper 15823. National Bureau of Economic Research. March 2010. <http://www.nber.org/papers/w15823>
41. Morera Salas M. y Aparicio Llanos A. **Determinantes de la utilización de servicios de salud en Costa Rica.** Gac Sanit. 2010; 24(5):410-415

42. Osorio-Perez D. **Riesgo Moral en el Régimen Contributivo del Sistema General de Seguridad Social Colombiano**. Proyecto de Grado. Facultad de Ciencias Económicas y Administrativas. Universidad Católica de Pereira.2014.
<http://repositorio.ucp.edu.co:8080/jspui/bitstream/10785/1931/1/CDMECO53.pdf>
43. **Memoria de Gestión 2015. Clínicas de Chile A.G.**
disponible en : www.clinicasdechile.cl
44. **INFORME SOBRE BRECHAS DE PERSONAL DE SALUD POR SERVICIO DE SALUD**. Subsecretaría de Redes Asistenciales División de Gestión y Desarrollo de las Personas Departamento de Calidad y Formación Departamento de Planificación y Control de Gestión de RHS. Ministerio de Salud Santiago, 31 de marzo de 2016.
http://web.minsal.cl/wp-content/uploads/2015/08/Informe-Brech-RHS-en-Sector-P%C3%BAblico_Marzo2016.pdf
45. Ibañez C. **Caracterización del mercado de seguros complementarios de salud en base a la encuesta CASEN 2015**. Departamento de Estudios y Desarrollo. Superintendencia de Salud. Abril 2017.
http://www.supersalud.gob.cl/documentacion/666/articles-15825_recurso_1.pdf
46. **Serie Estadística. Cuadro 3.3.4. Monto facturado anual por el Sistema Isapres**. 3 Prestaciones de Salud 2001-2015. Departamento de Estudios y Desarrollo. Superintendencia de Salud.
<http://www.supersalud.gob.cl/documentacion/666/w3-propertyvalue-3757.html>

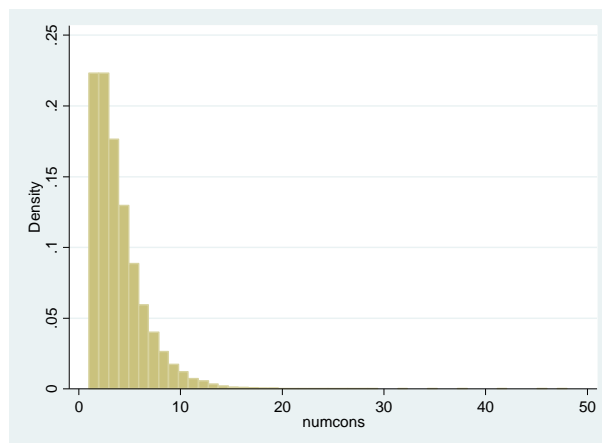
Anexos

Anexo 1: Histogramas Número de Consultas 01-02-03. 2010-2016

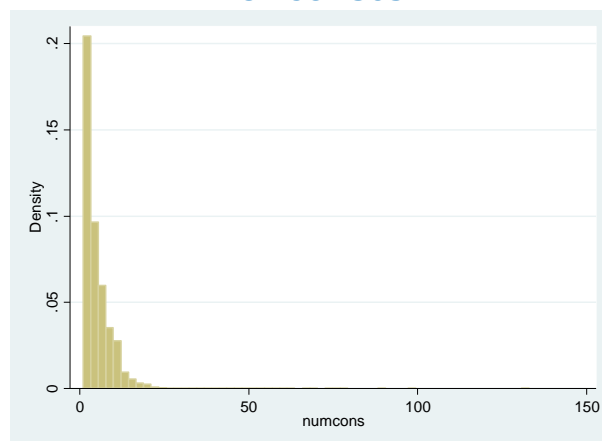
NUMCONS01



NUMCONS02



NUMCONS03



Anexo 2: Perfil de los Sujetos según Tramos de Cobertura Efectiva CONS01, CONS02 y CONS03 2010-2016

Cobef		2010						2016						
		n	(%)	Edad (X)	numcons (X)	CotPac(X)	Mujer(%)	Pref (%)	n	(%)	Edad (X)	numcons (X)	CotPac(X)	Mujer(%)
<= 20%	231	0.8%	44	2.59	913,166	69.7%	6.5%	348	1.2%	47	2.29	1,649,931	80.5%	0.0%
20,1 - 40%	1989	6.9%	43	3.90	1,059,195	80.7%	0.5%	2009	7.0%	48	2.92	1,679,850	82.7%	1.5%
40,1-60%	6436	22.3%	42	4.59	1,017,959	80.5%	2.4%	5223	18.1%	48	3.25	1,646,702	80.0%	15.8%
60,1- 80%	13155	45.5%	41	4.31	1,082,892	74.8%	15.3%	12622	43.7%	46	3.23	1,725,560	75.6%	28.6%
=>80,1%	7083	24.5%	39	3.46	836,835	62.1%	90.2%	8692	30.1%	46	3.25	1,409,580	63.7%	84.5%
Total	28,894	100.0%	41	4.12	1,005,123	73.3%	29.7%	28,894	100.0%	47	3.21	1,612,217	73.4%	40.8%

Cobef		2010						2016						
		n	(%)	Edad (X)	numcons (X)	CotPac(X)	Mujer(%)	Pref (%)	n	(%)	Edad (X)	numcons (X)	CotPac(X)	Mujer(%)
<= 20%	46	0.5%	57	2.48	1,435,779	67.4%	0.0%	62	0.7%	62	3.61	1,647,588	61.3%	1.6%
20,1 - 40%	864	9.5%	55	2.93	1,492,011	70.0%	1.7%	1143	12.6%	62	3.50	1,942,689	73.8%	0.9%
40,1-60%	2297	25.3%	55	3.26	1,698,522	74.8%	6.7%	2743	30.2%	61	3.90	2,415,905	74.7%	3.2%
60,1- 80%	4830	53.1%	52	3.23	1,959,958	68.5%	14.8%	4122	45.4%	58	3.95	2,825,592	67.2%	13.7%
=>80,1%	1052	11.6%	54	3.63	1,972,977	64.5%	78.6%	1019	11.2%	58	3.48	2,305,100	62.8%	74.5%
Total	9,089	100.0%	53	3.25	1,848,258	69.8%	18.9%	9,089	100.0%	60	3.82	2,524,530	69.8%	15.7%

Cobef		2010						2016						
		n	(%)	Edad (X)	numcons (X)	CotPac(X)	Mujer(%)	Pref (%)	n	(%)	Edad (X)	numcons (X)	CotPac(X)	Mujer(%)
<= 20%	1283	1.1%	48	5.10	1,327,648	71.2%	1.1%	1842	1.6%	55	3.38	1,834,444	73.1%	0.1%
20,1 - 40%	13285	11.4%	48	4.52	1,349,337	75.0%	0.6%	16799	14.5%	54	4.29	1,861,403	73.6%	0.6%
40,1-60%	33821	29.1%	47	4.54	1,337,997	74.2%	4.0%	32794	28.2%	54	4.68	2,085,073	72.3%	5.3%
60,1- 80%	53372	46.0%	45	4.31	1,384,800	67.3%	18.8%	44466	38.3%	51	4.75	2,163,251	68.4%	23.4%
=>80,1%	14332	12.3%	44	3.96	1,098,033	65.3%	66.9%	20192	17.4%	50	4.27	1,678,693	66.5%	76.1%
Total	116,093	100.0%	46	4.36	1,331,073	70.0%	18.2%	116,093	100.0%	52	4.56	2,007,993	70.0%	23.8%

Anexo 3: Coeficientes Modelo REWB para CONS01, CONS02 Y CONS03 Estrato con Cobertura Efectiva $\leq 60\%$

Coeficientes Modelo REWB para CONS01 Sujetos con Cobertura Efectiva $\leq 60\%$ Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
cobef [c]	0.7781	0.03340	23.3	0.000	0.7126	0.8436
edad [c]	0.3727	0.00885	42.09	0.000	0.3553	0.3900
edad2 [c]	0.0000	0.00005	-0.66	0.511	-0.0001	0.0001
año [c]	-0.4251	0.00777	-54.68	0.000	-0.4403	-0.4098
cotpac [c]	-1.01E-07	9.35E-09	-10.83	0.000	-1.20E-07	-8.29E-08
perm [c]	0.0415	0.00343	12.08	0.000	0.0348	0.0482
pref [c]	0.0319	0.01584	2.02	0.044	0.0009	0.0630
cobefprom	0.7510	0.04242	17.71	0.000	0.6679	0.8342
edadprom	0.0085	0.00168	5.04	0.000	0.0052	0.0118
edad2prom	-6.80E-05	1.71E-05	-3.97	0.000	-1.02E-04	-3.44E-05
cotpacprom	-1.01E-08	5.34E-09	-1.89	0.059	-2.05E-08	3.98E-10
permprom	0.0331	0.01001	3.3	0.001	0.0134	0.0527
prefprom	-0.4493	0.02032	-22.11	0.000	-0.4891	-0.4095
sexo	0.1692	0.01069	15.83	0.000	0.1483	0.1902
const	1.4465	0.12286	11.77	0.000	1.2057	1.6873
/ln_r	3.4141	0.02488			3.3653	3.4629
/ln_s	2.1731	0.02178			2.1304	2.2158
r	30.3894	0.75603			28.9432	31.9079
s	8.7854	0.19134			8.4183	9.1685

LR test vs. pooled: $\chi^2(01) = 7830.83$

Prob >= $\chi^2 = 0.000$

[c]: variable centrada en su media de nivel 1 prom: promedio de variable en nivel 1.

Coeficientes Modelo REWB para CONS02 Sujetos con Cobertura Efectiva $\leq 60\%$ Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
cobef [c]	0.8261	0.06634	12.45	0.000	0.6961	0.9561
edad [c]	0.0975	0.01004	9.71	0.000	0.0778	0.1172
edad2 [c]	8.77E-05	5.45E-05	1.61	0.107	-1.91E-05	1.94E-04
año [c]	-0.0897	0.00741	-12.1	0.000	-0.1042	-0.0752
cotpac [c]	2.18E-08	1.17E-08	1.85	0.064	-1.25E-09	4.48E-08
perm [c]	0.0200	0.00814	2.46	0.014	0.0041	0.0360
pref [c]	-0.0725	0.04097	-1.77	0.077	-0.1528	0.0077
cobefprom	0.3385	0.06268	5.4	0.000	0.2156	0.4613
edadprom	0.0050	0.00253	1.97	0.049	2.42E-05	0.0099
edad2prom	-7.09E-06	2.24E-05	-0.32	0.752	-5.10E-05	3.69E-05
cotpacprom	-8.59E-09	4.98E-09	-1.73	0.084	-1.83E-08	1.17E-09
permprom	0.0489	0.02949	1.66	0.097	-0.0089	0.1067
prefprom	-0.2209	0.03816	-5.79	0.000	-0.2956	-0.1461
sexo	0.0351	0.01509	2.33	0.020	0.0056	0.0647
const	2.1857	0.35760	6.11	0.000	1.4848	2.8865
/ln_r	4.1185	0.06144			3.9981	4.2389
/ln_s	2.1703	0.03367			2.1043	2.2363
r	61.4663	3.77661			54.4926	69.3324
s	8.7611	0.29499			8.2016	9.3588

LR test vs. pooled: $\chi^2(01) = 3570.69$

Prob >= $\chi^2 = 0.000$

[c]: variable centrada en su media de nivel 1 prom: promedio de variable en nivel 1.

Coeficientes Modelo REWB para CONS03
Sujetos con Cobertura Efectiva $\leq 60\%$
Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
cobef [c]	0.2805	0.01412	19.87	0.000	0.2528	0.3082
edad [c]	0.3859	0.03618	106.68	0.000	0.3789	0.3930
edad2 [c]	-0.0003	0.00002	-19.22	0.000	-0.0003	-0.0003
año [c]	-0.3473	0.00329	-105.64	0.000	-0.3537	-0.3408
cotpac [c]	-2.26E-08	2.35E-09	-9.62	0.000	-2.72E-08	-1.80E-08
perm [c]	0.0372	0.00140	26.47	0.000	0.0344	0.0399
pref [c]	-0.0966	0.00954	-10.12	0.000	-0.1153	-0.0779
cobefprom	0.1366	0.01728	7.9	0.000	0.1027	0.1705
edadprom	-0.0013	6.78E-04	-1.99	0.047	-2.68E-03	-2.06E-05
edad2prom	6.53E-05	6.38E-06	10.24	0.000	5.28E-05	7.78E-05
cotpacprom	-7.94E-09	1.68E-09	-4.72	0.000	-1.12E-08	-4.64E-09
permprom	0.0322	0.00464	6.95	0.000	0.0232	0.0413
prefprom	-0.4080	0.01171	-34.84	0.000	-0.4310	-0.3851
sexo	0.1344	0.00423	31.8	0.000	0.1261	0.1427
const	1.4276	0.05482	26.04	0.000	1.3201	1.5350
/ln_r	2.7486	0.00796			2.7330	2.7642
/ln_s	2.2418	0.00838			2.2254	2.2582
r	15.6215	0.12436			15.3796	15.8671
s	9.4103	0.07883			9.2570	9.5660

LR test vs. pooled: chibar2(01) = 6.7e+04

Prob >= chibar2 = 0.000

[c]: variable centrada en su media de nivel 1

prom: promedio de variable en nivel 1.

**Anexo 4: Efectos Marginales de los Predictores Modelo REWB para CONS01,
CONS02 Y CONS03
Estrato con Cobertura Efectiva $\leq 60\%$**

**Efectos Marginales de los Predictores Modelo REWB para CONS01
Estrato con Cobertura Efectiva $\leq 60\%$.
Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016**

	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	X
cobef [c]	2.6997	0.11650	23.17	0.000	2.4714 2.9280	-9.47E-02
edad [c]	1.2931	0.03086	41.9	0.000	1.2326 1.3536	-1.11E-01
edad2 [c]	-0.0001	1.60E-04	-0.66	0.511	-0.0004 0.0002	-9.86E+00
año [c]	-1.4748	0.02717	-54.27	0.000	-1.5280 -1.4215	-1.10E-01
cotpac [c]	-3.51E-07	0.00E+00	-10.82	0.000	-4.10E-07 -2.90E-07	-1.81E+04
perm [c]	0.1439	0.01191	12.08	0.000	0.1206 0.1673	-8.06E-04
pref*2 [c]	0.1108	0.05497	2.02	0.044	0.0031 0.2186	-1.08E-01
cobefprom	2.6058	0.14490	17.98	0.000	2.3218 2.8898	0.5409
edadprom	0.0294	0.00583	5.04	0.000	0.0179 0.0408	45.0110
edad2prom	-0.0002	0.00006	-3.97	0.000	-0.0004 -0.0001	2242.96
cotpacprom	-3.49E-08	0.00E+00	-1.89	0.059	-7.10E-08 1.40E-09	1.40E+06
permprom	0.1147	0.03474	3.3	0.001	0.0466 0.1828	11.8455
prefprom	-1.5589	0.07041	-22.14	0.000	-1.6969 -1.4209	0.1651
sexo*3	0.5582	0.03352	16.65	0.000	0.4925 0.6239	0.8058

(*2) dy/dx es el cambio discreto de la variable tipo de prestador, desde no-preferente a preferente.

(*3) dy/dx es el cambio discreto de la variable sexo, desde hombre a mujer.

- La media esperada del número de CONS01 en el modelo fue de **3,48**.

**Efectos Marginales de los Predictores Modelo REWB para CONS02
Estrato con Cobertura Efectiva $\leq 60\%$
Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016**

	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	X
cobef [c]	2.8441	0.22939	12.40	0.000	2.3945 3.2937	-0.0371
edad [c]	0.3356	0.03459	9.70	0.000	0.2678 0.4034	0.1629
edad2 [c]	3.02E-04	1.90E-04	1.61	0.107	-6.60E-05 6.69E-04	19.0666
año [c]	-0.3088	0.02557	-12.08	0.000	-0.3590 -0.2587	0.1494
cotpac [c]	7.49E-08	0.00E+00	1.85	0.064	-4.30E-09 1.50E-07	12650.5
perm [c]	0.0690	0.02803	2.46	0.014	0.0140 0.1239	-0.0019
pref*2 [c]	-0.2498	0.14106	-1.77	0.077	-0.5262 0.0267	-0.0345
cobefprom	1.1653	0.21459	5.43	0.000	0.7447 1.5859	0.4901
edadprom	0.0172	0.00871	1.97	0.049	0.0001 0.0342	57.3323
edad2prom	-2.44E-05	8.00E-05	-0.32	0.752	-1.76E-04 1.27E-04	3558.42
cotpacprom	-2.96E-08	0.00E+00	-1.73	0.084	-6.30E-08 4.00E-09	1.90E+06
permprom	0.1683	0.10151	1.66	0.097	-0.0307 0.3673	11.9483
prefprom	-0.7603	0.13146	-5.78	0.000	-1.0180 -0.5027	0.0616
sexo*3	0.1200	0.05111	2.35	0.019	0.0198 0.2202	0.7366

(*2) dy/dx es el cambio discreto de la variable tipo de prestador, desde no-preferente a preferente.

(*3) dy/dx es el cambio discreto de la variable sexo, desde hombre a mujer.

- La media esperada del número de CONS02 en el modelo fue de **3,44**.

Efectos Marginales de los Predictores Modelo REWB para CONS03
Estrato con Cobertura Efectiva \leq 60%
Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016

	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		X
cobef [c]	1.3816	0.06961	19.85	0.000	1.2451	1.5180	-0.0595
edad [c]	1.9010	0.01802	105.47	0.000	1.8656	1.9363	0.0681
edad2 [c]	-1.46E-03	8.00E-05	-19.21	0.000	-1.61E-03	-1.32E-03	7.1613
año [c]	-1.7104	0.01638	-104.44	0.000	-1.7425	-1.67833	0.0643
cotpac [c]	-1.11E-07	0.00E+00	-9.62	0.000	-1.30E-07	-8.90E-08	-2049.35
perm [c]	0.1830	0.00692	26.45	0.000	0.1694	0.1965	0.0005
pref*2 [c]	-0.4759	0.04701	-10.12	0.000	-0.5681	-0.3838	-0.0692
cobefprom	0.6728	0.08488	7.93	0.000	0.5064	0.8391	0.4960
edadprom	-0.0066	0.00334	-1.99	0.047	-0.0132	-0.0001	50.6568
edad2prom	3.22E-04	3.00E-05	10.24	0.000	2.60E-04	3.83E-04	2832.95
cotpacprom	-3.91E-08	0.00E+00	-4.72	0.000	-5.50E-08	-2.30E-08	1.70E+06
permprom	0.1588	0.02286	6.95	0.000	0.1140	0.2036	11.8666
prefprom	-2.0098	0.05778	-34.78	0.000	-2.1230	-1.8965	0.0919
sexo*3	0.6415	0.01958	32.76	0.000	0.6031	0.6798	0.7393

(*2) dy/dx es el cambio discreto de la variable tipo de prestador, desde no-preferente a preferente.

(*3) dy/dx es el cambio discreto de la variable sexo, desde hombre a mujer.

- La media esperada del número de CONS03 en el modelo fue de **4,93**.

**Anexo 5: Coeficientes Modelo REWB para CONS01, CONS02 Y CONS03
Estrato con Cobertura Efectiva > 60%**

**Coeficientes Modelo REWB para CONS01
Sujetos con Cobertura Efectiva >60%
Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016**

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
cobef [c]	-0.8863	0.03651	-24.28	0.000	-0.9579	-0.8148
edad [c]	0.3885	0.00532	73.08	0.000	0.3781	0.3990
edad2 [c]	0.0002	0.00003	5.97	0.000	0.0001	0.0002
año [c]	-0.4367	0.00472	-92.45	0.000	-0.4460	-0.4275
cotpac [c]	-3.10E-08	3.81E-09	-8.13	0.000	-3.84E-08	-2.35E-08
perm [c]	0.0335	0.00187	17.93	0.000	0.0299	0.0372
pref [c]	0.0429	0.00702	6.10	0.000	0.0291	0.0566
cobefprom	0.3752	0.04495	8.35	0.000	0.2871	0.4634
edadprom	0.0055	0.00130	4.28	0.000	0.0030	0.0081
edad2prom	-2.01E-05	1.39E-05	-1.45	0.147	-4.73E-05	7.08E-06
cotpacprom	-2.52E-08	3.37E-09	-7.47	0.000	-3.18E-08	-1.86E-08
permprom	0.0127	0.00675	1.88	0.060	-0.0005	0.0259
prefprom	-0.1489	0.00959	-15.53	0.000	-0.1677	-0.1301
sexo	0.1544	0.00669	23.06	0.000	0.1413	0.1675
const	1.9116	0.08665	22.06	0.000	1.7418	2.0814
/ln_r	3.4458	0.01639			3.4137	3.4780
/ln_s	2.1299	0.01341			2.1036	2.1562
r	31.3698	0.51421			30.3780	32.3940
s	8.4142	0.11282			8.1959	8.6382

LR test vs. pooled: chibar2(01) = 2.7e+04 Prob >= chibar2 = 0.000
[c]: variable centrada en su media de nivel 1 **prom:** promedio de variable en nivel 1.

**Coeficientes Modelo REWB para CONS02
Sujetos con Cobertura Efectiva >60%
Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016**

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
cobef [c]	-1.7310	0.08386	-20.64	0.000	-1.8954	-1.5666
edad [c]	0.1881	0.00958	19.64	0.000	0.1694	0.2069
edad2 [c]	4.19E-04	4.31E-05	9.72	0.000	3.34E-04	5.03E-04
año [c]	-0.2371	0.00860	-27.58	0.000	-0.2540	-0.2203
cotpac [c]	4.10E-08	6.90E-09	5.95	0.000	2.75E-08	5.45E-08
perm [c]	0.0255	0.00713	3.57	0.000	0.0115	0.0395
pref [c]	0.2250	0.02233	10.08	0.000	0.1813	0.2688
cobefprom	0.2451	0.07446	3.29	0.000	0.0991	0.3910
edadprom	0.0055	0.00214	2.59	0.010	0.0013	0.0097
edad2prom	-1.63E-06	1.91E-05	-0.09	0.932	-3.90E-05	3.57E-05
cotpacprom	3.33E-09	3.40E-09	0.98	0.327	-3.33E-09	9.99E-09
permprom	0.0276	0.02736	1.01	0.313	-0.0260	0.0812
prefprom	-0.0910	0.01751	-5.20	0.000	-0.1253	-0.0567
sexo	0.0872	0.01224	7.13	0.000	0.0633	0.1112
const	2.2100	0.32935	6.71	0.000	1.5645	2.8555
/ln_r	3.8593	0.04168			3.7776	3.9410
/ln_s	2.0708	0.02548			2.0208	2.1207
r	47.4335	1.97702			43.7126	51.4710
s	7.9311	0.20210			7.5447	8.3373

LR test vs. pooled: chibar2(01) = 7404.52 Prob >= chibar2 = 0.000
[c]: variable centrada en su media de nivel 1 **prom:** promedio de variable en nivel 1.

Coeficientes Modelo REWB para CONS03
Sujetos con Cobertura Efectiva >60%
Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
cobef [c]	-0.9689	0.01760	-55.06	0.000	-1.0034	-0.9344
edad [c]	0.3925	0.00303	129.5	0.000	0.3866	0.3985
edad2 [c]	-4.03E-04	1.39E-05	-28.99	0.000	-4.30E-04	-3.76E-04
año [c]	-0.3405	0.00276	-123.19	0.000	-0.3459	-0.3351
cotpac [c]	-1.25E-10	1.36E-10	-0.92	0.357	-3.92E-10	1.42E-10
perm [c]	0.0403	0.00112	35.94	0.000	0.0381	0.0425
pref [c]	0.0255	0.00382	6.68	0.000	0.0180	0.0330
cobefprom	0.3710	0.02072	17.9	0.000	0.3303	0.4116
edadprom	-0.0033	0.00062	-5.28	0.000	-0.0045	-0.0021
edad2prom	9.99E-05	6.01E-06	16.62	0.000	8.81E-05	1.12E-04
cotpacprom	2.96E-10	5.49E-10	0.54	0.590	-7.79E-10	1.37E-09
permprom	0.0181	0.00394	4.60	0.000	0.0104	0.0258
prefprom	-0.1343	0.00514	-26.13	0.000	-0.1444	-0.1243
sexo	0.1541	0.00354	43.47	0.000	0.1471	0.1610
const	1.3957	0.04779	29.21	0.000	1.3021	1.4894
/ln_r	2.7473	0.00701			2.7335	2.7610
/ln_s	2.2440	0.00726			2.2297	2.2582
r	15.5999	0.10936			15.3870	15.8157
s	9.4307	0.06849			9.2974	9.5659

LR test vs. pooled: chibar2(01) = 9.2e+04

Prob >= chibar2 = 0.000

[c]: variable centrada en su media de nivel 1

prom: promedio de variable en nivel 1.

**Anexo 6: Efectos Marginales de los Predictores Modelo REWB para CONS01,
CONS02 Y CONS03
Estrato con Cobertura Efectiva > 60%**

**Efectos Marginales de los Predictores Modelo REWB para CONS01
Estrato con Cobertura Efectiva > 60%
Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016**

	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		X
cobef [c]	-3.0276	0.12503	-24.22	0.000	-3.2726	-2.7826	0.0355
edad [c]	1.3272	0.01836	72.29	0.000	1.2912	1.3632	0.0417
edad2 [c]	0.0006	1.00E-04	5.97	0.000	0.0004	0.0008	3.6963
año [c]	-1.4918	0.01641	-90.93	0.000	-1.5239	-1.4596	0.0414
cotpac [c]	-1.06E-07	0.00E+00	-8.13	0.000	-1.30E-07	-8.00E-08	6787.81
perm [c]	0.1145	0.00639	17.92	0.000	0.1020	0.1270	0.0003
pref*2 [c]	0.1464	0.02399	6.10	0.000	0.0994	0.1934	0.0404
cobefprom	1.2818	0.15397	8.32	0.000	0.9800	1.5836	0.7266
edadprom	0.0189	0.00443	4.28	0.000	0.0102	0.0276	42.97
edad2prom	-0.0001	0.00005	-1.45	0.147	-0.0002	0.0000	2033.42
cotpacprom	-8.61E-08	0.00E+00	-7.47	0.000	-1.10E-07	-6.40E-08	1.30E+06
permprom	0.0434	0.02306	1.88	0.060	-0.0018	0.0886	11.83
prefprom	-0.5085	0.03280	-15.5	0.000	-0.5728	-0.4442	0.4361
sexo*3	0.5114	0.02153	23.75	0.000	0.4692	0.5536	0.7061

(*2) dy/dx es el cambio discreto de la variable tipo de prestador, desde no-preferente a preferente.

(*3) dy/dx es el cambio discreto de la variable sexo, desde hombre a mujer.

- La media esperada del número de CONS01 en el modelo fue de **3,42**.

**Efectos Marginales de los Predictores Modelo REWB para CONS02
Estrato con Cobertura Efectiva > 60%
Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016**

	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		X
cobef [c]	-6.0691	0.29660	-20.46	0.000	-6.6504	-5.4878	0.0232
edad [c]	0.6596	0.03367	19.59	0.000	0.5936	0.7256	-0.1019
edad2 [c]	0.0015	1.50E-04	9.71	0.000	0.0012	0.0018	-11.9299
año [c]	-0.8314	0.03030	-27.44	0.000	-0.8908	-0.7720	-0.0934
cotpac [c]	1.44E-07	0.00E+00	5.95	0.000	9.60E-08	1.90E-07	-7915.35
perm [c]	0.0893	0.02500	3.57	0.000	0.0403	0.1383	0.0012
pref*2 [c]	0.7890	0.07839	10.06	0.000	0.6353	0.9426	0.0216
cobefprom	0.8592	0.26159	3.28	0.001	0.3465	1.3719	0.7118
edadprom	0.0194	0.00750	2.59	0.010	0.0047	0.0341	55.47
edad2prom	-5.71E-06	7.00E-05	-0.09	0.932	-1.37E-04	1.25E-04	3341.19
cotpacprom	1.17E-08	0.00E+00	0.98	0.327	-1.20E-08	3.50E-08	2.30E+06
permprom	0.0967	0.09592	1.01	0.313	-0.0913	0.2847	11.95
prefprom	-0.3191	0.06143	-5.2	0.000	-0.4395	-0.1987	0.2543
sexo*3	0.3014	0.04168	7.23	0.000	0.2197	0.3831	0.6733

(*2) dy/dx es el cambio discreto de la variable tipo de prestador, desde no-preferente a preferente.

(*3) dy/dx es el cambio discreto de la variable sexo, desde hombre a mujer.

- La media esperada del número de CONS02 en el modelo fue de **3,51**.

Efectos Marginales de los Predictores Modelo REWB para CONS03
Estrato con Cobertura Efectiva > 60%
Beneficiarios de Isapres, 18+ años. 2010-2016

	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]		X
cobef [c]	-4.5717	0.08346	-54.78	0.000	-4.7352	-4.4081	0.0425
edad [c]	1.8521	0.01450	127.72	0.000	1.8237	1.8805	-0.0486
edad2 [c]	-1.90E-03	7.00E-05	-28.97	0.000	-2.03E-03	-1.77E-03	-5.1176
año [c]	-1.6066	0.01321	-121.63	0.000	-1.6325	-1.5807	-0.0460
cotpac [c]	-5.91E-10	0.00E+00	-0.92	0.357	-1.90E-09	6.70E-10	1464.48
perm [c]	0.1901	0.00529	35.91	0.000	0.1797	0.2005	-0.0003
pref*2 [c]	0.1203	0.01801	6.68	0.000	0.0850	0.1556	0.0494
cobefprom	1.7503	0.09820	17.82	0.000	1.5579	1.9428	0.7042
edadprom	-0.0154	0.00292	-5.28	0.000	-0.0211	-0.0097	48.0068
edad2prom	4.71E-04	3.00E-05	16.62	0.000	4.16E-04	5.27E-04	2539.34
cotpacprom	1.40E-09	0.00E+00	0.54	0.590	-3.70E-09	6.50E-09	1.70E+06
permprom	0.0854	0.01858	4.6	0.000	0.0490	0.1218	11.85
prefprom	-0.6339	0.02429	-26.1	0.000	-0.6815	-0.5863	0.3170
sexo*3	0.7087	0.01591	44.53	0.000	0.6775	0.7399	0.6717

(*2) dy/dx es el cambio discreto de la variable prestador preferente, desde no-preferente a preferente.

(*3) dy/dx es el cambio discreto de la variable sexo, desde hombre a mujer.

- La media esperada del número de CONS03 en el modelo fue de **4,72**.