

Propuestas de Política Pública

Josefa Henríquez, Carolina Velasco.

Las desigualdades en la atención médica en los últimos 20 años

Propuestas de Política Pública

N° 13 / Noviembre 2015

La serie *Propuestas de Política Pública* es editada en formato digital por el Centro de Estudios Públicos (CEP). El director y representante legal del CEP es Harald Beyer Burgos. Dirección: Monseñor Sótero Sanz 162, Providencia, Santiago de Chile. Fono: 2 2328 2400. Fax: 2 2328 2440. Sitio web: www.cepchile.cl. Email: escribanos@cepchile.cl.

Cada artículo es responsabilidad de su autor y no refleja necesariamente la opinión del CEP. Esta institución es una fundación de derecho privado, sin fines de lucro, cuyo objetivo es el análisis y difusión de los valores, principios e instituciones que sirven de base a una sociedad libre.

Edición gráfica: Pedro Sepúlveda V.

Las desigualdades en la atención médica en los últimos 20 años

Josefa Henríquez

Licenciada en Ciencias Económicas (Universidad de Chile). Investigador Asistente.

Carolina Velasco

Ingeniero Comercial con mención en Economía (PUC). Máster en Políticas Sociales (LSE). Investigadora del CEP.

Agradecemos los comentarios de Harald Beyer y la ayuda técnica de Andrés Hernando.

Resumen

Este trabajo busca entender los determinantes de la demanda por cuidados médicos (consultas generales, de especialidad, preventivas, de urgencia y hospitalizaciones) en tres períodos: 1992, 2000 y 2013. Con esto se intenta responder a dos preguntas: ¿qué determina la demanda por salud en cada momento del tiempo? y ¿son siempre las mismas variables las que explican las diferencias en el acceso y frecuencia de uso de los servicios médicos? A objeto de dar cuenta de estas preguntas, se realiza una estimación econométrica de dicha demanda que considera tres etapas o decisiones: (i) elección del tipo de seguro de salud, (ii) hacer o no uso de los servicios médicos y (iii) la cantidad de servicios médicos. El foco de este estudio está en la segunda y tercera etapa, lo que no implica que el tipo de seguro elegido sea descartado del análisis dado que éste sí ejerce influencia en la demanda por salud. La novedad del trabajo radica tanto en la consideración de las especificidades del sistema de salud chileno y de modelos avanzados –teóricos y empíricos– para la demanda por prestaciones de salud, como en su mirada evolutiva. En este sentido, estimar por separado la segunda y tercera decisión mencionadas anteriormente es relevante puesto que, a diferencia de la referida a hacer uso de algún servicio médico, la relacionada a la duración del tratamiento está (más) influenciada por la opinión de los doctores. Lo anterior permite analizar la demanda en profundidad y, por tanto, proponer algunas medidas acordes con los hallazgos.

Los resultados muestran que el estado de salud (subjetivo y objetivo) es la variable más consistente en explicar la probabilidad de uso de las prestaciones y la duración del tratamiento (cantidad de consultas ambulatorias y días de hospitalización). Si bien lo anterior era esperable e indica que se está focalizando la atención en quienes más lo necesitan, el trabajo también da cuenta de que existen otros determinantes de la demanda que podrían modificarse para mejorar las condiciones de acceso y uso de los servicios.

Concordante con la teoría y evidencia previa, la demanda por salud aumenta con la edad y es mayor para las mujeres (salvo en el caso de las hospitalizaciones), pero se relaciona en menor medida con la escolaridad y el nivel de ingreso. Esto último respondería a que el efecto del ingreso se haría presente en la elección del tipo de seguro. En efecto, se encuentra que las personas de mayores ingresos tienen mayor probabilidad de estar en una isapre y a su vez, una mayor probabilidad de estar en una isapre se relaciona con una mayor probabilidad de usar el sistema de salud (aunque no tanto con la cantidad demandada, donde se presume que los mayores precios que enfrentan los usuarios de las isapres los inhibiría a hacer una sobreutilización de los servicios).

Las implicancias para el diseño de las políticas públicas apuntan a mejorar las condiciones de acceso a las prestaciones para los asegurados del Fonasa quienes, en general, son aquellos de menor nivel socioeconómico y peor estado de salud. En cuanto a los hallazgos respecto de las diferencias por género, es relevante entender en qué medida estos comportamientos responden a razones epidemiológicas (diferencias en las enfermedades que aquejan a las personas de uno u otro género), a actitudes propias de cada género (como una mayor propensión al riesgo por parte de los hombres) o a condiciones externas (por ejemplo, mayor flexibilidad laboral para mujeres), para así adoptar las medidas pertinentes (campañas, horarios y prestaciones enfocadas a cada género). Ello debiera ayudar a mejorar los resultados en salud. Algo similar ocurre en el caso de la edad, donde el ideal es proporcionar el tipo de atención más apropiada a cada etapa de la vida.

Los análisis dieron cuenta de dos resultados no esperados. Por una parte, las restricciones del Fonasa (necesidad de ser derivado para acceder a niveles de atención más complejos, déficit de camas y médicos, prohibición de usar modalidad de libre elección para los pertenecientes al grupo A), contrarrestan y sobrepasan en algunos tipos de

prestaciones los efectos esperados de la gratuidad (mayor uso), en especial para los pertenecientes a los grupos A y B de dicho seguro público, limitando su acceso a consultas generales, de especialidad y hospitalizaciones. Este déficit se canalizaría mediante mayores tasas de uso de las consultas de urgencia donde el acceso es más rápido.

Por otra parte, los coeficientes estimados para la variable *usa prestador estatal*, que busca capturar los efectos de los diferentes métodos de pago entre prestadores estatales y privados, mostraron que, si bien se esperaba una mayor cantidad de consultas en usuarios de proveedores privados (puesto que el método de pago por servicio fomenta la inducción de demanda por parte de los médicos), el resultado fue el opuesto. Dado que se descarta que la mayor frecuencia de uso en el sector estatal responda a que en dichos prestadores se atienden personas más enfermas –toda vez que aquel efecto queda capturado en este estudio por las variables que miden el estado de salud de la persona– la explicación más razonable es que existen mayores niveles de ineficiencia en los prestadores estatales (que se traducen en tratamientos más largos), de lo cual efectivamente existen antecedentes para el sector.

Los resultados para las variables que buscan medir la inducción de demanda por parte de los médicos confirman los hallazgos referentes a la (in)eficiencia en el caso de los hospitales estatales, encontrándose que en los sectores de mayor competencia (mayor número de camas), las personas se hospitalizaban por más días. Dado que los ingresos de los doctores y hospitales estatales no varían en función de la cantidad de días de hospitalización de cada paciente, la explicación para el resultado encontrado podría estar en que la mayor oferta de camas les permite beneficiarse, aunque no monetariamente, de estadías más largas, debido a la posibilidad de realizar un menor esfuerzo, tomándose más tiempo en diagnosticar, atender y dar de alta a los pacientes.

De lo anterior se desprende que urge mejorar la equidad en el acceso para quienes mayoritariamente usan prestadores estatales (personas del Fonasa A y B) y la eficiencia de estos últimos, para lo cual se ha planteado la necesidad de modificar los métodos de pago a dichos proveedores y su estructura organizacional, así como el modelo sanitario. Ello tiene, además, una implicancia directa en la contención de costos.

En el caso de las clínicas privadas, hay evidencia de que la mayor competencia, que se traduce en precios más bajos, incentiva estadías más largas (inducción a la demanda), principalmente debido al método de pago (por servicio y por día-cama) puesto que los doctores y clínicas se benefician monetariamente por cada día extra del paciente en el hospital. También se encuentra evidencia de inducción a la demanda en las consultas de especialidad, en concordancia con la teoría, dado que las condiciones en este tipo de prestaciones la favorecen. Lo anterior indica que todavía queda espacio para fomentar un mayor control de costos por parte de las isapres y del Fonasa en sus proveedores privados, avanzando en la introducción de métodos de pago que incentiven mayor eficiencia, como los Grupos Relacionados de Diagnóstico, lo que requiere liberar las restricciones al uso así como también el fomento e incentivo de nuevos mecanismos de pago en algunos casos.

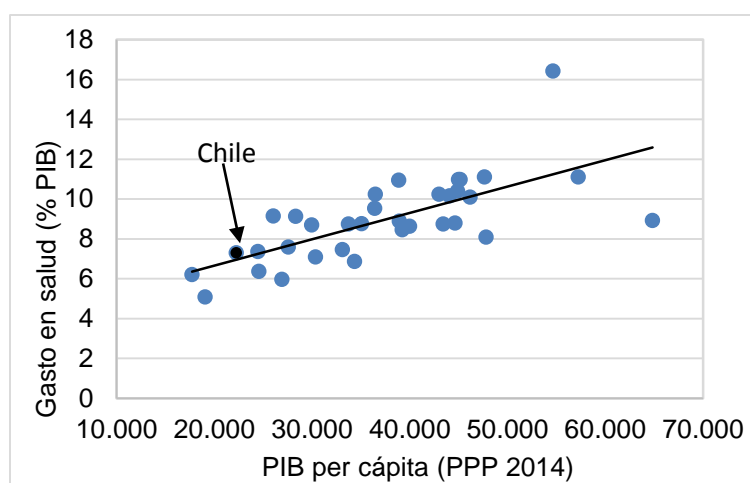
Finalmente, la comparación con los resultados para períodos previos (1992 y 2000) muestra que si bien los hallazgos se mantienen en líneas generales, existen algunos cambios del último período que vale la pena analizar, sobre todo aquellos referidos a la generación de brechas de género, de ingreso, de zona de residencia y entre los pertenecientes a diferentes grupos del Fonasa en algunos tipos de prestaciones. Entender las razones detrás de estos cambios y adoptar las medidas necesarias para reducir las diferencias encontradas, cobra relevancia a la hora de avanzar en la mejora del acceso a la atención en salud.

I. Introducción

En un trabajo previo de las autoras (Henríquez y Velasco, 2015) se analizaron descriptivamente las características de los usuarios de los servicios médicos en Chile en las últimas décadas. Para ello se revisaron tanto la probabilidad como la intensidad con que diversos grupos de personas asisten a consultas médicas (preventivas, generales, de especialidad y de urgencia) y a hospitales en tres momentos del tiempo (1992, 2000 y 2013). El análisis mostró, principalmente, un incremento en el uso de las prestaciones en el tiempo para la persona “promedio”, lo que refleja un mayor acceso (al menos a algún servicio médico); aunque ello se da particularmente por parte de quienes no reportan haber estado enfermos. Asimismo se observó una menor intensidad de uso (cantidad de prestaciones) por parte de quienes hacen uso de al menos un servicio médico (disminuye la cantidad de consultas o días de hospitalización promedio por persona entre quienes recibieron al menos una prestación).

Es esperable que una parte importante del aumento encontrado responda al incremento del ingreso y nivel educativo promedio del país en el mismo período. En efecto, uno de los determinantes más importantes en cuanto a explicar el incremento del gasto en salud identificado por la literatura corresponde al ingreso (Newhouse, 1977; Xu et al., 2011). Ello se evidencia en el Gráfico 1, donde se muestra la relación entre el gasto en salud como porcentaje del producto interno bruto (PIB) para los distintos países miembros de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE) y sus respectivos PIB per cápita. A medida que los países son más ricos, mayor es el porcentaje del PIB que se destina a la salud.

Gráfico 1: Gasto en salud como porcentaje del PIB y PIB per cápita para los países de la OCDE, 2014



Fuente: Elaboración propia en base a datos OECD Health Statistics 2015, <http://dx.doi.org/10.1787/health-data-en>.

Nota: Hay que tener en cuenta que la composición del gasto (público y privado) en cada país está influenciado por el sistema de salud imperante. Es esperable que ello explique en parte ciertas diferencias entre países de similar gasto (en cuanto la eficiencia del gasto podría diferir en ambos sectores).

PPP = Paridad de Poder de Compra.

No obstante, es probable que existan otras razones que expliquen el aumento en el uso de los servicios médicos, como el hecho de que la oferta, aunque ha crecido, sigue siendo insuficiente. En efecto, la Tabla 1 muestra que en Chile existe un déficit de inversión en el sector (camas y médicos) cuando se compara con la OCDE. También puede que la demanda haya crecido a un mayor ritmo como respuesta a una baja en los costos de acceso y a mejores condiciones del seguro lo que incentivaría una mayor demanda.

Tabla 1: Comparación de indicadores de salud, Chile versus OCDE (2013 o año cercano)

Indicadores	Chile	OCDE
Gasto en salud (% del PIB)	7,3	8,9
Número de médicos (cada 1.000 hbts.)	1,9	3,3
Camas de hospital (cada 1.000 hbts.)	2,2	4,8

Fuente: OECD Health Statistics 2015, <http://dx.doi.org/10.1787/health-data-en>.

Lo más interesante de los hallazgos del documento descrito, tiene que ver con la caracterización de los usuarios del sistema de salud en cada momento del tiempo o, mirado desde otra perspectiva, de lo que explica las diferencias en el uso de los servicios médicos entre las personas. Por ejemplo, se encuentra que la probabilidad bruta de hacer uso, así como la frecuencia de uso de las prestaciones de salud, es mayor para las mujeres, discrepancias que se atenúan, desaparecen e incluso se invierten cuando se considera sólo a quienes reportan haber estado enfermos. Un resultado “controversial” tiene que ver con que la probabilidad de contacto (hacer uso) e intensidad de uso del sistema de salud no necesariamente es mayor para las personas de más recursos y viceversa, sino que más bien parece estar asociado al tipo de seguro de salud con que cuentan (instituciones de salud previsional –isapres– o el Fondo Nacional de Salud –Fonasa–), lo que ya ha sido evidenciado en trabajos anteriores para Chile, al igual que en la literatura internacional (Cameron y Trivedi, 1991; Henríquez, 2006).

Lo anterior se ejemplifica en que se encontró una mayor probabilidad de hacer uso de consultas de especialidad por parte de los beneficiarios de isapres y de urgencia por parte de los del Fonasa. Se especula que ello respondería, por una parte, a las limitaciones y restricciones que el Fonasa impone a sus usuarios para acceder a las prestaciones, como listas de espera, necesidad de ser derivado para acceder a niveles de atención más complejos, obligación para los pertenecientes al grupo A¹ de atenderse con prestadores institucionales –donde el déficit de médicos y camas es mayor– y baja cobertura –altos copagos– para quienes se atiendan en la

¹ El Fonasa clasifica a sus usuarios en diferentes grupos, principalmente según su nivel de ingreso (o el nivel socioeconómico). Grupo A: aquellas personas indigentes o carentes de recursos, beneficiarios de pensiones asistenciales o subsidios familiares. Grupo B: quienes perciban un ingreso imponible mensual menor o igual a \$241.000 pesos. Grupo C: quienes perciban ingresos en el rango de los 241.000 y 351.860. Grupo D: quienes perciban ingresos superiores a 351.860 (Superintendencia de Salud, 2015).

modalidad de libre elección; y por otra parte, a que en las isapres el acceso a especialistas es más expedito y los costos de la atención de urgencia son mayores.

Finalmente, se encuentra que la cantidad de días de hospitalización para quienes pertenecen a los grupos A y B del Fonasa casi duplica la de aquellos clasificados en los grupos C y D. Se conjetura que podría responder a que los primeros tienen enfermedades más complejas, a diferencias en el nivel de eficiencia de los prestadores que atienden a dichos pacientes (en su mayoría hospitales estatales) y al efecto “precio” que podría desincentivar estadías largas en los individuos de los grupos C y D, quienes se atienden en mayor proporción con prestadores privados, donde deben efectuar copagos. Aunque es probable que esto último tenga alguna influencia, es también esperable que sea baja, ya que la duración del tratamiento es en mayor medida decidida por los doctores, quienes, contrariamente a los usuarios, tienen incentivos a alargar la duración de las estadías, sobre todo en el caso de la atención privada, como se explica más adelante.

Si bien el análisis anterior entrega algunas luces respecto del impacto de las variables que determinan el uso de las prestaciones de salud y de las potenciales razones detrás de dichos hallazgos, la metodología utilizada (análisis descriptivo) no permite aislar el efecto de cada una y, por tanto, tener claridad respecto de su real impacto y de su magnitud. Ello impide deducir con certeza las implicancias para el diseño y mejora de las políticas públicas asociadas al sistema de salud. En el presente documento se realiza una estimación econométrica de la demanda por prestaciones de salud que permite incorporar en un mismo modelo todos sus determinantes, identificando la influencia –y magnitud– de cada una de las variables mencionadas, así como otras que son relevantes según la teoría. Las novedades de este trabajo son principalmente tres: (i) entregar una mirada evolutiva –puesto que se toman datos para tres momentos en las últimas dos décadas (1992, 2000 y 2013), (ii) desagregar el análisis a nivel de cada tipo de prestación y (iii) considerar tanto las especificidades del sistema de salud chileno, como las asociadas a las visiones más modernas respecto de la demanda por prestaciones de salud. Ello se traduce en un modelo de tres etapas, que busca responder dos interrogantes. Primero, ¿qué determina la demanda por salud en cada momento del tiempo? y segundo, ¿son siempre los mismos determinantes los que explican las diferencias en el acceso y frecuencia de uso de los servicios médicos?

En la sección siguiente se desarrolla brevemente el modelo teórico en el cual se basa la estimación, luego se describe la metodología empírica (modelo econométrico). Posteriormente se presenta la descripción de los datos; seguido de los resultados de la estimación, los que son comentados en la sección que le sucede. Las referencias y anexos pueden encontrarse al final del documento.

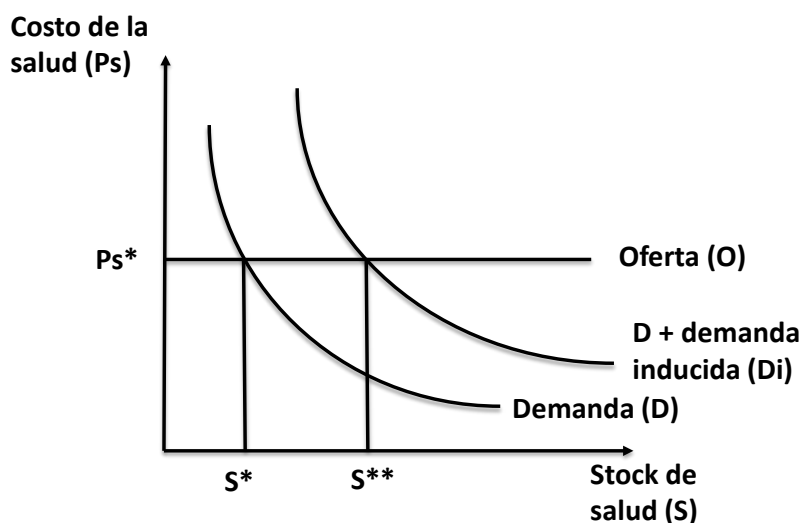
II. Un modelo para la demanda por cuidados médicos

El punto de partida para modelar la demanda por cuidados médicos (prestaciones de salud) es el trabajo de Michael Grossman de 1972 (revisado por su autor casi tres décadas después en Grossman, 2000), que toma como base la teoría de capital humano. En su versión con

aplicaciones a la demanda por salud, el autor supone que cada individuo invierte en sí mismo para aumentar su “capital” de salud, puesto que estar sano le proporciona bienestar directamente (o visto desde el punto de vista contrario, estar enfermo le “desagrada”) y le permite aumentar la cantidad de tiempo productivo que, a su vez, le proporciona bienestar mediante el desarrollo de diversas actividades, como trabajar, hacer deporte, recrearse, entre otros. Para producir buena salud las personas necesitan principalmente tiempo, cierto tipo de alimentación y de estilo de vida (realizar ejercicios, bajo consumo de alcohol, entre otros), así como cuidado médico. Por lo tanto, la demanda por prestaciones es una demanda derivada de la demanda por (buena) salud.

En resumen, el modelo señala que el monto “óptimo” de salud en cada período para un individuo, se obtiene de igualar la demanda por salud (productividad marginal de invertir en salud) con la oferta (costo marginal de invertir en salud), tal como se muestra en el Gráfico 2 para un stock de salud S^* (tomando en cuenta la curva de demanda “D”). Se asume que la salud se va depreciando en el tiempo a una tasa cada vez mayor, por lo que tanto la inversión en salud como la demanda por cuidados de la salud crecen en el tiempo (con la edad).

Gráfico 2: Modelo de Grossman y la representación de la inducción de la demanda



Fuente: Elaboración propia en base a Grossman (1972) y Zweifel (1981).

La teoría también predice que el nivel educativo generará una menor demanda por prestaciones de salud, puesto que personas con mayor educación son más “eficientes” en producir salud y requieren menos cuidados médicos. Por el contrario, un mayor salario debiera aumentarla, puesto que, por una parte, el tiempo productivo ahora vale más y, por tanto, se valora más el estar sano y, por otra, el insumo “tiempo” también vale más, por lo que se usará menos para la producción de salud, sustituyéndose por otros insumos, en este caso, prestaciones de salud. Sin embargo, cuando el precio de estas últimas es bajo o cero (lo que ocurre por ejemplo en los sistemas basados en seguros de salud con cobertura total), el efecto de un mayor salario podría

ser cero o incluso negativo. Finalmente, el stock de salud o estado de salud actual se relaciona negativamente con la inversión en cuidado médico, es decir, aquellos individuos cuyo estado de salud es mejor, invierten menos en su cuidado y viceversa.

El modelo de Grossman no considera la influencia que pueden tener los doctores (médico tratante u otro profesional de la salud) en la demanda por servicios médicos de cada individuo. Zweifel (1981) intenta incorporar dicha influencia tomando el enfoque de agente-principal, donde el médico es el agente que, dadas las asimetrías de información, decide por su paciente (principal). En este esquema entonces, si bien la decisión respecto de hacer o no uso del sistema de salud es realizada por cada individuo, la referida a la cantidad de prestaciones médicas (duración del tratamiento) depende casi exclusivamente de cada doctor. El modelo supone que estos últimos actúan de manera independiente buscando maximizar su bienestar (que no sólo depende de su “ética hipocrática”), por lo que cada facultativo querrá aumentar el tratamiento, agregando prestaciones innecesarias o poco costo-efectivas y alargando su duración, más allá de lo óptimo desde el punto de vista médico, en la medida que con ello obtenga alguna utilidad –aumente su salario en un monto mayor al esfuerzo que ello le significa (Evans, 1974)–, efecto que en la literatura es llamado “inducción a la demanda”^{2,3}. Gráficamente, la inducción a la demanda genera un desplazamiento de la curva de demanda (en lugar de un movimiento a lo largo de la curva), provocado por el aumento “artificial” de la demanda por “buena salud”, que se traduce en que el stock de “buena salud” para cada edad termine siendo mayor al óptimo (S^{**} versus S^* en el Gráfico 2). A su vez, lo anterior implica que se demanda una mayor cantidad de cuidado médico.

Existen ciertas condiciones que han sido identificadas en la literatura como facilitadoras de este comportamiento por parte de los médicos. Zweifel et al. (2009) mencionan dos. La primera se refiere a la cobertura total de los costos de los pacientes, puesto que si están totalmente asegurados el precio que enfrentan es 0, no existiendo restricción alguna para el consumo de servicios médicos. La segunda dice relación con el riesgo para los doctores que surge de cada tipo de prestación, existiendo mayores incentivos a inducir demanda en los casos menos riesgosos, como las consultas generales o de especialidad en oposición a una consulta de urgencia o una hospitalización. Pomp (2009) menciona una tercera condición referida a la ambigüedad del diagnóstico, en la cual se manifiestan las asimetrías de información entre el doctor y el paciente, por lo que al incrementarse la brecha de conocimiento (o la ambigüedad del diagnóstico), mayores son las posibilidades de inducir demanda.

² La “inducción a la demanda” se refiere a que, dado que existen asimetrías de información entre el paciente y el doctor, ese último puede usar su superioridad en dicho ámbito para motivar una cantidad demandada mayor de tratamiento (más del mismo o de otro tipo). Desde el punto de vista del médico, bajo ciertas condiciones, los doctores tienen incentivos a recomendar tratamientos (y su duración) cuyos costos superan a sus beneficios médicos, pero que benefician económicamente a los profesionales de la salud (Richardson y Peacock, 2006).

³ Vale la pena mencionar que no siempre es fácil distinguir la parte de la duración del tratamiento que es innecesaria desde el punto de vista médico y que, por tanto, se debe a la inducción a la demanda.

Pohlmeier y Ulrich (1995) plantearon que efectivamente la demanda por salud está compuesta por dos decisiones, pero que éstas están relacionadas. Sostienen que la primera decisión, hacer o no uso del sistema de salud, se acerca en gran medida al modelo de capital humano desarrollado por Grossman, ya que ésta es tomada individualmente. La decisión posterior, respecto de la duración (cantidad) de tratamiento, se acercaría más al modelo desarrollado por Zweifel, donde el doctor también tiene influencia. La forma de conectar ambas decisiones es mediante el supuesto de que la segunda decisión contiene en ella ciertos determinantes individuales de la demanda, que en su mayoría son los mismos que determinan la primera. Lo anterior es considerado en la estimación empírica de la demanda por prestaciones de salud en Chile que se desarrolla en la sección siguiente.

III. Estimación de la demanda por cuidados médicos en Chile: un modelo en tres etapas

Para estimar la demanda por cuidados médicos o prestaciones de salud en Chile se adopta el enfoque integrado de Pohlmeier y Ulrich (1995), que implica modelar por separado la decisión de tomar contacto con el sistema (tener al menos una prestación) de la referente a la duración del tratamiento (cantidad de prestaciones). En el caso de Chile, existe una tercera decisión, previa a las dos mencionadas, y es la elección del tipo de seguro. Ello responde a que el costo de los servicios médicos (un determinante importante de la demanda por éstos) está influida por el tipo de seguro con que cuenta cada persona. A su vez, lo anterior ocurre porque en Chile se cuenta con dos subsistemas de aseguramiento –el Fonasa y las isapres⁴, que funcionan con lógicas diferentes⁵, lo que se traduce en diferentes costos (monetarios y no monetarios) de la atención en salud para sus afiliados.

Dejar fuera este determinante de la demanda en las estimaciones genera un problema estadístico (conocido como variable omitida⁶) que invalida los resultados. Pero incluir dicha variable (tipo de seguro) no es trivial, puesto que su incorporación directa en la estimación de la probabilidad de hacer uso de los servicios médicos (por ejemplo, mediante una variable dicotómica –*dummy*– que indique la adscripción a una isapre) genera sesgos en los valores de los parámetros que capturan el efecto de cada variable en dicha probabilidad. Lo anterior ocurre porque la decisión de contar con uno u otro tipo de seguro depende también del uso de prestaciones que el individuo espera tener en el futuro (variable endógena). Es decir, las decisiones respecto del tipo de seguro y de hacer uso de alguna prestación (así como de la

⁴ 92,5% de la población está adscrito a alguno de los dos subsistemas (CASEN 2013).

⁵ Para una mayor descripción de cada subsistema y de sus diferentes lógicas ver Velasco (2014).

⁶ El problema de variable omitida causa que las estimaciones de los parámetros relevantes estén sesgadas y resulten inconsistentes (los valores no tiendan en el límite a su verdadero resultado poblacional). A su vez, al estar usando como variable dependiente una dicotómica (como es el caso de la decisión respecto de hacer o no uso de los servicios médicos), la omisión de variables relevantes causará una mala especificación en los errores (Mood, 2009).

cantidad) dependen una de otra y, por tanto, obviar esta relación podría generar problemas en la estimación empírica (Sapelli y Vial, 2003; Henríquez, 2006).

Dado lo anterior, en este trabajo se adopta una solución basada en la propuesta de Angrist (2001), quien plantea estimar empíricamente por separado la decisión respecto del tipo de seguro con la referida a la demanda por prestaciones de salud, e incluir el valor predicho de la primera en la segunda (demanda).

Emulando la estrategia de Morera y Aparicio (2010) –en cuanto a separar la decisión de hacer uso de los servicios médicos de la referida a la duración del tratamiento– y en el espíritu de Pohlmeier y Ulrich (1995) –quienes reportan la importancia de modelar ambas decisiones–, se considera un modelo de 3 etapas, en el cual, si bien cada una se estima por separado –dado que responden a procesos distintos– se relacionan mediante la incorporación de ciertos determinantes que modelan la decisión previa, como se detalla en lo que sigue.

a) Etapa 1: Probabilidad de estar en una isapre

En la primera etapa se estima la probabilidad de estar en una isapre, utilizando como principales determinantes de esta decisión la edad, el ingreso, la escolaridad, el sexo, el estado civil, situación contractual laboral, zona de residencia y estado de salud, en base a las recomendaciones de la literatura y la evidencia previa (Cameron y Trivedi, 1991, Sapelli y Torche, 1998; Sanhueza y Ruiz-Tagle, 2002; Sapelli y Vial, 2003; Henríquez, 2006; Bronfman, 2014; Pardo y Schott, 2012 y 2013)

Lo anterior se realiza mediante un modelo de elección binaria Probit⁷ que moldea la decisión de afiliarse a una isapre. De ello se obtienen los valores para los coeficientes de cada determinante de esta decisión, lo que permite estimar los valores predichos de la probabilidad de estar en una isapre para cada individuo.

b) Etapa 2: Probabilidad de usar los servicios médicos

Siguiendo a Grossman (2000), puede argumentarse que la decisión de hacer o no uso de los servicios médicos (prestaciones de salud) depende mayormente de cada individuo, aunque en algunos casos hay algo de influencia externa. De todas maneras en Chile para una parte de los

⁷ El modelo Probit supone una función de probabilidad normal, con colas de la distribución aproximándose a los ejes de forma más rápida que el modelo alternativo (Logit). La ecuación estimada es: $I_i = X'_{1i}\beta_1 + \varepsilon_{1i}$, donde I_i toma el valor de 1 si la persona i está afiliada a una isapre y 0 en caso contrario; X'_{1i} es un vector que contiene todas las variables explicativas de esta decisión para cada individuo i ; β_1 es un vector que contiene los parámetros a ser estimados asociados a cada variable explicativa contenida en X'_{1i} y ε_{1i} el error aleatorio en la estimación para cada individuo. Una vez que se obtienen los valores de los parámetros β_1 , éstos se utilizan para predecir la probabilidad de estar afiliado a una isapre para cada individuo (\hat{I}_i).

beneficiarios del seguro estatal (Fonasa) la asistencia a una consulta de especialidad depende de la derivación por parte de un médico general⁸. En el caso de las hospitalizaciones, es altamente probable que la decisión del individuo responda a algún diagnóstico previo realizado por un doctor, situación que se toma en cuenta en la estimación empírica.

Los principales determinantes de la probabilidad de hacer uso de alguna prestación (consulta ambulatoria y hospitalización) son el estado de salud (subjetivo y objetivo), el ingreso, el sexo y el nivel educativo del individuo, así como el precio o costo monetario y no monetario (como el traslado y espera) de las prestaciones (Grossman, 2000; Muurinen, 1982; Wagstaff, 1986; Morera y Aparicio, 2010; Sapelli y Vial, 1998 y Henríquez, 2006⁹).

En esta segunda etapa se estima la probabilidad de hacer uso del sistema de salud, es decir, de registrar al menos una prestación, en base a los determinantes mencionados y al valor predicho de la probabilidad de estar afiliado a una isapre, obtenido en la estimación de la etapa anterior. Esto se realiza también mediante un modelo de elección binaria (Logit¹⁰).

⁸ En 2013 el Fondo Nacional de Salud (Fonasa) tenía 13.524.005 beneficiarios que representaban un 78,3% de la población total según datos de la encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN). Sus usuarios son clasificados en 4 grupos según se señaló en una nota previa, quienes, con la excepción de los pertenecientes al grupo A, pueden elegir atenderse con prestadores estatales o privados, siendo los copagos mayores en estos últimos. En caso de elegir proveedores estatales, los individuos pertenecientes a los grupos A y B no pagan por las prestaciones (salvo la atención dental para el grupo B), existiendo copagos para aquellos del grupo C y D. El acceso a las consultas de especialidad en prestadores estatales no es directo, sino que debe haber sido prescrito por un médico general.

⁹ En Chile los trabajos referidos al uso de prestaciones de salud no han separado la decisión de tomar contacto con aquella referida a la cantidad de prestaciones, sino que estiman la demanda total por prestaciones.

¹⁰ El modelo Logit supone una función de probabilidad logística, con colas de la distribución más extensas, aproximándose a los ejes de forma más lenta que el modelo Probit. Se decidió usar este modelo siguiendo la lógica de Morera y Aparicio (2010).

La ecuación estimada es $U_i = X'_{2i}\beta_2 + \hat{T}_i\beta_1 + \varepsilon_{2i}$, donde U_i toma el valor 1 si la persona hace uso de la prestación estudiada y 0 en caso contrario; \hat{T}_i es el valor predicho de la probabilidad de estar afiliado a una isapre para cada individuo y β_1 el parámetro que mide su efecto en la probabilidad de tomar contacto con el sistema de salud; X'_{2i} es el vector que contiene el resto de las variables explicativas de la decisión de tomar contacto con el sistema para cada individuo i y β_2 el que contiene los parámetros (a ser estimados) asociados a cada variable explicativa contenida en X'_{2i} (efecto de cada variable) y ε_{2i} es el error aleatorio en la estimación para cada individuo.

Si bien la imputación de valores en procedimientos de varias etapas puede generar sesgos en la matriz de covarianza usada para estimar los parámetros (efectos) de cada variable, éstos pueden ser obviados si son bajos. Efron (1982) concluye que ello ocurre cuando el error calculado mediante un procedimiento de corrección *-bootstrap-* no difiere en más de 25% del error sin corrección. En la estimación de esta etapa, el mayor sesgo fue de 6,61% (en el valor predicho de previsión para el año 1992), con lo que el criterio se satisface.

c) Etapa 3: Cantidad de servicios médicos

La decisión sobre la duración del tratamiento –número de consultas ambulatorias y días de hospitalización– está determinada no sólo por las preferencias del individuo (que en gran medida se manifestaron cuando decidió tomar o no contacto con el sistema), sino también por la influencia de los doctores que, como se mencionó anteriormente y según sean las condiciones del entorno (métodos de pago, tipo de prestación médica, etc.), consideran en sus recetas no sólo sus conocimientos médicos, sino también su propio bienestar, lo que en algunos casos los lleva a inducir artificialmente la demanda.

Por tanto, además de los determinantes incluidos en la etapa anterior, se incorporan variables que intentan medir el efecto de la demanda inducida, siendo el más común el ratio médico-población (Green, 1978; Pauly, 1980; Grytten et al. 1995; Fuchs, 1978 y Mocking, 2011). Una relación positiva entre el ratio y el número de consultas médicas sugiere que existiría demanda inducida. Ello ocurre porque, en un marco de equilibrio competitivo y estable, cuando el ratio médico-población aumenta, es decir, cuando hay mayor competencia, los precios de cada prestación caen. Ante esto, los doctores tienen incentivos para inducir la demanda (incrementar la demanda por servicios médicos) para así aumentar sus ingresos. El sistema de pago (fijo o por servicios) también ha sido utilizado como variable para medir la inducción a la demanda, donde se espera que el pago por servicio aliente la demanda (Mocking, 2011). Cromwell y Mitchell (1986) y Mocking (2011) utilizan además el ratio de camas por cada 1.000 habitantes para medir la inducción a la demanda en las intervenciones quirúrgicas y hospitalizaciones.

Entre las variables con que se cuenta para Chile se encuentran: (i) la densidad de médicos por región; (ii) cobertura de 100%¹¹ de los costos en el caso de quienes pertenecen al Fonasa A y B (factor que según Zweifel et al. (2009) también influye en la inducción a la demanda); (iii) tipo de prestador, que busca capturar el método de pago (los privados generalmente reciben pagos por servicio y los estatales –hospitales o consultorios– reciben en mayor proporción un pago fijo o salario) y; (iv) número de camas privadas y públicas a nivel de región.

La tercera etapa de este trabajo corresponde a la estimación de la cantidad de prestaciones utilizadas por cada individuo, donde además de los determinantes mencionados, se incluye también el valor predicho de la probabilidad de estar afiliado a una isapre (obtenido en la etapa 1). La estimación de la cantidad de prestaciones se realiza mediante un modelo Binomial Negativo truncado en cero¹².

¹¹ La excepción son las atenciones dentales para los pertenecientes al grupo B.

¹² El modelo Binomial Negativo, además de ser un modelo adecuado para datos de conteo (como el número de prestaciones), permite tomar en cuenta la sobre dispersión de los datos (cuando la varianza es diferente que la media) causada por la alta prevalencia de ceros en la muestra (por ejemplo, en 2013 el porcentaje de personas que tenían cero prestaciones fue en promedio de 85% para las consultas ambulatorias y de 94% para las hospitalarias según la encuesta CASEN).

IV. Resultados: ¿Qué determina la demanda por prestaciones de salud en Chile?

En el trabajo anterior de las autoras (Henríquez y Velasco, 2015) se barajaron ciertas hipótesis en cuanto a los factores que influían en la demanda por servicios médicos en cada uno de los períodos estudiados. En esta sección, en base a los resultados de las estimaciones de las tres etapas, se contrastan dichas hipótesis y se revisa si los hallazgos respecto de cada una cambian en el tiempo (Anexo 1) presenta una descripción de las variables con las hipótesis asociadas al trabajo previo). En particular, se busca entender para cada momento del tiempo (1992, 2000 y 2013) los determinantes de la probabilidad de hacer uso de los servicios médicos y de la cantidad de los mismos, para 5 tipos de prestaciones: consultas generales (CG), consultas de especialidad (CE), consultas de urgencia (CU), controles preventivos (CP), y hospitalizaciones/días de hospitalización (H/DH) según sea el caso, los que son estudiados de manera separada. Esta desagregación, junto con la metodología descrita, presenta una novedad en relación a trabajos anteriores para Chile (Sapelli y Vial, 2003; Henríquez, 2006), los que generalmente han agregado las prestaciones ambulatorias.

a) Descripción de los datos

Para el trabajo econométrico se utilizan los datos provenientes de la encuesta de Caracterización Socioeconómica (CASEN) correspondientes a los años 1992, 2000 y 2013. El número de médicos y de camas por región se extraen del Compendio Estadístico del Instituto Nacional de Estadística (INE, 2014) para las estimaciones del año 2013 y del Ministerio de Salud para las del año 2000¹³. La muestra considera sólo a los trabajadores dependientes (que están obligados a cotizar¹⁴) y a aquellos afiliados a una isapre y al Fonasa. Se excluye a los menores de 15 años.

La ecuación estimada en esta etapa es $N_i = X'_{3i}\beta_3 + \beta_i\hat{l}_i + \varepsilon_{3i}$, donde N_i es la cantidad de prestaciones para el individuo i (que no considera a quienes tienen 0 prestaciones); \hat{l}_i es el valor predicho de la probabilidad de estar afiliado a una isapre para cada individuo y β_i el parámetro que captura su efecto en la cantidad de prestaciones; X'_{3i} es el vector que contiene las demás variables explicativas de esta decisión para cada individuo i y β_3 el que contiene los parámetros a ser estimados asociados a cada variable explicativa contenida en X'_{3i} (efecto de cada variable); y ε_{3i} es el error aleatorio en la estimación para cada individuo. La relación entre las etapas se encuentra capturada en los determinantes compartidos en X'_{3i} .

Respecto de los sesgos por el uso de valores imputados en la estimación, si bien se encuentra un porcentaje de error mayor en esta etapa (19,3%), éste puede ser obviado según el criterio de Efron mencionado anteriormente.

¹³ Datos obtenidos de los resúmenes estadísticos mensuales del Departamento de Estadísticas e Información de Salud del Ministerio de Salud. http://deis.minsal.cl/deis/codigo/neuw/rem2004_2001.asp.

¹⁴ No se consideran los trabajadores independientes porque para ellos tomar un seguro de salud no es obligatorio, lo que implicaría especificar, además, un modelo para la decisión de tomar o no seguro en su caso, complejizando aún más la estimación.

En la Tabla 2 se presenta el promedio de cada una de las variables utilizadas para cada año (y en el Anexo 1 se encuentra la descripción de las variables utilizadas). Se debe tener en cuenta que tanto la cantidad como la calidad de los datos han ido creciendo en el tiempo, mejorando así las estimaciones.

Tabla 2: Descripción de los datos de la encuesta para 2013, 2000 y 1992

Variables	Promedio variables		
	1992	2000	2013
N° de consultas generales (CG) por persona	0,14	0,11	0,23
N° de consultas de especialidad (CE) por persona	0,07	0,12	0,15
N° de consultas de urgencia (CU) por persona	0,04	0,05	0,11
N° de consultas preventivas (CP) por persona	0,07	0,15	0,29
N° de hospitalizaciones (H) por persona	0,12	0,36	0,37
Edad (años)	34,95	36,81	41,60
Mujeres (%)	25,32	24,04	37,86
Escolaridad (años)	9,47	9,61	11,15
Ingresos del trabajo (\$ de 2013)	220.884	247.892	439.932
Casado o conviviente (%)	61,51	62,55	58,64
Reside en zona urbana (%)	70,47	63,71	81,32
Trabajadores dependientes*, ** (%)	70,91	69,46	95,06
Tiene contrato (%)	83,26	72,34	87,01
Reporta enfermedad (%)	18,90	10,16	17,25
Estado de salud "aprobado" (%)	-	97,12	95,79
Enfermedad crónica (%)	-	3,10	11,68
Riesgo de salud (%)	38,93	-	-
Afiliado a seguro (isapre o Fonasa)*	83,29	87,02	94,06
Afiliado al Fonasa	71,42	79,49	85,60
Fonasa A	17,96	16,76	20,63
Fonasa A + B	40,64	44,11	48,24
Usa CG (%)	7,11	7,29	13,70
Usa CE (%)	3,01	5,89	8,06
Usa H (%)	1,15	4,70	5,30
Usa CP (%)	3,85	7,92	15,09
Usa CU (%)	2,79	4,00	7,38
Usa prestador público en CG (%)	54,83	57,56	58,75
Usa prestador público en CE (%)	62,76	34,86	35,43
Usa prestador público en H (%)	68,17	69,04	62,00

Usa prestador público en CP (%)	53,90	56,13	69,71
Usa prestador público en CU (%)	73,98	53,35	82,52
Ratio de médicos	-	0,78	0,25
Ratio de camas privadas	-	-	0,11
Ratio de camas públicas	-	0,50	0,14

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la encuesta CASEN de 1992, 2000 y 2013, del Instituto Nacional de Estadísticas (2014) y del Ministerio de Salud.

Nota: Los valores presentados se calcularon para los integrantes de la muestra utilizada en el estudio (trabajadores dependientes afiliados a alguna isapre y al Fonasa), salvo para los casos marcados con *.

* Considera el total de la población (en base a la encuesta CASEN).

** Considera a los empleados y obreros del sector público y privado, empleados y obreros de empresas públicas. Excluye al servicio doméstico, a los patronos y empleadores, trabajadores por cuenta propia, Fuerzas Armadas y de Orden, y a los familiares no remunerados.

b) Probabilidad de estar en una isapre (etapa 1)

Como se mencionó anteriormente, para estimar la probabilidad de usar los servicios médicos, primero debe determinarse la probabilidad de estar en una isapre (etapa 1). Si bien ello no es el objetivo principal de este trabajo, hay que tener en cuenta que esta etapa canaliza parte importante del efecto del ingreso en la demanda por prestaciones, tal como se da cuenta más adelante. En ese sentido cabe mencionar que los coeficientes de las variables incorporadas en la estimación tienen el signo esperado, concordando en general con lo encontrado en otros trabajos (Sapelli y Torche 1998; Sanhueza y Ruiz-Tagle, 1999; Sapelli y Vial, 2003; Henríquez, 2006; Pardo y Schott, 2012) y son estadísticamente significativas (ver Anexo 2, Tabla A2.1). De esta manera, un mayor promedio de escolaridad, un mayor nivel de ingreso, estar casado y convivir con la pareja, tener un contrato de trabajo, vivir en una zona urbana y una mejor percepción del estado de salud hacen más probable estar en una isapre. Por el contrario, ser mujer, tener una enfermedad crónica y tener un mayor riesgo de enfermedad, disminuye la probabilidad de estar en una isapre. La edad influye positivamente en la probabilidad de estar en una isapre entre los 18 y 31 años, para posteriormente influir negativamente, es decir, se comporta en forma de “U” invertida (ver Anexo 2, Gráfico A2.1).

c) Probabilidad de usar los servicios médicos (etapa 2)

Resultados para 2013

En la Tabla 3 se muestra la magnitud y dirección (signo) del efecto de cada determinante de la probabilidad de hacer uso del sistema de salud en 2013 para un individuo promedio. El signo positivo o negativo da cuenta de si el efecto es al alza o a la baja respectivamente, y los asteriscos muestran si dicha variable tiene o no influencia (si es significativa desde el punto de vista estadístico). Los valores corresponden al efecto marginal, es decir, al cambio porcentual en la variable dependiente (probabilidad de tener una prestación) al variar en el margen la

variable independiente en cuestión, que en el caso de este trabajo es evaluada en la media de cada variable independiente y en las variables dicotómicas, se refiere al cambio discreto de pasar de la categoría base a la categoría estudiada.

Tabla 3: Efecto marginal de cada variable en la probabilidad de hacer uso de los servicios médicos, según tipo de prestación, año 2013. Modelo Logit

Variables	CG	CE	CU	CP	H
26 - 35 años	0,51%	1,35%***	-0,51%*	2,86%***	-1,44%***
36 - 45 años	1,86%***	1,67%***	-1,07%***	2,34%***	-0,95%**
46 - 65 años	2,87%***	2,73%***	-1,50%***	6,30%***	-0,10%
Más de 66 años	6,10%***	8,30%***	-1,62%***	23,50%***	0,74%
Mujer	3,10%***	3,75%***	0,86%***	10,84%***	0,54%*
Mujer y 26 - 35 años	-	-	-	-	5,79%***
Mujer y 36 - 45 años	-	-	-	-	2,29%***
Años escolaridad	0,01%	0,12%***	-0,17%***	-0,17%***	-0,01%
Quintil de ingreso 2	0,28%	0,24%	-0,27%	-0,15%	-0,70%**
Quintil de ingreso 3	0,44%	0,99%**	-0,29%	-0,55%	-0,76%**
Quintil de ingreso 4	1,22%*	0,63%	-0,43%	-0,53%	-0,78%**
Quintil de ingreso 5	0,68%	0,46%	-0,92%*	-0,86%	-1,42%***
Reporta enfermedad	42,86%***	20,73%***	28,84%***	11,86%***	2,73%***
Estado de salud "aprobado"	-2,01%***	-4,95%***	-1,54%***	-7,47%***	-3,55%***
Enfermedad crónica	7,35%***	0,91%***	0,81%***	33,25%***	-0,14%
Fonasa A	-1,30%**	-1,65%***	0,24%	-0,55%	-0,48%
Fonasa A+B	0,06%	-0,82%***	0,47%**	0,30%	-0,77%***
Zona urbana	1,15%***	0,37%	0,38%	-1,96%***	0,02%
Predicho isapre	2,12%	7,03%***	-0,10%	8,45%***	3,33%***
Consultas previas	-	-	-	-	5,55%***
Pseudo R2	0,261	0,206	0,249	0,181	0,0981
Observaciones	51.988	52.000	51.996	51.995	51.992

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la encuesta CASEN.

Nota: Los asteriscos (*) representan la significancia estadística de los coeficientes, siendo *** al 1%, ** al 5% y * al 10%. Es decir, a mayor cantidad de asteriscos, mayor es la significancia estadística.

Los efectos marginales son evaluados en el promedio de cada variable (en este caso, la única variable continua es escolaridad, que toma un valor promedio igual a 11,6) y en el caso de las variables dicotómicas se evalúa en comparación con la categoría base.

i) Determinantes sociodemográficos: edad, sexo, escolaridad e ingreso

Para analizar el efecto de la edad en la probabilidad de hacer uso de los servicios médicos, y dado que en el trabajo previo de Henríquez y Velasco (2015) no se analiza la relación de la edad con dicha probabilidad, en la Tabla 4 se describe brevemente su comportamiento (sin controlar por otras variables). En ella se observa que para los hombres la probabilidad de contacto aumenta a través de los años para todo tipo de prestaciones (con excepción de las consultas de urgencia donde la probabilidad de uso del primer tramo de edad es mayor que la de los tramos posteriores). En el caso de las mujeres, si bien la tendencia general es a incrementar la probabilidad bruta de uso con la edad, en particular en las consultas de especialidad y de urgencia, aquellas mujeres mayores de 66 años tienen una menor probabilidad que aquellas en el tramo anterior de edad (46 a 65 años), a diferencia de los hombres para quienes el salto es sustantivo y en el sentido opuesto. El caso de las hospitalizaciones también es diferente, pero la explicación parece más evidente, puesto que las mujeres entre 25 y 45 años tienen mayores probabilidades de hospitalizarse que aquellas en tramos de edad mayores y menores. Es altamente probable que ello responda a estadías por maternidad.

Tabla 4: Probabilidad bruta de hacer uso de los servicios médicos por tramo de edad, según género y tipo de prestación en 2013

Tramo de Edad	Hombres					Mujeres				
	CG	CE	CU	CP	H	CG	CE	CU	CP	H
15 - 25 años	6,7	3,5	5,7	3,0	1,9	12,9	9,5	9,6	13,0	7,3
26 - 35 años	8,9	5,1	5,3	4,9	2,7	15,6	14,1	8,1	21,1	9,4
36 - 45 años	11,2	6,0	5,6	6,8	3,7	18,1	14,9	8,7	21,3	7,5
46 - 65 años	15,6	8,4	7,0	16,5	5,1	23,6	16,8	9,9	29,2	5,6
Más de 66	19,4	14,6	8,0	40,7	9,6	30,2	16,4	9,1	39,4	5,9

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la encuesta CASEN.

Al comparar estos resultados brutos con la estimación del modelo que controla por las demás variables (ver Tabla 3), se aprecia que efectivamente la probabilidad de hacer uso de los servicios de salud aumenta **con la edad**, para las consultas generales, de especialidad y preventivas. Sin embargo, en las de urgencia ocurre lo contrario, su uso decrece con la edad, lo que podría estar siendo compensado por el incremento en el uso de las demás prestaciones, particularmente para los que tienen 66 o más años, donde se presenta el mayor incremento. Por ejemplo, en el caso de las consultas generales y de especialidad, la probabilidad de buscar tratamiento aumenta en 6,1% y 8,3%, respectivamente, si el individuo tiene más de 66 años respecto de quienes tienen entre 15 y 25 años.

Las mujeres presentan probabilidades de hacer uso de los servicios médicos consistentemente mayores que los hombres, superando las de estos últimos en casi 4% y 11% en el caso de las consultas de especialidad y preventivas (Tabla 3). Asimismo, la interacción entre la variable edad y mujer en los tramos entre 25 y 36 años y 36 y 45 años evidencia un uso extraordinario

de las hospitalizaciones por parte de las mujeres en esta edad, en relación con aquellas en otros tramos, lo que confirma que ello se debe a la maternidad (el resto de las “razones” queda capturado en las demás variables independientes).

Tanto los resultados encontrados para la variable edad como género son consistentes con la teoría de capital humano de Grossman y con la evidencia nacional e internacional (Wagstaff, 1993; Pohlmeier y Ulrich, 1995; Henríquez, 2006, entre otros).

La escolaridad presenta resultados mixtos, tanto en relación con su significancia como con la dirección del efecto. Si bien el nivel educativo no parece influir en la probabilidad de tener una consulta general ni tampoco en la de hospitalizarse, ésta sí es relevante en las consultas de especialidad, de urgencia y preventivas, aunque la dirección del efecto varía. En las de especialidad el signo es positivo y en las dos restantes negativo. Estos resultados no resultan extraños, puesto que el contar con mayor educación tiene efectos en el uso de los servicios médicos que van en sentidos opuestos. Según la teoría de capital humano, estar más educado implica una mayor eficiencia en el cuidado de la propia salud y, por tanto, una menor demanda por prestaciones médicas (Pohlmeier y Ulrich, 1995; Wagstaff, 1986). Sin embargo, este mayor conocimiento podría generar niveles de uso más altos del sistema de salud en cuanto se le otorga mayor relevancia (valoración) al cuidado de ésta (Henríquez, 2006). Por tanto, en algunos casos estos efectos pueden compensarse (en cuyo caso la variable aparece como no significativa¹⁵) y en otros, algún efecto podría predominar. Por ejemplo, en las consultas de especialidad podría pensarse que los individuos más educados, al tener mayores conocimientos sobre salud, se dirigen directamente al especialista cuando tienen un problema de salud, y por ello el efecto en este caso es positivo.

El quintil de ingreso parece ser un factor poco relevante a la hora de decidir hacer uso de los servicios médicos para la mayoría de las prestaciones ambulatorias, tal como ha sido evidenciado anteriormente para Chile (Sapelli y Vial, 1998). De todas maneras, en esta materia la evidencia internacional es mixta. Bice et al. (1972) concluyen, luego de revisar la evidencia, que la relación entre ingreso y uso de los servicios médicos se había debilitado. Van Doorslaer y Masseria (2004) también destacan que la relación entre ingreso y uso de prestaciones es menor o nulo. Pohlmeier y Ulrich (1995), sin embargo, encuentran que el ingreso sí es relevante, aunque el sentido del impacto difiere (es negativo para las consultas generales y positivo en las de especialidad).

En este trabajo el ingreso sólo muestra algún efecto en consultas de especialidad –donde los individuos del tercer quintil tienen un 1% más de probabilidades de hacer uso de los servicios médicos que los del primero– y en las generales –probabilidad 1,2% mayor para los pertenecientes al quintil 4–. La relación encontrada en el trabajo descriptivo de Henríquez y Velasco (2015), si bien coincide en el hecho que la probabilidad de contacto es mayor para ciertos quintiles, es ahora bastante atenuada al controlar en las estimaciones por otras variables

¹⁵ Ello no permite descartar que efectivamente la escolaridad no tenga influencia en el uso del sistema de salud.

relevantes que también inciden en la decisión de uso de los servicios médicos. Finalmente, en el caso de las hospitalizaciones se encuentra que el efecto es negativo, es decir, a mayor ingreso menor es la probabilidad de hospitalizarse. Esto también ocurre para el último quintil en las consultas de urgencia.

El bajo efecto del nivel de ingreso en la probabilidad de tener una prestación médica puede deberse a dos razones: (i) errores de la estimación, ya sea en cuanto a la medición de la variable ingreso o a la existencia de correlación entre el ingreso y alguna variable no incluida en la medición (no observables) y (ii) la relación entre demanda por prestaciones y variaciones en el ingreso (conocida como elasticidad ingreso de la demanda), no necesariamente tiene que ser positiva si es que existen costos no monetarios que influyen en la demanda (Grossman, 2000). Es decir, si es que existen costos transversales a los niveles de ingresos, como lo sería el costo de transporte o costo en tiempo, la demanda por prestaciones no tendría por qué incrementarse con el nivel de ingreso. En el caso de Chile, existe una tercera razón, y es el hecho que el nivel socioeconómico determina fuertemente el tipo de seguro (la probabilidad de estar en una isapre crece para los quintiles más altos, ver Anexo 2, Tabla A2.1) y, por tanto, el efecto del nivel socioeconómico queda capturado en dicha variable (*predicho isapre*), cuyo signo, cuando es significativo, es siempre positivo –consultas de especialidad, controles preventivos, hospitalizaciones (también podría ocurrir que parte del efecto del nivel socioeconómico esté siendo capturado por las variables *Fonasa A* y *Fonasa A y B*, que agrupan a las personas en gran medida según su nivel socioeconómico).

La implicancia para el diseño de las políticas públicas tiene que ver con mejorar las condiciones de acceso a los centros de salud para los asegurados en el Fonasa¹⁶, cuyos beneficiarios son aquellos de menor nivel socioeconómico y estado de salud (alternativamente, se puede analizar una mejora en el acceso a isapres para todas las personas, aunque es probable que ello no resuelva las causas del menor acceso a servicios médicos en el Fonasa).

ii) Estado de salud de las personas

Las variables asociadas al estado de salud, tanto real como percibido, tienen el signo esperado y son consistentes con la teoría de capital humano, indicando que un peor estado de salud se traduce en una mayor inversión en ésta (mayor cantidad de prestaciones médicas). Así por ejemplo, el tener una enfermedad crónica aumenta en más de 7% la probabilidad de asistir a una consulta general (en relación con alguien que no presenta una condición crónica) y en 33,25% en una consulta preventiva, cuestión deseable en este caso de patologías, al ser ésta la

¹⁶ Este análisis supone que no existe sobreuso de los servicios médicos por parte de los usuarios de isapres por razones diferentes a las estudiadas en este trabajo. Pero podría estar ocurriendo que los seguros complementarios, usados en mayor medida por los beneficiarios de las isapres, promuevan un uso más allá del óptimo en dicho sector y que, por tanto, los afiliados y cargas del Fonasa no necesariamente tengan un menor acceso. Si bien algo de ello puede estar ocurriendo, la evidencia relativa a las listas de espera indica que sí habría un déficit en la atención de los usuarios del Fonasa.

manera en la que se evita que el estado de salud de las personas que sufren alguna condición crónica se deteriore y deban acudir a la urgencia u hospitalizarse. En la misma línea, el haber estado enfermo en los últimos 3 meses incrementa la probabilidad de tener alguna consulta ambulatoria entre 12% y 43%, y reportar un estado de salud “aprobado” (asignar una nota mayor o igual a 4 –de un máximo de 7) disminuye entre 1,5% y 7,5% dicha probabilidad. Lo anterior es consistente con la descripción hecha en el documento de Henríquez y Velasco (2015), donde los individuos que reportaban enfermedad tenían una mayor probabilidad de contacto que aquellos que no lo hacían.

iii) Restricción a la elección del proveedor de los servicios médicos

Un hallazgo novedoso, dado que no había sido evaluado en trabajos anteriores, se relaciona con el impacto en la probabilidad de hacer uso de los servicios médicos que tienen las restricciones que el Fonasa impone a sus asegurados clasificados en el grupo A. Ellos sólo pueden atenderse con prestadores estatales, donde hay mayores déficits de médicos y camas y donde no es posible acudir directamente a un médico especialista o al hospital (sin ver a un médico general), salvo que el costo sea pagado completamente de su bolsillo (es decir, no hagan uso del seguro). La Tabla 3 muestra que la probabilidad de hacer uso de algún servicio médico es significativa y menor (coeficiente negativo) para quienes son clasificados en el **grupo A del Fonasa** en las consultas generales y de especialidad. Ello afecta justamente a las personas que, según la evidencia de este trabajo y de otros países (Lerner, 1969; Anderson, 1973), son quienes requieren una mayor cantidad de cuidado médico, puesto que presentan mayores cargas de enfermedad y tasas de mortalidad. Algo que da cuenta de la importancia de esta restricción es la creciente proporción de personas pertenecientes a dicho grupo que indican haber hecho uso de proveedores de salud privados, lo que implica que han debido pagar de su bolsillo el costo total de esas prestaciones, que pasó de 5,15% en 1992 a 21,52% en 2013.

iv) Costo de los servicios médicos

La variable **Fonasa A + B** intenta capturar el efecto de la gratuidad en la probabilidad de hacer uso de las prestaciones médicas¹⁷. Dado que dichos individuos enfrentan un precio “0”, debiera esperarse que su demanda por servicios médicos sea mayor. Sin embargo, se debe tener en cuenta que la gratuidad sólo se da si la atención es provista por prestadores estatales, lo que implica que hay menos acceso en relación con los proveedores privados de salud, tanto porque la disponibilidad de médicos y camas (hospitales) es más baja, como porque para acceder a niveles de mayor complejidad (consultas de especialidad y hospitalizaciones) se requiere ser derivado, lo que se traduce en mayores tiempos de espera. De esta manera, el coeficiente del parámetro que acompaña a la variable **Fonasa A + B** podría ser positivo si es que el efecto

¹⁷ Se debe señalar que existe un grupo de personas perteneciente a alguna isapre que tampoco paga por los servicios médicos, sin embargo, dicha información no es capturada en la base de datos utilizada para el análisis.

“gratuidad” domina al efecto “restricción” o negativo si es que la restricción es tan fuerte que compensa al impacto de un precio cero¹⁸.

Esto último es lo que se observa en el caso de las consultas de especialidad y en las hospitalizaciones, donde la falta de acceso contrarresta la mayor demanda generada por la gratuidad, puesto que se encuentra un efecto negativo y significativo, aunque bajo (cerca a 1%). En cuanto a las consultas de urgencia, el efecto “gratuidad” dominaría, es decir, los pertenecientes a los grupos A y B del Fonasa usan más la urgencia que el resto. Si bien es probable que ello responda a que el precio es cero, también es esperable que haya una mayor demanda por consultas de urgencia dado que mediante ellas es posible acceder rápidamente a especialistas y hospitalizaciones. Esto último era una de las hipótesis barajadas en el trabajo anterior de las autoras (Henríquez y Velasco, 2015), donde se encontraron grandes diferencias (alrededor de 10 puntos porcentuales) a favor de los individuos del Fonasa en la probabilidad bruta de usar las consultas de urgencia.

La falta de acceso que se desprende del análisis para los pertenecientes a los grupos A y B perjudica también a las personas cuya vulnerabilidad económica y de salud es mayor, contrario a lo que se requeriría si lo que se busca es que la atención en salud sea equitativa.

La zona de residencia (*zona urbana*) busca capturar el efecto del costo no monetario de las prestaciones, puesto que se asume una mayor disponibilidad de servicios en las zonas urbanas y, por tanto, menores tiempos de traslado y de espera. Este costo muestra ser relevante sólo para las consultas generales y preventivas, aunque en sentidos opuestos. Es decir, una persona que reside en una zona urbana tiene mayor probabilidad de asistir a una consulta general, pero menor probabilidad de hacerlo a una consulta preventiva. Esto último puede deberse al hecho que la medicina preventiva en las zonas rurales ha sido potenciada por programas tales como el “Programa de Equidad en Salud Rural”, que resurgió el año 2008 y se consolida en 2013.

Cabe mencionar que la interpretación de las medidas de costo debe realizarse con cautela, puesto que la variable *predicho isapre* (que captura la probabilidad de estar en una isapre) también captura en parte el costo de las prestaciones (monetario y no monetario –ceranía de prestadores, tiempos de espera, entre otros). Como se mencionó, quienes tienen mayor probabilidad de estar en una isapre también tienen una mayor probabilidad de usar los servicios médicos¹⁹.

¹⁸ También se debe tener en cuenta que los clasificados en el grupo B del Fonasa pueden acceder a prestadores privados en la medida que financien un copago, lo que les permitiría ir directamente a un especialista. Los datos indican que la proporción de individuos de este grupo que utiliza prestadores privados es de 49,9%, guarismos que suben a 61,8% y 73,0% para quienes pertenecen a los grupos C y D del Fonasa, respectivamente.

¹⁹ De todas maneras este coeficiente se debe interpretar con cuidado, dado que es un valor predicho de una etapa anterior.

v) Influencia del diagnóstico previo

Finalmente, en la estimación de la probabilidad de hospitalizarse se incluye la variable *consultas previas* que toma el valor 1 si la persona tuvo alguna consulta anterior, puesto que es esperable que dicha decisión responda a algún diagnóstico previo realizado por un médico. En efecto, según los resultados de la Tabla 3, el haber asistido previamente al menos a una consulta (de cualquier tipo), aumenta en casi 6% la probabilidad de hospitalizarse²⁰.

Comparación con años anteriores (1992 y 2000)

En el anexo 3 se presentan los resultados para los años 1992 y 2000. Esta comparación se realiza con la finalidad de responder a la siguiente pregunta: ¿Son en cada año relevantes los mismos determinantes para explicar las diferencias en el acceso a los servicios de salud, o se pueden apreciar cambios en el tiempo?

En gran medida lo encontrado para 2013 se replica en los años anteriores para las **variables sociodemográficas y las asociadas al estado de salud**. Se encuentran algunas excepciones como que la escolaridad sí tiene influencia en las consultas generales en 1992. Sin embargo, esto podría responder a que en dicho año no se cuenta con medidas para el estado de salud, el que se encuentra correlacionado con la escolaridad –se espera que a mayor escolaridad mejor sea el estado de salud y menor la cantidad de consultas–. Otra disimilitud es que, a diferencia de 2013, en décadas previas no se encuentran discrepancias en la probabilidad de uso de las consultas de urgencia entre hombres y mujeres, lo que hace sentido en cuanto se espera que las visitas a la urgencia respondan a hechos fortuitos. No obstante, las diferencias encontradas a favor de las mujeres en 2013 y los hallazgos para 1992 y 2000, constatan que las personas, al verse enfrentadas a mayores dificultades de acceso a consultorios y otras prestaciones ambulatorias, se trasladan a las consultas de urgencia.

También se aprecia que hay un cambio en cuanto al ingreso, el que no mostró ser relevante para la probabilidad de hospitalizarse en décadas anteriores. Sin embargo, en 2013 se aprecia que las personas de menos recursos se hospitalizan en mayor medida, lo que genera preocupación en cuanto los más pobres estarían requiriendo más intervenciones de alta complejidad, lo que podría responder a los déficits en acceso a cuidados previos analizados anteriormente. Alternativamente, podría responder a mejoras en el acceso para dicho grupo, aunque los datos sobre listas de espera para cirugías indican que aún existe demanda insatisfecha. También se encuentra algún efecto positivo del ingreso en el año 2000 en las consultas de especialidad para los quintiles más altos, que desaparece en 2013.

Cabe recordar que parte del efecto del ingreso queda capturado en la elección del tipo de seguro. Dicha variable (*predicho isapre*) se hace cada vez más relevante en el tiempo (tanto en

²⁰ Dado que los datos no permiten distinguir la temporalidad de las consultas y hospitalizaciones, no se pudo limitar esta variable sólo a las consultas con fecha anterior a la hospitalización, por lo que es esperable que su efecto esté subestimado.

relación con su magnitud como con su significancia) para ambos tipos de prestaciones (consultas de especialidad y hospitalizaciones), reforzando las conclusiones para 2013 referidas a la brecha de acceso a cuidados médicos entre usuarios del seguro estatal y de seguros privados, que muestra indicios de haber ido creciendo en el tiempo.

Las variables asociadas al costo monetario y no monetario de las prestaciones (*Fonasa A + B*, y *zona urbana*) presentan mayor variación. Por ejemplo, la zona de residencia no tenía influencia en la probabilidad de usar consultas generales en años anteriores, sin embargo, en 2013, el vivir en una zona rural sí pareciera ser una barrera para el acceso a dichos servicios médicos. Lo contrario ocurre para las consultas de especialidad y de urgencia, donde anteriormente el vivir en una zona rural disminuía la probabilidad de uso de éstas, pero en 2013 dicho efecto desaparece (sólo es relevante para quienes viven en grandes centros urbanos –Gran Valparaíso, Gran Concepción y Gran Santiago²¹), lo que podría interpretarse como un acceso más igualitario a este tipo de prestaciones. Dado lo anterior, sería importante analizar por qué podría darse esta dualidad entre uno y otro tipo de consultas y la zona de residencia.

Como se mencionó previamente, estar en el grupo A y B del Fonasa mide no sólo el efecto de la gratuidad, sino que también el impacto de las restricciones en el acceso asociadas al uso de prestadores estatales. En décadas previas, el efecto “restrictivo” pareció dominar al efecto de la gratuidad en el caso de las consultas generales, sin embargo, en 2013 dichos efectos parecieran haberse contrarrestado, lo que podría responder a la mayor oferta de prestadores estatales. En efecto, entre 2007 y 2012 la oferta estatal de centros de salud de atención primaria aumentó en alrededor de 40%, pasando de 798 a 1109. En las urgencias se encuentra un efecto positivo y significativo en la probabilidad de uso para los individuos pertenecientes a los grupos A y B del Fonasa en 2013 (anteriormente no se encontró efecto alguno), lo que podría indicar que la restricción de oferta es menos relevante, haciendo prevalecer el efecto gratuidad, aunque ello podría también relacionarse con un aumento en la demanda por prestaciones de urgencia, como respuesta a un empeoramiento en el acceso a las consultas de especialidad para dichos usuarios. Los datos muestran cierta evidencia que sustenta esta última hipótesis, puesto que tanto el acceso a las consultas de especialidad como a las hospitalizaciones (medido en base al coeficiente y significancia de la variable *Fonasa A y B*) empeora en 2013 en comparación con años anteriores.

Finalmente, **el pertenecer al grupo A** del Fonasa, es decir, el estar obligado a utilizar sólo prestadores estatales (o pagar el total del precio de la atención en proveedores privados), se hace más relevante, tanto para las consultas generales como para las de especialidad en las últimas décadas, lo que indicaría que la oferta estatal no ha ido de la mano con la demanda afectando a quienes más requieren servicios médicos. Si bien se espera que la gratuidad total de servicios que gozan los individuos del grupo A del Fonasa induzca una mayor demanda de servicios médicos por parte de los individuos (que podría compensar sus carencias en cuanto al estado de salud), se encuentra justamente el efecto contrario.

²¹ Si bien no se presentan los resultados en este documento, el efecto mencionado se incluyó a través de la incorporación de una variable que tomaba el valor 1 para quienes vivían en dichos centros urbanos.

d) Cantidad de servicios médicos: consultas y días de hospitalización (etapa 3)

Según el modelo desarrollado en las dos secciones anteriores, la cantidad de prestaciones de cada tipo (duración del tratamiento), además de estar influida por las preferencias individuales, también lo está por la opinión de los médicos. De esta manera, en la estimación de la cantidad de consultas y días de hospitalización se intenta evaluar adicionalmente la existencia de demanda inducida (uso de los servicios médicos, más allá de lo conveniente desde el punto de vista clínico). En esta etapa la muestra se acota a quienes reportan al menos una consulta (dado que la decisión de hacer o no uso del sistema se modeló en la etapa anterior). Es importante mencionar que se espera que las estimaciones para el caso de los días de hospitalización subestimen el real efecto de cada variable, ya que la estructura de las preguntas no permite distinguir realmente cuántos días estuvo hospitalizada cada persona en el año²². En efecto, no es claro si las respuestas de los encuestados se refieren al total de días de hospitalización en el año, al total de días de la última hospitalización, al promedio de días de hospitalización o a una mezcla de las anteriores.

Resultados para 2013

En la Tabla 5 se presentan los resultados para la estimación de la cantidad de consultas ambulatorias y días de hospitalización (en base a un modelo binomial negativo truncado en cero), reportados como los ratios de la tasa de incidencia o IRR (incidence rate ratio) de cada determinante. Los IRR se interpretan como la tasa en que cambia la cantidad de prestaciones (número de consultas y días de hospitalización) ante un cambio de una unidad del determinante en cuestión. Por tanto, si el IRR es mayor que uno, el cambio es positivo, y si es menor que 1, negativo. También se presenta la significancia estadística de cada variable.

Antes de analizar los resultados cabe destacar que es esperable que la no significancia de varios de los determinantes responda al reducido número de personas que presentan más de una prestación, lo que, a su vez, se debe también al corto período considerado para su medición (3 meses en las consultas ambulatorias y un año en el caso de los días de hospitalización), análogo a lo que ha ocurrido en trabajos similares (Pohlmeier y Ulrich, 1995 y Morera y Aparicio, 2010). También es esperable que la estructura de la encuesta²³ y la composición del sistema de salud chileno (en el cual no necesariamente se debe pasar por un médico general para ser tratado en niveles de mayor complejidad) afecten la calidad de las respuestas.

²² Las preguntas referidas a las hospitalizaciones son como sigue: En los últimos doce meses, ¿ha estado hospitalizado o requerido una intervención quirúrgica? ¿Cuántos días estuvo hospitalizado?

²³ El módulo de salud en la encuesta CASEN es el cuarto de seis módulos. Esto por cierto afecta la calidad de los autorreportes realizados por las personas. A su vez, la estructura de preguntas dentro del módulo de salud (y en particular de las preguntas referidas a consultas médicas) pueden confundir los reportes realizados por los individuos.

Tabla 5: Ratios de la tasa de incidencia para el número de consultas ambulatorias y de días de hospitalización, año 2013. Modelo Binomial Negativo truncado en cero

VARIABLES	CG	CE	CU	CP	DH
26 - 35 años	1,20*	1,26*	1,21	1,13	0,77*
36 - 45 años	1,19	0,88	1,02	0,89	0,78*
46 - 65 años	1,31**	1,21	1,08	0,82	1,02
Más de 66 años	1,75***	1,07	0,91	0,93	1,36
Mujer	1,39***	1,06	1,52***	1,12*	0,65***
Escolaridad	1,00	1,03*	0,99	0,99	0,99
Quintil de ingreso 2	0,87	0,77	0,85	1,23*	0,86
Quintil de ingreso 3	0,91	1,06	0,72**	1,00	1,02
Quintil de ingreso 4	0,87	1,03	0,76*	1,17	0,87
Quintil de ingreso 5	0,79	1,13	0,88	0,90	0,71
Estado de salud "aprobado"	0,40***	0,40***	0,35***	0,51***	0,49***
Enfermedad crónica	0,97	0,92	1,11	0,75***	1,09
Zona urbana	1,49***	1,50***	1,28*	1,02	1,20
Predicho isapre	0,83	0,49**	0,41*	1,33	1,36
Usa prestador estatal	0,95	0,86*	1,48***	0,75***	1,70***
Ratio de médicos	1,07	1,36*	0,97	1,04	-
Ratio de camas privadas	-	-	-	-	3,17**
Ratio de camas estatales	-	-	-	-	3,24*
Constante	2,E-08	3,E-10	3,E-08	1,E-09	4,01*

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la encuesta CASEN, del Instituto Nacional de Estadísticas (2014) y del Ministerio de Salud.

Nota: DH se refiere a días de hospitalización. Los asteriscos (*) representan la significancia estadística de los coeficientes, siendo *** al 1%, ** al 5% y * al 10%. Es decir, a mayor cantidad de asteriscos, mayor es la significancia estadística.

i) Determinantes sociodemográficos: edad, sexo, escolaridad e ingreso

Acorde a lo esperado según el modelo teórico, la cantidad de prestaciones ambulatorias **crece con la edad** (Tabla 5). Sin embargo, esto es significativo solamente para las consultas generales, donde, por ejemplo, tener más de 66 años multiplica en 1,75 el número de prestaciones de este tipo en comparación con las personas entre 15 y 25 años (categoría base). El que no se aprecie un efecto para los otros tipos de consultas puede tener que ver con los períodos considerados por la encuesta.

En el caso de las hospitalizaciones, se encuentra un efecto negativo en la cantidad de días de hospitalización para las personas entre 26 y 35 años en los días de hospitalización en relación con aquellas de menor edad, lo que podría atribuirse a los partos, que son más cortos. Según

los datos del Ministerio de Salud un 85% de los egresos hospitalarios por partos ocurren entre los 20 y 44 años y este tipo de egreso representa un 45% del total de egresos para aquel tramo de edad. A su vez, el promedio de días de estada en 2011 para los partos es de 4,7, mientras que el promedio para todos los tipos de egresos fue de 5,8 (Minsal, 2015).

Para verificar lo anterior, se analizan dos aspectos. En primer lugar, se observa el coeficiente para la variable *mujer* para los días de hospitalización, el que muestra que efectivamente ellas se internan menos días que los hombres (hipótesis planteada en el trabajo descriptivo de las autoras²⁴, que se confirma en este estudio). En efecto, las mujeres presentan estadías un tercio menores que las de los hombres (Tabla 5). La explicación podría tener que ver con genuinas diferencias entre hombres y mujeres que afectan la duración de sus tratamientos médicos. Estas diferencias también han sido reportadas para otros países (Eurostat - Comisión Europea, 2011). En segundo lugar, se realiza el ejercicio de incorporar variables de interacción entre edad y género (en la Tabla A4.1 del anexo 4). Sin embargo, de ellas no se puede concluir de manera definitiva que la única razón detrás de la menor cantidad de días de hospitalización para las mujeres sean los partos, ya que los coeficientes resultan no significativos. Lo anterior podría responder al sesgo asociado a errores de medición que, en el caso de los días de hospitalización es importante y que, por tanto, no permiten este nivel de desagregación de las variables.

Las mujeres presentan una mayor cantidad de consultas ambulatorias en relación con los hombres, con la excepción de las consultas de especialidad. Por ejemplo, ser mujer multiplica por cerca de 1,4, 1,5 y 1,1 el número de visitas que presentan los hombres a las consultas generales, de urgencia y preventivas, respectivamente (Tabla 5). Estos hallazgos han sido documentados anteriormente en la literatura para países de ingreso medio-alto (DeCola, 2012) y Rieker y Bird (2005) plantean que ello se debe a diferencias en los perfiles epidemiológicos (tipos de enfermedades) según género. Por su parte, Borghans et al. (2009) sostienen que los hombres son más propensos al riesgo que las mujeres, por lo que no acuden a tiempo a las consultas ambulatorias, agravando sus condiciones de salud, lo que requiere de procedimientos más complejos y mayores días de hospitalización para tratar dichas condiciones. Los datos de la encuesta CASEN indican que si bien los hombres reportan estar enfermos en un 52,8% de los casos (en relación con un 47,2% para las mujeres), estos acuden en menor proporción a las consultas ambulatorias. Más aún, un 11,23% de los hombres enfermos no se trata, comparado con 6,54% de las mujeres (CASEN 2013). Finalmente, estas diferencias también han sido atribuidas a factores laborales, como la insuficiente flexibilidad horaria debido a que los hombres trabajan tiempo completo en mayor proporción que las mujeres (Wilkins et al., 2008).

Para el caso de **la escolaridad**, ésta sólo afecta la cantidad de consultas de especialidad y de manera positiva. Primaría entonces el efecto asociado a la mayor valoración de la salud (debido a niveles de escolaridad más altos) que se traduce en una mayor cantidad demandada de servicios médicos. Para las demás prestaciones la escolaridad tiene el signo esperado según el

²⁴ Henríquez y Velasco (2015).

modelo de capital humano (menos consultas dado un mejor cuidado de la salud, que se traduce en menos tiempo de recuperación, enfermedades menos graves o enfermedades diferentes), pero no resulta ser significativa.

Al igual que en la probabilidad de hacer uso de alguna prestación, **el ingreso** no parece influir en la cantidad de prestaciones, salvo para el caso de las consultas de urgencia, donde los individuos pertenecientes a los quintiles medios tienen una menor tasa de uso. Este comportamiento de los quintiles medios es comparable a lo observado por Sapelli y Vial (1998).

ii) Estado de salud de las personas

La variable que captura el **estado de salud percibido** (*estado de salud "aprobado"*) presenta el signo esperado y es estadísticamente significativa para todas las consultas. Esto es consistente con el modelo teórico presentado previamente. La presencia de **enfermedades crónicas** (insuficiencia renal, diabetes e hipertensión) no afecta el número de veces que se acude al doctor, con la excepción de las consultas preventivas, aunque en el sentido opuesto al esperado. La no significancia podría atribuirse al hecho que se mide el número de prestaciones solamente en los últimos 3 meses y que la periodicidad de los controles médicos es mayor. También podría darse el caso que las personas, luego de detectar que tienen alguna enfermedad crónica y que les recetan el tratamiento correspondiente, no vuelven a control. Por su parte, el que padecer una enfermedad crónica reduzca el número de veces que se realizan visitas médicas preventivas, podría responder a que los enfermos crónicos, al conocer su diagnóstico, no sienten la necesidad de realizar este tipo de consultas. Lo anterior no es extraño, en tanto el sistema de salud chileno no tiene incentivos a la prevención y cuidado de los pacientes crónicos, lo que se debe, en el caso del Fonasa, a que el método de pago a la atención primaria fomenta las derivaciones a niveles de atención más complejos y la minimización del número de prestaciones por persona. En las isapres, entre otras cosas, ello ocurre porque las aseguradoras no pueden apropiarse de los beneficios de invertir en prevención, puesto que los usuarios pueden cambiarse de asegurador y, por lo mismo, no necesariamente sufrirán las consecuencias futuras de no cuidar a sus beneficiarios. De todas maneras, es probable que exista cierta tendencia a confundir las consultas preventivas con las generales, lo que, sumado al reducido tiempo considerado en la encuesta CASEN, afecte este tipo de estimaciones.

iii) Costo de los servicios médicos e influencia del tipo de seguro

Residir en una **zona urbana** mide el costo no monetario de los servicios médicos, que se asume menor en dichos sectores –en comparación con las áreas rurales–, por lo que se espera una mayor demanda. En efecto, para las consultas generales, de especialidad y de urgencia, la variable influye positivamente en el número de prestaciones (quienes viven en zonas urbanas tienen entre un 25% y un 50% más de este tipo de consultas que quienes residen en zonas urbanas). En las consultas preventivas y días de hospitalización, si bien el signo es el esperado, el efecto no es significativo. En este último caso la no significancia es esperable, en cuanto la

duración del tratamiento de un hospitalizado no debiera depender tanto de dicho costo no monetario, pero sí de la influencia del doctor, analizada posteriormente.

El valor predicho de la probabilidad de estar en una isapre (*predicho isapre*) es significativo y menor que 1 para las consultas de especialidad y urgencia. Esto significa que a mayor probabilidad de estar en una isapre, menor número de consultas de estos tipos tiene el individuo. Una de las explicaciones posibles tiene que ver con los incentivos que surgen de las condiciones del seguro, como el precio y copago, que en estos casos (consultas de especialidad y urgencias) estarían desincentivando una mayor frecuencia en su uso para los usuarios de las isapres.

iv) Inducción a la demanda

Siguiendo la literatura (Green, 1978; Pauly, 1980; Cromwell y Mitchell 1986; Grytten et al., 1995; Fuchs 1978; Mocking, 2011) se utilizaron 3 variables para capturar el efecto de la inducción a la demanda: *usa prestador estatal*, *ratio de médicos* (para el año 2000 corresponde al número de médicos cada 1.000 habitantes por región y para 2013 es el número de médicos cada 100.000 habitantes por región) y *los ratios de camas estatales y privadas* (para el año 2000 corresponde al número de camas cada 1.000 habitantes por región y para 2013 es el número de camas cada 100.000 habitantes por región), siendo estos últimos dos utilizados sólo en los días de hospitalización. La primera de ellas representa una novedad en el estudio de este tipo de problemas, puesto que busca medir si la forma de pago a los doctores influye en la inducción a la demanda.

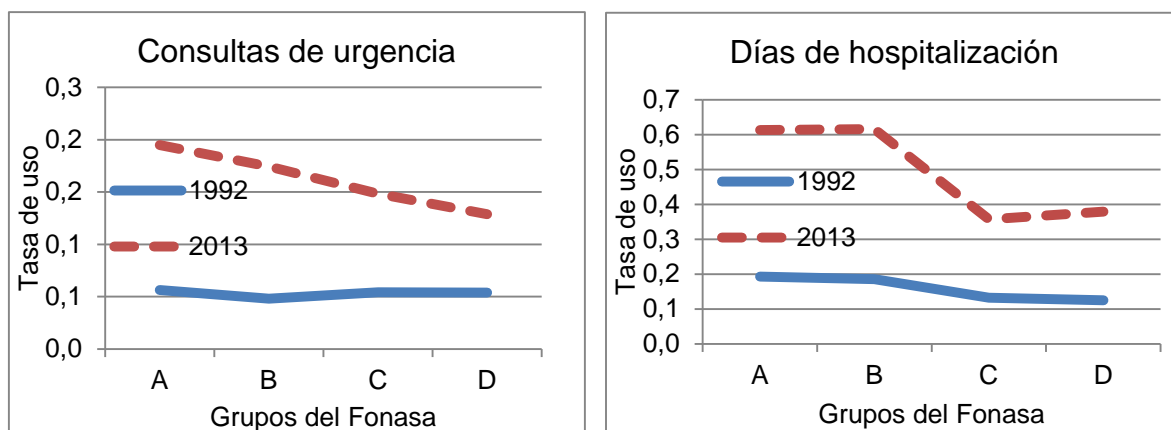
Según Mocking (2011), se espera que el pago por servicio, utilizado mayoritariamente por los prestadores privados en Chile, aliente la inducción a la demanda. Por el contrario, los prestadores estatales son financiados mediante pagos per cápita, presupuestos y salarios (consultorios, hospitales y doctores respectivamente), lo que no los incentivaría a inducir la demanda ya que no se benefician monetariamente (al menos no directamente) por aumentar la cantidad de prestaciones o días de hospitalización. Por tanto, se espera que la utilización de proveedores estatales de salud reduzca la cantidad demandada (coeficiente menor a 1).

No obstante lo anterior, es posible identificar una segunda fuerza detrás del uso de prestadores estatales que tendría el efecto contrario: la menor eficiencia de dichos proveedores. Si este fuera el caso, también se generaría un incremento en el número de visitas al médico y en los días de hospitalización. Si bien podría presumirse que ello se debe a que quienes acuden en mayor medida a este tipo de prestadores presentan enfermedades más complejas y de más largo tratamiento que aquellos que utilizan prestadores privados, dicho efecto es capturado por las variables que miden el estado de salud, la escolaridad e incluso el nivel de ingresos y no por la variable *usa prestador estatal*.

Los resultados para la variable *usa prestador estatal*, indican que el efecto de inducción a la demanda domina al efecto de la menor eficiencia sólo en el caso de las consultas de especialidad

(y en las consultas generales, aunque no significativamente). Sin embargo, en cuanto a las consultas de urgencia, preventivas y los días de hospitalización, la menor eficiencia de los prestadores estatales dominaría al efecto de inducción a la demanda. Lo anterior confirma la hipótesis referida a diferencias en los niveles de eficiencia, planteada en el trabajo previo de las autoras (Henríquez y Velasco, 2015), quienes encontraron que los beneficiarios de los grupos A y B del Fonasa (que utilizan mayoritariamente prestadores estatales), reportaron mayores tasas de uso de las consultas de urgencia y, particularmente, mayores días de hospitalización en 2013 (Gráfico 3). Según los resultados de la Tabla 5, quienes usan hospitales del Estado tienen estadías 1,7 veces mayores que quienes se atienden en clínicas privadas. En la misma línea, los usuarios de urgencias estatales tienen 50% más de visitas que quienes lo hacen en prestadores privados.

Gráfico 3: Promedio general de uso por grupo del Fonasa, según tipo de prestación, 1992 y 2013



Fuente: Henríquez y Velasco (2015).

Si bien no se cuenta con un nivel de desagregación adecuado para el *ratio de médicos* por región (el óptimo sería contar con el ratio al menos a nivel comunal), es posible observar que sí existe influencia de los doctores en la cantidad de demanda en los lugares de mayor competencia (oferta de doctores) para las consultas generales, de especialidad y preventivas. El efecto sólo resulta significativo en las de especialidad, cuestión que no es de extrañar, dado que es en este tipo de prestaciones donde los médicos mayoritariamente se benefician de más visitas de los pacientes, dado que se cumplen las condiciones que la literatura señala son propicias para este fenómeno: pago por servicio, bajo riesgo para los doctores (en relación con una consulta de urgencia u hospitalización) y mayores asimetrías de información entre el doctor y el paciente (mayor complejidad del diagnóstico en relación con una consulta preventiva o general).

Por su parte, un mayor **ratio de camas** (estatales y privadas) afecta positivamente los días de hospitalización. En el caso de los prestadores privados, tanto para la clínica como para el médico, es conveniente tener a los pacientes internados por más tiempo (que lo óptimo desde el punto de vista clínico) dado que reciben mayores beneficios. Ello se incentiva en los sectores donde hay más competencia, porque los precios (valor día-cama) son más bajos (y porque la mayor oferta –camas disponibles– lo permite). En cuanto a los hospitales estatales, la razón tiene que ver con los beneficios no monetarios, puesto que los doctores y hospitales no se benefician monetariamente por estadías más largas dado que el presupuesto del hospital y el salario de los médicos no cambian (o al menos no en el corto plazo). Así, cuando existe mayor competencia, los doctores pueden disminuir su esfuerzo y tomarse más tiempo en dar de alta a los pacientes, puesto que, por una parte, existe más disponibilidad de camas y, por otra, los menores precios de clínicas privadas no los afectan en sus salarios (también podría deberse a que dichos prestadores atienden a personas con enfermedades más graves y complejas), sin embargo, las variables asociadas al estado de salud debieran capturar este efecto). Buscar mecanismos que disminuyan estos incentivos es crucial para mejorar el uso de los recursos en ambos sectores.

Comparación con año 2000²⁵

La Tabla 6 indica que, a diferencia de lo que ocurre en 2013, **la edad** no era relevante para las consultas ambulatorias en 2000, pero sí para los días de hospitalización. En cuanto **al género**, los resultados se mantienen entre ambos períodos, con la excepción de las consultas de urgencia donde no se encuentran diferencias entre hombres y mujeres en la intensidad de uso de los servicios médicos en 2000. Esto último tiene sentido en cuanto a que la frecuencia en el uso de este tipo de consultas (que se dan por emergencias) no debieran diferir según género, lo cual plantea la interrogante respecto de por qué ello sí ocurre en 2013.

La escolaridad no tiene relación con la cantidad demandada en ningún tipo de prestación en 2000 y **el ingreso** parece haber influido en mayor medida en 2000 que en 2013 en los días de hospitalización, lo cual puede interpretarse positivamente, aunque, como se describió previamente, comienza a ser relevante en el caso de los quintiles medios en las consultas de urgencia en 2013.

²⁵ No se estima esta etapa para el año 1992 puesto que no se contaba con datos para medir el estado de salud ni la inducción a la demanda.

Tabla 6: Ratios de la tasa de incidencia para el número de consultas ambulatorias y de días de hospitalización, año 2000. Modelo Binomial Negativo truncado en cero

VARIABLES	CG	CE	CU	CP	DH
26 - 35 años	1,29	1,29	1,29	1,23	1,20
36 - 45 años	1,48*	1,20	1,40	0,93	1,27*
46 - 65 años	1,39	1,55	1,33	1,15	1,26*
Más de 66 años	1,69	1,00	0,53	1,48	1,71*
Mujer	1,35**	1,13	1,25	1,34**	0,54***
Escolaridad	1,02	1,02	0,98	0,98	0,99
Quintil de ingreso 2	0,84	0,89	1,33	1,01	1,26*
Quintil de ingreso 3	0,88	1,35	1,71	0,87	1,21
Quintil de ingreso 4	0,62*	1,17	1,33	1,10	1,48**
Quintil de ingreso 5	0,61	1,07	2,37	0,90	1,41
Estado de salud "aprobado"	0,49***	0,65*	0,45*	0,60***	0,65***
Enfermedad crónica	1,11	1,08	1,34	1,06	1,08
Zona urbana	1,04	0,98	0,98	1,01	1,01
Predicho isapre	1,35	0,57	0,83	0,95	0,35**
Usa prestador estatal	1,23	0,88	1,46	1,19	1,19*
Ratio de médicos	1,36*	1,22	1,00	1,22	-
Ratio de camas estatales	-	-	-	-	0,96
Constante	0,00	0,00	0,00	0,31	9,55

Fuente: Elaboración propia a partir de la encuesta CASEN, del Instituto Nacional de Estadísticas (2014) y del Ministerio de Salud.

Los asteriscos (*) representan la significancia estadística de los coeficientes, siendo *** al 1%, ** al 5% y * al 10%. Es decir, a mayor cantidad de asteriscos, mayor es la significancia estadística

Al igual que para 2013, un buen **estado de salud percibido** resulta ser consistentemente un determinante relevante de la menor frecuencia de uso de los servicios médicos y días de hospitalización. En el año 2000, y posiblemente por las mismas razones expuestas anteriormente, el tener una **condición crónica** tampoco resulta significativo para explicar la frecuencia de uso de las prestaciones.

Residir en una **zona urbana** (donde los costos no monetarios de las prestaciones son menores) no presenta significancia para prestación alguna en 2000 y mientras mayor es la probabilidad de **estar afiliado a una isapre** (*predicho Isapre*), menor la cantidad de días de hospitalización, lo que podría estar dando cuenta del impacto del precio de las hospitalizaciones en los prestadores asociados a los seguros privados, efecto que desaparece en 2013.

Respecto de las variables de inducción a la demanda, el **ratio de médicos** sólo es significativo en las consultas generales, efecto que desaparece en 2013. Una probable explicación es que

haya cambiado la estructura de demanda hacia un mayor uso de las consultas de especialidad como respuesta a los mayores niveles de educación (mayor valoración de la salud y conocimientos) y a los incentivos otorgados tanto por la congestión en el acceso a consultas generales, como por el método de pago de la atención primaria –que promueve la derivación de los pacientes a consultas de especialidad–. Ello habría promovido también un aumento de la oferta de médicos especialistas, que en 2010 representaba un 38,39% del total de médicos del país y que aumentó en casi un 40% a 2014, representando un 52,15% del total²⁶.

Finalmente, similar a lo encontrado en 2013, **usar un prestador estatal** aumenta los días de hospitalización, indicando que el efecto de la menor eficiencia en dichos prestadores dominaría al efecto de inducción a la demanda. No se encuentra efecto alguno para el resto de las prestaciones en 2000, lo que podría indicar que los efectos de la inducción a la demanda y el de la menor eficiencia se contrarrestaron en años anteriores o que, como se mencionara, la deficiencia de los datos impiden dar cuenta de los verdaderos efectos en dicho año.

V. Comentarios finales

En este documento se estima la demanda por prestaciones de salud mediante un modelo en tres etapas que integra el trío de decisiones involucradas en dicha demanda: (i) tipo de seguro de salud (que influye en las dos decisiones siguientes); (ii) hacer o no uso de los servicios médicos y; (iii) número de consultas y días de hospitalización (duración del tratamiento). Considerar estas dos últimas decisiones por separado para efectos de estudiar la demanda por salud es relevante, puesto que en la decisión relativa a la cantidad demandada existe una importante influencia de los médicos, a diferencia de lo que ocurre con la elección del tipo de seguro y con hacer o no uso de algún tipo de prestación de salud. Por tanto, separar las estimaciones de cada decisión permite determinar con mayor nitidez el efecto de los médicos sobre la demanda.

El contemplar la estimación de las tres decisiones mencionadas es una novedad en Chile, puesto que si bien trabajos previos han tomado en cuenta la influencia del tipo de seguro en la demanda por salud y otros han separado la decisión de hacer uso de los servicios de la relativa a la duración del tratamiento, no se encontraron estudios que integraran las tres, así como tampoco que consideraran un nivel de desagregación según tipo de prestación, como es el caso del presente documento. Finalmente, tampoco existen publicaciones que analicen la evolución de la demanda por salud en las dos últimas décadas, por lo que el presente artículo también es una contribución en ese aspecto.

El primer resultado del análisis es constatar que, tanto para la probabilidad de hacer uso de los servicios médicos, como para la cantidad que se utiliza de ellos (consultas y días de hospitalización), **el estado de salud –ya sea percibido o medido de manera más objetiva– consistentemente explica la demanda por prestaciones de salud**, lo cual es coherente con la

²⁶ OCDE (2015).

teoría y la evidencia (Grossman, 1972; Anderson, 1973; Morreale, 1998). Si bien ello es lo esperable de un sistema de salud, en cuanto da cuenta que el acceso y uso están relacionados con quienes más lo necesitan, también es posible observar que existen otros determinantes de la demanda que podrían modificarse para mejorar las condiciones de acceso y uso de los servicios.

Por ejemplo, se encuentra que las mujeres tienen una mayor probabilidad de contacto con el sistema de salud (hacer uso) para todos los tipos de prestaciones, y también los usan con mayor frecuencia, con la excepción de los días de hospitalización. Esto último podría responder a que su salud está en mejor estado que la de los hombres, entre otras razones, debido al mayor uso que hacen éstas de las consultas ambulatorias (generales, preventivas, etc.), a que el perfil epidemiológico (enfermedades) de las mujeres es diferente y a que tienen una actitud ante el riesgo diferente en comparación con los hombres. Entender las razones de estas diferencias (como por ejemplo, la mayor flexibilidad laboral para realizar este tipo de diligencias para las mujeres o los horarios de atención de los servicios más populares), puede ayudar a mejorar la equidad en el acceso y uso de las prestaciones según género. Más aún, un sistema de salud efectivo es aquel que logra prevenir y abordar las enfermedades de los distintos subgrupos poblacionales, lo que implica focalizar los esfuerzos (campañas, construcción de hospitales, formación de especialistas, horarios de atención) en base a las necesidades y perfil epidemiológico asociado a hombres y mujeres. Por ejemplo, dentro de los países de la OCDE²⁷, Chile es el que tiene la cuarta tasa más alta de muertes por cáncer de próstata (datos de 2012), con una cifra de 48,5 muertes de hombres por cada 100.000 habitantes, lo que da cuenta de la necesidad de focalizar los esfuerzos—como se realiza, por ejemplo, con el cáncer de mamas en las mujeres.

Respecto del efecto del ingreso, al igual que lo encontrado por otros autores (Sapelli y Vial, 1998; Van Doorslaer y Masseria, 2004, Morera y Aparicio, 2010), **no mostró ser un determinante importante en cuanto a explicar la demanda por prestaciones** médicas en la mayoría de los casos. Ello puede leerse favorablemente, ya que el acceso y uso de los servicios médicos no estaría determinado por el ingreso, con la excepción de las consultas de especialidad, donde los individuos de quintiles más ricos tienen mayor probabilidad de uso. Sin embargo, y como ha sido señalado por otros autores, **es probable que el efecto del ingreso se canalice mediante la elección del tipo de seguro** (Cameron y Trivedi, 1991; Sanhueza y Ruiz-Tagle, 2002; Henríquez, 2006; Pardo y Schott, 2012; Pardo y Schott, 2014). En efecto, un mayor ingreso aumenta la probabilidad de estar en una isapre y, a su vez, quienes están afiliados a una aseguradora privada presentan una mayor probabilidad de utilizar las consultas y de hospitalizarse. Por ejemplo, la probabilidad de los beneficiarios de alguna isapre de asistir a una consulta general, de especialidad y preventiva aumenta en 2%, 7% y 8,5%, respectivamente, en relación con los del Fonasa.

Se podría argumentar que este hallazgo demuestra que habría un sobreuso de los servicios de salud por parte de los usuarios de isapres, sin embargo, la evidencia para Chile (Sapelli y Vial,

²⁷ OCDE (2015). Data: [Health Status]. Causes of Mortality.

2003) da cuenta de que si bien existe riesgo moral²⁸ para el caso de las consultas ambulatorias, ello se da tanto en el Fonasa como en las isapres. Asimismo, la información referente a las listas de espera en el sector estatal avala que efectivamente existe demanda por salud insatisfecha. Esta indica que habría 1.619.826 personas esperando para ser atendidos por un especialista y 239.831 para una cirugía, en este último caso más de la mitad lleva más de un año esperando para ser intervenido quirúrgicamente (Minsal. 2015). La implicancia entonces para el diseño de las políticas públicas apunta a mejorar las condiciones de acceso a las prestaciones en los asegurados en el Fonasa, cuyos beneficiarios son aquellos de menor nivel socioeconómico y peor estado de salud.

No obstante lo anterior, en el caso de la frecuencia de uso ocurre algo diferente: en primer lugar, estar afiliado a una isapre sólo es significativo en las consultas de especialidad y de urgencia y, en segundo lugar, el efecto es contrario, es decir, estar en una isapre disminuye la cantidad demandada de esas prestaciones. La explicación podría tener que ver con los mayores precios y copagos que enfrentan los usuarios de isapres para dichas prestaciones, desincentivando una mayor cantidad demandada. Así, el efecto del ingreso, canalizado mediante la mayor probabilidad de estar en una isapre, sólo se manifestaría en la probabilidad de contacto (de uso) del sistema de salud y no en la cantidad.

Un hallazgo relevante, que da cuenta de la realidad percibida por los usuarios en Chile (Superintendencia de Salud, 2014), es la **falta de acceso a determinados tipos de prestaciones de los beneficiarios pertenecientes a los grupos A y B del Fonasa**. Si bien se esperaba que dichos individuos tuvieran una probabilidad de uso del sistema de salud mayor, dado que para ellos la atención es gratuita en los prestadores estatales, ello sólo se da en las prestaciones de urgencia, sin embargo, sorprendió encontrar que hacían ellos un menor uso de las consultas generales, de especialidad e incluso de las hospitalizaciones.

Lo anterior sólo puede explicarse por limitaciones en el acceso a cuidados médicos para dichas personas, dada la falta de oferta de servicios médicos en el Fonasa (déficit de centros de salud y de médicos) y las restricciones que se impone a las personas que están en dichos grupos del Fonasa. En efecto, para que el servicio sea gratuito –algo relevante para las personas que representan a los sectores de menores recursos del país– deben atenderse con prestadores estatales, lo que implica que sólo pueden acceder a atención de mayor complejidad mediante derivaciones. Más aún, quienes pertenecen al Fonasa A (compuesto principalmente por individuos indigentes y carentes de recursos), no pueden optar por atenderse con prestadores privados –cancelando el copago correspondiente–, sino que deben hacerlo costeadando el precio total de la prestación, es decir, no usando el seguro estatal. Esta falta de acceso de quienes pertenecen a los grupos A y B del Fonasa se estaría canalizando mediante una mayor demanda por servicios de urgencia, los que no tienen limitaciones en cuanto al acceso, salvo por la

²⁸ Cantidad adicional demandada de cuidados médicos debido a la disminución del precio neto de dichos cuidados que produce el contar con un seguro de salud.

congestión en el ingreso, siendo éste un camino más corto para acceder a especialistas y hospitalizaciones.

Al hallazgo previo se suma otro que tampoco fue previsto: los **menores niveles de eficiencia en los prestadores estatales**. En efecto, del análisis de la variable *usa prestador estatal*, se infiere que los individuos que utilizan este tipo de prestadores tienen tratamientos de más larga duración en el caso de las consultas de urgencia, preventivas y los días de hospitalización, y que esto no se debe a que se trata de personas más enfermas (dado que ello queda capturado en las variables que miden el estado de salud). Lo anterior es avalado por estudios referidos a la eficiencia técnica de hospitales estatales en Chile (Santelices et al., 2011; Castro 2004).

Los hallazgos anteriores respecto de falta de acceso y menor eficiencia están afectando justamente a las personas más necesitadas, tanto desde el punto de vista económico, como médico, puesto que la evidencia indica que el estado de salud está relacionado con el nivel socioeconómico y la escolaridad, encontrándose importantes desigualdades en Chile (ENS, 2010). Así, la falta de acceso para dichas personas estaría agrandando las brechas al no otorgarles atención oportuna y de igual calidad, entendida en este último caso como de menor eficiencia (dado que este estudio no mide dicha variable). Con esto se refuerza la idea de mejorar el acceso a la salud, ya no sólo entre los beneficiarios del Fonasa y de las isapres, sino también entre los usuarios del Fonasa. Este trabajo indica que las razones probables son las restricciones que estos usuarios enfrentan, el déficit de oferta (doctores y camas) así como los problemas de ineficiencia, que generan un mal uso de recursos que podrían usarse para aumentar dicha oferta. Diversos autores han planteado que los métodos de pago a prestadores (presupuestos, salarios y per cápita) y su estructura organizacional (particularmente la alta dependencia del Minsal), así como el modelo sanitario (con foco en lo curativo) no contribuyen en mejorar la eficiencia y el acceso a los prestadores estatales (Butelman et al., 2014, Velasco 2014, Goic 2015, Vergara 2015, Vega 2015). Estas modificaciones son necesarias, sobre todo en el contexto actual, en cuanto se están discutiendo importantes reformas al sistema de seguros de salud en Chile, que eventualmente podrán implicar un uso más intenso de los prestadores estatales.

Finalmente, se buscó capturar la inducción a la demanda por prestaciones de salud por parte de los médicos. A pesar de que la calidad de los datos utilizados en esta sección del trabajo es menor, **se encuentra que sí existe influencia de los doctores** en la cantidad demandada de consultas de especialidad. Ello concuerda con la teoría en cuanto a que es en este tipo de prestaciones donde los facultativos mayoritariamente se benefician de más visitas de los pacientes, dado que se cumplen las condiciones que la literatura señala como propicias para este fenómeno: pago por servicio, bajo riesgo para los doctores (en relación con una consulta de urgencia u hospitalización) y mayores asimetrías de información entre el doctor y el paciente (mayor complejidad del diagnóstico en relación con una consulta preventiva o general).

Asimismo, se evidencia que la cantidad de días de hospitalización también es afectada no sólo por los criterios clínicos (o ética hipocrática) de los médicos. Las razones, sin embargo, difieren según sea el tipo de prestador. Así, en las clínicas privadas, la mayor competencia, que se

traduce en precios más bajos, incentiva estadías más largas, principalmente debido al método de pago (por servicio y por día-cama) puesto que los doctores y clínicas se benefician monetariamente por cada día extra del paciente en el hospital. Y en el caso de los hospitales estatales, si bien sus ingresos y el de los doctores no varían en base a la cantidad de días de hospitalización de cada paciente, una mayor competencia –mayor oferta de camas– sí les permite beneficiarse de estadías más largas, aunque en este caso la recompensa no es monetaria. Dicho beneficio se refiere a la posibilidad de realizar un menor esfuerzo, tomándose más tiempo en diagnosticar, atender y dar de alta a los pacientes.

Lo anterior tiene implicancias directas en la contención de costos, una de las principales preocupaciones de los sistemas de salud en el mundo (OECD, 2013), puesto que cualquier medida que controle la inducción a la demanda por parte de los doctores estaría ayudando a reducir y contener los incrementos en los costos de salud que, según los datos para Chile (Clínicas de Chile, 2014), responden en mayor medida al aumento en el uso de prestaciones que en el alza de precio de los servicios. En esta línea, modificar los métodos de pago sería un camino a seguir, dada su influencia en la inducción a la demanda. Los pagos por servicio en el sector privado motivan a los doctores a alargar los tratamientos, así como también lo hacen los salarios y presupuestos en el sector estatal, dada su nula relación con el desempeño o duración de los tratamientos. En ambos casos se está haciendo un uso ineficiente de los recursos. Urge avanzar en métodos de pago intermedios en cuanto a la repartición de riesgos entre comprador (asegurador) y proveedor (centros de salud), como es el caso de los Grupos Relacionados de Diagnóstico que está implementando el Fonasa (con algunos prestadores estatales y privados) y algunas clínicas privadas (Riesco 2015, Vega 2015), lo que requiere liberar las restricciones al uso así como también el fomento e incentivo de nuevos mecanismos de pago en algunos casos. Estas (y otras) experiencias podrían ser usadas como punto de partida por de los seguros para realizar mejoras al sistema.

Este trabajo intenta también comparar los resultados para el año 2013 con los de décadas anteriores. Si bien este ejercicio no es fácil puesto que los datos utilizados son incompletos y de menor calidad en los años previos, sí es posible observar algunas tendencias. **Por ejemplo, las variables sociodemográficas (edad, ingreso, sexo, escolaridad, zona de residencia) no presentan grandes diferencias en el tiempo,** salvo porque en los últimos años se abre una brecha en las consultas de urgencia entre hombres y mujeres, que antes no existía, al igual que en el caso del efecto del ingreso en las hospitalizaciones, donde tampoco existían diferencias hasta antes de 2013. Dichos cambios deben ser estudiados de forma de determinar si ello responde a un cambio de tendencia y, de ser así, analizar en mayor profundidad las razones detrás de ello.

Las variables asociadas al costo monetario y no monetario de las prestaciones (Fonasa A y B, y zona urbana) presentan mayor variación, con resultados en la misma línea, puesto que, por ejemplo, el vivir en una zona rural pasa a ser una barrera para el acceso a consultas generales y preventivas en 2013. Lo contrario ocurre para las consultas de especialidad y de urgencia, donde las diferencias desaparecen. Es importante entender las razones detrás de esta dualidad entre

uno y otro tipo de consultas y la zona de residencia, dado que las implicancias de política pública son diferentes según sea, por ejemplo, que ello responda a la existencia de una mayor oferta (de prestadores privados o estatales) o que se deba a que los residentes de zonas rurales van más a la urgencia para evitar la espera en las consultas generales, como parece ser el caso.

En cuanto a las personas pertenecientes al Fonasa A y B, se aprecia una disminución en las diferencias de acceso a través del tiempo a las consultas generales, pero un incremento en el uso de las urgencias, lo que podría indicar que las visitas a las primeras han sido sustituidas por las segundas, debido a las restricciones asociadas (déficit de oferta, necesidad de ser derivado, prohibición de uso de prestadores privados). La Tabla A3.1 del Anexo 3 muestra cierta evidencia que sustenta esta última hipótesis, puesto que tanto el acceso a las consultas de especialidad como a las hospitalizaciones empeora en 2013 en comparación con años anteriores. Asimismo, **la falta de acceso de quienes pertenecen al grupo A del Fonasa crece en el tiempo** tanto para las consultas generales como para las de especialidad y se canaliza también mediante una mayor demanda por consultas de urgencia.

Ello refuerza las conclusiones ya mencionadas respecto de la necesidad de mejorar el acceso de aquellos grupos más vulnerables dado que toda restricción en la oportunidad de la atención los afecta en mayor medida (que a la población de mayores ingresos), agrandando las brechas y empobreciendo aún más su salud.

Finalmente, cabe recordar que este trabajo no está exento de limitaciones. La más importante se refiere a la calidad de los datos que se dispone, ya que, en primer lugar, la información proporcionada por la encuesta CASEN referente al uso de prestaciones médicas es de corto alcance. Esto podría estar disminuyendo la capacidad explicativa de las variables utilizadas, especialmente en el modelo referente a la frecuencia de uso de las distintas prestaciones médicas. Contar con un período más prolongado o con datos de panel podría ayudar en este sentido. En segundo lugar, los datos son autorreportados y la utilización de las distintas consultas está altamente determinado por el momento en que se realiza la encuesta y el orden en que se realizan las preguntas. En tercer lugar, la encuesta no contiene información más precisa respecto del tipo de enfermedad de cada persona ni de la cantidad de hospitalizaciones, sino que de la cantidad de días de hospitalización (aunque no es claro si dicha cifra es para la hospitalización promedio del año, para todo el año, para la última o una mezcla de lo anterior). Para solucionar aquello sería óptimo contar con registros administrativos a nivel individual. En esta misma línea, no se cuenta con información respecto del uso de seguros complementarios de salud, los que, según la teoría, también afectan la demanda por salud. En cuarto lugar, la información referente al número de doctores y camas no está desagregada de manera óptima, afectando la significancia y magnitud de las estimaciones. Para finalizar, cabe destacar que el foco del trabajo es estudiar el uso de los servicios médicos por cada individuo, pero nada se dice respecto de la calidad de los mismos, dado que no se cuenta con dicha información.

VI. Referencias

- Anderson, J.G. 1973. "Health services utilization: framework and review". *Health Services Research*, 8 (3). 184-199.
- Angrist, J. 2001. "Estimation of limited dependent variable models with dummy endogenous regressors: simple strategies for empirical practice". American Statistical Association. *Journal of Business & Economic Statistics*. 19 (1). Enero.
- Bice, T., R. Eichhorn y P. Fox. 1972. "Socioeconomic status and use of physician services: a reconsideration". *Medical Care*. 10 (3). 261-271.
- Borghans, L., J. Heckman, B. Golsteyn y H. Meijers. 2009. "Gender differences in risk aversion and ambiguity aversion". *Journal of the European Economic Association*, 7: 649-658.
- Bronfman, J. 2011. "Health insurance choice, moral hazard and adverse selection: a study of the Chilean case using panel data". *The Public Purpose*. 1, N° Primavera.
- Butelman, A., F. Duarte, N. Nehme, G. Paraje & M. Vergara. 2014. "Tratamiento para un enfermo crítico. Propuestas para el sistema de salud chileno". *Informe de Políticas Públicas N°4*. Espacio Público. Agosto.
- Cameron, A.C y P.K Trivedi. 1991. "The role of income and health risk in the choice of health insurance: evidence from Australia". *Journal of Public Economics*, 45, 1-28.
- Castro, R. 2004. "Midiendo la (in)eficiencia de los hospitales públicos en Chile". *Serie Informe Social N°83*. Libertad y Desarrollo.
- Clínicas de Chile. 2014. "Una estrategia de control de costos en salud: disminuir la tasa de hospitalizaciones evitables". *Temas de Coyuntura N°72*. Mayo.
- Cromwell, J. y J.B. Mitchell. 1986. "Physician-induced demand for surgery". *Journal of Health Economics*, 5. 293-313.
- DeCola, P. 2012. "Gender effects on health and healthcare". *Schenck-Gustafsson K, DeCola PR, Pfaff DW, Pisetsky DS (eds): Handbook of Clinical Gender Medicine*. Basel, Karger, 10-17.
- Efron, B. 1982. "The Jackknife, the Bootstrap and other resampling plans". *Society for Industrial and Applied Mathematics, PA*.
- Eurostata. 2011. "Hospital discharges and length of stay statistics". *European Commission*.
- Evans, R.G. 1974. "Supplier-induced demand: some empirical evidence and implications". In *Perlman, M. (ed). The Economics of Health and Medical Care*. 162-173.
- Fuchs, V. 1978. "The supply of surgeons and the demand for operations". *NBER Working Paper N°236*. Marzo.
- Goic, A. 2015. "El sistema de salud de Chile: una tarea pendiente". *Revista Médica de Chile*. 143. 774-786.
- Green, J. 1978. "Physician-induced demand form medical care". *Journal of Human Resources*. 13. 21-34.

Green, W. 1994. "Accounting for excess zeros and sample selection in Poisson and Negative Binomial Regression Models". *Working Paper* 94-10.

Grossman, M. 1972. "On the concept of health capital and the demand for health". *National Bureau of Economic Research*.

Grossman, M. 2000. "The human capital model". *Handbook of Health Economics*, Editado por A.J. Culyer y J.P. Newhouse. 1 (7).

Grytten, J., F. Carlse y R. Sorensen. 1995. "Supplier inducement in a public health care system". *Journal of Health Economics*. 14. 207-229.

Heckman, J. 1979. "Sample selection bias as a specification error". *Econometrica*. 47 (1). 153-161.

Henríquez, J. y C. Velasco. 2015. "Radiografía del uso del sistema de salud en Chile (1992- 2000- 2013)". *Puntos de Referencia* 407. Agosto.

Henríquez, R. 2006. "Private health insurance and utilization of health services in Chile". *Applied Economics*. 38 (4). 423-439.

Instituto Nacional de Estadísticas. 2014. "Compendio Estadístico". http://www.ine.cl/canales/menu/publicaciones/calendario_de_publicaciones/pdf/compendio_2014.pdf. Extraído el 7 de septiembre de 2015.

Komisar, H. 2013. "The effects of rising health care costs on middle-class economic security". *AARP Public Policy Institute*.

Lerner, M. 1969. "Social differences in physical health". *Poverty and Health: A Sociological Analysis*.

Ministerio de Salud. 2013. "Salud Rural 2013". Programa Mejoría de la Equidad en Salud Rural. Gobierno de Chile. [Presentación en PowerPoint]

Ministerio de Salud. 2001. Data: Promedio de camas disponibles en establecimientos hospitalarios del Sistema Nacional de Servicios de Salud y tasa por mil habitantes, según Servicio de Salud. Departamento de Estadísticas e Información de Salud (DEIS).

Ministerio de Salud. 2015. Data: Egresos por causa, edad y días de estada, 2001-2012. Departamento de Estadísticas e Información de Salud (DEIS).

Mocking, R. 2011. "Supplier induced demand in the dutch hospital sector". *Network for Studies on Pensions, Aging and Retirement*.

Mood, C. 2009. "Logistic Regression: why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it". *European Sociological Review*. 26 (1). 67-82.

Morera Salas, M. y A. Aparicio Llanos. 2010. "Determinantes de la utilización de servicios de salud en Costa Rica". *Sociedad Española de Salud Pública y Administración Sanitaria*. 410-415. Octubre.

Morreale, M. 1998. "Fact sheet: what factors can influence health care utilization?". *Nursing Effectiveness, Utilization and Outcomes Research*. McMaster University & University of Toronto.

Murphy, K. M. y R. H. Topel. 1985. "Estimation and inference in two-step econometric models". *Journal of Business and Economic Statistics*. 3(4), 370-379.

Muurinen, JM. 1982. "Demand for health: a generalised Grossman model". *Journal of Health Economics*. 1(1). 5-28.

Newhouse, J.P. 1977. "Medical care expenditure: a cross-national survey". *Journal of Human Resources*. 12. 115-125.

OCDE. 2012. Data: [Health]. Health Expenditure and Financing.

OCDE. 2013. "What future for health spending?". *OECD Economics Department Policy Notes*, N°19.

OCDE. 2015. Data: [Health Status]. Causes of Mortality.

OCDE. 2015. Data: [Health Care Resources]. Physicians by categories.

OECD. 2015. "Health at a glance 2015: OECD Indicators", OECD Publishing, Paris. http://dx.doi.org/10.1787/health_glance-2015-en.

Pardo, C. y W. Schott. 2012. "Public versus Private: evidence on health insurance selection". *Journal of Health Care Finance Economics*.

Pardo, C. y W. Schott. 2014. "Health Insurance selection in Chile: a cross-sectional and panel analysis". *Health Policy Plan*. 9 (3). 302-312.

Pauly, M. 1980. "Doctors and their workshops: economic model of physician behavior". *University Chicago Press*.

Pohlmeier, W. y V. Ulrich. 1995. "An econometric model of the two-part decision making process in the demand for health care". *Journal of Human Resources*. 30 (2). 339-361.

Pomp, M. 2009. "Supplier induced demand: ¿reality or fiction?". *Research Report of The Ministries of Economy and Finance*.

Richardson, J. y S.J. Peacock. 2006. "Supplier-Induced demand: reconsidering the theories and new Australian evidence". *Applied Health Economic and Health Policy*. 5 (2) 87-98.

Rieker, P. y C.E. Bird. 2005. "Rethinking gender differences in health: why we need to integrate social and biological perspectives". *Journals of Gerontology*. 60B (Special Issue II). 40-47.

Riesgo, X. 2015. "Mejorando la salud hospitalaria: alternativas para el financiamiento y la gestión (II)". *Puntos de Referencia* 417. Centro de Estudios Públicos.

Sanhueza, R. y J. Ruiz Tagle. 1999. "Choosing health insurance in a dual health care system: the Chilean Case". *Journal of Applied Economics*. 5 (1).

Santelices, E., H. Ormeño, M. Delgado, C. Lui, R. Valdés y L. Durán, 2011. "Análisis de la eficiencia técnica hospitalaria 2011". *Revista Médica de Chile*. 2013, 141 (3). 332-337.

Santelices, E. 2015. "Mejorando la salud hospitalaria: alternativas para el financiamiento y la gestión (III)". *Puntos de referencia 418*. Centro de Estudios Públicos.

Sapelli, C. y B. Vial. 1998. "Utilización de prestaciones de salud en Chile: ¿es diferente entre grupos de ingreso?". *Cuadernos de Economía*. 35 (106). 343-382. Diciembre.

Sapelli, C. y A. Torche. 1997. "¿Fonasa para pobres, Isapre para ricos? Un estudio de los determinantes de la elección entre seguro público y privado". *Documento de Trabajo 183*. Septiembre.

Sapelli, C. y B. Vial. 2003. "Self-selection and moral hazard in chilean health insurance". *Journal of Health Economics*. 22. 459-476.

Superintendencia de Salud. 2014. "Estudio de opinión a usuarios del sistema de salud, reforma y posicionamiento de la superintendencia de salud".

Superintendencia de Salud. 2015. "¿Cómo se clasifican los beneficiarios de Fonasa según su tramo? [Pagina Web]

Van Doorslaer, E. y C. Masseria. 2004. "Income-related inequality in the use of medical care in 21 OECD countries". En *OECD (2004), "Towards high-performing health systems: policy studies"*.

Vega, J. 2015. "Mejorando la salud hospitalaria: alternativas para el financiamiento y la gestión (I)". *Puntos de Referencia 416*. Centro de Estudios Públicos.

Velasco, C. 2014. "Desafíos y algunos lineamientos para el sistema de seguros de salud en Chile". *Propuesta de Política Pública*. Centro de Estudios Públicos.

Vergara, M. 2015. "Propuesta de reformas a los prestadores públicos de servicios médicos en Chile: fortaleciendo la opción pública". *Revista Médica de Chile*. 143. 237-243.

Wagstaff, A. 1986, "The demand for health: theory and applications". *Journal of Epidemiology & Community Health*. 40 (1). 1-11.

Wilkins D., S. Payne, G. Granville y P. Branney. 2008. "Gender and access to health services study: final report". London, Department of Health.

Wright, D. y T.C. Ricketts III. 2010. "The road to efficiency? Re examining the impact of the primary physician workforce on health care utilization rates". *Social Science & Medicine* 70.

Xu, K, P. Saksena, A. Holly. 2011. "The determinants of health expenditure: a country-level panel data analysis". *World Health Organization*.

Zweifel, P. 1981. "Supplier-induced demand in a model of physician behavior". *Health, Economics, and Health Economics*. 245-267.

Zweifel, P., F. Breyer y M. Kifmann. 2009. "Health Economics". Volume 1.

Anexo 1: Descripción de variables e hipótesis asociadas a cada una

Variables	Descripción	Hipótesis según trabajo previo
Dependientes		
<i>Isapre</i>	1=isapre, 0=Fonasa. En modelo Probit de la etapa 1.	
<i>Consulta general</i>	1=acudió a una consulta general, 0=no acudió a una consulta general. En modelo Logit de la etapa 2.	
<i>Consulta de especialidad</i>	1=acudió a una consulta de especialidad, 0=no acudió a una consulta de especialidad. En modelo Logit de la etapa 2.	
<i>Hospitalización</i>	1=estuvo hospitalizado, 0=no estuvo hospitalizado. En modelo Logit de la etapa 2.	
<i>Consulta preventiva</i>	1=acudió a una consulta preventiva, 0=no acudió a una consulta preventiva. En modelo Logit de la etapa 2.	
<i>Consulta de urgencia</i>	1=acudió a una consulta de urgencia, 0=no acudió a una consulta de urgencia. En modelo Logit de la etapa 2.	
<i>n_{general}</i>	Número de consultas generales. En modelo binomial negativo truncado en cero de la etapa 3.	
<i>n_{especialidad}</i>	Número de consultas de especialidad. En modelo binomial negativo truncado en cero de la etapa 3.	
<i>n_{hospitalización}</i>	Número de días de hospitalización. En modelo binomial negativo truncado en cero de la etapa 3.	
<i>n_{preventiva}</i>	Número de consultas preventivas. En modelo binomial negativo truncado en cero de la etapa 3.	
<i>n_{urgencia}</i>	Número de consultas de urgencia. En modelo binomial negativo truncado en cero de la etapa 3.	
Socio-demográficas y asociadas al trabajo		
<i>Edad</i>	Edad del individuo en años.	La demanda por servicios médicos crece con la edad.
<i>Edad²</i>	Edad al cuadrado.	
<i>Tramos de edad</i>	1=entre 15 y 25 años; 2=entre 26 y 35 años; 3=entre 36 y 45 años; 4= entre 46 y 65 años; 5=más de 66.	
<i>Mujer</i>	1=mujer, 0=hombre.	Las mujeres usan más los servicios médicos, salvo en hospitalizaciones.
<i>Escolaridad</i>	Años de escolaridad del individuo en años.	Mayor escolaridad inducirá a menor demanda por prestaciones (eficiencia).
<i>Escolaridad jefe de hogar y cónyuge</i>	Promedio de años de escolaridad entre el jefe de hogar y su cónyuge.	

<i>Quintil de ingreso</i>	Quintiles de ingreso autónomo, utilizando como base el quintil I.	Ingresos tienen efecto heterogéneo o nulo en la demanda por servicios médicos.
<i>Decil de ingreso</i>	Deciles de ingreso autónomo, utilizando como base el decil I.	
<i>Zona urbana</i>	1=reside en zona urbana, 0=reside en zona rural.	
<i>Casado o conviviente</i>	1=casado o conviviente, 0=otro estado civil.	
<i>Contrato de trabajo</i>	1=tiene contrato firmado, 0=no tiene contrato firmado.	
Salud		
<i>Estado de salud "aprobado"</i>	1=califica su estado de salud con nota igual o superior a 4 (sobre 7), 0=califica su estado de salud con nota inferior a 4.	Un buen estado de salud reduciría la demanda por servicios médicos.
<i>Reporta enfermedad</i>	1=reporta enfermedad o accidente, 0=no reporta enfermedad o accidente.	Padecer alguna enfermedad aumenta la demanda por servicios médicos.
<i>Enfermedad crónica</i>	1=reporta enfermedad crónica (insuficiencia renal, diabetes o hipertensión), 0=no reporta enfermedad crónica.	
<i>Riesgo de salud</i>	Variable dicotómica que considera si la persona consultada fuma, y si el peso no es normal (para mujeres embarazadas y niños).	
Factores asociados al seguro de salud		
<i>Fonasa A</i>	1= pertenece al grupo A del Fonasa, 0= pertenece al grupo B, C, D o Isapre.	Mayor uso de urgencia.
<i>Fonasa A + B</i>	1= pertenece al grupo A o B del Fonasa, 0= pertenece al grupo C, D o Isapre.	Hospitalizaciones más largas (menor eficiencia).
Inducción de la demanda		
<i>Usa prestador estatal</i>	1=usó prestador estatal (consulta general), 0=no utilizó prestador estatal.	
<i>Ratio de médicos</i>	2000: N° de médicos por cada 1.000 habitantes. 2013: N° de médicos / población regional (*100.000). Valores por región.	
<i>Ratio de camas privadas</i>	N° de camas privadas / población regional (*100.000).	
<i>Ratio de camas estatales</i>	2000: N° de camas por cada 1.000 habitantes. 2013: N° de camas estatales / población regional (*100.000). Valores por región.	
Predicho isapre		
<i>Predicho isapre</i>	Probabilidad predicha de encontrarse afiliado a una Isapre.	Usuarios de isapre tendría mayor probabilidad de usar consultas de especialidad.

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la encuesta CASEN y Henríquez y Velasco (2015).

Anexo 2: Resultados estimación de la probabilidad de estar en una isapre (modelo Probit)

Tabla A2.1: Coeficientes y significancia de los parámetros de la estimación de la probabilidad de estar en una isapre en 1992, 2000 y 2013.

Variable/año	1992	2000	2013
<i>Edad</i>	0,06***	0,06***	0,04***
<i>Edad</i> ²	-0,0008***	-0,0008***	-0,0005***
<i>Mujer</i>	-0,16***	-0,17***	-0,35***
<i>Escolaridad jefe de hogar y cónyuge</i>	0,08***	0,09***	0,12***
<i>Decil de ingreso 2</i>	0,26***	0,16	-0,15
<i>Decil de ingreso 3</i>	0,53***	0,53***	0,13
<i>Decil de ingreso 4</i>	0,70***	0,70***	0,26***
<i>Decil de ingreso 5</i>	0,81***	0,88***	0,42***
<i>Decil de ingreso 6</i>	1,00***	1,06***	0,62***
<i>Decil de ingreso 7</i>	1,13***	1,35***	0,72***
<i>Decil de ingreso 8</i>	1,39***	1,54***	1,02***
<i>Decil de ingreso 9</i>	1,57***	1,89***	1,32***
<i>Decil de ingreso 10</i>	1,97***	2,35***	1,90***
<i>Casado o conviviente</i>	0,05*	0,20***	0,06***
<i>Contrato de trabajo</i>	0,64***	0,51***	0,40***
<i>Zona urbana</i>	0,54***	0,34***	0,27***
<i>Enfermedad crónica</i>	-	-0,21**	-0,03
<i>Estado de salud "aprobado"</i>	-	0,24**	0,15**
<i>Riesgo de enfermedad</i>	-0,09***	-	-
<i>Constante</i>	-4,23***	-4,71***	-4,55***
Pseudo R2	0,28	0,31	0,32
Observaciones	28.049	21.508	56.125

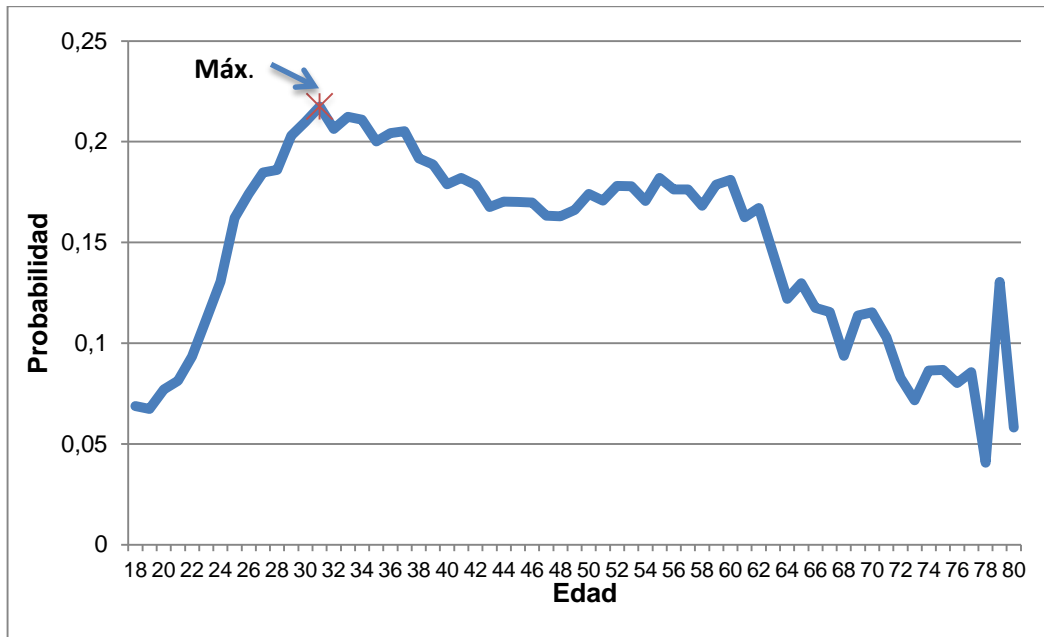
Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la encuesta CASEN.

Nota: Los asteriscos (*) representan la significancia estadística de los coeficientes, siendo *** el 1%, ** el 5% y * el 10%. Es decir, a mayor cantidad de asteriscos, mayor es la significancia estadística.

La variable *enfermedad crónica* se refiere en 2000 a quienes contestaron que tenían alguna deficiencia permanente (física o mental) y en 2013 a quienes señalaron padecer alguna condición (dificultad) permanentes física o mental.

En el año 1992 no se preguntó por el estado de salud percibido ni tampoco si se padecía alguna deficiencia o condición permanente, por lo que se creó la variable *riesgo de enfermedad* que considera si la persona consultada fuma, y si el peso no es normal (para mujeres embarazadas y niños).

Gráfico A2.1: Probabilidad de estar en una isapre según edad del individuo, año 2013



Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la encuesta CASEN.

Nota: La flecha denota el punto máximo de la probabilidad de estar en una Isapre, el que ocurre a los 31 años para el promedio de hombres y mujeres.

Anexo 3: Estimación de la probabilidad de hacer uso del sistema (Etapa 2) para 1992, 2000 y 2013

Tabla A3.1: Resultados de la estimación (coeficientes) de la probabilidad de tomar contacto con el sistema según tipo de prestación, 1992, 2000 y 2013. Modelo Logit

Variables	CG			CE			CU			CP			H		
	1992	2000	2013	1992	2000	2013	1992	2000	2013	1992	2000	2013	1992	2000	2013
Entre 26 y 35 años	0,15*	-0,12	0,06	0,24*	0,14	0,27***	0,06	-0,09	-0,14*	0,04	0,16	0,28***	0,08	-0,05	0,20**
Entre 36 y 45 años	0,19*	0,02	0,22***	0,18	0,27**	0,33***	-0,14	-0,14	-0,31***	0,08	0,32***	0,23***	0,26	-0,28**	0,01
Entre 46 y 65 años	0,56***	0,22*	0,34***	0,60***	0,53***	0,53***	-0,15	-0,26*	-0,42***	0,88***	0,96***	0,61***	0,23	-0,25*	0
Más de 66	0,91***	0,69***	0,60***	0,84**	0,75***	1,09***	-0,13	-0,45	-0,54***	1,36***	1,45***	1,49***	0,02	0,12	0,28*
Mujer	0,38***	0,55***	0,37***	0,53***	0,66***	0,73***	0,16	0,05	0,22***	0,78***	0,94***	1,03***	0,24	0,55***	0,50***
Escolaridad	-0,03***	0	0	0	0,04***	0,03***	-0,03*	-0,01	-0,04***	-0,02	-0,02**	-0,02***	0,01	0	0
Enfermedad crónica		0,25*	0,72***		0,43***	0,18***		0,16	0,20***		0,23*	2,01***		0,43***	-0,04
Estado de salud "aprobado"		-0,14	-0,23***		-0,94***	-0,76***		-0,47***	-0,35***		-1,07***	-0,63***		-0,70***	-0,67***
Quintil 2	0,01	0,1	0,03	-0,03	-0,02	0,05	0,07	0,05	-0,07	0,02	0,12	-0,02	-0,18	0,05	-0,17*
Quintil 3	-0,05	0,04	0,05	-0,11	0,15	0,20**	-0,1	0,02	-0,08	0,05	0,08	-0,06	-0,27	0,1	-0,20**
Quintil 4	-0,07	-0,08	0,15*	0,05	0,33**	0,13	-0,09	0,1	-0,12	0,11	0,13	-0,06	-0,15	-0,12	-0,20**
Quintil 5	-0,33*	-0,22	0,08	-0,25	0,54***	0,09	-0,03	-0,02	-0,26*	0	0,18	-0,09	-0,46	-0,35	-0,39***
Reporta enfermedad		1,80***	2,75***	3,65***	1,45***	2,19***		1,93***	2,92***	1,22***	0,67***	0,97***	2,84***	0,22**	0,56***
Zona urbana	0,08	-0,04	0,15***	0,25*	0,26***	0,08	0,38***	0,40***	0,1	0,04	-0,03	-0,20***	0,16	0	0
Consultas previas													1,59***	-0,05	1,15***
Fonasa A	-0,12	0,03	-0,17**	-0,28*	-0,30**	-0,40***	-0,2	0,01	0,06	-0,17	0,03	-0,06	-0,26	-0,06	-0,13
Fonasa A y B	-0,18**	-0,21**	0,01	-0,27**	-0,04	-0,17***	-0,18	0,15	0,12**	0,13	0,04	0,03	-0,08	1,13***	-0,20***
Predicho isapre	0,53*	0,68**	0,26	0,96**	0,67**	1,49***	-0,51	-0,21	-0,03	0,95**	0,88***	0,89***	0,01	0,71*	0,81***
Constante	-2,59***	-2,87***	-3,24***	-6,17***	-3,35***	-3,83***	-3,19***	-3,16***	-2,73***	-4,30***	-2,17***	-2,40***	-6,93***	-2,74***	-3,00***

Fuente: Elaboración propia a partir de datos de la encuesta CASEN.

Nota: La variable Reporta enfermedad no se utiliza en el caso de consultas generales y de urgencia porque coincide con la cantidad de consultas (dada la forma de preguntar) y, por tanto, no es posible incluirla en la estimación. Asimismo, no se incorporan las variables enfermedad crónica y estado de salud bueno (>=4) porque no se preguntó por ello en 1992. Los valores presentados corresponden a los coeficientes de la estimación y no a los efectos marginales.

Anexo 4: Resultados para el modelo Binomial Negativo con variables interactivas

Tabla A4.1: Ratios de la tasa de incidencia para los días de hospitalización, año 2013.
Modelo Binomial Negativo truncado en cero

Variables	DH
<i>26 - 35 años</i>	0.724*
<i>36 - 45 años</i>	0.931
<i>46 - 65 años</i>	1.030
<i>Más de 66 años</i>	1.378
<i>Mujer</i>	0.692***
<i>Escolaridad</i>	0.986
<i>25 - 36 años*mujer</i>	1.077
<i>36 - 45 años*mujer</i>	0.735
<i>Quintil de ingreso 2</i>	0.861
<i>Quintil de ingreso 3</i>	1.022
<i>Quintil de ingreso 4</i>	0.875
<i>Quintil de ingreso 5</i>	0.709
<i>Zona urbana</i>	1.220*
<i>Estado de salud "aprobado"</i>	0.486***
<i>Enfermedad crónica</i>	1.096
<i>Usa prestador estatal</i>	1.716***
<i>Ratio de camas privadas</i>	3.370**
<i>Ratio de camas estatales</i>	3.164*
<i>Predicho isapre</i>	1.411
<i>Constante</i>	3.894***

Fuente: Elaboración propia en base a encuesta CASEN.

CENTRO DE ESTUDIOS PÚBLICOS

www.cepchile.cl