



UNIVERSIDAD DE CHILE
FACULTAD DE ECONOMÍA Y NEGOCIOS
ESCUELA DE ECONOMÍA Y ADMINISTRACIÓN

**ENTENDIENDO LOS EFECTOS DE LA PENSIÓN BÁSICA SOLIDARIA EN LA
UTILIZACIÓN DE SERVICIOS MÉDICOS**

Seminario para optar al título de
Ingeniero Comercial, Mención Economía

Participantes: Josefa Henríquez Pizarro
Profesor Guía: Fabián Duarte

Santiago, 2015

Declaración de autoría

Yo, Josefa Andrea Henríquez Pizarro, declaro que ésta tesis es de mi propia autoría.

Agradecimientos

Agradezco el constante apoyo que mi mamá y papá me brindaron durante mis estudios de pregrado, y la disposición de mi papá, Ricardo Henríquez quien leyó acuciosamente este trabajo.

Le estaré eternamente agradecida al Centro de Estudios Públicos por acogerme, aconsejarme y brindarme su apoyo en la elaboración de esta tesis, en especial a Harald Beyer por recibirme como practicante y a Carolina Velasco, quien me introduzco al mundo de la Salud Pública.

Finalmente, agradecer la guía del profesor Fabián Duarte, quien me orientó y se dio el tiempo de atender mis consultas y resolver mis dudas.

ENTENDIENDO LOS EFECTOS DE LA PENSIÓN BÁSICA SOLIDARIA EN LA UTILIZACIÓN DE SERVICIOS MÉDICOS

Resumen

El año 2008 entró en vigencia la más sustantiva reforma de pensiones de la última década, la Pensión Básica Solidaria, que consistió en la entrega de un monto de dinero a los adultos mayores más vulnerables del país. En este trabajo se evalúa el impacto que tuvo la reforma en cuanto a mejorar el contacto con las consultas generales, de especialidad, de urgencia, preventivas y hospitalización, así como en el tratamiento de hipertensión y diabetes, utilizando una serie de datos únicos, contruidos a partir de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica – CASEN, que permite identificar a los distintos grupos a los que afectó el programa para estimar un modelo de diferencias en diferencias. Se explotan las reglas de asignación de la Pensión Básica Solidaria (edad y percentil de vulnerabilidad), en conjunto con la puesta en marcha de la reforma para la identificación econométrica. Las estimaciones muestran que la Pensión Básica Solidaria tuvo un significativo impacto en aumentar el contacto con las consultas generales y de especialidad, y en reducir las visitas a urgencia y hospitalizaciones. El aumento del contacto con las consultas generales y de especialidad, se canalizó principalmente mediante el uso de prestadores privados. Esto a su vez significó que los adultos mayores se trataran más de hipertensión y diabetes.

Abstract

In 2008 the most substantive pension reform of the last decade was introduced in Chile, the Basic Solidarity Pension. It consisted in giving monthly cash transfers to the most vulnerable elderly in the country. In this work, the impact of the reform, on a number of health indicators such as contact with general consultations, specialist visits, emergency visits, preventive care and hospitalization, as well as the diagnostics of hypertension and diabetes is assessed. Using unique data gathered from the “*National Socioeconomic Characterization Survey*” (Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional), I evaluate the effects of the program. Allocation rules of the Basic Solidarity Pension (age and vulnerability percentile), in addition to the implementation of the benefit are used for the econometric identification, so to estimate a difference in difference model. Estimates show that the Basic Solidarity Pension had significant impact in increasing the probability of use of general and specialist visits, as well as in reducing emergency visits and hospitalizations. The increase in the probability of use of general and specialist visits was majorly due to the use of private providers. The latter helped increase the diagnostic of hypertension and diabetes.

ENTENDIENDO LOS EFECTOS DE LA PENSIÓN BÁSICA SOLIDARIA EN LA UTILIZACIÓN DE SERVICIOS MÉDICOS

1. Introducción

En los últimos 17 años la proporción de personas mayores de 65 años en los países de la Organización para la Cooperación y Desarrollo Económicos (OCDE) ha crecido alrededor de tres veces más rápido que la población en su conjunto¹. Chile no escapa de esta tendencia, pasando de un 4,8 por ciento de población sobre los 65 años en 1960 a cerca de un 10 por ciento en 2013², y se proyecta que alcance un 21,5 por ciento en 2050 (INE). El envejecimiento poblacional ha ido acompañado de un incremento en la expectativa de vida (cifra que en Chile alcanza 81,4 años para las mujeres y 75,3 años para los hombres (OCDE³)), y una baja tasa de fertilidad, aspectos que están causando un gran estrés en las políticas públicas referidas al bienestar del segmento más viejo de la población.

En Chile, la más reciente y sustantiva reforma orientada a aumentar el bienestar de los adultos mayores consistió en la creación de la Pensión Básica Solidaria (PBS), beneficio que comenzó a regir a partir del año 2008 entregando un monto de 60 mil pesos en aquel momento y que actualmente alcanza la suma de \$82.053. Previo a la introducción de la PBS, las personas del 60% más pobre que nunca habían cotizado en un sistema de pensiones, se encontraban altamente desprotegidas en cuanto a ingresos se refiere si abandonaban el mercado laboral⁴. El objetivo primordial de la reforma consistió en reconocer el “derecho a envejecer con dignidad” de los adultos mayores, garantizando un monto básico de pensión para aumentar el presupuesto de éstos individuos. La focalización del beneficio se realizó en una primera instancia utilizando el puntaje de la Ficha de Protección Social y actualmente se utiliza el Índice de Focalización Previsional. Algunos de los requisitos para acceder al beneficio consisten en: (i) tener más de 65 años de edad – tanto mujeres como hombres, (ii) pertenecer al 60% más pobre y que esto se encuentre acreditado por la Ficha de Protección Social⁵ y (iii) llevar viviendo un mínimo de 20 años en el país.

A las carencias monetarias de los potenciales beneficiarios, se le suma el hecho que este segmento de la población presenta una importante carga de enfermedades y limitaciones. En efecto,

¹ OECD Factbook 2014.

² OECD (2015), Elderly population (indicator). doi: 10.1787/8d805ea1-en.

³ OECD (2015), Health Status, *Life Expectancy*.

⁴ En efecto, la PBS representa un 41,7 por ciento de los ingresos del trabajo (en 2006) para un individuo perteneciente al 50 por ciento más vulnerable de la población y que tiene entre 50 y 75 años.

⁵ El Gobierno de Chile define la Ficha de Protección Social como “el instrumento de caracterización que utiliza el Estado (...) que tiene como objetivo identificar y priorizar a la población sujeto de beneficios sociales, considerando la vulnerabilidad o el “riesgo” de estar o caer en situación de pobreza”.

en 2006, un 27 por ciento de los individuos que cumplían con los requisitos para adjudicarse la PBS, reporta algún tipo de limitación (CASEN). Por tanto, en éste trabajo se busca conocer de que manera la PBS -mediante el *shock* de ingresos que esta supone- influenció en el diagnóstico y tratamiento de las enfermedades que aquejan a los adultos mayores. La vía en que se estudia lo anterior es mediante el análisis del uso de los servicios médicos por parte de los potenciales beneficiarios. Marmot (2002) distingue dos formas en que el ingreso puede estar causalmente relacionado con la salud. Primero, a través de un efecto directo en la mejora de las condiciones materiales necesarias para sobrevivir y segundo, a través de la participación social y oportunidades para controlar de mejor manera el día a día (empoderarse).

Dos problemas principales han sido identificados a la hora de estimar el impacto del retiro en la salud. El primero es la endogeneidad de la decisión, al ser los trabajadores con peor salud los que probablemente tengan incentivos a retirarse (McGarry, 2004), causando problemas de doble causalidad. Un segundo efecto es la heterogeneidad, que surge de las diferentes características del individuo, laborales y sociodemográficas, que pueden afectar la salud previa al retiro, en el sentido que se alteren los comportamientos nocivos o positivos (por ejemplo, fumar, beber alcohol o no hacer ejercicio) justo antes de jubilarse (Eibich, 2014).

A efectos de estimar correctamente el impacto del programa (PBS) en la probabilidad de uso del sistema de salud, se necesita una variación exógena que permita identificar la causalidad. En este trabajo, mediante la utilización de un *pseudo*-panel construido en base a la “Encuesta de Caracterización Socioeconómica” – CASEN, para sus versiones 2006 y 2009⁶, se estimará un modelo de diferencias en diferencias, en el cual se explotará la existencia de un incentivo exógeno al retiro, como lo es la PBS, y particularmente su puesta en marcha el año 2008, sumado a su regla de asignación mediante la edad y el instrumento de focalización asociado a la vulnerabilidad de ingresos, para obtener el efecto causal del shock de ingresos en la probabilidad de uso de los servicios médicos de la tercera edad. Específicamente, se evalúan las diferencias entre los individuos que resultan elegibles para el beneficio (PBS) y aquellos que no, a través del tiempo. Para corregir por el segundo problema de heterogeneidad de actitudes, se utiliza un set de atributos del individuo que permite caracterizar su comportamiento y así determinar en consecuencia si es o no propenso a caer en actitudes que alteren su salud previa al retiro.

La PBS, hasta el momento, no ha sido evaluada en su total magnitud, por lo que el presente estudio representa una novedad en este aspecto. Así, tanto la metodología empleada como la construcción de una data única en su tipo, contribuye al entendimiento de los efectos de este tipo de

⁶ La data contiene el cálculo individual del puntaje de la Ficha de Protección Social (instrumento de asignación utilizado para entregar el beneficio).

programas, que han sido implementados en otros países como Brasil, Bangladesh, Namibia, Nepal, Sudáfrica, México, Argentina y Bolivia.

El resto del trabajo sigue así. En la sección 2 se describen los programas de transferencias condicionadas y pensiones no contributivas. En la sección 3 se describe en que consiste la PBS y el sistema de pensiones chileno. En la sección 4 se explica la metodología y los datos a utilizar. En la sección 5 se presentan los resultados de las estimaciones. En la sección 6 se analiza una extensión a los resultados de la sección anterior. Finalmente se concluye.

2. Los programas de transferencias condicionadas y las pensiones no contributivas

Los programas de transferencias condicionadas en América Latina surgen de la necesidad de atacar los altos índices de pobreza y desigualdad imperantes en la región. Chile no está exento de esta tendencia. El índice de Gini para los individuos mayores de 65 años en Chile alcanza el valor de 0.465 (después de impuestos y transferencias), siendo solo superado (dentro de la OCDE) por México, con 0.512⁷. Dado esto, la entrega de transferencias condicionadas ha sido una herramienta de política pública muy popular en Latinoamérica. Uno de los mecanismos usados ha sido la entrega de transferencias en dinero en la forma de pensiones no contributivas, de forma de disminuir las desigualdades. Reciente evidencia ha puesto en cuestión la real eficacia de este tipo de programas en reducir la pobreza. Stampini y Tornarolli (2012) evalúan la efectividad de las transferencias condicionadas analizando alrededor de 18 países de Latinoamérica que tienen programas vigentes de este tipo, encontrando que los beneficiarios siguen mayoritariamente pobres y con niveles bajos de educación. A lo anterior se le suma el hecho que sus oportunidades en el mercado del trabajo se mantienen inestables y poco prósperas.

No obstante lo anterior, la evidencia es bastante contundente en cuanto a mejoras en indicadores de salud. Largarde et al. (2009) evalúan seis distintas intervenciones de programas de transferencias condicionadas y su impacto en indicadores de salud y uso de servicios médicos. Los autores encuentran que estos programas de transferencias condicionadas tuvieron un impacto positivo en el uso de los servicios médicos. Igualmente, concluyen que resulta difícil atribuirle estos resultados a los incentivos provistos por las transferencias monetarias, ya que existen otros componentes que podrían influenciar el resultado.

Un país donde se ha evaluado extensamente el efecto de las pensiones no contributivas ha sido México, pero los estudios no se han replicado suficientemente para el resto de los países de América Latina. En este contexto, Galiani et al. (2014) revisan el impacto del programa

⁷ OECD Income Distribution Database: Gini, poverty, income, Methods and Concepts.

implementado en México denominado “Adultos Mayores” mediante un diseño de matching y explotando el diseño cuasi experimental (y sus reglas de asignación), el cual otorgaba a todos aquellos individuos sobre 70 años y que vivían en zonas rurales, una transferencia de ingresos cada dos meses. Los autores encuentran que la depresión y el trabajo pagado disminuyen en un 12 y 20 por ciento respectivamente, mientras que el consumo aumenta en alrededor de un 23 por ciento.

Tellez – Rojo et al. (2013) mediante un diseño de regresión discontinua y un análisis de diferencias en diferencias modelan el impacto del mismo programa. Observan que luego de 11 meses de exposición al programa, los beneficiados manifiestan significativas mejoras en la ingesta de proteínas e hidratos de carbono, entre otros. Concluyen que el ingreso extra ayudó considerablemente a los adultos mayores que viven en condiciones vulnerables a superar sus restricciones financieras.

Por su parte, Águila et al. (2014), diseñaron un experimento en el estado de Yucatán (México) que entregó un complemento de ingresos a adultos mayores vulnerables (sobre 70 años), con el fin de conocer los efectos del shock de ingreso en la salud de los adultos mayores pobres. El programa suponía la entrega de 67 dólares mensuales, los cuales significaban un 44% de aumento en el ingreso promedio del hogar. Los resultados indicaron que el complemento de ingreso mejoró sustancialmente diversas dimensiones de la salud, en especial aquellas que pueden ser modificadas en el corto plazo. Mediante la utilización de un diseño de regresión de diferencias en diferencias, encuentran que la probabilidad de visitar a un médico aumenta significativamente (en 0,088), que el número de visitas al doctor aumenta en 0,29 y que la probabilidad de no tratar la enfermedad reportada disminuye en 0,044. Finalmente, Olivera y Zuluaga (2013), simulan lo que sucedería en Colombia y Perú si implementaran un esquema de pensiones no contributivas. Los autores encuentran que los impactos se verían mayoritariamente entre los adultos mayores que viven en zonas rurales.

Behrman et al. (2011), luego de la implementación de la PBS en Chile, evalúan el impacto de la pensión en el estado de salud reportado (entre otras variables), y si bien obtienen los signos esperados, sus coeficientes no son significativos. Esto puede haber estado influenciado por el hecho que la variable dependiente utilizada (estado de salud auto reportado) es una de más largo plazo, es decir, no se espera que cambie la percepción del estado de salud de un momento a otro, si no que más bien se asocia con un proceso de más larga duración.

Por tanto, dado los estudios anteriores (para otros países) y la insuficiente evidencia local, a través de este documento se busca esclarecer el efecto que ha tenido el programa de PBS en el bienestar; referido al acceso y uso de los servicios médicos por parte de los adultos mayores.

3. El sistema de pensiones chileno y la pensión básica solidaria

El sistema de pensiones chileno opera bajo la lógica de capitalización individual. Actualmente existen seis Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP) que manejan los aportes individuales de cada persona. Estas instituciones surgen a partir de 1981, cuando el sistema de reparto que imperaba en Chile se sustituyó por un sistema de pensiones de aporte individual. En aquella reforma, los cambios afectaron a los civiles (que se suscribieron al nuevo sistema), ya que se dejó intacto el sistema previsional con el que contaban las fuerzas armadas y de orden.

Actualmente, según datos de la Superintendencia de Pensiones a 2015, existen 9.910.796 afiliados a alguna de las administradoras, número que incluye a los cotizantes dependientes, independientes y voluntarios. A partir de enero de 2015, los trabajadores independientes (que emitan boleta de honorarios), quedan con la obligación de cotizar en el sistema de pensiones y, por tanto, con la opción de acceder a los mismos beneficios que los trabajadores dependientes (los cuales ya tenían obligatoriedad de cotizar – y representan un 94,4 por ciento del total de cotizantes); es decir, pueden acceder a seguridad en el trabajo, pensiones de vejez e invalidez y subsidios de incapacidad laboral y atención médica, entre otros.

El marco regulatorio de las cotizaciones obliga a los cotizantes a aportar un 10 por ciento de su ingreso imponible mensual a su cuenta de capitalización, más un 1,15 por ciento para el seguro de invalidez y sobrevivencia, sumándose entre un 0,47 y 1,54 por ciento de comisión para la administradora. La edad legal vigente para jubilar alcanza los 60 años para las mujeres y 65 años para los hombres.

El 17 de marzo de 2008, con la publicación de la ley número 20.255, se crea un sistema de pensiones solidarias de vejez e invalidez (PBSV y PBSI) financiado por el Estado, que constituye un pilar complementario del sistema de pensiones vigente, compuesto por las AFP. Según datos de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica – CASEN 2013, existen 504.760 beneficiarios de la PBS de vejez, de los cuales un 72 por ciento son mujeres y un 31,84 por ciento pertenece al decil más bajo de ingresos.

La PBS tiene como fin combatir la pobreza y entregar garantías a aquellos trabajadores que se encontraban trabajando de manera informal. No obstante, los recursos buscan ser entregados de manera eficiente, por lo que el programa no es universal, si no que se entrega de manera focalizada. En el artículo 3º de la ley antes mencionada, se enumeran los requisitos necesarios para adjudicarse dicho beneficio, los que se describen a continuación. El primero de ellos es el requerimiento de edad, y estipula que tanto hombres como mujeres deben tener cumplidos los 65 años de edad. Segundo, los individuos deben acreditar su residencia en el territorio de la república de Chile por un

lapso no inferior a 20 años. Por último, los individuos deben pertenecer al 60% más pobre de la población de Chile. En esto último nos detendremos, ya que constituirá la principal forma de identificación en el trabajo.

Hasta 2009, el principal instrumento para acreditar que los individuos pertenecían al 60 por ciento más pobre de la población era su puntaje de la Ficha de Protección Social (FPS). Luego del 2009 la FPS fue complementada con un nuevo sistema de focalización llamado “Índice de Focalización Previsional” (IFP). El cálculo del puntaje lo realiza el Instituto de Previsión Social, utilizando la FPS, datos de las AFP y del Servicio de Impuestos Internos (SII). Algunas diferencias entre el IFP y el puntaje de la FPS, recaen en que el IFP utiliza como unidad de análisis el grupo familiar (eventual beneficiario, su cónyuge, sus hijos menores de 18 años de edad y los hijos mayores de 18 años pero menores de 24 y que sean estudiantes), a diferencia del análisis a nivel de hogar que realizaba el puntaje de la FPS (definido como aquellas personas que viven juntas y tienen intención de seguir haciéndolo, tengan o no tengan vínculo de parentesco). Por último, el IFP tiene una escala distinta al puntaje de la FPS, siendo el puntaje del 60 por ciento más vulnerable 1.206 (el cual era de 13.484 en el puntaje de la FPS)⁸.

4. Data y metodología

4.1 Data

La data utilizada en el análisis proviene de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional – CASEN para los años 2006 y 2009. Esta encuesta es realizada por el Ministerio de Desarrollo Social (MIDESO) y tiene un alcance a nivel país, con el objetivo de monitorear periódicamente (su modalidad ha variado de bianual a trianual) la situación en la que viven los hogares y la población en su totalidad, en especial aquellos hogares y personas que se encuentran en situación de pobreza o carencia, ya que son éstos a los que apunta la política social del país (MIDESO).

Para evaluar el impacto de la PBS en los indicadores de salud del adulto mayor, se construyó un *pseudo*-panel que comprende dos encuestas CASEN, correspondientes a los años mencionados.

⁸ Subsecretaría de Previsión Social.

A cada individuo encuestado se le calculó su puntaje de la “Ficha de Protección Social” – FPS (MIDESO, 2009)⁹, el cual está caracterizado principalmente por la siguiente ecuación, que describe al ingreso ajustado del hogar, con el cual se construye posteriormente el puntaje:

$$YA_h = \sum_i^n \frac{[(CGI_{i,h} * 0,9 + Y_{i,h} * 0,1) + fYP_{i,h}]}{IN_h}$$

Donde YA_h es el ingreso ajustado del hogar, $CGI_{i,h}$ es la capacidad generadora de ingresos, $Y_{i,h}$ son los ingresos declarados, $YP_{i,h}$ los ingresos permanentes (provenientes de las pensiones), f es el factor de ajuste e IN_h corresponde al índice de necesidades (que fue remplazado por ajuste en base al número de personas del hogar, ya que no siempre se contó con los elementos necesarios -en cada encuesta- para calcular este indicador).

La capacidad generadora de ingresos (CGI) está definida mediante ocho ecuaciones de Mincer¹⁰ para ocho grupos distintos y no relacionados de población^{11,12}:

- (1) hombre asalariado
- (2) mujer asalariada
- (3) hombre cuenta propia
- (4) mujer cuenta propia
- (5) hombre desempleado
- (6) mujer desempleada
- (7) hombre inactivo
- (8) mujer inactiva

El cálculo de la CGI le asigna cero a las siguientes personas (como lo estipula el Ministerio de Desarrollo Social): aquellas con edad igual o menor a 15 años, mujeres con edad igual o mayor a 60 años, hombres con edad igual o mayor a 65 años, personas que cuidan a niños menores de 4 años de edad, mujeres embarazadas, personas que presentan una discapacidad severa, leve o moderada, personas que cuidan a quienes presentan discapacidad severa o moderada y estudiantes hasta los 24 años.

⁹ El cálculo del puntaje de la FPS fue realizado utilizando la información pública provista por MIDESO, ex MIDEPLAN.

¹⁰ La función de ingresos de Mincer (1958) es una ecuación que explica los ingresos en base a la escolaridad, la experiencia y la experiencia al cuadrado.

¹¹ La descripción de estos ocho grupos se presenta en el Anexo 1.

¹² Los ingresos de los últimos cuatro grupos fueron aproximados utilizando el ingreso del trabajo del hogar per cápita.

Para realizar la asignación del puntaje, se obtuvieron los percentiles de ingreso ajustados del hogar (YA_h), usando como referencia de asignación los puntajes de corte mostrados en la Tabla 1.

Tabla 1: Puntajes de la FPS

Decil FPS	Min FPS	Max FPS
I	2.072	6.035
II	6.036	8.5
III	8.501	10.32
IV	10.321	11.734
V	11.735	12.666
VI	12.667	13.484
VII	13.485	14.236
VIII	14.237	14.557
IX	14.558	14.597
X	14.598	16.316

Fuente: Ministerio de Desarrollo Social.

Dado que el puntaje fue calculado para cada encuesta de forma independiente, y que el puntaje real (computado por el MIDESO) está calculado en base a la encuesta CASEN 2003, surgen distintos sesgos en el cálculo realizado. En primer lugar, se sobre estiman los ingresos ajustados del hogar debido a la variación anual del Índice de Precios del Consumidor (IPC). Segundo, existieron diversos cambios en la forma en que se asignaba la capacidad generadora de ingresos que pueden estar sesgando la estimación, aun cuando se utilizan las definiciones públicas de la Subsecretaría de Previsión Social (2009). Dado lo anterior, se subestima la cantidad de personas elegibles, esto generará un sesgo a la baja del efecto real de la pensión en los indicadores de salud a considerar.

No obstante lo anterior, al calcular los percentiles del puntaje de la FPS de la data, se obtiene que el máximo puntaje asignado a un individuo que pertenece al 60 por ciento más vulnerable es de 13.823, lo cual difiere solamente en un 2.4 por ciento del valor máximo estipulado (13.484) detallado en la Tabla 1. El puntaje promedio del 60% más vulnerable es de 9.363.

4.2 Metodología

La demanda por cuidados médicos

El marco que se utilizará para circunscribir la investigación será el modelo de capital humano aplicado a la demanda por salud de Grossman (1972, 2000). La premisa básica del modelo es que los individuos invierten en sí mismos. La inversión en salud se realiza por dos motivos: el primero es que estar sano le proporciona directamente utilidad al individuo y segundo, el contar con buena salud le permite aumentar su tiempo productivo, para así desarrollar su vida laboral y no laboral. El modelo supone que los individuos heredan un stock de salud que se deprecia a tasas decrecientes en

el tiempo y que puede ser aumentado mediante inversión. La inversión es representada a través de una función de producción que depende, en el modelo más sencillo, de los insumos (o prestaciones de salud) y de la eficiencia de cada individuo en convertir estos insumos en buena salud. Por tanto, la demanda por prestaciones corresponde a una demanda derivada de la demanda por salud. La demanda debe estar negativamente relacionada con su precio sombra, que dependerá, además del precio de las prestaciones, de otras variables que alterarán el óptimo. La persona, en el óptimo, iguala la demanda -que corresponde a la eficiencia (productividad) marginal del stock de salud-, con la oferta, que representa el costo o precio de la inversión bruta en salud.

De acuerdo a Grossman, mayor escolaridad está asociado a una disminución de la demanda por servicios médicos, ya que se supone que los individuos más educados son más eficientes en su producción de salud y que a mayor edad, aumenta la demanda por cuidado médico, debido a la creciente depreciación del stock de salud. Finalmente, aumentos en el ingreso estarían correlacionado positivamente con la demanda por prestaciones. Lo anterior dado que a mayor ingreso, mayor valor tendrá para el individuo el tiempo que éste permanece sano.

La conexión existente entre el beneficio y el modelo de demanda por cuidados médicos de Grossman (1972) consiste en que la entrega de la PBS incrementó el ingreso de los adultos mayores elegibles de forma exógena, lo cual significa que estos cuentan con mayor dinero para poder acudir a un médico y cancelar el copago respectivo o que pueden retirarse parcial o totalmente de la fuerza laboral, flexibilizando su horario disponible para acudir a un médico del sistema público. La PBS representa un monto sustantivo de la jubilación promedio en el año 2006, alcanzando cerca del 47 por ciento del ingreso del pensionado.

Grupos de tratamiento

Para obtener el efecto causal del programa (PBS) en el set de indicadores de salud, se utilizará un diseño de regresión de diferencias en diferencias. Este modelo es una técnica cuasi-experimental, que evalúa la diferencia entre los grupos beneficiados del programa y aquellos que no recibieron el programa, antes y después de la implementación de éste. Para identificar a los grupos de tratamiento, se explotan dos principales componentes de la asignación de la pensión: (1) la puesta en marcha del beneficio y (2) la regla de asignación de éste, que comprende un requisito de edad (tener más de 65 años de edad, tanto para hombres como mujeres) y un nivel de vulnerabilidad (medido a través del puntaje de la FPS que posteriormente pasó a ser el “Índice de Focalización Previsional”).

Por otra parte, la PBS se implementó en cinco tramos (períodos) distintos, donde tanto la cobertura como el monto del beneficio fueron variando. En la Tabla 2 se presentan los distintos tramos en que ésta fue implementada.

Tabla 2: Cobertura y montos de la PBS

Período	Cobertura	Monto	Acreditación
1° de julio 2008 a 30 de junio 2009	40%	\$60.000	11.734 puntos o menos en la FPS
1° de julio 2009 a 31 de agosto 2009	45%	\$75.000	12.185 puntos o menos en la FPS
1° de septiembre 2009 a 30 de junio 2010	50%	\$75.000	12.666 puntos o menos en la FPS
1° de julio 2010 a 30 de junio 2011	55%	\$75.000	1.100 puntos o menos en IFP
A partir del 1° de julio de 2011	60%	\$75.000	1.206 puntos o menos en IFP

Fuente: Superintendencia de Pensiones – 2015 y Larrañaga y Contreras (2015).

El monto promedio anual de la pensión reportado en la encuesta CASEN 2011 corresponde a \$78.449, ampliándose a \$82.054 según lo reportado en CASEN 2013. Como se observa en la Tabla 2, el instrumento de focalización fue cambiado a mediados de 2010. Como no se cuenta con el Índice de Focalización Previsional para los años 2011 y 2013, y considerando los múltiples cambios en la asignación que se dieron en los años posteriores a 2009, no se utilizan encuestas posteriores para calcular el efecto de la pensión.

Con esto se definen dos grupos: (1) el grupo de control (individuos que no son elegibles para la PBS) y (2) el grupo perteneciente al 50 por ciento más vulnerable, que tienen más de 65 años de edad (elegibles para el programa). Estos dos grupos son comparados a través del tiempo, es decir, entre 2006 y 2009. En este último año, la PBS ya se encontraba en vigencia.

Muestra

La muestra se truncó utilizando la variable edad como determinante principal, dejando solamente a individuos entre 50 y 75 años (Eibich, 2014), ya que es posible suponer que los mayores de 50 años pueden optar a un retiro anticipado (si bien no son objeto de beneficios como la PBS), por lo que podrían evidenciar un comportamiento similar al de los jubilados. Los individuos mayores de 75 años fueron excluidos, para evitar problemas referidos al deterioro inminente que sufren las personas de más avanzada edad en cuanto a su comportamiento en los indicadores de salud. A su vez, se consideró solamente a aquellos individuos que no han cotizado en un sistema previsional, ya que la pensión se hace efectiva solamente para este grupo de la población. Se eliminaron aquellas observaciones con puntajes en la FPS superior a los 17.000, ya que el puntaje máximo estipulado (ver Tabla 1) es de 16.316.

Modelo

Para estimar el impacto de la PBS, el foco serán los estimadores de “intent to treat” (ITT), es decir, a aquellos que apunta el programa (aún cuando éstos no necesariamente lo estén recibiendo). Se comparará el impacto promedio en las personas que serían elegibles para el programa con aquellas que no lo serían, entre distintos períodos de tiempo, lo que se conoce como un modelo de diferencias en diferencias (dif en dif).

A objeto de capturar los tramos de cobertura descritos en la Tabla 2, se estima el siguiente modelo:

$$H_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \beta_2 T_{09} + \beta_3 D50 + \beta_4 Edad_{65} + \beta_5 T_{09} * D50 + \beta_6 T_{09} Edad_{65} + \beta_7 D50 * Edad_{65} + \beta_8 T_{09} * D50 * Edad_{65} + u_i \quad (1)$$

donde H_{it} corresponde a una variable dicotómica que representa el reporte de uso de cinco tipos de prestaciones distintas (consultas generales, de especialidad, de urgencia, preventivas y hospitalización), X_{it} corresponde al vector de controles, T_{09} es una *dummy* temporal que toma el valor 1 si la observación es del año 2009 (utilizando como base el año 2006). $D50$ corresponde a una *dummy* que captura si el individuo pertenece al 50% más vulnerable. $Edad_{65}$ es una *dummy* que toma el valor 1 si el individuo tiene más de 65 años. En la ecuación 1, β_8 captura el efecto de la introducción de la pensión. El término u_i corresponde al error.

Por otra parte, un factor determinante para explicar el uso de los servicios médicos es el tipo de seguro con que se cuenta. El sistema de salud chileno está compuesto por dos principales subsistemas de seguros de salud, siendo éstos las instituciones de salud previsional o “Isapres” y el Fondo Nacional de Salud o “Fonasa”¹³, que concentran en conjunto a 15.982.653 personas, las que representan un 92,5 por ciento de la población. Fonasa tiene 13.524.005 beneficiarios que representan un 78,3 por ciento del total de asegurados¹⁴. Sus usuarios son clasificados en cuatro grupos según su nivel de ingresos, quienes, a excepción de los afiliados al grupo A, pueden elegir atenderse con prestadores estatales o privados, incrementándose los copagos a medida que se avanza en la clasificación de grupos. La atención es totalmente gratuita para los grupos A y B si es

¹³ Los subsistemas se financian a partir del aporte privado de los trabajadores dependientes, que tienen mandato de cotizar mensualmente un 7 por ciento de sus salarios y pensiones brutas (antes de impuestos). Aquellos individuos con ingresos muy bajos o sin éstos, tienen como garantía el acceso a Fonasa. A partir de 2018, aquellos trabajadores independientes sin mandato de cotización tendrán obligación de cotizar. Como complemento a éste 7 por ciento aportado por los trabajadores dependientes, los cotizantes que elijan entrar al subsistema de Isapres podrán complementar su plan de salud realizando un aporte extra, que en promedio bordea el 3 por ciento del ingreso del individuo.

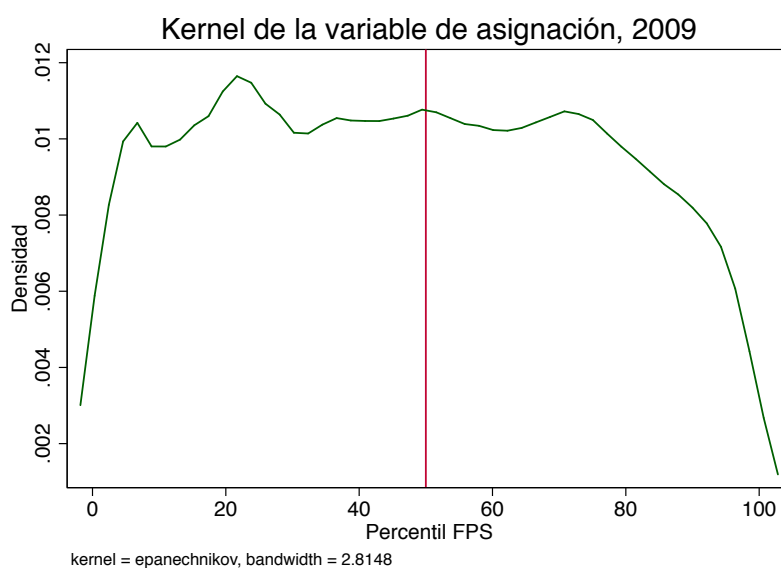
¹⁴ Cifras elaboradas a partir de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica - CASEN (2013).

que éstos eligen prestadores estatales¹⁵. Los individuos no asegurados representan una fracción pequeña del total, alcanzando sólo un 2,7 por ciento.

Supuestos del modelo

Antes de comenzar las estimaciones se debe comprobar que la variable de asignación no puede ser manipulada cerca del punto de corte, es decir, que personas no se hagan pasar como elegibles siendo que no lo son, ya que de haber manipulación cercano al punto de corte, los estimadores resultarían sesgados, al no poder identificar correctamente a los grupos de control y tratamiento. Para esto, se grafica la densidad de esta variable en sus distintos tramos para la muestra completa de los dos años considerados. En el Gráfico 3 se observa que no existen grandes variaciones en el punto de corte evaluado (percentil 50, que se encuentra marcado por la línea vertical).

Gráfico 3: Densidad de la variable de asignación del tratamiento



Fuente: Elaboración propia en base a encuesta CASEN 2009.

Por otra parte, para lograr una identificación correcta en el modelo de diferencias en diferencias, el supuesto que se debe comprobar es que la tendencia en uso de consultas y hospitalizaciones (del grupo de control y de tratamiento) se hubiesen mantenido constantes a través del tiempo de no haberse aplicado el beneficio. La evidencia gráfica de aquello se presenta en el Anexo 2.

¹⁵ Salvo para las prestaciones dentales en el grupo B.

Variables dependientes

Las variables dependientes utilizadas corresponden a si el individuo reporta haber asistido al menos a alguna de las 5 categorías de prestaciones: consultas generales, de especialidad, de urgencia, preventivas y hospitalización. Al final, se estudia como extensión, los posibles cambios en tratamiento de hipertensión o diabetes utilizando un diseño de regresión discontinua, dado que solamente se tiene información para estas variables en el año 2009 y se estudia para aquel año, los efectos que tuvo la PBS en los individuos de la vecindad del punto de corte.

En la Tabla 3 se presenta la estadística descriptiva de las variables utilizadas. En el Anexo 3 se encuentra la descripción detallada de las variables.

Tabla 3: Total y media de las variables dependientes e independientes, por año

	2006	2009
Total		
Hogares	39,046	39,114
Individuos	57,311	56,006
Individuos sobre los 65 años	18,556	19,147
Muestra de no cotizantes		
Hogares	26,423	10,283
Individuos	38,960	14,780
Individuos sobre los 65 años	14,940	6,998
		Media
Variables dependientes		
Consulta general	0.25	0.24
Consulta de especialidad	0.15	0.14
Consulta de urgencia	0.09	0.08
Control preventivo	0.40	0.37
Hospitalización	0.08	0.09
Hipertensión	-	0.24
Diabetes	-	0.10
Variables independientes		
Edad	61.21	63.02
Mujer	0.63	0.49
Casado	0.68	0.65
Escolaridad	7.10	8.05
Zona urbana	0.83	0.87
Ocupado	0.32	0.31
Reporta enfermedad	0.26	0.25
Isapre	0.06	0.06

Fuente: Elaboración propia en base a encuesta CASEN.

5. Resultados

5.1 Resultados principales

Se estimaron dos sets de modelos para cada grupo de variables dependientes: uno con controles y otro sin variables de control para la probabilidad de tomar contacto con alguna de las cinco prestaciones analizadas, dado que se requiere comprobar la robustez de los resultados y corregir el problema de heterogeneidad (Eibich, 2014). En el Anexo 4 se presenta la tabla referente a la estimación sin controles.

La Tabla 4 presenta los estimadores del tratamiento (incorporación de la PBS) para la estimación de un modelo de elección binaria de probabilidad lineal. La variable Percentil50*Edad65*Año2009 captura el efecto base de la PBS, es decir, en qué medida ésta afectó la probabilidad de contacto para cada tipo de prestación. Cada columna refleja el impacto de la puesta en marcha de la PBS en la probabilidad de que un individuo tome contacto con alguno de los cinco tipos de prestaciones. Lo primero que se analiza son los determinantes sociodemográficos y su efecto en la probabilidad de acudir a alguno de los cinco tipos de consultas.

Tabla 4: Modelo de probabilidad lineal con controles para consulta general, de especialidad, de urgencia, preventiva y hospitalización

	Consulta general	Consulta de especialidad	Consulta de urgencia	Control preventivo	Hospitalización
Mujer	0.041***	0.019***	0.005***	0.074***	-0.023***
Casado	0.008***	0.008***	-0.004***	0.021***	0.003***
Escolaridad	-0.001***	0.005***	-0.002***	-0.005***	0.001***
Zona urbana	0.028***	0.035***	0.018***	-0.016***	0.006***
Ocupado	-0.027***	-0.037***	-0.008***	-0.117***	-0.040***
Reporta enfermedad	0.342***	0.191***	0.190***	0.216***	0.103***
Isapre	0.006***	0.104***	-0.013***	-0.040***	0.016***
Año 2009	-0.013***	-0.038***	-0.020***	-0.026***	-0.004***
Percentil 50	-0.009***	-0.032***	0.010***	0.006***	-0.002***
Edad 65	0.039***	0.054***	-0.020***	0.134***	-0.002**
Año 2009*Percentil 50	-0.024***	0.026***	0.023***	0.009***	0.023***
Año 2009*Edad 65	0.013***	-0.001	0.044***	0.031***	0.034***
Percentil 50*Edad 65	-0.012***	-0.046***	0.007***	0.011***	0.012***
Percentil 50*Edad 65*Año 2009	0.026***	0.018***	-0.052***	-0.073***	-0.064***
Constante	0.125***	0.035***	0.044***	0.328***	0.065***
R2	0.13	0.084	0.09	0.098	0.033

Fuente: Elaboración propia en base a encuesta CASEN.

En la Tabla 4 se observa que, consistentemente, las *mujeres* tienen mayor probabilidad de tomar contacto con algún tipo de consulta, excepto con las hospitalizaciones. Estos resultados van en línea con una gran cantidad de literatura nacional e internacional que da cuenta de la existencia de diferencias de género en el uso de los servicios médicos (Collins, 1944; Fuchs, 1974; Sindelar, 1982; Green y Pope, 1999; Henríquez, 2006; Henriquez y Velasco, 2015). Estas diferencias no son particulares a Chile, si no que han sido documentadas también para otros países de ingreso medio-alto (DeCola, 2012). Algunas de las razones esgrimidas son atribuidas a diferencias intrínsecas de cada género en cuanto a su perfil epidemiológico (Rieker y Bird, 2005), y a que las pérdidas de salud esperadas por los hombres son percibidas como poco prevenibles mediante la utilización de servicios médicos (Sindelar, 1982). A su vez, a estas dos razones se agrega el hecho que las mujeres cuentan con mayor flexibilidad horaria y que los hombres son más propensos al riesgo (Borghans et al., 2009; Wilkins et al., 2008).

La variable *casado* tiene el signo esperado en todas las consultas. Estar casado aumenta la probabilidad de contacto con las consultas generales, de especialidad, preventivas y hospitalización, a su vez esta variable disminuye las probabilidades de acudir a la urgencia. El mecanismo por el cual estar casado afecta la utilización de servicios médicos sería, por una parte, que existe un complemento en los ingresos disponibles y, por otra, que los conyugues se apoyan en el proceso de toma de decisión (de acudir al médico) de forma positiva (Iwashyna y Christakis, 2003).

En cuanto a la variable *escolaridad*, ésta presenta distintos signos para ciertas prestaciones. Un signo negativo refleja que los individuos más educados son más eficientes en la producción de salud, por lo que demandan menos prestaciones (Grossman, 1972) y un signo positivo implicaría que el individuo, dada su mayor educación, le otorga mayor relevancia al cuidado de su salud (Henríquez, 2006). Así, se observa que para las consultas generales, de urgencia y preventivas estaría primando el primer efecto mencionado, y para las consultas de especialidad y hospitalización el segundo efecto. En cualquier caso, la magnitud del efecto de la escolaridad no supera los 0.5 puntos porcentuales en la probabilidad de contacto con alguna de las prestaciones, por lo que aun cuando existan diferencias significativas, éstas deben ser analizadas con cautela. Lo anterior se suma al hecho que la evidencia internacional no es concluyente respecto a la correlación entre escolaridad y uso de los servicios médicos, y aún queda por determinar de qué manera ésta estaría causalmente relacionada con la demanda por servicios de salud (Grossman, 2015).

El coeficiente que representa los costos no monetarios de acceso a las prestaciones, *zona urbana* (donde se supone que el acceso es más expedito), es positivo y significativo para todas las prestaciones, salvo consultas preventivas, donde aquellos que viven en una zona rural tienen mayor probabilidad de acudir a este tipo de consultas. Es esperable que la mayor disponibilidad de

prestadores (ya sea públicos o privados) en las grandes ciudades y áreas urbanas, aumente las probabilidades de tomar contacto con algún tipo de prestación. Una hipótesis que ha sido evaluada acerca del menor uso de los servicios médicos que hacen los individuos de zonas rurales (que no dice relación con los costos no monetarios, o de transporte), es que el desembolso de dinero para estos individuos, si es que quieren acceder a una consulta de especialidad (por ejemplo, en un prestador privado), es una barrera importante, en especial en el segmento de adultos mayores (Blazer y Fillenbaum, 1995). Una posible razón del coeficiente negativo para las consultas preventivas es que la distribución de consultorios favorezca de mayor manera a estos individuos, y éstos deban sustituir el uso de consultas generales (principalmente) por consultas preventivas. A lo anterior, se le agrega el hecho que se han orientado los esfuerzos hacia las zonas rurales, en particular mediante el “Programa de Equidad en Salud Rural” (2008).

Estar *ocupado* afecta negativamente el uso de consultas (para todas las prestaciones). Si bien se puede pensar que encontrarse ocupado es sinónimo de contar con mayores ingresos (respecto de aquellos que no se encuentra trabajando y solo tienen la pensión), estar ocupado afecta el tiempo disponible que tiene el individuo para acudir al médico. El resultado va en la línea de lo planteado en el modelo de capital humano adaptado a la demanda por salud de Grossman (1972).

Un aspecto positivo que se extrae de los resultados, es que aquellos más enfermos (que *reportan enfermedad*), tienen sustantivamente más probabilidades de acudir a algún tipo de consulta. En efecto, este determinante es el que mayormente explica la utilización de prestaciones, con coeficientes que llegan hasta los 34 puntos porcentuales (en el caso de las consultas generales).

El último determinante demográfico evaluado es la pertenencia a una *Isapre*. Si bien cerca del 90 por ciento de los adultos mayores, dada la bajas en ingresos que experimentan, optan por el seguro público (Fonasa), las mayores facilidades (monetarias y de composición del sistema, como fue descrito anteriormente) aumentan la probabilidad de que los individuos que pertenecen a una Isapre tomen contacto con las consultas generales, de especialidad y hospitalización. Dado lo anterior, dichos usuarios utilizan menos los servicios médicos de última instancia, como la urgencia, y logran sustituir el uso de consultas preventivas por consultas ya sea generales o de especialidad.

La variable *Año 2009* (ubicada en el segundo panel), que busca capturar cualquier shock o cambio de comportamiento general que haya habido en dicho año en relación a 2006 y que no tenga relación con la PBS, indica que para todas las consultas en el año 2009, la probabilidad de contacto disminuyó para todas las prestaciones. Se le puede atribuir este efecto a una importante inestabilidad económica luego de la crisis de 2008.

El índice de vulnerabilidad (medido en la variable *percentil 50*), indica que aquellos que pertenecen a este grupo (que incluye al 50 por ciento de personas más pobres) tuvieron menos

consultas generales, de especialidad y hospitalizaciones, pero mayor probabilidad de tomar contacto con las consultas de urgencia y preventivas. Por último, como era esperable (Grossman, 1972), aquellos sobre los 65 años usaron más las consultas de tipo general, de especialidad y preventivas, pero menos las de urgencia y hospitalizaciones.

En el tercer panel de la Tabla 4 se muestra el efecto aislado de la PBS (controlado por los distintos factores mencionados previamente). La primera columna de “consulta general” muestra que existe una diferencia positiva y significativa en la probabilidad de contacto con este tipo de prestaciones a favor de los receptores de la PBS. En efecto, la probabilidad de asistir a una consulta general aumentó en alrededor de tres puntos porcentuales. Al igual que para las consultas generales, se observa un aumento sustantivo de dos puntos porcentuales en la probabilidad de tomar contacto en el caso de las “consultas de especialidad”. Dado que cerca del 40 por ciento de los adultos mayores se encuentra clasificado en el grupo A de Fonasa y que ellos implica que tienen fuertes restricciones al acceso, como el hecho que no se les permite optar por la modalidad de libre elección (la utilización de prestadores privados está totalmente restringida) y que para acceder a niveles de mayor complejidad debe ser derivados, se infiere que el monto de la pensión sirvió como vía de escape del sistema público, aumentando el uso de prestadores privados y a su vez, aumentando el “gasto de bolsillo”. De hecho, el uso de prestadores públicos para los individuos que no se encontraban cotizando, de más de 65 años de edad, pertenecientes al 50 por ciento más vulnerable y del grupo A de Fonasa, disminuyó en 3.7 puntos porcentuales para las consultas generales y en alrededor de cuatro puntos porcentuales para las consultas de especialidad.

Para las consultas de urgencia y hospitalización, como era de esperar, la probabilidad de contacto disminuyó significativamente, 5.2 y 7.3 puntos porcentuales, respectivamente. Dado lo anterior, se infiere que existió un fuerte efecto sustitución entre las consultas, ya que la PBS permitió que los adultos mayores más vulnerables pudiesen resolver sus necesidades médicas antes de que éstas se hicieran más graves y tuviesen que acudir a las urgencias o a hospitalizarse.

El efecto sustitución presente en el signo negativo del coeficiente de las consultas preventivas, nos dice que los individuos al contar con más dinero optan por resolver sus problemas de salud en consultas más resolutivas. Aquello es un problema, y su origen puede encontrarse en el excesivo enfoque curativo que tiene el sistema de salud chileno. Este patrón (mayor uso de consultas generales y de especialidad, seguidas de una disminución en el uso de urgencias y hospitalización) indica que la PBS fue efectiva en mejorar las condiciones de acceso y bienestar en salud. Los resultados anteriores van en línea con lo encontrado por Águila et al. (2014), potenciando la validez externa del resultado.

Test de robustez

Dado que se estimó un modelo lineal para una variable de resultado dicotómica, podrían surgir tres problemas: que el valor estimado quede fuera del rango 0-1, que los errores no se distribuyan de forma normal y que exista heterocedasticidad en el error. Para verificar que estos problemas no se presentan en la estimación, en el Anexo 5 y 6 se detalla la estimación completa (con controles) utilizando un modelo probit (reportando los coeficientes y efectos marginales, respectivamente). Los resultados se mantienen (en cuanto a signo y significancia). En cuanto a las magnitudes, notamos que la introducción de la PBS aumentó en un 3,52 por ciento la probabilidad de acudir a una consulta general, en un 1,32 por ciento la probabilidad de acudir a una consulta de especialidad y disminuyó en 3,59, 7,61 y 4,52 por ciento la probabilidad de acudir a una urgencia, consulta preventiva y hospitalización, respectivamente.

5.2 Extensiones

Si bien el aumento en la probabilidad de tomar contacto con las consultas generales y de especialidad, y la reducción de ésta probabilidad en el caso de las urgencias es un aspecto muy positivo al que contribuyó la entrega de la Pensión Básica Solidaria, es interesante conocer si este mayor contacto con las consultas ayudó en el diagnóstico y tratamiento de enfermedades crónicas como la hipertensión y la diabetes.

Las enfermedades crónicas, como la hipertensión y la diabetes, tienen tratamientos de muy bajo costo, pero si no se tratan, significan un gasto importantísimo para el estado. Caro (2014) identifica que Fonasa, para 2006, desembolsó cerca de 200 millones de dólares en personas diagnosticadas con diabetes, infartos e hipertensión.

Dado lo anterior, en esta subsección se estima mediante una Regresión Discontinua (RD) la relación causal entre la PBS y el tratamiento de hipertensión y diabetes. La pertinencia de la metodología recae en que la PBS cuenta con una variable principal (puntaje de la FPS y actualmente IFP) que determina si un individuo es elegible o no para el beneficio (Angrist y Pischke, 2008). Se comparará en el margen a aquellos individuos que por poco se quedaron fuera del beneficio con aquellos que calificaron en el margen para obtener la pensión. Intuitivamente, los potenciales beneficiarios justo arriba del punto de corte son muy similares a los potenciales beneficiarios que quedan justo abajo del punto de corte, lo que hace que la única diferencia entre ellos sea que uno obtuvo la PBS y el otro no.

Particularmente, se utilizará como variación exógena la implementación de la PBS en 2009, utilizando la clasificación etaria y de ingreso requerida para adjudicar dicho beneficio. Existen dos tipos principales de regresión discontinua: *Sharp RD* y *Fuzzy RD*. En el primer caso, el tratamiento

es una función determinística de la variable de asignación. En el segundo caso, se explotan las discontinuidades en la probabilidad de ser tratado, condicional a la variable de asignación. En este caso, obtener la PBS es una función determinística del puntaje, por lo que la metodología empleada será un *Sharp RD*.

La estimación puede ser representada como:

$$H_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 Ptje + \beta_3 Ptje^2 + \beta_4 Edad_{65} + \beta_5 Percentil_{FPS} + \beta_6 Ptje * Edad_{65} + u_i$$

donde X_i corresponde al vector de controles a utilizar, $Ptje$ corresponde a una dummy que indica si el individuo pertenece al 50 por ciento más vulnerable, $Ptje^2$ corresponde a al percentil de la FPS, elevado al cuadrado, de forma de capturar posibles no linealidades. $Edad_{65}$ es una dummy que toma el valor 1 si la persona tiene más de 65 años. $Percentil_{FPS}$ representa al percentil de la FPS de forma continua y $Ptje * Edad_{65}$ toma el valor 1 si el individuo pertenece al 50 por ciento más vulnerable y tiene más de 65 años. Por tanto, β_6 capturaré el efecto de la PBS en el tratamiento de hipertensión o diabetes. Finalmente, H_i toma el valor 1 si el individuo reporta estar en tratamiento de hipertensión o diabetes.

El efecto que se estima corresponde a uno local (llamado *Local Average Treatment Effect – LATE*), es decir, solo es representativo para los individuos en la vecindad del corte.

Estimación

El primero paso es verificar que no existan discontinuidades en variables que también pueden influenciar el tratamiento de hipertensión o diabetes. Los resultados del análisis gráfico se presentan en el Anexo 7. Se observa que no existen discontinuidades en variables como la edad, el porcentaje de mujeres o el estado civil. Esto implica que los resultados de la regresión deberían estar motivados únicamente por el beneficio (PBS) y la regla de asignación (punto de corte).

El segundo paso es identificar gráficamente la estimación. En este sentido, se utilizó la metodología de Imbens y Kalyanaraman (2011) para seleccionar el ancho de banda óptimo. Para el caso de la variable *hipertensión* se utilizó una banda de 25 percentiles en torno al punto de corte, y para la variable *diabetes* se utilizó una banda de 24 percentiles.

En los gráficos 4 y 5 se presenta la evidencia gráfica de la discontinuidad presente en torno al punto de corte, condicionado a los anchos sugeridos. En el eje X se encuentran los percentiles de la FPS y en el eje Y se encuentra el promedio de gente que reportó estar tratándose de hipertensión o

diabetes. Se observa que, existe un salto en torno al percentil 50, el cual da a entender que la PBS fue efectiva en aumentar el diagnostico de hipertensión y diabetes para los individuos de la vecindad. Se concluye que existe la necesidad de controlar por no linealidades entre la variable de asignación y la de respuesta (tratamiento de hipertensión y diabetes), dada la forma polinomial de la tendencia.

Gráfico 4: Regresión Discontinua para el tratamiento de hipertensión

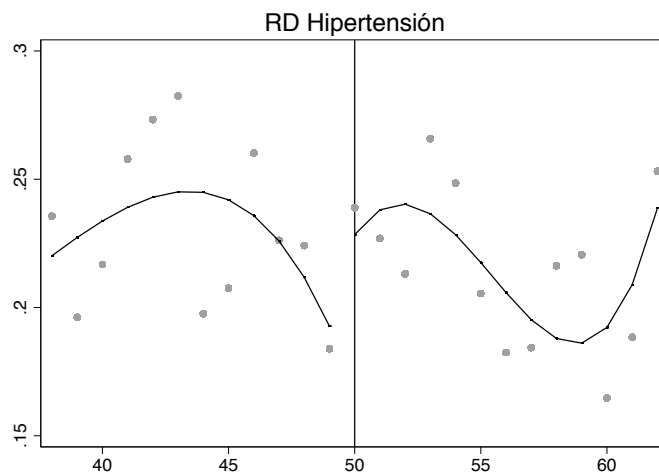
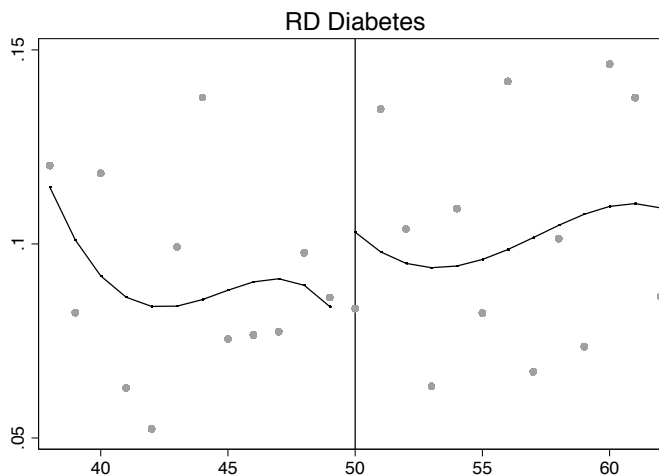


Gráfico 5: Regresión Discontinua para el tratamiento de diabetes



En la Tabla 5 se presenta la estimación de la regresión discontinua tanto para el tratamiento de hipertensión como de diabetes. Cabe destacar que al estimar la regresión sin control por ancho de banda (para todos los percentiles), el tratamiento de hipertensión no resulta con un resultado robusto. Por el contrario, el tratamiento de diabetes presenta un efecto positivo, aun sin condiciones restrictivas (Anexo 8). Respecto de los determinantes sociodemográficos (que se encuentran en el

primer panel de la Tabla 5), es posible concluir que las mujeres y los individuos que están casados o conviviendo presentan mayor probabilidad de tratarse por hipertensión y diabetes (Wang et al., 2013; Van de Kar, et al., 1992). En cuanto a la escolaridad, ésta tiene un signo distinto según sea la variable de resultado. A este resultado podemos atribuirle las mismas razones de eficiencia e importancia que fueron esgrimidas anteriormente.

Nuevamente, el estado de salud (medido a través del reporte de enfermedad) resulta una variable determinante en explicar el tratamiento de hipertensión o diabetes. En la estimación existen dos variables que capturan el efecto del ingreso en el tratamiento de hipertensión o diabetes. La primera es la variable *Isapre* (Cameron y Trivedi, 1991), presenta signos distintos en el tratamiento de hipertensión o diabetes. La segunda variable que captura el efecto del ingreso es el percentil del puntaje de la FPS. Al modelar la estimación retirando la variable *percentil_FPS*, todo el efecto del ingreso se lo debería llevar la variable *Isapre*. En efecto, para el diagnóstico de diabetes, lo anterior se cumple. En el caso de la hipertensión, el efecto del ingreso se lo lleva el percentil. Una hipótesis detrás de este resultado, es el desconocimiento imperante dentro de los usuarios de *Isapre* y de sus médicos tratantes, sobre el tratamiento de enfermedades que son patologías GES. Dado que la hipertensión tiene un tratamiento de muy bajo costo (Pescio, 2001) -el valor máximo reportado por la Unidad de Monitoreo de Mercado fue de 660 pesos- los médicos no advierten que este tipo de patologías se encuentra entre las patologías GES. En cambio, la diabetes tiene implicancias de corto plazo que son relativamente más caras, por lo que los médicos recuerdan hacer hincapié en que esta enfermedad se encuentra incluida como prestación GES. Si bien por ley, los médicos deben informar a los pacientes de que su patología se encuentra dentro del GES, el cumplimiento de la notificación no es total. De acuerdo a cifras de la Superintendencia de Salud, un 34,6 por ciento de los recintos de la Atención Primaria notifica a los pacientes que la patología se encuentra cubierta por el GES. En el caso de los recintos privados, la cifra es aún menor, siendo solamente un 10,4 por ciento de los pacientes notificados.

Tabla 5: Regresión Discontinua para el tratamiento de hipertensión y diabetes

	Hipertensión	Diabetes
Mujer	0.029***	0.025***
Casado	0.023***	0.036***
Escolaridad	-0.002***	0.001***
Zona urbana	-0.005*	0.021***
Ocupado	-0.015***	-0.036***
Reporta enfermedad	0.075***	0.105***
Isapre	-0.127***	0.113***
Ptje	-0.012**	-0.050***
Ptje2	-0.000***	0.000***
Edad 65	0.075***	-0.013***
Percentil FPS	0.007***	-0.018***
Ptje*Edad 65	0.016***	0.051***
Constante	0.05	0.562***
R2	0.024	0.039

Finalmente, a partir de la Tabla 5 (coeficientes de la variable Ptje*Edad65) se hace evidente que las visitas al médico general o especialistas impulsadas por la PBS, ayudaron concretamente a que los adultos mayores se trataran de enfermedades crónicas tales como la hipertensión o diabetes.

5. Conclusiones

En este trabajo se estimó el impacto de la Pensión Básica Solidaria en la probabilidad de acudir a las consultas generales, de especialidad, de urgencia, preventivas y hospitalización. Se encontró que la PBS tuvo un efecto significativo y positivo en aumentar en alrededor de un 3 por ciento la probabilidad de acudir a las consultas generales y de un 1,8 por ciento para las consultas de especialidad. Tanto la probabilidad de acudir a la urgencia y a hospitalizaciones disminuyó. A su vez, el signo negativo (disminución en la probabilidad de contacto) para las consultas preventivas, sugiere que existió un efecto sustitución entre las consultas generales y preventivas.

Como extensión, se estimó mediante una regresión discontinua si el individuo, dado que acudió mayormente a consultas generales y de especialidad, se trató más de enfermedades crónicas tales como la hipertensión o diabetes. Al respecto, se evidencia que las mayores probabilidades de contacto ayudaron significativamente al tratamiento de hipertensión y diabetes, aumentando su tratamiento en dos por ciento y cinco por ciento, respectivamente. El tratamiento de diabetes resultó ser robusto ante los distintos anchos de banda calculados.

La evidencia presentada sustenta los beneficios de la PBS, en cuanto a mejoras en las condiciones de acceso a servicios médicos se refiere. Ante un envejecimiento inminente de la población, es crucial comprender qué políticas son beneficiosas para aumentar la calidad de vida del segmento más viejo de la población. También, deja entre ver que el dinero extra que reciben los adultos mayores es utilizado como escape al sistema público, gastándolo en cubrir sus necesidades

médicas en el sistema privado. Lo anterior sugiere que orientar los esfuerzos en mejoras al sistema público, que otorguen facilidades en el acceso a los servicios médicos para la población, pero en especial para los adultos mayores, contribuiría a aliviar su presupuesto y a mejorar su salud. A su vez, los resultados referentes al mayor tratamiento de hipertensión y diabetes sugiere que las personas, aun cuando las enfermedades evaluadas pertenecen a las patologías GES, no son tratadas por falta de recursos, lo que podría evidenciar que las canastas de prestaciones no cubren suficientemente los tratamientos de las patologías pertenecientes al GES.

No obstante, este trabajo no se encuentra exento de limitaciones. Estudios futuros deberían centrarse en entender el mecanismo por el cual la PBS opera en cuanto a aumentar la probabilidad de contacto con las distintas prestaciones, así también, los esfuerzos deberían centrarse en comprender más a cabalidad ciertas hipótesis planteadas en este documento, como la congestión y falta de acceso en el sistema público y la cobertura de las canastas de patologías GES.

Bibliografía

Aguila, E., Kepteyn, A. & Smith, J. (2014). Effects of income supplementation on health of the poor elderly: The case of Mexico. *PNAS*. University of California, Berkeley.

Angrist, J. D., & Pischke, J-S. (2009). *Mostly harmless econometrics: An empiricist's companion*. Princeton: Princeton University Press.

Behrman, J., Calderon, M., Mitchell, O., Vazquez, J. & Bravo, D. (2011). First-Round Impacts of the 2008 Chilean Pension System Reform. *Population Aging Research Center* (University of Pennsylvania Scholarly Commons).

Blazer, D., Landerman, L., Fillenbaum, G. & Horner, R. (1995). Health services Access and use among older adults in North Carolina: urban vs rural residents. *American Journal of Public Health*, 85 (10), 1384-1390.

Borghans, L., Heckman, J., Golsteyn, B., & Meijers, H. (2009). Gender Differences in Risk Aversion and Ambiguity Aversion. *Journal of the European Economic Association*, 7: 649–658.

Cameron, A.C & Trivedi, P.K. (1991). The role of income and health risk in the choice of health insurance: evidence from Australia. *Journal of Public Economics*, 45, 1-28.

Caro, D. (2014). Impacto económico de las enfermedades crónicas” *Tesis de pregrado*.

Collins, S. (1994). The incidence of illness and the volume of medical services among 9.000 canvassed families. *Washington: Public Health Services*.

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.

Eibich, P. (2014). Understanding the effect of retirement on health using Regression Discontinuity Design. *SOEP papers on Multidisciplinary Panel Data Research*.

Fuchs, V. (1974). Who shall live? Health, economics and social choice. *New York: Basic*.

Galiani, S., Gertler, P. & Bando, R. (2013). Non-contributory pensions. *Working Paper No31*. Center For Effective Global Actions.

Green, C., & Pope, C. (1999). Gender, psychosocial factors and the use of medical services: a longitudinal analysis. *Social Science & Medicine*. 48 (10). 1363-1372.

Grossman, M. (1972). On the Concept of Health Capital and the Demand for Health. *The Journal of Political Economy* (University of Chicago Press). 80 (2).

Grossman, M. (2015). The relationship between health and schooling: What's new?. *National Bureau Of Economic Research*.

Henríquez, J. & Velasco, C. (2015). Radiografía del uso del sistema de salud en Chile (1992-2000- 2013). *Puntos de Referencia* 407. Centro de Estudios Públicos.

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

Imbens, G & Kalyanaraman, K. (2011). Optimal bandwidth choice for the Regression Discontinuity estimator. *Review of Economic Studies*, 79 (3). 933-959.

Instituto Nacional de Estadística – INE. (2002). Chile: Proyecciones y estimaciones de población. Total país. Período de Información: 1950-2050. *CEPAL OI No 208*.

Iwashyna, T. & Christakis, N. (2003). Marriage, widowhood, and health care use. *Social Science and Medicine*, 57. 2137-2147.

Lagard, M., Haines, A. & Palmer, N. (2009). The impact of conditional cash transfers on health outcomes and use of health services in low and middle income countries. *The Cochrane collaboration*.

Larrañaga, O. & Contreras, D. (2015). Las nuevas políticas de protección social en Chile. *Programa de las Naciones Unidas para el desarrollo (PNUD)*.

Ley N°20.255 del 17 de marzo de 2008, “Establece reforma provisional”, Ministerio del Trabajo y Previsión Social; Subsecretaría de Previsión Social.

Marmot, M. (2002). The influence of income on health: views of an epidemiologist. *Health Affairs*, 21, 31-46.

McGarry, K. (2004). Health and retirement: do changes in health affect retirement expectations? *The Journal of Human Resources*, 39 (3), 624-648.

Olivera, J., & Zuluaga, B. (2013). The ex ante effects of non contributory pensions in Colombia and Peru. *ECINEQ Society for the Study of Economic Inequality*.

Pescio, S. (2001) Tratamiento farmacológico de la hipertensión. *Medwave*, 1 (2).

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

Sindelar, J. (1982). Differential use of medical care by sex. *The Journal of Political Economy*, 90 (5). 1003- 1019.

Stampini, M. & Tornarolli, L. (2012). The growth of conditional cash transfers in Latin America and the Caribbean: did the go too far?. *Policy Brief*. Inter-American Development Bank.

Superintendencia de Pensiones. (2015). Data: Sistema de Capitalización Individual; Afiliados; AFP. *Centro de Estadísticas*.

Superintendencia de Salud. (2015). Cumplimiento del proceso de notificación en prestadores públicos de nivel hospitalario 1º semestre 2015. *Informe de Fiscalización N° 58*

Superintendencia de Salud. (2015). Cumplimiento del proceso de notificación en prestadores privados de nivel hospitalario 1º semestre 2015. *Informe de Fiscalización N° 59*

Tellez-Rojo, M., Torres, MP., Salinas, A., & Manrique, B. (2012). Evaluación complementaria: Informe final del estudio de impacto del Programa de Atención a Adultos Mayores de 70 y más. *SEDESOL*.

Van de Kar, A., Knottnerus, A., Meertens, R., Dubois, Vic & Kok. G. (1992). Why do patients consult the general practitioner? Determinants of their decision. *British Journal of General Practice*. 42, 313-316.

Wang, Y., Hunt, K. Nazareth, I., Freemantle, N., Petersen, I. (2013). Do men consult less than women? An analysis of routinely collected UK general practice data. *BMJ Open*, 3.

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

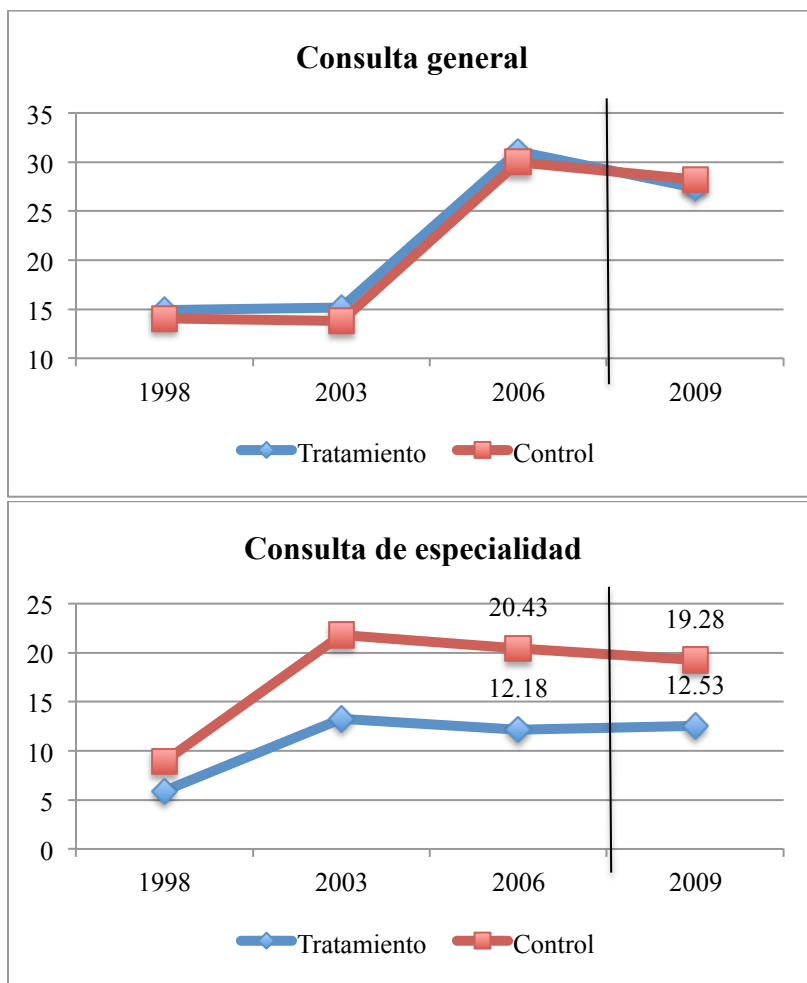
Anexos

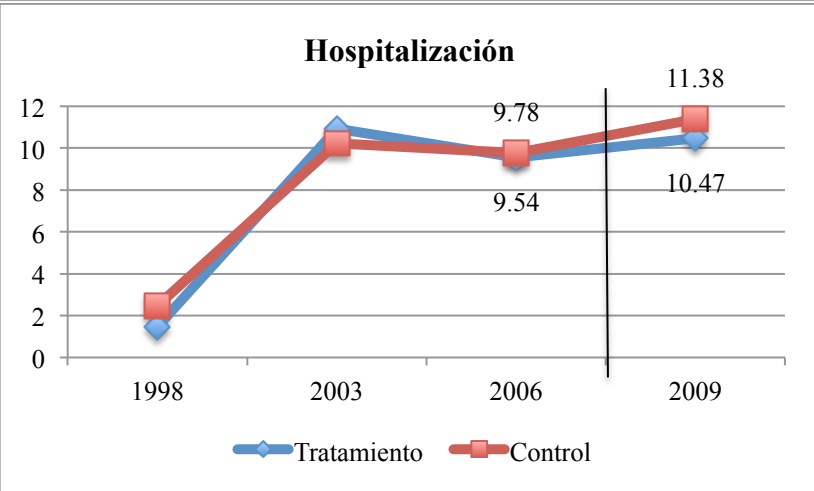
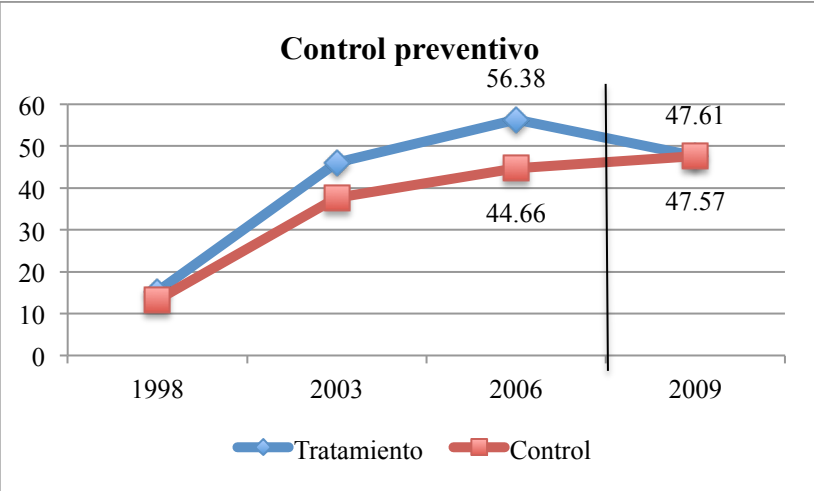
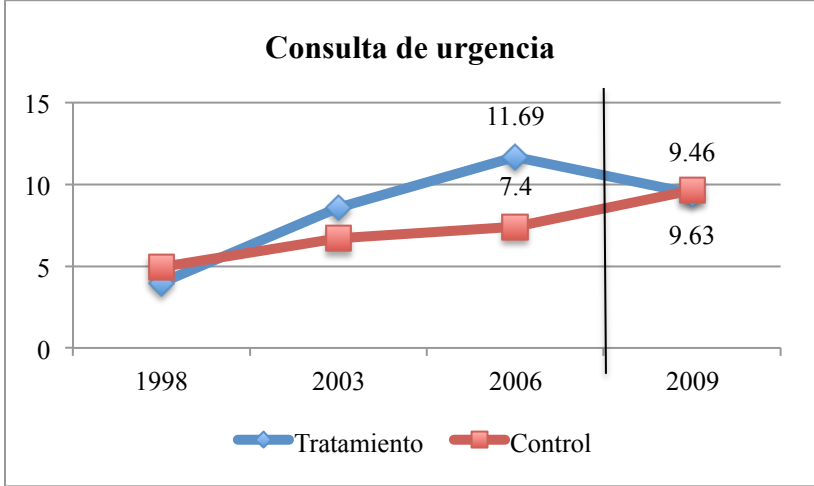
Anexo 1: Descripción de los ocho grupos empleados en el cálculo del puntaje de la Ficha de Protección Social (FPS).

Grupos	Definición
(1) hombre asalariado	Hombre que reporta trabajar como patrón o empleador o empleado del sector público o privado
(2) mujer asalariada	Mujer que reporta trabajar como patrón o empleador o empleado del sector público o privado
(3) hombre cuenta propia	Hombre que reporta trabajar por cuenta propia
(4) mujer cuenta propia	Mujer que reporta trabajar por cuenta propia
(5) hombre desempleado	Hombre que califica como desempleado
(6) mujer desempleada	Mujer que califica como desempleada
(7) hombre inactivo	Hombre que califica como inactivo
(8) mujer inactiva	Mujer que califica como inactiva

Anexo 2: Tendencias en el uso de las 5 prestaciones, para el grupo de control y de tratamiento

El grupo de control fue definido como aquellos individuos que no reportaban cotizaciones, de más de 65 años y pertenecientes a los deciles 6, 7, 8, 9 y 10. El grupo de tratamiento difiere del anterior solamente en los deciles, donde éste contiene a los individuos de los deciles 1, 2, 3, 4 y 5. La línea vertical marca el momento en que se introdujo el programa. No se utilizó el percentil del puntaje de la Ficha de Protección Social ya que no se contaba con toda la información necesaria para construir el puntaje en todos los años pasados. Se utilizaron los años en los cuales los cinco tipos de consulta eran preguntados de la misma manera.





Anexo 3: Descripción de las variables

Variables	Descripción
Mujer	Dicotómica que toma el valor 1 si el individuo es mujer y 0 si es hombre
Casado	Dicotómica que toma el valor 1 si el individuo esta casado o convive y 0 si no
Escolaridad	Años de escolaridad
Zona urbana	Dicotómica que toma el valor 1 si el individuo reside en una zona urbana y 0 si reside en una zona rural
Ocupado	Dicotómica que toma el valor 1 si el individuo se encuentra ocupado y 0 si el individuo se encuentra desocupado o inactivo
Reporta enfermedad	Dicotómica que toma el valor 1 si el individuo reporta enfermedad y 0 si no
Isapre	Dicotómica que toma el valor 1 si el individuo esta afiliado a una isapre y 0 si pertenece al Fonasa
Año 2009	Dicotómica que toma el valor 1 si el individuo es registrado en la CASEN 2009 y 0 si este es registrado en la CASEN año 2006
Edad 65	Dicotómica que toma el valor 1 si el individuo tiene más de 65 años y 0 si no
Percentil 50	Dicotómica que toma el valor 1 si el individuo pertenece al 50 por ciento más vulnerable y 0 si no
Ptje	Dicotómica que toma el valor 1 si el individuo pertenece al 50 por ciento más vulnerable en el año 2009 y 0 si no
Ptje2	Corresponde al cuadrado de la variable <i>Ptje</i> (solo 2009)
Percentil_FPS	Variable continua del percentil de la Ficha de Protección Social (solo 2009)
Año 2009*Percentil 50	Interactiva que toma el valor 1 si el individuo es registrado en la CASEN del años 2009 y pertenece al 50 por ciento más vulnerable
Año 2009*Edad 65	Interactiva que toma el valor 1 si el individuo es registrado en la CASEN del año 2009 y tiene más de 65 años
Percentil 50*Edad 65	Interactiva que toma el valor 1 si el individuo pertenece al 50 por ciento más vulnerable y tiene más de 65 años
Ptje*Edad 65	Interactiva que toma el valor 1 si el individuo pertenece al 50 por ciento más vulnerable y tiene más de 65 años (solo individuos registrados en la CASEN año 2009)
Percentil 50*Edad 65*Año 2009	Interactiva que toma el valor 1 si el individuo pertenece al 50 por ciento más vulnerable, tiene más de 65 años y pertenece al año 2009, 0 en el caso contrario

Anexo 4: Modelo de probabilidad lineal sin controles para consulta general, de especialidad, de urgencia, preventiva y hospitalización

	Consulta general	Consulta de especialidad	Consulta de urgencia	Control preventivo	Hospitalización
Año 2009	-0.021***	-0.047***	-0.025***	-0.039***	-0.005***
Percentil 50	-0.001	-0.053***	0.020***	0.046***	-0.002**
Edad 65	0.058***	0.064***	-0.007***	0.174***	0.019***
Año 2009*Percentil 50	-0.001	0.045***	0.030***	0.025***	0.031***
Año 2009*Edad 65	0.015***	0.009***	0.038***	0.040***	0.028***
Percentil 50*Edad 65	-0.009***	-0.051***	0.005***	0.006***	0.002*
Percentil 50*Edad 65*Año 2009	-0.008***	0.002	-0.055***	-0.105***	-0.060***
Constante	0.234***	0.170***	0.081***	0.303***	0.074***
R2	0.004	0.01	0.003	0.036	0.002

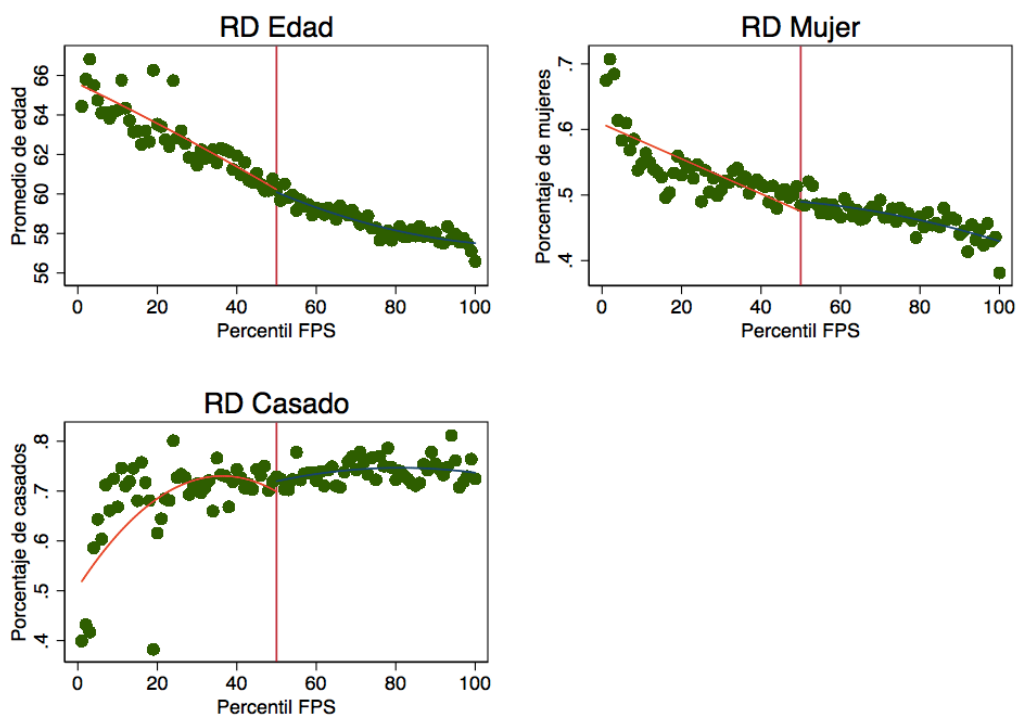
Anexo 5: Modelo probit (coeficiente) con controles para consulta general, de especialidad, de urgencia, preventiva y hospitalización

	Consulta general	Consulta de especialidad	Consulta de urgencia	Control preventivo	Hospitalización
Mujer	0.150***	0.113***	0.049***	0.212***	-0.131***
Casado	0.027***	0.038***	-0.024***	0.061***	0.018***
Escolaridad	-0.002***	0.025***	-0.013***	-0.014***	0.009***
Zona urbana	0.099***	0.206***	0.119***	-0.044***	0.037***
Ocupado	-0.106***	-0.192***	-0.061***	-0.335***	-0.279***
Reporta enfermedad	0.992***	0.763***	1.000***	0.575***	0.576***
Isapre	0.031***	0.377***	-0.139***	-0.114***	0.101***
Año 2009	-0.029***	-0.170***	-0.144***	-0.080***	-0.042***
Percentil 50	-0.030***	-0.163***	0.054***	0.020***	-0.022***
Edad 65	0.141***	0.193***	-0.134***	0.367***	-0.020***
Año 2009*Percentil 50	-0.095***	0.113***	0.171***	0.035***	0.166***
Año 2009*Edad 65	0.034***	0.024***	0.289***	0.097***	0.214***
Percentil 50*Edad 65	-0.044***	-0.143***	0.056***	0.021***	0.085***
Percentil 50*Edad 65*Año 2009	0.110***	0.061***	-0.332***	-0.202***	-0.398***
Constante	-1.139***	-1.667***	-1.722***	-0.468***	-1.536***
Pseudo-R2	0.1073	0.0949	0.1286	0.0755	0.051

Anexo 6: Modelo probit (efectos marginales) con controles para consulta general, de especialidad, de urgencia, preventiva y hospitalización

	Consulta general	Consulta de especialidad	Consulta de urgencia	Control preventivo	Hospitalización
Mujer	4.60%	2.31%	0.64%	8.11%	-1.93%
Casado	0.85%	0.78%	-0.32%	2.36%	0.26%
Escolaridad	-0.05%	0.51%	-0.18%	-0.56%	0.12%
Zona urbana	2.98%	3.94%	1.49%	-1.69%	0.52%
Ocupado	-3.23%	-3.81%	-0.79%	-12.63%	-3.73%
Reporta enfermedad	34.26%	19.12%	18.69%	22.49%	10.08%
Isapre	0.97%	9.29%	-1.68%	-4.34%	1.54%
Año 2009	-0.89%	-3.40%	-1.83%	-3.09%	-0.60%
Percentil 50	-0.93%	-3.43%	0.71%	0.78%	-0.32%
Edad 65	4.42%	4.08%	-1.74%	14.20%	-0.28%
Año 2009*Percentil 50	-2.86%	2.44%	2.46%	1.35%	2.59%
Año 2009*Edad 65	1.08%	0.49%	4.42%	3.77%	3.41%
Percentil 50*Edad 65	-1.34%	-2.86%	0.75%	0.79%	1.25%
Percentil 50*Edad 65*Año 2009	3.52%	1.31%	-3.59%	-7.61%	-4.54%
Pseudo-R2	0.1073	0.0949	0.1286	0.0755	0.051

Anexo 7: Evaluación de discontinuidad en variables de control



Anexo 8: Regresión discontinua, sin control de anchos de banda

	Hipertensión	Diabetes
Mujer	0.051***	-0.004***
Casado	0.005***	0.014***
Escolaridad	-0.001***	-0.002***
Zona urbana	0.019***	0.009***
Ocupado	-0.026***	-0.032***
Reporta enfermedad	0.052***	0.046***
Isapre	-0.002	0.003*
Ptje	0.024***	-0.028***
Ptje2	0.000***	-0.000***
Edad 65	0.094***	0.003**
Percentil FPS	-0.001***	0.000***
Ptje*Edad 65	-0.013***	0.023***
Constante	0.179***	0.116***
R2	0.024	0.011