



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMÍA
MAGÍSTER EN ECONOMÍA

TESIS DE GRADO
MAGÍSTER EN ECONOMÍA

Coronado, Rivero, Irma Lissette

Julio, 2013



PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMÍA
MAGÍSTER EN ECONOMÍA

**Efecto de la pensión básica solidaria
sobre la oferta laboral del hogar: Efectos
heterogéneos por género**

Irma Lissette Coronado Rivero

Comisión

Fosco, Constanza
Traferri, Alejandra
Wagner, Gert
Zurita, Felipe

Santiago, Julio 2013.

Efecto de la pensión básica solidaria sobre la oferta laboral del hogar:

Efectos heterogéneos por género

Irma Coronado Rivero

Abstract

In this paper, we estimate the effect of the Basic Solidarity Pension (PBS) on household labor supply for the years 2009 and 2011. This pension benefit was first implemented in 2008 and is aimed at seniors over 65 years of age who have not paid for their old age retirement and belong to the most vulnerable sectors in the country. Household labor supply is measured in terms of participation and average hours. No significant effects on household labor supply are found in households whose members reside with a pensioner receiving the PBS benefit. However, this estimate ignores heterogeneous effects by gender. By including the gender of the pensioner, we find there is an increase in household labor supply, for the years 2009 and 2011, when living with an elderly female pensioner receiving the PBS benefit.

Resumen

En este trabajo, se estima el efecto de la Pensión Básica Solidaria (PBS) sobre la oferta laboral del hogar para los años 2009 y 2011. Esta pensión comenzó a implementarse el año 2008 y va dirigida a adultos mayores sobre los 65 años de edad que no hayan cotizado para su vejez y que pertenezcan al sector más vulnerable del país. La oferta laboral del hogar es medida en términos de participación y horas promedio. No se encuentran efectos significativos en los hogares cuyos miembros residen con un pensionado de la PBS afecte la oferta laboral del hogar. Sin embargo, esta estimación omite efectos heterogéneos por género. Al incluir el género del pensionado, se encuentra un aumento en la oferta laboral del hogar cuando se reside con un adulto mayor de género femenino con PBS para los años 2009 y 2011.

Índice

1	Introducción	4
2	Revisión de literatura	7
3	Marco teórico	8
3.1	Modelo de preferencia común	9
3.2	Modelo de negociación	10
4	Programa	13
4.1	Pensión Básica Solidaria	13
4.2	Construcción del grupo tratado y el grupo no tratado	15
5	Descripción de datos	19
5.1	Grupo elegible	19
5.2	Medidas de resultados: Oferta laboral del hogar	22
5.3	Análisis de variables descriptivas	26
6	Estrategia empírica	27
6.1	<i>Propensity Score</i>	28
6.2	Metodología de <i>Matching</i> en <i>propensity score</i>	29
6.2.1	Metodología para definir el grupo control usando <i>matching</i> en <i>propensity score</i>	30
6.3	<i>Inverse Probability Weighted</i>	31
7	Resultados	34
7.1	<i>Propensity Score</i>	34
7.2	Resultados mediante <i>matching</i> por <i>p-score</i>	35
7.2.1	Efecto del tratamiento en la oferta laboral del hogar	35
7.3	Resultados mediante IPW	37
7.3.1	Efecto género del pensionado	37
7.4	Salud del adulto mayor	42
8	Conclusión	47

9	Referencias	48
A	Ficha protección social y puntaje de focalización previsional	53
A.1	Ficha Protección Social	53
A.2	Puntaje de Focalización Previsional	55
B	Análisis descriptivo	57
C	<i>Matching en Propensity score</i>	62
C.1	Análisis postestimación para el modelo de participación promedio del hogar	65
C.2	Análisis postestimación para el modelo de horas promedio por integrantes en edad de trabajar del hogar	68
C.3	Análisis postestimación para el modelo de horas promedio por integrantes que están trabajando en el hogar	71

1 Introducción

En este trabajo, se estima el efecto de la Pensión Básica Solidaria (PBS) sobre la oferta laboral del hogar para los años 2009 y 2011. Esta pensión comenzó a implementarse el año 2008 y va dirigida a adultos mayores sobre los 65 años de edad que no hayan cotizado para su vejez y que pertenezcan al sector más vulnerable del país. La oferta laboral del hogar es medida en términos de participación y horas promedio. No se encuentran efectos significativos en los hogares cuyos miembros residen con un pensionado de la PBS afecte la oferta laboral del hogar. Sin embargo, esta estimación omite efectos heterogéneos por género. Al incluir el género del pensionado, se encuentra un aumento en la oferta laboral del hogar cuando se reside con un adulto mayor de género femenino con PBS para los años 2009 y 2011.

El rápido proceso de envejecimiento de la población en los países en desarrollo ha traído consigo fuertes cambios. En Chile, además del aumento de la población de la tercera edad, la residencia con un adulto mayor también ha aumentado (ELPI, 2010). Según la Encuesta Longitudinal de Primera Infancia (ELPI, 2010), en un 38.44 % de los hogares, hay un adulto mayor. En estos hogares multigeneracionales se ve una tendencia a compartir especialmente los recursos monetarios, tal como encuentran autores como Duflo (2003), Case y Deaton (2003) y Bertrand et al. (2003).

Este hecho constituye un reto en políticas públicas, ya que, podría tener efectos indirectos en los miembros del hogar. Por ejemplo, las transferencias dirigidas a un grupo demográfico específico podrían estar recibéndolos un familiar que reside dentro del mismo hogar; esta redistribución dependerá de las reglas de reparto dentro del hogar. Autores como Duflo (2003), Bertrand, Mullaunathan y Miller (2003) y Ardington, Case y Hosegood (2007) consideran que cuando en el hogar se reside con un adulto mayor que recibe una pensión de vejez, el comportamiento de los miembros del hogar se ajustan a los predichos por un modelo de negociación. Estos autores estudian la presencia de efectos heterogéneos por género del pensionado sobre los *outcomes*¹ de interés, ya que, indican que las pensionadas poseen una tendencia a compartir sus recursos monetarios mayor a las de un pensionado. Entre sus resultados encuentran efectos diferentes por género del pensionado, siendo estos

¹Duflo (2003) analiza la salud de niños y Bertrand *et al.* (2003) y Ardington *et al.* (2007) analizan la oferta laboral de los miembros del hogar

efectos más fuertes cuando el pensionado es de género femenino, por lo cual, rechazan el modelo *pooling income* y sugieren que sus resultados se ajustan a las predicciones de un modelo de negociación.

Este estudio analizará si el comportamiento en los hogares en Chile se ajusta a los predichos por el modelo de negociación o un modelo de preferencia común, explorando la siguiente pregunta: ¿Cuál es el impacto de la Pensión Básica Solidaria (PBS) de vejez sobre la cantidad total de trabajo comercial que el hogar realiza?

La PBS es un subsidio que se entrega exclusivamente a los adultos mayores con una edad superior o igual a 65 años. Tiene como objetivo reducir la pobreza en los adultos mayores más vulnerables (que no posean otras pensiones de vejez) y comenzó a implementarse desde el año 2008 a nivel nacional.

La pregunta de este trabajo es de gran importancia, pues la PBS apunta a los primeros deciles de ingreso de la población. Este segmento de la población presenta una baja participación laboral²; como se apreció en el año 2011, en un 54 % de los hogares que pertenecen al primer decil, ningún miembro participó en el mercado laboral³. La participación laboral del sector más vulnerable es un tema de relevancia, ya que se busca implementar políticas que incentiven la participación laboral de este grupo de la población. La participación promedio de los miembros del hogar en edad activa es menor cuando en el hogar cuyos miembros residen con un pensionado de la PBS en comparación con el hogar en que no⁴. Esto motiva a analizar la pregunta que estudia este trabajo, ya que la PBS podría estar afectando de manera indirecta a este segmento de la población por medio de su participación laboral.

Una disminución en la oferta laboral del hogar cuando se reside con un pensionado se puede explicar por transferencias de riqueza dentro de los integrantes del hogar. Es decir, se producen asignaciones de recursos y estructura de gastos diferentes a los que se obtendrían en el evento que sus miembros vivan aislados. En particular, un subsidio a un miembro del hogar puede tener efectos en el comportamiento de cualquier persona que forma parte de este o, incluso, significa formación o desaparición de hogares. Como se trata de un aumento del ingreso autónomo, sin

²Para los años 2009 y 2011, según la Casen 2009 y 2011 la participación promedio en el primer decil es de un 33 % aproximadamente en ambos años.

³Fuente: Casen 2011.

⁴Fuente: Casen 2009 y 2011

cambio de precios directo, cabe conjeturar que se tratará sólo de un efecto ingreso, efecto que en términos de la teoría de asignación de tiempo debiese significar una reducción de horas de trabajo. Este estudio presta atención a la participación de los integrantes del hogar en la fuerza laboral, donde la PBS podría eventualmente afectar a esta participación, tanto en la cantidad de horas trabajadas como la decisión de participar o no, de determinados miembros.

En recientes estudios se ha encontrado que la oferta laboral de los otros miembros del hogar se reduce debido a la presencia de un adulto mayor con pensión de vejez (Bertrand *et al.*, 2003 y Ranchhod, 2009).

Este estudio trabaja con datos transversales de los años 2009 y 2011. Uno de los primeros desafíos es que la asignación de la PBS no es aleatoria, por lo cual, se buscará un grupo de no tratados (hogares cuyos miembros residen con un adulto mayor que no recibe la PBS) que cumpla con las condiciones para conformar un buen contrafactual con respecto al grupo de tratamiento (hogares cuyos miembros residen con un adulto mayor que sí recibe la PBS). De esta forma, se puede minimizar los posibles sesgos en la estimación por no tener un grupo no tratado adecuado. Para esto, se estudiarán hogares que incluyan hogares que cuentan con un adulto mayor elegible a la PBS. No obstante, aún persiste un sesgo en características no observables que presentan los adultos mayores, ya que, siendo estos elegibles, no están recibiendo la pensión (sesgo de autoselección). Con el fin de reducir este sesgo se implementan las metodologías de *matching* por *propensity score* y *Inverse Probability Weighted* (IPW). Estos métodos mejoran el grupo control porque reducen el sesgo por selección. Además, el IPW permite analizar los efectos heterogéneos según el género del pensionado sobre la oferta laboral del hogar.

Este trabajo trata de ofrecer más información sobre el tema y evaluar la existencia de efectos indirectos, como es la disminución de la oferta laboral de hogares vulnerables cuando se reside con un adulto mayor con una pensión de vejez. Todd y Jeubert (2011) y Eguiguren (2011) analizan la oferta laboral del pensionado, encontrando una disminución en la oferta laboral de este. Sin embargo, no existe evidencia en relación a cómo la reforma previsional implementada en el año 2008 ha afectado la oferta laboral de otros miembros del hogar.

Entre los resultados de este trabajo se encuentra que residir con un adulto mayor

no afecta la oferta laboral de los miembros del hogar. Este resultado es hallado tanto con *matching* por *propensity score* como con IPW.

Cuando se analizan efectos heterogéneos, se encuentra que cuando se reside con un adulto mayor pensionado de la PBS de género femenino hay efectos positivos y estadísticamente significativos sobre la oferta laboral del hogar.

Además, se controla por el estado de salud del adulto mayor, ya que éste puede afectar la oferta laboral del hogar (debido a que si su estado de salud es malo, es probable que algún miembro del hogar tendrá que cuidarlo, y así disminuye su oferta laboral). No se encontró efectos significativos, por lo que los resultados anteriormente obtenidos no están siendo afectados por el estado de salud del adulto mayor.

El trabajo consta de ocho secciones además de esta introducción. En la segunda sección se realiza una revisión de la literatura; en una tercera sección se describe el marco teórico; en la cuarta se realiza la descripción del programa y se define los grupos de interés que analiza este trabajo; en la quinta sección se describen los datos; posteriormente, la estrategia empírica, para luego mostrar los resultados. Finalmente, en la octava sección se expresan las conclusiones del análisis.

2 Revisión de literatura

Residir con un adulto mayor que reciba una pensión de vejez afecta el bienestar del hogar tanto para el pensionado como para los demás miembros del hogar en relación al cambio en los ingresos no laborales que perciben.

Una parte de la literatura relativa al tema encuentra que vivir con al menos un pensionado posee impactos positivos en la salud de otros integrantes del hogar, en especial en niños en edad preescolar (menor a cuatro años de edad). Además, estos estudios encuentran efectos distintos según el género del pensionado (Case y Deaton(1998), Duflo (2000), Duflo (2001) y Duflo (2003)).

Asimismo, existe evidencia de que la composición del hogar cambia con la presencia de un adulto mayor que reciba una pensión de vejez. Edmond *et al.* (2005) y Valencia (2011) encuentran un cambio en la composición del hogar en cuanto a tamaño y constitución de este. Adicionalmente, cuando el pensionado es mujer, encuentran un aumento en su independencia y un incremento de la presencia de niños

pequeños en el hogar.

Otro efecto que se encuentra cuando el hogar está integrado por un pensionado es en la oferta laboral tanto del propio adulto mayor como de los integrantes del hogar. Ranchhod (2006) encuentra una disminución en la oferta laboral de los individuos que están en edad de jubilarse. La explicación económica para este caso es que, ante un incremento en el ingreso no laboral, hay una disminución en la oferta de trabajo del propio individuo (Cahuc y Zylberberg, 2004).

Para Chile, Todd y Jeubert (2011) y Eguiguren (2011) analizan la oferta laboral del propio pensionado, y encuentran que hay una disminución en la oferta laboral similar a los expuesto por Ranchhod (2006).

Por otro lado, también puede ocurrir un desincentivo en la oferta laboral de los miembros del hogar (sin incluir al pensionado). Estudios como los de Bertrand *et al.* (2003), Ranchhod (2009) y Ardington *et al.* (2007) encuentran que vivir con un pensionado disminuye la oferta laboral de los integrantes del hogar. Estos autores indican que estos hogares rechazan las predicciones de un modelo de preferencia común y sugieren que se ajustan de mejor manera a las predicciones de un modelo de negociación. El modelo de negociación señala que un cambio en los ingresos no laborales de los miembros del hogar pueden afectar no sólo al consumo y a la oferta laboral del hogar vía efecto ingreso, sino también por medio del poder de negociación dentro del hogar. Además, Bertrand *et al.* (2003) encuentra que existe una mayor disminución en la oferta laboral de los integrantes del hogar cuando sus miembros residen con una pensionada.

De la literatura anteriormente mencionada se desprende la relevancia de analizar cómo las pensiones de vejez afectan a la oferta laboral del hogar y si este comportamiento se ajusta al de un equilibrio de un modelo de negociación.

3 Marco teórico

La asignación de recursos dentro del hogar ha sido tratada de dos maneras. El primer enfoque es el llamado modelo de preferencia común que parte de suponer que el hogar es una entidad con un agente representativo, que tiene una sola restricción de presupuesto y una sola función de utilidad que incluye el consumo y el ocio de

todos los miembros del hogar.

El segundo es un modelo de negociación de Nash con un enfoque cooperativo, en el que los individuos toman las decisiones en el ámbito de la familia. Este modelo supone que los miembros del hogar tienen un poder de negociación en el proceso de toma de decisiones y el resultado de dicho proceso es eficiente en el sentido de Pareto.

La literatura empírica internacional sugiere que los hogares cuyos miembros residen con un pensionado de vejez, rechazan las predicciones de un modelo de preferencia común, *income pooling*, y sugieren un comportamiento coherente con un modelo de negociación de Nash, debido a que existen efectos heterogéneos según el género del pensionado (Duflo (2003), Bertrand *et al.* (2003), Ranchhod (2009) y Ardington *et al.* (2007)). Estos autores indican que cuando el pensionado es de género femenino se encuentra una mayor tendencia de compartir sus recursos monetarios en comparación cuando el pensionado es hombre, afectando en una mayor medida la elección de consumo y ocio de los miembros del hogar. A continuación se describen ambos enfoques.

3.1 Modelo de preferencia común

El modelo de preferencia común asume que el hogar maximiza una sola función de utilidad sujeto a la restricción presupuestaria agregada del hogar (Samuelson, 1956). Para ejemplificar, este estudio considera al hogar con dos miembros; el primer miembro, es un individuo en edad de trabajar y el segundo miembro, es un adulto mayor con PBS de vejez. Todos los miembros del hogar pueden recibir un ingreso no laboral, q_1 y q_2 , donde q_2 corresponde a la PBS de vejez. Los individuos poseen un total de tiempo (T), del cual asignan un tiempo de ocio l_i , para $i = 1, 2$. Se asumirá que todo el tiempo disponible del individuo 2, lo dedica al ocio $l_2 = 1$. El modelo de preferencia común supone el siguiente problema de maximización:

$$\begin{aligned} \max_{\{C, l_1\}} U &= U(C, l_1) \\ s.a. \quad C &\leq w_1(T - l_1) + Q \end{aligned} \tag{3.1}$$

donde U es una función estrictamente cuasicóncava, creciente, continua y doblemente diferenciable en sus argumentos; C es el consumo privado del hogar; w_1 es el salario del individuo 1 y el ingreso no laboral agregado del hogar es $Q = q_1 + q_2$.

Del problema de optimización presentado en la ecuación 3.1, es posible derivar la demanda Marshalliana por ocio:

$$l_1^* = l_1(w_1, Q) \quad (3.2)$$

Ante un aumento en el ingreso no salarial (Q), el cual proviene de un aumento en q_2 , asumiendo que q_1 no cambia y w_1 se mantiene constante, pueden existir los siguientes efectos en la demanda por ocio del individuo 1:

$$\begin{aligned} \frac{\partial l_1}{\partial Q} > 0 & \quad \text{Un aumento en el ingreso no laboral aumenta el ocio} \\ \frac{\partial l_1}{\partial Q} < 0 & \quad \text{Un aumento en el ingreso no laboral disminuye el ocio} \\ \frac{\partial l_1}{\partial Q} = 0 & \quad \text{Un aumento en el ingreso no laboral no afecta el ocio} \end{aligned} \quad (3.3)$$

Una de las principales predicciones del modelo es que las demandas de consumo y ocio del hogar dependen sólo del ingreso total del hogar y no de los ingresos individuales, es decir, hay *income pooling* (ingreso agregado del hogar). Adicionalmente, los cambios marginales de los diferentes ingresos no laborales tienen el mismo efecto sobre las demandas de consumo y ocio del hogar, es decir:

$$\frac{\partial l_1}{\partial q_1} = \frac{\partial l_1}{\partial q_2}; \frac{\partial C}{\partial q_1} = \frac{\partial C}{\partial q_2} \quad (3.4)$$

3.2 Modelo de negociación

Esta subsección se basa en los trabajos de Chiappori (1992) y Chiappori, Fortin y Lacroix (2002), quienes desarrollan un marco más general sobre todos los modelos de negociación que son eficientes en el sentido de Pareto.

Para ejemplificar, este estudio considera el caso simple de un enfoque no cooperativo. Este enfoque supone que la decisión del hogar se realiza en dos etapas; en una primera etapa, los miembros del hogar reparten sus ingresos no laborales de acuerdo a alguna regla de reparto (*sharing rule*). En la segunda etapa, dichos miembros maximizan su utilidad individual enfrentándose a su propia restricción presupuestaria,

la cual, a su vez, incluye la proporción de ingresos asignados según la regla de reparto. De acuerdo con este enfoque, además de las variaciones del ingreso no laboral y salario, cambios en la regla de reparto también altera las demandas por bienes y por ocio de los individuos.

El hogar consiste en dos individuos con diferentes funciones de utilidad, el primer miembro es un individuo en edad de trabajar y el segundo miembro es un adulto mayor con PBS de vejez, donde l_i y C_i corresponden al ocio y al consumo privado de cada miembro $i = 1, 2$, con una función de utilidad dada por:

$$U = U^i(C_i, l_i, z) \quad (3.5)$$

donde se supone que U_i es una función de utilidad creciente, diferenciable y estrictamente cuasicóncava, $l_i \in (0, 1)^5$ y z es un vector de factores de preferencias (tales como la edad, la educación, el número de niños, etc). Chiappori *et al.* (2002) asume un problema de maximización, en el cual, existe una función $\phi(w_1, q_1, q_2, z)$, tal que, cada miembro del hogar $i = 1, 2$ soluciona los siguientes problemas:

- Individuo 1

$$\begin{aligned} \max_{\{C_1, l_1\}} U^1 &= U^1(C_1, l_1, z) \\ s.a. \quad C_1 &\leq w_1(T - l_1) + \phi \end{aligned} \quad (3.6)$$

- Individuo 2

$$\begin{aligned} \max_{\{C_2\}} U^2 &= U^2(C_2, z) \\ s.a. \quad C_2 &\leq q_1 + q_2 - \phi \end{aligned} \quad (3.7)$$

donde, se denomina ϕ a la “Regla de reparto” que es función de (w_1, q_1, q_2, z) . Esto significa que w_1 , q_i y z determinan el proceso de negociación entre los miembros del hogar, además, de afectar la elección de consumo y ocio de cada miembro. Por ejemplo, un cambio en los ingresos no laborales de los miembros del hogar puede

⁵Donde $l_2 = 1$ corresponde al individuo que recibe la PBS

afectar no sólo al consumo y/u ocio de los miembros del hogar vía efecto ingreso, sino también por medio de un cambio en el poder de negociación.

Del problema de optimización presentado en la ecuación 3.6 es posible derivar la demanda Marshalliana por ocio del individuo 1:

$$l_1^* = l_1(w_1, \phi(w_1, q_1, q_2, z), z) \quad (3.8)$$

Ante un aumento en el ingreso no salarial (q_2) del individuo 2 (PBS del adulto mayor) pueden existir los siguientes efectos en el ocio del individuo 1:

$$\begin{aligned} \frac{\partial l_1}{\partial \phi} \frac{\partial \phi}{\partial q_2} &> 0 && \text{Un aumento en el ingreso no laboral aumenta el ocio} \\ \frac{\partial l_1}{\partial \phi} \frac{\partial \phi}{\partial q_2} &< 0 && \text{Un aumento en el ingreso no laboral disminuye el ocio} \\ \frac{\partial l_1}{\partial \phi} \frac{\partial \phi}{\partial q_2} &= 0 && \text{Un aumento en el ingreso no laboral no afecta el ocio} \end{aligned} \quad (3.9)$$

Este modelo predice que ante cambios en el ingreso no salarial, puede cambiar el proceso de negociación (vía regla de reparto, $\phi(\cdot)$) entre los miembros del hogar y esto a su vez, tiene consecuencias sobre la elección de ocio de los miembros del hogar. Por lo tanto, un cambio en los ingresos no laborales puede afectar la oferta laboral vía efecto ingreso y por medio de un cambio en el poder de negociación, ya que altera la capacidad de negociación de los miembros del hogar.

Una manera simple de explorar si los hogares cuyos miembros residen con un pensionado se ajustan a las predicciones de un modelo de preferencia común o un modelo de negociación, es estimando el efecto del ingreso no laboral proveniente de la PBS sobre la oferta laboral de los miembros del hogar, según el género del pensionado. En el caso que los efectos sean distintos, es decir, el efecto del ingreso no salarial proveniente de un receptor de la PBS de género femenino sea diferente que cuando se trata de un receptor de género masculino, es posible rechazar las predicciones de un modelo de preferencia común (recordando que este modelo predice que la demanda por ocio dependen del ingreso total del hogar y no de los ingresos individuales) y pensar en un ajuste a las predicciones de un modelo de negociación. Finalmente, se estimarán los siguientes efectos:

$$\frac{\partial l_1}{\partial \phi} \frac{\partial \phi}{\partial q_{2m}}; \frac{\partial l_1}{\partial \phi} \frac{\partial \phi}{\partial q_{2h}} \quad (3.10)$$

donde q_{2m} es el ingreso no laboral (proveniente de la PBS) del individuo 2 cuando este es mujer y q_{2h} es el ingreso no laboral (PBS) del individuo 2 cuando este es hombre.

4 Programa

La Pensión Básica Solidaria (PBS) comenzó a implementarse el año 2008. Para estudiar el efecto que esta pensión tiene sobre la oferta laboral del hogar, se analizarán los años 2009 y 2011.

Para entender el programa y la población en que se enfoca este estudio, en las siguientes subsecciones se presenta las principales características y requerimientos de la PBS. Luego, se define la población elegible de la cual se desprende dos grupos de interés. El primer grupo, consisten en aquellos hogares que residen con un adulto mayor con PBS, llamado grupo tratado. El segundo grupo, está compuesto por hogares que residen con un adulto mayor que cumplen los requerimientos para la obtención de la PBS pero no la recibe.

4.1 Pensión Básica Solidaria

El sistema de pensiones chileno está organizado en torno a un esquema de tres pilares básicos: un pilar de prevención de pobreza, un pilar contributivo de naturaleza obligatoria y un pilar de ahorro voluntario. A través de estos tres componentes se busca por un lado, garantizar que los trabajadores al momento de jubilar puedan percibir pensiones que les permita un estándar de vida similar al que tenían en su etapa laboral activa y, por otro, se busca eliminar la incidencia de la pobreza en la etapa de vejez o invalidez.

El pilar solidario es el que tiene como objetivo prevenir la pobreza en situaciones de vulnerabilidad y está conformado por una pensión no contributiva, la PBS, y un complemento a la pensión contributiva, el aporte previsional solidario (APS).

El pilar contributivo obligatorio es un esquema único nacional de capitalización financiera en cuentas individuales administradas por empresas privadas de giro único, las Administradoras de Fondos de Pensiones (AFP). Se trata de un esquema de contribución definida, es decir, donde la tasa de aporte se mantiene constante

y los beneficios son calculados utilizando fórmulas actuariales en función del saldo acumulado por cada individuo al momento del retiro.

La contribución definida del sistema de AFP establece una relación directa entre el historial de aportes de una persona y los beneficios a que estos aportes dan derecho. Las pensiones son inferiores cuando los individuos experimentan largos períodos sin realizar aportes debido a elecciones ocupacionales o informalidad, cuando se afilian tardíamente al sistema o cuando realizan aportes que no guardan relación con sus ingresos. La naturaleza actuarial de los beneficios hace que las crecientes expectativas de vida requieran de mayores ahorros voluntarios, retiro tardío del mercado laboral o menores pensiones.

Para los trabajadores independientes y más vulnerables, el Estado contaba hasta el año 2008 con dos mecanismos para hacer transferencias. El primero consistía en una Pensión Asistencial (PASIS) dirigida a hombres y mujeres sobre 65 años, asignada a nivel regional, donde el nivel de vulnerabilidad económica se medía con la “Ficha CAS”. El segundo era una Pensión Mínima Garantizada (PMG) que correspondía al doble de la pensión PASIS, para aquellos individuos cuyas cotizaciones acumuladas no alcanzaban para financiar una pensión de mayor monto.

A partir del 17 de marzo de 2008, el sistema de pensiones sufrió reformas significativas, dirigidas a reducir el estado de pobreza de individuos de edad avanzada. La reforma reemplazó la pensión PASIS y la PMG, por un Nuevo Pilar Solidario. Este incorpora una nueva Pensión Básica Solidaria (PBS) reemplazando a PASIS y un nuevo Aporte Previsional Solidario (APS) que reemplaza a PMG.

Los requerimientos para la obtención de la PBS son los siguientes:

- Personas que no tengan derecho a pensión en algún régimen previsional y/u otra pensión.
- Personas beneficiarias de una Pensión Asistencial (PASIS) hasta el primero de julio de 2008.
- Personas con edad superior o igual a 65 años.
- Personas que gocen beneficios por la Ley Rettig y Ley Valech o sean exonerados políticos, tienen derecho a un porcentaje de la PBS de vejez si esta última es de un monto superior a algunos de los beneficios.

- Perdonas que integrar a un grupo familiar perteneciente al 60 % más pobre de la población de Chile. Esto se mide de acuerdo al Puntaje de Focalización Previsional (PFP) o la Ficha de Protección Social (FPS).

El monto entregado por la PBS de vejez fue incrementado a través de los años. Del mismo modo, la cobertura también ha aumentado, como se aprecia en el cuadro 4.1.

Cuadro 4.1: Implementación de la reforma del pilar solidario

Periodo	Cobertura	Acreditación	Monto	Monto reales (base 2012)
1 de Julio de 2008	40 %	≤ 11.734 puntos en la FPS	\$60.000	\$66.596
1 de Julio de 2009	45 %	≤ 12.185 puntos en la FPS	\$75.000	\$80.803
1 de Septiembre de 2009	50 %	≤ 12.666 puntos en la FPS	\$75.000	\$80.803
1 de Julio de 2010	55 %	≤ 1.100 puntos en PFP	\$75.000	\$79.633
1 de Julio de 2011	60 %	≤ 1.206 puntos en PFP	\$78.449	\$80.665
1 de Julio de 2012	60 %	≤ 1.206 puntos en PFP	\$80.528	\$80.528

Fuente: Instituto de Previsión Social(IPS)

La PBS tenía como objetivo cubrir el 60 % de la población más pobre del país. Pero comenzó a implementarse gradualmente a través de los años. En el primer año cubría sólo un 40 % de la población, como se aprecia en el cuadro 4.1. Adicionalmente, durante los tres primeros años (2008-2010), se utilizó el puntaje FPS para asignar el beneficio PBS; sin embargo, desde julio de 2010, se usa el Puntaje de Focalización Previsional (PFP). Este es un nuevo instrumento técnico de focalización que permite evaluar el nivel de pobreza de la población para los efectos de asignar los beneficios del sistema de pensiones solidarias. El PFP cuenta con los datos reportados en la FPS y complementa esa información con datos administrativos de gobierno⁶.

4.2 Construcción del grupo tratado y el grupo no tratado

Este estudio analiza la población que cumple con la condición para recibir el programa, es decir, hogares que residan con un adulto mayor que cumpla con los requisitos de elegibilidad para la obtención de la PBS, por dos razones. La primera es porque la PBS fue diseñada para este segmento de la población, por lo que es de interés

⁶Para una descripción más detallada de estos dos instrumentos, ver apéndice A.

analizar este grupo y no toda la población que resida con un adulto mayor, y la segunda, para que las unidades⁷ de análisis sean comparables, deben ser semejantes y así tener un grupo control o contrafactual válido. Además, así se disminuye la heterogeneidad que pueda existir entre hogares cuyos miembros que residen con un adulto mayor elegible a la PBS y los que no son elegibles.

Los requisitos que debe cumplir un adulto mayor para ser elegible para la PBS y que determinan la construcción de los grupos tratado y no tratados en este estudio son los siguientes:

1. Una edad igual o superior a los 65 años.
2. No puede percibir otra pensión ni estar afiliado a un sistema previsional (pensiones).
3. El hogar en que reside debe tener un puntaje menor o igual a 12.666 puntos en la FPS para el año 2009 y un PFP de 1.206 puntos para el año 2011, como se aprecia en el cuadro 4.1.

De esta población se desprenden dos tipos de hogares. El primero, hogares cuyos miembros residen con un adulto mayor con PBS, el cual se denominará grupo tratado, y el segundo son hogares cuyos miembros residen con un adulto mayor que cumple los requerimiento para tener la PBS pero no la posee, el cual se denominará grupo no tratado.

El problema de trabajar con la población elegible es que el tercer criterio de elegibilidad no es de carácter público, por lo que será necesario buscar una *proxy* para de la FPS y el PFP. La dificultad de no poseer estos dos instrumentos radica en no poder definir el grupo no tratado óptimamente, ya que estos serán aquellos hogares cuyos miembros residen con un adulto mayor que es elegible pero estos no reciben PBS.

En primer lugar, la FPS es una encuesta a partir de la cual se construye un puntaje que el Estado usa como instrumento técnico para asignar beneficios sociales. El puntaje de la FPS se construye en base a las características de los hogares e intenta medir el nivel de vulnerabilidad. Dicha construcción es no lineal y pondera

⁷Hogares con un adulto mayor elegible

de manera distinta las variables del hogar que considera más relevantes, razón por la cual es de suma dificultad replicar este instrumento (para más detalle sobre la construcción y descripción de la FPS ver apéndice A).

El cuadro 4.2 muestra distintos beneficios sociales con que pueden contar los hogares⁸ que viven con un adulto mayor que aspira a PBS, el puntaje FPS que requieren para obtener el beneficio y el año en que el subsidio está disponible.

Cuadro 4.2: Subsidios que requieren puntaje de la FPS

Beneficios	Puntaje en la FPS	Año
Pensión básica solidaria por invalidez	≤ 12.666 puntos	2009 y 2011
Subsidio eléctrico en el hogar	≤ 11.734 puntos	2009
Subsidio de agua potable	≤ 11.734 puntos	2009 y 2011
Subsidio único familiar	≤ 11.734 puntos	2009 y 2011
Subsidio asignación familiar	≤ 4.213 puntos	2009 y 2011
Asignación social	≤ 4.213 puntos	2011
Chile solidario	≤ 4.213 puntos	2009 y 2011
Bonos de protección familiar y de egreso	≤ 4.213 puntos	2009 y 2011
Bono de apoyo a la familia	≤ 4.213 puntos	2009

Fuente: Ministerio de Desarrollo Social

Cabe destacar que los beneficios reportados en el cuadro 4.2 no son excluyentes con la PBS. Luego, un hogar que está recibiendo al menos uno de los beneficios reportados en el cuadro 4.2, indica que el hogar efectivamente posee un puntaje de FPS (ya que para esos beneficios la FPS es un requerimiento obligatorio) y además dicho puntaje siempre es menor o igual al requerido para ser elegible a la PBS, es decir igual o menor a 12.666 puntos (para el año 2009).

Por consiguiente, con esta información se puede construir una *proxy* del puntaje de la FPS de los hogares.

Por otro lado, desde julio del 2010 se cambió el instrumento obligatorio para medir la vulnerabilidad y asignar la PBS. Desde entonces se ha utilizado el puntaje PFP, por lo que se requiere construir una *proxy* para este instrumento.

⁸Los beneficios que se muestran en el cuadro 4.2 son aquellos que se pueden contar en la base Casen para los años 2009 y 2011

El PFP utiliza los mismos datos de la FPS, los cuales son complementados con datos administrativos (tales como, Servicio de Impuestos Interno, SII) aportados por entidades de gobierno. Este instrumento (PFP) es usado sólo para el sistema de pensiones solidarias, por lo que no se cuenta con otros beneficios sociales que se puedan utilizar para imputar a hogares que efectivamente tienen un puntaje de PFP. Para solucionar el problema de no contar con el puntaje de PFP, se utilizará la misma *proxy* que se usa para la FPS⁹, porque ambos instrumentos (PFP y FPS) son semejantes y de construcción similar, como se puede ver en el apéndice A.

Además, se puede apreciar en el cuadro 4.1 para el año 2011 que la PBS cubre al 60 % de los hogares más vulnerables¹⁰. El puntaje de la FPS equivalente a este porcentaje de vulnerabilidad es de 13.484 puntos en la FPS¹¹.

Finalmente, se puede definir nuevamente el grupo no tratado. En él el adulto mayor debe cumplir los siguientes requerimientos:

1. Una edad igual o superior a los 65 años.
2. No puede percibir otra pensión y ni estar afiliado a un sistema previsional (pensiones).
3. El hogar debe poseer al menos uno de los beneficios sociales reportados en el cuadro 4.2 (Imputando a hogares que poseen efectivamente un puntaje en la FPS menor o igual a 12.666 puntos para el año 2009 y un puntaje en la FPS menor o igual 13.484 puntos para el año 2011).

Por otro lado, utilizar beneficios sociales que requieran un puntaje menor o igual al requerido para la obtención de la PBS mejora el problema de no contar con el puntaje de la FPS. Aunque esta información no es de carácter público, sí es posible conocer cotas del posible puntaje del hogar a través de otros beneficios sociales con los que cuenta el hogar, ya que es de carácter público el puntaje de corte de los beneficios que entrega el Estado. Con esta información se puede conocer los

⁹Hogares que tengan un beneficio social que requiera un puntaje de la FPS menor o igual al requerido para la obtención de la PBS

¹⁰Recodando que este estudio analiza el año 2009 y 2011, y el año 2009 la PBS cubría al 50 % de los hogares más vulnerables, solicitando un puntaje de la FPS menor o igual 12.666 puntos

¹¹Fuente: Ministerios de Desarrollo Social

rangos del verdadero puntaje de la FPS del hogar, siendo esta medida una buena aproximación del puntaje de la FPS.

Sin embargo, este planteamiento trae consigo un grupo no tratado potencialmente más pobre en comparación al grupo tratado, pues se están usando programas que requieren puntajes de corte iguales o inferiores al requerido por la PBS; es decir, algunos de estos programas se enfocan en hogares más vulnerables que el universo de elegibles de la PBS.

Otro aspecto a resaltar de la muestra es que existe un claro problema de sesgo de autoselección en las características no observables de los adultos mayores. Esto se debe a que los adultos mayores tanto en el grupo tratado como en el no tratado son elegibles a la PBS, pero un grupo la recibe y otro no.

En resumen, este trabajo presenta dos problemas; el primero es que el grupo no tratado de la muestra es más pobre en comparación al grupo tratado de la muestra y el segundo es la existencia de sesgo de autoselección en características no observables del adulto mayor, que implica que unos reciban PBS y otros no la reciban (esto a causa de la construcción del programa (PBS)). Por lo tanto, esto conduce a plantear una estrategia econométrica que minimice o mitigue ambos problemas.

5 Descripción de datos

En esta sección se describe a la población elegible. Esto se hace mediante una descripción de la pensión PBS en los hogares elegibles, en las medidas de oferta de trabajo del hogar y en las características propias del hogar del adulto mayor.

5.1 Grupo elegible

Este estudio trabaja con la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (Casen) de los años 2009 y 2011, analizando dos cortes transversales para ambos años. Para el año 2009 se puede estimar un efecto de corto plazo, ya que se tenía un año implementada la PBS. En el caso del 2011, se puede estudiar el comportamiento de los hogares cuando la PBS ya llevaba más años implementada. No obstante, no se puede estimar un efecto de largo plazo porque este estudio no cuenta con datos de panel.

En el cuadro 5.1 se aprecia el total de hogares elegibles. Para el año 2009 hay un total de 11,380 hogares elegibles, donde un 13.7 % de los hogares cuyos miembros residen con un adulto mayor que no recibe PBS y es elegible. En cambio, un 66.27 % del total de hogares elegible reside con un adulto mayor con PBS, y alrededor de un 20 % de los hogares residen con al menos dos pensionados de la PBS. Para el año 2011, se tiene un total de 6,727 hogares elegibles, de los cuales un 21 % de los hogares elegibles reside con un adulto mayor que no recibe PBS, un 63 % reside con un adulto mayor que recibe PBS y un 16.32 % de los hogares elegibles reside con al menos dos adultos mayores.

Además, el cuadro 5.1 muestra la participación del ingreso no laboral proveniente por esta pensión de vejez sobre del ingreso total¹² del hogar para los años 2009 y 2011. Se aprecia que el monto entregado por la PBS es alrededor de un 40 % del ingreso total de los hogares que residen con un pensionado de la PBS, tanto para el año 2009 y 2011. En cambio, este porcentaje asciende al menos un 60 % para los hogares cuyos miembros residen con al menos dos adultos mayores que reciben PBS para los años 2009 y 2011. La participación del monto entregado por la PBS sobre el ingreso total cambia dependiendo de la cantidad de pensionados de la PBS. Esta situación hace que los hogares con un pensionado de la PBS y hogares que poseen más de un pensionado sean más heterogéneos entre ellos, lo cual dificulta para más adelante la estimación de los efectos que posee la PBS sobre la oferta laboral del hogar. Además, esta situación provocaría un claro problema de heterocedasticidad en los errores de las estimaciones, ya que la participación de la PBS en el ingreso total del hogar aumenta según la cantidad de los pensionados en el hogar. Por lo tanto, este estudio excluirá los hogares que residan con más de un adulto mayor con PBS.

¹²Se definió como ingreso total el ingreso autónomo (la definición Casen está dada por: “pagos que recibe el hogar como resultado de la posesión de factores productivos. Incluye sueldos y salarios, ganancias del trabajo independiente, la autoprovisión de bienes producidos por el hogar, rentas, intereses, pensiones y jubilaciones”.Ministerio de Desarrollo Social) más el total de subsidios que recibe el hogar (incluyendo la PBS)

Cuadro 5.1: PBS sobre el ingreso total del hogar

	2009			2011		
	% del ingreso	Freq.	%	% del ingreso	Freq.	%
Sin AM* con PBS	0	1,559	13.7	0	1,437	21
Un AM con PBS	0.406	7,542	66.27	0.375	4,208	63
Dos AM con PBS	0.636	2,101	18.46	0.601	993	15
Tres AM con PBS	0.712	158	1.39	0.643	78	1.16
Cuatro AM con PBS	0.675	18	0.16	0.738	11	0.16
Cinco AM con PBS	0.771	2	0.02			
Total		11,380			6,727	

*AM:Adulto Mayor

Fuente: Casen 2009 y 2011

Finalmente, como se aprecia en el cuadro 5.2, se estudiará un total de 9,101 hogares elegibles para la muestra de 2009, de los cuales un 82.87 % residen con un adulto mayor que recibe PBS, llamado grupo tratado, y un 17 % de los hogares cuyos miembros residen con un adulto mayor elegible, el cual no recibe PBS, llamado grupo no tratado. Para el año 2011, el porcentaje de los hogares tratados es de un 74.54 % y un 25.46 % los hogares no tratados. Cabe mencionar que son muestras distintas y no comparables entre ellas, por lo cual no se puede decir que el porcentaje de adultos mayores elegibles y que están recibiendo la PBS ha disminuido. Por lo contrario, se puede apreciar en la figura 1 que el número de personas que recibe esta pensión a lo largo de los años ha ido en aumento, aunque este incremento no ha sido sustancial si se compara diciembre de 2009 y diciembre de 2011¹³.

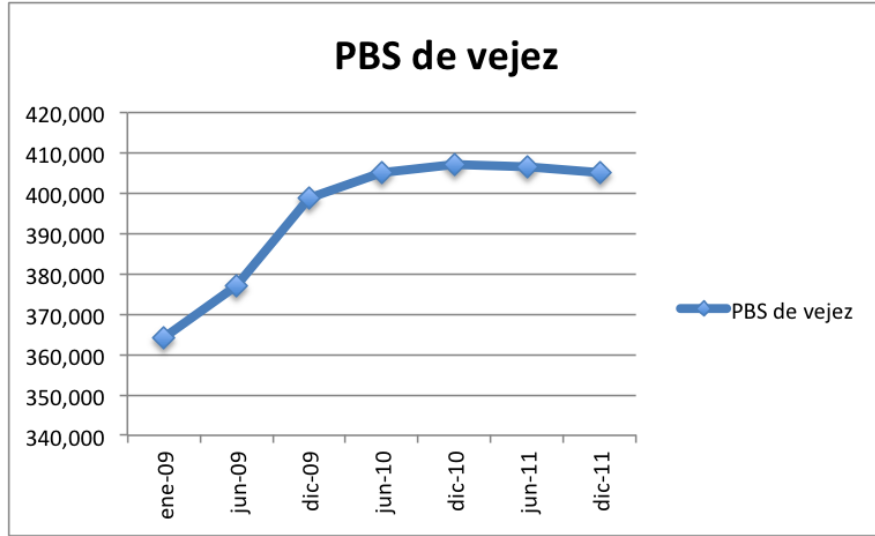
Cuadro 5.2: Grupo tratado v/s grupo no tratado

	2009		2011	
	Freq.	%	Freq.	%
No tratado	1,559	17.13	1,437	25.46
Tratado	7,542	82.87	4,208	74.54
Total	9,101	100	5,645	100

Fuente: Casen 2009 y 2011

¹³Casen 2009 y 2011 son tomadas en noviembre de los respectivos años

Figura 1: Número de PBS de vejez Pagadas



Fuente: Superintendencia de Pensiones

5.2 Medidas de resultados: Oferta laboral del hogar

Este estudio analiza cómo la PBS afecta la oferta laboral del hogar, la cual será medida tanto en participación laboral de los miembros del hogar y horas trabajadas promedio del hogar (sin incluir al adulto mayor). Primero, es de suma importancia la definición que se use de fuerza laboral, ya que ésta determina cuáles miembros de la familia pueden formar potencialmente parte del mercado laboral. En este estudio se considerará a los individuos mayores de 18¹⁴ y menores a 65 años, lo que corresponde a la población activa en el mercado laboral.

Para analizar la participación promedio de los integrantes del hogar se definirá esta variable como el número de personas que están trabajando (se considera a un individuo participando en el mercado laboral si reporta estar ocupado) sobre el número de integrantes en el hogar.

$$\overline{P}_h = \frac{\sum_i^{n_h} L_{ih}}{n_h} \quad (5.1)$$

¹⁴No se incluyen aquellos individuos con una edad entre 15 y 18 años, aunque el gobierno de Chile permite el trabajo de adolescentes (y es legal en la medida en que se cumplan los requisitos contemplados en el Código del Trabajo), pero el trabajo para este rango etáreo es muy restrictivo.

donde $\overline{P}_h$ es la participación promedio del hogar h , n_h es el total de integrante del hogar h , y L_{ih} es el integrante i del hogar h con el siguiente estado:

$$L_{ih} = \begin{cases} 1 & \text{si el individuo trabaja} \\ 0 & \text{sino} \end{cases} \quad (5.2)$$

Con esta variable se busca encontrar el efecto promedio sobre los hogares cuyos miembros residen con un pensionado de la PBS, sobre la participación promedio del hogar en la fuerza laboral.

Para analizar las horas promedio trabajadas por los miembros del hogar, se utilizarán dos medidas. La primera de ellas, consiste en las horas promedio trabajadas por el total de individuos en edad de trabajar del hogar. La segunda, corresponde a las horas promedio trabajadas por el hogar por el total de individuos del hogar que efectivamente se encuentran trabajando.

Con la primera definición se trata de capturar el efecto total de horas entregadas al mercado laboral por hogar, en donde el denominador serán aquellos individuos que se encuentran en edad de trabajar, pero unos lo hacen y otros no, como se aprecia en la ecuación 5.3:

$$\overline{HT}_h = \frac{\sum_i^{n_h} H_{ih}}{t_h} \quad (5.3)$$

donde H_{ih} son las horas trabajadas del individuo i del hogar h y t_h el número de integrantes del hogar h en edad de trabajar.

La segunda definición trata de capturar el efecto marginal de las horas trabajadas entregadas por los miembros del hogar por los individuos que efectivamente están trabajando, como se ve en la ecuación 5.4:

$$\overline{HL}_h = \frac{\sum_i^{n_h} H_{ih}}{l_h} \quad (5.4)$$

donde H_{ih} son las horas trabajadas del individuo i del hogar h y l_h el número de

integrantes del hogar h que trabajan.

Se espera que en promedio la segunda medida fuese mayor o igual a la primera. Esto se debe a que el denominador es menor o igual al denominador de la primera (que corresponde al número de individuos en edad de trabajar). Con estas dos medidas se busca encontrar el efecto de residir con un pensionado de la PBS sobre las horas promedio entregadas por el hogar al mercado laboral.

Se aprecia en los cuadro 5.3 y 5.4 que la participación promedio en hogares tratados es menor que en hogares no tratados, tanto para el año 2009 como para el 2011. En relación a las horas promedio trabajadas por hogar, se puede observar que existen menos horas promedio en hogares tratados que en hogares no tratados, en los años 2009 y 2011.

Cuadro 5.3: Descripción de variables de oferta laboral del hogar para el año 2009

		No tratado			Tratado		
		Nº	Media	Sd	Nº	Media	Sd
Horas trabajadas promedio	Participación promedio del hogar	1559	0.24	0.21	7542	0.17	0.21
	Por integrantes en edad trabajada	1559	12.84	11.92	7542	8.10	10.90
	Por integrantes que están trabajando	1559	27.08	22.73	7542	18.62	23.18

Fuente: Casen 2009

Cuadro 5.4: Descripción de variables de oferta laboral del hogar para el año 2011

		No tratado			Tratado		
		Nº	Media	Sd	Nº	Media	Sd
Horas trabajadas promedio	Participación promedio del hogar	1437	0.25	0.22	4208	0.18	0.21
	Por integrantes en edad trabajada	1437	13.16	12.21	4208	8.68	10.87
	Por integrantes que están trabajando	1437	27.40	23.01	4208	19.71	22.97

Fuente: Casen 2011

Por otro lado, para mostrar con más detalle la participación promedio del hogar

según rangos de edad¹⁵ se presentan los cuadros 5.5 y 5.6. Se aprecia una baja participación¹⁶ de los individuos con una edad entre 15 y 17 años y mayores a 64 años, además no existen diferencias significativas entre grupo tratado y no tratado. En cambio, se puede apreciar una menor participación significativa en los miembros del hogar que tienen una edad entre 18 y 64 años. Este resultado evidencia que existe un comportamiento diferente entre los hogares tratados y no tratados en la participación laboral en este rango de edad, lo cual hace interesante analizar si esta diferencia pueda deberse a que los hogares residen con un pensionado de la PBS.

Cuadro 5.5: Participación laboral por tramo de edad para el año 2009

	2009						
	No tratado			Tratado			Diferencia
	Nº	Media	Sd	Nº	Media	Sd	
15-17	1559	0.00	0.04	7542	0.00	0.03	0.00
18-64	1559	0.44	0.38	7542	0.32	0.40	0.12***
65 y más	1559	0.08	0.22	7542	0.06	0.22	0.01*

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Las diferencias en valor absoluto

Fuente: Casen 2009

Cuadro 5.6: Participación laboral por tramo de edad para el año 2011

	2011						
	No tratado			Tratado			Diferencia
	Nº	Media	Sd	Nº	Media	Sd	
15-17	1437	0.00	0.05	4208	0.00	0.03	0.00
18-64	1437	0.45	0.40	4208	0.35	0.41	0.09***
65 y más	1437	0.06	0.20	4208	0.06	0.22	0.00

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Las diferencias en valor absoluto

Fuente: Casen 2009

¹⁵Participación promedio del hogar es el cociente de la cantidad de individuos que participa en el mercado del hogar y del total de individuos que esta en la población activa del hogar(18 y 64 años de edad)

¹⁶Para medir participación en el mercado laboral, es cuando el individuo reporta estar ocupado.

5.3 Análisis de variables descriptivas

En los cuadros B.1 y B.2 (ver apéndice B) se observan las principales estadísticas descriptivas de las características de los hogares para los años 2009 y 2011, respectivamente. Se puede apreciar que los hogares del grupo tratado versus los del grupo no tratado son estadísticamente distintos en características de hogar. El grupo no tratado, en comparación al grupo tratado posee una mayor proporción de jefes de hogar de género femenino; tamaño del hogar, niños menores de 5 años, entre 6 a 13 años y adolescentes entre 14 y 17 años de edad. En relación a los ingresos, el ingreso per cápita y subsidios es mayor en el grupo no tratado, siendo contrario a lo esperado pues, por construcción, el grupo no tratado era potencialmente más pobre.

Por otro lado, la proporción de hogares que viven en un sector urbano es mayor en el grupo no tratado en comparación con el grupo tratado. Además, la cantidad de adultos mayores es mayor en el grupo tratado. Finalmente, de los cuadros B.1 y B.2 se desprende que el grupo tratado y el no tratado son heterogéneos en características del hogar, tanto para el año 2009 como para el 2011.

Por otra parte, cuando se comparan las características de los adultos mayores, se puede observar en los cuadros B.3 y B.4, que los grupos son estadísticamente distinto entre ellos, haciendo excepción de la escolaridad y la nutrición del adulto mayor. Se aprecia que el grupo tratado tiene un adulto mayor elegible con mayor edad y una mayor proporción de casados en comparación con el grupo no tratado. Adicionalmente, existe una mayor proporción de adultos mayores de género femenino en el grupo no tratado. Por lo tanto, los hogares son heterogéneos en las características del adulto mayor elegible a la pensión PBS.

Con esto, se concluye que los hogares tratados y no tratados son distintos en características de hogar y características propias del pensionado. Esto sugiere que no se puede comparar directamente el grupo tratado con el no tratado. Por este motivo, se debe buscar una alternativa econométrica que permita comparar hogares con características similares tanto del hogar como propias del pensionado.

6 Estrategia empírica

El objetivo principal de este estudio es estimar el efecto sobre la oferta laboral del hogar de residir con un adulto mayor que recibe PBS. Para esto se busca una metodología que permita estimar la diferencia en la oferta laboral de los hogares cuyos miembros residen con un pensionado de la PBS de los hogares que no.

En términos formales, sea y_{i1} el valor de la variable de interés (oferta laboral del hogar) cuando el hogar i recibe el tratamiento ($T=1$), y y_{i0} el valor de la variable cuando el mismo hogar no recibe el tratamiento ($T=0$). El efecto tratamiento para un hogar en particular será $\tau_i = y_{i1} - y_{i0}$, el cual corresponde a la diferencia promedio en y_i cuando el hogar i recibe el tratamiento y no recibe el tratamiento. Este parámetro de interés se escribe de la siguiente manera:

$$\tau|_{T=1} = E(\tau_i|T_i = 1) = E(y_{i1}|T_i = 1) - E(y_{i0}|T_i = 1) \quad (6.1)$$

El problema que presenta la ecuación 6.1 es que sólo se observa $E(y_{i1}|T_i = 1)$, ya que es imposible observar al mismo hogar con y sin tratamiento. Este problema es conocido en la literatura como el problema del contrafactual. En consecuencia, para estimar el efecto del tratamiento es necesario construir una aproximación para este término; es decir, un grupo no tratado que sea similar en características tanto observables como no observables al grupo tratado. Si esto no se cumple, la estimación del efecto tratamiento estará sesgada.

Como se mostró en la sección anterior, el grupo tratado y el no tratado son diferentes entre ellos. Además, se presenta el problema del sesgo de autoselección en características no observables del adulto mayor. Estos problemas conducen a aplicar estrategias econométricas que disminuyan estos problemas para así acercarse al verdadero valor de τ .

En términos generales, se puede abordar los problemas anteriormente mencionados mediante dos métodos que utilizan *propensity score* para mitigar las diferencias entre el grupo tratado y el no tratado. El primero es el método de *matching* por *propensity score* y el segundo, el método de ponderaciones llamado *Inverse Probability Weighted* (IPW).

En la siguiente subsección se describirá en base a qué variables se construye el *propensity score*, para luego describir las dos metodologías que se utilizarán en este trabajo.

6.1 *Propensity Score*

En primer lugar, el *propensity score* o *p-score* es la probabilidad de ser tratado dado un conjunto de características X que influyen en ella, es decir, $p(X) = P(T = 1|X)$, donde $T=1$ es el hogar cuyos miembros residen con un adulto mayor con PBS y $T=0$ si no. Este estudio no conoce el $p(X)$ real, por lo que se estimará mediante un método paramétrico (*logit* o *probit*). Este estudio lo hará mediante un *logit*.

Para estimar el *p-score*, es necesario determinar las variables X sobre las cuales se procederá a hacer comparables los hogares de ambos grupos, de manera de aislar el efecto de residir con un pensionado sobre la oferta laboral del hogar. Es decir, encontrar un efecto cercano al causal, corrigiendo y disminuyendo los problemas que presenta la muestra.

El primer conjunto de variables que se considerarán para estimar el *p-score* es el que corrija o controle el problema de tener un grupo tratado y no tratado diferente en características del hogar. Esto se debe a que principalmente se trabaja con una población elegible, en donde no se cuenta con uno de los criterios de elegibilidad¹⁷(la FPS y PFP) por lo que se tuvo que buscar una *proxy*. Debemos recordar que tanto el puntaje de la FPS y PFP son propios del hogar y no del adulto mayor elegible a la PBS. Por esta razón es que el *p-score* considera variables a nivel hogar que se toman en cuenta para la construcción del puntaje de la FPS y PFP (en el apéndice A se detalla la construcción de la FPS y PFP), ya que estas características también afectan la probabilidad de ser tratado.

Las variables que se incluirán en el *p-score* para mitigar la diferencia entre los hogares tratados y los no tratados serán: el ingreso per cápita del hogar; el número de miembros con algún nivel de discapacidad (sin contar al adulto mayor); si el jefe de hogar es mujer; el tamaño del hogar; el número de adultos mayores en el hogar; la escolaridad del jefe de hogar; el número de niños y adolescentes en el hogar; los

¹⁷Revisar sección 2.2

provenientes de ingresos por subsidios del hogar¹⁸ y si el hogar pertenece a un sector urbano.

Por otro lado, existe el sesgo de autoselección en los adultos mayores que reciben la PBS. Probablemente este sesgo de selección se deba a variables no observables que pueden o no estar relacionadas con las características observables de los individuos. Bajo el supuesto de que existe una correlación alta entre las componentes no observables de los adultos mayores (Eguiguren (2011)) y sus características observables, una forma de atenuar este sesgo de autoselección es a través de la comparación de individuos que sean lo suficientemente similares en sus características observables. Para esto se considerarán características personales del adulto mayor como edad, género, escolaridad, estado civil y además su estado de salud medido a través del grado de discapacidad y su nivel de nutrición.

Asimismo, para aislar de mejor manera el efecto de residir con un pensionado sobre la oferta laboral del hogar, se incorporará la región del país en la que se encuentra el hogar, con la finalidad de controlar por el nivel de desempleo regional, entre otras características que se asocien a vivir en determinada región.

6.2 Metodología de *Matching* en *propensity score*

Una alternativa para disminuir los problemas antes mencionados es elegir el contrafactual a través de la metodología de *matching*. En otras palabras, podemos comparar hogares cuyos miembros residen con un pensionado de la PBS con un hogar que tenga las mismas características, pero donde el adulto mayor no sea beneficiario(a) de esta pensión. Por lo tanto, podemos usar $E(Y_{i0}|T_i = 0, X_i)$ como aproximación de $E(Y_{i0}|T_i = 1)$.

Utilizar $E(Y_{i0}|T_i = 0, X_i)$ aminora el sesgo por selección y además permitiría controlar el problema de tener grupos distintos. Esto se debe a que esta estrategia econométrica permite comparar los resultados (y_i) del programa considerando aquellas variables observables que hacen diferentes a hogares que reciben tratamiento de aquellos que no lo presentan.

Al utilizar esta aproximación, se asume que condicional en las variables observables X_i tanto del hogar como del adulto mayor, la asignación en un grupo u otro se

¹⁸Es el total de subsidios que percibe el hogar, donde no se incluye la PBS

comporta de manera aleatoria. Sin embargo, si los hogares que reciben tratamiento y los que no lo reciben difieren sistemáticamente en sus características no observables, el efecto del tratamiento estará potencialmente sesgado.

En estos casos la literatura de experimentos sugiere el uso de *matching* por *propensity score* (Rosenbaum y Rubon, 1983). La ventaja del *propensity score* para la estimación del efecto tratamiento es que logra reducir la dimensionalidad del problema, ya que sólo se debe hacer el *match* en base a esta variable (*p-score*).

De este modo, se define el cambio en los resultados (diferencial en la oferta laboral del hogar) como $\Delta_i = y_{1i} - y_{0i}$. El estimador de este efecto es llamado *Average Treatment Effect on the Treated* (ATT), que es igual a:

$$\hat{ATT} = \frac{1}{n_1} \sum_i [y_{i1} - \hat{E}(y_{i0}|T = 0, p(X_i))] \quad (6.2)$$

donde $\hat{E}(y_{i0}|T = 0, p(X_i))$ es una estimación del contrafactual para cada observación en el grupo tratamiento y $p(X_i)$ es el *p-score*.

Existen dos limitaciones importantes de esta metodología. Primero, que el ATT está definido sólo en aquella región donde existe un soporte común, lo que significa que para cada valor de $p(X)$, existe una probabilidad mayor que cero de que haya hogares que sean tratados y no tratados; en caso de no existir el soporte común la estimación estaría sesgada. El segundo, corresponde a la validez del supuesto de que todas las variables X relevantes en la probabilidad de ser tratado están siendo consideradas en el *p-score*.

6.2.1 Metodología para definir el grupo control usando *matching* en *propensity score*

Existen varios métodos para hacer un *match*. Uno de ellos es el *matching* exacto; sin embargo, es difícil que existan dos observaciones (una del grupo tratado y otra del grupo no tratado) con exactamente el mismo valor *p-score* ($\hat{p}(X_i)$)¹⁹. Una alternativa a este método es buscar un $\hat{p}(X_i)$ suficientemente similar en ambos grupos. Para lo anterior se pueden utilizar algoritmos tales como el vecino más cercano, kernel, radio,

¹⁹Recordando que $p(X_i)$ es estimado mediante el procedimiento paramédico *logit*

etc.

Este estudio estimará $E(y_{i0}|T = 0, p(X_i))$ obtenidos por diferentes algoritmos. Este trabajo estimará en base al vecino más cercano y kernel normal, descritos a continuación:

1. Vecino más cercano: Este método consiste en buscar, para cada hogar del grupo de tratamiento, el hogar del grupo no tratado con el *p-score* más cercano y utilizar ese hogar como contrafactual.
2. Kernel normal: Este método consiste en emparejar cada hogar del grupo tratado en base al promedio ponderado de las unidades del grupo no tratado, entregando un peso decreciente a las observaciones que se encuentran más lejos de cada observación del grupo tratado.

El algoritmo más adecuado para hacer el *matching* en *p-score* no es tan claro (Heinrich *et al.*, 2010). Asintóticamente, cualquiera de estos algoritmos debería dar resultados similares (Smith, 2000). El vecino más cercano tiende a elegir mejores “*match*” con el riesgo de elegir algunos que no son buenos, mientras que kernel normal, al usar mayor cantidad de información, tiende a ser más eficiente. Se usan distintos algoritmos para medir el grado de robustez en las estimaciones.

6.3 *Inverse Probability Weighted*

La metodología de IPW pondera las observaciones tanto en el grupo tratado como en el no tratado por la inversa probabilidad de estar en ese grupo (el *p-score*). Esta re-ponderación permite disminuir los problemas antes mencionados.

El modelo paramétrico se puede expresar de la siguiente manera:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot PBS_i + \beta \cdot X_i + \varepsilon_i \quad (6.3)$$

donde, Y_i es la oferta laboral del hogar i , PBS_i es una variable binaria tomando el valor 1 si el adulto mayor elegible recibe PBS en el hogar i y 0 si no; X_i son

características del hogar²⁰ y la región en que vive el hogar; ε_i es el error aleatorio. Se estima usando un peso construido de la siguiente manera para el ATT:

$$w = \begin{cases} \frac{p_s/(1-p_s)}{\hat{p}/(1-\hat{p})} & \text{para los no tratados} \\ 1 & \text{para los tratados} \end{cases} \quad (6.4)$$

donde p_s es el *propensity score* y $\hat{p}$ es la probabilidad incondicional de ser tratado. La estimación es consistente cuando el *propensity score* y el modelo lineal se encuentran bien especificados (ver Tsiatis 2006; Leon, Tsiatis y Davidian, 2003), teniendo una estimación doblemente robusta. Además, el estimador es asintóticamente insesgado para muestras infinitas (Imbens, 2000; Lunceford and Davidian, 2004 y Busso, DiNardo y McCrary (2009)).

Una de las ventajas del método de IPW es que incluye todos los datos y no depende de que la muestra sea aleatoria. Sin embargo, una de las limitaciones de este método es cuando la probabilidad de ser tratado es muy baja. En este caso el valor del IPW puede ser muy alto, aumentando el peso de los valores extremos en la estimación.

La estimación mediante *matching* en *p-score* y el método IPW parecen ser diferentes, pero comparten una estructura común de estimadores de mínimos cuadrados ponderados. Busso, DiNardo y McCrary (2009) demuestran que los estimadores de *matching* se pueden expresar como una regresión de la variable de interés Y sobre la variable de tratamiento T en un esquema de ponderadores w. Además, estos autores encuentran coincidencia en las varianzas de estos métodos.

Una ventaja del método IPW es que permite explorar otras interacciones que expliquen cómo se relaciona residir con un adulto mayor con la oferta laboral del hogar por canales que no son la transferencia monetaria.

Esto permite estimar efectos heterogéneos según el género del pensionado, ya que se desea analizar si la predicción sobre el comportamiento de los hogares cuyos

²⁰Característica del hogar contemplan: ingreso per cápita del hogar, (espacio) si en el hogar reside algún miembro con algún nivel discapacidad (sin incluir al adulto mayor), si el jefe de hogar es mujer, tamaño del hogar, número de adultos mayores en hogar, del jefe de hogar, número de niños y adolescentes en el hogar, ingresos por subsidios del hogar y si el hogar pertenece a un sector urbano.

miembros residen con un adulto mayor elegible se obtiene de un equilibrio de un modelo de negociación. En consecuencia, se estima la siguiente ecuación;

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot PBS_i + \beta_2 \cdot Sexo_i + \beta_3 \cdot sexo_i \cdot PBS_i + \beta \cdot X_i + \varepsilon_i \quad (6.5)$$

donde $sexo_i$ es una variable binaria que toma el valor 1 si el adulto mayor es mujer y 0 si es hombre.

Un factor que puede estar sesgando los resultados por variables omitidas es la salud del adulto mayor. Este segmento etario es vulnerable a problemas de salud; por lo tanto, los adultos mayores son más propensos a requerir asistencia de terceros. Esta situación puede provocar una disminución en la oferta laboral de algún miembro del hogar.

La ecuación que se estima es la siguiente:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 \cdot PBS_i + \beta_2 \cdot Salud_i + \beta_3 \cdot Salud_i \cdot PBS_i + \beta \cdot X_i + \varepsilon_i \quad (6.6)$$

donde $Salud_i$ es la salud del adulto mayor que reside en el hogar i . Esta variable se captura mediante dos medidas: la primera, es una variable binaria que toma el valor 1, si el adulto mayor tiene algún nivel de discapacidad (que puede ser; leve, moderado o autovalente) y el valor de 0, en caso contrario; la segunda, una variable también binaria que toma el valor 1 si el adulto mayor tiene problemas de nutrición (bajo peso, sobrepeso u obesidad) y el valor 0 si no.

Se toman estas dos variables para medir la salud del adulto mayor porque la variable de discapacidad está siendo capturada en una variable binaria en donde el valor 1 captura niveles de discapacidad muy distintos, por ejemplo una discapacidad leve con un autovalente; no obstante, era necesaria esta construcción, ya que alrededor de un 75 % de los adultos mayores no posee nivel de discapacidad, como se ve en el cuadro B.5. Por este motivo es que se controla adicionalmente con la variable de nutrición para caracterizar la salud del adulto mayor. La nutrición podría ser un indicador de salud con una mejor precisión. Como se observa en el cuadro B.5, un 69 % de los individuos no posee mala nutrición para el año 2009 y un 61 % para el

año 2011, mostrando un mayor variabilidad. Además, los niveles de mala nutrición son menos extremos, es decir, se tiene bajo peso, sobrepeso u obesidad, tres niveles que miden una mala nutrición.

7 Resultados

7.1 *Propensity Score*

La estimación del *p-score* mediante un *logit* para los años 2009 y 2011 es reportada en el cuadro C.2 del apéndice C. Se puede apreciar que las variables que aumentan la probabilidad de recibir la PBS son el número de discapacitados en el hogar para el año 2009 y el número de adultos mayores en el hogar los años 2009 y 2011. En cambio, las variables que disminuyen la probabilidad de ser tratado son: si el jefe de hogar es mujer; el tamaño del hogar; el ingreso per cápita; si el hogar se encuentra en un sector urbano, el subsidio que recibe el hogar (que no incluye la PBS) y si el adulto mayor es de género femenino.

Para analizar la clasificación del modelo, se estudió la tasa de buena clasificación general, la tasa de buena clasificación para los tratados²¹ (sensibilidad) y la tasa de buena clasificación para los no tratados²² (especificidad). Para el modelo ajustado para el año 2009, se aprecia una sensibilidad de un 76 %, una especificidad de un 75 % y una tasa de correcta clasificación de un 75 %. Para el modelo ajustado para el año 2011, se tiene una sensibilidad de un 66 % y una especificidad de un 83 %, presentando una tasa de correcta clasificación de un 70 %. Dado que estas tasas son elevadas, se puede concluir que ambos modelos *logit* poseen una buena tasa de clasificación.

Estos resultados implican una correcta especificación del *p-score*, lo cual disminuye el sesgo y produce estimaciones más confiables con las dos metodologías implementadas en este trabajo.

El comportamiento del *p-score* difiere entre el grupo tratado y el no tratado [figura 2 y 3 del apéndice C]. Sin embargo, respecto de las curvas del grupo tratado y el no tratado, en gran parte de ellas se encuentra que existe un tramo considerable

²¹La sensibilidad es la probabilidad de clasificar bien los hogares tratados

²²La especificidad es la probabilidad de clasificar bien los hogares no tratados

de soporte común, lo que mejora las estimaciones tanto del *matching* como del IPW.

7.2 Resultados mediante *matching* por *p-score*

Se exponen los principales resultados de las estimaciones de ATT utilizando la metodología *matching* por *propensity score* para los años 2009 y 2011.

Para una correcta identificación en la estimación del ATT a través de esta metodología, se debe verificar un supuesto importante llamado Supuesto de Independencia Condicional (SIC). El SIC señala que la participación en el programa es independiente de los resultados una vez que se ha controlado por las características observables X_i . Es decir, el sesgo de selección del tratamiento esta en los observables y por tanto, puede ser eliminado por el acondicionamiento de un amplio conjunto de covariables observables. No es posible testear esta condición; sin embargo, en este trabajo se tomaron dos medidas para asegurar el cumplimiento de este supuesto. En primer lugar, las variables que se consideran en el *propensity score* son aquellas características que capturan el nivel de vulnerabilidad del hogar (variables relevantes en la FPS) y las características del adulto mayor receptor de la PBS. Con estos regresores se busca explicar de mejor manera la probabilidad de recibir PBS.

Además, con el objetivo de minimizar la probabilidad de sesgo por no observables, se restringió la muestra a sólo población elegible para el programa²³.

7.2.1 Efecto del tratamiento en la oferta laboral del hogar

El primer conjunto de regresiones reportado en el cuadro 7.1 estima el efecto medio del tratamiento en los tratados (ATT) sobre la oferta laboral de los hogares cuyos miembros residen con un pensionado de la PBS a través de las tres medidas de oferta laboral del hogar descritas en la sección 3.2.

En el cuadro 7.1 se muestran las estimaciones a través de *matching* por *propensity score*, las cuales fueron estimadas mediante los algoritmos del vecino más cercano y kernel²⁴. Los errores estándar reportados son estimados mediante el método de *bootstrap*.

²³Hogares en donde reside un adulto mayor que cumple los requerimiento para la obtención de la PBS

²⁴En el apéndice C.1, C.2 y C.3 se muestra la estabilidad de la postestimación para las tres medidas de oferta laboral del hogar

Cuadro 7.1: Estimación del efecto de la PBS sobre la oferta laboral del hogar

		2009		
		Vecino	Kernel	
		más cercano	Normal	Nº
		(1)	(2)	(3)
Horas trabajadas promedio:	Participación promedio del hogar	0.003 (0.00782)	0.00795 (0.00721)	9101
	Por integrantes en edad de trabajar	0.0894 (0.450)	0.329 (0.308)	9101
	Por integrantes que están trabajando	0.102 (1.510)	0.532 (1.032)	9101
		2011		
		Vecino	Kernel	
		más cercano	Normal	Nº
Horas trabajadas promedio:	Participación promedio del hogar	0.00522 (0.0110)	0.0164 (0.0165)	5645
	Por integrantes en edad de trabajar	-0.154 (0.594)	-0.219 (0.421)	5645
	Por integrantes que están trabajando	-0.976 (1.226)	-1.165 (1.122)	5645

Nota: Desviación Estándar en Parentesis

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Los resultados encontrados para los años 2009 y 2011 indican que no existe un efecto promedio significativo a un 5 % de tratamiento en los hogares cuyos miembros residen con un pensionado de la PBS, tanto en variables de participación laboral del hogar como en las horas promedio trabajadas por miembros del hogar. Esto sugiere que la PBS recibida por adultos mayores no está afectando la oferta laboral de otros miembros del hogar (en edad activa), contrario a lo encontrado por Bertrand *et al.* (2003), Ranchhod (2009) y Ardington *et al* (2007). Además, como se observa en el cuadro 7.1 en las columnas (1) y (2), las estimaciones del ATT son similares usando ambos algoritmos, indicando que la estimación es robusta.

Para analizar la calidad del *matching* de la regresión de participación laboral del hogar, se muestra en el cuadro C.3 del apéndice C.1 las observaciones que son eliminadas de la muestra por no cumplir con la condición de soporte común conocida como la *Comparación de la mínima y la máxima*. Con esto se puede apreciar que

existe el cumplimiento de un soporte común, el cual es uno de los supuestos más fuertes de esta metodología. Esto se corrobora de manera gráfica en las figuras 4 y 5 del apéndice C.1, ya que se aprecia la existencia de un soporte común entre el grupo tratado y el no tratado. Esto entrega una mayor estabilidad en las estimaciones. Para las regresiones sobre las horas promedio del hogar, ver apéndice C.2 y C.3.

Además, se realiza el análisis de las variables postestimación para los años 2009 y 2011. Se aprecia en el cuadro C.4, que las únicas variables que presentan diferencias significativas son el número de adultos mayores²⁵, si el jefe de hogar es de género femenino y si el adulto mayor es casado. Se esperaba que no existieran diferencias en estas variable, ya que el *matching* empareja observaciones con similar *p-score*. Sin embargo, el grupo tratado y el no tratado eran distintos entre ellos, lo cual genera un emparejamiento menos exacto. Esto implica que las estimaciones no sean exactas y puedan estar sesgadas, lo cual lleva a estimar nuevamente el efecto de la PBS sobre la oferta laboral del hogar con la metodología IPW, para entender el sesgo en la estimación.

7.3 Resultados mediante IPW

7.3.1 Efecto género del pensionado

En los cuadros 7.2 y 7.3 en las columnas (1), (4) y (7), se muestra la estimación simple de la oferta laboral del hogar, incluyendo como regresor si existe un adulto mayor con PBS. Esta estimación es análoga a la que se realizará por *matching* por *p-score*. Se aprecia que el efecto de residir con un pensionado de la PBS es cercano a cero y no significativo sobre las tres medidas de oferta laboral que se están midiendo. Este resultado es similar al encontrado por el método de *matching* por *propensity score*, tanto en el coeficiente como en la desviación estándar. Esto indica que el efecto encontrado es robusto, ya que al utilizar otra metodología se encuentran resultados similares.

²⁵Número personas con una edad igual o mayor a los 65 años

Cuadro 7.2: Estimación por el método IPW por género del pensionado para el año 2009

	Horas promedio trabajadas:								
	Participación promedio			Por integrantes			Por integrantes		
	del hogar			en edad de trabajar			que están trabajando		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Pensión PBS	0.02 (0.02)	-0.03 (0.02)	-0.02 (0.01)	2.29 (1.66)	-0.84 (0.86)	-0.47 (0.62)	3.35 (3.35)	-3.61 (3.01)	-0.98 (1.46)
Adulto mayor mujer		-0.00 (0.02)	0.04*** (0.01)		0.57 (0.99)	2.55*** (0.73)		-0.06 (3.27)	4.06** (1.99)
PBS * AM mujer		0.06** (0.03)	0.03* (0.01)		4.14* (2.30)	0.99 (0.72)		9.28* (5.17)	1.75 (1.80)
Control por hogar			x			x			x
Control por región			x			x			x
Observations	8,834	8,834	8,834	8,834	8,834	8,834	8,834	8,834	8,834
R-squared	0.00	0.01	0.43	0.01	0.02	0.53	0.00	0.02	0.52

Desviación estándar robusta en paréntesis; control por hogar incluye: ingreso per cápita del hogar, si el hogar reside con algún miembro con algún nivel de discapacidad (sin incluir al adulto mayor), si el jefe de hogar es mujer, tamaño del hogar, número de adultos mayores en hogar, escolaridad del jefe de hogar, número de niños y adolescentes en el hogar, ingresos por subsidios del hogar y si el hogar pertenece a un sector urbano.

AM: Adulto mayor

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: Elaboración propia. Datos usados de la Casen 2009

Cuadro 7.3: Estimación por método doblemente robusto por género para el año 2011

	Horas promedio trabajadas:								
	Participación promedio			Por integrantes			Por integrantes		
	del hogar			en edad de trabajar			que están trabajando		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Pensión PBS	0.02*	0.01	0.00	0.71	0.08	-0.69	-0.16	-1.76	-2.32
	(0.01)	(0.03)	(0.01)	(0.65)	(1.59)	(0.72)	(1.75)	(4.03)	(1.49)
Adulto mayor mujer		0.02	0.04***		0.91	2.02**		1.59	3.16*
		(0.03)	(0.02)		(1.66)	(0.79)		(4.35)	(1.76)
PBS * AM mujer		0.01	0.00		0.83	0.56		2.12	1.86
		(0.03)	(0.02)		(1.73)	(0.82)		(4.45)	(1.75)
Control por hogar			x			x			x
Control por región			x			x			x
Observations	5,221	5,221	5,221	5,221	5,221	5,221	5,221	5,221	5,221
R-squared	0.00	0.00	0.45	0.00	0.00	0.43	0.00	0.00	0.46

Desviación estándar robusta en paréntesis; control por hogar incluye: ingreso per cápita del hogar, si el hogar reside con algún miembro con algún nivel de discapacidad (sin incluir al adulto mayor), si el jefe de hogar es mujer, tamaño del hogar, número de adultos mayores en hogar, escolaridad del jefe de hogar, número de niños y adolescentes en el hogar, ingresos por subsidios del hogar y si el hogar pertenece a un sector urbano.

AM: Adulto mayor

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: Elaboración propia. Datos usados de la Casen 2011

En las columnas (2), (5) y (8) de los cuadros 7.2 y 7.3 se muestran las estimaciones de las distintas medidas de oferta laboral del hogar sin controles X_i para el año 2009 y el 2011, respectivamente. En el cuadro 7.2 en la columna (2) se observa un aumento significativo²⁶ en 6 puntos porcentuales en la participación promedio del hogar cuando el pensionado es de género femenino para el año 2009, sin encontrar efectos para el año 2011 (columna 2, cuadro 7.3). En cambio, no se encuentran efectos significativos cuando el pensionado de la PBS es hombre²⁷, tanto para el año 2009 como para 2011.

En las columnas (5) y (8) de los cuadros 7.2 y 7.3, no se muestran efectos significativos a un 5 % tanto para el año 2009 como para 2011.

²⁶Usando un nivel del 5 % de significación

²⁷ $Pr(sexo = 0 \text{ y } PBS = 1) = \beta_1$

Sin embargo, las estimaciones anteriormente mencionadas pueden estar sesgadas, porque se están omitiendo controles que afectan a la oferta laboral. Para esto, en las columnas (3), (6) y (9) se agregaron características del hogar y control por región geográfica, para capturar *shocks* que pueden afectar a la oferta laboral de los hogares, pero que no se relacionan con la PBS.

En la columna (3), se muestra que residir con un adulto mayor que recibe PBS y que es de género femenino aumenta en cinco puntos²⁸ porcentuales la participación promedio del hogar en la fuerza laboral para el año 2009. En cambio, para el año 2011 cuando se ve el efecto del pensionado si éste es de género femenino en la columna (3) del cuadro 7.3, hay un aumento significativo de cuatro puntos porcentuales²⁹ sobre la participación promedio del hogar. Por otro lado, no se encuentran efectos significativos cuando el pensionado de la PBS es hombre³⁰, tanto para el año 2009 como para el 2011. Esto indica que existen efectos distintos según el género del pensionado. Más aún, cuando el pensionado es mujer afecta de manera positiva la participación en el mercado laboral del hogar. Adicionalmente, se puede apreciar que el efecto de que el adulto mayor reciba PBS y sea mujer es similar para los años 2009 y 2011. Esto muestra que los efectos son similares cuando la PBS llevaba un año de implementada y cuando llevaba tres años.

En relación a las horas promedio trabajadas por integrantes que tienen edad de trabajar, se aprecia en la columna (6) de los cuadros 7.2 y 7.3 que al residir con un adulto mayor de género femenino hay un aumento de 3.07³¹ y 2.42³² horas promedio tanto para los años 2009 y 2011, respectivamente. En cambio, como se observa en la columna (9), hay un aumento de 4.83³³ y 5.02³⁴ horas promedio por integrantes

²⁸ $\beta_1(-0.02) + \beta_2(0.04) + \beta_3(0.03) = 0.05$ esta suma conjunta es significativa a un nivel del 5 % (hecha mediante el test de *wald*)

²⁹ $\beta_1(0.00) + \beta_2(0.04) + \beta_3(0.00) = 0.04$ esta suma conjunta es significativa a un nivel del 5 % (hecha mediante el test de *wald*)

³⁰ $Pr(\text{sexo} = 0 \text{ y } PBS = 1 | X) = \beta_1$

³¹ $\beta_1(-0.47) + \beta_2(2.55) + \beta_3(0.99) = 3.07$ esta suma conjunta es significativa a un nivel del 5 % (hecha mediante el test de *wald*)

³² $\beta_1(-0.69) + \beta_2(2.02) + \beta_3(0.56) = 2.42$ esta suma conjunta es significativa a un nivel del 5 % (hecha mediante el test de *wald*)

³³ $\beta_1(-0.98) + \beta_2(4.06) + \beta_3(01.75) = 4.83$ esta suma conjunta es significativa a un nivel del 5 % (hecha mediante el test de *wald*)

³⁴ $\beta_2(3.16) + \beta_3(1.86) = 5.02$ esta suma conjunta es significativa a un nivel del 5 % (hecha mediante el test de *wald*). La suma de los tres coeficientes no es significativa a un 5 %.

que están trabajando tanto para los años 2009 y 2011, respectivamente. De igual manera que en la participación laboral, las horas promedio trabajadas por el hogar aumentan cuando el pensionado es mujer, encontrando efectos distintos por género del pensionado. Además, se encuentran efectos similares en los años 2009 y 2011.

Cuando se observa el R^2 en las columnas (3), (6) y (9) de los cuadros 7.2 y 7.3, se puede apreciar un valor elevado, lo cual indica que las estimaciones son confiables. Cabe recordar que con esta metodología, cuando el *p-score* y el modelo lineal están bien especificados, se obtienen resultados consistentes. Sin embargo, los resultados encontrados indican sesgo de variable omitida en la estimación de la PBS sobre la oferta laboral cuando no se incluye el género del pensionado y otros factores que influyen en la oferta laboral (variables incluidas en las columnas (3), (6) y (9) de los cuadros 7.2 y 7.3), lo cual indica que las estimaciones del *matching* en *p-score* y las estimaciones realizadas por IPW estaban sesgadas.

Se pudo encontrar en esta sección que la presencia de un adulto mayor con PBS y de género femenino aumenta la oferta laboral del hogar tanto en participación como en horas promedio trabajadas por los miembros del hogar. Además, estos efectos son similares para los años 2009 y 2011.

Este resultado es opuesto al predicho por el modelo de preferencia común, el cual establece que no debiesen existir diferencias en el efecto sobre la oferta laboral del hogar según el género del receptor de la pensión de vejez, ya que, sólo importa el ingreso total del hogar y no los ingresos individuales. Con esta evidencia, se puede rechazar que las predicciones de un modelo de preferencia común se ajusten a hogares cuando los miembros del hogar residen con un adulto mayor con PBS y se podría suponer que el comportamiento de hogares con un pensionado de vejez se ajusta a un modelo de negociación.

Una posible conjetura que se puede realizar ante estos resultados, es que un cambio en los ingresos no salariales del adulto mayor de género femenino cambia su posición en el hogar. Es decir, una pensionada en el hogar con este ingreso no laboral puede proveer un servicio que permita que otros miembros en el hogar participen en el mercado laboral, como por ejemplo, cuidar niños en edad preescolar, cuidar enfermos, entre otros servicios. Por lo tanto, este ingreso no laboral podría estar afectando a la regla de reparto, y por este medio afectando la oferta laboral de los

miembros del hogar.

Existen estudios tales como los de Figueroa y Meléndez (1993), Leibowitz (1988) Heckman (1974), Tienda y Glass (1985) y Hofferth y Wissoker (1992), que indican que residir con un adulto mayor mujer aumenta la oferta laboral femenina cuando hay presencia de niños en edad preescolar. Estos estudios señalan que la abuela (estos autores asocian al adulto mayor a ser abuela) provee cuidado infantil de bajo costo, el cual causaría un aumento en la participación laboral de la madre. Este estudio no puede indicar con exactitud qué miembro del hogar está aumentando su oferta laboral; sin embargo, este podría ser un posible canal por el cual se podría explicar los resultados encontrados.

Debido a limitaciones de datos no se puede proveer una visión concluyente, dado que este trabajo no pudo controlar en su totalidad las condiciones de elegibilidad del programa en estudio, puesto que no se cuenta con los datos de la FPS y PFP, además del sesgo de autoselección en los adultos mayores. Ante ello, se espera que las estimaciones presenten sesgos.

Los resultados encontrados son diferentes a los encontrados por Bertrand *et al.* (2003), que encuentran que residir con un adulto mayor que recibe pensión de vejez, afecta de manera negativa a la oferta laboral del hogar, señalando que esto se debe a que los adultos mayores transfieren parte de sus ingresos no laborales (proveniente de la pensión de vejez) a los demás integrantes del hogar y por este canal disminuyen su oferta laboral. Por el contrario, estos resultados indican que un adulto mayor que recibe PBS no disminuye la oferta laboral per se sino, contrariamente, el efecto es positivo y significativo sólo cuando el pensionado es mujer para los años 2009 y 2011.

7.4 Salud del adulto mayor

Para saber si los resultados anteriores están siendo afectados por características propias del pensionado, se incluye un análisis de como el estado de salud del adulto mayor pensionado puede afectar la oferta laboral de los miembros del hogar. Este grupo etario posee mayor probabilidad de poseer problemas de salud, siendo este un posible canal por el que se puede estar afectando la oferta laboral del hogar.

En los cuadros 7.4 y 7.5 se muestra en las columnas (1), (2) y (3) que no existen efectos significativos de vivir con un adulto mayor con PBS sobre la oferta laboral

del hogar (en las tres medidas de oferta laboral que mide este estudio), tanto para el año 2009 como en el 2011. En las columnas (2),(4) y (6), se muestra el efecto de que el adulto mayor reciba PBS y presente algún nivel de discapacidad, sobre la oferta laboral del hogar. Como se mencionó anteriormente, la estimación puede estar sesgada porque no se está controlando por otros factores que también afectan la oferta laboral. Para esto, en las columnas (3), (5) y (9) se incorpora características por hogar y control por región geográfica.

Cuadro 7.4: Estimación por método doblemente robustos por salud del adulto mayor (Discapacidad) para el año 2009

	Participación promedio			Horas promedio trabajadas:					
	del hogar			Por integrantes en edad de trabajar		Por integrantes que están trabajando			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Pensión PBS	0.02 (0.02)	0.02 (0.02)	0.01 (0.01)	2.29 (1.66)	2.70 (2.33)	0.22 (0.39)	3.35 (3.35)	4.92 (4.59)	0.43 (0.97)
Discapacidad del AM		-0.02 (0.02)	0.00 (0.01)		-1.84** (0.92)	-0.56 (0.59)		-1.33 (2.99)	-0.91 (1.62)
PBS * Discapacidad AM		-0.01 (0.03)	-0.00 (0.01)		-1.59 (2.50)	0.40 (0.63)		-5.17 (5.37)	0.09 (1.76)
Control por hogar			x			x			x
Control por región			x			x			x
Observations	8,834	8,834	8,834	8,834	8,834	8,834	8,834	8,834	8,834
R-squared	0.00	0.01	0.42	0.01	0.02	0.53	0.00	0.01	0.51

Desviación estándar robusta en paréntesis; control por hogar incluye: ingreso per cápita del hogar, si el hogar reside con algún miembro con algún nivel de discapacidad (sin incluir al adulto mayor), si el jefe de hogar es mujer, tamaño del hogar, número de adultos mayores en hogar, escolaridad del jefe de hogar, número de niños y adolescentes en el hogar, ingresos por subsidios del hogar y si el hogar pertenece a un sector urbano.

AM: Adulto mayor

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: Elaboración propia. Datos usados de la Casen 2009

Cuadro 7.5: Estimación por método doblemente robustos por salud del adulto mayor (Discapacidad) para el año 2011

	Horas promedio trabajadas:								
	Participación promedio del hogar			Por integrantes en edad de trabajar			Por integrantes que están trabajando		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Pensión PBS	0.02*	0.01	0.01	0.71	0.08	-0.25	-0.16	0.55	0.06
	(0.01)	(0.02)	(0.01)	(0.65)	(0.94)	(0.40)	(1.75)	(2.05)	(0.83)
Discapacidad del AM		-0.01	0.01		-1.64	-0.30		1.92	2.43*
		(0.02)	(0.01)		(1.13)	(0.53)		(3.49)	(1.31)
PBS * Discapacidad AM		0.02	-0.01		1.65	0.02		-1.84	-2.48
		(0.02)	(0.01)		(1.24)	(0.68)		(3.63)	(1.55)
Control por hogar			x			x			x
Control por región			x			x			x
Observations	5,221	5,221	5,221	5,221	5,221	5,221	5,221	5,221	5,221
R-squared	0.00	0.00	0.44	0.00	0.00	0.43	0.00	0.00	0.46

Desviación estándar robusta en paréntesis; control por hogar incluye: ingreso per cápita del hogar, si el hogar reside con algún miembro con algún nivel de discapacidad (sin incluir al adulto mayor), si el jefe de hogar es mujer, tamaño del hogar, número de adultos mayores en hogar, escolaridad del jefe de hogar, número de niños y adolescentes en el hogar, ingresos por subsidios del hogar y si el hogar pertenece a un sector urbano.

AM: Adulto mayor

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia. Datos usados de la Casen 2011

Se aprecia en las columnas (3), (6) y (9) de los cuadros 7.4 y 7.5 que no hay efectos significativos en las tres medidas de oferta laboral del hogar, tanto para el año 2009 como para el 2011, cuando se incorpora si el pensionado posee algún nivel de discapacidad. Como se mencionó anteriormente, la variable de discapacidad por construcción no es una buena medida para capturar la salud del adulto mayor. Puede ser esta la razón por la que no se reportan efectos significativos. Para esto se incorporan las regresiones por el nivel de nutrición del pensionado.

En los cuadros 7.6 y 7.7 se muestra el efecto del nivel de nutrición del adulto mayor que recibe PBS sobre la oferta laboral del hogar para los años 2009 y 2011, respectivamente.

Cuadro 7.6: Estimación por método doblemente robustos por salud del adulto mayor (Nutrición) para el año 2009

	Horas promedio trabajadas:								
	Participación promedio			Por integrantes			Por integrantes		
	del hogar			en edad de trabajar			que están trabajando		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Pensión PBS	0.02 (0.02)	0.04* (0.02)	0.01 (0.01)	2.29 (1.66)	3.39 (2.37)	0.62* (0.35)	3.35 (3.35)	5.63 (4.78)	1.47* (0.85)
Nutrición del AM		0.02 (0.02)	0.02 (0.01)		1.00 (0.92)	0.78 (0.64)		2.94 (2.55)	3.09* (1.66)
PBS * Nutrición AM		-0.05* (0.03)	-0.02 (0.01)		-3.40 (2.56)	-0.82 (0.69)		-7.11 (5.23)	-3.15* (1.77)
Control por hogar			x			x			x
Control por región			x			x			x
Observations	8,834	8,834	8,834	8,834	8,834	8,834	8,834	8,834	8,834
R-squared	0.00	0.01	0.42	0.01	0.01	0.53	0.00	0.01	0.52

Desviación estándar robusta en paréntesis; control por hogar incluye: ingreso per cápita del hogar, si el hogar reside con algún miembro con algún nivel de discapacidad (sin incluir al adulto mayor), si el jefe de hogar es mujer, tamaño del hogar, número de adultos mayores en hogar, escolaridad del jefe de hogar, número de niños y adolescentes en el hogar, ingresos por subsidios del hogar y si el hogar pertenece a un sector urbano.

AM: Adulto mayor

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: Elaboración propia. Datos usados de la Casen 2009

Cuadro 7.7: Estimación por método doblemente robustos por salud del adulto mayor (Nutrición) para el año 2011

	Horas promedio trabajadas:								
	Participación promedio del hogar			Por integrantes en edad de trabajar			Por integrantes que están trabajando		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Pensión PBS	0.02*	0.03*	0.01	0.71	1.26	0.33	-0.16	0.13	-0.08
	(0.01)	(0.02)	(0.01)	(0.65)	(0.82)	(0.39)	(1.75)	(2.42)	(0.83)
Nutrición del AM		0.01	0.02*		0.93	1.35***		0.44	2.45*
		(0.02)	(0.01)		(1.24)	(0.50)		(3.29)	(1.29)
PBS * Nutrición AM		-0.02	-0.02		-1.41	-1.39**		-0.74	-1.82
		(0.03)	(0.01)		(1.33)	(0.62)		(3.42)	(1.51)
Control por hogar			x			x			x
Control por región			x			x			x
Observations	5,221	5,221	5,221	5,221	5,221	5,221	5,221	5,221	5,221
R-squared	0.00	0.00	0.45	0.00	0.00	0.43	0.00	0.00	0.46

Desviación estándar robusta en paréntesis; control por hogar incluye: ingreso per cápita del hogar, si el hogar reside con algún miembro con algún nivel de discapacidad (sin incluir al adulto mayor), si el jefe de hogar es mujer, tamaño del hogar, número de adultos mayores en hogar, escolaridad del jefe de hogar, número de niños y adolescentes en el hogar, ingresos por subsidios del hogar y si el hogar pertenece a un sector urbano.

AM: Adulto mayor

*** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Fuente: Elaboración propia. Datos usados de la Casen 2011

En la columna (3) de los cuadros 7.6 y 7.7 no se aprecian efectos significativos para la participación promedio del hogar tanto para el año 2009 como para el 2011.

Se observa en la columna (6) de los cuadros 7.6 y 7.7 que no existen efectos significativos para las horas trabajadas por el hogar por integrantes en edad de trabajar para los años 2009 y 2011. En el cuadro 7.7 se aprecian efectos positivos y significativos en la variable de nutrición. Sin embargo, cuando se analiza si el adulto mayor recibe PBS y posee problemas de nutrición no se encuentran efectos significativos³⁵.

No encuentran efectos significativos cuando el pensionado tiene algún problema

³⁵Cuando se realiza el test de *wald* para $\beta_1 + \beta_2 + \beta_3$ no se encuentra efectos significativos a un 10 %.

de nutrición sobre las horas de trabajo por integrante que están trabajando, como se aprecia en la columna (9) de los cuadros 7.6 y 7.7 para los años 2009 y 2011.

Finalmente, cuando se incluye nutrición del pensionado tampoco se encuentran efectos en la oferta laboral del hogar. Por lo tanto, cuando se mide el estado de salud del adulto mayor medido tanto en discapacidad y nutrición, no se encuentra efectos sobre la oferta laboral del hogar. Esto indica que la características de salud del adulto mayor elegible no están sesgando los resultados anteriormente encontrados.

De esta sección se desprende que la estimación del efecto de la PBS en la oferta laboral del hogar estaban sesgados, ya que se omitía el género del pensionado. Se encontró que cuando el adulto mayor recibe PBS y es mujer tiene un efecto positivo sobre la oferta laboral del hogar. Adicionalmente, no se encuentran efectos en relación con la salud del pensionado.

8 Conclusión

En este trabajo se analizó el efecto de residir con un adulto mayor que recibe la pensión de vejez (PBS) sobre la oferta laboral del hogar (la cual, se mide como la participación y horas promedio trabajadas por los miembros del hogar para los años 2009 y 2011).

Los resultados sugieren que residir con un adulto mayor que recibe PBS no afecta a la oferta laboral de los miembros del hogar para los años 2009 y 2011. Estos resultados fueron encontrados mediante *matching* en *p-score* y IPW.

Al analizar los efectos heterogéneos según género del pensionado, se encontró que cuando el adulto mayor recibe PBS y es de género femenino aumenta la oferta laboral del hogar, teniendo efectos similares tanto para el año 2009 como para el 2011. Es decir, se obtienen efectos similares cuando la PBS llevaba un año de implementada y cuando llevaba tres años.

El aumento en la oferta laboral del hogar cuando el pensionado es mujer es contrario a las predicciones por el modelo de preferencia común, por lo cual se rechaza. Sin embargo, no es posible rechazar las predicciones de un modelo de negociación. Una explicación plausible a los resultados encontrados es que el ingreso no laboral proveniente por la PBS, cambia la posición del adulto mayor en el hogar pudiendo

proveer un servicio dentro del hogar que permita que otros miembros participen en el mercado laboral. Además, estos resultados sugieren que estimar el efecto de la oferta laboral del hogar sin tener en consideración efectos heterogéneos por género del pensionado estarían sesgados.

En resumen, cuando el pensionado de la PBS es mujer aumenta la oferta laboral del hogar. Esto es evidencia de que existen efectos indirectos de residir con un adulto mayor de género femenino que recibe PBS, en un aumento en la oferta laboral del hogar. Indicando que esta pensión de vejez puede estar cambiando la posición del adulto mayor en el hogar. Esto es relevante, porque esta pensión de vejez se asigna a adultos mayores que pertenecen a hogares vulnerables y un efecto indirecto que se pudo haber tenido con estas transferencias monetarias es un desincentivo en la participación laboral de algunos miembros del hogar, caso contrario, se encuentra un aumento en la participación laboral de los miembros del hogar. Cabe recordar, que estas conclusiones son relativas a la oferta laboral y no se analizó el consumo del hogar.

El desafío de este trabajo es que no se contaba con todos los datos requeridos para tener un grupo no tratado comparable, por lo que se debió utilizar *proxy* de los datos faltantes. Por este motivo, se debieron utilizar técnicas econométricas que pudieran disminuir los sesgos producidos por la falta de datos adecuados y el sesgo de autoselección del adulto mayor. Adicionalmente, el sesgo en características no observables que presentaban los adultos mayores no se logró controlar en su totalidad. Esto lleva a que los resultados encontrados en este trabajo no sean concluyentes y tampoco causales. Para futuras investigaciones se sugiere utilizar datos de panel, ya que con esta metodología se logra controlar de mejor manera las características no observables.

9 Referencias

1. Angrist, J. y Imbens, G., (1994). Identification and estimation of local average treatment effects. *Econometrica*, 62(2), 467-475.
2. Altonji, J., Hayashi F., and Kotliko L., (1992), Is the Extended Family Altruistically Linked? Direct Tests Using Micro Data, *American Economic Review*,

v. 82, no. 5, pp.1177-1198.

3. Ardington, C., Case, A., y Hosegood, V., (2007). Labor Supply Responses to Large Social Transfers: Longitudinal Evidence from South Africa. *American Economic Journal, Applied Economics* 1, no. 1:22–48.
4. Browning, M. y Chiappori, P. (1998). Efficient Intra-Household Allocations: A General Characterization and Empirical Tests. *Econometrica*, 66, pp. 1241-1278.
5. Behrman, J., Calderon M., Mitchell O., Vasquez J. y Bravo D. (2011), First-Round Impacts of the 2008 Chilean Pension System Reform. PARC Working Paper Series 11-01. Population Aging Research Center, University of Pennsylvania, Philadelphia, PA.
6. Bertrand, M., Mullainathan, S. y Miller, D., Public (2003), Policy and Extended Families: Evidence from Pensions in South Africa, *The World Bank Economic Review*, vol. 17, no. 1, 2003, 27-50
7. Busso, M., DiNardo, J., y McCrary, J. (2009). New evidence on the finite sample properties of propensity score matching and reweighting estimators (No. 3998). IZA discussion papers.
8. Case, A., y Deaton A. (1998), Large Cash Transfers to the Elderly in South Africa.”*Economic Journal* 108(450):1330–61.
9. Cahuc y Zylberberg (2004), *Labor Economics*, MIT Press.
10. Chiappori, P. (1992). Collective Labor Supply and Welfare. *Journal of Political Economy*, 100, pp. 437-467.
11. Chiappori, P., Fortin B y Lacroix G. (1998). Household Labor Supply, Sharing Rule and the Marriage Market. *Journal of Political Economy*, 110(1), pp. 37-72.
12. Duflo, E. (2003), Grandmothers and granddaughters: old age pensions and intra-household allocation in South Africa. *World Bank Economic Review* 17, 1-25.

13. Edmonds, E., Mammen K., y Miller D., (2001). Rearranging the Family? Household Composition Responses to Large Pension Receipts. Dartmouth College, Department of Economics, Hanover, N.H.
14. Edmonds E. (2005), Child labor and schooling responses to anticipated income in South Africa, *Journal of Development Economics* 81 (2), 386-414,
15. Eguiguren, J. (2011), Impacto de la Pensión Básica Solidaria en la oferta de trabajo de las personas en edad de jubilar, Tesis de grado magister en economía , Santiago de Chile, PUC, Facultad de Administración y Economía, Departamento de Economía.
16. Figueroa, J. B., y Melendez, E. (1993).The importance of family members in determining the labor supply of Puerto Rican, black, and white single mothers. *Social Science Quarterly*, 74, 867-883.
17. Heckman, J., H. Ichimura, J. Smith, y P. Todd. (1996). Sources of selection bias in evaluating social programs: An interpretation of conventional measures and evidence on the effectiveness of matching as a program evaluation method. *Proceedings of the National Academy of Sciences* 93 (23): 13416–20.
18. Heckman, J.(1974). Effects of childcare programs on women’s work effort. *Journal of Political Economy*, 82(Suppl.), 136-163.
19. Heinrich, C., Maffioli, A., y Vazquez, G. (2010). A primer for applying propensity-score matching (No. 1005). Inter-American Development Bank, Office of Strategic Planning and Development Effectiveness (SPD).
20. Hofferth,S., y Wissoker,D. (1992). Price, quality, and income in childcare choice. *Journal of Human Resources*, 27, 70-111.
21. Imbens, G. W. (2000). The role of the propensity score in estimating dose-response functions. *Biometrika*, 87(3), 706-710.
22. Lacovou, M., y Skew, A. J. (2011). Household composition across the new Europe: Where do the new Member States fit in?. *Demographic research*, 25(14), 465-490.

23. Leibowitz, A., Klerman, J. A. and Waite, L. J., (1992). Employment of new mothers and childcare choice. *Journal of Human Resources* 27: 112–133.
24. Leon, S., Tsiatis, A. A., y Davidian, M. (2003). Semiparametric Estimation of Treatment Effect in a Pretest?Posttest Study. *Biometrics*, 59(4), 1046-1055.
25. Lundberg, S. y Pollak R., (1993), Separate Spheres Bargaining and the Marriage Market, *Journal of Political Economy*, v. 101, no. 6, pp. 988-1010.
26. Posel D., Fairburn J., y Lund F. (2006), Labour migration and households: A reconsideration of the effects of the social pension on labour supply in South Africa, *Economic Modelling* 23 (5): 836-853
27. Todd, J. y Joubert, C (2011). Impacto de la Reforma Previsional de Chile de 2008 sobre la Participación en la Fuerza Laboral, el Ahorro Previsional y la Equidad de Género. Dirección de Presupuestos del Gobierno de Chile.
28. Tsiatis, A. A. 2006. *Semiparametric Theory and Missing Data*. New York: Springer
29. Ranchhod V., (2006), The effect of the South African old age pension on labour supply of the elderly, *South African Journal of Economics* 74 (4): 725-744
30. Ranchod,V., (2009). Household responses to adverse income shocks: Pensioner outmigration and mortality in South Africa. Unpublished mimeograph. University of Cape Town. Cape Town.
31. Rosenbaum, P. R., y Rubin, D. B. (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, 41-55.
32. Samuelson, P, (1956), Social Indifference Curves, *Quarterly Journal of Economics*, v. 70, no. 1, pp. 1-22.
33. Smith, J. (2000). A critical survey of empirical methods for evaluating active labor market policies (No. 2000-6). Research Report, Department of Economics, University of Western Ontario.

34. Tapia, A. (2012). Centro Integral del Adulto Mayor: adulto mayor familia comunidad.
35. Tsiatis, A. A. (2006). Semiparametric theory and missing data. Springer Science Business Media.
36. Valencia, H. (2011), Efecto del Ingreso en las Decisiones de Co-residencia de los Adultos Mayores en Bolivia, Santiago de Chile, PUC, Facultad de Administración y Economía, Departamento de Economía.
37. Wooldridge, J., (2002). Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data, MIT press, Cambridge

Apéndices

A Ficha protección social y puntaje de focalización provisional

La Ficha de Protección Social (FPS) y el Puntaje de Focalización Previsional (PFP) tienen como objetivo ser instrumentos técnicos de focalización que permiten la asignación de beneficios de programas sociales que entrega el Estado. Dentro los criterios de elegibilidad, la FPS y el PFP operan como uno de los principales instrumentos para focalizar las prestaciones sociales. La FPS se basa en la información auto reportada por el beneficiario y el PFP complementa la información autorreportada con datos administrativos aportados por otras entidades del Gobierno.

A.1 Ficha Protección Social

Existe un único cuestionario que se aplica de manera nacional y su aplicación y actualización es administrada a nivel de municipio de acuerdo a procedimiento y protocolos que se establecen desde el nivel central. Este cuestionario recolecta información respecto de características del grupo familiar, localización territorial, salud, educación, situación ocupacional, vivienda e ingresos.

Para el cálculo del puntaje toman relevancia ciertas variables relacionadas con los recursos económicos del hogar, las necesidades de sus integrantes y los riesgos a los que estos se enfrentan a nivel individual y el territorio donde residen. Estos factores inciden para conocer el nivel de vulnerabilidad socioeconómica³⁶ de los hogares, y que la FPS pretende desde su diseño identificar a partir de la información que recoge a través de su cuestionario.

El cálculo se realiza mediante una fórmula que combina tres elementos centrales. El primero es la capacidad generadora de ingresos más los ingresos declarados por cada integrante del hogar; el segundo son ingresos de los pensionados, ya sea contributivos o no contributivos, y el tercero es el índice de necesidad.

³⁶Se entiende por nivel de vulnerabilidad socioeconómica el riesgo de estar en pobreza. Ello incluye tanto a los hogares efectivamente pobres como aquellos que tienen una alta probabilidad de empobrecerse en el futuro

El cálculo de la FPS³⁷ corresponde a la siguiente expresión:

$$FPS_h = \frac{\sum_i CGI_{i,h} \cdot 0,9 + YD_{i,h} \cdot 0,1 + P \cdot YP_{i,h}}{IN_h} \quad (A.1)$$

donde:

- $CGI_{i,h}$: capacidad generadora de ingreso del individuo i en el hogar h .
- $YD_{i,h}$: ingresos declarados del individuo i en el hogar h .
- $YP_{i,h}$: ingresos de pensiones (contributivas y no contributivas) del individuo i en el hogar h .
- P : ponderador del ingreso de pensiones (depende del nivel de éste tipo de ingresos).
- IN_h : índice de necesidad del hogar h .

La CGI se entiende como un índice que refleja un conjunto de atributos o competencia laborales asociados al capital humano (un conjunto de características observables de cada individuo dentro del hogar) tales como escolaridad, sexo, edad y situación ocupacional. La escolaridad es la variable más relevante en este conjunto de características, ya que es la que representa los potenciales ingresos de cada individuo del hogar. Por esto, un alto nivel educación de los integrantes del hogar aumenta el puntaje de la FPS. Irarrázabal (2011) muestra que a mayor nivel educacional del jefe de hogar mayor es el puntaje del hogar. La CGI estima para cada individuo un ingreso laboral potencial a partir de una regresión lineal en donde los regresores son lo antes mencionados.

Además de la CGI, se suman los ingresos autodeclarados de cada individuo del hogar h . En la ecuación (A.2) se pondera con un 90% la CGI y con un 10% los ingresos autodeclarados.

Los ingresos por pensiones contributivas y no contributivas son aquellos provenientes por pensiones solidarias, jubilaciones y montepíos, y dependiendo del monto

³⁷La formula exacta del cálculo del puntaje de la FPS que administra el Ministerio de Desarrollo Social es confidencial

de la pensión se entrega una ponderación a dichos ingresos. Además se consideran en estas ponderaciones otros subsidios monetarios percibidos por algún miembro del hogar.

Finalmente, el puntaje de la FPS pretende dar cuenta de la relación de recursos de la familia con sus necesidades. El IN se construye considerando la edad de los miembros del hogar y su dependencia (nivel de discapacidad). Este índice considera a todos los integrantes del hogar. Si hay algún nivel de discapacidad en un miembro del hogar, el tamaño del hogar se corrige de acuerdo al nivel de discapacidad (no discapacitado, discapacitado autovalente, discapacitado dependiente leve, discapacitado dependiente moderado, discapacitado dependiente severo, muy severo o postrado).

El IN corrige dos factores relevante para medir el nivel de vulnerabilidad. El primero es la composición del hogar en términos del tamaño³⁸ y características de los miembros como son la discapacidad o la dependencia.

Finalmente, la FPS considera un conjunto de variables relevantes para el cálculo del puntaje. Se trata de variables relacionadas con el ingreso, subsidios y pensiones y el nivel de necesidad del hogar.

A.2 Puntaje de Focalización Previsional

El PFP, al igual que el puntaje de la FPS, determina el nivel de pobreza de la población para asignar los beneficios del Sistema de Pensiones Solidarias.

Utiliza como fuente de información la FPS, información disponible en el Sistema de Información de Datos Previsionales, así como la información que proporcionan los organismos públicos tales como el Servicio de Impuesto Internos (SII). El PFS utiliza los datos de ingreso del grupo familiar con información obtenida de registros administrativos del SII y otra fuentes de datos disponibles. Además, modifica las ponderaciones del ingreso laboral y de la capacidad generadora de ingresos, utilizadas para el cálculo del puntaje de la FPS, para adecuar el ingreso per cápita del grupo familiar.

³⁸La composición del hogar toma en consideración el tamaño del hogar, considerando los miembros que lo conforman (número de niños, adolescentes, ancianos y adultos) y la conformación del hogar, en relación a si el hogar es monoparental y/o unipersonal, lo cual se controla por el género del jefe de hogar.

El cálculo del PFS corresponde a la siguiente expresión:

$$PFP_g = \frac{\sum_i^{n_g} (CGI_{i,g} \cdot (1 - p_{i,g}) + Y_{i,g} \cdot p_{i,g}) + YP_{i,g}}{IN_g} \cdot F \quad (\text{A.2})$$

donde:

- $CGI_{i,g}$: Capacidad generadora de ingreso del individuo i en el grupo familiar g .
- $p_{i,g}$: Ponderador de los ingresos laborales del individuo i en el grupo familiar g
- $Y_{i,g}$: Ingresos laborales del individuo i en el grupo familiar g .
- $YP_{i,g}$: Ingresos de pensiones y aquellos ingresos provenientes de bienes de capital físicos y financieros; y otros ingresos no considerados en $Y_{i,g}$ del individuo i en el grupo familiar g .
- IN_g : Índice de necesidad del grupo familiar g .
- n_g : Número de integrantes del grupo familiar g
- g : Corresponde al grupo familiar definido en el artículo 4º de la Ley N° 20,255.
- F : Factor de transformación monótona del instrumento para dejarlo en términos de puntaje.

Para la determinación de la CGi se utiliza la metodología usada actualmente para el cálculo del puntaje de la FPS, considerando como unidad de análisis el grupo familiar.

Para determinar el ingreso laboral se considera la información de ingresos del trabajo autorreportados para cada integrante del grupo familiar en la FPS, la cual se contrasta y/o conmuta con la información registrada en el SII y aquella que se derive de las cotizaciones provisionales.

En relación a $YP_{i,g}$, se suman las pensiones de cada uno de los integrantes del grupo familiar y todos aquellos ingresos provenientes de bienes de capital físicos y financieros que el individuo haya declarado tener en la FPS y/o los registrados por el SII (ingresos por renta de capital líquidos).

El ponderado de los ingresos laborales $p_{i,g}$, tendrá valor 1 si la CGI se asume igual a cero. Tendrá un valor igual a 0.1 hasta nueve años antes de la edad legal para pensionarse por vejez (los hombres con una edad de 57 años y mujeres a los 52 años tendrán un ponderador de 0.1), el cual aumentará hasta llegar a 1 cuando tiene la edad legal para pensionarse por vejez.

El índice de necesidades del grupo familiar posee la misma definición que la FPS y el factor de transformación (F); se aplica una transformación monótona al instrumento para dejarlo en términos de puntaje. ($F = 1,100/umbralCAsEN$)

B Análisis descriptivo

Cuadro B.1: Características de hogares para el grupo tratado y el no tratado para el año 2009

	No tratado			Tratado			Diferencia
	Nº	Media	Sd	Nº	Media	Sd	
Nº de discapacitado en el hogar	1559	0.15	0.41	7542	0.15	0.40	0.01
Jefe de hogar es mujer	1559	0.65	0.48	7542	0.36	0.48	0.29***
Tamaño del hogar	1559	3.85	2.03	7542	3.00	1.79	0.85***
Nº de adultos mayores	1559	1.04	0.20	7542	1.34	0.48	0.29***
Escolaridad del Jefe de hogar	1559	5.46	4.17	7542	4.63	3.88	0.82***
Nº de niños 0-5 años	1559	0.24	0.51	7542	0.11	0.37	0.12***
Nº de niños 6-13 años	1559	0.43	0.67	7542	0.19	0.50	0.23***
Nº de niños 14-18 años	1559	0.26	0.53	7542	0.13	0.38	0.13***
Urbano	1559	0.67	0.47	7542	0.51	0.50	0.15***
Ingreso per cápita	1559	115900.90	120751.90	7542	86637.67	130990.70	29263.23***
Subsidio del hogar(monto)	1559	13188.57	14255.26	7542	6858.43	14749.97	6330.14***

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Las diferencias en valor absoluto

Fuente: Casen 2009

Cuadro B.2: Características de hogares para el grupo tratado y el no tratado para el año 2011

	No tratado			Tratado			Diferencia
	Nº	Media	Sd	Nº	Media	Sd	
Nº de discapacitado en el hogar	1437	0.12	0.36	4208	0.10	0.32	0.02
Jefe de hogar es mujer	1437	0.66	0.47	4208	0.42	0.49	0.24***
Tamaño del hogar	1437	3.54	2.02	4208	2.97	1.76	0.56***
Nº de adultos mayores	1437	1.06	0.25	4208	1.35	0.50	0.28***
Escolaridad del Jefe de hogar	1437	6.17	4.34	4208	5.31	4.03	0.85***
Nº de niños 0-5 años	1437	0.21	0.49	4208	0.12	0.38	0.09***
Nº de niños 6-13 años	1437	0.33	0.60	4208	0.18	0.47	0.14***
Nº de niños 14-18 años	1437	0.22	0.50	4208	0.13	0.38	0.08***
Urbano	1437	0.85	0.36	4208	0.64	0.48	0.209***
Ingreso per cápita	1437	132278.90	129232.60	4208	107539.70	165198.80	24739.2***
Subsidio del hogar(monto)	1437	16988.87	30969.68	4208	9630.60	20972.69	7358.26***

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Las diferencias en valor absoluto

Fuente: Casen 2011

Cuadro B.3: Características de los adultos mayores elegibles para el grupo tratado y el no tratado para el año 2009

	No tratado			Tratado			Diferencia
	Nº	Media	Sd	Nº	Media	Sd	
Edad	1537	74.23	7.63	7506	75.19	7.30	0.96***
Escolaridad	1537	4.29	3.67	7506	4.27	3.56	0.02
Casado	1537	0.20	0.40	7506	0.48	0.50	0.28***
Discapacidad	1537	0.30	0.46	7506	0.34	0.47	0.03**
Nutrición	1490	0.33	0.47	7344	0.34	0.47	0.01
Género femenino	1537	0.81	0.39	7506	0.72	0.45	0.09***

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Las diferencias en valor absoluto

Fuente: Casen 2009

Cuadro B.4: Características de los adultos mayores elegibles para el grupo tratado y el no tratado para el año 2011

	No tratado			Tratado			Diferencia
	Nº	Media	Sd	Nº	Media	Sd	
Edad	1433	74.53	7.52	3904	74.04	6.97	0.48**
Escolaridad	1433	4.84	3.75	3904	4.42	3.51	0.42**
Casado	1433	0.20	0.40	3904	0.46	0.50	0.26***
Discapacidad	1433	0.29	0.46	3904	0.28	0.45	0.01
Nutrición	1408	0.40	0.49	3813	0.38	0.48	0.02
Género femenino	1433	0.83	0.38	3904	0.73	0.44	0.09***

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Las diferencias en valor absoluto

Fuente: Casen 2011

Cuadro B.5: Nivel de discapacidad del adulto mayor

Grado de discapacidad	2009	
	Freq	%
Autovalente	1,346	14.79
Leve	549	6.03
Moderado	265	2.91
Grave o postrado	112	1.23
Sin discapacidad	6,829	75.04
Total	9,101	
Grado de discapacidad	2011	
	Freq	%
Dificultad física	751	13.3
Dificultad de comunicación	14	0.25
Dificultad psiquiátrica	16	0.28
Dificultad mental	21	0.37
Dificultad auditiva	230	4.07
Dificultad visual	210	3.72
Sin discapacidad	4,403	78
Total	5,645	

Fuente: Casen 2009 y 2011

Cuadro B.6: Nivel de discapacidad del adulto mayor

Nivel de nutrición	2009	
	Freq	%
Bajo peso	909	11.66
Normal	5,446	69.87
Sobrepeso	1,155	14.82
Obeso	93	1.19
No sabe	191	2.45
Total	7794	
Nivel de nutrición	2011	
	Freq	%
Bajo peso	494	10.52
Normal	2,882	61.36
Sobrepeso	1,144	24.36
Obeso	76	1.62
No sabe	101	2.15
Total	4697	

Fuente: Casen 2009 y 2011

C *Matching en Propensity score*

Cuadro C.1: *Propensity Score* estimado por *logit*

	(2009)	(2011)
	Coef	Coef
Nº de discapacitado en el hogar	0.331*** (0.079)	-0.245* (0.11)
Jefe de hogar es mujer	-0.527*** (0.0898)	-0.445*** (0.0952)
Tamaño del hogar	-0.156*** (0.0279)	-0.194*** (0.0322)
Ingreso per cápita	-0.00000207*** (0.000000252)	-0.000000941*** (0.000000224)
Nº de adultos mayores	2.664*** (0.163)	2.453*** (0.155)
Escolaridad del Jefe de hogar	0.00941 (0.0119)	0.0251* (0.0124)
Nº de niños 0-5 años	0.0842 (0.0867)	0.169 (0.101)
Nº de niños 6-13 años	-0.145* (0.0691)	-0.029 (0.0833)
Nº de niños 14-18 años	-0.0914 (0.0767)	0.113 (0.0922)
Urbano	-0.495*** (0.0713)	-1.026*** (0.0942)
Subsidio del hogar(monto)	-0.0000182*** (0.00000239)	-0.0000172*** (0.00000160)
Edad adulto mayor	0.0029 (0.00463)	-0.00477 (0.00534)
Escolaridad adulto mayor	-0.0348** (0.0134)	-0.0346* (0.014)
Discapacidad adulto mayor	-0.0525 (0.0711)	0.0687 (0.0817)
Casado adulto mayor	0.0386 (0.1)	-0.0207 (0.118)
Nutrición adulto mayor	-0.0692 (0.068)	-0.038 (0.0739)
Género femenino adulto mayor	-0.644*** (0.098)	-0.690*** (0.107)

Clasificación 2009: Sensitivity 80.07 % Specificity 72.47 %

Clasificación 2011: Sensitivity 74.02 % Specificity 74.93 %

Standard errors in parentheses

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Cuadro C.2: *Propensity Score* estimado por *logit*

	(2009)	(2011)
	Coef	Coef
Región 1	0.621* (0.301)	-0.863*** (0.197)
Región 2	0.0238 (0.222)	-1.472*** (0.208)
Región3	-0.766*** (0.21)	-1.249*** (0.202)
Región 4	-0.314 (0.168)	-0.621** (0.213)
Región 5	-0.117 (0.126)	-1.020*** (0.186)
Región 6	-0.291* (0.132)	-0.583** (0.211)
Región 7	-0.143 (0.135)	-0.826*** (0.177)
Región 8	-0.11 (0.111)	-0.522** (0.169)
Región 9	0.300* (0.13)	-0.383* (0.176)
Región 10	0.635*** (0.149)	-0.0815 (0.178)
Región 11	0.373 (0.283)	-0.602** (0.197)
Región 12	-0.0558 (0.404)	-0.817*** (0.247)
Región 14	0.393* (0.186)	-0.500** (0.173)
Región15	0.563 (0.436)	-0.698** (0.243)
Constant	0.362*** (0.380)	1.564*** (0.453)
Observations	8834	5221
Pseudo R^2	0.198	0.216

Clasificación 2009: Sensitivity 76.7 % ; Specificity 71.41 %; Correctly classified 75.81 %

Clasificación 2011: Sensitivity 66.12 % ; Specificity 83.31 % ; Correctly classified 70.75 %

Standard errors in parentheses

* $p < 0,05$, ** $p < 0,01$, *** $p < 0,001$

Fuente: Elaboración propia. Datos usados de la Casen 2009 y 2011

Figura 2: Comportamiento del p -score para el año 2009

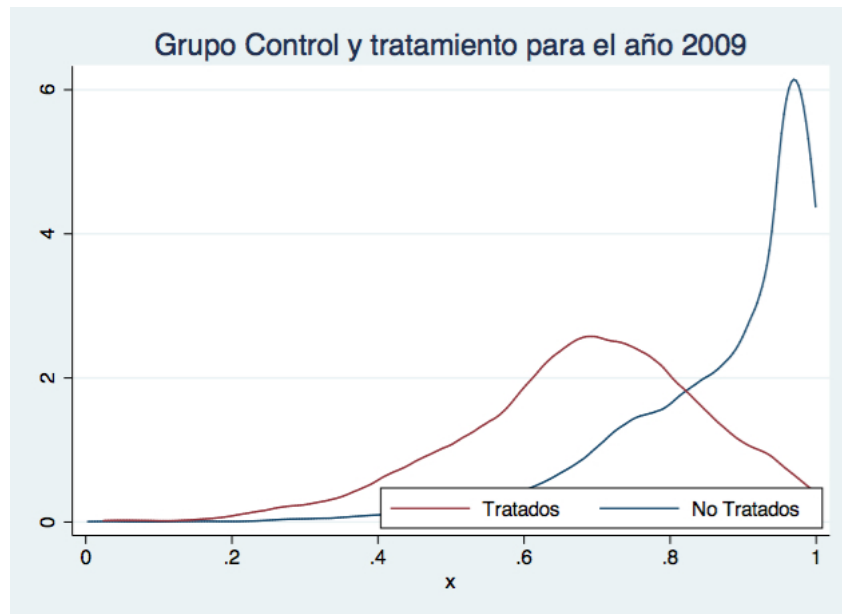
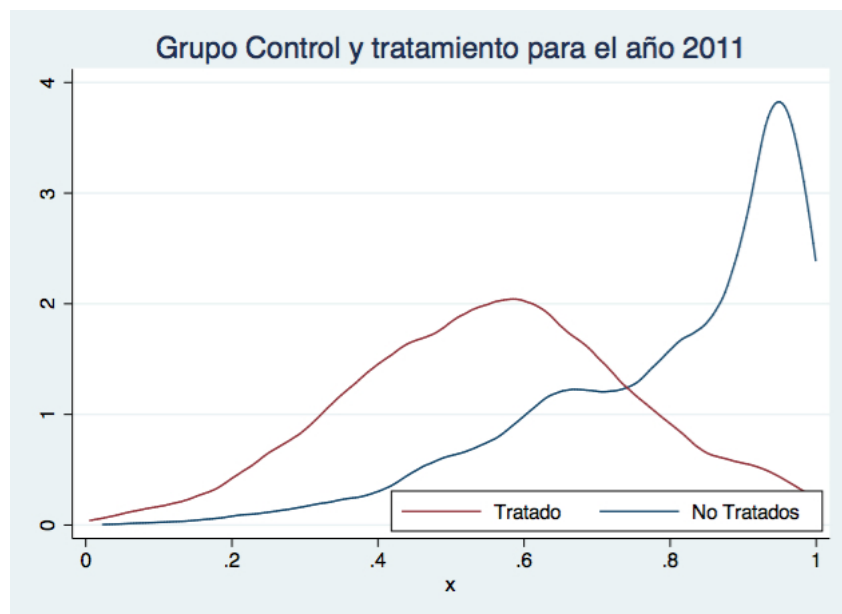


Figura 3: Comportamiento del p -score para el año 2011



C.1 Análisis postestimación para el modelo de participación promedio del hogar

Cuadro C.3: Condición de soporte mín-máx

Casen 2009			
	Off Support	On Support	Total
Untreated	0	1,490	1,490
Treated	39	7,305	7,344
Total	39	8,795	8,834

Casen 2011			
	Off Support	On Support	Total
Untreated	0	1,408	1,408
Treated	13	3,800	3,813
Total	13	5,208	5,221

Fuente: Elaboración propia. Datos usados de la Casen 2009 y 2011

Además, se puede ver la calidad del *matching* mediante un análisis gráfico. Como se aprecia en las figuras 4 y 5, hay un gran soporte común entre el grupo tratado y los no tratados. Esto entrega una mayor estabilidad en las estimaciones.

Figura 4: Estabilidad del *matching* en el modelo de participación laboral del año 2009

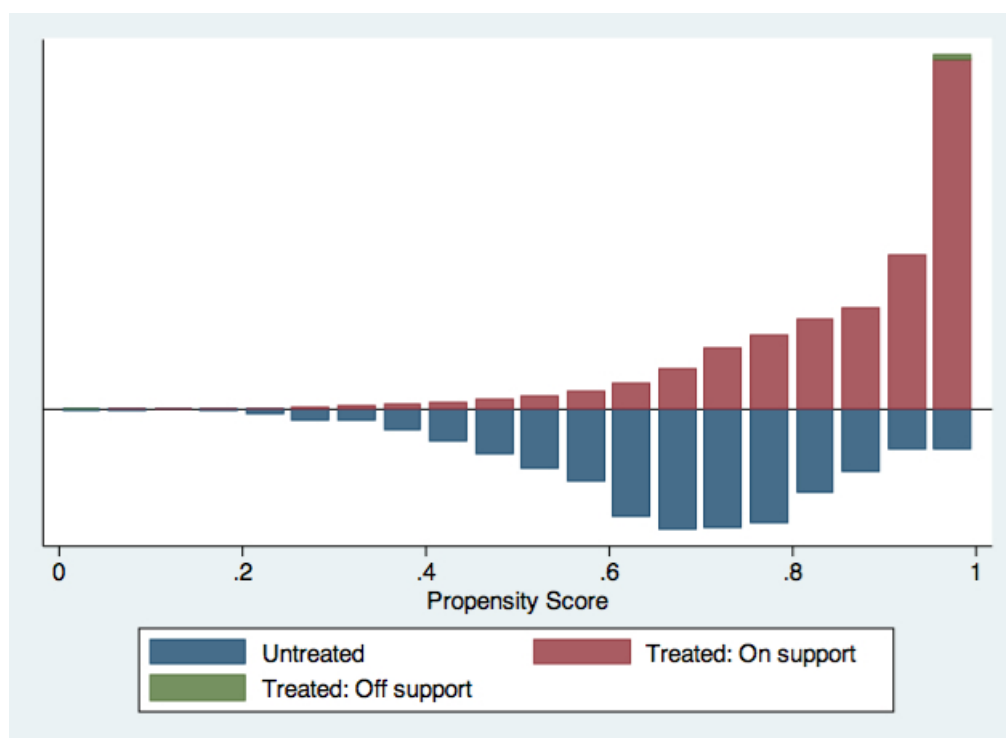
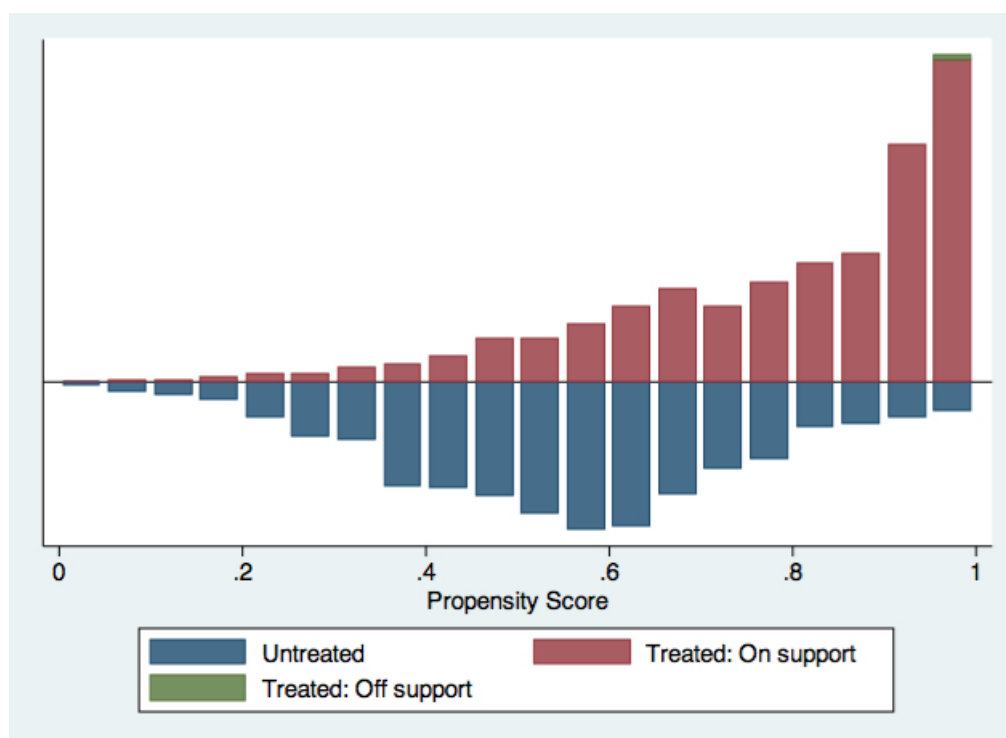


Figura 5: Estabilidad del *matching* en el modelo de participación laboral del año 2011



Cuadro C.4: Calidad del *matching* postestimación

	2009		2011	
	Diferencia	SD	Diferencia	SD
Nº de discapacitado en el hogar	0.004698	0.0149052	0.0198864	0.0131
jefe de hogar es Mujer	-0.0966443	0.016712	-0.0127841	0.0176909
Tamaño del hogar	0.0402685	0.0054227	0.2329545	0.077 *
Nº de adultos mayores	-0.2208054	0.076693	0.0369318	0.0078 **
Escolaridad del Jefe de hogar	-0.6255034	0.1560189	-0.0411932	0.162247
Nº de niños 0-5 años	-0.0328859	0.0192477	0.015625	0.0184
Nº de niños 6-13 años	-0.0355705	0.0254807	0.0319602	0.022
Nº de niños 14-18 años	-0.0355705	0.0198915	0.0198864	0.01796
Urbano	-0.1013423	0.0163541	-0.0511364	0.0124 **
Ingreso per cápita	-620.3373	6012.69	13124.82	6540
Subsidio del hogar(monto)	-966.6597	635.65	3759.511	1057.32 *
Edad	0.3483221	0.2738045	-0.0539773	0.2795
Escolaridad	-0.252349	0.13602	0.15625	0.140155
Casado	0.0657718	0.0135	0.0355114	0.0145 *
Discapacidad	-0.004698	0.0168	-0.0213068	0.0173
Nutrición	-0.0053691	0.01721	-0.0085227	0.01847
Género femenino	0.0127517	0.0143249	0.0632102	0.01507 **

Nº de *Match* para el 2009: 1,490Nº de *Match* para el 2011: 1,408* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Fuente: Elaboración propia. Datos usados de la Casen 2009 y 2011

C.2 Análisis postestimación para el modelo de horas promedio por integrantes en edad de trabajar del hogar

En el cuadro C.5 se puede apreciar que existe el cumplimiento de un soporte común, el cual es uno de los supuestos más fuertes de esta metodología para el modelo de horas promedio por integrantes en edad de trabajar del hogar .

Cuadro C.5: Condición de soporte mín-máx

Casen 2009			
	Off Support	On Support	Total
Untreated	0	1,490	1,490
Treated	39	7,305	7,344
Total 39	8,795	8,834	
Casen 2011			
	Off Support	On Support	Total
Untreated	0	1,408	1,408
Treated	13	3,800	3,813
Total	13	5,208	5,221

Fuente: Elaboración propia. Datos usados de la Casen 2009 y 2011

Se observa que en las figuras 6 y 7 hay un gran soporte común entre el grupo tratado y los no tratados. Esto entrega una mayor estabilidad en las estimaciones.

Figura 6: Estabilidad del *matching* en el modelo de horas promedio por integrantes en edad de trabajar del hogar de año 2009

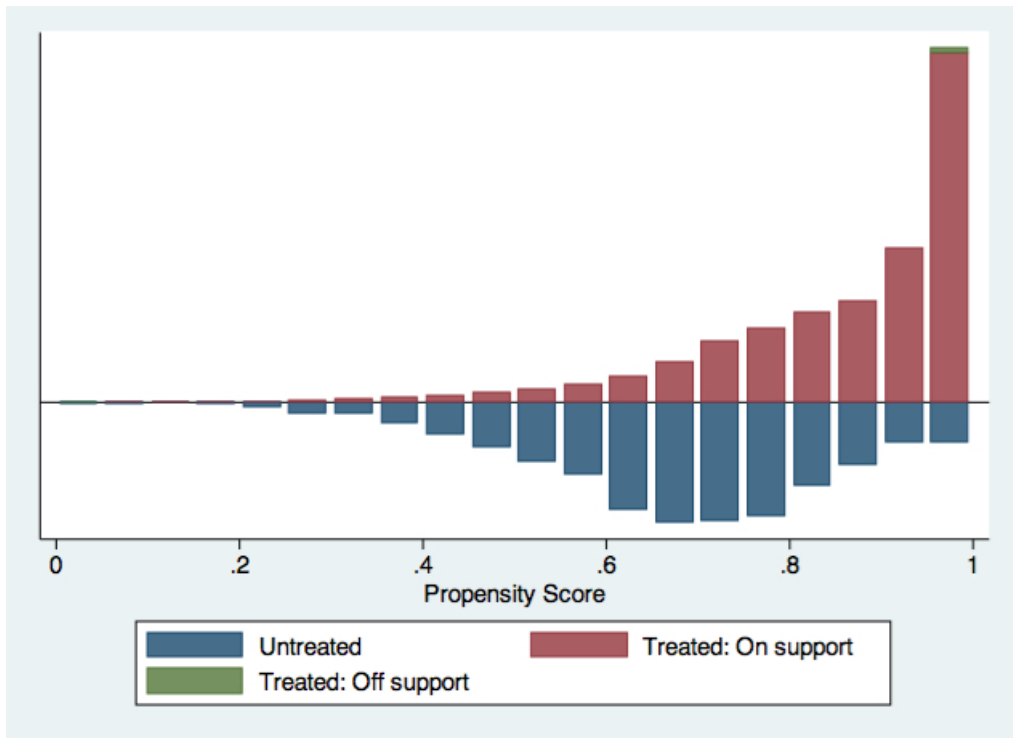
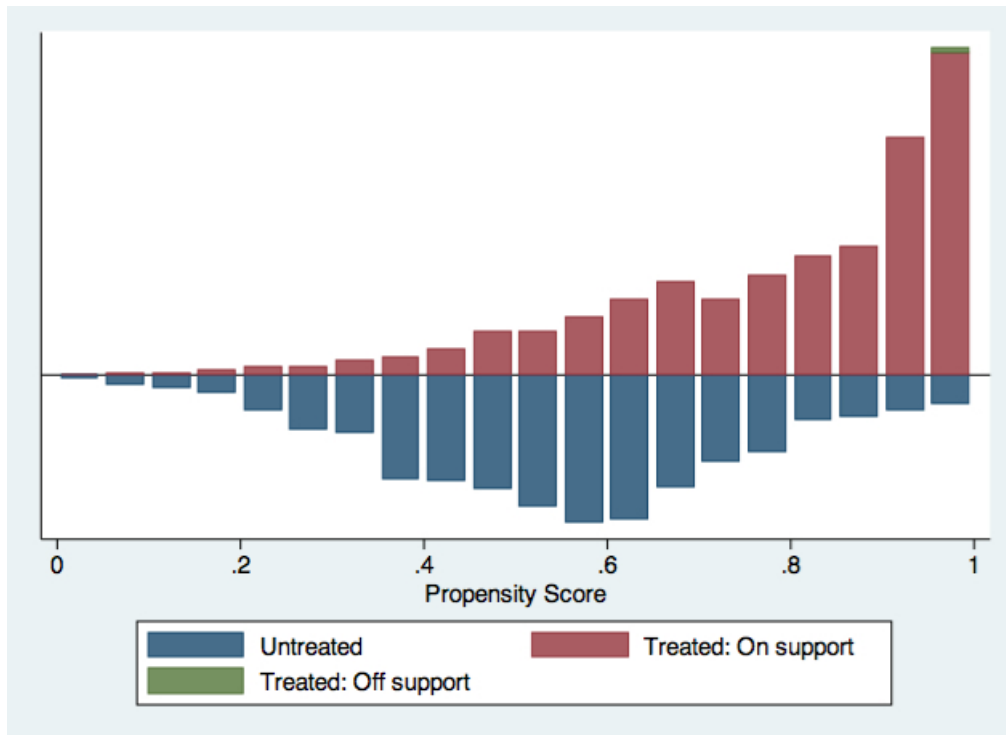


Figura 7: Estabilidad del *matching* en el modelo de horas promedio por integrantes en edad de trabajar del hogar de año 2011



C.3 Análisis postestimación para el modelo de horas promedio por integrantes que están trabajando en el hogar

En el cuadro C.6 se puede apreciar que existe el cumplimiento de un soporte común, el cual es uno de los supuestos más fuertes de esta metodología para el modelo de horas promedio por integrantes que están trabajando el hogar.

Cuadro C.6: Condición de soporte mín-máx

Casen 2009			
	Off Support	On Support	Total
Untreated	0	1,490	1,490
Treated	39	7,305	7,344
Total	39	8,795	8,834

Casen 2011			
	Off Support	On Support	Total
Untreated	0	1,408	1,408
Treated	13	3,800	3,813
Total	13	5,208	5,221

Fuente: Elaboración propia. Datos usados de la Casen 2009 y 2011

Se observa que en las figuras 6 y 7 hay un gran soporte común entre el grupo tratado y los no tratados. Esto entrega una mayor estabilidad en las estimaciones.

Figura 8: Estabilidad del *matching* en el modelo de horas promedio por integrantes que están trabajando en el hogar de año 2009

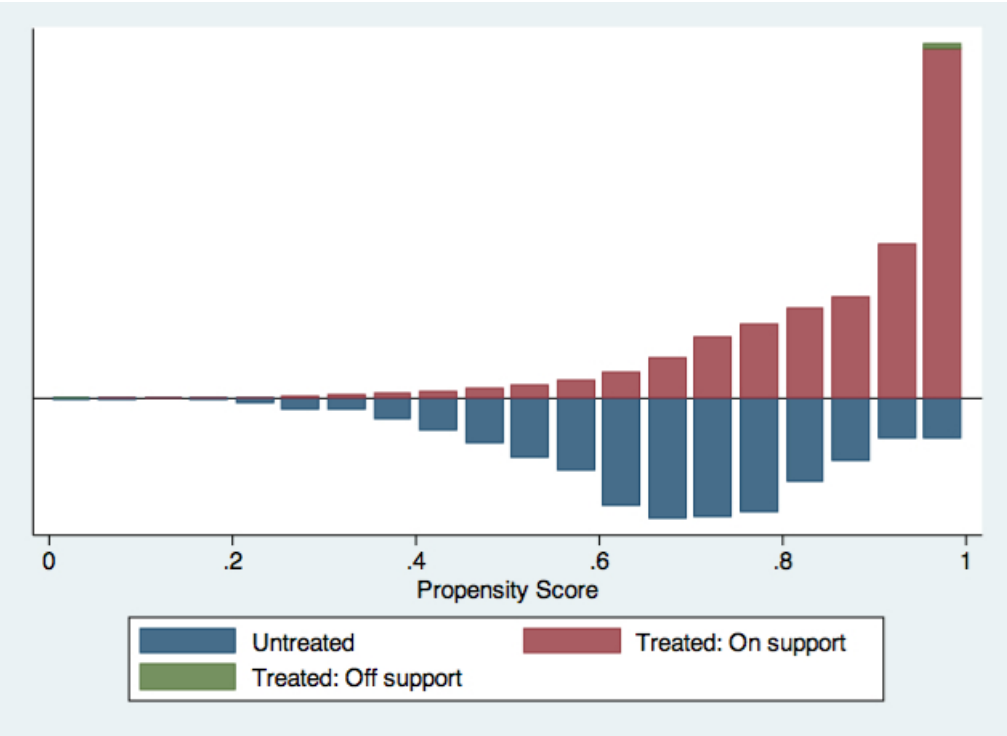


Figura 9: Estabilidad del *matching* en el modelo de horas promedio por integrantes que están trabajando en el hogar de año 2011

