PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA

TESIS DE GRADO
MAGISTER EN ECONOMIA

García, Contardo, Lucas Manuel

Diciembre, 2021

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA

Evaluación de Impacto:
El Subsidio de Discapacidad Mental para menores de 18 años
Evidencia para Chile

Lucas Manuel García Contardo

Comisión

Claudia Martínez, Bernardita Vial

Santiago, Diciembre de 2021

Evaluación de impacto:
El Subsidio de Discapacidad Mental para menores de 18 años

Evidencia para Chile

Resumen

Ésta es la primera evaluación de impacto de mediano plazo del subsidio de discapacidad mental para menores de dieciocho años y una de las primeras investigaciones económicas sobre políticas de discapacidad en Chile, además de ser de las primeras en usar datos administrativos confidenciales. Usando una estrategia de matching en propensity score se encuentra un efecto negativo sobre la oferta laboral de 0.84 horas para el jefe de hogar. Además tanto para el jefe de hogar como su pareja aumenta la probabilidad de estar inactivos en 2.99 y 7.04 puntos porcentuales respectivamente. El subsidio tiene efectos distintos sobre la probabilidad de que el beneficiario asista a establecimientos educacionales, condicionados por la profundidad de la discapacidad. Para los beneficiarios con discapacidad más profunda la probabilidad de asistencia cae en 5.28 puntos porcentuales y para aquellos con menor profundidad el resultado es ligeramente positivo. Sus hermanos en edad preescolar asisten en promedio 8.7 puntos porcentuales menos. Se recomienda tomar cautelosamente estos resultados debido a que los datos disponibles traen limitaciones al análisis. Además, se sugiere revisar la asignación del subsidio para homologar la certificación de discapacidad con la certificación que se usa en el Registro Nacional de la Discapacidad.

Esta investigación utilizó información del Registro de Información Social (RIS). El autor agradece a la Subsecretaria de Evaluación Social la autorización para usar las Bases de datos Innominadas que forman parte del RIS de acuerdo a lo establecido en la Resolución Exenta N°412, de 2019 de la Subsecretaría de Evaluación Social. Todos los resultados del presente estudio son de responsabilidad e interpretación exclusiva del autor de esta investigación y en nada comprometen a dicha Subsecretaría.

Índice

1. Introducción **5**

2. El SDM18 **7**

3. Revisión de Literatura **14**

4. Datos **20**

4.1. Registro de Información Social 21

5. Estrategia de Identificación **25**

5.1. Muestra de análisis 25

5.2. Matching en Propensiy Score 30

6. Resultados **37**

6.1. Estimaciones principales 37

6.1.1. Estimación de variable con autoselección 39

6.2. Heterogeneidades del impacto 42

6.2.1. Heterogeneidades sobre mujeres 42

6.2.2. Heterogeneidades sobre hogares monoparentales 44

6.2.3. Heterogeneidades según sistema de puntajes de RND 46

7. Análisis de Robustez **48**

7.1. Diferentes Propensity Score 49

7.2. Cambio en la Variable de Exclusión, estimaciones de Full Information Maximum Likelihood 50

7.3. Efectos Placebo 50

8. Discusión de los resultados **52**

8.1. Estimadores usados 52

8.2. Discusión sobre ingreso a RSH, la asignación de SDM18 y los efectos encontrados . 53

8.3. Discusión sobre mecanismos del SDM18 54

9. Conclusiones **60**

10.Referencias **62**

11.Anexo **69**

11.1. Estimaciones de Robustez 69

11.2. Indicador de Tratamiento 74

11.3. Proceso de Inscripción en RND 75

11.4. Definición variables a nivel de hogar 77

11.5. Construcción Variables de interés 77

11.6. Discusión sobre uso de Casen 78

11.7. Propuesta de Identificación futura 83

11.7.1. Discontinuidad sobre el puntaje de vulnerabilidad 83

11.8. Balances posteriores al emparejamiento y soporte común 86

1. Introducción

La presente tesis consiste en una evaluación de impacto del Subsidio de Discapacidad Mental para menores de 18 años (desde ahora SDM18) entregado en Chile desde el año 2008 (con la reforma al sistema previsional llevada a cabo el mismo año (Ley, 2008)), subsidio dirigido a familias particularmente vulnerables con un menor de edad en situación de discapacidad mental. Con esta investigación se quiere responder la siguiente pregunta: ¿Cuál es el efecto de mediano plazo que tiene el subsidio sobre variables laborales de los adultos del hogar y sobre variables educacionales del beneficiario y sus hermanos?

Esta investigación es la primera en estimar el impacto de este beneficio, con lo que se aporta evidencia para la literatura que estudia las redes de protección social y transferencias estatales a familias que tienen un miembro en situación de discapacidad mental, con la particularidad de que sería también una de las primeras evaluaciones de un subsidio de este tipo en Chile (Lay-Raby et al., 2021). Además, esta investigación será de las primeras en hacer uso de datos confidenciales del Registro de Información Social (desde ahora RIS), banco de datos administrativo que incorpora información sobre "familias e individuos que actual o potencialmente sean beneficiarios de prestaciones y programas públicos", además de los beneficios obtenidos, los montos recibidos y las causales por las que califican como beneficiarios (Ley, 2004). También, esta tesis levanta evidencia importante sobre el funcionamiento de la asignación de este subsidio, dando cuenta de que existen dos sistemas de certificación de discapacidad no homologables, lo que trae problemas para los beneficiarios y para el diseñador de políticas públicas dirigidas a este grupo de la población.

El SDM18 es un monto mensual fijo que no depende de la cantidad de horas trabajadas de los adultos, por lo que se traduce en un efecto ingreso puro para los adultos del hogar. Debido a las complejidades propias de la asignación del subsidio y a que los datos disponibles recogen esta información de manera imperfecta, el grupo de control se construye usando variables que se aproximan a aquellas con que se asigna el SDM18. Lo anterior implica que los resultados pueden variar si se usan las variables con las que verdaderamente el beneficio, por lo que se sugiere interpretar estos resultados con cautela. Mediante una metodología de matching en propensity score, se deja en evidencia que una vez que los hogares tienen un beneficiario de SDM18, cae la oferta laboral de los adultos del hogar y los beneficiarios asisten menos a establecimientos educacionales, pero

acumulan más años de educación regular. Para entender esta diferencia de signos en el margen extensivo e intensivo, primero hay que considerar que el efecto sobre los años de educación regular se estima solamente sobre quienes asisten a estos establecimientos educacionales, y segundo que quienes asisten a este tipo de establecimientos presentan menos dificultades físicas y en promedio son más autovalentes que quienes no asisten a establecimientos de educación regular. En particular, se encuentra que cuando un menor en situación de discapacidad mental es beneficiario del SDM18, la probabilidad de que el jefe de hogar y su pareja salgan de la fuerza laboral aumenta aproximadamente en 2.99 y 7.04 puntos porcentuales (pp desde ahora) respectivamente. La probabilidad de que los beneficiarios asistan a un establecimiento educacional cae en 3.6 pp y sus años de escolaridad aumentan en 0.502 años. Mientras que para los hermanos de los beneficiarios menores de 6 años, disminuye su probabilidad de asistencia a establecimientos educacionales entre 4.8 y 8.7 pp.

Se considera que esta primera investigación no alcanza a ser concluyente sobre los efectos mediano plazo del SDM18 debido a que pueden haber efectos sobre otras variables no revisadas en esta oportunidad, dado que los datos disponibles no incluían información relevante de salud, estrés financiero ni bienestar autorreportado como para entender con mayor profundidad los alcances de este subsidio. Además aún queda por determinar los efectos de largo plazo del SDM18 considerando su relación con la Pensión Básica Solidaria de Invalidez (desde ahora PBSI), considerando que hay evidencia que documenta que la existencia de beneficios similares a PBSI tienen consecuencias sobre las decisiones de trabajo de los beneficiarios (Deshpande, 2016a). Para las próximas investigaciones se sugiere implementar una estrategia de regresión discontinua, una vez que sean entregadas variables clave por parte del Ministerio de Desarrollo Social y Familia, para poder realizar un análisis con supuestos más fáciles de validar que los usados para el emparejamiento en propensity score.

El resto de esta tesis se ordena de la siguiente manera: la sección 2 describe el SDM18, documenta sus particularidades y sus requisitos; en la sección 3 se lleva a cabo la revisión de literatura relevante para entender el problema y dar cuenta de la evidencia existente para Chile y otros países; la sección 4 describe los datos usados, sus limitaciones y fortalezas para poder realizar la evaluación de impacto; la sección 5 describe la estrategia a usar y revisa aspectos importantes propios del matching en propensity score para darle mayor credibilidad a sus estimaciones; la sección 6 documenta los resultados de las estimaciones principales y las heterogeneidades del impacto; en

la sección 7 se realiza el análisis de robustez, entre los que se incluyen distintas especificaciones del propensity score; en la sección 8 se discuten los resultados obtenidos para cada miembro del hogar de los beneficiarios; y en la sección 9 se concluye esta investigación.

2. El SDM18

El SDM18 se crea el año 2008 en el contexto de una importante reforma previsional en Chile, se trata de un "beneficio no contributivo para personas carentes de recursos, consistente en una prestación en dinero de monto igual para todos los beneficiarios, que se paga mensualmente" (SUSESO, 2021b). Va dirigido a personas menores de 18 años en situación de discapacidad mental definida por la ley chilena de la siguiente manera (SENADIS, 2015):

> "Se considera persona con discapacidad mental a toda aquella que, como consecuencia de una o más limitaciones síquicas, congénitas o adquiridas, previsiblemente de carácter permanente y con independencia de la causa que las hubiera originado, vea obstaculizada, en a lo menos un tercio, su capacidad educativa, laboral o de integración social".
>
> (Ley, 1987, Biblioteca del Congreso Nacional)

La misma ley agrega que la disminución en a lo menos un tercio de la capacidad educativa, laboral o de integración social se traduce en que la capacidad de la persona para poder desenvolverse en dichas materias sea "igual o inferior al setenta porciento de lo esperado para una persona de igual edad y condición social y cultural" (Ley, 1987, Biblioteca del Congreso Nacional). Esta definición se ha considerado desactualizada por documentos oficiales del gobierno central debido a que no iría en la línea de "avanzar hacia el pleno ejercicio de derechos de toda persona, en igualdad de oportunidades" (SENADIS, 2015). Sin embargo no existe una definición de persona en situación de discapacidad mental posterior a la mencionada, además de que sigue siendo una ley vigente. Posteriormente se definió a la persona en situación de discapacidad de manera general de la siguiente manera:

> "Persona con discapacidad es aquella que teniendo una o más deficiencias físicas, mentales, sea por causa psíquica o intelectual, o sensoriales, de carácter temporal o permanente, al interactuar con diversas barreras presentes en el entorno, ve impedida o restringida su participación plena y efectiva en la sociedad, en igualdad de condiciones con las demás."
>
> (Ley, 2010, Biblioteca del Congreso Nacional)

A raíz de esa Ley se promulga el Decreto 47 en agosto del año 2012 que establece un sistema de calificación y certificación de discapacidad para inscribirse en el Registro Nacional de Discapacidad (RND) distinto del que se estipula en la Ley 18600, sin dejarlo obsoleto. Así, existen dos sistemas de certificación de discapacidad que funcionan en simultáneo y que no son homologables, el sistema propio de la Ley 18600 y el que se crea posterior a la Ley 20422, que tiene la finalidad de inscribirse a RND. La certificación de discapacidad mental propia de la Ley 18600 es resultado de una evaluación biomédica con el que se establece un puntaje con el que se revisa posteriormente si se satisface o no el requisito de discapacidad mental del SDM18. La certificación de discapacidad del Decreto 47 del año 2012 es resultado de una evaluación multidisciplinaria, en que no solo se genera un informe biomédico, sino que se incluye un informe social o de redes de apoyo, además de un informe funcional donde se aplica un instrumento que evalúa la capacidad del usuario para desempeñarse en su medio (Decreto, 2012).

La certificación de discapacidad mental de la Ley 18600 se detalla en el Decreto Supremo N°48 del Ministerio del Trabajo y Previsión Social (Decreto, 1993). El Decreto detalla que la certificación de la deficiencia mental se determinará mediante un diagnóstico clínico médico y de un informe psicológico. Esta certificación "se materializa en un documento que debe ser suscrito por el médico que efectuó el diagnóstico clínico (...) y por el psicólogo que evacuó el informe psicológico" (Decreto, 1993). Luego la certificación debe ser presentada para su visación ante la COMPIN correspondiente al domicilio del postulante, la que tiene un plazo de 15 días para pronunciarse. Esta certificación tiene vigencia definitiva, pero se puede solicitar una reevaluación por parte del interesado, sus familiares, la institución que entregue beneficios a la persona en situación de discapacidad mental, o la COMPIN respectiva. El proceso de inscripción a RND se describe en el Anexo.

Los requisitos para obtener el SDM18 se detallan en la Circular 2467 de la Superintendencia de Seguridad Social, publicado el año 2008 (SUSESO, 2008). Éstos son:

- Ser menor de 18 años de edad
- Haber sido declarado con discapacidad mental de acuerdo a lo dispuesto en el artículo 4° de la Ley N° 18600.
- Ser carente de recursos. Se entiende que carece de recursos la persona que no tenga ingresos propios o, de tenerlos, ellos sean inferiores al 50 % de la pensión mínima, establecida en el inciso segundo del artículo 26 de la Ley N° 15386 y siempre que, además, en ambos casos, el promedio de los ingresos de su núcleo familiar, si los hubiere, sea también inferior a dicho porcentaje. Se presumirá que una persona tiene recursos propios cuando su nivel de vida sea manifiestamente superior al que le correspondería con un ingreso inferior al 50 % de la pensión mínima mencionada. Esta pensión asciende a $156.146,15 desde el 1 de diciembre de 2021.
- Tener una residencia continua en el país de, por lo menos, tres años inmediatamente anteriores a la fecha de presentación de la solicitud.
- Además de los requisitos anteriores, el solicitante del subsidio por discapacidad mental, deberá, por aplicación de la Ficha de Protección Social tener un puntaje inferior o igual a 8500 puntos. Este requisito se actualizó con la creación de RSH (Decreto, 2015), estableciéndose que los hogares de los beneficiarios deben pertenecer al 20 % de la Calificación Socioeconómica (desde ahora CSE). Este requisito cambiará a partir del 1 de septiembre de 2022 por las modificaciones realizadas en la Ley 21419 (Ley, 2022), siendo el 60 % de CSE el tramo requerido para la asignación además de otras modificaciones que se detallan más adelante. Para el análisis no se conoce la pertenencia de los hogares en el tramo del 20 %, sino que solamente se conoce la pertenencia al 40 % y a tramos superiores con los datos disponibles en RIS.

Los tramos de vulnerabilidad con que se clasifican y ordenan los hogares en el RSH y que determinan la elegibilidad para distintas prestaciones incluyendo al SDM18, se construyen en base a CSE, índice que se construye con un cálculo de carácter confidencial que pondera los ingresos de los hogares junto con otras variables demográficas e índices de necesidad de cada hogar con el que se

ordenan los hogares de mayor a menor vulnerabilidad, obteniendo en primera instancia 7 tramos: 0 %-40 %, 41 %-50 %, 51 %-60 %, 61 %-70 %, 71 %-80 %, 81 %-90 %, 91 %-100 % (RSH, 2021a). Para la construcción de CSE se define una unidad de análisis sobre la que se calculan distintos factores, esta unidad de análisis corresponde a personas que comparten un presupuesto de alimentación común. Los factores que se calculan sobre esta unidad de análisis y que influyen sobre el cálculo de CSE son (i) el ingreso equivalente corregido, que corresponde al ingreso equivalente[1] dividido por el índice de necesidades[2], (ii) el movimiento de tramos, que corresponde a la aplicación de condiciones al tramo de CSE en el que está la unidad de análisis, con el objetivo de reflejar la situación de mediano plazo y evitar saltos abruptos que no reflejan cambios estructurales en la situación socioeconómica, (iii) la evaluación de medios, que corresponde a la evaluación de bienes y servicios a los que accede o posee una unidad de análisis y que permite inferir su nivel socioeconómico[3], y (iv) los umbrales CASEN, que corresponde al valor de los umbrales que determinan la amplitud de cada tramo de CSE, se determinan con la información proveniente de la última versión disponible de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional.

Dentro del primer tramo es imposible identificar subgrupos de mayor vulnerabilidad usando la variable ingresos. Esta imposibilidad se debe a que la variable ingresos no sería suficiente para poder diferenciar niveles de vulnerabilidad entre los distintos hogares, posiblemente porque no describe de manera exhaustiva la situación de los hogares y/o porque no hay suficiente diferenciación de ingresos entre los hogares (MDS, 2015). Los tramos dentro de este grupo de vulnerabilidad se construyen en base a un modelo de probabilidad de tipo Logit que toma como variable dependiente la pertenencia o ausencia del hogar al grupo del 40 % más vulnerable, y toma como variables independientes características propias del hogar que están correlacionadas con el nivel de ingreso[4],

[1]Sumatoria de los ingresos del trabajo, del capital y de pensiones contenidos en RSH de cada uno de los integrantes de la unidad de análisis.

[2]Sumatoria de los integrantes de la unidad de análisis ajustada considerando las economías de escala que se presenten al interior de la unidad de análisis y las diferencias de gastos asociadas a factores individuales de edad, discapacidad y dependencia de los integrantes de la unidad de análisis.

[3]Para esto se considera la información más actualizada de la Superintendencia de Salud, del Servicio de Impuestos Internos, del Servicio de Registro Civil e Identificación y del Ministerio de Educación, entre otros.

[4]Las variables usadas son: El número de personas en el hogar; los años de escolaridad de la mujer principal del hogar; la proporción de personas en el hogar que no cotizan en AFP el último año respecto del total de integrantes del hogar; si el hogar es rural o no; si el jefe del hogar es mujer u hombre, la proporción de personas en el hogar afiliadas a ISAPRE el último año respecto del total de integrantes del hogar; la proporción de personas en el hogar

obtenidas de la última versión disponible de la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (desde ahora Casen). Una vez estimado el modelo, se usan los coeficientes obtenidos para predecir la probabilidad con la que los hogares del 40 % más vulnerable pertenezcan a dicho grupo y se ordenan de mayor a menor probabilidad. Con los hogares ordenados se determinan los tramos dentro del 40 % de mayor vulnerabilidad. Esta metodología no sería exclusiva de la asignación del SDM18 sino que aplicaría para cualquier beneficio o prestación dirigida a un subgrupo dentro del 40 % más vulnerable. Cabe agregar que dentro de los subsidios que se entregan en Chile, típicamente el corte en el puntaje de CSE que permite la asignación es el 60 % o 40 % de vulnerabilidad, como para el caso del Subsidio Maternal y el Subsidio Empleo Joven respectivamente. Se revisó[5] el corte en CSE usado por distintos programas sociales y subsidios entregados en Chile y solamente en uno[6] además del SDM18 se encontró explícitamente que el corte era en un percentil dentro del 40 % más vulnerable.

Para obtener el beneficio, las personas que tengan a su cargo un(a) menor de 18 años deben acercarse a la municipalidad de la comuna en que viven y presentar la solicitud, que recibirá respuesta por parte de la misma municipalidad. Una vez que se acredite el requisito de discapacidad, de CSE, residencia, edad, de ausencia de previsión u otro subsidio y de pensión mínima, se aceptan las postulaciones y se envía la información del postulante al Instituto de Previsión Social (IPS desde ahora), organismo a cargo de aprobar las postulaciones y avisar a las municipalidades sobre las postulaciones aceptadas. Además, el IPS tiene la responsabilidad de otorgar el subsidio a quienes obtengan la aprobación de su solicitud.

---

afiliadas al Tramo D de Fonasa el último año respecto del total de integrantes del hogar; si el hogar es monoparental o no; la proporción de personas en el hogar en situación de dependencia moderada o severa/postrada, o personas en situación de discapacidad en el Registro Nacional de Discapacidad (RND desde ahora), respecto del total de integrantes del hogar; y la proporción de personas en el hogar dependientes (menores de 18 años, adultos mayores, embarazadas y mujeres en período de lactancia, y cuidadores de personas con dependencia funcional) respecto del total de integrantes del hogar (MDS, 2015).

[5]Se revisaron los requisitos para el Bono al Trabajo de la Mujer, el Subsidio Único Familiar, Subsidio de Arriendo, el Programa de Mejoramiento a la Vivienda, el Fondo Solidario de Elección de Vivienda, el Subsidio de Calefacción, la Subvención Escolar Preferencial y el programa Chile Seguridades y Oportunidades (SubsidiosChile, 2021)

[6]El Bono Escolar corta su asignación en el 30 %. Se informó además de parte de MDSF que la Subvención Escolar Preferencial y el programa Chile Seguridades y Oportunidades también usan tramos dentro del 40 % más vulnerable según CSE, pero no se encontró esa información al buscar en los sitios web de cada programa.

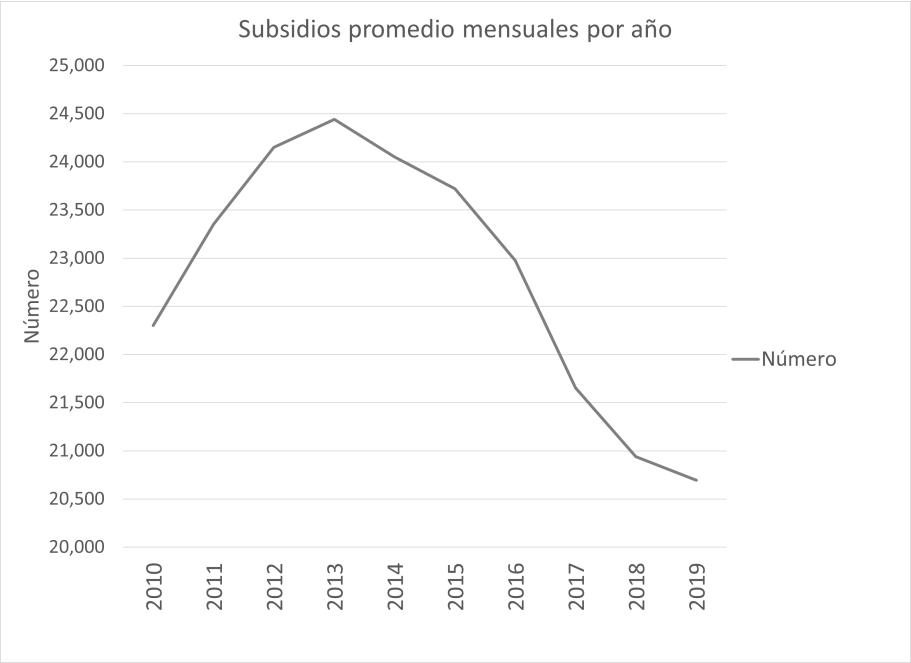
Desde el 1 de enero de 2022 el monto que se entrega mensualmente por ser beneficiario del SDM18 es de $77.701 pesos chilenos y se reajusta automáticamente el 1 de enero de cada año en el 100 % de la variación del Índice de Precios del Consumidor de los últimos 12 meses, por lo que en términos reales el SDM18 aporta un monto constante en el tiempo. Además, las personas beneficiarias del SDM18 tienen derecho a asistencia médica gratuita en establecimientos públicos (ChileAtiende, 2021b). El pago lo efectúa el IPS a través de la Caja de Compensación Los Héroes y el Banco Estado (CreceContigo, 2019). Desde el 1 de septiembre de 2022 cambiarán los requisitos para acceder al SDM18 y el monto a pagar mensualmente (Ley, 2022), el monto será de $92.500 y se ampliará la población objetivo a quienes tengan discapacidad física o sensorial severa, siempre que pertenezcan al 60 % más vulnerable según CSE.

La Figura 1 muestra la evolución del promedio mensual de beneficiarios cada año, desde el 2010 hasta el 2019 según los datos disponibles de la Superintendencia de Seguridad Social (SUSESO[7]). Entre estos años, la cantidad de beneficiarios osciló entre los 20.500 y los 24.500 beneficiarios mensuales, con una cantidad de beneficiarios que fue en alza hasta el año 2013, para luego caer[8].

[7]Los datos de SUSESO incluían además el monto mensual promedio entregado cada año por motivos del SDM18. Se hizo el ejercicio de tratar de replicar ese monto usando el monto mensual que se entrega por SDM18 sin llegar al mismo monto que reporta SUSESO.

[8]Se desconocen las razones de la caída del número de beneficiarios. En esta investigación no se han encontrado cambios en la reglamentación del SDM18 que podrían haber gatillado dicha reversión de la tendencia.

Figura 1: SDM18 promedio mensuales por año, número de beneficiarios



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la Superintendencia de Seguridad Social (SUSESO, 2021b)

Las razones por las que se pierde el beneficio son: cumplir los 18 años, fallecimiento del beneficiario, dejar de cumplir los requisitos exigidos para su otorgamiento, por no cobrar el beneficio durante un período de 6 meses continuos o por no proporcionar los antecedentes en relación con el beneficio (SUSESO, 2021a). Sobre lo anterior, cabe agregar que la actualización de CSE se realiza de manera automática el primer día hábil de cada mes, de acuerdo a la información de las bases de datos administrativas más actualizadas y las modificaciones solicitadas por los usuarios. Dado esto, eventualmente pueden haber hogares que de un mes a otro dejen de recibir el beneficio por salir del grupo del 20 % más vulnerable según CSE (RSH, 2021a).

El SDM18 tiene la particularidad también de que una vez que el beneficiario cumple los 17 años puede postular a la Pensión Básica Solidaria de Invalidez (PBSI desde ahora), de manera que al momento de cumplir los 18 años el beneficiario ya pueda recibir esta pensión (SUSESO, 2011). Esta pensión consiste en un beneficio monetario dirigido a personas entre 18 y 65 años que son declaradas con invalidez y que no tienen derecho a pensión en algún régimen previsional, deben pertenecer al 60 % más vulnerable del RSH y debe acreditar cinco años continuos o discontinuos de residencia en Chile en los últimos seis años previos a la fecha de solicitar el beneficio (ChileAtiende,

2021a). Para el primer semestre de 2022 este monto era de $185.000 pesos. Como se ha evidenciado en otros estudios, este nexo entre SDM18 y PBSI puede traer consecuencias sobre el nivel de ingresos de los beneficiarios que cumplan los requisitos para recibir la PBSI (Deshpande, 2016a), en particular para quienes no continúan como beneficiarios de la PBSI una vez que dejann de recibir el SDM18. Existen diferencias entre el beneficio estudiado en dicho artículo en relación al SDM18 y PBSI que podrían tener resultados distintos en las variables estudiadas, como por ejemplo el hecho de que el monto del beneficio estudiado en el artículo varía según el nivel de ingresos, lo que no ocurre con SDM18 y PBSI. Con los datos que se tienen disponibles no se encontró la tasa de beneficiarios que accede posteriormente a PBSI.

3. Revisión de Literatura

En esta sección se revisa la literatura relevante sobre políticas similares a este tipo de subsidios, la evidencia que se ha levantado sobre cómo impacta a distintas variables de interés y las estrategias utilizadas para identificar los efectos causales. La literatura pertinente involucra la intersección de dos conjuntos de literatura; aquella que estudia los efectos de políticas focalizadas en personas en situación de discapacidad sobre su desempeño en el mercado laboral y aquella que estudia los efectos de políticas focalizadas a menores de edad, en que se revisan variables de salud, educacionales y también los efectos de largo plazo sobre variables laborales.

La discusión que ha motivado en gran parte los estudios sobre transferencias a personas en situación de discapacidad y sus efectos, postula por un lado que los efectos ingreso y sustitución asociados a este tipo de transferencias desincentiva el empleo en este segmento de la población, mientras que por otro lado se argumenta que por su situación de discapacidad, estos individuos no serán capaces de desempeñarse de buena manera en el mercado laboral, por lo que la transferencia se traduce en una ayuda dada su situación. Bound (1989) revisa como influyen ambas fuerzas para los postulantes del *Social Security Disability Benefits* tomando datos de encuestas de 1972 y 1978 en EE.UU. Usa como grupo de control aquellos que no califican al postular debido a que fallan el test médico. Propone como cota superior del desempeño laboral de los aceptados al programa el desempeño de los rechazados, encontrando que solamente 33,7 % de los rechazados logra reinsertar-

se al mercado laboral de manera exitosa, lo que descartaría este tipo de transferencias como razón principal de desincentivo al trabajo. Posteriormente se replicó este trabajo con datos actualizados y se encuentra robustez en el análisis (Von Wachter et al., 2011).

Adentrándose en la discusión mencionada, se ha documentado que el seguro de discapacidad en Estados Unidos, el mismo beneficio estudiado por Bound (1989), durante la década de los 90 generó una disminución de 6 a 12 puntos porcentuales de la tasa de participación de la fuerza laboral de los beneficiarios (Chen, 2008). El análisis usa una estrategia de RDD que se aprovecha de la discontinuidad de la edad para recibir el beneficio y la razón del fuerte desincentivo al trabajo sería la alta tasa implícita de impuesto a la renta. Así también, French y Song (2014) , mediante el uso de variables instrumentales documentan para Estados Unidos que recibir los beneficios reduce la participación laboral en 26 puntos porcentuales tres años después de ser calificados con discapacidad, aunque la magnitud es menor para la gente que padece trastornos mentales. La diferencia con el trabajo de Chen y van der Klaauw (2008) vendría dada porque identifican el efecto sobre momentos distintos del proceso de asignación del seguro y así están estimando efectos para subgrupos diferentes del mismo programa, teniendo una muestra más grande en French y Song (2014) que en Chen y van der Klaauw (2008).

Se han estudiado también políticas que buscan incentivar el ingreso de la población en situación de discapacidad al mercado laboral. Baert (2016) realizó un experimento de gran escala que consiste en enviar pares de postulaciones ficticias a puestos de trabajo que son exactamente iguales salvo que una de las dos incluye la discapacidad. Con esto se revisó la efectividad de subsidios al salario de personas en situación de discapacidad en Bélgica, encontrando que aún con el subsidio, la probabilidad de que reciban una respuesta positiva del empleador para obtener un puesto de trabajo no varía significativamente respecto de quienes no reciben el subsidio. Hay evidencia de estudios en Noruega de que este tipo de subsidios al salario tendría impactos positivos sobre la tasa de incoporación al mercado laboral, cuando se implementan en simultáneo con programas de capacitación (von Simson et al., 2020). Mediante el uso de un modelo no paramétrico de tasa de riesgo proporcional (en inglés, un “mixed proportional hazard rate model”) se encontraron efectos de una magnitud de 0,5 % a 4 %.

En Chile no existe una gran cantidad de estudios sobre el impacto de políticas de discapacidad sobre oportunidades de empleo, educación e ingresos (Lay-Raby et al., 2021). Sin embargo existen estudios sobre intervenciones en edad temprana, como es el caso de Bharadwaj et al (2013), en que con una estrategia de regresión discontinua encuentran que las personas nacidas con menos de 1500 gramos de peso reciben atención médica extra y esto tendría un impacto del orden de 0,15 a 0,22 desviaciones estándar en sus calificaciones escolares futuras. En la misma línea, Currie & Almond (2011) argumentan que mejores características observables a una temprana edad, como sus notas escolares entre los 6 y 8 años junto con variables ambientales y familiares, son tan relevantes como la cantidad de años que asiste el infante al colegio. Se ha documentado también haciendo uso de un modelo estructural con datos de Chile, que la manera más efectiva para cerrar brechas de ingresos entre niños, es subsidiando bienes que son específicos para el desarrollo de sus habilidades[9] más que realizar transferencias monetarias a mujeres. El subsidio de bienes incrementaría en 0,4 % de la desviación estándar de las habilidades de los niños beneficiarios (Azuero, 2020). Se evaluó también el programa Chile Solidario, uno de los beneficios sociales más grandes realizados en Chile, que buscaba ayudar en la toma de decisiones diarias a las familias más pobres proveyendo información sobre los beneficios sociales a los que pueden postular. Usando variables instrumentales sobre la discontinuidad en la asignación no se encontraron efectos sobre variables laborales ni del hogar (Carneiro et al., 2015). El único estudio econométrico para Chile sobre discapacidad que se encontró en esta revisión de literatura, revisa la importancia de distintas características osbervables de adultos en situación de discapacidad sobre la probabilidad de que hayan trabajado alguna vez. El modelo Logit multinomial usado muestra que las variables educacionales son las que tienen mayor poder predictivo sobre la probabilidad de que el adulto en situación de discapacidad haya trabajado alguna vez (Lay-Raby et al., 2021). Por lo tanto, si el SDM18 tiene efectos positivos sobre las variables educacionales de los beneficiarios, a largo plazo debiera esperarse una mayor probabilidad de que trabajen.

Considerando ahora la literatura que estudia los hogares con algún menor en situación de discapacidad, cabe decir en primer lugar que la presencia de un menor en situación de discapacidad en el hogar trae consigo mayores presiones financieras y de tiempo de cuidado del menor, fuerzas que empujan en direcciones opuestas al momento que los adultos determinan su oferta laboral,

[9]Estos bienes serían libros, rompecabezas, juguetes y música.

dados los salarios a los que pueden aspirar (Stabile and Allin, 2012). El mismo artículo realiza una revisión sobre una serie de trabajos anteriores, documentando principalmente que las madres en hogares monoparentales con niños en situación de discapacidad no ven afectada su oferta laboral en comparación con aquellas madres en hogares biparentales con niños en esta situación. Las magnitudes del impacto sobre la oferta laboral dependerían de la severidad de la situación de discapacidad, los gastos médicos en que debe incurrir la familia y del tiempo de cuidado que requiere el niño. Así, la evidencia arroja diferentes magnitudes según las definiciones de discapacidad usadas y varían según el contexto y datos usados. Sin embargo, hay evidencia que muestra que en sociedades marcadas por una fuerte ideología de igualdad de género y de altas tasas de empleo femenino, no cambia la probabilidad de tener empleos para hombres y mujeres en ausencia o presencia de un niño que requiera cuidados intensivos (Brekke and Nadim, 2017), es decir no hay efectos de la presencia de un niño que requiere cuidados intensivos sobre la probabilidad de tener empleos para hombres y mujeres. Este estudio fue realizado en Noruega mediante una estrategia de diferencias en diferencias.

Estudios cualitativos documentan en base a encuestas que en Canadá, las madres de niños en situación de discapacidad declaran que su capacidad de trabajo se ve afectada debido al cansancio y preocupación propias de tener un hijo en esa situación. También que tenían que dejar el trabajo antes para ir a buscar a sus hijos a las guarderías, además de que declaran que sus oportunidades de progresar en su carrera profesional se ven impactadas negativamente por tener que cuidar al menor (Genereaux et al., 2016). Se ha documentado en Estados Unidos, en base a los datos de la Encuesta Nacional de Niños con Necesidades Especiales de Atención de Salud, que un tercio de las familias cuyos menores requieren cuidados especiales de atención de salud encuentran dificultades, retrasos o frustraciones al momento de obtener servicios relacionados con salud, problema que se profundiza en niños de familias que pertenecen a minorías sociales (Rosen-Reynoso et al., 2016). Análisis cuantitativos basados en regresiones por Mínimos Cuadrados Ordinarios han documentado que las madres de menores en situación de discapacidad que trabajan tienen mejor salud mental que aquellas que no lo hacen. Sin embargo estos efectos no se encuentran en aquellas madres de niños de más de 6 años que trabajan 50 horas o más a la semana (Morris, 2014). Con los mismos métodos se ha documentado que los padres de los niños en situación de discapacidad intelectual reportan peor satisfacción de vida y salud en general, aunque las diferencias respecto

a aquellos que sus hijos no tienen la situación de discapacidad son pequeñas, de una magnitud de 0,17 desviaciones estándar (Langley et al., 2020).

Dentro de las políticas estudiadas para aliviar las presiones que tienen los hogares con un menor en situación de discapacidad, se ha estudiado el *Supplemental Security Income* (SSI desde ahora). Este es uno de los programas sociales más amplios de Estados Unidos en términos del monto total de transferencias que se realizan, creado el año 1972 y que vino a reemplazar una serie de programas estatales creados entre 1935 y 1950 (Burkhauser et al., 2000). El SSI incluye beneficiarios menores de edad y en la adultez temprana, con requisitos distintos (Deshpande, 2016a). Está diseñado para ayudar a adultos mayores, personas ciegas o en situación de discapacidad (mayores y/o menores de edad) que tienen pocos ingresos o ninguno, proveyendo un monto para cubrir necesidades básicas de comida, ropa y refugio (SSI, 2021). Levere (2017) documenta mediante una estrategia de diferencias en diferencias, que para aquellas personas en situación de discapacidad mental, cada año de exposición a requisitos más permisivos del SSI durante la infancia incrementa los años en que se percibe el beneficio en 0,3 y ganan hasta US$1.600 menos al llegar a los 30 años. Sin embargo lo anterior no es necesariamente contraproducente, debido a que las personas en situación de discapacidad tienen una posición de desventaja para desenvolverse en el mercado laboral debido a la discapacidad, de manera que seguir recibiendo el beneficio las ayuda a desenvolverse con mayor independencia como adultos.

Según sean las preferencias y comportamiento del hogar, el ingreso proveniente del SSI podría incrementar los ingresos del hogar y/o el tiempo de los padres destinado a los niños, o ninguno. Lo anterior debido a que el SSI tiene una tasa de impuestos implícita que desincentiva el trabajo, por lo que el desincentivo al trabajo no proviene solo del efecto ingreso asociado, sino que también por el cambio en el precio relativo en la relación ocio-ingreso haciendo más costosa cada hora de trabajo adicional, hora que de no ser usada en trabajo puede ser usada en darle más atención al menor o en alguna otra actividad de preferencia del padre/madre del menor. Estimaciones de RD y de diferencias en diferencias han encontrado que por cada US$1.000 que una familia deja de percibir por pagos SSI al niño con discapacidad, hay un incremento de US$700 a US$1.400 en el ingreso de los padres, lo que se traduce en que los padres logran recuperar en promedio el total del monto que

se les entregaba por el SSI aumentando sus horas de trabajo[10], además la volatidad de sus ingresos disminuye una vez que el niño ya no es beneficiario de SSI (Deshpande, 2016b). Explotando la discontinuidad generada por un cambio de política en Estados Unidos, se ha levantado evidencia que muestra que aquellos beneficiarios que cumplen 18 años y no siguen recibiendo beneficios del SSI recuperan un tercio de los ingresos perdidos del SSI vía ingresos laborales, además de que la volatidad de ingresos de los padres aumenta (Deshpande, 2016a). La diferencia entre Deshpande (2016b) y Deshpande (2016a) sobre la volatilidad de ingresos de los padres tiene tres potenciales explicaciones, entre las que destaca que ha cambiado la composición de los menores de edad en SSI, la de sus padres y su respuesta laboral subyacente entre la década de ambos tratamientos. Se agrega que los beneficiarios que son retirados del sistema de SSI al cumplir 18 años y permanecen fuera, tienen en promedio ingresos anuales de US$4.400 y pierden US$76.000 en valor presente de su ingreso observado relativo a quienes no fueron removidos. En otras palabras, quienes son retirados del sistema tienen menores niveles de ingresos laborales (Deshpande, 2016a).

La misma discontinuidad ha permitido identificar que sacar del programa a un niño antes de cumplir 12 años tiene un efecto neto en sus ingresos de la adultez que no es distinguible de cero, mientras que los hermanos menores de aquellos retirados al cumplir 18 años experimentan una caída en sus ingresos en la adultez de aproximadamente US$5.000 anuales (Deshpande, 2020). Los autores arugmentan que los ingresos del SSI tienen un efecto positivo en el desarrollo de capital humano de los niños del hogar. Además, la misma autora ha documentado que recibir la calificación de discapacidad se traduce de manera sustancial en una menor probabilidad de sufrir eventos financieros adversos. Usa una estimación de "event study" para revisar el impacto que tiene recibir el SSI sobre las tasas de bancarrota, juicios hipotecarios, desalojos y ventas de viviendas. A partir de esto encuentra que a los tres años de que el hogar reciba el beneficio la probabilidad de bancarrota cae en 0,81 puntos porcentuales, la probabilidad de juicios hipotecarios cae en 1,7 puntos porcentuales y la probabilidad de desalojo cae en 2,5 puntos porcentuales (Deshpande et al., 2021).

Considerando la literatura previa, las familias con un miembro en situación de discapacidad sufren presiones financieras y de tiempo de cuidado que le deben destinar al menor que afectan tanto su oferta laboral como su satisfacción personal y posibilidades de desarrollarse profesionalmente

[10]El impacto en el margen intensivo es considerablemente mayor que en el margen extensivo según el artículo.

((Stabile and Allin, 2012); (Morris, 2014); (Langley et al., 2020)). Hay espacio para que políticas dirigidas a estos hogares puedan aportar vía efecto ingreso a relajar sus restricciones financieras y así dediquen más tiempo al cuidado de los menores, según la profundidad de la situación de discapacidad lo amerite (Stabile and Allin, 2012). Subsidios similares al SDM18, como es el SSI en Estados Unidos, tienen impacto de largo plazo no sólo sobre el mismo beneficiario sino que también sobre otros miembros de su hogar, como su padre, madre y hermanos. Se evidenciaron cambios sustantivos en ingresos laborales para los distintos miembros del hogar al largo plazo ((Levere, 2017); (Deshpande, 2016a); (Deshpande, 2020)), así como mejoras sustanciales en niveles de estrés financiero una vez que reciben los beneficios (Deshpande et al., 2021). No hay un patrón generalizado en los ingresos de los padres en términos de volatilidad una vez que tienen hijos beneficiarios de SSI, sino que estudios similares con muestras distintas han entregado resultados con direcciones opuestas. Contrastando Deshpande (2016b) con Deshpande (2016a) se encuentra que el impacto que tiene perder el beneficio de SSI sobre las decisiones laborales depende de la edad del beneficiario: mientras que perder el beneficio a los 12 años se traduce en un aumento de la oferta de trabajo, perder el beneficio a los 18 no tendría impactos en la oferta laboral de los padres. Hay que considerar que los estudios citados sobre políticas dirigidas a menores de edad en situación de discapacidad estiman impactos de largo plazo y que no se han encontrado impactos de corto o mediano plazo sobre variables laborales ni educacionales para los hogares beneficiarios de este tipo de subsidios (al menos no en esta revisión de literatura).

4. Datos

En esta sección se describen los datos a usar para poder identificar posteriormente el impacto del SDM18 sobre las variables de interés. Se usará la base RIS, panel de datos administrativos que incorporan información del RSH, del RND y del IPS entre otras bases administrativas. Esta base anteriormente no era accesible por incorporar información confidencial de las personas, así mediante un convenio[11] con MDSF se permitió el acceso resguardando la identidad de quienes

[11]El convenio proviene de un proyecto que el MDSF, en conjunto con académicos del Instituto de Economía de la Pontificia Universidad Católica y del departamento de Economía de la Universidad Alberto Hurtado, tiene como objetivo comprender la relación entre discapacidad y los resultados laborales en el marco de la promulgación y aplicación de una nueva política de promoción de la contratación de personas en situación de discapacidad, así

se encuentran en la base. En el anexo 11.6 se comenta además sobre las posibilidades de usar la base de datos proveniente de la encuesta Casen que se realiza de manera bi o trianual en Chile, argumentando que para efectos de esta investigación los datos de Casen no permiten responder la pregunta de investigación.

4.1. Registro de Información Social

El banco de datos RIS se crea el año 2004 con la promulgación de la Ley N°19.949 con el fin de "proveer de la información necesaria para la asignación y racionalización de las prestaciones sociales que otorga el Estado; el estudio y diseño de políticas, (...) y de los análisis estadísticos que la administración de las prestaciones sociales requieran" (Ley, 2004). Tiene información sobre los beneficiarios de distintos programas sociales e incorpora la información de RSH, IPS y RND entre otras bases de datos, que se pueden juntar por un indicador único de cada persona y de cada período. Para efectos de este estudio se usa todo el período disponible en RSH, que contiene información administrativa que va desde el año 2016 hasta el 2019, en particular para los meses de junio y diciembre de cada año. Así, se tienen ocho períodos de datos disponibles en RSH, los meses de junio y diciembre del 2016 al 2019.

Del RSH se obtiene la información sobre las características de los miembros de los hogares de los beneficiarios y de las variables de interés usadas. De las bases del IPS se obtienen los meses en que las personas fueron beneficiarias del SDM18 y para efectos del análisis empírico se consideran como beneficiarios aquellos que hayan recibido el SDM18 en los meses correspondientes a los de RSH o los dos meses inmediatamente anteriores, esto porque al corto plazo un hogar que recibe el SDM18 por última vez en uno de los dos meses anteriores a junio o diciembre, puede suavizar su consumo y comportarse de manera distinta a una que no lo ha recibido, además porque para el año 2019 la información de IPS llegaba hasta el mes de octubre y no diciembre como en RSH. Del RND se obtienen los puntajes de discapacidad global y mental, además de las causas principales y secundarias de la certificación de la discapacidad. Con estos puntajes se aproxima la certificación de discapacidad mental de la Ley 18600 con el que se asigna el SDM18 y que no está disponible

como estudiar cómo las discapacidades pueden alterar las trayectorias educativas y laborales de las personas en Chile.

en las bases de datos RIS.

La Tabla 1 muestra la cantidad de beneficiarios del segundo semestre[12] de cada año según RIS y la cantidad promedio mensual según los datos de SUSESO, para tener una referencia con otra base de datos administrativos. Se nota que hay diferencias en la cantidad de beneficiarios, las que se explican porque en SUSESO se considera el total de beneficiarios que hubo ese año independiente de cuántos meses recibió el SDM18, mientras que en RIS se consideran solamente de tres meses del año (octubre, noviembre y diciembre; solo octubre para el 2019).

TABLA 1: Número de Beneficiarios Según Base de Datos

Año	SUSESO	RIS
2016	22,975	18,499
2017	21,655	18,209
2018	20,940	18,389
2019	20,693	18,150

Nota: Los Datos SUSESO son de la Superintendencia de Seguridad Social. La columna RIS muestra la cantidad de beneficiarios de octubre, noviembre y diciembre de cada año. Para el 2019 se muestran solamente los de octubre.

En la Figura 2 se grafica la distribución de la edad de los beneficiarios para el segundo semestre de 2019, donde se puede observar que la cantidad de beneficiarios aumenta con la edad y que no hay beneficiarios fuera del rango de edad de requisito para recibir el beneficio. La Tabla 2 describe los hogares de los beneficiarios para el segundo semestre de 2019, en la que se observa un total de 18150 beneficiarios distribuidos en 17339 hogares. De estos hogares un 64.5 % son monoparentales[13]. Además se presenta la cantidad de beneficiarias, la cantidad de hermanos[14] promedio, y algunas características de las personas del hogar, tales como la escolaridad del jefe del hogar, sus edades y su sexo. De la Tabla 2 se nota que un 39.7 % de los beneficiarios son mujeres y que tienen una edad promedio de 12,09 años. Un 5,56 % de los hogares tiene más de un beneficiario y el promedio de beneficiarios por hogar es de 1,062.

[12]Aquellos del mes de octubre, noviembre y diciembre

[13]Se define la monoparentalidad como la ausencia de la pareja del jefe de hogar en el hogar del beneficiario.

[14]Se define como hermano de un beneficiario aquel individuo que sea hijo del jefe de hogar, de su pareja o de ambos, que tenga menos de 18 años y que no reciba el SDM18 en ningún período.

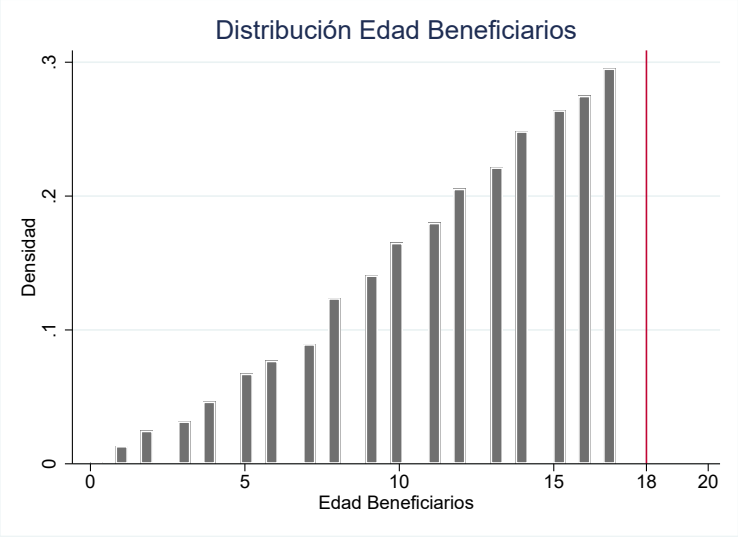


Figura 2: Distribución edad Beneficiarios

La certificación de discapacidad mental que se usa para la asignación del SDM18 no se encuentra disponible en las bases de datos de RIS y tampoco es homologable ni con el sistema antiguo ni con el nuevo de discapacidad de RND[15]. Lo anterior se puede traducir en un problema para los postulantes al beneficio por enfrentar dos sistemas distintos de certificación de discapacidad funcionando en simultáneo, lo que puede causar confusión al momento de postular al beneficio. También es un problema para quienes tengan que tomar decisiones de políticas por no tener en RND a todos quienes reciben el SDM18[16], porque no conocen la profundidad ni las características de la discapacidad de los beneficiarios. Además puede traducirse en un problema para quienes reciben el SDM18 y quieren estar en RND, por tener que hacer una doble tramitación de certificación de discapacidad. Cabe agregar que a comienzos del año 2014 el sistema de puntajes de discapacidad de RND cambia, pasando de tener un puntaje de discapacidad mental, físico y sensorial, a tener un puntaje de discapacidad global que va de 0 % a 100 %, que se divide en tramos estableciendo distintos grados de discapacidad[17]. Además el formato nuevo de discapacidad de RND incluye la causa principal y secundaria de la certificación. Al revisar la distribución de los beneficiarios entre quienes no están en RND, quienes ingresaron al formato antiguo de RND y quienes ingresaron al

[15]Esta información no se pudo extraer directamente los documentos relacionados a la asignación del SDM18, sino que se obtuvo de reuniones con funcionarios de COMPIN

[16]Dado que la certificación de discapacidad mental para postular el SDM18 no es la misma con la que se inscribe a RND, los postulantes no tienen la necesidad de inscribirse en el Registro.

[17]Los tramos de discapacidad son: Discapacidad leve, de 5 % a 24 %; discapacidad moderada, de 25 % a 50 %; discapacidad severa, de 50 % a 95 % y discapacidad profunda, de 95 % a 100 %.

formato nuevo, se tiene que un 32.67 % de los beneficiarios no se encuentra en RND, un 31.96 % ingresó con el sistema antiguo y un 35.37 % ingresó con el sistema nuevo. La Tabla 3 muestra el promedio del puntaje mental y global de discapacidad, además de la distribución de los beneficiarios según el grado de discapacidad global. Como se desprende de la Tabla 3, aquellos que ingresaron en el sistema antiguo tienen en promedio un 53,66 % de puntaje de discapacidad mental, mientras que quienes ingresaron con el sistema nuevo tienen en promedio 36.62 % de puntaje global. Además, para quienes ingrearon con el sistema nuevo, se nota una concentración en el grado de discapacidad severa y entre quienes tienen puntaje entre 0 % y 5 %.

TABLA 2: Composición Hogares beneficiarios y características de los jefes de hogar, los beneficiarios, los hermanos y las parejas del jefe de hogar

Total de Hogares (N=17339)					
VARIABLE	Total Observaciones	Promedio	Std. Dev.	Mín.	Máx.
Hogares Monoparentales	17339	64.50 %	-	-	-
Beneficiarios Mujeres	18150	39.7 %	-	-	-
Edad Beneficiarios	18150	12.09	3.89	0	17
Jefes de Hogar Mujeres	17339	70.9 %	-	-	-
Edad Jefes de Hogar	17339	44.61	12.20	1	100
Escolaridad Jefes de Hogar	16199	8.609	3.381	0	22
Total Hermanos por hogar	11961	0.689	0.882	0	6
Hermanas mujeres	11961	49.2 %	-	-	-
Edad Hermanos	11961	9.516	4.802	0	17
Parejas Jefe de Hogar, Mujeres	6152	72.0 %	-	-	-
Edad Parejas Jefe de Hogar	6152	45.49	10.49	17	92
Escolaridad Parejas de Jefes de Hogar	5899	7.874	3.327	0	22
Hogares con múltiples beneficiarios	17339	5.56 %	-	-	-
Total Beneficiarios por hogar	17339	1.062	0.23	1	4
Total Hogares Monoparentales (N=11187)					
VARIABLE	Total Observaciones	Promedio	Std. Dev.	Mín.	Máx.
Jefes de Hogar Mujeres	11187	94.5 %	-	-	-
Edad Jefes de Hogar	11187	42.90	12.36	1	100
Escolaridad Jefes de Hogar	10273	9.019	3.33	0	22
Beneficiarios Mujeres	11616	38.89 %	-	-	-
Edad Beneficiarios	11616	11.81	3.97	0	17
Total Hermanos por hogar	7017	0.63	0.84	0	6
Hermanas mujeres	7017	49.39 %	-	-	-
Edad Hermanos	7017	9.5	4.82	0	17
Hogares con múltiples beneficiarios	11187	4.64 %	-	-	-
Total Beneficiarios por hogar	11187	1.038	0.21	1	4

Nota: La diferencia de observaciones de las variables relativas al jefe de hogar y su pareja (porcentaje de mujeres, edad y escolaridad) se debe a que escolaridad presenta missing values. Los hermanos menores que el beneficiario se definen igual que los hermanos pero además deben ser menores que el menor de los beneficiarios del hogar. Cada una de las estadísticas usa observaciones del segundo semestre de 2019.

TABLA 3: Distribución grados de discapacidad beneficiarios

VARIABLE	Promedio	Std. Dev.	Mín.	Máx.
Sistema Antiguo (N=5802)				
Puntaje Mental	53,66 %	27,52	0	100
Sistema Nuevo (N=6759)				
Puntaje Global	36,62 %	33,96	0	100
Puntaje Global 0 %	8,18 %	-	-	-
Puntaje global entre 0 % y 5 %	30,34 %	-	-	-
Discapacidad Leve	6,5 %	-	-	-
Discapacidad Moderada	14,09 %	-	-	-
Discapacidad Severa	35,36 %	-	-	-
Discapacidad Profunda	5,53 %	-	-	-

Nota: Los grados de discapacidad se construyen acorde al puntaje global de discapacidad siguiendo los tramos correspondientes (Decreto, 2012). Cada una de las estadísticas usa observaciones del segundo semestre de 2019.

5. Estrategia de Identificación

Para poder identificar el efecto causal del SDM18 sobre variables educacionales, de salud y laborales de los miembros del hogar del beneficiario, es necesario primero construir un grupo de tratamiento y de control que sean comparables para evitar posibles sesgos en la estimación. Se construye una muestra de análisis sobre la que se definen las observaciones tratadas y controles que se acerque lo más posible a los requisitos del SDM18, con las que posteriormente se lleva a cabo la estimación. Para esta primera investigación sobre el SDM18 se optó por usar una estrategia de matching en Propensity Score y una regresión del tipo "Inverse Probability Weighting".

5.1. Muestra de análisis

Se construye una muestra de análisis de manera tal de que se conserven aquellas personas que estén lo más cerca posible de cumplir los requisitos del SDM18, con esta muestra se obtiene un grupo de tratados y controles. Estos grupos son respectivamente aquellas personas que son parte de la unidad de análisis y reciben el SDM18, y aquellas que son parte de la muestra y no reciben el subsidio. Con la información disponible en RIS no se puede construir de manera perfecta los requisitos del subsidio, pero sí se puede obtener una buena aproximación. Los requisitos con los que se acotan las observaciones para construir la muestra de análisis son:

- Debe pertenecer al 40 % más vulnerable según CSE. Con esta restricción se acota el universo de individuos a los más vulnerables que se pudieron identificar, sin poder identificar directamente quiénes pertenecen al 20 % de vulnerabilidad. Con esta restricción se aproxima al requisito del 20 % de vulnerabilidad en CSE.

- Para aproximarse a la certificación de discapacidad mental de la Ley 18600, se conservan aquellas observaciones que estén inscritas en RND y que tengan un puntaje mental de discapacidad mayor o igual a 33.3 % si es que ingresaron en el formato antiguo, o que tengan un grado de discapacidad moderada, severa o profunda si es que ingresaron en el formato nuevo de puntajes de discapacidad. Cabe agregar que de los beneficiarios que ingresaron con el formato antiguo de RND, un 80.94 % cumple el requisito de discapacidad mental mayor o igual a 33.3 %, mientras que un 54.99 % de quienes ingresaron con el formato nuevo de RND cumple el requisito de tener un grado de discapacidad moderada, severa o profunda. Al usar estas variables en vez de la certificación de discapacidad mental de la Ley 18600, potencialmente se puede estar comparando a los tratados con personas que no sean elegibles para el SDM18. Por esta razón se sugiere tomar los resultados con cautela debido a esta limitante, dado que si se usara la certificación real los resultados pueden variar. De todas formas al usar estas variables se considera que se tiene una buena aproximación dado el alto porcentaje de beneficiarios que cumplen con este requisito.

- Debe tener menos de 18 años. Con esta restricción se considera para el análisis solamente aquellos que están dentro del rango correcto de edad.

- Debe tener nacionalidad chilena. Como no se pudo identificar los años de residencia que lleva el beneficiario en Chile se toma esta variable como aproximación.

- Debe ser carente en ingresos. Se construye este indicador al comparar el ingreso laboral promedio del hogar con el 50 % de la pensión mínima relevante para cada año. Se usa la variable de ingreso administrativo presente en RSH. Con esto se busca replicar el requisito de carencia del SDM18.

- Debe tener ingresos de pensiones igual a cero. Se construye esta restricción en base a los ingresos de pensiones declarados por los hogares al momento de ingresar a RSH. Con esta restricción se busca replicar el requisito de incompatibilidad de SDM18 con otros subsidios

y pensiones.

Una vez identificadas las personas que cumplen los requisitos, se definen como tratados para cada período aquellos que reciben el SDM18 en alguno de los dos meses inmediatamente anteriores a junio o diciembre, incluyendo estos dos meses, y como controles aquellos que no lo reciben nunca. Se define posteriormente un hogar tratado para cada período como aquel que tenga al menos una persona tratada y respectivamente se define un hogar de control como aquel que tiene al menos un individuo que sea parte del grupo de control. Las personas del hogar que se consideran para el análisis son el jefe de hogar, su pareja (en caso de los hogares biparentales) y los hermanos del beneficiario. Para el análisis se consideran solamente los hermanos menores de 6 años que están en edad preescolar, esto debido a que la educación básica y media es obligatoria en Chile (Ley, 2003) y por lo mismo hay un alto porcentaje de hermanos de 6 años o más que asisten a establecimientos educacionales. Las estimaciones con los hermanos de 6 años o más no mostraban resultados convincentes al realizar las estimaciones principales y los chequeos de robustez, lo que se explicaría por la obligatoriedad de su educación impuesta por ley.

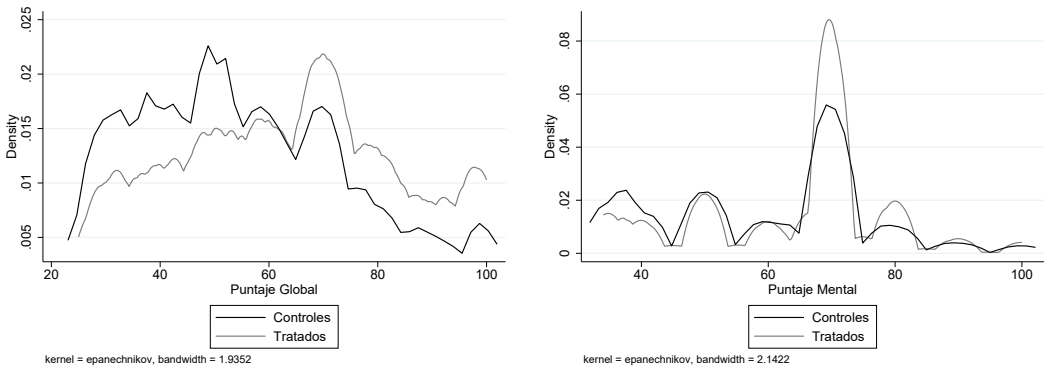
La Tabla 4 compara los hogares tratados y controles al igual que como se hace en la Tabla 2. Por esta razón es que se presentan dos paneles para los hogares tratados y controles, un panel en que se tienen todos los hogares y otro con la muestra de hogares monoparentales. De la Tabla 4 se desprende en primer lugar que el número de beneficiarios cae considerablemente respecto a la Tabla 2 debido a los requisitos usados para construir la muestra de análisis. Se nota también que la composición de los hogares tratados y controles poseen diferencias en sus características observables, siendo similares en el porcentaje de hogares monoparentales, en el porcentaje de jefes de hogar mujeres, en la edad de los hermanos menores de 6 años, todas al 1 % de significancia estadística. También en el porcentaje de hogares con múltiples beneficiarios y el total de beneficiarios por hogar, todas al 5 % de significancia, así como en el porcentaje de parejas de jefe de hogar mujeres (al 10 % de significancia estadística). Cuando se revisan los hogares monoparentales, se nota que los hogares tratados y controles son similares en el porcentaje de jefes de hogar mujeres, el porcentaje de hermanas menores de 6 años, la edad de los hermanos, el porcentaje de hogares con múltiples beneficiarios y en la cantidad total de beneficiarios por hogar, todas significativas al 1 % de significancia estadística.

TABLA 4: Descripción Hogares, Beneficiarios, Jefes de Hogar, Hermanos y Parejas de Jefe de hogar, Tratados y Controles

	Total Hogares Tratados (N=7036)			**Total Hogares Controles (N=8777)**			**Diferencia**	**p-Value**
VARIABLE	Total Observaciones	Promedio	Std. Dev.	Total Observaciones	Promedio	Std. Dev.	**de medias**	
Hogares Monoparentales	7036	70.59 %	0.45	8777	69.4 %	0.46	1.15 %	0.117
Beneficiarios Mujeres	7181	39 %	0.488	8980	34.6 %	0.476	4 %	0
Edad Beneficiarios	7181	11.75	3.987	8980	8.25	4.841	3.5	0
Jefes de Hogar Mujeres	7036	75.7 %	0.429	8777	75.5 %	0.430	0.2 %	0.52
Edad Jefes de Hogar	7036	44.24	12.18	8777	40.25	12.13	3.99	0
Escolaridad Jefes de Hogar	6528	9.140	3.271	7703	10.34	3.367	-1.2	0
Total Hermanos por hogar	1089	0.155	0.399	4230	0.482	0.641	-0.327	0
Hermanas mujeres	1089	48.4 %	0.500	4230	40.7 %	0.491	7.70 %	0
Edad Hermanos	1089	2.879	1.613	4230	2.943	1.571	-0.064	0.106
Parejas Jefe de Hogar, Mujeres	2069	71.10 %	0.453	2682	68.5 %	0.464	2.6 %	0.05
Edad Parejas Jefe de Hogar	2069	45.83	10.59	2682	41.45	11.24	4.38	0
Escolaridad Parejas Jefe de Hogar	1984	8.415	3.26	2445	9.906	3.397	-1.491	0
Hogares con múltiples beneficiarios	7036	2.73 %	0.163	8777	2.22 %	0.147	0.51 %	0.035
Total Beneficiarios por hogar	7036	1.029	0.175	8777	1.023	0.156	0.006	0.04
	Hogares Monoparentales Tratados (N=4967)			**Hogares Monoparentales Controles (N=6095)**			**Diferencia**	**p-Value**
VARIABLE	Total Observaciones	Promedio	Std. Dev.	Total Observaciones	Promedio	Std. Dev.	**de medias**	
Jefes de Hogar Mujeres	4967	95.1 %	0.215	6095	94.9 %	0.221	0.2 %	0.528
Edad Jefes de Hogar	4967	42.73	12.19	6095	39.04	12.01	3.69	0
Escolaridad Jefes de Hogar	4534	9.469	3.204	5231	10.61	3.271	-1.141	0
Beneficiarios Mujeres	5067	38.30 %	0.486	6244	33.90 %	0.473	4.40 %	0
Edad Beneficiarios	5067	11.57	4.02	6244	8.27	4.82	3.3	0
Total Hermanos por hogar	724	0.146	0.38	2809	0.46	0.63	-0.32	0
Hermanas mujeres	724	49.4 %	0.5	2809	40.5 %	0.491	8.90 %	0.38
Edad Hermanos	724	2.83	1.628	2809	2.95	1.567	-0.126	0.34
Hogares con múltiples beneficiarios	4967	2.56 %	0.16	6095	2.38 %	0.15	0.18 %	0.45
Total Beneficiarios por hogar	4967	1.02	0.17	6095	1.02	0.16	0.00	0.54

Nota: La diferencia de observaciones de las variables relativas al jefe de hogar y su pareja (porcentaje de mujeres, edad y escolaridad) se debe a que escolaridad presenta missing values. Los hermanos menores que el beneficiario se definen igual que los hermanos pero además deben ser menores que el menor de los beneficiarios del hogar. Cada una de las estadísticas usa observaciones del segundo semestre de 2019. La columna diferencia de medias se calcula restándole la columna de Promedio en Controles, a la columna Promedio en Tratados.

La Figura 3 muestra la distribución del puntaje global y mental de discapacidad entre los individuos tratados y controles. Para quienes ingresaron al sistema nuevo de puntajes del RND, se nota que los individuos tratados están más concentrados en puntajes mayores de discapacidad global en comparación a los individuos de control. Por su parte, quienes ingresaron al sistema antiguo de puntajes de RND, hay una concentración mayor de individuos tratados alrededor del 70 % de puntaje mental, mientras que los individuos de control se acumulan más en puntajes menores de discapacidad mental. El promedio del puntaje global para los controles es de 56.69 (con desviación estándar de 19.69) mientras que para los tratados es de 63.85 (con desviación estándar de 20.80). El promedio del puntaje de discapacidad mental para los controles es de 61.32 (15.68), mientras que para los tratados es de 64.99 (14.53). Tanto la diferencia de medias entre tratados y controles de quienes ingresaron al sistema nuevo como al antiguo es estadísticamente significativa al 1 %.



(a) RND Nuevo, Puntaje Global (b) RND Antiguo, Puntaje Mental

Figura 3: Distribución Puntaje de Discapacidad Global y Mental, Tratados y Controles

Las variables de interés revisadas son las que se presentan en la Tabla 5. Para los beneficiarios son: Si asiste o a un establecimiento educacional y los años de educación regular, presente solo para quienes asisten a educación regular y se obtiene de las bases de datos de MINEDUC presentes en RIS. Para los hermanos de los beneficiarios solamente se revisa la probabilidad de asistencia a establecimientos educacionales. Para los adultos del hogar las variables revisadas son: La cantidad de horas de trabajo, si está desempleado o no y si está inactivo o no. La variable de inactividad se revisa solamente para la muestra de jefes de hogar de beneficiarios que ingresaron al formato nuevo de puntajes de RND, debido a que con la muestra completa la estimación no capturaba el efecto causal[18]. La Tabla 5 muestra el promedio y desviación estándar de cada una de las variables de interés revisadas, además de entregar la diferencia de medias con su "p-value" asociado. De la Tabla se desprende que los grupos de tratamiento y control poseen grandes diferencias en las variables de interés cuando se comparan las medias sin un trabajo econométrico que permita remover sesgos y que permita hacer una buena comparación entre ambos grupos. Cabe decir que estas variables no son relevantes para la asignación del SDM18 por lo que las diferencias que puedan existir previo a recibir el beneficio no son determinantes ni debieran ser manipuladas para poder calificar al SDM18 (MDS, 2015). Las diferencias de la cantidad de observaciones entre cada variable se debe a la cantidad de missing values que presentan en RSH y de que algunas se responden si se cumplen ciertas condiciones. Así, las variables de horas de trabajo, para el jefe de hogar y su pareja las

[18]Cuando se usaba la muestra completa esta variable no pasaba la prueba de placebos, que se considera particularmente relevante para verificar que el efecto estimado sea el efecto causal y no una correlación.

TABLA 5: Estadística Descriptiva, Variables de Interés

	Tratados			Controles			Diferencia	P-Value
VARIABLES	N	Promedio	Std. Dev.	N	Promedio	Std. Dev.	de medias	
Beneficiario								
Asiste a un establecimiento educacional	6787	65.6 %	0.475	8633	51.5 %	0.500	14.1 %	0
Años de Escolaridad Regular	1827	5.138	2.897	3387	4.945	3.050	0.193	0.024
Hermanos menores de 6								
Asiste a un establecimiento educacional	1088	11.9 %	0.323	1727	17.1 %	0.376	-5.2 %	0
Jefe de Hogar								
Desempleado	6420	4.13 %	0.199	8251	6.71 %	0.250	-2.58 %	0
Horas de Trabajo	3819	32.75	15.23	5245	34.20	14.57	-1.45	0
Inactivo	2987	40.82 %	0.491	7408	33.16 %	0.471	7.66 %	0
Pareja Jefe de Hogar								
Desempleado	1771	4.91 %	0.216	2463	6.33 %	0.244	-1.42 %	0.02
Horas de Trabajo	615	37.39	13.74	956	38.52	14.50	-1.13	0.059
Inactivo	1772	62.20 %	0.485	2466	56.80 %	0.495	5.40 %	0

Nota: Todas las variables son binarias salvo Años de Escolaridad Regular y Horas de Trabajo. Cada una de las estadísticas usa observaciones del segundo semestre de 2019. La columna diferencia de medias se calcula restándole la columna de Promedio en Controles, a la columna Promedio en Tratados

responden solamente quienes están trabajando. La variable de años de escolaridad regular está presente solamente para quienes asisten a este tipo de educación[19]. En el anexo 11.5 se explica cómo se construyen las variables de interés.

5.2. Matching en Propensiy Score

Para identificar el impacto que tiene el SDM18 sobre las variables de interés mencionadas se utiliza una estrategia de Matching en Propensity Score en cada período, donde la probabilidad de recibir el SDM18 se construye usando variables que no tengan potenciales problemas de endogeneidad y en que se construye para cada período por separado para luego hacer el emparejamiento tomando observaciones dentro de cada período. Se evita entonces usar variables que puedan haber cambiado una vez que se recibe el SDM18, sino que el conjunto de variables usadas son tales que no puedan ser manipuladas ni afectadas con facilidad. Con esto se busca validar el supuesto de ignorabilidad, fundamental en cualquier estrategia de matching. Se hace el emparejamiento para cada período por separado para evitar comparaciones de individuos de distintos períodos que se

[19]Además, al juntar las bases de datos de MINEDUC con RSH habían observaciones en RSH que no estaban presentes en MINEDUC.

vean afectados por variaciones propias de cada período inobservables para el investigador. Además, se hace el emparejamiento condicional en que los tratados y los controles hayan ingresado a RND con el mismo formato. Para efectos del jefe de hogar, los hermanos y la pareja del jefe de hogar, se usa el formato de RND al que ingresó el individuo tratado o control de su hogar. En otras palabras, siendo $T_{i,j,t} = \{0, 1\}$ un indicador igual a 1 para los individuos i que reciben el SDM18 o que son parte del hogar de un beneficiario de SDM18 en el período t y que ingresaron a RND con el formato j, se construye la probabilidad de ser tratado $P(T = 1|X_{i,j,t}) = p(X_{i,j,t})$ para el individuo i del formato de puntajes de discapacidad j, en el período t usando un modelo Probit, condicionado en las variables relevantes $X_{i,j,t}$ de manera que:

$$\{Y^T_{i,j,t}, Y^{NT}_{i,j,t}\} \perp T_{i,j,t}|p(X_{i,j,t}) \tag{1}$$

Esto se traduce en que, condicional en la probabilidad de ser tratado $p(X_{i,j,t})$, la asignación al tratamiento $T_{i,j,t}$ es independiente a los potenciales resultados con o sin tratamiento $\{Y^T_{i,j,t}, Y^{NT}_{i,j,t}\}$ (Rosenbaum and Rubin, 1983). Para cada una de las cuatro personas del análisis[20] se construyó la probabilidad y se realizó el emparejamiento, de manera que no necesariamente se comparan los mismo hogares cuando se comparan las distintas personas de análisis, es decir, se priorizó el emparejamiento individual en vez del emparejamiento a nivel de hogar. De todas formas, gran parte de las variables usadas para estimar la probabilidad de tratamiento son comunes a nivel del hogar, porque se construyen en base a características del beneficiario del SDM18.

La construcción de la probabilidad de recibir el SDM18 para llevar a cabo el matching en propensity score, se realiza con las siguientes variables: La edad del individuo, si el hogar es rural o urbano, el sexo de la persona, la edad del jefe de hogar, si la persona pertenece a un pueblo originario, indicadores de los grados de discapacidad del beneficiario para quienes ingresaron a RND con el formato nuevo, el puntaje de discapacidad mental para quienes ingresaron a RND con el formato antiguo, un indicador sobre la capacidad del beneficiario de asearse sin ayuda y otro para desplazarse libremente en su casa. Con la probabilidad predicha luego se realiza el pareo entre aquellas observaciones que tengan las probabilidades más cercanas, sujeto a que estén en el mismo período y que hayan ingresado a RND con el mismo formato de puntajes. Para los hermanos, el

[20]El beneficiario, sus hermanos, el jefe del hogar y su pareja.

jefe de hogar y su pareja, se usan los indicadores de discapacidad[21] del beneficiario para realizar el emparejamiento. Es importante revisar dos elementos fundamentales al momento de realizar una estimación de matching en propensity score, el balance de las variables pareadas y el "overlap" de la probabilidad predicha para los tratados y controles. Típicamente en la literatura se considera un buen balance cuando la diferencia de medias estandarizadas entre las observaciones controles y tratadas, de las distintas variables usadas para construir la probabilidad sea lo más cercana a cero o que al menos esté en un rango de $[-0,25; 0,25]$, y que la razón de varianzas sea cercana a 1 ((Caliendo and Kopeinig, 2008); (Stuart, 2010); (Harris and Horst, 2016)). Sobre la condición de "overlap" o soporte común, es necesario que se cumpla que $0 < p(X_{i,j,t}) < 1$ (Rosenbaum and Rubin, 1983) y que existan tramos de probabilidad predicha en que tratados y controles compartan el mismo rango de probabilidades. En la misma línea, es deseable que cada observación tratada tenga asociada al menos una observación de control, de lo contrario la estimación puede estar sesgada según la metodología que se use para enfrentar dicho problema ((Lechner, 2008); (Caliendo and Kopeinig, 2008)). Por esta razón, en las estimaciones de matching en que no haya al menos una observación de control por cada observación tratada, se opta por no hacer la estimación de matching sino que usar solamente la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad en dos especificaciones distintas, una sin efecto fijo a nivel región y otra con. Considerando que se hace un emparejamiento dentro de cada período y condicional en que los beneficiarios hayan ingresado a RND con el mismo formato de puntajes de discapacidad, se tiene que revisar el balance y overlap de 8 períodos para 2 sistemas de puntajes para cada una de las 4 personas analizadas. Para no usar un exceso de espacio, a continuación se presenta la diferencia de medias, la razón de varianzas y la distribución de la probabilidad predicha solamente para el segundo semestre de 2019, para las 4 personas analizadas y según el sistema de puntajes de RND con el que ingresó el beneficiario. El resto de los períodos se presentan en el Anexo.

La probabilidad predicha con estas variables tiene una diferencia de medias que queda dentro del rango usado en la literatura, como se puede ver en la Figura 4. Se presenta solamente el balance para el segundo semestre de 2019 para ahorrar espacio y a modo de representar el panorama general, el resto de los períodos se encuentran en el anexo. En el caso de los hermanos de quienes ingresaron con el formato nuevo de puntajes, se usan solamente los años 2016 y 2017, además del

[21]Puntaje mental, grados e indicadores de aseo sin ayuda y desplazamiento en casa.

segundo semestre del 2019, esto porque al construir la probabilidad de tratamiento para el año 2018 y el primer semestre de 2019 no se satisfacía la condición de overlap. Para la pareja del jefe de hogar de un beneficiario de formato nuevo de puntajes, no se usa el primer semestre del año 2016 por la misma razón. Se nota que para cada una de las variables, una vez que se realiza el emparejamiento las diferencias de medias entre los grupos de tratamiento y control quedan dentro del rango sugerido en la literatura, incluso estando muchas de ellas dentro de un rango de $[-0{,}05; 0{,}05]$. Para los miembros hogares de beneficiarios de formato nuevo de RND, se presentan los tres grados de discapacidad debido a que en un hogar pueden haber más de un beneficiario, entonces la probabilidad predicha se construye con un indicador para cada uno de los grados de discapacidad sin ser perfectamente colineales.

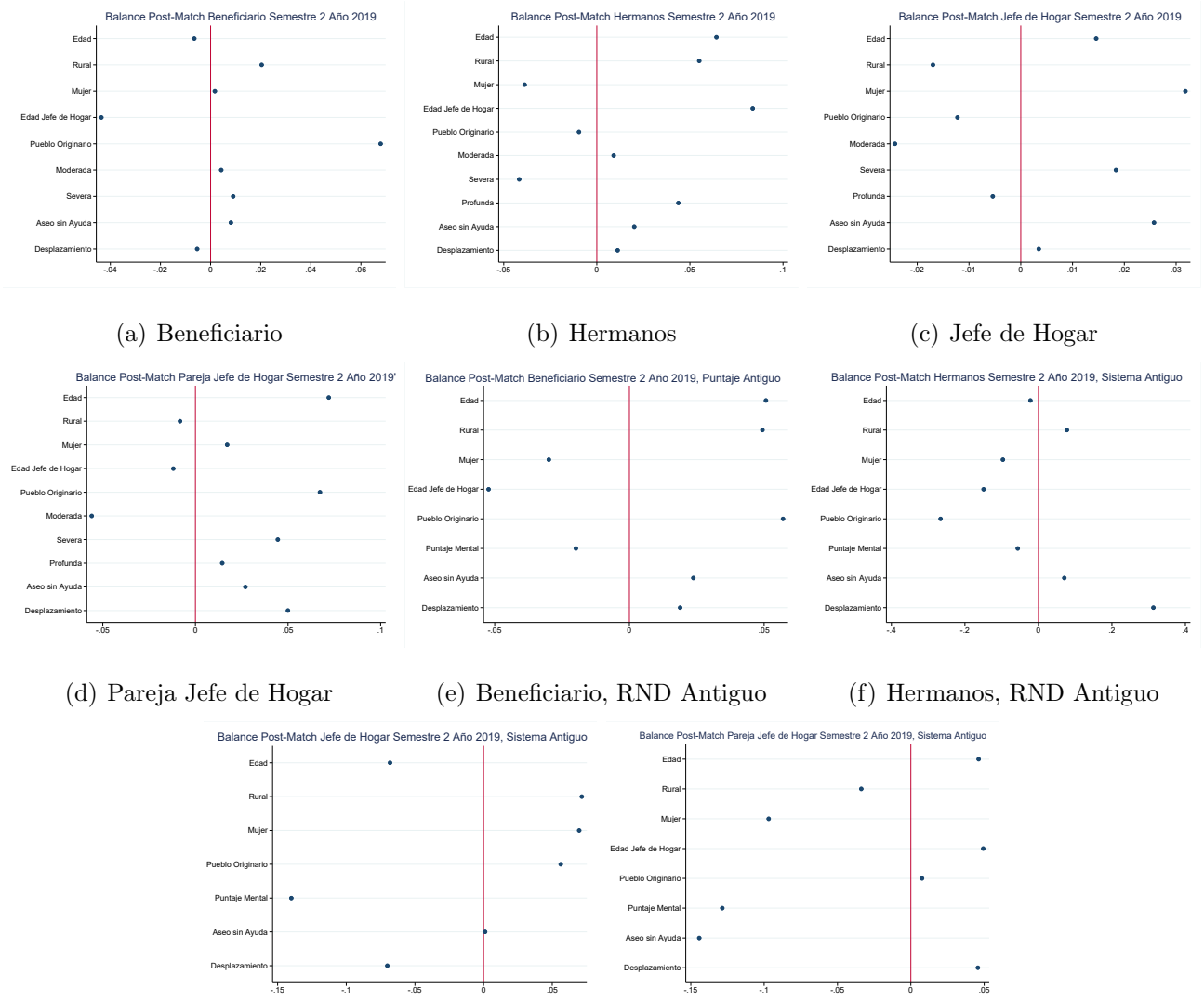
Se presenta en la Figura 5 la razón de varianzas de las variables con las que se calcula el propensity score entre tratados y controles para el segundo semestre de 2019. No se encontró una regla de pulgar en la literatura para determinar cuándo se considera que la razón de varianzas es aceptable o no, sino que solamente se encontró que idealmente la razón sea igual a uno. Se puede notar en la Figura que una vez que se realiza el emparejamiento, las variables usadas para construir el propensity score tienen razones de varianza cercanas a 1, estando la mayoría en el rango $[0{,}9; 1{,}1]$.

El soporte común de la probabilidad predicha para el segundo semestre de 2019 se puede observar en la Figura 6, el resto de los períodos se encuentran en el anexo. Cada una de las Figuras presenta el gráfico de las densidades de la probabilidad predicha de tratados y controles previo al emparejamiento ("Raw") y después del emparejamiento ("Match"). Se nota en primer lugar que aún antes de realizar el emparejamiento que la distribución del propensity score para cada una de las personas analizadas es similar entre tratados y controles, en especial para los beneficiarios y los jefes de hogar en ambos formatos de RND. También que para cada uno de los tratados se tiene al menos una observación de tratamiento con la misma probabilidad de ser parte de un hogar con SDM18. Además, el rango de probabilidades previo y posterior al emparejamiento se mantienen entre 0 y 1.

Con este emparejamiento realizado se estima luego el efecto tratamiento sobre los tratados (ATT desde ahora), debido a que con estas estimaciones de matching se requiere solamente la

existencia de parejas potenciales en el grupo de control, mientras que para el efecto tratamiento promedio se requiere además que la combinación de características en el grupo de control también se observe en el grupo de los tratados (Bryson et al., 2002). El efecto que se estima es:

$$ATT = E[E(Y_{i,j,t}|p(X_{i,j,t}, T_{i,j,t} = 1)) - E(Y_{i,j,t}|p(X_{i,j,t}, T_{i,j,t} = 0))|T_{i,j,t} = 1] \quad (2)$$

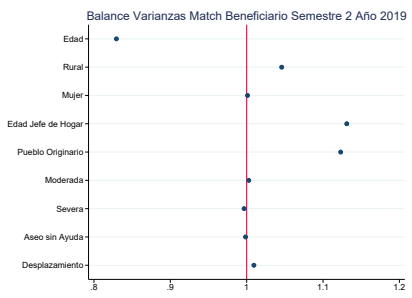


(a) Beneficiario (b) Hermanos (c) Jefe de Hogar

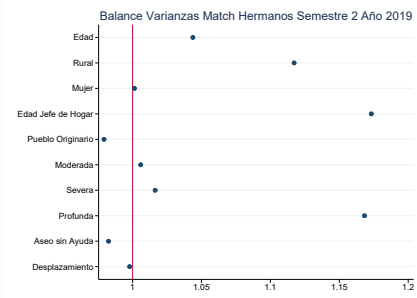
(d) Pareja Jefe de Hogar (e) Beneficiario, RND Antiguo (f) Hermanos, RND Antiguo

(g) Jefe de Hogar, RND Antiguo (h) Pareja Jefe de Hogar, RND Antiguo

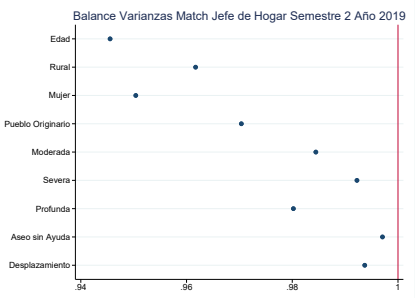
Figura 4: Balances Post Matching



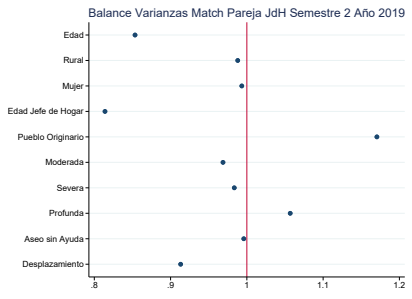
(a) Beneficiario



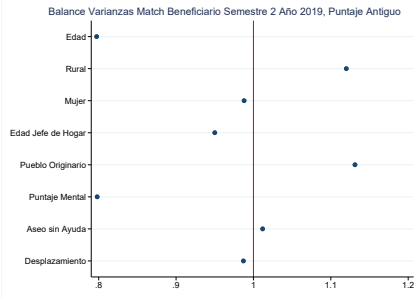
(b) Hermanos



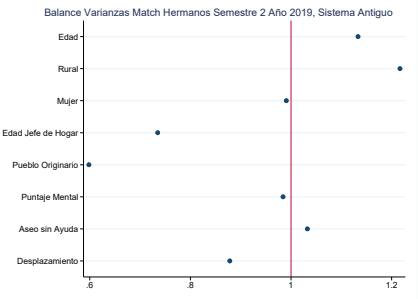
(c) Jefe de Hogar



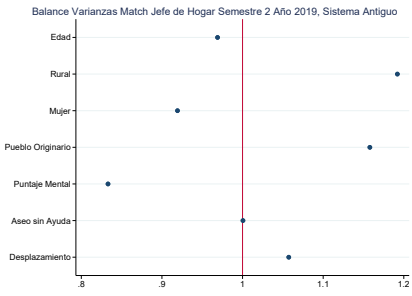
(d) Pareja Jefe de Hogar



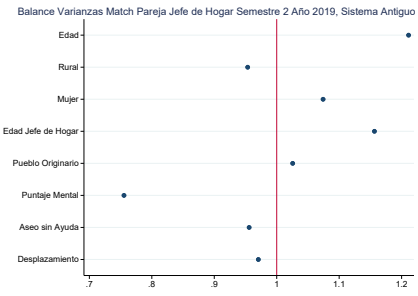
(e) Beneficiario, RND Antiguo



(f) Hermanos, RND Antiguo

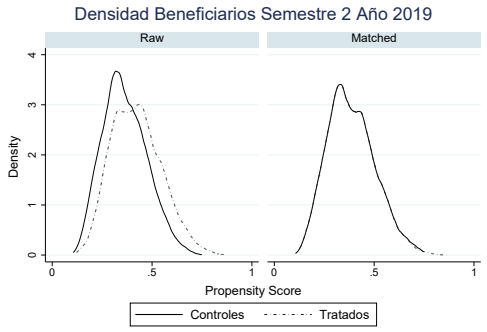


(g) Jefe de Hogar, RND Antiguo

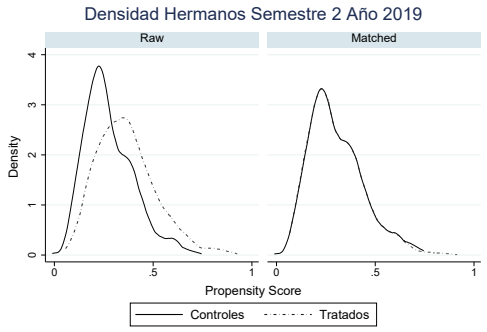


(h) Pareja Jefe de Hogar, RND Antiguo

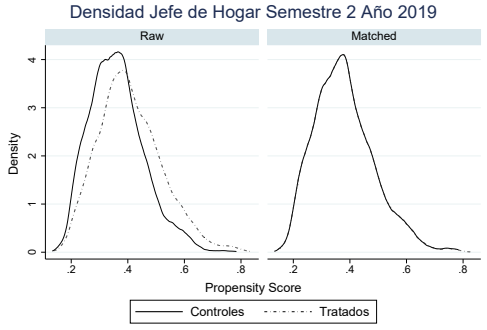
Figura 5: Balance Varianzas Post Matching



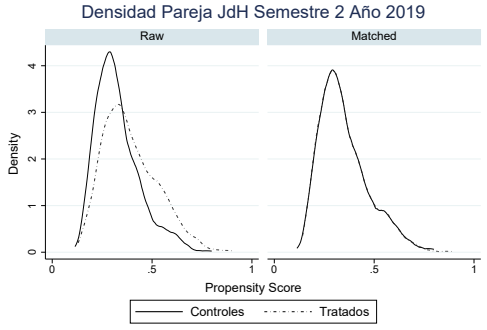
(a) Beneficiario



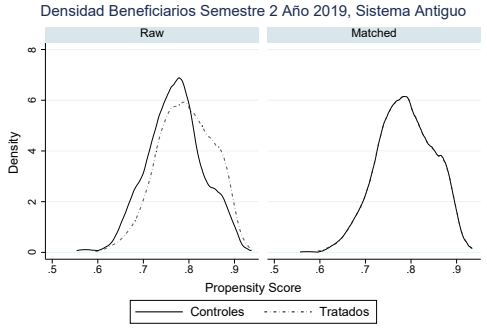
(b) Hermanos



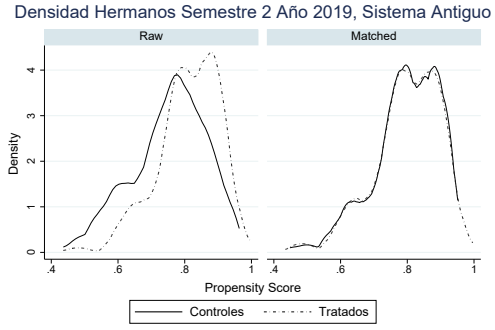
(c) Jefe de Hogar



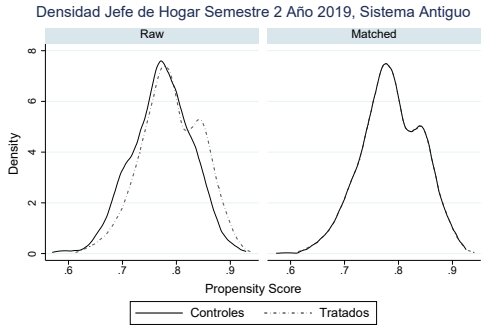
(d) Pareja Jefe de Hogar



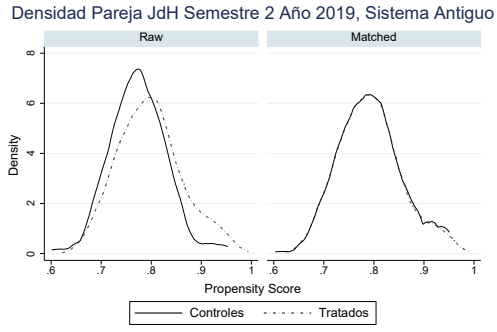
(e) Beneficiario, RND Antiguo



(f) Hermanos, RND Antiguo



(g) Jefe de Hogar, RND Antiguo



(h) Pareja Jefe de Hogar, RND Antiguo

Figura 6: Densidad de Probabilidades Post Matching

6. Resultados

Para cada una de las estimaciones se realizó un matching en primer y tercer vecino más cercano. Además, se incorpora una regresión del tipo Inverse Probability Weighting donde se usa el ponderador para el ATT de Busso, Dinardo y McCrary (2009), usando el mismo propensity score que se usa para hacer el emparejamiento y agregando como controles las mismas variables con que se estima el propensity score. De esta manera se busca dar mayor credibilidad a las estimaciones, aprovechando la propiedad de estas regresiones ponderadas de que son doblemente robustas: basta con que la especificación de la probabilidad de ser tratado esté bien o que la especificación del modelo lineal esté buena para obtener estimadores consistentes (Busso et al., 2009). Cabe decir que para realizar las regresiones ponderadas por el inverso de la probabilidad, se imputó el puntaje promedio de discapacidad mental de quienes ingresaron con el formato antiguo, a quienes ingresaron con el formato nuevo de puntajes. Así también se imputó el promedio de beneficiarios con discapacidad moderada, severa y profunda de quienes ingresaron con el formato nuevo de puntajes, a quienes ingresaron con el formato antiguo de RND. Al final de esta sección se presentan heterogeneidades de los impactos para mujeres, hogares monoparentales y según el formato de RND con el que se inscribió el beneficiario. Cada una de las Tablas de esta sección usa todos los períodos disponibles siempre que fuera satisfecha la condición de overlap, salvo las estimaciones de Full Information Maximum Likelihood que usan los períodos correspondientes a los segundos semestres de cada año.

6.1. Estimaciones principales

Las estimaciones del beneficiario presentadas en el Panel A de la Tabla 6 dan cuenta de un impacto negativo con los tres estimadores usados, siendo las tres estimaciones significativas al 1 % de significancia. El impacto se estima de una caída entre 3.6 y 4.05 puntos porcentuales (pp desde ahora) según el estimador usado. Las estimaciones de los hermanos del beneficiario se presentan en el Panel B de la Tabla 6. De ese Panel se desprende que con los tres estimadores usados hay estimaciones estadísticamente significativas. Se estima un impacto negativo entre 4.8 y 8.7 pp significativos al 1 %.

Las estimaciones para el jefe del hogar se presentan en las columnas (1) a (3) de la Tabla 7.

Las horas de trabajo caen entre 0.84 y 1.55 con significancia al 1 % cuando se usa la regresión ponderada y al 5 % con los estimadores de matching. La probabilidad de estar desempleado cae entre 1.38 y 1.52 pp de manera significativa al 1 %. La probabilidad de estar inactivo aumenta entre 2.99 y 3.33 pp con significancia al 1 % con los tres estiadores. Hay que recordar que la probabilidad de inactividad se estima solamente para la muestra de jefes de hogar de beneficiarios que ingresaron a RND con el sistema nuevo de puntajes[22]. Las estimaciones para la pareja del jefe de hogar se presentan en las columnas (4) a (6) de la Tabla 7. No se encuentran impactos significativos sobre la cantidad de horas de trabajo. La probabilidad de estar desempleado cae entre 1.83 y 2.39 pp, significativo al 5 % cuando se usa la regresión ponderada y al 1 % cuando se usan los estimadores de matching. La probabilidad de estar inactivo aumenta entre 4.72 y 7.04 pp significativos al 1 %.

TABLA 6: Asistencia a establecimientos educacionales

Panel A: Beneficiarios			
	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**
sdm18	-0.0360***	-0.0403***	-0.0405***
	(0.00737)	(0.00637)	(0.00575)
Observaciones	28,579	28,579	28,579
R-squared	-	-	0.095
Panel B: Hermanos menores de 6			
VARIABLES	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**
sdm18	-0.0870***	-0.0766***	-0.0480***
	(0.0264)	(0.0219)	(0.0157)
Observaciones	5,040	5,040	5,040
R-squared	-	-	0.206

Nota: La variable dependiente es una binaria que indica si el individuo asiste o no a un establecimiento educacional. En el Panel A se presenta la estimación de los beneficiarios y en el Panel B se presenta la estimación de los hermanos. La primera columna es la estimación de matching en Propensity Score tomando un vecino cercano. La segunda columna muestra la estimación con tres vecinos cercanos. Los errores estándar están corregidos por el método de Abadie e Imbens (2006) en estas columnas. La tercera columna muestra la estimación de la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad, usando el ponderador propuesto por Busso, DiNardo y McCrary (2009) para el efecto tratamiento sobre los tratados y con errores estándar robustos a heteroscedasticidad, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Además, las regresiones ponderadas agregan como regresores las mismas variables con las que se construye el propensity score.

[22]No usa la muestra de jefes de hogar de quienes ingresaron al sistema antiguo debido a que esta variable no pasó la prueba de placebos, que se considera particularmente importante para verificar que el efecto estimado sea el causal y no una correlación.

TABLA 7: Estimación Principal Jefe de Hogar y su Pareja

	Jefe de Hogar			Pareja de Jefe de Hogar		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	Horas	Desempleado	Inactivo	Horas	Desempleado	Inactivo
Panel A: 1 NN						
sdm18	-0.846**	-0.0146***	0.0299***	0.583	-0.0239***	0.0704***
	(0.415)	(0.00433)	(0.0120)	(0.976)	(0.00923)	(0.0211)
Observaciones	15,077	26,667	11,570	2,636	8,063	8,069
Panel B: 3 NN						
sdm18	-0.864**	-0.0138***	0.0305***	-0.883	-0.0213***	0.0525***
	(0.358)	(0.00373)	(0.0108)	(0.738)	(0.00780)	(0.0172)
Observaciones	15,077	26,667	11,570	2,636	8,063	8,069
Panel C: IPW						
sdm18	-1.554***	-0.0152***	0.0333***	-0.668	-0.0183**	0.0472***
	(0.292)	(0.00338)	(0.00963)	(0.621)	(0.00733)	(0.0111)
Observaciones	15,077	26,667	11,570	2,636	8,063	8,069
R-squared	0.182	0.009	0.109	0.199	0.057	0.524

Nota: En el Panel A se presenta la estimación usando matching en Propensity Score tomando un vecino cercano. En el Panel B se presenta la estimación con tres vecinos cercanos. Los errores estándar están corregidos por el método de Abadie e Imbens (2006) en estos paneles. El Panel C muestra la estimación de la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad, usando el ponderador propuesto por Busso, DiNardo y McCrary (2009) para el efecto tratamiento sobre los tratados y corrigiendo los errores estándar con el método propuesto por Huber-White para tener errores estándar robustos, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. El p-score construido para este panel se construye igual que para el panel A y B. Además, en las regresiones ponderadas agrega como regresores las mismas variables con las que se construye el propensity score. Las columnas (1) a (3) muestran las estimaciones para el jefe de hogar y las columnas (4) a (6) para su pareja.

6.1.1. Estimación de variable con autoselección

La variable de años de educación regular tiene por definición una autoselección, en que la cantidad de años de escolaridad solamente está definida para quienes asisten a educación regular, es decir, hay una decisión que define a quienes tengan años de escolaridad regular y que debe ser capturado para evitar sesgos. En otras palabras, quienes van a establecimientos de educación diferencial o no asisten a establecimientos educacionales, por definición no van a tener años de educación en establecimientos regulares[23] y por lo tanto el efecto estimado es condicional en quienes asisten a establecimientos de educación regular. Se estima solamente el impacto para los beneficiarios porque para los hermanos menores de 6 años no hay información en las bases de MINEDUC

[23]No se pudo identificar correctamente la cantidad de años de escolaridad en establecimientos de educación diferencial debido a que estos establecimientos se subdividen en categorías en que para algunas categorías la cantidad de años de escolaridad no depende del desempeño sino que es lineal en la edad.

que permita realizar la estimación. Para realizar las estimaciones se opta por usar un estimador de tipo "Full Information Maximum Likelihood" (Heckman, 1979), en que se tiene una ecuación estructural de la siguiente forma:

$$y_{1,i} = x_i\beta + \nu_{1,i} \tag{3}$$

La cual se observa solamente si la variable latente $y^*_{2,i}$, proveniente de la ecuación de selección, satisface $y^*_{2,i} > 0$. Se define la ecuación de selección sobre esta variable latente:

$$y^*_{2,i} = z_i\delta + \nu_{2,i} \tag{4}$$

Pero solamente se observa

$$y_{2,i} = \begin{cases} 1 \quad si \quad y^*_{2,i} > 0 \\ \\ 0 \quad si \quad y^*_{2,i} \leq 0 \end{cases} \tag{5}$$

Dado lo anterior se maximiza la siguiente función de verosimilitud presentada una vez que se le aplica logaritmo:

$$l = \sum_{i=1}^{n} \{y_{2,i} ln(P(y_{1,i}, y^*_{2,i} > 0 | x_i, z_i)) + (1 - y_{2,i}) ln(P(y^*_{2,i} \leq 0 | z_i))\} \tag{6}$$

Se asume que los errores de ambas ecuaciones tienen una distribución normal bivariada, en que ambas variables aleatorias tienen una correlación de ρ y se le llama σ a la desviación estándar del error de la ecuación estructural. Para darle credibilidad a la estimación, es necesario además satisfacer la restricción de exclusión propia de este tipo de modelos. Se debe incluir una variable en la ecuación de selección que no sea significativa para explicar la variación de la variable de interés de la ecuación estructural, es decir, que no esté correlacionada con el error de la ecuación estructural. En términos del contexto de esta investigación, debe ser una variable que sea relevante para la probabilidad de que el individuo asista a un establecimiento de educación regular pero que no sea relevante para los años de educación en establecimientos regulares. Como se comenta en la literatura, es preferible usar variables que afecten por el lado de la oferta que de la demanda (Card, 2001), así se usa la razón del número de establecimientos de educación regular sobre el número de alumnos por comuna como variable de exclusión, similar a lo que hace Duflo (1999), dado que el número de establecimientos educacionales no afecta directamente la cantidad de años

de educación ni el rendimiento del estudiante, sino que es esperable que tenga efecto directo sobre la probabilidad de que asista o no. Cabe decir que para las estimaciones con este método se usan solamente los períodos de RSH correspondientes a los segundos semestres de cada año, debido a que las variables de interés de MINEDUC se miden al final de cada año. Además, el coeficiente de interés es el que se estima de la ecuación estructural, mientras que los de la ecuación de selección no se interpretan linealmente. Las estimaciones con este método presentan la estimación del inverso de la tangente hiperbólica[24] de ρ, una manera indirecta de estimar ρ para que el modelo converja. La significancia estadística de este coeficiente es equivalente a la significancia estadística de ρ. La estimación del impacto del SDM18 sobre años de educación regular se presenta en la Tabla 8. Para el beneficiario, la Tabla muestra que los años de escolaridad aumentan entre 0.502 y 0.572 de manera significativa al 1 %.

TABLA 8: Años de Escolaridad, Beneficiarios

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	Educación Regular	Escolaridad	Educación Regular	Escolaridad
sdm18	-0.588***	0.502***	-0.612***	0.572***
	(0.0283)	(0.0736)	(0.0278)	(0.0734)
Colegios/Alumnos por Comuna	3.648***		3.054***	
	(0.959)		(0.930)	
Indicadores, puntaje y Grados de Discapacidad	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos Año	No	No	Sí	Sí
ath ρ		-1.806***		-1.851***
		(0.0805)		(0.0785)
ln σ		0.746***		0.760***
		(0.0291)		(0.0281)
Observaciones	10,810	10,810	10,810	10,810

Nota: Los errores estándar son robustos a heteroscedasticidad, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Las columnas 1 y 2 incluyen controles por la edad, un indicador para la ruralidad del hogar, el género, la escolaridad del jefe de hogar, un indicador sobre la pertenencia a un pueblo originario, indicadores por los grados de discapacidad, el puntaje de discapacidad mental e indicadores sobre la posibilidad de que el beneficiario se pueda asear sin ayuda y pueda desplazarse en su casa. Las columnas 3 y 4 incluyen los mismos controles y agregan efectos fijos a nivel año. Cada una de las columnas estima también una constante que no se presenta en la Tabla. El test de Wald de ecuaciones independientes obtuvo un valor p asociado de 0 en ambas estimaciones. Los términos ath ρ y ln σ son el inverso de la tangente hiperbólica de ρ y el logaritmo natural de σ.

[24]El inverso de la tangente hiperbólica de ρ se escribe de la siguiente manera:

$$\text{atanh}\rho = \frac{1}{2} ln(\frac{1+\rho}{1+\rho})$$

6.2. Heterogeneidades del impacto

6.2.1. Heterogeneidades sobre mujeres

Al considerar solamente una muestra de mujeres beneficiarias como se muestra en el Panel A de la Tabla 9, se estima el impacto de una caída entre 4.13 y 5.2 pp, significativo al 1 % con los tres estimadores. El Panel B de la Tabla muestra que para las hermanas de los beneficiarios el impacto es de una caída entre 6.07 y 8.27 pp, significativos al 1 %. Para las estimaciones de la heterogeneidad del impacto sobre las mujeres de las variables con autoselección, la Tabla 10 muestra que el impacto es similar en signo a las estimaciones con la muestra completa. Sin embargo, las estimaciones muestran un impacto ligeramente mayor sobre la muestra de mujeres que sobre la muestra completa, estimándose el aumento entre 0.594 y 0.679 significativos al 1 %. La diferencia entre estos coeficientes y los estimados con la muestra completa es estadísticamente significativa al 1 %.

TABLA 9: Heterogeneidades, Asistencia de Mujeres

Panel A: Beneficiarios			
	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**
sdm18	-0.0466***	-0.0413***	-0.0520***
	(0.0123)	(0.0111)	(0.00980)
Observaciones	10,990	10,990	10,990
R-squared	-	-	0.120
Panel B: Hermanos menores de 6			
VARIABLES	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**
sdm18	-0.0827***	-0.0607**	-0.0675***
	(0.0297)	(0.0245)	(0.0195)
Observaciones	2,366	2,366	2,366
R-squared	-	-	0.232

Nota: La variable dependiente es una binaria que indica si el individuo asiste o no a un establecimiento educacional. En el Panel A se presenta la estimación de los beneficiarios y en el Panel B se presenta la estimación de los hermanos. La primera columna es la estimación de matching en Propensity Score tomando un vecino cercano. La segunda columna muestra la estimación con tres vecinos cercanos. Los errores estándar están corregidos por el método de Abadie e Imbens (2006) en estas columnas. La tercera columna muestra la estimación de la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad, usando el ponderador propuesto por Busso, DiNardo y McCrary (2009) para el efecto tratamiento sobre los tratados y con errores estándar robustos a heteroscedasticidad, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. La tercera columna usa los mismos controles que las regresiones ponderadas en las estimaciones principales.

La Tabla 11 muestra que sobre las jefas de hogar mujeres hay impactos similares en signo en comparación con la muestra total, con algunas diferencias en magnitud del impacto. Para la mues-

tra de jefas de hogar de beneficiarios que incluye a quienes ingresaron con el sistema antiguo de RND y con el sistema nuevo, se presentan solamente los resultados de regresiones ponderadas por el inverso de la probabilidad, esto porque los métodos de matching con esta muestra no satisfacían la condición de overlap, quedaban observaciones tratadas sin controles asociadas. Para dar mayor credibilidad a la estimación, se agrega una regresión ponderada con efecto fijo a nivel región. La cantidad de horas trabajadas cae entre 1.72 y 1.73 de manera significativa al 1 %, magnitud mayor para esta muestra que para la muestra completa. La probabilidad de estar desempleado cae entre 1.93 y 2.09 pp de manera significativa al 1 %. La probabilidad de estar inactivo aumenta entre 3.86 y 4.57 pp de forma significativa al 1 %.

TABLA 10: Heterogeneidad, Años de Escolaridad Mujeres Beneficiarias

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	Educación Regular	Escolaridad	Educación Regular	Escolaridad
sdm18	-0.563***	0.594***	-0.589***	0.679***
	(0.0460)	(0.115)	(0.0441)	(0.111)
Colegios/Alumnos por Comuna	2.558**		2.106*	
	(1.178)		(1.163)	
Indicadores y Grados de Discapacidad	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos Año	No	No	Sí	Sí
ath ρ		-2.255***		-2.311***
		(0.126)		(0.114)
ln σ		0.909***		0.923***
		(0.0403)		(0.0379)
Observaciones	3,997	3,997	3,997	3,997

Nota: Los errores estándar son robustos a heteroscedasticidad, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Las columnas 1 y 2 incluyen controles por la edad, un indicador para la ruralidad del hogar, el género, la escolaridad del jefe de hogar, un indicador sobre la pertenencia a un pueblo originario, indicadores por los grados de discapacidad, el puntaje de discapacidad mental e indicadores sobre la posibilidad de que el beneficiario se pueda asear sin ayuda y pueda desplazarse en su casa. Las columnas 3 y 4 incluyen los mismos controles y agregan efectos fijos a nivel año. Cada una de las columnas estima también una constante que no se presenta en la Tabla. El test de Wald de ecuaciones independientes obtuvo un valor p asociado de 0 en ambas estimaciones. Los términos ath ρ y ln σ son el inverso de la tangente hiperbólica de ρ y el logaritmo natural de σ.

Para las parejas mujeres del jefe de hogar, la Tabla 11 muestra resultados similares en signo a los que se encuentran con la muestra completa, sin embargo hay algunas diferencias en magnitud y significancia. No hay impactos significativos sobre la cantidad de horas trabajadas. La probabilidad de estar desempleado cae entre 0.95 y 1.84 pp de manera significativa al 10 % cuando se usa matching en propensity score con tres vecinos cercanos y significativo al 5 % cuando se usa la regresión ponderada. La probabilidad de estar inactivo aumenta entre 4.49 y 5.17 pp, significativos al 1 %.

TABLA 11: Heterogeneidades, Jefe de Hogar y su pareja, mujeres

	Jefe de Hogar			Pareja de Jefe de Hogar		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	Horas	Desempleado	Inactivo	Horas	Desempleado	Inactivo
Panel A: 1 NN						
sdm18	-	-	0.0457***	-1.658	-0.0132**	0.0517***
			(0.0138)	(1.668)	(0.00616)	(0.0178)
Observaciones	-	-	8,942	688	5,600	5,606
Panel B: 3 NN						
sdm18	-	-	0.0497***	-1.841	-0.00954*	0.0449***
			(0.0125)	(1.510)	(0.00487)	(0.0138)
Observaciones	-	-	8,942	688	5,600	5,606
Panel C: IPW						
sdm18	-1.731***	-0.0193***	0.0386***	0.721	-0.0156**	0.0465***
	(0.477)	(0.00580)	(0.0113)	(1.310)	(0.00677)	(0.0132)
Observaciones	4,466	9,045	8,942	688	5,600	5,606
R-Squared	0.022	0.010	0.036	0.194	0.050	0.024
Panel D: IPW						
sdm18	-1.725***	-0.0209***	-	-	-	-
	(0.474)	(0.00566)				
Observaciones	4,466	9,045	-	-	-	-
R-Squared	0.043	0.024				

Nota: En el Panel A se presenta la estimación usando matching en Propensity Score tomando un vecino cercano. En el Panel B se presenta la estimación con tres vecinos cercanos. Los errores estándar están corregidos por el método de Abadie e Imbens (2006). Los Paneles C y D muestran la estimación de la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad, usando el ponderador propuesto por Busso, DiNardo y McCrary (2009) para el efecto tratamiento sobre los tratados y corrigiendo los errores estándar con el método propuesto por Huber-White para tener errores estándar robustos, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. El Panel C usa los mismos controles que las regresiones ponderadas en las estimaciones principales. El Panel D agrega efectos fijos a nivel región. El p-score construido para estos paneles se construye igual que para el panel A y B.

6.2.2. Heterogeneidades sobre hogares monoparentales

Al considerar solamente una muestra de hogares monoparentales, la Tabla 12 muestra que para los beneficiarios en hogares monoparentales el impacto es similar en signo a cuando se usa la muestra completa, sin embargo es ligeramente menor en magnitud cuando se usa la muestra de hogares monoparentales. El impacto es una caída entre 3.24 y 3.31 pp, significativos al 1 %. El Panel B de la Tabla 12 muestra que para los hermanos menores de 6 años en hogares monoparentales se estima un efecto con mayor magnitud con los tres estimadores, de una disminución de entre 8.22 y 10.5 pp significativos al 1 %. Para la variable de años de escolaridad, la Tabla 13 muestra impactos similares en signo, y significancia estadística para los beneficiarios del SDM18. Las estimaciones son ligeramente mayores en magnitud, estimándose un impacto entre 0.535 y 0.591 significativos al 1 %.

TABLA 12: Heterogeneidades, Asistencia en Hogares Monoparentales

Panel A: Beneficiarios			
	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**
sdm18	-0.0326***	-0.0324***	-0.0331***
	(0.00813)	(0.00706)	(0.00652)
Observaciones	20,153	20,153	20,153
R-squared	-	-	0.093
Panel B: Hermanos menores de 6			
VARIABLES	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**
sdm18	-0.105***	-0.0838***	-0.0822***
	(0.0383)	(0.0281)	(0.0236)
Observaciones	3,065	3,065	3,065
R-squared	-	-	0.197

Nota: La variable dependiente es una binaria que indica si el individuo asiste o no a un establecimiento educacional. En el Panel A se presenta la estimación de los beneficiarios y en el Panel B se presenta la estimación de los hermanos. La primera columna es la estimación de matching en Propensity Score tomando un vecino cercano. La segunda columna muestra la estimación con tres vecinos cercanos. Los errores estándar están corregidos por el método de Abadie e Imbens (2006) en estas columnas. La tercera columna muestra la estimación de la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad, usando el ponderador propuesto por Busso, DiNardo y McCrary (2009) para el efecto tratamiento sobre los tratados y con errores estándar robustos a heteroscedasticidad, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

TABLA 13: Heterogeneidades, Escolaridad de Beneficiarios en Hogares Monoparentales

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	Educación Regular	Escolaridad	Educación Regular	Escolaridad
sdm18	-0.581***	0.535***	-0.600***	0.591***
	(0.0334)	(0.0835)	(0.0328)	(0.0822)
Colegios/Alumnos por Comuna	2.942***		2.360**	
	(0.998)		(0.973)	
Indicadores y Grados de Discapacidad	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos Año	No	No	Sí	Sí
ath ρ		-1.860***		-1.895***
		(0.0944)		(0.0889)
ln σ		0.735***		0.744***
		(0.0347)		(0.0333)
Observaciones	7,589	7,589	7,589	7,589

Nota: Los errores estándar son robustos a heteroscedasticidad, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Las columnas 1 y 2 incluyen controles por la edad, un indicador para la ruralidad del hogar, el género, la escolaridad del jefe de hogar, un indicador sobre la pertenencia a un pueblo originario, indicadores por los grados de discapacidad e indicadores sobre la posibilidad de que el beneficiario se pueda asear sin ayuda y pueda desplazarse en su casa. Las columnas 3 y 4 incluyen los mismos controles y agregan efectos fijos a nivel año. Cada una de las columnas estima también una constante que no se presenta en la Tabla. El test de Wald de ecuaciones independientes obtuvo un valor p asociado de 0 en ambas estimaciones. Los términos ath ρ y ln σ son el inverso de la tangente hiperbólica de ρ y el logaritmo natural de σ.

Para los jefes de hogar, la Tabla 14 muestra efectos similares en signo y significancia para casi todas las variables respecto a la muestra completa, salvo algunas diferencias en magnitud. Se presentan solamente estimaciones con la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad debido

a que los estimadores de matching no satisfacían el overlap con esta muestra, quedaban observaciones tratadas sin controles asociados. Se agrega una regresión ponderada con efecto fijo a nivel región. La cantidad de horas trabajadas cae entre 1.61 y 1.636 con significancia estadística al 1 %. La probabilidad de estar desempleado cae entre 2.34 y 2.42 pp, significativo al 1 %. La probabilidad de estar inactivo aumenta entre 4.08 y 5.56 pp significativo al 1 %, magnitud significativamente menor que cuando se usa la muestra completa de jefes de hogar de beneficiarios que ingresan al sistema nuevo de RND.

TABLA 14: Heterogeneidades, Jefes de Hogar en Hogares Monoparentales

	Jefe de Hogar		
	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	Horas	Desempleado	Inactivo
Panel A: 1 NN			
sdm18	-	-	0.0556***
			(0.0146)
Observaciones	-	-	8,206
Panel B: 3 NN			
sdm18	-	-	0.0475***
			(0.0131)
Observaciones	-	-	8,206
Panel C: IPW			
sdm18	-1.610***	-0.0234***	0.0408***
	(0.470)	(0.00625)	(0.0119)
Observaciones	4,373	8,284	8,206
R-squared	0.047	0.010	0.035
Panel D: IPW			
sdm18	-1.636***	-0.0242***	-
	(0.468)	(0.00599)	
Observaciones	4,373	8,284	-
R-squared	0.064	0.021	

Nota: Los Paneles A y B muestran la estimación de la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad, usando el ponderador propuesto por Busso, DiNardo y McCrary (2009) para el efecto tratamiento sobre los tratados y corrigiendo los errores estándar con el método propuesto por Huber-White para tener errores estándar robustos, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. El Panel D agrega efectos fijos a nivel región entre sus controles.

6.2.3. Heterogeneidades según sistema de puntajes de RND

Al realizar las estimaciones de los beneficiarios separando la muestra de beneficiarios según el formato de puntajes de discapacidad de RND, se encuentran diferencias en signo, magnitud y

significancia estadística. La Tabla 15 muestra que para los beneficiarios del sistema antiguo de discapacidad el efecto es de una caída entre 5.28 y 6.12 pp, significativos al 1 %. Por su parte, para aquellos que ingresaron al sistema nuevo de puntajes de discapacidad se estima un incremento en la probabilidad de asistencia a establecimientos educacionales de 1.15 pp, significativo al 10 % cuando se usa la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad. Cuando se usan los estimadores de matching no hay impactos significativos con esta muestra de beneficiarios. Las estimaciones de los años de escolaridad por sistema de puntaje se presentan en la Tabla 16 y dan cuenta de que para los beneficiarios del sistema antiguo el impacto es de mayor magnitud que para los del sistema nuevo de puntajes. Mientras que para los del sistema antiguo el impacto se estima de un aumento entre 0.631 y 0.65 años de escolaridad, para los del sistema nuevo se estima entre 0.27 y 0.361.

TABLA 15: Heterogeneidades, Asistencia según sistema de puntajes de discapacidad

Panel A: Sistema Antiguo			
	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**
sdm18	-0.0528***	-0.0573***	-0.0612***
	(0.00959)	(0.00835)	(0.00757)
Observaciones	16,139	16,139	16,139
R-squared	-	-	0.091
Panel B: Sistema Nuevo			
VARIABLES	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**
sdm18	0.00586	0.00237	0.0115*
	(0.00946)	(0.00786)	(0.00679)
Observaciones	12,440	12,440	12,440
R-squared	-	-	0.120

Nota: La variable dependiente es una binaria que indica si el individuo asiste o no a un establecimiento educacional. En el Panel A se presenta la estimación de los beneficiarios del sistema antiguo de discapacidad y en el Panel B se presenta la estimación de los beneficiarios del sistema nuevo. La primera columna es la estimación de matching en Propensity Score tomando un vecino cercano. La segunda columna muestra la estimación con tres vecinos cercanos. Los errores estándar están corregidos por el método de Abadie e Imbens (2006) en estas columnas. La tercera columna muestra la estimación de la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad, usando el ponderador propuesto por Busso, DiNardo y McCrary (2009) para el efecto tratamiento sobre los tratados y con errores estándar robustos a heteroscedasticidad, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

TABLA 16: Heterogeneidad, Años de Escolaridad según sistemas de discapacidad

Panel A: Sistema Antiguo				
	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	Educación Regular	Escolaridad	Educación Regular	Escolaridad
sdm18	-0.403***	0.650***	-0.446***	0.631***
	(0.0438)	(0.139)	(0.0448)	(0.143)
Colegios/Alumnos por Comuna	2.545*		2.285	
	(1.320)		(1.650)	
Indicadores, puntaje y Grados de Discapacidad	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos Año	No	No	Sí	Sí
ath ρ		-2.082***		-2.042***
		(0.110)		(0.138)
ln σ		1.061***		1.012***
		(0.0415)		(0.0455)
Observaciones	5,767	5,767	5,767	5,767
Panel B: Sistema Nuevo				
VARIABLES	Educación Regular	Escolaridad	Educación Regular	Escolaridad
sdm18	-0.569***	0.270***	-0.615***	0.361***
	(0.0399)	(0.0818)	(0.0394)	(0.0822)
Colegios/Alumnos por Comuna	5.251***		4.602***	
	(1.354)		(1.288)	
Indicadores, puntaje y Grados de Discapacidad	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos Año	No	No	Sí	Sí
ath ρ		-1.754***		-1.814***
		(0.0972)		(0.0931)
ln σ		0.538***		0.557***
		(0.0333)		(0.0318)
Observaciones	5,043	5,043	5,043	5,043

Nota: Los errores estándar son robustos a heteroscedasticidad, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Las columnas 1 y 2 incluyen controles por la edad, un indicador para la ruralidad del hogar, el género, la escolaridad del jefe de hogar, un indicador sobre la pertenencia a un pueblo originario, indicadores por los grados de discapacidad, el puntaje de discapacidad mental e indicadores sobre la posibilidad de que el beneficiario se pueda asear sin ayuda y pueda desplazarse en su casa. Las columnas 3 y 4 incluyen los mismos controles y agregan efectos fijos a nivel año. Cada una de las columnas estima también una constante que no se presenta en la Tabla. El test de Wald de ecuaciones independientes obtuvo un valor p asociado de 0 en ambas estimaciones. Los términos ath ρ y ln σ son el inverso de la tangente hiperbólica de ρ y el logaritmo natural de σ.

7. Análisis de Robustez

En esta sección se presentan estimaciones cambiando las especificaciones de la probabilidad predicha, la variable de exclusión usada en las estimaciones del tipo Full Information Maximum Likelihood y se llevaron a cabo estimaciones de tipo placebo tomando como beneficiarios a los individuos tratados pero en los períodos antes de que reciben el beneficio. Con los cambios en las especificaciones de la probabilidad predicha y de la variable de exclusión se busca dar robustez a las estimaciones presentadas en la sección anterior. Por su parte, las estimaciones de placebo buscan mostrar que el efecto mostrado es el efecto causal de interés y no una mera correlación. Las Tablas de esta sección se encuentran en el Anexo. Cada una de las Tablas de esta sección usa todos los

períodos disponibles siempre que fuera satisfecha la condición de overlap, salvo las estimaciones de Full Information Maximum Likelihood que usan los períodos correspondientes a los segundos semestres de cada año.

7.1. Diferentes Propensity Score

La segunda versión de propensity score construida agrega a la estimación de la probabilidad de ser tratado el índice de necesidad[25] de RSH y la educación de la mujer principal del hogar[26]. La tercera versión de propensity score incluye además del índice de necesidad y la educación de la mujer principal del hogar, la proporción de personas que están afiliadas al tramo D de Fonasa y un indicador sobre si el hogar es monoparental o no. Las variables que se agregan en las dos versiones nuevas del propensity score son variables que afectan directamente la probabilidad de tratamiento debido a que se incluyen en el modelo Logit usado para distribuir a los hogares del 40 % más vulnerable (MDSF, 2018), se omiten en la especificación principal del propensity score debido a la potencial endogeneidad de las variables. El Panel A de la Tabla 18 muestra para el beneficiario que el impacto sobre la probabilidad de asistir a un establecimiento educacional es de magnitud similar que la Tabla 6, estimándose un efecto negativo entre 3.33 y 4.51 pp cuando se usa la segunda versión del propensity score, y entre 3.25 y 4.74 pp cuando se usa la tercera versión. Para los hermanos del beneficiario, el Panel B de la Tabla 18 muestra que el impacto es significativo al 10 % cuando se usan 3 vecinos cercanos y al 1 % cuando se usa la regresión ponderada para la segunda versión del propensity score, estimándose un impacto negativo entre 4.09 y 7.49 pp. Cuando se usa la tercera versión del propensity score, las estimaciones son significativas al 1 % cuando se usan tres vecinos cercanos y la regresión ponderada, estimándose un impacto negativo entre 5.96 y 6.67 pp.

[25]El índice de necesidad es la "sumatoria de los integrantes de la unidad de análisis ajustada considerando las economías de escala que se presenten al interior de la unidad de análisis y las diferencias de gastos asociadas a factores individuales de edad, discapacidad y dependencia de los integrantes de la unidad de análisis" (MDSF, 2018), se utiliza para el cálculo de CSE. A mayor índice de necesidades, mayor la vulnerabilidad.

[26]Esta variable se construye usando la variable escolaridad de RIS y se consideraba el valor para la jefa de hogar en caso de ser mujer, la pareja del jefe de hogar, la madre del jefe de hogar en caso de que el jefe de hogar sea hombre y no tenía pareja mujer y si no la de la hija de más edad del hogar.

Las estimaciones para el jefe del hogar, presentadas en los paneles A, B y C de la Tabla 19, muestran similitudes tanto en significancia, signo y magnitud entre las estimaciones con las nuevas versiones del propensity score y la versión principal. La principal diferencia se encuentra en el impacto sobre la probabilidad de inactividad cuando se usa el estimador de un vecino cercano con la segunda y tercera versión del propensity score, además de cuando se usa el estimador de tres vecinos cercanos. Las magnitudes con la segunda y tercera versión del propensity score son ligeramente mayores. Para la pareja del jefe de hogar, las estimaciones presentadas en los paneles D, E y F de la Tabla 19 muestran similitudes en las estimaciones del impacto sobre la cantidad de horas trabajadas y la probabilidad de inactividad. Sin embargo el impacto sobre la probabilidad de estar desempleado cae en significancia estadística, siendo significativa al 10 % cuando se usan tres vecinos cercanos y al 5 % cuando se usa la regresión ponderada.

7.2. Cambio en la Variable de Exclusión, estimaciones de Full Information Maximum Likelihood

Se repitieron las estimaciones por FIML en la variable de años de escolaridad de los beneficiarios, pero en esta oportunidad se usó como variable de exclusión la cantidad de establecimientos educacionales por comuna en cada año, similar a lo que hace Maluccio (1998). La Tabla 20 muestra los resultados. De la Tabla se nota que al cambiar la variable de exclusión se tienen resultados similares en signo y significancia para la estimación del impacto del SDM18 sobre los años de escolaridad del beneficiario, sin embargo son ligeramente menores en magnitud, estimándose que aumentan entre 0.496 y 0.562, significativos al 1 %.

7.3. Efectos Placebo

Para darle mayor credibilidad al análisis se llevaron a cabo estimaciones de placebo, con el objetivo de mostrar que los estimadores usados muestran el efecto causal del SDM18 sobre las variables de interés revisadas y que no se trata solamente de una correlación entre quienes reciben el beneficio y las variables revisadas. Para esto se repitieron las estimaciones principales presentadas en la sección 6, con la diferencia que se consideraron como tratados a aquellos beneficiarios en los

períodos en que aún no recibían el beneficio. En otras palabras, se usa como grupo de tratados a los beneficiarios antes de recibir el subsidio, el grupo de control sigue siendo el mismo. De esta manera, si los efectos estimados en la sección 6 son verdaderamente el efecto causal del SDM18 sobre las variables revisadas, entonces para estas estimaciones no se deberían encontrar impactos estadísticamente significativos.

Se realizaron estimaciones de placebo para las variables de los beneficiarios usando las tres versiones del propensity score y mostrando también el placebo para la muestra de beneficiarios que ingresaron a RND con el sistema nuevo de puntajes, los que se muestran en la Tabla 21. La Tabla 21 muestra que no hay efectos sobre la probabilidad de asistir a establecimientos educacionales. Cuando se estima usando el regresor ponderado, usando la muestra completa, se estima un coeficiente distinto de cero que se considera despreciable debido a que se revierte el signo de la estimación y porque es significativo solamente al 10 % de significancia. Para los hermanos menores de 6 años, la Tabla 22 muestra que no se estiman coeficientes significativamente distintos de cero, reforzando la idea de que la estimación principal refleja el efecto causal. La Tabla 22 muestra estimaciones con las regresiones ponderadas con las tres versiones del propensity score debido a que los estimadores de matching no satisfacían overlap. También se realizaron estimaciones de placebo para los años de escolaridad, la Tabla 23 muestra que no hay impactos significativos del SDM18 sobre los años de escolaridad de los beneficiarios en los períodos en que no reciben el SDM18.

Para el jefe de hogar, la Tabla 24 muestra los resultados de las estimaciones con la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad[27]. Se utilizaron las tres versiones del propensity score, encontrándose para las horas de trabajo que hay estimaciones estadísticamente significativas al 10 %, sin ser económicamente relevantes debido a que se revierte el signo de las estimaciones principales. Las columnas (4) y (5) de la Tabla 24 muestran los resultados de estas estimaciones para la pareja del jefe de hogar [28]. Se nota que tanto para la probabilidad de desempleo como para la probabilidad de inactividad, no se estiman coeficientes estadísticamente distintos de cero.

[27]Al usar los estimadores de matching en propensity score no se cumplía el requisito de soporte común para poder realizar la estimación, quedaban observaciones tratadas sin controles asociados.

[28]No se presentan estimaciones de placebo sobre la cantidad de horas trabajadas debido a que las estimaciones principales mostraban que no había efecto sobre esta variable

Las estimaciones de placebo dan cuenta que para el beneficiario, los hermanos menores de 6 años, el jefe de hogar y su pareja, los resultados mostrados en la sección 6 sí serían el efecto causal debido a la ausencia de estimaciones estadísticamente significativas, o de que cuando las hay son con un signo y magnitudes distintas de las encontradas en las estimaciones principales, sin ser económicamente relevantes.

8. Discusión de los resultados

En esta sección se realiza un breve comentario sobre los estimadores usados y las condiciones requeridas para que las estimaciones sean insesgadas o de menor error cuadrático medio. Luego se comentan los resultados obtenidos en las estimaciones principales, las de heterogeneidades del impacto y las de robustez para explicar las razones por las que los efectos tienen las magnitudes y signos encontrados, contrastando los resultados con lo que muestra la literatura relevante para este contexto.

8.1. Estimadores usados

Para que una estimación de matching en propensity score sea insesgada se requiere solamente una correcta especificación del score (Ertefaie and Stephens, 2010). También se ha documentado que aún cuando el balance no es bueno para todos los controles, sería aceptable un balance débil para aquellos controles que son débiles predictores del tratamiento (Austin and Stuart, 2015). Para este caso es esperable que no sean variable débiles el puntaje de discapacidad, los grados de discapacidad y la capacidad de asearse sin ayuda y de desplazarse libremente en casa. Se sugiere además que el cálculo del propensity score se lleve a cabo con las variables que predigan de buena manera el tratamiento (Wang, 2021), lo que en este caso sería incluir las variables del cálculo del modelo Logit para el 40 % más vulnerable pero evitando aquellas que puedan sufrir manipulaciones, agregando posteriormente variables del modelo Logit usado en CSE como robustez. Uno de los problemas documentados al usar matching en propensity score es que en pocas oportunidades se realiza el proceso iterativo de estimar, revisar el balance, cambiar la especificación si es necesario y reestimar (King and Nielsen, 2019), lo que sí se realizó en este caso. Además, otro de los

potenciales problemas al hacer matching en propensity score, surge cuando se trunca el tramo de probabilidad predicho sobre el tramo de tratados que no tienen vecinos en el grupo de control con probabilidades predichas en el mismo rango (Wang, 2021), procedimiento que no se realizó en esta investigación sino que simplemente se optó por dejar de lado aquellos períodos en que no habían vecinos en el grupo de control para el grupo de tratamiento de la persona analizada.

El estimador que usa como ponderador el inverso de la probabilidad predicha tiene la virtud de que para que el estimador sea consistente, se requiere que la especificación lineal de la regresión o que el cálculo de la probabilidad que se usa para construir el ponderador estén bien especificados, es un estimador dentro de los que se conocen como "doblemente robustos", precisamente por depender solamente de una de las dos especificaciones para asegurar la consistencia (Busso et al., 2009). Handouyahia, Haddad y Eaton (2013) argumentan que las estimaciones por Inverse Probability Weighting serían las con menores varianzas dentro de los estimadores semi paramétricos. También, a diferencia de los estimadores de propensity score, los ponderados por el inverso de la probabilidad asignan un peso mayor a los miembros del grupo de control con mayores probabilidades estimadas de recibir el tratamiento (Handouyahia et al., 2013). Los mismos autores comentan que existen potenciales problemas en el desempeño de estos estimadores cuando la muestra es finita, considerando el tamaño de la muestra en RIS, estos problemas no debieran estar afectando significativamente.

8.2. Discusión sobre ingreso a RSH, la asignación de SDM18 y los efectos encontrados

Una potencial preocupación sobre los resultados encontrados en las variables laborales de los adultos del hogar, es que al momento de ingresar a RSH declaren que su situación laboral es más precaria que la que tienen realmente para poder ser elegibles al beneficio. Si esto fuera así entonces las estimaciones del efecto que tiene el SDM18 sobre estas variables estarían capturando una correlación proveniente de esta declaración más que el efecto causal de interés. Para responder a esta preocupación hay que revisar el proceso de ingreso a RSH. En primer lugar hay que recordar que una vez que los hogares ingresan a RSH, son ordenados de manera tal que queden en uno de los 7 tramos de CSE presentados en la sección 2. Para este primer ordenamiento la variable ingresos

juega un rol importante y para aquellas personas que ingresan al registro sin información administrativa de sus ingresos, se usan los ingresos autorreportados. Es esperable entonces que aquellos hogares que reporten un nivel bajo de ingresos queden dentro del tramo más vulnerable en este primer ordenamiento, que es el tramo del 40 % de CSE. Una vez que están dentro del tramo del 40 %, son ordenados en base al modelo Logit que se presentó en la sección 2. Este modelo Logit no toma variables de ingreso y no usa variables autorreportadas[29] en relación al trabajo al momento de ingresar a RSH. Entonces es poco probable que por el autorreporte de la situación laboral de los hogares algunos queden dentro del tramo del 20 %, tramo en que los hogares pueden ser elegibles para SDM18. Esto debido a que para ordenar los hogares dentro del 40 % se usa el modelo Logit que no usa variables de ingreso ni laborales autorreportadas ((MDS, 2015); (RSH, 2021b)). Además cabe recordar que para el análisis se usó siempre una muestra de hogares que están dentro del 40 % de CSE, por lo tanto el ordenamiento relevante para la asignación es el que entrega el modelo Logit.

8.3. Discusión sobre mecanismos del SDM18

El SDM18 al no tener ningún requisito relacionado directamente con la cantidad de horas trabajadas ni que influya en la decisión ocio-trabajo de los adultos del hogar, se traduce en un efecto ingreso puro, lo que aumenta los ingresos disponibles del hogar y en el impacto los adultos del hogar trabajan menos horas y algunos incluso salen de la fuerza laboral, según se pudo ver en los resultados de las estimaciones principales y de robustez. Se nota que el efecto sobre la probabilidad de desempleo e inactividad tiene signos distintos. Esta diferencia se podría explicar porque la caída de la probabilidad de desempleo se traduce en que los adultos del hogar salen de la fuerza laboral, lo que se refleja también en que aumenta la probabilidad de inactividad, es decir, la diferencia de signos apuntan a una misma razón, que es que el efecto ingreso puro desincentiva el trabajo.

Las potenciales razones por las que un aumento en los ingresos disponibles del hogar se traduzca en mayores años de escolaridad de los beneficiarios y mayor o menor probabilidad de asistencia

[29]La única variable laboral que usa el modelo Logit es la proporción de personas en el hogar que no cotiza en AFP y no es autorreportada. Según Casen 2017, dentro de los primeros cuatro deciles de ingreso autónomo per cápita, como aproximación del 40 % de vulnerabilidad de CSE, un 69,9 % cotiza en el primer decil, un 79,3 % en el segundo, un 81,4 % en el tercero y un 84,8 % en el cuarto (Casen, 2017a).

a establecimientos educacionales se presentan a continuación. Por un lado hay menores niveles de estrés financiero en el hogar (Deshpande et al., 2021) lo que facilita la satisfacción de primeras necesidades dentro del hogar o también permite que los beneficiarios reciban mejor atención especializada. Por otro lado, el efecto negativo del SDM18 sobre la probabilidad de asistencia a establecimientos educacionales se puede explicar porque ahora como tienen mayores niveles de ingresos en el hogar, los menores en situación de discapacidad se pueden quedar con los adultos que trabajan menos o con alguien a quien le paguen para que cuide al menor. Esto último supone que los adultos de los menores en situación de discapacidad prefieren que el menor se quede en el hogar y que por falta de ingresos lo mandan a establecimientos educacionales a que reciba cuidados ahí. Hay que tomar en consideración que el SDM18 es un porcentaje muy importante dentro de los ingresos, como se muestra en la Tabla 17 el SDM18 es aproximadamente un 59 % de los ingresos laborales promedio de los hogares del grupo de control, por lo tanto es de esperarse que el SDM18 es una ayuda monetaria importante para las familias una vez que un menor en situación de discapacidad pasa a ser beneficiario.

TABLA 17: Estadística Descriptiva, Ingreso laboral promedio controles y tratados

	Controles (1)		**Tratados (2)**		**Subsidio (3)**		**Comparativa (4)=(2)+(3)**
Año	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.	SDM18	% Controles	Tratados+SDM18
2016	$ 115.914,1	$ 98.012,23	$ 110.841,6	$ 99.569,98	$ 64.273	55,44 %	$175.114,6
2017	$ 114.942,6	$ 99.501,39	$ 104.627,9	$ 98.442,9	$ 66.104	58,04 %	$171.343,27
2018	$ 114.152	$ 98.849,25	$ 99.196,81	$ 94.962,29	$ 67.228	59,72 %	$167.373,25
2019	$ 110.375,5	$ 99.841,53	$ 98.175,03	$ 97.791,28	$ 69.178	63,26 %	$168.008,15

Nota: Tanto para controles como tratados se usa el ingreso laboral promedio del hogar, se calcula tomando el ingreso proveniente de RSH y dividiéndolo en la cantidad de miembros del hogar para cada período de tiempo. Se presentan las estadísticas para el mes de diciembre de cada año. La columna % Controles se calcula revisando qué porcentaje de ingreso laboral promedio de los controles sería el SDM18. La última columna se obtiene sumando el ingreso laboral promedio de los tratados al monto de SDM18 de cada año.

Como se mostró en la Tabla 15, los beneficiarios asisten más o menos a establecimientos educacionales según el sistema de puntajes de RND al que ingresan. Esto significa que existe alguna variable que motiva a los padres del menor a enviarlo más o menos a un establecimiento. No es razonable pensar que solamente por el sistema de puntajes de RND el efecto tenga una dirección u otra, sino que deben existir diferencias propias de los beneficiarios que explican la dirección del efecto y que están correlacionadas con el sistema de puntajes. La Figura 7 muestra los coeficientes y los intervalos de confianza al 95 % asociados al tipo de sistema de puntajes cuando se hace una

regresión simple entre distintos indicadores presentes en RSH y una variable binaria que indica el tipo de sistema (la variable toma valor 1 cuando ingresó con el sistema antiguo y toma valor 0 cuando ingresó con el sistema nuevo). Cuando se revisan las características de los beneficiarios según el sistema de puntajes de RND, se nota que en promedio los beneficiarios del formato antiguo de RND tienen mayores dificultades, son menos autovalentes, en promedio necesitan más ayuda para asearse y tienen menos capacidad de desplazarse libremente por sus casas, además de que en promedio hay más beneficiarios del sistema antiguo postrados. Se revisaron también las razones por las que los beneficiarios no asisten[30] a establecimientos educacionales según el sistema de puntajes de discapacidad con el que ingresaron a RND. La Figura 8 muestra que las razones se concentran principalmente en tres: (i) No lo considera necesario, (ii) tiene una enfermedad que lo inhabilita y (iii) Otra razón. Se nota que quienes ingresaron al sistema antiguo en promedio responden "Enfermedad que lo inhabilita" más que quienes ingresaron al sistema nuevo, mientras que éstos responden en promedio más "Otra razón" que quienes ingresaron al sistema nuevo. Esta evidencia sugiere que quienes entraron al sistema antiguo de puntajes de RND son en promedio distintos a quienes entraron con el sistema nuevo, lo que explica por qué se revierte el signo del efecto del SDM18 sobre la probabilidad de asistencia a establecimientos educacionales. En otras palabras, como los que ingresaron al sistema antiguo de discapacidad presentan más dificultades y una situación de discapacidad peor que quienes ingresaron al sistema nuevo, los adultos del hogar de estos menores prefieren que asistan menos a establecimientos educacionales y al recibir el SDM18 pueden costear el cuidado del menor fuera de un establecimiento educacional.

[30]Se pudo revisar esto gracias a una variable de RSH que pregunta por qué la persona no asiste a establecimientos educacionales, variable que tiene 12 posibles respuestas.

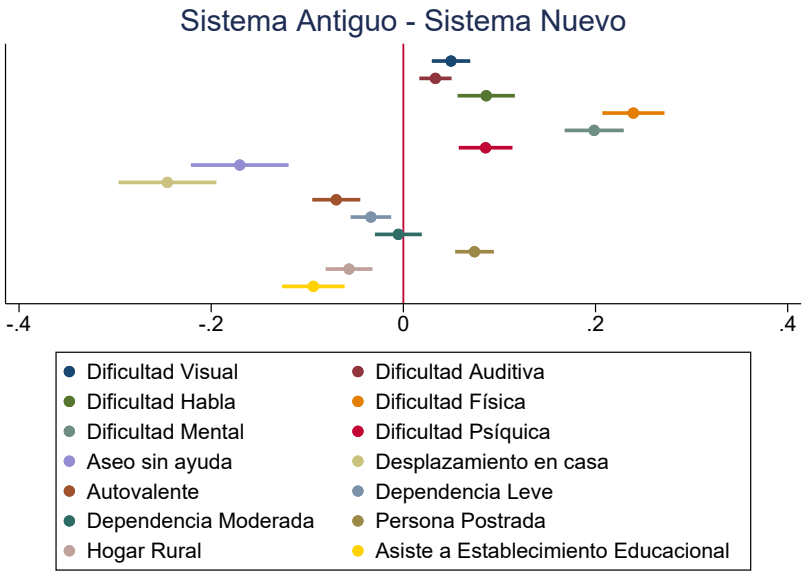


Figura 7: Comparación Beneficiarios Sistema Antiguo y Beneficiarios Sistema Nuevo

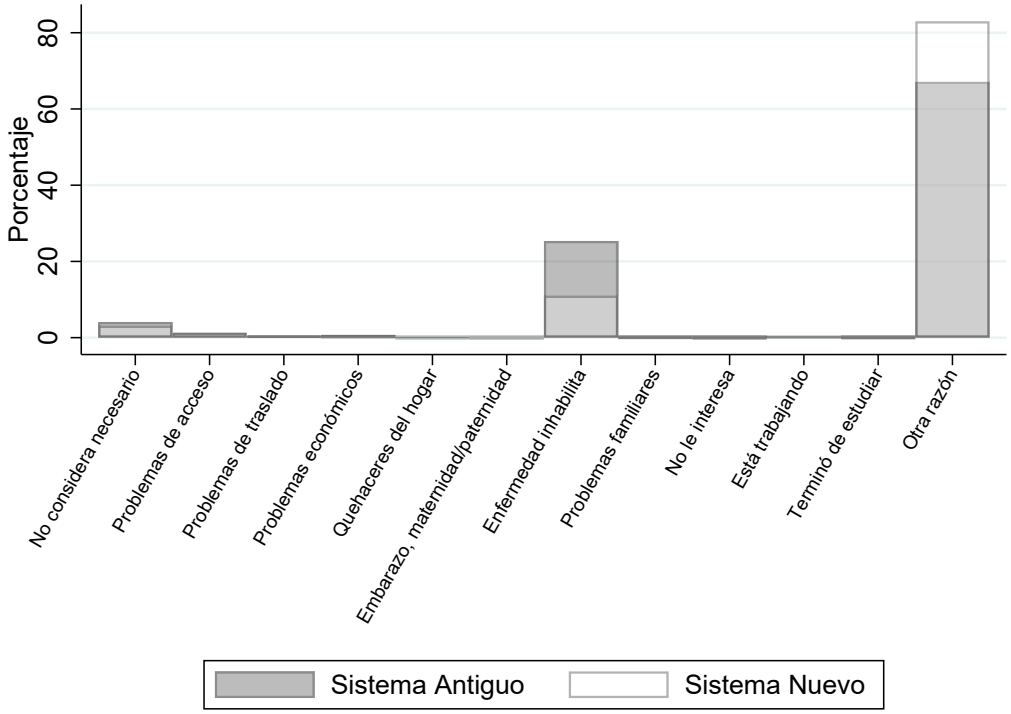


Figura 8: Por qué no asisten los beneficiarios a establecimientos educacionales

Llama a la atención que con la muestra completa de beneficiarios haya un efecto positivo del SDM18 en el margen intensivo, mientras que hay un efecto negativo del SDM18 en el margen extensivo. Para entender esta diferencia de signos primero hay que recordar que las estimaciones del

margen intensivo se calculan solamente sobre un grupo de personas que asiste a establecimientos de educación regular, mientras que los del margen extensivo se calculan sobre el total de los tratados y los controles. Además hay que reconocer que la diferencia de signos se encuentra en la muestra de beneficiarios que ingresaron a RND con el sistema antiguo de puntajes de discapacidad, mientras que eso no ocurre con quienes ingresaron al sistema nuevo de puntajes[31]. Considerando lo anterior, la diferencia de signos se podría explicar por la profundidad de la discapacidad de los beneficiarios, de manera que el efecto positivo provendría de quienes ingresaron al sistema antiguo, pero no tienen una discapacidad profunda tal como para que el efecto en el margen extensivo sea negativo. Por esta misma razón, podría explicarse también que ellos asistan a establecimientos de educación regular, mientras que quienes tengan una situación de discapacidad de mayor profundidad asisten a establecimientos de educación diferencial o no asisten a ninguno. En otras palabras, dentro de la muestra de beneficiarios que ingresaron al formato antiguo, el efecto en el margen intensivo se podría explicar por quienes no están en una situación de discapacidad tan grave, mientras que el efecto en el margen extensivo se explicaría por quienes sí están en una situación de discapacidad grave. Estas diferencias de profundidad de discapacidad se observan en los datos. La Figura 9 muestra los coeficientes y los intervalos de confianza al 95 % de una regresión simple de distintos indicadores de salud presentes en RSH contra un indicador de asistencia a educación regular (el indicador toma valor 1 cuando el beneficiario asiste y 0 si no), usando la muestra de beneficiarios que ingresaron a RND con el formato Antiguo. De la Figura se desprende que aquellos que asisten a educación regular tienen en promedio menos dificultades, son más capaces de asearse sin ayuda y desplazrse libremente por su casa, son más autovalentes, son menos con dependencia moderada y postrados.

[31]Para esta muestra, el efecto en el margen extensivo es ligeramente positivo y en el margen intensivo es positivo.

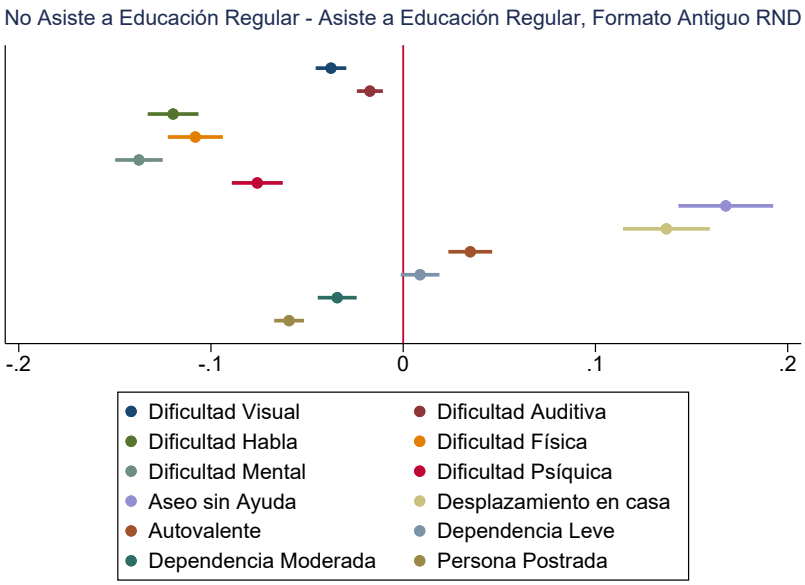


Figura 9: Comparación Discapacidad según Asistencia a Educación Regular, Beneficiarios del formato Antiguo

Para los hermanos de los beneficiarios, los efectos son contrarios al argumento de que el efecto ingreso alivia en buena medida la situación financiera del hogar y que por eso se les facilita a los menores de edad la posibilidad de asistir a establecimientos educacionales. Considerando que la muestra de hermanos es de menores de 6 años y que los adultos del hogar disminuyen su oferta de trabajo, entonces una hipótesis para explicar el signo negativo del efecto es que una vez que los adultos del hogar trabajan menos, optan por tener a estos menores de edad en sus hogares y que por esta razón es menos probable que asistan a establecimientos educacionales. Para chequear que éste sea el canal por el que el SDM18 tiene un efecto negativo sobre la probabilidad de asistencia de los hermanos menores de 6 años, se repitieron las estimaciones principales y de robustez, pero condicionando en que el jefe del hogar esté fuera de la fuerza laboral, de esta forma si la hipótesis es correcta no se debieran estimar coeficientes estadísticamente significativos. La Tabla 25 en el anexo presenta los resultados de estas estimaciones, mostrando evidencia a favor de este argumento para la muestra de hermanos de beneficiarios que ingresaron al sistema nuevo de puntajes de RND, dado que la significancia estadística cae considerablemente en comparación a la muestra total de hermanos de beneficiarios.

En síntesis, el SDM18 se traduce en un efecto ingreso puro al no tener entre sus requisitos

aspectos directamente relacionados con el empleo, por lo que no cambia el precio relativo de destinar una hora más a trabajar o a ocio. De todas formas al percibir mayor nivel de ingresos los adultos disminuyen su oferta de trabajo, ya sea porque trabajan menos horas o porque están más inactivos. Según la profundidad de la discapacidad, la mejor situación financiera del hogar se puede traducir en que los beneficiarios asistan más o menos a establecimientos educacionales, sin embargo acumulan más años de educación regular. Para los hermanos de los beneficiarios del formato nuevo de discapacidad, la evidencia presentada da cuenta de que hay efectos de estar expuesto al SDM18 para los menores de 6 años debido a que la preescolaridad no es obligatoria y a que los adultos del hogar trabajan menos horas debido al efecto ingreso puro asociado al subsidio.

9. Conclusiones

En esta primera investigación sobre el impacto del SDM18 se ha levantado evidencia sobre algunos elementos importantes a considerar para el diseñador de políticas públicas, como el funcionamiento simultáneo de distintos sistemas de certificación de discapacidad y sus potenciales problemas, así como las falencias de la encuesta Casen para identificar a quienes reciben este subsidio. Por lo anterior se sugiere homologar los sistemas de certificación de discapacidad propios del SDM18 con los que se usan para ingresar a RND, además de guardar en RIS la información de la certificación de los postulantes al subsidio para conocer con mayor profundidad su situación. También se sugiere reformular la pregunta que se hace en CASEN sobre este subsidio de manera que identifique con precisión a los beneficiarios del SDM18, no solo para poder tener más fuentes de información de los beneficiarios además de RIS, sino que para tener información pública y abrir el espacio a más investigadores a revisar este subsidio.

Se ha optado por realizar un análisis en observables, usando estimadores de matching en propensity score y regresiones de tipo inverse probability weighting, además de robustecer el análisis con distintas especificaciones para predecir la probabilidad de tratamiento y de estimaciones de placebo para darle credibilidad a que las estimaciones principales muestran el efecto causal del SDM18. Con la información que se tenía disponible se han dejado en evidencia que los efectos del SDM18 sobre las variables educacionales de los beneficiarios del subsidio se ven condicionados a

la profundidad de la discapacidad del beneficiario. Además se estimaron efectos esperados sobre las variables laborales de los adultos del hogar, en que disminuyen su oferta de trabajo debido al carácter de efecto ingreso puro que tiene el SDM18. Para los hermanos de los beneficiarios la evidencia presentada da cuenta de que el SDM18 afectaría negativamente la probabilidad de asistencia de los hermanos menores de 6 años. Cabe decir que los resultados de esta tesis se deben tomar con cautela y teniendo presente las limitaciones propias del análisis. Esto porque aún cuando los resultados son económicamente relevantes, se obtienen al comparar a los tratados con un grupo de control construido con variables que se aproximan a los requisitos del SDM18, por lo tanto los resultados pueden variar si se construye el grupo de control con las variables reales con que se asigna el subsidio a los postulantes.

Habiendo respondido la pregunta con los datos disponibles, tomando en consideración las limitaciones propias del análisis y lo evidenciado en la literatura sobre hogares con miembros en situación de discapacidad ((Stabile and Allin, 2012); (Deshpande, 2016b); (Levere, 2017)), se encontró que el efecto negativo sobre la oferta laboral en el margen extensivo es mayor para la pareja de los jefes de hogar, también que la oferta laboral femenina es más sensible que la masculina. Se mostró además que en los hogares monoparentales, en el margen extensivo la oferta de trabajo del jefe de hogar disminuye más que en hogares biparentales, pero menos que la de las parejas de los jefes de hogar. Se encontró también que las mujeres que reciben el SDM18 se ven más beneficiadas que los hombres debido a que acumulan más años de escolaridad. Para los hermanos menores de 6 años se encontró que los de hogares monoparentales asisten menos a establecimientos educacionales que aquellos de hogares biparentales.

Hay espacio además para estimar impactos de largo plazo de este subsidio, analizar su costo-efectividad en mayor detalle e incluso se puede continuar la investigación sobre políticas de discapacidad en Chile modelando la decisión de las familias para poder tener un marco conceptual que oriente de mejor manera el análisis, de manera de poder entender las decisiones laborales de los padres según la profundidad de la discapacidad y el nivel de gasto en que tiene que incurrir la familia que tiene uno de sus miembros en situación de discapacidad. Se debe documentar aún la relación entre SDM18 y PBSI para revisar cómo impacta este otro beneficio sobre las decisiones de las familias beneficiarias de SDM18. Se sugiere revisar y precisar la pregunta realizada en la

encuesta Casen relacionada al SDM18, para abrir la posibilidad a más investigaciones sobre este subsidio usando datos de acceso público y levantar más evidencia de los efectos del SDM18. Por último, considerando que el SDM18 ha sufrido cambios en los requisitos de asignación y monto del beneficio, investigaciones futuras pueden tomar la presente investigación como primera evidencia del SDM18 para tener como referencia el impacto del subsidio previo a las modificaciones realizadas.

10. Referencias

(1987). Ley n°18600. Diario Oficial de la República de Chile. https://www.bcn.cl/leychile/navegar?idNorma=29991.

(2003). Ley n°19876. Diario Oficial de la República de Chile. https://www.bcn.cl/leychile/navegar?idNorma=210495.

(2004). Ley n°19949. Diario Oficial de la República de Chile. https://www.bcn.cl/leychile/navegar?idNorma=226081.

(2008). Ley n°20255. Diario Oficial de la República de Chile. https://www.bcn.cl/leychile/navegar?idNorma=269892.

(2010). Ley n°20422. Diario Oficial de la República de Chile. https://www.bcn.cl/leychile/navegar?idLey=20422.

(2022). Ley n°21419. Diario Oficial de la República de Chile. https://www.bcn.cl/leychile/navegar?idNorma=1171923.

Abadie, A. and Imbens, G. W. (2006). Large sample properties of matching estimators for average treatment effects. *econometrica*, 74(1):235–267.

Abadie, A. and Imbens, G. W. (2012). A martingale representation for matching estimators. *Journal of the American Statistical Association*, 107(498):833–843.

Angrist, J. D. and Pischke, J.-S. (2008). *Mostly harmless econometrics*. Princeton university press.

Austin, P. C. and Stuart, E. A. (2015). Moving towards best practice when using inverse probability of treatment weighting (iptw) using the propensity score to estimate causal treatment effects in observational studies. *Statistics in medicine*, 34(28):3661–3679.

Azuero, R. (2020). Evaluating early childhood policies: An estimable model of family child investments. *Available at SSRN 3545407*.

Baert, S. (2016). Wage subsidies and hiring chances for the disabled: some causal evidence. *The European Journal of Health Economics*, 17(1):71–86.

Bharadwaj, P., Løken, K. V., and Neilson, C. (2013). Early life health interventions and academic achievement. *American Economic Review*, 103(5):1862–91.

Bound, J. (1989). The health and earnings of rejected disability insurance applicants.

Brekke, I. and Nadim, M. (2017). Gendered effects of intensified care burdens: employment and sickness absence in families with chronically sick or disabled children in norway. *Work, employment and society*, 31(3):391–408.

Bryson, A., Dorsett, R., and Purdon, S. (2002). The use of propensity score matching in the evaluation of active labour market policies.

Burkhauser, R. V., Daly, M. C., et al. (2000). The supplemental security income program. Technical report.

Busso, M., DiNardo, J., and McCrary, J. (2009). Finite sample properties of semiparametric estimators of average treatment effects. *forthcoming in the Journal of Business and Economic Statistics*.

Caliendo, M. and Kopeinig, S. (2008). Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. *Journal of economic surveys*, 22(1):31–72.

Card, D. (2001). Estimating the return to schooling: Progress on some persistent econometric problems. *Econometrica*, 69(5):1127–1160.

Carneiro, P., Galasso, E., and Ginja, R. (2015). *Tackling social exclusion: evidence from Chile*. The World Bank.

Casen (2013). Caracterización socioeconómica nacional; observatorio social. ministerio de desarrollo social y familia. http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/encuesta-casen.

Casen (2015). Caracterización socioeconómica nacional; observatorio social. ministerio de desarrollo social y familia. http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/encuesta-casen.

Casen (2017a). Caracterización socioeconómica nacional; observatorio social. ministerio de desarrollo social y familia. http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/encuesta-casen.

Casen (2017b). Manual de investigador, encuesta de caracterización socioeconómica nacional; observatorio social. ministerio de desarrollo social y familia. http://observatorio.ministeriodesarrollosocial.gob.cl/storage/docs/casen/2017/Manual_del_Investigador_C

Chen, Susan y Van der Klaauw, W. (2008). The work disincentive effects of the disability insurance program in the 1990s. *Journal of Econometrics*, 142(2):757–784.

ChileAtiende (2021a). Pensión básica solidaria de invalidez. https://www.chileatiende.gob.cl/fichas/5178-pension-basica-solidaria-de-invalidez-pbsi. Accedido el 29-11-2021.

ChileAtiende (2021b). *Subsidio de discapacidad mental para menores de 18 años*. Ministerio de Desarrollo Social.

CreceContigo (2019). Subsidio por discapacidad mental e invalidez. https://www.crececontigo.gob.cl/faqs/en-que-consiste-el-subsidio-por-discapacidad-mental/. Accedido el 17-11-2021.

Currie, J. and Almond, D. (2011). Human capital development before age five. In *Handbook of labor economics*, volume 4, pages 1315–1486. Elsevier.

Decreto (1993). Decreto 48. https://www.suseso.cl/612/w3-article-40087.html#: :text=de %201993 %20Mintrab-,Decreto %20Supremo %20N %C2 %B0 %2048 %20de %201993 % Superintendencia de Seguridad Social. Accedido el 24-05-2022.

Decreto (2012). Decreto 47. https://www.bcn.cl/leychile/navegar?idNorma=1055217. Biblioteca del Congreso Nacional. Accedido el 29-11-2021.

Decreto (2015). Decreto 22. http://www.leychile.cl/N?i=1084161&f=2016-01-01&p=. Biblioteca del Congreso Nacional. Accedido el 31-01-2022.

Deshpande, M. (2016a). Does welfare inhibit success? the long-term effects of removing low-income youth from the disability rolls. *American Economic Review*, 106(11):3300–3330.

Deshpande, M. (2016b). The effect of disability payments on household earnings and income: Evidence from the ssi children's program. *Review of Economics and Statistics*, 98(4):638–654.

Deshpande, M. (2020). How disability benefits in early life affect long-term outcomes.

Deshpande, M., Gross, T., and Su, Y. (2021). Disability and distress: The effect of disability programs on financial outcomes. *American Economic Journal: Applied Economics*, 13(2):151–78.

Duflo, E. (1999). Schooling and labour market consequences of school construction in indonesia: Evidence from and unusual policy experiments. mimeo department of economics. mit.

Ertefaie, A. and Stephens, D. A. (2010). Comparing approaches to causal inference for longitudinal data: inverse probability weighting versus propensity scores. *The international journal of biostatistics*, 6(2).

French, E. and Song, J. (2014). The effect of disability insurance receipt on labor supply. *American economic Journal: economic policy*, 6(2):291–337.

Genereaux, D., Bansback, N., and Birch, P. (2016). Development and pilot testing of a tool to calculate parental and societal costs of raising a child with intellectual disability. *Journal of Intellectual and Developmental Disability*, 41(1):11–20.

Handouyahia, A., Haddad, T., and Eaton, F. (2013). Kernel matching versus inverse probability weighting: a comparative study. *International Journal of Mathematical and Computational Sciences*, 7(8):1218–1233.

Harris, H. and Horst, S. J. (2016). A brief guide to decisions at each step of the propensity score matching process. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, 21(1):4.

Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica: Journal of the econometric society*, pages 153–161.

Imbens, G. and Kalyanaraman, K. (2012). Optimal bandwidth choice for the regression discontinuity estimator. *The Review of economic studies*, 79(3):933–959.

King, G. and Nielsen, R. (2019). Why propensity scores should not be used for matching. *Political Analysis*, 27(4):435–454.

Langley, E., Totsika, V., and Hastings, R. (2020). Psychological well-being of fathers with and without a child with intellectual disability: a population-based study. *Journal of Intellectual Disability Research*, 64(6):399–413.

Lay-Raby, N., Lameles-Corvalán, O., et al. (2021). Multinomial logistic regression to estimate and predict the job opportunities for people with disabilities in chile. *Information*, 12(9):356.

Lechner, M. (2008). A note on the common support problem in applied evaluation studies. *Annales d'Économie et de Statistique*, pages 217–235.

Levere, M. (2017). The labor market consequences of receiving disability benefits during childhood february 2017.

Maluccio, J. A. (1998). Endogeneity of schooling in the wage function: Evidence from the rural philippines. Technical report.

MDS (2015). Resolución número 106, ministerio de desarrollo social.

MDSF (2018). Resolución 68 exenta. Diario Oficial de la República de Chile. https://www.bcn.cl/leychile/navegar?idNorma=1115732.

Morris, L. A. (2014). The impact of work on the mental health of parents of children with disabilities. *Family Relations*, 63(1):101–121.

Porter, J. (2003). Estimation in the regression discontinuity model. *Unpublished Manuscript, Department of Economics, University of Wisconsin at Madison*, 2003:5–19.

Rosen-Reynoso, M., Porche, M. V., Kwan, N., Bethell, C., Thomas, V., Robertson, J., Hawes, E., Foley, S., and Palfrey, J. (2016). Disparities in access to easy-to-use services for children with special health care needs. *Maternal and child health journal*, 20(5):1041–1053.

Rosenbaum, P. R. and Rubin, D. B. (1983). The central role of the propensity score in observational studies for causal effects. *Biometrika*, 70(1):41–55.

RSH (2021a). Calificación socioeconómica. http://www.registrosocial.gob.cl/que-es#top. Registro Social de Hogares. Accedido el 17-11-2021.

RSH (2021b). *Registro Social de Hogares*. Ministerio de Desarrollo Social. Accedido el 17-11-2021.

SENADIS (2015). Libro discapacidad y salud mental senadis. https://senadis.gob.cl/.

SSI (2021). *Supplemental Security Income*. Social Security. Accedido el 18-11-2021.

Stabile, M. and Allin, S. (2012). The economic costs of childhood disability. *The future of children*, pages 65–96.

Stuart, E. A. (2010). Matching methods for causal inference: A review and a look forward. *Statistical science: a review journal of the Institute of Mathematical Statistics*, 25(1):1.

SubsidiosChile (2021). Subsidios chile: Beneficios, fondos y programas en chile. http://subsidioschile.com/requisitos-obtener-subsidio-de-luz-electrica-2017/438/. Accedido el 17-11-2021.

SUSESO (2008). Subsidio para las personas con discapacidad mental menores de 18 años de edad a que se refiere el artículo 35 de la ley n° 20255. imparte instrucciones.

SUSESO (2011). Circular 2737, superintendencia de seguridad social. https://www.suseso.cl/612/w3-propertyvalue-138568.html.

SUSESO (2021a). Subsidio por discapacidad mental de menores de 18 años. https://www.suseso.cl/606/w3-propertyvalue-563.html#presentacion. Superintendencia de Seguridad Social. Accedido el 17-11-2021.

SUSESO (2021b). Superintendencia de seguridad social. https://www.suseso.cl/606/w3-propertyvalue-563.html#presentacion. Accedido 26-05-2021.

von Simson, K., Hardoy, I., et al. (2020). Tackling disabilities in young age—policies that work. *IZA Journal of Labor Policy*, 10(1):1–27.

Von Wachter, T., Song, J., and Manchester, J. (2011). Trends in employment and earnings of allowed and rejected applicants to the social security disability insurance program. *American economic review*, 101(7):3308–29.

Wang, J. (2021). To use or not to use propensity score matching? *Pharmaceutical Statistics*, 20(1):15–24.

11. Anexo

11.1. Estimaciones de Robustez

TABLA 18: Cambios en Propensity Score, Asistencia a establecimientos educacionales

Panel A: Beneficiarios						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**
sdm18	-0.0451***	-0.0438***	-0.0330***	-0.0474***	-0.0436***	-0.0325***
	(0.00775)	(0.00676)	(0.00704)	(0.00773)	(0.00685)	(0.00709)
Observaciones	25,977	25,977	25,977	25,977	25,977	25,977
R-squared	-	-	0.123	-	-	0.125
Panel B: Hermanos menores de 6						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**
sdm18	-0.0365	-0.0409*	-0.0749***	-0.0398	-0.0596***	-0.0667***
	(0.0239)	(0.0218)	(0.0193)	(0.0267)	(0.0231)	(0.0173)
Observaciones	5,125	5,125	5,125	5,125	5,125	5,125
R-squared	-	-	0.019			0.014

Nota: La variable dependiente es una binaria que indica si el individuo asiste o no a un establecimiento educacional. Las primeras tres columnas muestran las estimaciones con la segunda versión del propensity score, las últimas tres columnas muestran las estimaciones con la tercera versión del propensity score. Las columnas 1 y 4 usan un vecino cercano. Las columnas 2 y 5 usan tres vecinos cercanos. Los errores estándar están corregidos por el método de Abadie e Imbens (2006). Las columnas 3 y 6 usan la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad, usando el ponderador propuesto por Busso, DiNardo y McCrary (2009) para el efecto tratamiento sobre los tratados y corrigiendo los errores estándar con el método propuesto por Huber-White para tener errores estándar robustos, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

TABLA 19: Estimación Robustez Jefe de Hogar y Pareja de Jefe de Hogar, Cambios en Propensity Score

			Jefe de Hogar			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	Horas	Desempleado	Inactivo	Horas	Desempleado	Inactivo
Panel A: 1 NN						
sdm18	-0.952**	-0.0141***	0.0200	-1.250***	-0.0228***	0.0197
	(0.426)	(0.00469)	(0.0137)	(0.443)	(0.00495)	(0.0136)
Observaciones	14,498	25,159	10901	14,498	25,159	10,901
Panel B: 3 NN						
sdm18	-1.086***	-0.0148***	0.0238**	-1.007***	-0.0179***	0.0226*
	(0.368)	(0.00408)	(0.0116)	(0.373)	(0.00433)	(0.0116)
Observaciones	14,498	25,159	10,901	14,498	25,159	10,901
Panel C: IPW						
sdm18	-1.619***	-0.0156***	0.0267***	-1.413***	-0.0188***	0.0287***
	(0.309)	(0.00386)	(0.0100)	(0.314)	(0.00425)	(0.00993)
Observaciones	14,498	25,159	10,901	14,498	25,159	10,901
R-squared	0.186	0.010	0.139	0.208	0.013	0.152
			Pareja de Jefe de hogar			
Panel D: 1 NN						
sdm18	-0.201	-0.00810	0.0593***	-0.538	-0.00925	0.0563***
	(0.984)	(0.00861)	(0.0208)	(0.930)	(0.00742)	(0.0209)
Observaciones	2,610	7,995	8,001	2,610	7,995	8,001
Panel E: 3 NN						
sdm18	-0.530	-0.0139*	0.0556***	-0.440	-0.0127*	0.0590***
	(0.853)	(0.00740)	(0.0178)	(0.818)	(0.00717)	(0.0184)
Observaciones	2,610	7,995	8,001	2,610	7,995	8,001
Panel F: IPW						
sdm18	-0.800	-0.0187**	0.0564***	-0.785	-0.0161**	0.0602***
	(0.621)	(0.00778)	(0.0110)	(0.636)	(0.00685)	(0.0117)
Observaciones	2,610	7,995	8,001	2,610	7,995	8,001
R-squared	0.213	0.067	0.539	0.219	0.061	0.529

Nota: En los Paneles A y D se presenta la estimación usando matching en Propensity Score tomando un vecino cercano. En los Paneles B y E se preenta la estimación con tres vecinos cercanos. Los errores estándar están corregidos por el método de Abadie e Imbens (2006), *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Los Paneles C y F muestran la estimación de la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad, usando el ponderador propuesto por Busso, DiNardo y McCrary (2009) para el efecto tratamiento sobre los tratados y corrigiendo los errores estándar con el método propuesto por Huber-White para tener errores estándar robustos, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Las columnas (1) a (3) usan la segunda versión del propensity score. Las columnas (4) a (6) usan la tercera versión del propensity score.

TABLA 20: FIML con Colegios por Comuna

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	Educación Regular	Escolaridad	Educación Regular	Escolaridad
sdm18	-0.592***	0.496***	-0.617***	0.562***
	(0.0284)	(0.0739)	(0.0279)	(0.0745)
Colegios por Comuna	-0.00124***		-0.00118***	
	(0.000265)		(0.000259)	
Indicadores y Grados de Discapacidad	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos Año	No	No	Sí	Sí
ath ρ		-1.789***		-1.829***
		(0.0827)		(0.0822)
ln σ		0.741***		0.754***
		(0.0298)		(0.0290)
Observaciones	10,810	10,810	10,810	10,810

Nota: Los errores estándar son robustos a heteroscedasticidad, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Las columnas 1 y 2 incluyen controles por la edad, un indicador para la ruralidad del hogar, el género, la escolaridad del jefe de hogar, un indicador sobre la pertenencia a un pueblo originario, indicadores por los grados de discapacidad e indicadores sobre la posibilidad de que el beneficiario se pueda asear sin ayuda y pueda desplazarse en su casa. Las columnas 3 y 4 incluyen los mismos controles y agregan efectos fijos a nivel año. Cada una de las columnas estima también una constante que no se presenta en la Tabla. El test de Wald de ecuaciones independientes obtuvo un valor p asociado de 0 en ambas estimaciones. Los términos ath ρ y ln σ son el inverso de la tangente hiperbólica de ρ y el logaritmo natural de σ.

TABLA 21: Placebo matching beneficiarios

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**
sdm18	-0.000581	0.0164	0.0175*	-0.0192	-0.00729	0.0210
	(0.0129)	(0.0109)	(0.00950)	(0.0151)	(0.0129)	(0.0172)
Observaciones	10,757	10,757	10,757	7,370	7,370	7,370
R-squared			0.081			0.130

Nota: La variable dependiente es una binaria que indica si el individuo asiste o no a un establecimiento educacional. Las primeras tres columnas muestran las estimaciones con la muestra completa de beneficiarios, las columnas 4, 5 y 6 usan la muestra de quienes están en el sistema nuevo de RND. Los errores estándar están corregidos por el método de Abadie e Imbens (2006) en las columnas (1), (2), (4) y (5). Las columnas (3) y (6) usan la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad, usando el ponderador propuesto por Busso, DiNardo y McCrary (2009) para el efecto tratamiento sobre los tratados y corrigiendo los errores estándar con el método propuesto por Huber-White para tener errores estándar robustos, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

TABLA 22: Placebo matching hermanos menores de 6 años

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	**IPW Regression**	**IPW Regression**	**IPW Regression**
sdm18	0.0119	0.00196	-0.00108
	(0.0378)	(0.0391)	(0.0404)
Observaciones	2,044	1,979	1,979
R-squared	0.195	0.200	0.206

Nota: La variable dependiente es una binaria que indica si el individuo asiste o no a un establecimiento educacional. La primera columna usa como ponderador la versión principal del propensity score, la segunda columna usa la segunda versión y la tercera columna usa la tercera versión. Todas las columnas usan el ponderador propuesto por Busso, DiNardo y McCrary (2009) para el efecto tratamiento sobre los tratados y corrigiendo los errores estándar con el método propuesto por Huber-White para tener errores estándar robustos, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

TABLA 23: Placebo, Años de Escolaridad Beneficiarios

	(1)	(2)	(3)	(4)
VARIABLES	Educación Regular	Escolaridad	Educación Regular	Escolaridad
sdm18	-0.481***	0.201	-0.415***	0.134
	(0.0688)	(0.128)	(0.0702)	(0.131)
Colegios/Alumnos por Comuna	2.784***		2.393**	
	(1.059)		(1.090)	
Indicadores y Grados de Discapacidad	Sí	Sí	Sí	Sí
Efectos Fijos Año	No	No	Sí	Sí
ath ρ		-1.990***		-2.030***
		(0.0833)		(0.0820)
ln σ		0.546***		0.557***
		(0.0291)		(0.0283)
Observaciones	4,171	4,171	4,171	4,171

Nota: Los errores estándar son robustos a heteroscedasticidad, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1. Las columnas 1 y 2 incluyen controles por la edad, un indicador para la ruralidad del hogar, el género, la escolaridad del jefe de hogar, un indicador sobre la pertenencia a un pueblo originario, indicadores por los grados de discapacidad e indicadores sobre la posibilidad de que el beneficiario se pueda asear sin ayuda y pueda desplazarse en su casa. Las columnas 3 y 4 incluyen los mismos controles y agregan efectos fijos a nivel año. El test de Wald de ecuaciones independientes obtuvo un valor p asociado de 0 en ambas estimaciones. Los términos ath ρ y ln σ son el inverso de la tangente hiperbólica de ρ y el logaritmo natural de σ.

TABLA 24: Placebo Jefe de Hogar y Pareja de Jefe de Hogar

		Jefe de Hogar		**Pareja de Jefe de Hogar**	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
VARIABLES	Horas	Desempleado	Inactivo	Desempleado	Inactivo
Panel A: Primera versión p-score					
sdm18	1.416*	-0.00156	-0.0206	-0.0199	-0.0560
	(0.844)	(0.00911)	(0.0228)	(0.0207)	(0.0349)
Observaciones	5,886	10,021	6,823	2,927	2,933
R-squared	0.195	0.014	0.113	0.068	0.517
Panel B: Segunda versión p-score					
sdm18	1.162	-0.00644	-0.0151	-0.0133	-0.0502
	(0.865)	(0.00979)	(0.0236)	(0.0203)	(0.0346)
Observaciones	5,565	9,187	6,347	2,891	2,897
R-squared	0.197	0.012	0.144	0.083	0.531
Panel A: Tercera versión p-score					
sdm18	1.551*	-0.00806	-0.0110	-0.0133	-0.0506
	(0.842)	(0.00985)	(0.0236)	(0.0203)	(0.0342)
Observaciones	5,565	9,187	6,347	2,891	2,897
R-squared	0.203	0.014	0.158	0.083	0.536

Nota: Las primeras tres columnas son para el jefe de hogar, las columnas (4), (5) y (6) son para su pareja. Cada panel la estimación de la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad, usando el ponderador propuesto por Busso, DiNardo y McCrary (2009) para el efecto tratamiento sobre los tratados y corrigiendo los errores estándar con el método propuesto por Huber-White para tener errores estándar robustos. El Panel A usa la primera versión del propensity score como ponderador, el Panel B usa la segunda y el Panel C la tercera. *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

TABLA 25: Asistencia de Hermanos menores de 6 años, hogares con JdH Inactivo

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
VARIABLES	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**	**1 NN**	**3 NN**	**IPW Regression**
sdm18	-0.128***	-0.138***	-0.0891***	-0.0686*	-0.0394	-0.0116
	(0.0481)	(0.0437)	(0.0274)	(0.0385)	(0.0323)	(0.0188)
Observaciones	1,742	1,742	1,742	1,189	1,189	1,189
R-squared	-	-	0.312	-	-	0.187

Nota: La variable dependiente es una binaria que indica si el individuo asiste o no a un establecimiento educacional. Las Primeras tres columnas usan la muestra de hermanos de beneficiarios del sistema antiguo de puntajes y del nuevo. Las columnas (4), (5) y (6) muestran solamente con los hermanos de beneficiarios del sistema nuevo. Las columnas (1) y (4) muestran la estimación de matching en Propensity Score tomando un vecino cercano. Las columnas (2) y (5) muestran la estimación con tres vecinos cercanos. Los errores estándar están corregidos por el método de Abadie e Imbens (2006) en estas columnas. Las columnas (3) y (6) muestran la estimación de la regresión ponderada por el inverso de la probabilidad, usando el ponderador propuesto por Busso, DiNardo y McCrary (2009) para el efecto tratamiento sobre los tratados y con errores estándar robustos a heteroscedasticidad, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1.

11.2. Indicador de Tratamiento

El indicador del tratamiento en RIS se toma de la base de IPS, que incluye codificaciones para distintos beneficios. El SDM18 se identifica según los valores que toman distintas variables de la base de datos. En particular, un beneficiario de SDM18 en RIS es aquel que toma los siguientes valores para las siguientes variables en IPS:

- c_instit = 4
- c_benef = 3
- c_tipobe = 1

11.3. Proceso de Inscripción en RND

En el Decreto 47 se definen algunos elementos utilizados en el proceso de inscripción de las personas en situación de discapacidad en RND, para quienes así lo solicitan. Se define la Calificación de Discapacidad como el procedimiento por el que se evalúa y valora el desempeño funcional de la persona, considerando su condición de salud y la interacción con las barreras del entorno. El proceso de Calificación está a cargo de las Comisiones de Medicina Preventiva e Invalidez y de otras instituciones públicas y privadas reconocidas por el Ministerio de Salud. La calificación de discapacidad se debe hacer en un plazo de 20 días hábiles desde su solicitud, siempre que se hayan presentado algunos antecedentes del interesado[32]. En la calificación se determinan las condiciones de salud que causan la situación de discapacidad, que pueden ser de carácter físico, sensorial o mental, dentro de las que están las de causa psíquica[33] e intelectual[34].

Se define luego la Certificación de Discapacidad consiste en el procedimiento médico administrativo en virtud del cual una persona cuya discapacidad ha sido previamente evaluada, valorada y calificada, obtiene de la Comisión de Medicina Preventiva e Invalidez competente un dictamen que acredita legalmente su grado de discapacidad. La certificación se debe realizar un plazo de 5 días hábiles desde la calificación. Una vez certificada la discapacidad, la COMPIN reimitrá dentro de 20 días hábiles al Servicio del Registro Civil e Identificación para que se inscriba al interesado en el RND. La certificación incorporará los antecedentes de identificación del interesado, el nombre de la institución respondable del procedimiento de la calificación de la discapacidad, el grado de la discapacidad global, la causa principal de la discapacidad y además se señala la COMPIN que certifica y el proceso de vigencia de la certificación.

La forma de medir la profundidad de discapacidad cambió a partir del año 2014 (Decreto, 2012). En primer lugar se usaban tres puntajes distintos, uno para la discapacidad física, otro para

[32]Estos antecedentes son: Nombre completo y Cédula de identidad, domicilio, número de teléfono y/o correo electrónico del interesado, edad, sexo, estudios u ocupación, otros informes, informe de evaluación biomédico-funcional, informe de desempeño e informe social y de redes de apoyo.

[33]Aquella que presentan las personas que padecen trastornos en el comportamiento adaptativo, previsiblemente permanentes(Decreto, 2012)

[34]Aquella que presentan las personas cuyo rendimiento intelectual es inferior a la norma en test estandarizados (Decreto, 2012)

la discapacidad de origen sensorial y otro para la discapacidad de origen mental (sea intelectual o psíquica). Desde ese año se construye un único Puntaje de Discapacidad global, que se define como la puntuación resultante de una evaluación multidimensional que establece el grado global de limitación, medido en porcentaje, que una persona presenta en actividades y participación social en un momento determinado de su vida. Este puntaje es el resultante de la calificación de discapacidad. Con el puntaje, independiente de la causa que origine la discapacidad, se construyen tramos que indican el alcance que tiene la discapacidad, así una persona puede ser calificada sin discapacidad (entre 0 % y 4 % de restricción), con discapacidad leve (entre 5 % y 24 %), con discapacidad moderada (entre 25 % y 49 %), con discapacidad severa (entre 50 % y 94 %) y discapacidad profunda (entre 95 % y 100 %). Estos porcentajes se determinan en base a la aplicación del "Instrumento de Valoración de Desempeño en Comunidad" y su metodología depende del Ministerio de Salud (Decreto, 2012). De lo anterior se desprende que según el momento del tiempo en que los beneficiarios recibieron su certificación de discapacidad e ingresaron a RND, se les asigna el SDM18 en base al puntaje antiguo de discapacidad (físico, sensorial y mental) o en base al puntaje nuevo de discapacidad (puntaje global con tramos según profundidad).

Por último se define la Recalificación de Discapacidad como el Procedimiento por medio del cual la persona puede solicitar una nueva calificación de su discapacidad a Comisiones de Medicina Preventiva e Invalidez, considerando que cuenta con nuevos antecedentes de evaluación, valoración y calificación de su condición.

11.4. Definición variables a nivel de hogar

Las variables que se definen a nivel de hogar toman como indicador común del hogar la variable "folio_inn". Cada una de las personas que compartan el folio se consideran como parte del mismo hogar, independiente de la edad y la relación con el jefe de hogar.

11.5. Construcción Variables de interés

Las variables de interés de RIS se definen de la siguiente manera:

- Asiste (per_fic_asisteestabeducacional) : Variable de RSH que indica si la persona asiste a un establecimiento educacional. Indica con 1 si asiste y 0 si no.
- Años de Escolaridad: Se construye según el curso al que llegó la persona según el tipo de educación, tomado de las bases de MINEDUC. Refleja la cantidad de años de educación.
- Horas Trabajo (per_fic_horastrabajo): Variable de RSH que indica la cantidad de horas que trabaja la persona a la semana.
- Desempleado: Se construye con dos variables de RSH, una que indica si la persona trabaja o no (per_fic_trabaja) y otra que indica si buscó trabajo o no (per_fic_buscotrabajo). Si la persona no trabaja pero sí buscó trabajo entonces la variable toma 1, toma 0 si trabaja o si no buscó trabajo y no trabaja.
- Inactivo: Se construye con dos variables de RSH, una que indica si la persona trabaja o no (per_fic_trabaja) y otra que indica si buscó trabajo o no (per_fic_buscotrabajo). Si la persona no trabaja y no buscó trabajo entonces la variable toma 1, toma 0 en cualquier otro caso.

11.6. Discusión sobre uso de Casen

La encuesta Casen se realiza en Chile desde el año 1990 con una periodicidad bianual o trianual y depende directamente de MDSF (anterior Ministerio de Planificación). La encuesta incluye preguntas sobre aspectos demográficos de los hogares en Chile y tiene el objetivo de levantar información con la cual se pueda conocer periódicamente la situación de los hogares y la población, en especial la de aquellos en situación de pobreza. Para esto se incorpora información relevante sobre la demografía, la educación, salud, vivienda, trabajo e ingresos de los hogares. Además tiene el objetivo de evaluar el impacto de la política social (Casen, 2017a). A pesar de las virtudes de la encuesta, para efectos de esta investigación tiene el problema de que la pregunta con que se busca identificar a los beneficiarios de SDM18 no especifica la edad de quienes reciben el beneficio. Es por esta razón probablemente, que gran parte de los beneficiarios en Casen no están en el rango de edad correcto además de que no cumplirían algunos de los requisitos para obtener el SDM18. En otras palabras, están respondiendo que reciben el beneficio cuando posiblemente sean beneficiarios de otra política. En el Anexo 11.6 se explica con mayor detalle las razones por las que esta encuesta no es una buena fuente de datos.

La encuesta Casen como fuente de datos e información para poder identificar a quienes reciben efectivamente el SDM18 es imprecisa debido a la forma en que se pregunta por quiénes reciben el subsidio. Se revisaron tres rondas para esta investigación, las del año 2013, 2015 y 2017 (las rondas anteriores no permiten identificar bien la pregunta y la del 2020 no se revisó por sufrir cambios importantes en su metodología). La pregunta que se realiza es la misma en las tres rondas revisadas y en ninguna se especifica que el beneficio está dirigido a menores de 18 años. En particular para cada ronda la variable y la pregunta asociada es la siguiente según el cuestionario de cada ronda:

- 2013: y20e, "A continuación quisiera preguntarle por subsidios que puede haber recibido el mes pasado alguno de los miembros de este hogar. El mes pasado, ¿recibió alguien en este hogar...?". La alternativa e) es el Subsidio a la Discapacidad Mental. Sin embargo en la base de datos no se identifica por y20e, sino que por la variable y2005, que indica si recibe el SDM18 o no (Casen, 2013).
- 2015: y20e, "El mes pasado, ¿recibió ingresos por...?". La alternativa e) es el Subsidio a la Discapacidad Mental (Casen, 2015).

- 2017: y20e, "El mes pasado, ¿recibió ingresos por...?". La alternativa e) es el Subsidio a la Discapacidad Mental (Casen, 2017a).

A continuación se presentan cambios en la muestra y sus características[35] a medida que se revisa si los beneficiarios cumplen los requisitos del SDM18 para verificar que estén recibiendo ese subsidio y que no respondan que lo reciben cuando están recibiendo otro beneficio. Las características presentadas incluyen la edad, el ingreso autónomo del hogar del beneficiario, un indicador de discapacidad mental[36], un indicador de residencia continua de tres o más años en el país y un indicador de carencia de ingresos, construido al comparar los ingresos autónomos promedio de los hogares con la pensión mínima de invalidez vigente en cada año, como se indica en los requisitos del SDM18.

En la Tabla 26 se muestra en primer lugar la muestra sin restricciones y en cada panel se presenta la muestra con una restricción. Se nota que por cada restricción que se agrega la muestra disminuye considerablemente, salvo cuando se impone la restricción de residencia continua de al menos tres años. Además, aún cuando se impone una restricción de discapacidad mental permanente o de largo plazo, no se puede determinar con certeza si esta variable de discapacidad correlaciona de buena manera con la certificación que entrega la COMPIN, para poder ser elegible para recibir el SDM18.

[35]Se describen las características con el número de observaciones, el promedio, la desviación estándar, el mínimo y el máximo. Cada una de las estadísticas se calcula sin el factor de expansión de la encuesta.

[36]Este indicador se construye en base a la pregunta "Tipo de condiciones permanentes o de largo plazo", presente en las tres rondas y que se responde con dificultad física y/o movilidad, mudez o dificultad del habla, dificultad psiquiátrica, mental o intelectual, sordera o dificultad para oír aún usando audífonos, ceguera o dificultad para ver aún usando lentes, o sin condiciones de larga duración.

TABLA 26: Beneficiarios de SDM18 según Casen 2013, 2015 y 2017, primera parte

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Panel A: Sin Restricciones					**Panel B: Carencia de ingresos**				
VARIABLES	N	Promedio	Std. Dev.	Min	Max	N	Promedio	Std. Dev.	Min	Max
Edad	1,418	30.10	21.10	0	90	390	24.66	18.58	0	89
Ingreso autónomo	1,418	597,021	792,221	0	1.276e+07	390	144,571	109,892	0	712,667
Discapacidad	1,418	0.426	0.495	0	1	390	0.533	0.500	0	1
Residencia	1,418	0.994	0.0794	0	1	390	0.997	0.0506	0	1
Carencia	1,418	0.275	0.447	0	1	390	1	0	1	1
	Panel C: Menores de 18 años					**Panel D: Dos primeros deciles autónomos**				
VARIABLES	N	Promedio	Std. Dev.	Min	Max	N	Promedio	Std. Dev.	Min	Max
Edad	598	11.67	4.180	0	17	607	25.27	18.95	0	89
Ingreso autónomo	598	483,647	698,032	0	1.276e+07	607	211,248	155,679	0	1.365e+06
Discapacidad	598	0.607	0.489	0	1	607	0.540	0.499	0	1
Residencia	598	0.997	0.0578	0	1	607	0.998	0.0406	0	1
Carencia	598	0.360	0.480	0	1	607	0.643	0.480	0	1
	Panel E: Discapacidad mental					**Panel F: Residencia**				
VARIABLES	N	Promedio	Std. Dev.	Min	Max	N	Promedio	Std. Dev.	Min	Max
Edad	604	22.48	16.50	0	88	1,409	30.12	21.14	0	90
Ingreso autónomo	604	415,984	386,832	0	2.863e+06	1,409	588,829	775,263	0	1.276e+07
Discapacidad	604	1	0	1	1	1,409	0.427	0.495	0	1
Residencia	604	0.997	0.0575	0	1	1,409	1	0	1	1
Carencia	604	0.344	0.476	0	1	1,409	0.276	0.447	0	1

El Panel A contiene la muestra sin restricciones. En el Panel B se acota la muestra a aquellas observaciones que cumplan el requisito de carencia de ingresos del SDM18 (SUSESO, 2008). En el Panel C se acota la muestra a aquellos individuos menores de 18 años. En el Panel D se acota la muestra a aquellos individuos que pertenezcan a los dos primeros deciles autónomos de ingresos, de manera de aproximarse a la restricción de pertenecer al 20 % más vulnerable según CSE. En el Panel E se acota la muestra a aquellos individuos que declaren tener dificultad mental o intelectual permanente o de largo plazo. En el Panel F se acota la muestra a aquellos individuos que tengan residencia continua de tres años o más.

En la Tabla 27 se muestra cómo cambia la composición de la muestra de beneficiarios cuando se impone más de una restricción. Se nota que al imponer los requisitos de edad y discapacidad sigue habiendo un porcentaje importante de individuos que no cumplen el requisito de carencia. Por otro lado, cuando se impone el requisito de carencia y de edad la muestra disminuye significativamente respecto de la muestra original y no se puede determinar con certeza si cumplen el requisito de discapacidad que se certifica con la COMPIN.

TABLA 27: Beneficiarios de SDM18 según Casen 2013, 2015 y 2017, segunda parte

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Panel A: Edad y Discapacidad					**Panel B: Edad y Carencia**				
VARIABLES	N	Promedio	Std. Dev.	Min	Max	N	Promedio	Std. Dev.	Min	Max
Edad	363	11.89	3.947	0	17	215	12.07	3.989	0	17
Ingreso autónomo	363	394,362	341,253	0	2.198e+06	215	157,476	109,615	0	712,667
Discapacidad	363	1	0	1	1	215	0.647	0.479	0	1
Residencia	363	0.997	0.0525	0	1	215	0.995	0.0682	0	1
Carencia	363	0.383	0.487	0	1	215	1	0	1	1
	Panel C: Discapacidad y Carencia					**Panel D: Edad, Carencia y Discapacidad**				
VARIABLES	N	Promedio	Std. Dev.	Min	Max	N	Promedio	Std. Dev.	Min	Max
Edad	208	19.30	12.99	1	70	139	12.14	3.946	1	17
Ingreso autónomo	208	145,391	111,160	0	712,667	139	151,160	106,354	0	712,667
Discapacidad	208	1	0	1	1	139	1	0	1	1
Residencia	208	1	0	1	1	139	1	0	1	1
Carencia	208	1	0	1	1	139	1	0	1	1

En el Panel A se restringe la muestra original según el requisito de edad y de discapacidad (que tenga dificultad mental o intelectual permanente o de largo plazo). En el Panel B se restringe la muestra conservando aquellos individuos que cumplan el requisito de edad y de carencia de ingresos. En el Panel C se restringe según el criterio de discapacidad y de carencia de ingresos. En el Panel D se restringe según el criterio de edad, carencia de ingresos y discapacidad.

Se realizó el mismo ejercicio pero usando la definición de discapacidad del Grupo de Washington sobre estadísticas de discapacidad (Casen, 2017b). Esta definición de discapacidad está presente solamente en la ronda de Casen 2017, por lo que se presentan observaciones de la base de datos correspondiente a esa ronda. Como se desprende de la Tabla 28, al acotar la muestra según la discapacidad de Washington la muestra disminuye considerablemente, además de que siguen quedando personas fuera del rango de edad y que muchas no cumplen el requisito de carencia de ingresos. A medida que se acota más y más la muestra, el número de observaciones resultantes es muy pequeño (18 personas) además de que no se puede tener la certeza de la definición de discapacidad según el grupo de Washington sea una buena aproximación para la certificación de discapacidad mental usada por COMPIN.

TABLA 28: Beneficiarios de SDM18 según Casen 2017, con Discapacidad de Grupo de Washington

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	Panel A: Sin Restricciones					**Panel B: Discapacidad**				
VARIABLES	N	Promedio	Std. Dev.	Min	Max	N	Promedio	Std. Dev.	Min	Max
Edad	577	34.99	22.52	0	90	171	36.29	24.89	5	90
Ingreso autónomo	577	844,418	1.069e+06	0	1.276e+07	171	609,046	581,516	0	4.000e+06
Discapacidad	561	0.305	0.461	0	1	171	1	0	1	1
Carencia	577	0.154	0.361	0	1	171	0.187	0.391	0	1
Residencia	577	0.988	0.110	0	1	171	1	0	1	1
	Panel C: Edad y Discapacidad					**Panel D: Edad, Discapacidad y Carencia**				
VARIABLES	N	Promedio	Std. Dev.	Min	Max	N	Promedio	Std. Dev.	Min	Max
Edad	66	12.44	3.301	5	17	18	13	3.325	8	17
Ingreso autónomo	66	521,625	435,242	0	2.100e+06	18	140,593	115,680	0	419,000
Discapacidad	66	1	0	1	1	18	1	0	1	1
Carencia	66	0.273	0.449	0	1	18	1	0	1	1
Residencia	66	1	0	1	1	18	1	0	1	1

Nota: En el Panel A se presenta la muestra de beneficiarios de Casen 2017 sin restricciones, la menor cantidad de observaciones en la variable de Discapacidad se debe a que la discapacidad según el grupo de Washington se define para mayores de 4 años. En el Panel B se acota la muestra para aquellas observaciones que cumplen dicho requisito de discapacidad. En el Panel C se restringe la muestra según el criterio de edad y discapacidad. En el Panel D se restringe según el requisito de edad, discapacidad y carencia de ingresos.

En síntesis, la encuesta Casen no permite identificar de buena manera a los beneficiarios de SDM18 debido a que como no se especifica que se trata del SDM18 sino que del "subsidio de discapacidad mental", las personas que responden pueden responder pensando que se les pregunta por otro subsidio. Además, con la información disponible no se puede tener certeza de que los individuos que aparecen como beneficiarios de SDM18 efectivamente lo sean; no se puede determinar con claridad el requisito de certificación de discapacidad, ni de vulnerabilidad según CSE. Se recomienda al momento de diseñar la encuesta y de realizarla, especificar que el "subsidio de discapacidad mental" sea efectivamente el SDM18 y no otro beneficio que puede tener también entre sus beneficiarios personas en situación de discapacidad mental.

11.7. Propuesta de Identificación futura

Esta primera evaluación no es suficiente para entender a cabalidad los efectos que tiene el SDM18 sobre los hogares de los beneficiarios del subsidio. Se propone para una próxima investigación utilizar una estrategia distinta que no dependa en su totalidad de las características observables y que explote distintas discontinuidades generadas por la regla de asignación del SDM18. En particular se propone usar la discontinuidad sobre el puntaje de vulnerabilidad de CSE.

11.7.1. Discontinuidad sobre el puntaje de vulnerabilidad

Para poder explotar la discontinuidad se requiere conocer el puntaje con que se ordenan los hogares dentro del 40 % de vulnerabilidad, puntaje que se construye usando el modelo Logit sobre la probabilidad de pertenecer al 40 % más vulnerable. Este puntaje debe ser con el que los apoderados del potencial beneficiario postularon al beneficio. La variable con el puntaje fue pedida a MDSF y se está a la espera de obtenerla[37]. Además del puntaje con que se ordenan los hogares es necesario conocer las otras variables que son requisito para obtener el SDM18, éstas son: el requisito de edad (presente en RSH), la certificación de discapacidad mental (no presente como tal pero se puede usar la información de RND para estimar sobre quienes tengan dificultad mental de largo plazo, o un grado de discapacidad leve, moderado o severo), la residencia continua en el país por al menos tres años (no identificable en RSH, se debe pedir o usar la nacionalidad chilena como proxy), que cumpla el requisito de carencia (no identificable en RIS, para tener la información más precisa de esta variable debe ser pedida. Si no se obtiene se puede construir como se hizo en esta investigación) y que cumpla el requisito de incompatibilidad con otros subsidios y pensiones (identificable con la información de RIS).

Con la información anterior, se puede tomar como unidad de análisis aquellos individuos que cumplen con los requisitos de SDM18 pero que no necesariamente estén dentro del 20 % más vulnerable, de esta manera se implementa una regresión discontinua tomando como punto de corte el puntaje que corresponde al 20 % más vulnerable. La regresión se espera que sea del tipo "fuzzy", debido a que no necesariamente todo aquel individuo que cumpla los requisitos y esté dentro del

[37]La tramitación no se alcanzó a hacer durante el curso de esta investigación debido a que deben hacerse modificaciones en el convenio con MDSF, lo que tomó más tiempo del disponible para esta tesis.

20 % más vulnerable va a recibir el SDM18 (pueden existir individuos que no postulen al beneficio aún cuando cumplan todos los requisitos.) y en su forma paramétrica se debe instrumentar el tratamiento con la regla de asignación del 20 % de vulnerabilidad, de manera de obtener un "Local Average Treatment Effect" (Angrist and Pischke, 2008). Así, la primera etapa de la regresión discontinua en su forma paramétrica estima la siguiente ecuación:

$$SDM18_{i,t} = \gamma_0 + \gamma_1 \times \mathbf{1}\{CSE20_{i,t}\} + \gamma_2 \times f(\mathbf{1}\{CSE20_{i,t}\}) + \mathbf{X'}_{i,t} \times \gamma_3 + \theta_t + \mu_{i,t} \quad (7)$$

Donde $SDM18_{i,t}$ indica si el individuo i recibió el subsidio el año t, $\mathbf{1}\{CSE20_{i,t}\}$ indica con 1 si el individuo i estaba en el percentil 20 de vulnerabilidad según CSE el año t, $f(\mathbf{1}\{CSE20_{i,t}\})$ es un polinomio de tercer grado[38] en que interactúa el indicador del percentil con la distancia del corte en puntos porcentuales para capturar diferencias en la probabilidad de recibir el SDM18 a medida que se está más lejos del corte. $\mathbf{X'}_{i,t}$ es un vector de controles del beneficiario, algún otro miembro de su hogar o del hogar en sí, tales como la edad de i o el número de personas en el hogar por ejemplo. El término θ_t es un efecto fijo a nivel año y $\mu_{i,t}$ es el error idiosincrático. Habiendo estimado los parámetros de la primera etapa se predicen los valores para $SDM18_{i,t}$, obteniendo así una estimación $\widehat{SDM18}_{i,t}$ para la probabilidad de recibir el subsidio. Luego se utiliza la probabilidad predicha para estimar la siguiente ecuación:

$$y_{i,t} = \alpha + \beta_1 \times \widehat{SDM18}_{i,t} + \beta_2 \times f(\widehat{SDM18}_{i,t}) + \mathbf{X'}_{i,t} \times \beta_3 + \nu_t + \epsilon_{i,t} \quad (8)$$

Donde $y_{i,t}$ es una variable de interés del beneficiario o de algún miembro de su hogar y se utiliza la misma probabilidad $\widehat{SDM18}_{i,t}$ para cada una de las posibles personas de análisis (si el beneficiario, algún otro menor de edad, el jefe del hogar o su pareja). En esta ecuación el coeficiente estimado $\hat{\beta}_1$ refleja el efecto causal que tiene recibir el SDM18 sobre las distintas variables estudiadas, bajo el supuesto de que existen los siguientes límites:

$$\begin{aligned} &\lim_{x \to x_0^+} E(CSE_i | x_i = x) \\ &\lim_{x \to x_0^-} E(CSE_i | x_i = x) \end{aligned} \quad (9)$$

[38] Hay autores que argumentan que usar polinomios de grado impar tendrían mejores propiedades econométricas (Porter, 2003).

Donde x es el puntaje que se obtiene del modelo Logit para la probabilidad de que los hogares pertenezcan al 40 % más vulnerable, x_0 es el puntaje de corte del 20 % de vulnerabilidad y se asume que $x_0^+ \neq x_0^-$. Es necesario también que la esperanza condicional de las variables de interés estudiadas para quienes no reciben el tratamiento $E(y_{0,i}|x_i = x)$ sean continuas en $x = x_0$. Otro elemento necesario de revisar es la densidad de hogares alrededor del punto de corte. Si la densidad es discontinua entonces existen fuertes sospechas de manipulación del puntaje con que se ordenan los hogares dentro del percentil 40, lo que sesga la estimación e invalida la estrategia.

Otra manera de realizar la estimación es usando un estimador semiparamétrico de tipo "*local linear regression*", en que el estimador tiene la ventaja de tener menor sesgo y error cuadrático medio y se obtiene del siguiente proceso de minimización:

$$\underset{\alpha,\beta}{min} \sum (y_i - \alpha - \beta(\widehat{SDM18}_i - \widehat{SDM18}_0))^2 \kappa(\frac{\widehat{SDM18}_i - \widehat{SDM18}_0}{h}) \tag{10}$$

donde α y β son parámetros a estimar tanto para aquellos hogares que están al lado derecho como al lado izquierdo del corte. $\kappa(\cdot)$ es la función *kernel* escogida y h es el ancho de banda. Para la elección del ancho de banda se sigue la regla sugerida por Imbens y Kalyanaraman (2012) que presenta un ancho de banda que minimiza el error cuadrático medio. El kernel a usar es triangular[39].

[39]El kernel triangular tiene la siguiente forma: $K(u) = (1 - |u|)\mathbf{1}_{\{|u|\leq 1\}}$.

11.8. Balances posteriores al emparejamiento y soporte común

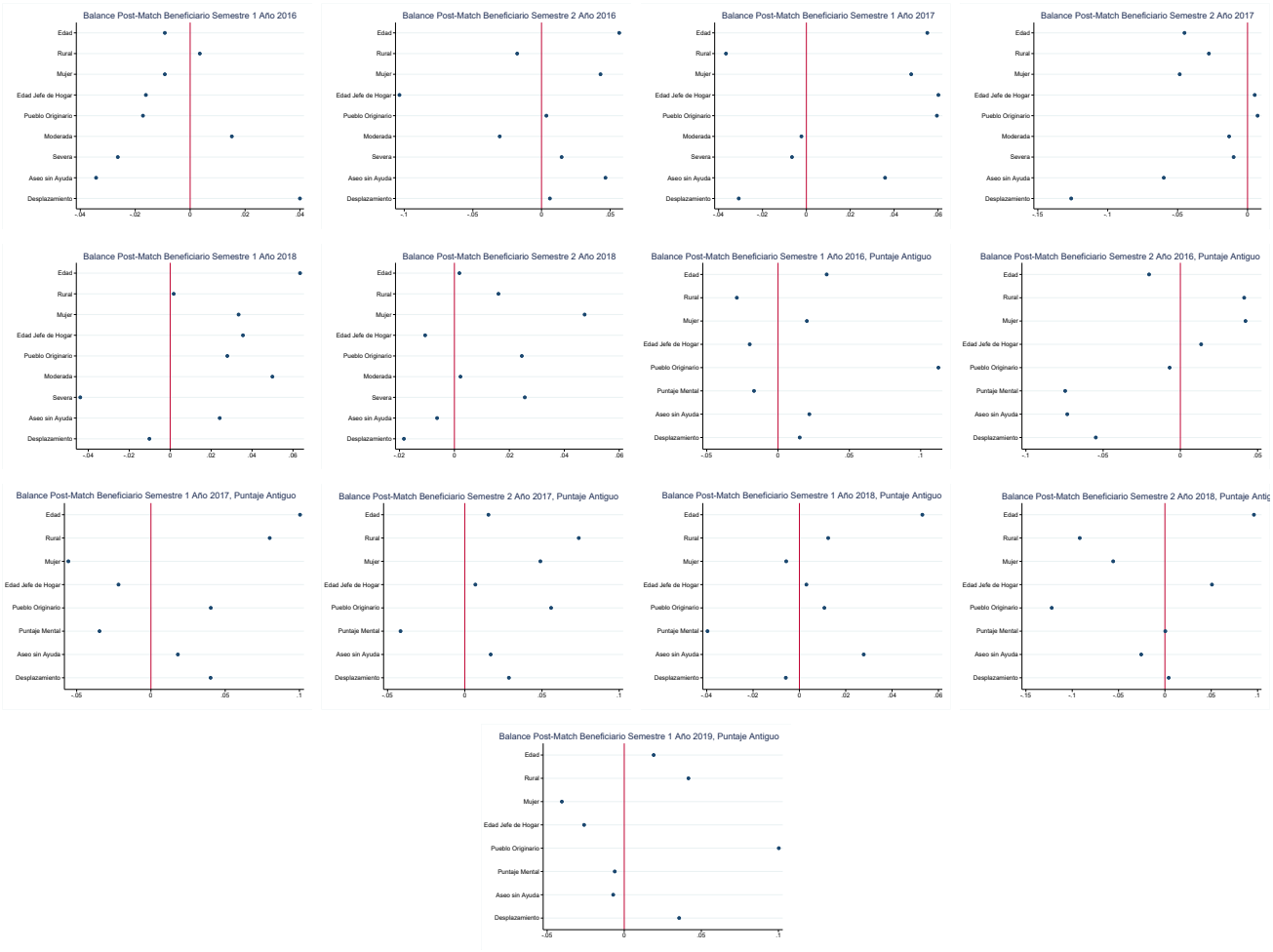


Figura 10: Balances Post Matching Beneficiarios

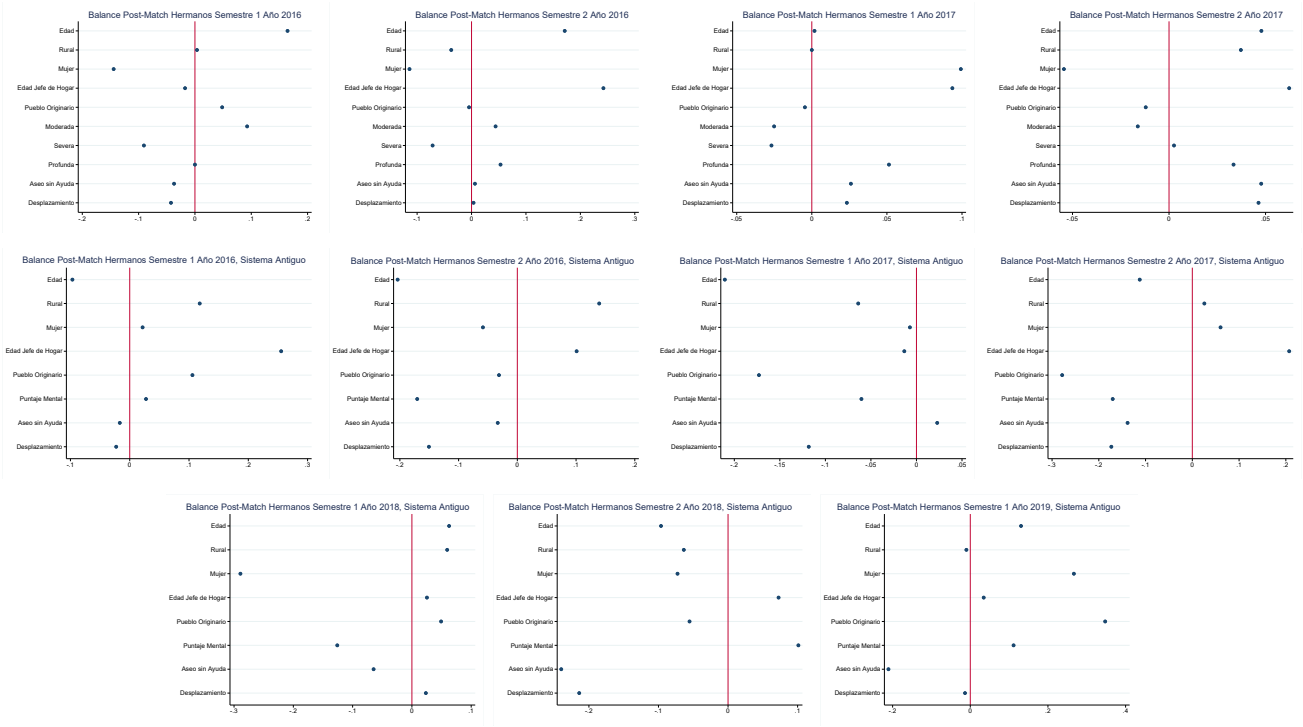


Figura 11: Balances Post Matching Hermanos

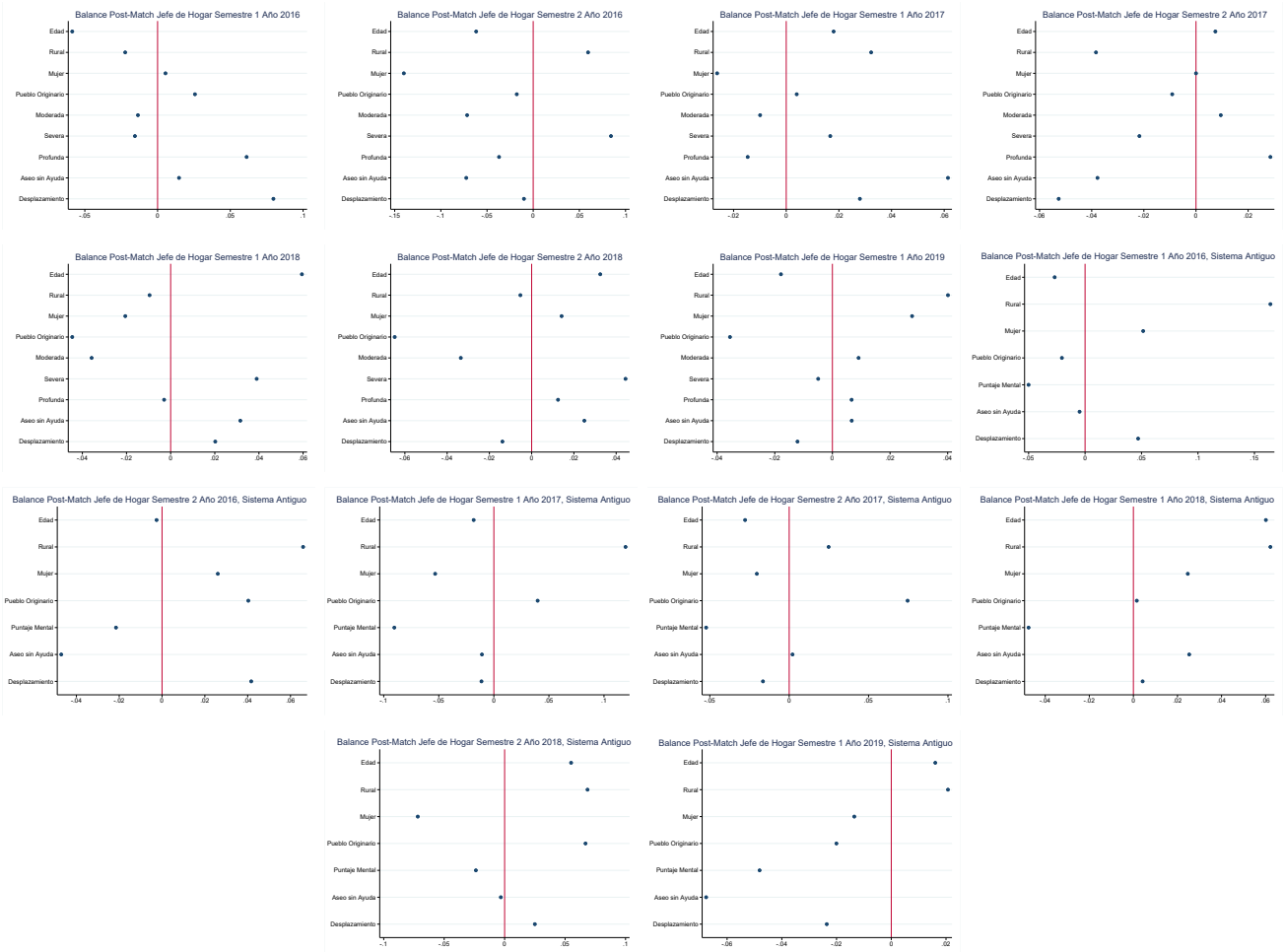


Figura 12: Balances Post Matching Jefe de Hogar

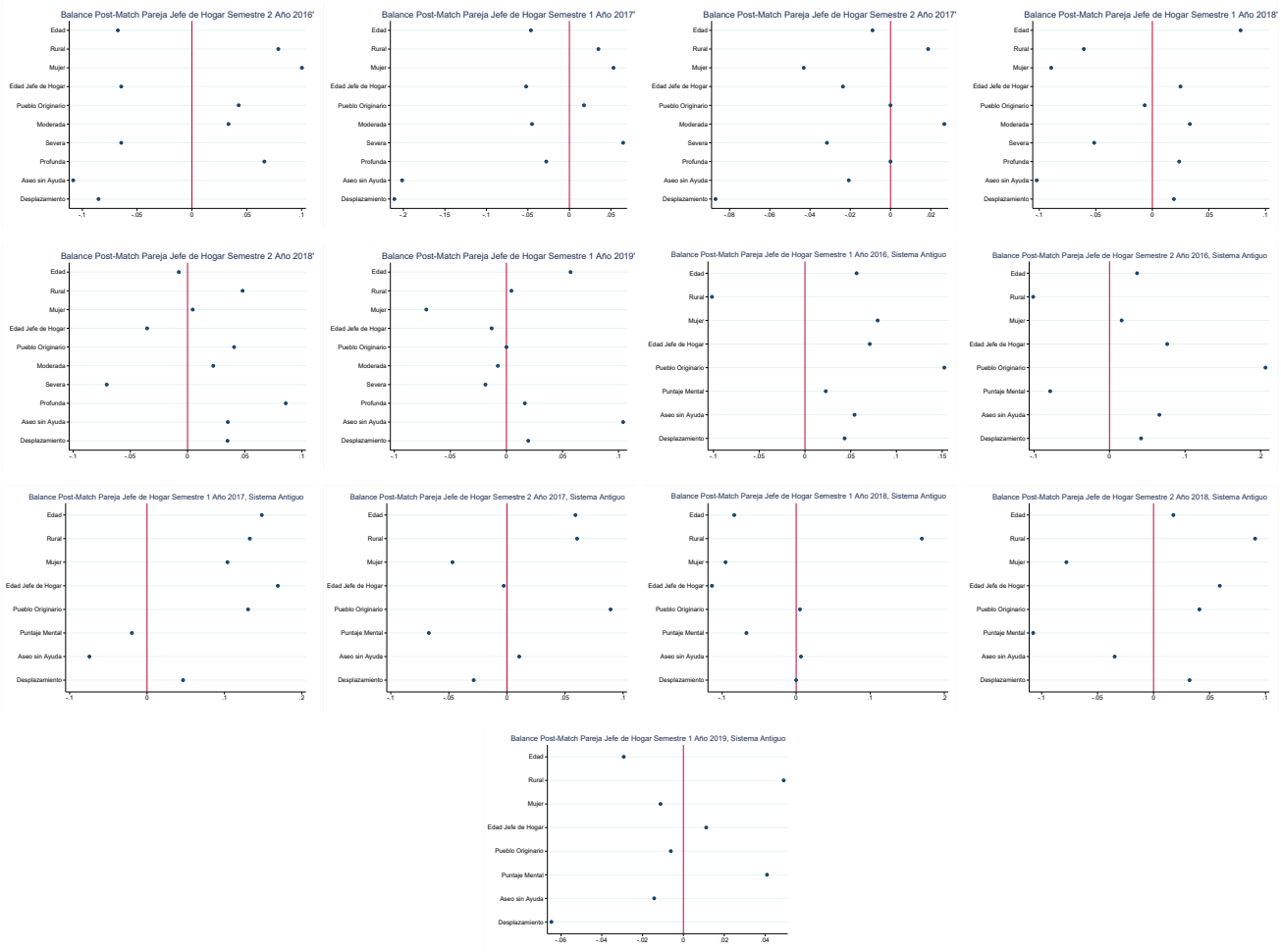


Figura 13: Balances Post Matching Pareja Jefe de Hogar

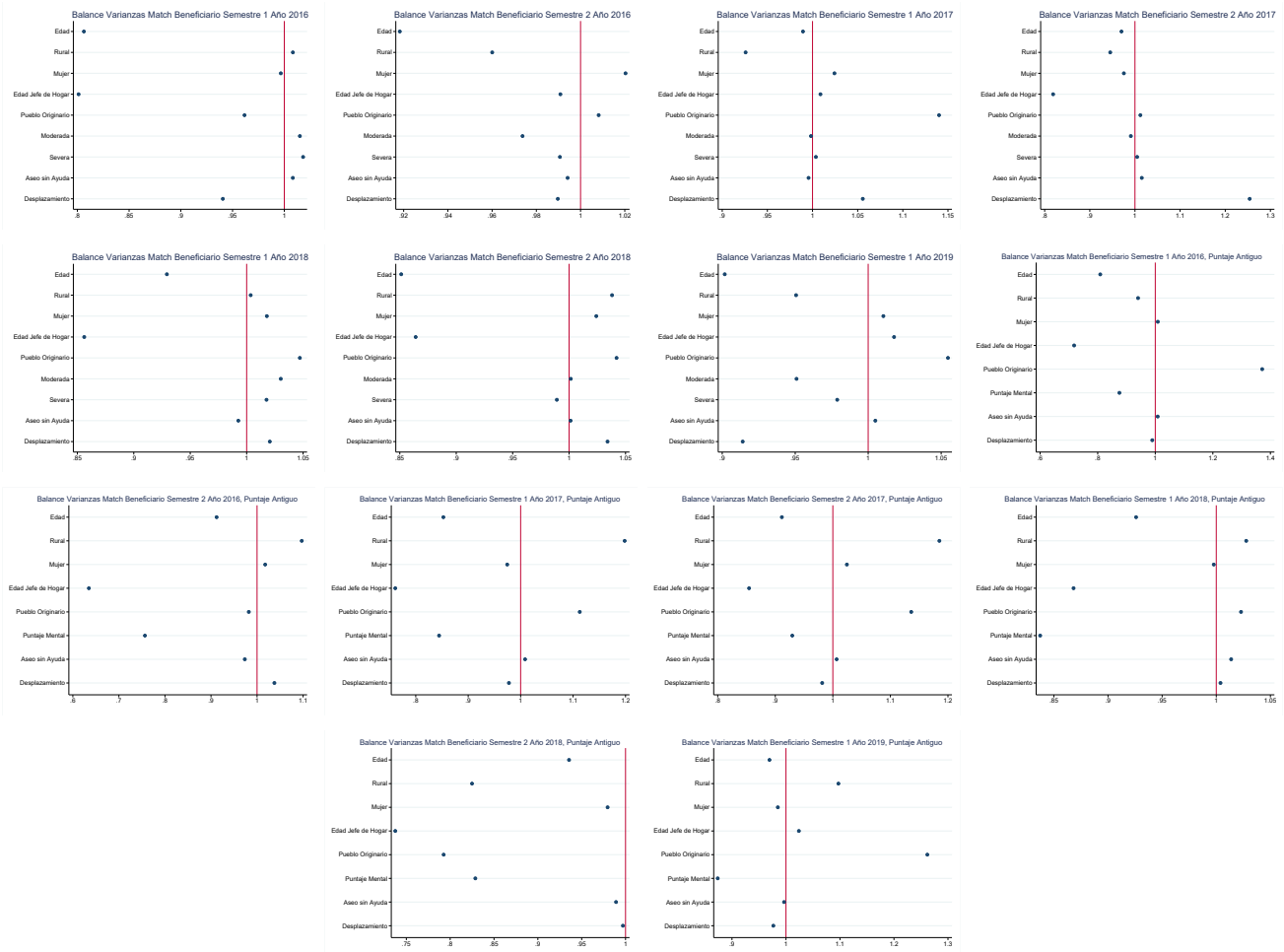


Figura 14: Balances Varianzas Post Matching Beneficiarios

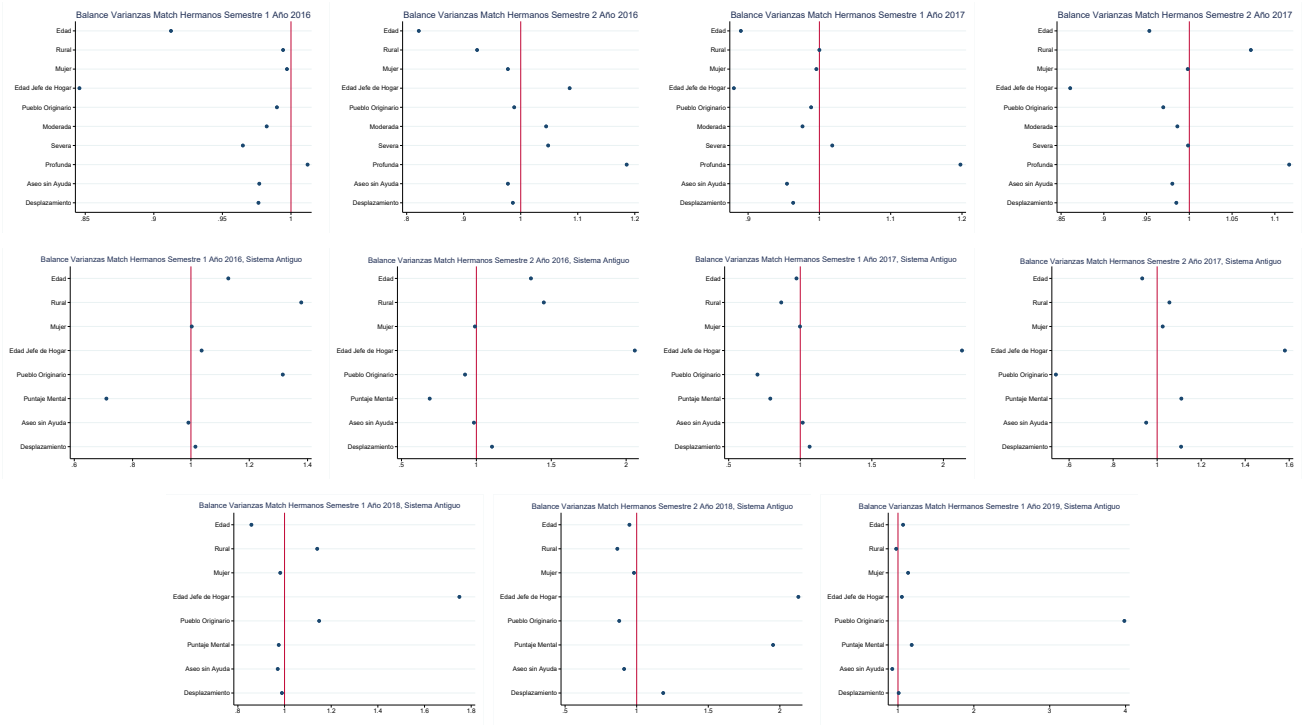


Figura 15: Balances Varianzas Post Matching Hermanos

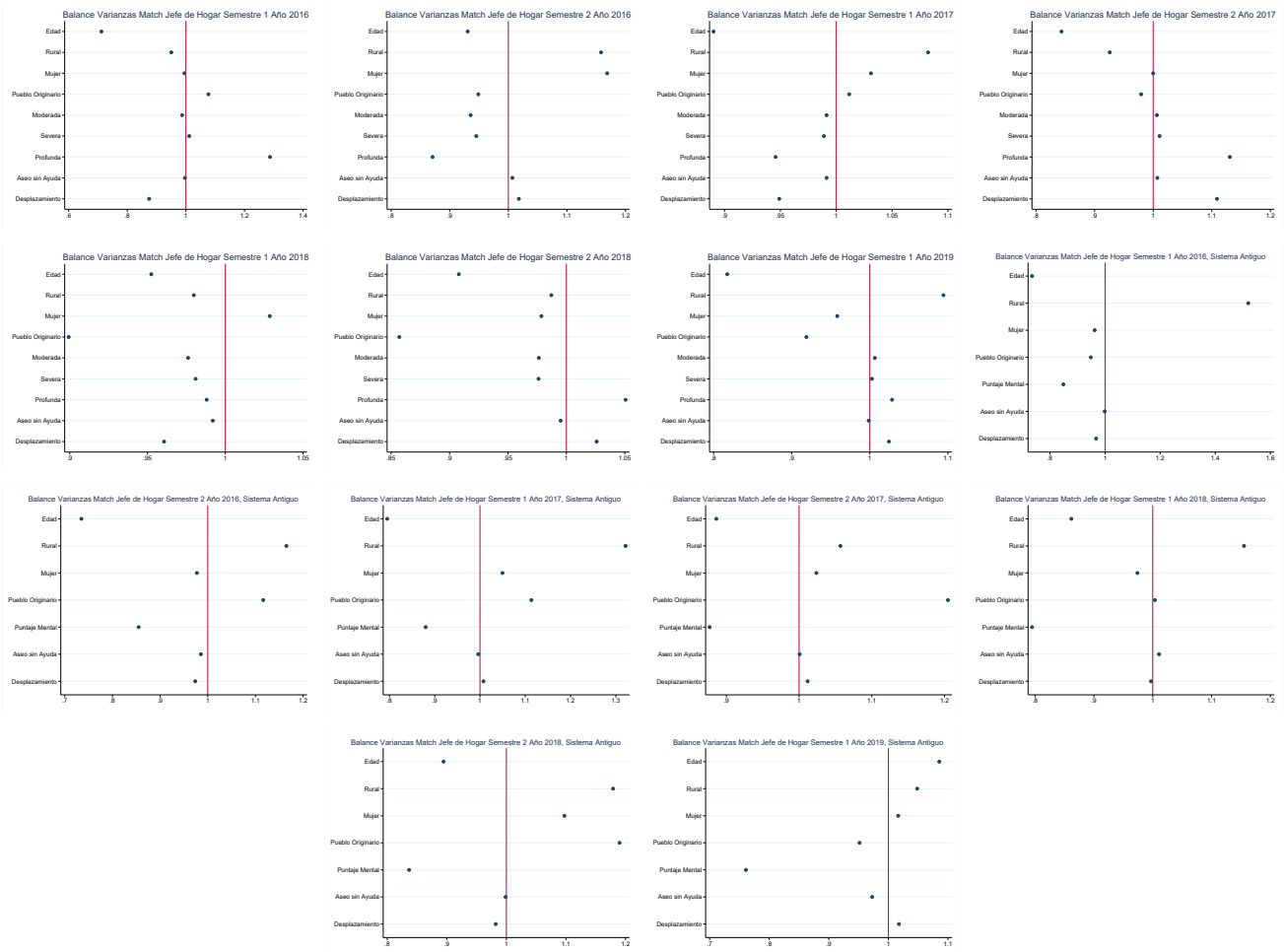


Figura 16: Balances Varianzas Post Matching Jefe de Hogar

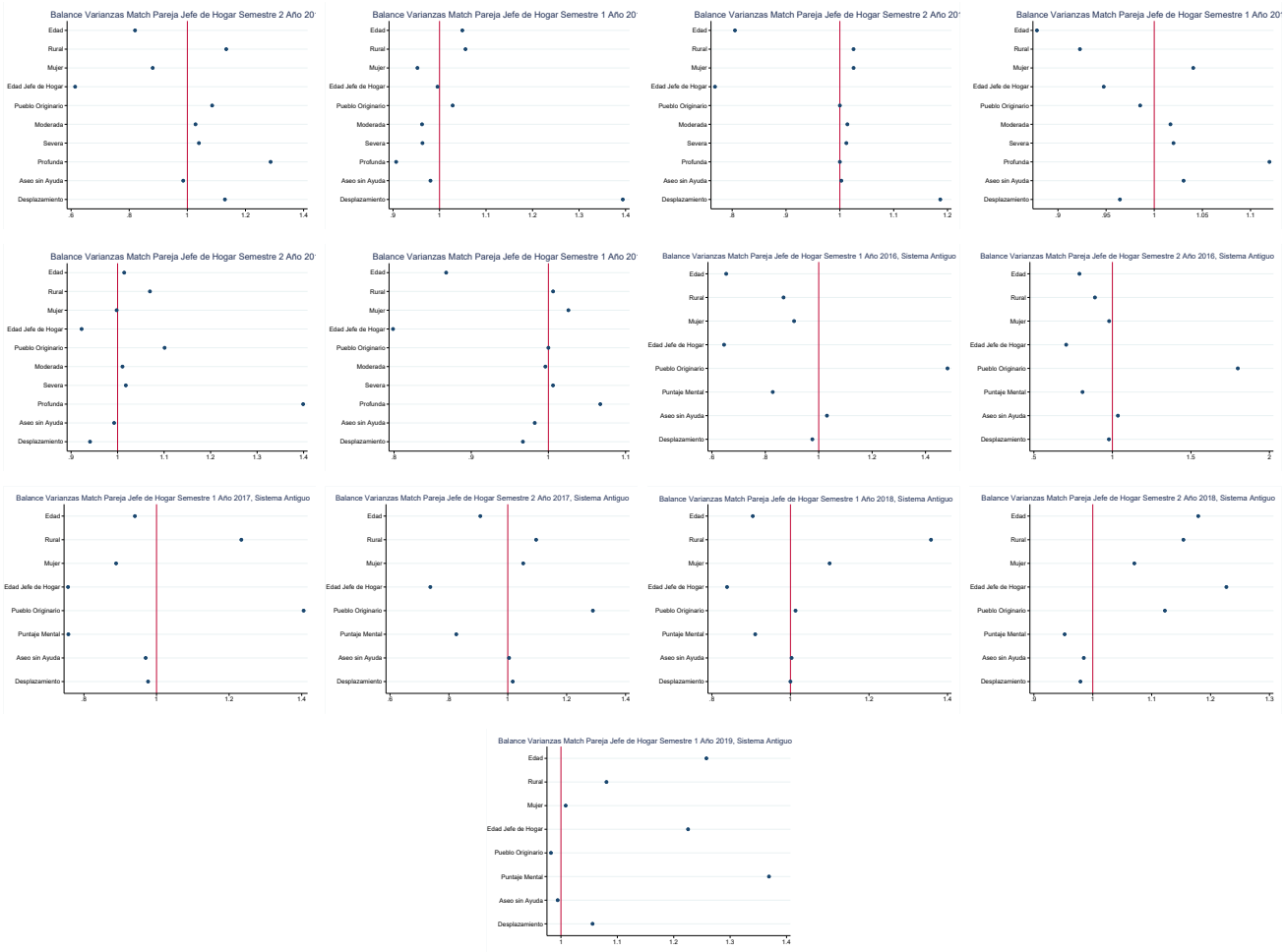


Figura 17: Balances Varianzas Post Matching Pareja Jefe de Hogar

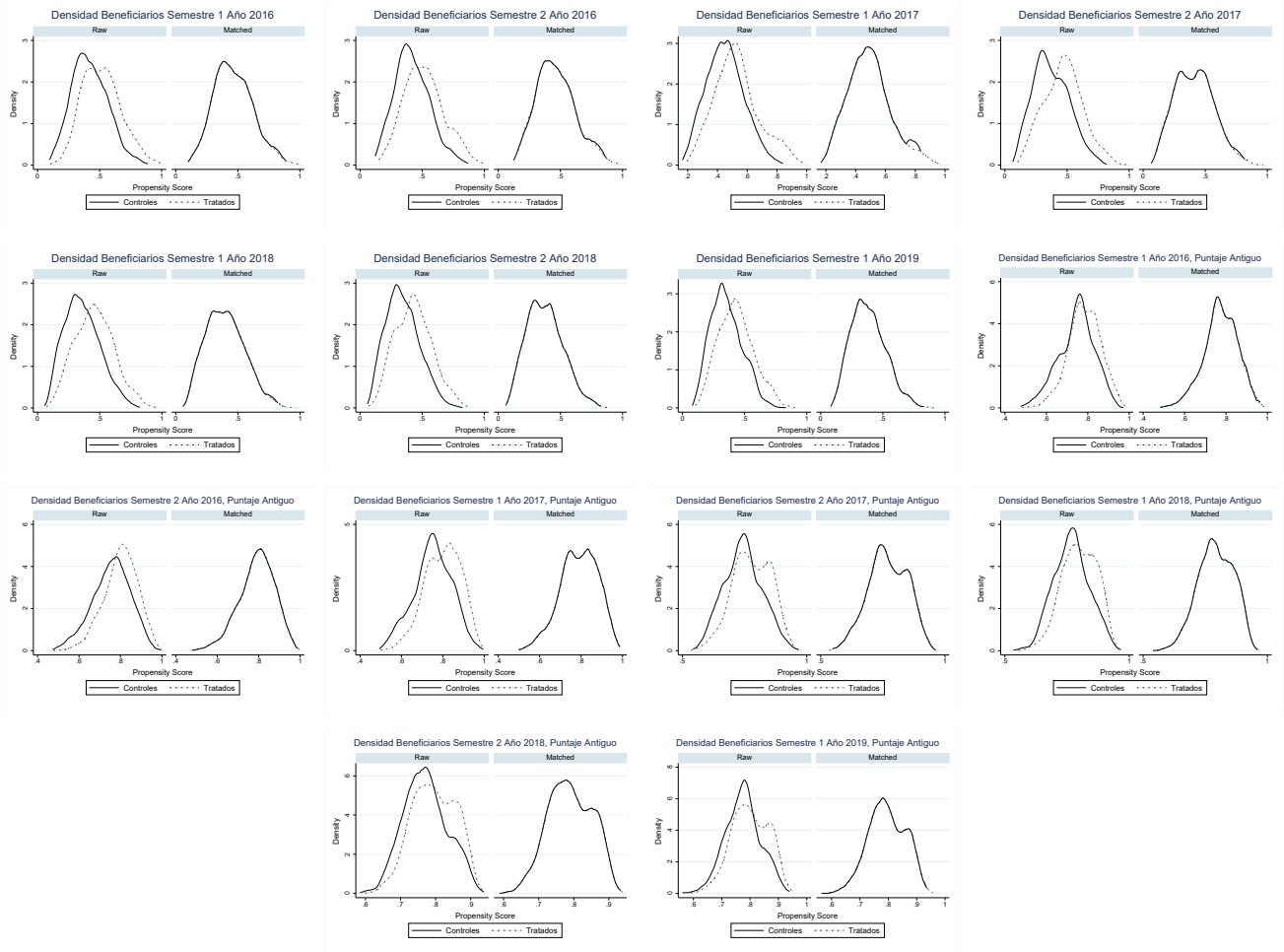


Figura 18: Densidades Probabilidad Predicha Beneficiarios

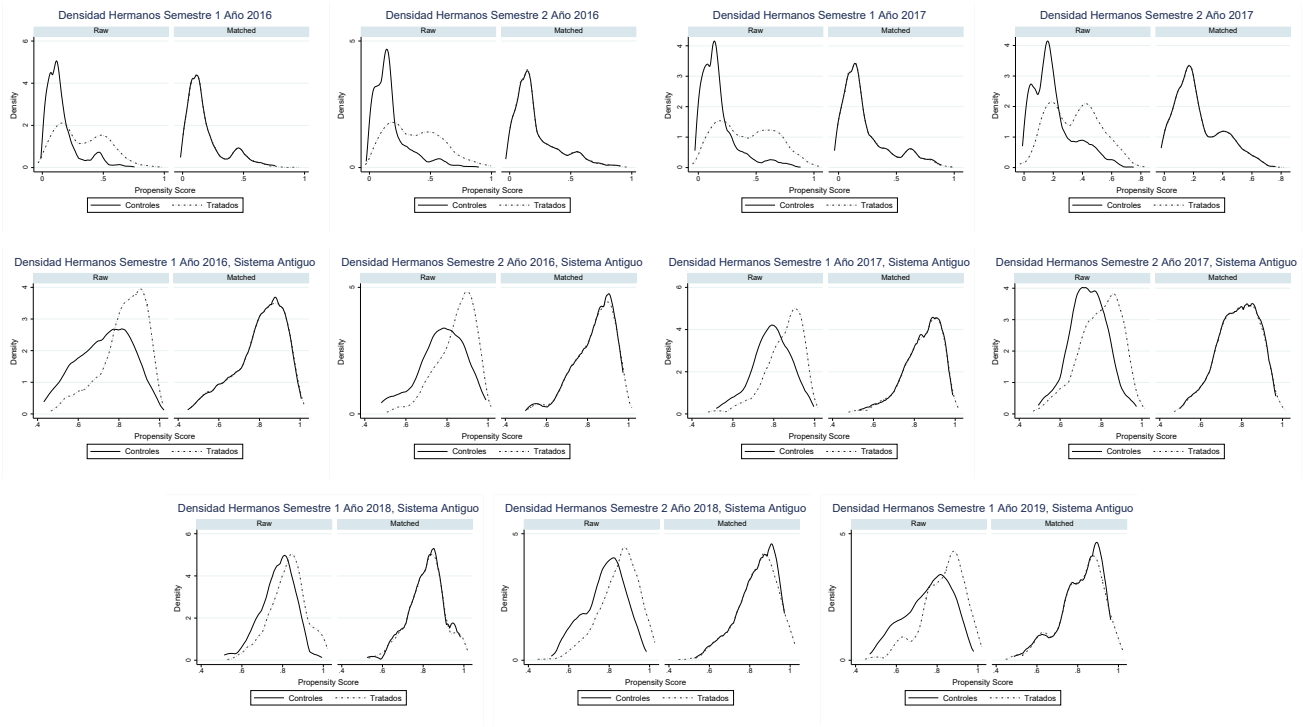


Figura 19: Densidades Probabilidad Predicha Hermanos

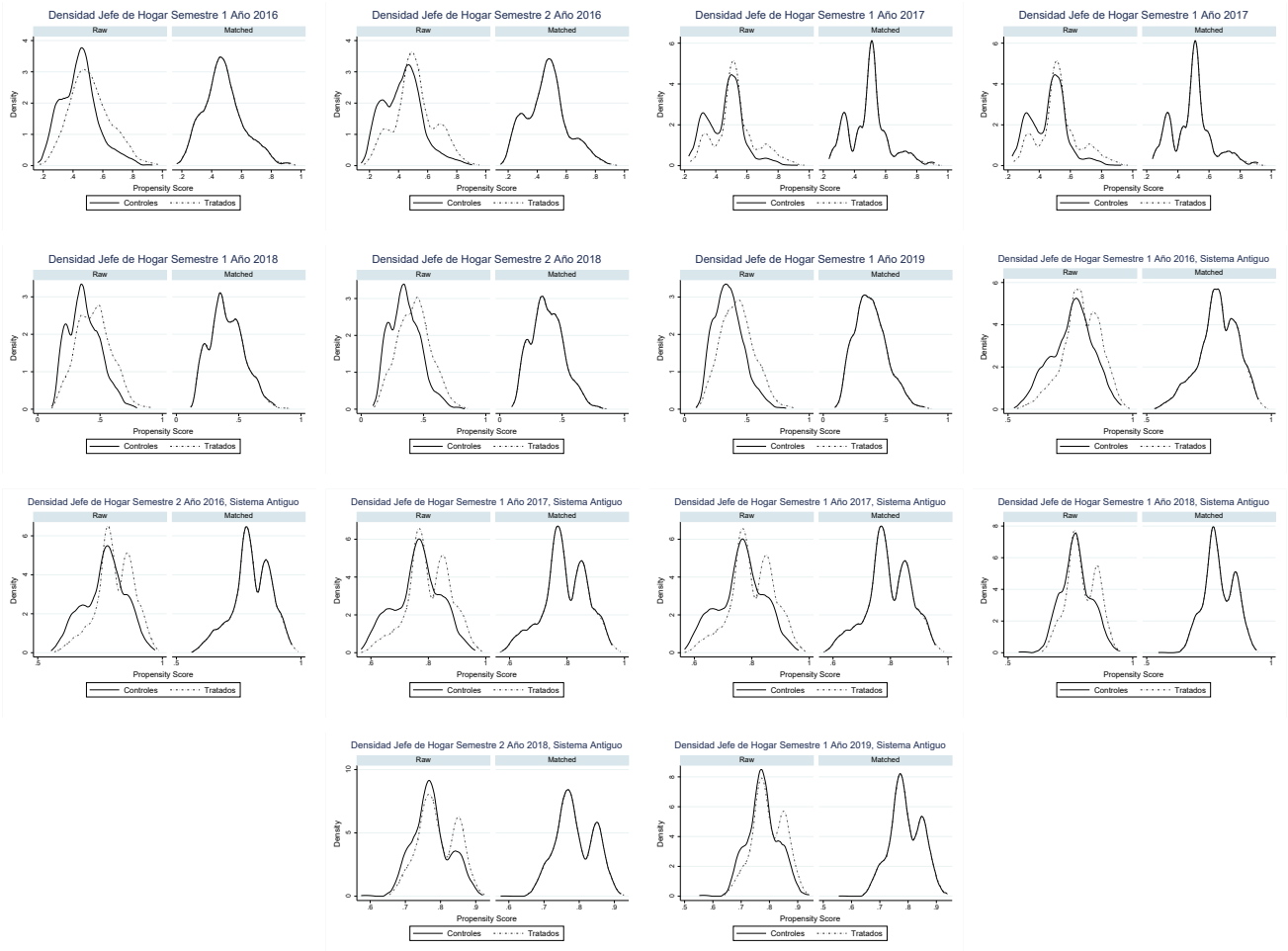


Figura 20: Densidades Probabilidad Predicha Jefe de Hogar

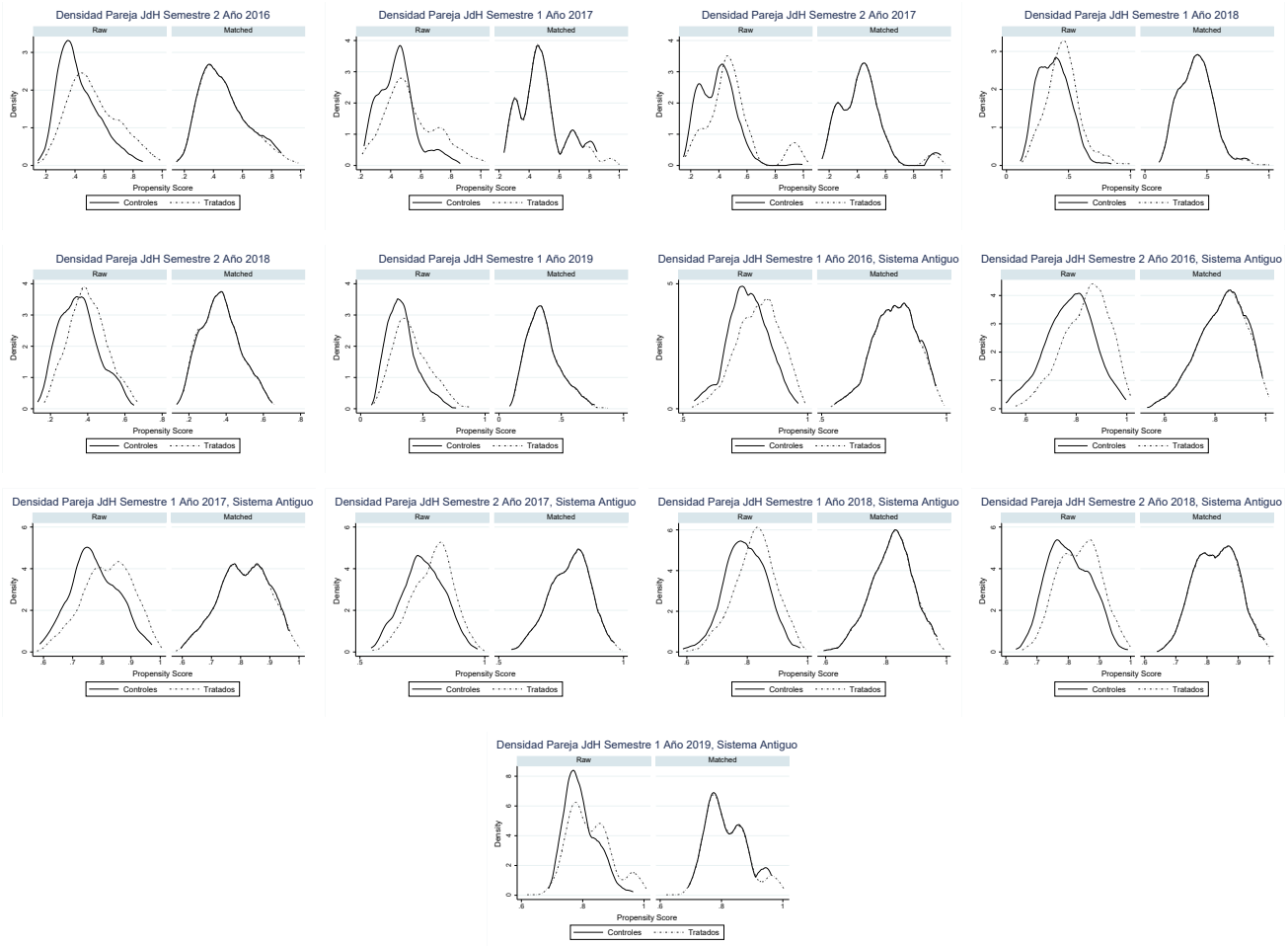


Figura 21: Densidades Probabilidad Predicha Pareja Jefe de Hogar