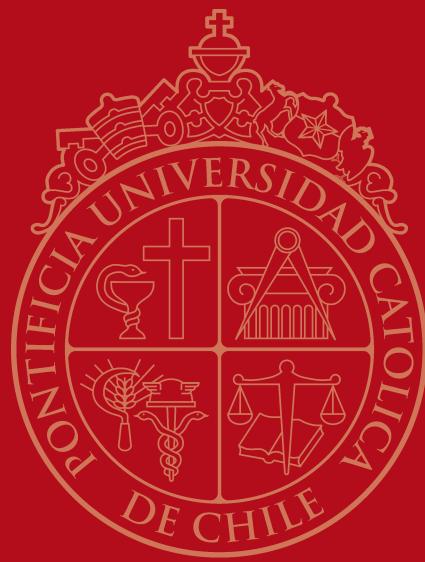


I N S T I T U T O D E E C O N O M Í A T



T E S I S d e M A G Í S T E R

2017

Subsidio a las Pensiones de las Mujeres: Efectos en Comportamiento y Bienestar

Pablo Eguiguren Reyes



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA**

**TESIS DE GRADO
MAGISTER EN ECONOMIA**

Eguiguren, Reyes, Pablo Andrés

Enero, 2018



**PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATOLICA DE CHILE
INSTITUTO DE ECONOMIA
MAGISTER EN ECONOMIA**

**Subsidio a las Pensiones de las Mujeres: Efectos en Comportamiento y
Bienestar**

Pablo Andrés Eguiguren Reyes

Comisión

Salvador Valdés
Gert Wagner

Santiago, Enero de 2018

Subsidio a las Pensiones de las Mujeres: Efectos en Comportamiento y Bienestar

PABLO ANDRÉS EGUILUREN REYES*

12 de enero de 2018

Resumen

Este trabajo busca cuantificar efectos en comportamiento y bienestar de un subsidio a las pensiones de las mujeres en Chile, utilizando datos de corte transversal. Al modelar las decisiones que toman los hogares mediante un sistema de ecuaciones simultáneas, los resultados muestran que el efecto de elevar las pensiones de las mujeres sobre el bienestar del hogar es estadísticamente igual al efecto de elevar otros ingresos del hogar, y que este coeficiente no puede ser distinguido de 1. Además, un cambio en las pensiones de las mujeres no induce un cambio significativo en el número de integrantes del hogar beneficiado. Los resultados muestran también que por cada peso que aumentan las pensiones de las mujeres se produce un desplazamiento en torno a 0,363 pesos de otros ingresos del hogar. Por el contrario, si aumentan las pensiones de los hombres el efecto sobre los demás ingresos es positivo. Este último resultado indica que ciertas consecuencias de un programa de transferencias pueden depender del sexo de la persona receptora del subsidio.

*Tesis para optar al grado de Magíster en Economía, Pontificia Universidad Católica de Chile. Quiero agradecer especialmente la ayuda y valiosos comentarios que hicieron durante toda la investigación los profesores Salvador Valdés y Gert Wagner. Además, agradezco los comentarios de los profesores Francisco Gallego y Claudia Martínez, así como también a Gabriel Baquedano y Macarena Kutscher por su cooperación. Agradezco también la disposición de Leonardo González, del Instituto Nacional de Estadísticas (INE) . Todos los errores son de mi completa responsabilidad. Consultas: paeguiguren@uc.cl

Índice

1. Introducción	3
2. Marco Conceptual	7
3. Datos, variables y estadística descriptiva	8
3.1. Base de datos	8
3.2. Variables	8
3.3. La tercera edad en Chile	10
3.4. Pensiones de los hombres versus mujeres	12
4. Estrategia Empírica	13
4.1. Estimaciones 2SLS	14
4.1.1. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre el consumo del hogar	14
4.1.2. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre los demás ingresos del hogar	15
4.1.3. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre el tamaño del hogar	16
4.2. Estimaciones 3SLS	17
4.2.1. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre el nivel de vida del hogar	17
5. Resultados	18
5.1. Estimaciones 2SLS	18
5.1.1. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre el consumo del hogar	18
5.1.2. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre otros ingresos del hogar	21
5.1.3. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre las transferencias privadas netas que recibe el hogar	23
5.1.4. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre el tamaño del hogar	26
5.2. Estimaciones 3SLS	28
5.2.1. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre el nivel de vida del hogar	28
6. Análisis de la propuesta del gobierno chileno en 2017	32
6.1. Descripción Proyecto de Ley que crea el bono a las mujeres	33
6.2. Hogares que serían beneficiados por el bono a las mujeres	34
6.3. Costo fiscal del bono a las mujeres	37
6.4. Impacto del bono a las mujeres en su gasto per cápita equivalente	37
6.4.1. Caso simple	37
6.4.2. Utilización de estimaciones sobre efecto en el comportamiento	38
7. Conclusiones	39

1. Introducción

El consumo de una persona al interior de una familia depende del ingreso disponible del hogar, así como también de distintas interacciones y transferencias entre sus miembros. Estas transferencias pueden ser intra hogar (entre los miembros del hogar) o inter hogares (entre familiares, amigos o terceros provenientes de distintos hogares).

Las transferencias por parte del fisco no solo significan un aumento del ingreso del hogar beneficiado, sino que también tienen impactos en el comportamiento y en las interacciones que ocurren tanto al interior del hogar como entre hogares. Cambios en los poderes de negociación, desplazamiento o reemplazo de transferencias privadas como consecuencia de un subsidio, así como también el reagrupamiento de las personas en hogares debido a la transferencia pública, son algunos de los efectos de los subsidios que usualmente no son considerados en un análisis presupuestario. El impacto sobre el comportamiento de las familias tiene consecuencias redistributivas que podrían potenciar o compensar el efecto de una transferencia pública, lo cual incide directamente en el impacto sobre el bienestar de las personas a las cuales se busca beneficiar.

En primer lugar, al discutir sobre el impacto que tendrían aumentos de diferentes fuentes de ingreso en el comportamiento de los hogares, es útil distinguir entre modelos de hogares unitarios y no-unitarios. Mientras los modelos unitarios tratan al hogar como una sola unidad de toma de decisiones¹, los modelos no-unitarios permiten la heterogeneidad de preferencias de los individuos al interior del hogar² (por ejemplo, permitiendo negociaciones entre los miembros; Manser y Brown, 1980; McElroy y Horney, 1981). Algunos trabajos han encontrado evidencia a favor de los modelos unitarios (Case y Deaton, 1998; Castaldo y Reilly; 2015)³, mientras que otros estudios han encontrado evidencia a favor de los modelos no-unitarios (Maitra y Ray, 2003; Fan, 2010)⁴.

En segundo lugar, la creación de transferencias fiscales descansa sobre redes pre existentes de transferencias privadas entre distintos hogares de familiares, amigos o conocidos. Si estas transferencias privadas están motivadas por altruismo, entonces los modelos de Becker (1974) y Barro (1974)⁵ predicen que estas transferencias disminuyen inambiguamente cuando aumentan otras fuentes de ingreso del hogar receptor. Por el contrario, Bernheim et al. (1985) y Cox (1987) argumentan que, si las transferencias privadas forman parte de pagos explícitos por servicios

¹Lo que implica que un aumento en los ingresos del hogar tiene el mismo efecto independiente de quién sea el receptor del aumento.

²A diferencia de los modelos unitarios, el impacto de un aumento en los ingresos del hogar depende de la identidad de la persona receptora.

³Case y Deaton (1998) estudian datos de corte transversal de Sudáfrica, distinguiendo entre pensiones y otros ingresos del hogar, concluyendo que “un rand es un rand, independiente de la fuente”. Castaldo y Reilly (2015) muestran que los patrones de consumo de los hogares de Albania no se ven afectados por transferencias privadas, tanto domésticas como internacionales.

⁴Maitra y Ray (2003) rechazan la hipótesis de “*income pooling*” encontrando que los impactos marginales sobre el consumo son diferentes para las pensiones públicas, transferencias privadas y otros ingresos. Fan (2010) estudia un programa de pensiones para campesinos en Taiwan, y utilizando datos de panel, encuentra que un aumento en las pensiones induce un mayor consumo en comparación a las transferencias privadas.

⁵El modelo de Barro asume que los hogares se comportan como “dinastías infinitas”. Bajo este modelo, las políticas públicas que alteran la distribución intergeneracional de recursos, como un subsidio a las pensiones, podrían ser completamente compensadas por transferencias privadas entre familias (Jensen, 2003).

entre padres e hijos, podría no haber un efecto desplazamiento (“*crowding out*”). Muchos trabajos han documentado este efecto desplazamiento de las transferencias privadas ante un aumento en las transferencias fiscales (Cox y Jiménez, 1992; Jensen, 2003; Juarez, 2008; Fan, 2010; Amuedo-Dorantes y Juarez, 2015; Chen et al., 2017)⁶, lo cual compensa parcialmente el aumento de ingresos del subsidio del gobierno. Por otro lado, también hay trabajos que no encuentran evidencia de este desplazamiento (Cox y Rank, 1992; Cox et al., 1998; Oruc, 2011; Biyase et al., 2017)⁷.

En tercer lugar, la llegada de nuevos ingresos puede distorsionar o afectar las decisiones laborales de los miembros del hogar. Dado que un subsidio fiscal corresponde a un ingreso no laboral, y considerando que los ingresos se comparten al interior del hogar, este subsidio podría provocar una disminución de la cantidad de horas de trabajo ofrecidas por el hogar al mercado laboral remunerado.

Por último, el número de integrantes de un hogar se podría ver afectado por una transferencia fiscal que aumente los ingresos de un individuo. Si familiares que no residen con la persona beneficiaria del bono aspiran a compartir las ganancias del subsidio, entonces se podrían ir a vivir con la persona beneficiada. Alternativamente, debido a los mayores ingresos a partir del subsidio, la persona receptora podría decidir dejar de vivir con los demás miembros del hogar para vivir independiente.

El objetivo de este trabajo es cuantificar el efecto en comportamiento y bienestar que tendría un subsidio a las pensiones de las mujeres. Como medida de bienestar se utiliza el nivel de gasto per cápita equivalente, acorde a la metodología utilizada por el Ministerio de Desarrollo Social de Chile⁸ y a otros trabajos que estudian efectos en bienestar (Maitra y Ray, 2003; Chen et al. 2017). Se utilizan datos de corte transversal para Chile de la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) del año 2013, realizada por el Instituto Nacional de Estadísticas (INE). Además, se aplican estos resultados para cuantificar el impacto que tendría el subsidio a las pensiones de algunas mujeres propuesto por el gobierno chileno en agosto de 2017.

Para cuantificar el impacto de un aumento en las pensiones de las mujeres sobre el comportamiento y el bienestar de los hogares se proponen dos estrategias. En primer lugar, se estiman

⁶Cox y Jiménez (1992) encuentran que las transferencias privadas en Perú habrían sido un 20 % mayor si no fuera por las transferencias de los beneficios sociales. Jensen (2003) documenta que en Sudáfrica, por cada rand que aumentan las pensiones públicas, las transferencias privadas a los pensionados disminuyen entre 0,25 y 0,30 rands. Juarez (2008) encuentra que el desplazamiento de otros ingresos en los hogares en México, ante un aumento en las transferencias públicas a las personas mayores, sería completo. Fan (2010) estima que el desplazamiento de transferencias privadas sería de 0,30-0,39 para los pensionados en Taiwán. Amuedo-Dorantes y Juarez (2015) encuentran que el desplazamiento de transferencias privadas causado por *70 y Más*, programa para los adultos mayores en México, sería en torno al 37 %. Chen et al (2017) estiman que, utilizando datos de panel para China entre 1989 y 2009, un aumento en 10 % de las transferencias del gobierno disminuye en 3,9 % las transferencias privadas.

⁷Cox y Rank (1992) encuentran que la evidencia sobre las transferencias privadas en EE.UU. estarían motivadas por intercambio, y no por altruismo. Cox et al. (1998) encuentran que los montos recibidos por transferencias aumentarían con los ingresos de los receptores en Perú, contradiciendo la predicción del modelo altruista. Utilizando estimaciones Probit, Tobit y Heckman para hogares en Bosnia, Oruc (2011) encuentra que el coeficiente de las transferencias sería no significativo. Biyase et al (2017) utilizan datos de panel para Sudáfrica, y también estiman que el coeficiente de las transferencias públicas sería no significativo.

⁸El gasto per cápita equivalente se obtiene al dividir el gasto total del hogar por el número de integrantes elevado a 0,7 (Comisión para la Medición de la Pobreza, 2014).

regresiones 2SLS para identificar el efecto de un aumento en las pensiones de las mujeres sobre el consumo total del hogar, otros ingresos del hogar y el número de integrantes del hogar. Para cada regresión se controlan por separados las variables de pensiones de hombres y mujeres, para así identificar cada efecto.

En segundo lugar, se estima un sistema de ecuaciones simultáneas mediante 3SLS para modelar las decisiones que toman los hogares con respecto a su consumo, ingresos y pensiones (separando las de hombres y mujeres). Esta modelación identifica el impacto simultáneo que tendría un subsidio a las pensiones sobre distintas variables del hogar, obteniendo el efecto total que tendría un subsidio a las pensiones sobre el gasto per cápita equivalente.

El primer grupo de resultados muestra que el impacto de un aumento en las pensiones de las mujeres sobre el gasto per cápita equivalente sería estadísticamente igual al efecto de un aumento en las pensiones de los hombres u otros ingresos del hogar, *ceteris paribus* (es decir, manteniendo fijas las demás fuentes de ingreso y las demás pensiones). Además, el coeficiente del efecto no puede ser distinguido de 1. De esta forma, los nuevos ingresos provenientes de un subsidio a las pensiones de las mujeres serían tratados de igual forma que los demás ingresos del hogar, por lo que no es posible rechazar la hipótesis de “*income pooling*”⁹ al interior del hogar. Estos resultados son robustos a diferentes controles y especificaciones.

El segundo grupo de resultados muestra que un aumento en las pensiones de las mujeres provocaría un desplazamiento de \$0,363 provenientes de otros ingresos del hogar. Esto implica que el comportamiento de los hogares compensa parcialmente el aumento de ingresos del subsidio del gobierno. Sin embargo, el efecto de un aumento en las pensiones de los hombres tendría el efecto contrario. La estimación mediante 3SLS muestra que los otros ingresos del hogar aumentarían \$0,830 por cada \$1 extra en las pensiones de los hombres. Si bien es difícil dar intuición económica a la magnitud de este resultado, al menos confirma que el signo del efecto de un aumento de las pensiones sobre los demás ingresos del hogar dependería del sexo del pensionado. Estos resultados confirman el punto de Duflo (2003): la eficacia de un programa de transferencias públicas podría depender del sexo de la persona beneficiada.

El tercer grupo de resultados investiga el efecto de un aumento en las pensiones sobre el tamaño del hogar. Al igual que los resultados de Jensen (2003), las estimaciones mediante distintas metodologías muestran que un subsidio a las pensiones de las mujeres no afectaría significativamente el número de integrantes del hogar. De esta forma, la obtención de nuevos ingresos por parte de la mujer pensionada no estaría relacionada con la llegada de nuevos miembros al hogar (por ejemplo, un nieto), ni tampoco con su independización para vivir sola.

Finalmente, se estima el impacto en el gasto per cápita equivalente que tendría el bono para la mujer propuesto por el gobierno chileno en agosto del 2017. Este bono corresponde a un subsidio promedio equivalente al 14 % del monto de la pensión autofinanciada de las mujeres que participan del sistema de capitalización individual. Los resultados muestran que, para las

⁹Esto significa que los hogares se pueden modelar de manera unitaria, en contraposición a un modelo en que existen negociaciones entre los miembros del hogar.

60.098 mujeres beneficiadas por el bono identificadas en la EPF¹⁰, el aumento en su nivel de gasto per cápita equivalente sería, en promedio, de 1,48 %. La importancia de los resultados de nuestro estudio se manifiesta en que, en caso de no considerar los cambios en el comportamiento de los hogares, el impacto del bono sobre el nivel de vida estaría sobreevaluado en un 40 %¹¹.

El mayor aporte de este trabajo consiste en modelar por separado los efectos que tendría un subsidio a las pensiones de hombres y mujeres sobre el comportamiento y el bienestar del hogar. En primer lugar, esto contribuye a la literatura de la economía de la familia, y cómo los hogares distribuyen su gasto dependiendo del tipo de ingreso que reciben, distinguiendo por el sexo de la persona receptora del ingreso. Este enfoque va en línea con Duflo (2003).

En segundo lugar, esta tesis es probablemente el primer trabajo que distingue por el sexo de la persona que recibe el subsidio fiscal al estudiar el efecto desplazamiento sobre los demás ingresos del hogar. Los resultados encontrados, al encontrar efectos contrarios para las pensiones de hombres y mujeres, resaltan la importancia de distinguir por el sexo de la persona receptora.

En tercer lugar, se estiman posibles efectos de las pensiones en la composición de los hogares. En principio este aspecto podría tener un impacto significativo sobre el nivel de bienestar (medido como el gasto per cápita equivalente) de los hogares beneficiados por las transferencias. Jensen (2003) es uno de los pocos estudios que consideran este aspecto al analizar el impacto de las transferencias públicas sobre las transferencias privadas. Case y Deaton (1998) reconocen que su omisión es una de las limitaciones de su trabajo.

Finalmente, este trabajo contribuye a la literatura que ha estudiado el impacto de reformas a las pensiones en Chile. Todd y Joubert (2011) elaboran un modelo dinámico de las decisiones de los individuos con respecto a la oferta laboral y el ahorro, estimadas a partir de datos longitudinales tomados de la Encuesta de Protección Social. Attanasio, Meghir y Otero (2011) utiliza un estimador de diferencias en diferencias para medir el efecto del capital previsional esperado sobre la participación en el mercado laboral formal. A diferencia de esta tesis, la cual busca cuantificar el impacto de una propuesta aún no implementada, estos trabajos utilizan técnicas de estimación que son solo factibles para evaluaciones ex-post, lo cual contrasta con el enfoque de nuestro trabajo.

El resto del trabajo se organiza de la siguiente manera. La sección 2 presenta el marco teórico que guía la interpretación de los resultados empíricos. Los datos, variables y la estadística descriptiva son presentados en la sección 3. La sección 4 presenta las estrategias de estimación. Los resultados se presentan en la sección 5. La sección 6 evalúa el impacto en el gasto per cápita equivalente de las mujeres beneficiadas por el bono propuesto por el gobierno chileno. Finalmente, la sección 7 presenta las conclusiones.

¹⁰Estas 60.098 mujeres corresponden al total de mujeres beneficiadas por el bono identificadas en la EPF. El diseño muestral de esta encuesta representa la población del Gran Santiago y las capitales regionales, lo cual equivale al 60,26 % de la población total de ese año (2012). Por lo tanto, este número no corresponde al total de beneficiadas a nivel nacional.

¹¹Al no considerar los efectos en comportamiento se estima que el bienestar de las beneficiadas crecería, en promedio, en un 2,07 %

2. Marco Conceptual

Algunos puntos importantes para este trabajo son i) cómo reaccionan los hogares ante mayores ingresos en cuanto a sus decisiones de trabajo y ahorro/consumo, ii) si este comportamiento depende de quién recibe este mayor ingreso, iii) si el comportamiento depende del tipo de ingreso que varía (pensiones vitalicias, transferencias privadas, otros ingresos) y iv) cómo se distribuyen estos mayores ingresos al interior del hogar.

Es útil hacer la distinción entre modelos de hogares unitarios y no unitarios. Los modelos unitarios consideran a los hogares como una unidad de toma de decisiones, sin que sean necesariamente igualitaristas al interior del hogar. En estos modelos, la distribución de un aumento en los ingresos no depende de quién reciba el mayor ingreso, porque actúa un solo tomador de decisiones que cumple los axiomas de la elección individual. En cambio, en los modelos no unitarios, la heterogeneidad de preferencias de los individuos dentro de un hogar hace que la identidad del miembro que recibe los recursos influya sobre su distribución.

Se presenta a continuación un modelo no unitario, para un hogar compuesto por M miembros. La utilidad de cada miembro, U^m , depende del consumo de bienes de todos los miembros del hogar, digamos, $x = \{x_{im}\}$, $i = 1, \dots, I$; $m = 1, \dots, M$ donde i se refiere al tipo de bien y m se refiere al individuo. De esta forma, $U^m = U^m(x; \theta, \varepsilon)$ donde θ, ε denotan las características individuales y del hogar.

Manser y Brown (1980) proponen modelar el comportamiento del hogar como una negociación, especificándolo como:

$$x_{im}^* \equiv \operatorname{argmax} \prod_{m=1}^M [U^m(x; \theta, \varepsilon) - V^m]^{\alpha_m}$$

donde V^m corresponde a la utilidad de reserva del individuo m para continuar como miembro del hogar.

Dado que no observamos el consumo individual en bienes, agregamos las demandas individuales para los M individuos y obtenemos:

$$C_i = \sum_{m=1}^M x_{im}^* = c_i(I_1, \dots, I_M; p, \theta, \varepsilon)$$

que corresponde a la función de demanda no unitaria observada del hogar, donde I_m se refiere al ingreso del miembro m . De aquí notamos que el consumo total del hogar se ve afectado por la distribución de ingresos al interior del hogar, si se cumple que $(\partial C_i / \partial I_j) \neq (\partial C_i / \partial I_k)$ para $j \neq k$. Lo anterior implica que el consumo total del hogar cambia de manera distinta según la propensión marginal a consumir de la persona que recibe ingresos al interior del hogar. Por ejemplo, el consumo del hogar podría aumentar uno a uno ante un aumento en los ingresos de un adulto mayor, mientras que si un adulto no mayor aumenta sus ingresos, el consumo total del hogar podría aumentar en una fracción menor a uno si es que su propensión marginal a ahorrar es mayor que la del promedio del hogar.

Esto juega un rol clave en esta tesis, por cuanto sugiere hacer la distinción tanto por edad como por sexo de la persona que recibe algún tipo de subsidio o transferencia.

3. Datos, variables y estadística descriptiva

3.1. Base de datos

Se utiliza la Encuesta de Presupuestos Familiares (EPF) del año 2013, realizada por el Instituto Nacional de Estadística (INE) entre noviembre de 2011 y octubre de 2012. La EPF identifica la estructura y características del gasto en consumo final de los hogares urbanos, de las capitales regionales de Chile y algunas de sus zonas conurbadas, con un período de referencia de un año.

Además, la encuesta cuenta con información sobre la composición del hogar, edad, sexo, educación, situación ocupacional y diversas partidas de ingresos (a nivel individual) para una muestra de 10.518 hogares y 35.651 individuos. Al aplicar los factores de expansión, la muestra representa a un total de 3.009.720 hogares y 10.511.689 personas, lo cual representa el 60,26 % de la población total del país¹². Este diseño muestral permite realizar estimaciones consistentes y estadísticamente significativas con frecuencia anual y en términos geográficos para las áreas de estimación de Gran Santiago y el resto de las capitales regionales.

Para las estimaciones de este trabajo se utilizará la submuestra correspondiente a aquellos hogares que cuentan con al menos una persona de tercera edad¹³. De esta forma, la submuestra relevante para el estudio corresponde a un total de 3.452 hogares.

3.2. Variables

A continuación se explican en detalle las variables más importantes del análisis.

Gasto Se define como el gasto total por hogar¹⁴, ajustado por factor de no respuesta. Además, incluye el arriendo imputado.

Pensiones Para identificar el monto total recibido por pensiones en el hogar se consideran dos variables de la EPF: el ingreso bruto en jubilaciones y los ingresos por transferencias netas.

La primera variable corresponde a las jubilaciones y pensiones de vejez, pagadas tanto por el Instituto de Previsión Social (IPS), Administradoras de Fondos de pensiones (AFP), así como de los sistemas de las FF.AA. En este ítem se encuentra también registrada la

¹²Según el INE, la población total de Chile para el año 2012 era de 17.444.799 personas (<http://www.ine.cl/estadisticas/demograficas-y-vitales>).

¹³Definido como mujer de 60 años o más, u hombre de 65 años o más.

¹⁴El gasto total incluye el gasto en alimentos y bebidas no alcohólicas, bebidas alcohólicas, tabaco y estupefacientes, prendas de vestir y calzado, alojamiento, agua, electricidad, gas y otros combustibles, muebles, artículos para el hogar y para la conservación ordinaria del hogar, salud, transporte, comunicaciones, recreación y cultura, educación, restaurantes y hoteles, bienes y servicios diversos.

Pensión Básica Solidaria de Vejez¹⁵

La segunda variable, ingresos por transferencias netas, es el resultado de la suma de las transferencias recibidas menos las transferencias emitidas. En las transferencias recibidas se consideran las pensiones de invalidez, la Pensión Básica Solidaria de Invalides, montepíos o pensiones de viudez, pensiones alimenticias, subsidios estatales, donaciones, entre otras.

A partir de lo anterior, los ingresos por pensiones del hogar se construyen al sumar el ingreso bruto en jubilaciones y el componente “otras pensiones”¹⁶ de la variable de ingresos por transferencias netas, la cual incluye a las pensiones de invalidez y viudez.

Dado que el objetivo del trabajo es analizar el impacto de un cambio en pensiones sobre las personas de la tercera edad, solo se consideran como pensiones las de los hombres de 65 años y más, y las de las mujeres de 60 años y más. De esta forma, las pensiones anticipadas para hombres y mujeres se considerarían en el ítem “Otros Ingresos”. Esta definición no cambia los resultados de las estimaciones.

Otros Ingresos Se definen como los ingresos totales del hogar distintos de pensiones. Estos incluyen ingresos asalariados, ingresos de honorarios, ingresos de quienes tienen negocio por cuenta propia, ingresos de profesionales independientes, ingresos por otros trabajos asalariados, ingresos por otros trabajos independientes, ingresos de propiedades, ingresos por instrumentos financieros e ingresos por transferencias netas (distintos de “otras pensiones”). Además, incluye el arriendo imputado.

Transferencias Privadas Netas Esta variable es el resultado de la suma de las transferencias recibidas menos las transferencias emitidas. En esta variable se consideran las transferencias en dinero o donaciones privadas entre hogares y transferencias en especies. A estas se les resta las transferencias emitidas declaradas por el hogar (pensiones alimenticias, donaciones, transferencias en especies).

Características jefe(a) del hogar Sexo (1 si es hombre, 0 si es mujer), experiencia (medida como $edad - 18$), experiencia al cuadrado, años de escolaridad, estado de empleo (1 si es que el jefe de hogar trabajó en la semana de referencia, 0 en caso contrario) y si recibe pensión (1 si es que sus ingresos por pensiones son mayores a 0).

Características del hogar Tamaño del hogar (número de integrantes), número de niños (miembros entre 0 y 17 años), número de adultos (hombres entre 18 y 64 años, mujeres entre 18 y 59 años), número de adultos mayores (hombres de 65 años y más, mujeres de 60 años y más), Región Metropolitana (1 si el hogar pertenece a la RM, 0 en caso contrario), vivienda secundaria (1 si el hogar posee una vivienda secundaria, 0 en caso contrario), máximo nivel

¹⁵ Esta pensión corresponde a un subsidio del Gobierno a aquellas personas que no tienen derecho a una pensión en algún régimen previsional, por un monto equivalente a \$83.000 (noviembre, 2012)

¹⁶ Los componentes de las transferencias netas no se encuentran en la versión pública de la EPF, por lo que se debió realizar una solicitud especial al INE para que facilitara esta desagregación.

de educación de cualquier miembro del hogar (medido en años de escolaridad), número de viudas, número de viudos.

3.3. La tercera edad en Chile

Según la EPF, el 13,17 % de las 35.651 observaciones de la muestra corresponde a personas de tercera edad, lo cual se traduce en que el 34,20 % de los hogares tiene al menos un miembro de este segmento etario.

La Tabla **I** muestra la distribución de estos hogares según quintiles, utilizando dos métodos de quintilización: según el gasto del hogar y según los ingresos brutos¹⁷. Además, se comparan los resultados de la quintilización utilizando la EPF 2013 y la CASEN 2013.

Tabla 1: Proporción de hogares con al menos un miembro de tercera edad, por quintil

Encuesta, método	I	II	III	IV	V	Total
EPF 2013, según ingresos auto reportados	24,39 %	38,10 %	41,93 %	38,78 %	27,80 %	34,20 %
CASEN 2013, según ingresos auto reportados	26,61 %	37,92 %	41,89 %	38,79 %	29,93 %	35,03 %
EPF 2013, según gasto per cápita equivalente	34,55 %	37,70 %	37,38 %	34,34 %	27,02 %	34,20 %

Fuente: EPF 2013 y CASEN 2013

A pesar de que las tres metodologías entregan prácticamente el mismo resultado con respecto al total de hogares con personas de tercera edad, la distribución según quintiles varía fuertemente dependiendo de la metodología. Mientras los quintiles I, III y IV tienen comportamiento no uniforme cuando se quintiliza según ingresos autoreportados, este fenómeno no se observa cuando la quintilización se realiza a partir del gasto de los hogares.

Este fenómeno se podría explicar debido a que los ingresos en ambas encuestas, la EPF y la CASEN, son auto reportados. De esta forma comparten las debilidades del auto reporte: sesgos a reportar menores ingresos, con el fin de obtener subsidios, así como también sesgos por las complejidades del concepto de ingreso¹⁸. Por otro lado, en la EPF, el gasto del hogar es medido minuciosamente y chequeado, por los que no sufre los problemas que tiene el ingreso auto reportado señalado anteriormente. Esto último explicaría que la quintilización por nivel de gasto logre que el porcentaje de hogares con al menos un miembro de tercera edad sea bastante uniforme entre los quintiles.

Estas consideraciones justifican preferir la quintilización por quintiles de consumo equivalente, obteniendo una estadística descriptiva más uniforme a través de los quintiles, similar a la obtenida por el PNUD (2017, p. 333).

El resultado de la Tabla **I** es relevante para la discusión nacional con respecto a las pensiones de la tercera edad, sus ingresos y su bienestar en relación con el resto de la población. Tal como

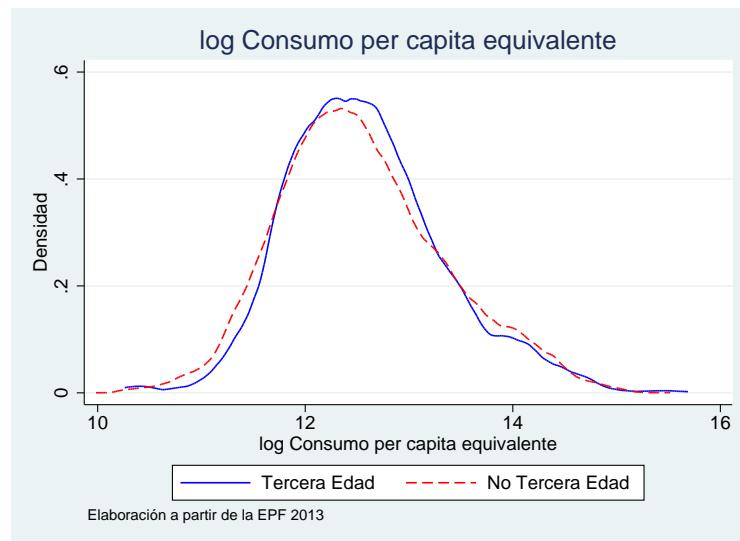
¹⁷Incluye arriendo imputado

¹⁸Por ejemplo, el arriendo imputado por vivienda propia es un escalón más complejo que lo que entiende la gran mayoría. Además, el ingreso en la vejez por concepto de venta de activos (cuyo objetivo es uniformar consumo a lo largo de la vida) no es captado por las medidas de ingreso, pero sí lo es por las medidas de gasto. Ciertos subsidios del Estado (transferencias en especies) no están captados por las medidas de ingresos (Valdés et al, 2017).

señala el PNUD (2017) :

“El bajo monto de las pensiones llevaría a suponer que los adultos mayores viven en una situación extendida de pobreza o vulnerabilidad de ingresos. Sin embargo no es el caso, puesto que los mayores de 65 se distribuyen en forma bastante pareja entre los quintiles de ingreso.”

Figura 1: Consumo por persona equivalente



Esta situación se ve claramente confirmada en la Figura 1. En esta se muestra la distribución del consumo por persona equivalente para las personas de tercera edad, en comparación con las personas que no son de la tercera edad. De aquí resulta evidente que la distribución del consumo equivalente no es muy distinta para las personas de tercera edad en comparación con el resto de la población.

Tabla 2: Proporción de hogares con al menos un miembro de tercera edad, por quintil de consumo equivalente y sexo

	I	II	III	IV	V	Total
Mujeres, de 60 y más	29,77 %	31,30 %	31,68 %	29,80 %	22,68 %	29,05 %
Mujeres, de 65 y más	18,70 %	23,94 %	25,00 %	21,92 %	16,10 %	21,13 %
Hombres, de 65 y más	16,55 %	17,39 %	17,91 %	15,48 %	12,77 %	16,02 %

Fuente: EPF 2013, población total utilizando factores de expansión

La Tabla 2 muestra el porcentaje de hogares de cada quintil que cuenta con una persona de tercera edad, distinguiendo por el sexo de la persona mayor. Nuevamente obtenemos una distribución aproximadamente uniforme para los quintiles I a IV, similar para hombres y mujeres. Esto confirma que las personas mayores de edad no estarían en una posición de mayor pobreza

relativa al resto de la sociedad, independiente del sexo de la persona mayor. Por otro lado, la Tabla 2 revela que la proporción de hombres de 65 y más años es menor que la de mujeres de 60 y más.

En síntesis, la idea de que las personas mayores están en una situación de pobreza relativa con respecto al resto de la población debido a las bajas pensiones ignora que las personas mayores comparten recursos con los demás miembros del hogar, y además cuentan con otras fuentes de ingresos.

3.4. Pensiones de los hombres versus mujeres

Las mujeres con pensión positiva reciben pensiones medias y medianas más bajas que los hombres con pensión positiva. Según la Tabla 3, esos hombres reciben una pensión promedio de \$224.139 y mediana de \$140.000, mientras que esas mujeres reciben una pensión promedio de \$161.699 y mediana de \$108.288. Esta diferencia implica una brecha equivalente al 27,86 % de la pensión promedio de los hombres, y de 22,65 % para la pensión mediana. La brecha porcentual entre la pensión promedio que reciben esas mujeres con respecto a esos hombres es creciente a medida que aumenta el quintil, salvo para el último quintil. Con respecto a la brecha de las pensiones medianas, esta es más baja para el quintil I, y se mantiene relativamente estable entre los quintiles II y V. Además, según la EPF 2013, el 27,45 % de las mujeres mayores de 60 años reporta no recibir ingresos de pensiones, en comparación al 12,29 % correspondiente a los hombres mayores de 65 años.¹⁹

Tabla 3: Pensión media y mediana para hombres y mujeres con pensión positiva (en pesos de noviembre de 2012, fecha en que se tomó la EPF 2013)

(a) Pensión media

Pensión media	I	II	III	IV	V	Total
Hombres	\$123.479	\$149.902	\$197.673	\$266.267	\$485.111	\$224.139
Mujeres	\$100.116	\$112.131	\$134.592	\$172.482	\$375.984	\$161.699
Diferencia (%)	18,92 %	25,20 %	31,91 %	35,22 %	22,50 %	27,86 %

(b) Pensión mediana

Pensión mediana	I	II	III	IV	V	Total
Hombres	\$101.650	\$128.400	\$148.730	\$191.802	\$388.771	\$140.000
Mujeres	\$80.250	\$90.000	\$107.000	\$127.330	\$267.500	\$108.288
Diferencia (%)	21,05 %	29,91 %	28,06 %	33,61 %	31,19 %	22,65 %

Nota: Como las pensiones se reajustan al menos por la variación del IPC, se debe aumentar estos valores en % para obtener la cifra de noviembre de 2017. La diferencia se calcula como la diferencia porcentual con respecto a la pensión del hombre.

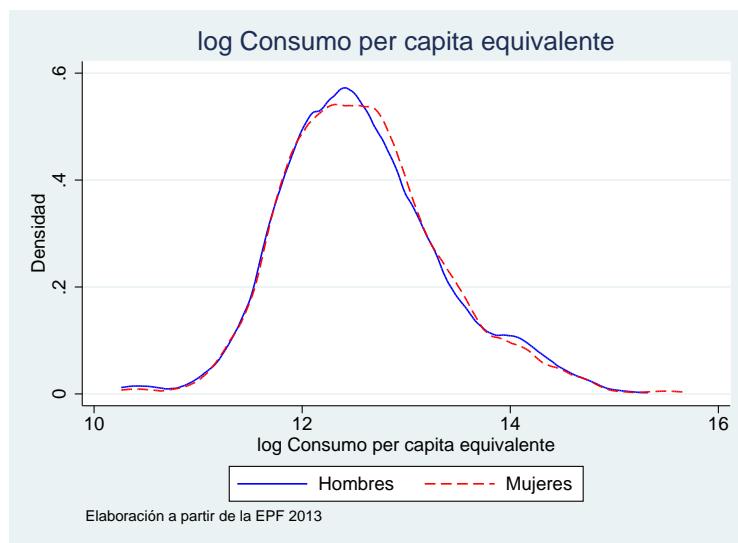
La diferencia entre las pensiones de hombres y mujeres se explica por varios factores. Una parte se explica debido a diferencias en densidad de cotización, distinta prevalencia de jornadas

¹⁹La proporción de mujeres mayores de 65 años que no recibe pensión es de un 17,87 % (EPF, 2013).

parciales y diferencias en sueldo por hora. Otra parte se explica porque muchas mujeres inician su pensión a los 60 años, más jóvenes que los hombres. Y además, las mujeres tienen una mayor duración promedio de la vida.²⁰

Es evidente que las mujeres tienen una situación previsional más precaria que la de los hombres. Las mujeres no solo reciben pensiones medias y medianas más bajas que los hombres, sino que además hay un porcentaje mayor que no recibe ningún tipo de pensión. Sin embargo, y como muestra la Figura 2, lo anterior no significa necesariamente que el nivel de vida de las mujeres mayores sea inferior al de los hombres mayores.

Figura 2: Consumo por persona equivalente, tercera edad



Al estudiar el gasto per cápita equivalente de las personas mayores, la EPF revela que el nivel de vida de hombres y mujeres es prácticamente igual. Este resultado confirma los presentados por S. Valdés (2015). Esto se debe a varios motivos. En parte los hogares compensan las diferencias en ingresos mediante transferencias al interior del hogar. Por otro lado, las mujeres mayores reciben apoyo de los hijos y/o nietos gracias a transferencias privadas entre distintos hogares, entre otros. Estos factores deben ser tomados en cuenta al analizar el posible impacto de un subsidio a las pensiones de las mujeres.

4. Estrategia Empírica

Para identificar el impacto de las pensiones sobre las distintas variables de interés es necesario establecer una estrategia de identificación que permita eliminar el sesgo propio de las estimaciones con problemas de endogeneidad. Para lograr este objetivo se utilizan variables

²⁰Esta es la justificación del bono a la mujer que ha aducido el gobierno chileno para su propuesta de agosto del 2017.

instrumentales para las variables de ingreso (pensiones de hombres y mujeres, transferencias privadas y otros ingresos), y el tamaño del hogar.

Para estimar el impacto *ceteris paribus* de un aumento en las pensiones sobre el consumo del hogar, otros ingresos, transferencias privadas y el número de integrantes del hogar se utiliza 2SLS. Para identificar el impacto *total* de un aumento en las pensiones sobre el bienestar se estima un sistema de ecuaciones simultáneas mediante 3SLS.

4.1. Estimaciones 2SLS

4.1.1. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre el consumo del hogar

Se propone dividir el ingreso de los hogares entre tres posibles fuentes: pensiones de las mujeres (Pm), pensiones de los hombres (Ph) y otros ingresos distintos de pensiones (Y). Mediante esta especificación se buscan dos objetivos. En primer lugar, comparar el efecto marginal de las pensiones sobre el consumo con respecto al efecto marginal de los demás ingresos del hogar. En segundo lugar, comparar el efecto marginal de las pensiones de las mujeres con el efecto marginal de las pensiones de los hombres, para poder identificar si existen efectos distintos según sexo el sexo del pensionado. De esta forma, en el caso general de hogares modelados de manera no-unitaria²¹, la demanda por bienes de los hogares se puede escribir de la siguiente manera:

$$C = C(Pm, Ph, Y; \theta, \varepsilon)$$

donde C corresponde al consumo total del hogar, mientras que θ y ε corresponden a características a nivel de hogar e individual.

Para estudiar el efecto marginal de un aumento en las pensiones de las mujeres sobre el consumo total del hogar²² se estima la siguiente ecuación:

$$C^h = \alpha_1 Pm^h + \alpha_2 Ph^h + \alpha_3 Y^h + \mathbf{X}^h \alpha_4 + u^h, \quad (1)$$

donde C^h corresponde al consumo total del hogar, Pm^h y Ph^h corresponden a las pensiones totales de las mujeres y hombres, Y^h son todos los ingresos del hogar distintos de pensiones, y el vector \mathbf{X}^h incluye controles de características del jefe del hogar, tamaño y composición del hogar y otras características del hogar.

Para enfrentar posibles errores de medición en las variables de ingresos, así como también la posible endogeneidad del número de miembros del hogar, se estima la ecuación $\boxed{1}$ utilizando variables instrumentales.

²¹En un modelo de hogar unitario, lo que importa es $Pm + Ph + Y$ y no Pm , Ph e Y por separado. Nuestra especificación permite testear la validez de este caso particular.

²²Es importante señalar que, por restricción de los datos, no es posible saber si el aumento en el consumo del hogar corresponde a un aumento del consumo de todos sus miembros (de manera igualitaria), o si corresponde a un aumento del consumo de algún miembro en particular (la pensionada). En este trabajo asumiremos el supuesto de que el consumo se distribuye de manera igualitaria al interior del hogar, sin importar la edad ni el sexo de los integrantes.

El coeficiente de interés en la ecuación corresponde a α_1 , el cual se interpreta como la propensión marginal a consumir ante un aumento de las pensiones de las mujeres. Es importante señalar que este coeficiente se refiere a la *derivada parcial* del consumo con respecto a las pensiones de las mujeres. Al ser el efecto *ceteris paribus* de las pensiones de las mujeres sobre el consumo del hogar, no está considerando el posible impacto que tendría un cambio en las pensiones de las mujeres sobre otras variables relevantes incluidas en la ecuación, tales como los demás ingresos del hogar o el número de integrantes. De esta forma, los coeficientes α_1 , α_2 y α_3 se interpretan como el efecto *directo* que tienen los ingresos sobre el consumo, sin considerar cambios en el comportamiento de los hogares.

Si no se rechaza la hipótesis nula de $\alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3$, entonces la propensión marginal a consumir de todas las fuentes de ingresos sería idéntica. Esto significaría que el efecto marginal de un aumento en los ingresos sobre el consumo no dependería del tipo de ingreso (pensiones u otros ingresos), ni tampoco del sexo de la persona que recibe la transferencia. Por el contrario, si se rechaza la hipótesis nula, entonces una posible explicación es que la manera en que se gastan los recursos al interior del hogar dependería del poder de negociación de sus integrantes. Este poder de negociación podría depender del nivel de ingresos que recibe la persona, así como también de otras características, como su sexo y edad.

4.1.2. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre los demás ingresos del hogar

Una vez estimado el efecto *parcial* que tendría un aumento en las pensiones de las mujeres sobre el consumo, interesa estudiar también el posible impacto que tendría este subsidio sobre el comportamiento generador de ingresos de los hogares que reciben el bono. Uno de los efectos en el comportamiento de los hogares corresponde a un potencial desplazamiento de otros ingresos en respuesta al aumento de las pensiones de las mujeres.

Para identificar ese efecto, se estima la siguiente ecuación mediante 2SLS:

$$Y^h = \beta_1 Pm^h + \beta_2 Ph^h + \mathbf{X}^h \beta_3 + \epsilon^h, \quad (2)$$

donde Y^h denota los ingresos totales del hogar distintos de pensiones, Pm^h y Ph^h corresponden a las pensiones totales de mujeres y hombres del hogar, y el vector \mathbf{X}^h incluye controles de características del jefe de hogar, composición demográfica y características del hogar. Al igual que en la ecuación 1, se consideran las pensiones de las mujeres y de los hombres por separado, de manera de poder comparar sus efectos.

Se utilizan instrumentos para las pensiones, debido a los posibles problemas de endogeneidad y error de medición de estas variables.

El coeficiente de interés corresponde a β_1 , el cual se interpreta como el monto marginal de otros ingresos que sería desplazado (si $\beta_1 < 0$) ante un aumento en las pensiones de las mujeres. Si $\beta_1 = 0$, entonces no habría desplazamiento de otros ingresos del hogar ante un aumento de las pensiones de las mujeres. Esto significaría que el aumento neto en los ingresos del hogar sería igual al monto del subsidio.

Por otro lado, también es interesante comparar β_1 con β_2 . Si ambos coeficientes son negativos, pero $\beta_1 < \beta_2 < 0$, entonces un subsidio a las pensiones de las mujeres desplazaría más ingresos del hogar que un subsidio a las pensiones de los hombres. De esta forma, la eficacia de un programa de subsidios a las pensiones dependería de qué tan sensibles sean los demás ingresos del hogar ante este aumento.

Como una manera de complementar el análisis anterior, se estudia también el impacto que tendría un aumento en las pensiones sobre un componente particular de los ingresos del hogar: las transferencias privadas netas²³. Si bien es perfectamente posible que un aumento en las pensiones afecte a cualquier tipo de ingreso del hogar (como por ejemplo, los ingresos laborales), algunos modelos teóricos y la evidencia empírica muestran que el candidato número uno a verse desplazado ante un subsidio fiscal son las transferencias privadas netas que recibe el hogar.

De esta forma, para identificar el efecto que tendrían las pensiones de las mujeres sobre las transferencias privadas netas que recibe el hogar, se estima la siguiente ecuación mediante 2SLS:

$$T^h = \gamma_1 Y_{ot}^h + \gamma_2 Pm^h + \gamma_3 Ph^h + \mathbf{X}^h \gamma_4 + \epsilon^h, \quad (3)$$

donde T^h denota las transferencias privadas netas del hogar, Y_{ot}^h se refiere a los ingresos del hogar distintos de transferencias netas privadas y pensiones, Pm^h y Ph^h corresponden a las pensiones totales de mujeres y hombres del hogar, y el vector \mathbf{X}^h incluye controles de características del jefe de hogar, composición y tamaño del hogar, y características del hogar.

El coeficiente de interés corresponde a γ_2 , el cual se interpreta como el monto marginal de transferencias privadas que sería desplazado (si $\gamma_2 < 0$) ante un aumento en las pensiones de las mujeres. Si $\gamma_2 = 0$, entonces no habría desplazamiento de transferencias privadas del hogar ante un aumento de las pensiones de las mujeres. Esto significa que los hogares no verían disminuidos los aportes privados que reciben de otros hogares ante un aumento en pensiones de las mujeres.

4.1.3. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre el tamaño del hogar

Para estudiar el efecto de las pensiones sobre el tamaño del hogar se estima la siguiente ecuación mediante 2SLS:

$$tamhogar^h = \alpha_1 Pm^h + \alpha_2 Ph^h + \alpha_3 Y^h + \mathbf{X}^h \alpha_4 + u^h, \quad (4)$$

donde $tamhogar^h$ denota el número de integrantes del hogar, Pm^h , Ph^h y Y^h se refieren a las pensiones y otros ingresos del hogar, y el vector \mathbf{X}^h incluye controles de características del jefe del hogar, como su experiencia, escolaridad y sexo, además de incluir una *dummy* si el hogar pertenece a la Región Metropolitana.

Debido a que el número de integrantes de un hogar corresponde a una variable discreta, se estiman también modelos multinomiales Logit y Probit. Los efectos marginales sobre la probabilidad de cada alternativa de tamaño del hogar se presentan en los Apéndices F y G.

²³Estas se refieren, principalmente, a transferencias en dinero y en especies recibidas desde otros hogares.

4.2. Estimaciones 3SLS

4.2.1. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre el nivel de vida del hogar

Finalmente, para identificar el efecto de un aumento en las pensiones sobre el nivel de vida y el comportamiento de los hogares, se estima un sistema de ecuaciones simultáneas mediante 3SLS. Este sistema, a diferencia de las estimaciones anteriores, nos permite identificar directamente el impacto de las pensiones en el nivel de bienestar de los hogares, definido como el gasto per cápita equivalente²⁴. Se utiliza un sistema de ecuaciones para estimar simultáneamente las distintas interacciones entre las fuentes de ingresos del hogar, además de los efectos en comportamiento. Se utiliza 3SLS con el fin de tomar en cuenta las correlaciones entre los errores de las distintas ecuaciones del sistema, lo cual permite obtener coeficientes más eficientes. El sistema de ecuaciones viene dado por:

$$Pmeq^h = f_1 (Yeq^h, c_1, z_1, e_1; \theta_1) + u_1^h \quad (5)$$

$$Pheq^h = f_2 (Yeq^h, c_2, z_2, e_2; \theta_2) + u_2^h \quad (6)$$

$$Yeq^h = f_3 (Pmeq^h, Pheq^h, c_3, z_3, e_3; \theta_3) + u_3^h \quad (7)$$

$$Ceq^h = f_4 (Yeq^h, Pmeq^h, Pheq^h, c_3, z_3, e_3; \theta_3) + u_4^h, \quad (8)$$

donde las variables $Pmeq^h$, $Pheq^h$, Yeq^h y Ceq^h denotan las pensiones de las mujeres, pensiones de los hombres, otros ingresos y consumo del hogar, definidas en términos de persona equivalente. Además, las ecuaciones controlan por las características del jefe del hogar, su educación, y la composición demográfica del hogar. El modelo estimado se basa en los modelos propuestos por otros trabajos que también han estudiado el impacto de transferencias sobre la pobreza y el bienestar (Maitra y Ray, 2003; Chen et al, 2017).

Para estudiar el impacto de un aumento en las pensiones sobre el nivel de vida o bienestar de un hogar, se divide el consumo total por la suma de personas dentro del hogar elevada a la potencia de 0,7. Esta metodología para obtener el gasto per cápita equivalente es la utilizada por el Ministerio de Desarrollo Social de Chile (Comisión para la Medición de la Pobreza, 2014). Además, nos permite considerar la existencia de economías de escala al interior del hogar, lo cual afecta directamente las estimaciones de bienestar y pobreza de los hogares (Maitra y Ray, 2003). Por lo tanto, para ser coherentes con la notación, las pensiones de las mujeres, pensiones de los hombres y otros ingresos del hogar se definen también en términos de persona equivalente.

Se propone que las ecuaciones de las pensiones dependan de los otros ingresos del hogar. Si bien las pensiones contributivas vienen dadas una vez que se llega a la vejez, y se podrían

²⁴Corresponde al mejor indicar empírico de consumo, dados los ajustes que hace el INE al gasto en bienes durables para estimar el gasto en los servicios que prestan los bienes durables

considerar como exógenas, las pensiones no contributivas son condicionales a un bajo ingreso del hogar. Dado que las variables de pensiones incluyen a ambos componentes, contributivo y no contributivo, se decide trabajar con esta especificación.

Por otro lado, se plantea que la ecuación de otros ingresos del hogar depende de las características exógenas del hogar, así como también de las pensiones que reciben los hombres y mujeres. Esta especificación recoge el efecto desplazamiento que podría tener un aumento en las pensiones sobre los demás ingresos, tales como ingresos laborales (por ejemplo, trabajando menos horas en respuesta a los mayores ingresos disponibles), o transferencias recibidas desde otros hogares.

A diferencia de Maitra y Ray (2003), quienes modelan las tomas de decisiones de los hogares como un proceso de cuatro etapas jerarquizadas, las ecuaciones (5)-(8) constituyen un set de cuatro ecuaciones que reflejan la simultaneidad de las decisiones que toman los hogares con respecto a los ingresos y consumo del hogar. Esta diferencia es importante ya que las horas trabajadas en la vejez, así como otras decisiones relacionadas, se deciden en la vejez, y no vienen dadas desde fases anteriores de la vida²⁵. La simultaneidad de las decisiones y la distinción por el sexo del pensionado o pensionada representan extensiones a la estrategia planteada por estos autores.

5. Resultados

5.1. Estimaciones 2SLS

5.1.1. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre el consumo del hogar

La Tabla 4 presenta las estimaciones de la ecuación (1), para la submuestra de 3.452 hogares que reportan tener al menos un miembro de la tercera edad. En ambas columnas, se regresiona el consumo total del hogar con respecto a las pensiones de las mujeres, las pensiones de los hombres y los demás ingresos del hogar. Además, se controla por el tamaño del hogar, su composición (número de personas con edad 0 a 5 años, 6 a 15 años, 16 a 18 años, 19 a 21 años y 22 a 24 años), la experiencia del jefe del hogar, la experiencia al cuadrado, el nivel de escolaridad del jefe del hogar, una *dummy* que indique si el jefe del hogar es hombre y una *dummy* si el hogar pertenece a la Región Metropolitana. Además, para excluir el efecto de *outliers*, no se incluyen en la muestra a aquellos hogares que reportan un gasto per cápita equivalente inferior al percentil 1, y superior al percentil 99.²⁶

La primera columna muestra el caso más simple posible, una regresión OLS del consumo del hogar con respecto a las pensiones de las mujeres, las pensiones de los hombres, demás ingresos distintos de pensiones, el tamaño del hogar y los demás controles que son comunes a ambas estimaciones. En esta especificación, la propensión marginal a consumir estimada nos muestra que cada peso extra proveniente de las pensiones de las mujeres se gasta prácticamente de

²⁵Las horas trabajadas en la vejez en el mercado laboral generan ingresos que se recogerían en Y_h .

²⁶Los percentiles 1 y 99 corresponden a 60.291 y 2.354.857, respectivamente.

Table 4: Consumo del hogar, pensiones de las mujeres, pensiones de los hombres y otros ingresos

	(1)	(2)
	OLS	2SLS
Otros Ingresos, distintos de pensiones	0.410*** [0.0667]	0.710*** [0.0615]
Pensión de las mujeres	0.896*** [0.235]	0.963*** [0.269]
Pensión de los hombres	0.461*** [0.0948]	0.721*** [0.193]
Tamaño del hogar	25836.9 [18717.4]	74304.7** [31024.2]
Jefe del hogar es hombre	86796.1** [37004.4]	-29134.1 [42611.8]
Experiencia jefe del hogar	-3580.6 [4462.2]	-9203.8 [16454.3]
(Experiencia jefe del hogar) ²	18.35 [46.82]	95.22 [202.8]
Escolaridad jefe del hogar	25728.3*** [4564.8]	5560.1 [9058.7]
Nro de niños entre 0 y 5 años	-66303.3* [38033.8]	-150856.5 [281616.7]
Nro de niños entre 6 y 15 años	-20273.7 [27785.2]	-114121.3 [227661.5]
Nro de niños entre 16 y 18 años	158842.6*** [52694.8]	56103.2 [243026.0]
Nro de jovenes entre 19 y 21 años	71441.9* [36538.6]	26167.6 [198232.1]
Nro de jovenes entre 22 y 24 años	103450.5** [44799.8]	-29469.9 [187938.9]
Region	-798.2	33780.3
Metropolitana	[21633.4]	[35213.5]
Constante	35155.9 [125841.7]	0 [.]
F-Stat (Y)		20.02
F-Stat (Pm)		29.85
F-Stat (Ph)		50.89
F-Stat (tamhogar)		50.20
Sargan Stat. (p-val)		(0.9106)
Observaciones	3392	3253
R^2	0.585	0.399

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

inmediato (coeficiente igual a 0,896). Por el contrario, la propensión marginal para las pensiones de los hombres, así como también la de los demás ingresos muestran una propensión a ahorrar de entre 55-60 % por cada peso extra.

La segunda columna presenta la estimación mediante 2SLS, la cual busca solucionar los problemas de endogeneidad y error de medida mencionados anteriormente. Como instrumentos para los ingresos distintos de pensiones se utilizan variables *dummy* que indican si el hogar posee una vivienda secundaria, y si la casa es pareada por un lado. El supuesto de identificación es que estas variables afectarían el consumo del hogar a través de los ingresos del hogar, y no de manera directa. Para las pensiones de hombres y mujeres se utilizan como instrumentos el número de hombres de 65 años y más, el número de mujeres de 60 años y más, y una *dummy* que indique si el jefe del hogar recibe pensión. En este caso, el supuesto de identificación es que estas variables no afectan directamente el consumo del hogar. Finalmente, el tamaño del hogar es instrumentado por el gasto en agua potable del hogar.

Para confirmar la validez de los instrumentos se estudia su relevancia y condición de exclusión. Tal como muestra la Tabla 4, los test F para las cuatro variables endógenas muestran que los instrumentos serían relevantes, por lo que no tendríamos un problema de instrumentos débiles. Con respecto a la condición de exclusión, se realiza un test de sobreidentificación aprovechando que tenemos más instrumentos que variables endógenas. El *p-value* del test indica que no se rechaza la hipótesis nula de que los instrumentos son exógenos. Esto confirmaría la validez de los instrumentos.

Al instrumentar las tres variables de ingreso y el tamaño del hogar, se eleva el coeficiente estimado en la columna 1 para los otros ingresos (distintos de pensiones) desde 0,410 a 0,710. Lo mismo ocurre para las pensiones de los hombres, cuyo coeficiente estimado aumenta de 0,461 a 0,721. Por otro lado, el coeficiente estimado para las pensiones de las mujeres aumenta levemente, de 0,896 a 0,963. El aumento en los coeficientes estimados confirma la importancia de controlar por endogeneidad y error de medición, como hace la estimación 2SLS.

Evaluamos la hipótesis nula de que las propensiones marginales de consumo de las tres fuentes de ingresos son iguales y se encuentra que no es posible rechazar la hipótesis nula²⁷. De esta forma, al igual que Case y Deaton (1998) y Castaldo y Reilly (2015), es plausible concluir que el dinero proveniente de las pensiones de las mujeres no es distinto, perceptiblemente, del dinero proveniente de las pensiones de los hombres, o de otros ingresos del hogar. Como dirían Case y Deaton “un peso es un peso”, independiente de la fuente, al menos para el consumo agregado del hogar.

La interpretación de los resultados sería que, ante un aumento de \$1.000 en las pensiones de las mujeres, el consumo del hogar aumentaría en \$963, *ceteris paribus* las demás variables. Este efecto correspondería a la *derivada parcial* del consumo del hogar con respecto a las pensiones de las mujeres, por lo que no considera efectos en el comportamiento de los hogares. El impacto sería estadísticamente igual al de las pensiones de los hombres, así como también al de los otros

²⁷ El *p-value* del test de que los tres coeficientes son iguales es 0,6730.

ingresos distintos de pensiones del hogar. Esto implica que la edad y el sexo de la persona que recibiría el subsidio del gobierno no afectaría la manera en que se gastan estos ingresos, al menos en el agregado.

En el Apéndice B se presentan más especificaciones y estimaciones para la ecuación (1). Los resultados obtenidos serían robustos a la utilización de distintos controles.

5.1.2. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre otros ingresos del hogar

También interesa identificar cómo reaccionan los demás ingresos del hogar ante un aumento en las pensiones de las mujeres. Con este fin estimamos la ecuación (2) mediante 2SLS. Esto nos permite solucionar el problema de endogeneidad de las pensiones, así como también los posibles errores de medición que pudiesen afectar a estas variables.

La Tabla 5 presenta estimaciones OLS y 2SLS de la ecuación (2), para la submuestra de hogares que reportan tener al menos una persona de tercera edad. Ambas estimaciones controlan por el número de niños, el número de adultos, experiencia del jefe del hogar, experiencia del jefe del hogar al cuadrado, escolaridad del jefe del hogar, una *dummy* que indique si el jefe del hogar es hombre, una *dummy* si el jefe del hogar está empleado, el máximo nivel de educación en el hogar y una *dummy* que toma valor uno si el hogar pertenece a la Región Metropolitana. Al igual que la estimación en la sección anterior, se excluyen de la muestra a aquellos hogares con un gasto per cápita equivalente inferior al percentil 1 y superior al percentil 99.

La primera columna muestra una estimación simple por OLS de los ingresos del hogar con respecto a las pensiones de hombres y mujeres. Ambos coeficientes son estadísticamente no significativos. A pesar de lo anterior, los coeficientes de los controles usados muestran significancia estadística y los signos esperados.

La segunda columna muestra la estimación mediante 2SLS, instrumentando las pensiones de mujeres y hombres. Como instrumentos se utilizan el número de hombres y mujeres mayores de edad en el hogar, además de una *dummy* que toma valor uno si el jefe del hogar recibe pensión. Tal como muestran los estadísticos F de la Tabla 5, estos instrumentos son relevantes. Además el test de sobreidentificación confirma la exogeneidad de estas variables. De esta forma, es posible señalar que los instrumentos utilizados son válidos.

Sin embargo, las estimaciones de la columna 2 no muestran grandes diferencias con respecto a los coeficientes obtenidos mediante OLS en la columna 1. Si bien tanto el coeficiente para las pensiones de las mujeres como el de las pensiones de los hombres muestran el signo esperado (negativo), los coeficientes presentan errores estándar muy grandes y por lo tanto no es posible rechazar la hipótesis nula de que sean distintos de cero. Estos resultados, a diferencia de los de la ecuación (1), son poco robustos, pues dependen fuertemente de la especificación de la ecuación y la elección de los controles. De esta forma, se propone estudiar el efecto que tendría un aumento de las pensiones sobre las transferencias privadas netas que recibe el hogar.

Tabla 5: Otros Ingresos del Hogar, Pensiones de las Mujeres y Pensiones de los Hombres

	(1) OLS	(2) 2SLS
Pensión de las mujeres	-0.0770 [0.226]	-0.416 [0.611]
Pension de los hombres	0.00484 [0.178]	-0.523 [0.424]
Nro de niños	-20128.2 [23942.3]	-21687.2 [26304.6]
Nro de adultos	133027.5*** [18056.8]	119013.7*** [23562.0]
Jefe del hogar es hombre	110477.9** [45173.2]	133520.2*** [51830.7]
Experiencia jefe del hogar	19925.8*** [7384.8]	19798.6*** [7511.1]
(Experiencia jefe del hogar) ²	-188.2** [75.04]	-164.7** [71.64]
Escolaridad jefe del hogar	20604.1*** [4916.9]	24730.0*** [8149.5]
Jefe del hogar empleado	399216.1*** [49805.4]	355347.4*** [59087.8]
Maximo nivel de educación en el hogar	68989.4*** [7259.7]	75726.5*** [11727.4]
Region	-63028.6	-72032.0*
Metropolitana	[40969.7]	[38618.0]
Constante	-1158510.0*** [235893.9]	-1190302.9*** [257443.3]
F-Stat (Pm)		67.91
F-Stat (Ph)		148.96
Sargan Stat. (p-val)		(0.4641)
Observaciones	3392	3392
<i>R</i> ²	0.235	0.221

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

5.1.3. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre las transferencias privadas netas que recibe el hogar

Se estudia el impacto que tendría un aumento en las pensiones sobre una partida de los ingresos en particular: las transferencias privadas netas del hogar. Para identificar este impacto se estima la ecuación 3 sobre la submuestra de hogares que reportan tener al menos un miembro de la tercera edad. Al igual que en las secciones anteriores, se utilizan instrumento para las pensiones, así como también para los otros ingresos del hogar (distintos de pensiones y de transferencias privadas netas).

Si bien la columna 1 de la Tabla 6 muestra que los coeficientes para ambos tipos de pensiones serían estadísticamente no significativos y con magnitudes cercanas a cero, esto cambia al utilizar instrumentos. A diferencia de las estimaciones anteriores, ya no se utilizan el número de hombres y mujeres mayores de edad como instrumentos para las pensiones. Esto es debido a que estas variables dejan de cumplir con las condiciones para ser considerados instrumentos válidos. Debido a lo anterior, se utilizan el número de viudas por hogar, así como también indicadores sobre si los jefes y jefas de hogar reciben pensión. Con respecto a los otros ingresos (distintos de pensiones y de transferencias privadas netas), se utilizan como instrumentos indicadores sobre si la casa del hogar es pareada por un lado, o por ambos lados. El supuesto de identificación sería que estos instrumentos no afectan directamente a las transferencias privadas netas, sino que a través de las variables de pensiones y otros ingresos. Los instrumentos resultan ser relevantes (tal como muestran los estadísticos F) y exógenos, obteniendo un *p-value* de 0,8115 en el test de sobreidentificación de Sargan.

La estimación mediante 2SLS de la columna 2 muestra que los hogares que cuentan con una jefa de hogar mujer reciben en promedio una mayor cantidad de ingresos por transferencias privadas netas que los hogares con jefe de hogar. De la mano con esto, un mayor número de mujeres mayores de edad se relaciona con mayores transferencias privadas. Por el contrario, un mayor número de hombres mayores de edad en el hogar se relaciona con menores transferencias por parte de otros hogares. A partir de estos resultados, se podría concluir que las transferencias privadas netas estarían enfocadas principalmente en ayudar a mujeres, en línea con la literatura sobre de transferencias públicas y privadas.

En segundo lugar, y más importante, las pensiones de las mujeres y las de los hombres tendrían efectos contrarios sobre las transferencias privadas netas del hogar. Mientras un aumento en las pensiones de las mujeres provocaría una disminución de las transferencias privadas netas, un aumento en las pensiones de los hombres se relacionaría a un incremento de los ingresos que provienen de otros hogares.

Estas estimaciones indicarían que las transferencias privadas netas y los subsidios del gobierno actúan como sustitutos cuando se trata de las pensiones de las mujeres. Este resultado va en línea con las predicciones de los modelos de motivación altruista de las transferencias. A modo de ejemplo, supongamos el caso de un hijo que ayuda a su madre transfiriéndole mes a mes una cierta cantidad de dinero para que pueda tener un cierto estándar de vida. Si la

Tabla 6: Transferencias Privadas Netas, Pensiones de las Mujeres y Pensiones de los Hombres

	(1) OLS	(2) 2SLS	(3) 2SLS, submuestra
Otros Ingresos, distintos de pensiones y transferencias privadas	-0.0266*** [0.00730]	0.0756* [0.0402]	-0.289** [0.123]
Pensión de las mujeres	-0.0257 [0.0303]	-0.218* [0.121]	-0.332* [0.180]
Pension de los hombres	-0.0280 [0.0238]	0.180*** [0.0672]	-0.0861 [0.119]
Tamaño del hogar	-2357.5 [5122.5]	-37809.7*** [13953.9]	74354.2* [38556.3]
Jefe del hogar es hombre	-21945.5*** [6820.8]	-56699.0*** [18053.3]	29.15 [15246.6]
Experiencia jefe del hogar	41.48 [1303.6]	-2239.7 [1472.4]	3312.5 [2067.5]
(Experiencia jefe del hogar) ²	0.369 [14.14]	26.30 [17.01]	-35.61 [23.29]
Escolaridad jefe del hogar	2464.8*** [861.9]	-4242.8** [2126.2]	7369.5** [3143.6]
Nro de mujeres mayores de 60 años	32536.7*** [9017.1]	81789.7*** [30269.1]	-11094.3 [32954.0]
Nro de hombres mayores de 65 años	-2831.4 [7098.9]	-8054.9 [16789.3]	-62618.5** [27309.2]
Nro de niños entre 0 y 5 años	5135.5 [9719.7]	50243.5*** [18096.7]	-82206.4* [47123.2]
Nro de niños entre 6 y 15 años	16632.9** [6483.1]	55293.3*** [17776.0]	-63612.8 [39500.6]
Nro de niños entre 16 y 18 años	10449.0 [11233.2]	34274.5** [14005.9]	-46396.5 [31973.1]
Nro de jovenes entre 19 y 21 años	17203.5* [9876.5]	45326.6*** [13815.3]	-31013.3 [26891.3]
Nro de jovenes entre 22 y 24 años	34856.9** [16215.8]	39104.5** [19402.2]	14878.9 [19403.9]
=1 si hay al menos un desocupado o inactivo en el hogar	1980.3 [10313.5]	46515.7** [19886.9]	-65779.0* [39041.9]
Region	1589.2 [6120.6]	14202.2* [8178.7]	-24693.6* [12900.7]
Metropolitana	2147.0 [36833.1]	78578.0** [39779.0]	-46584.5 [54016.9]
Constante			
F-Stat (Y)		7.52	3.98
F-Stat (Pm)		23.67	26.70
F-Stat (Ph)		49.98	56.15
Sargan Stat. (p-val)		(0.8115)	(0.5349)
Observaciones	3392	3392	2828
R ²	0.052	.	.

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

madre comienza a recibir un subsidio por parte del gobierno, entonces el hijo podría disminuir la cantidad de dinero que le envía a su madre.

Por el contrario, cuando se trata de las pensiones de los hombres, las transferencias privadas y los subsidios actuarían como complementos. Este resultado es coherente con la evidencia presentada por Cox y Rank (1992), quienes señalan que la motivación de intercambio de servicios predominaría a la motivación altruista de las transferencias, lo cual podría explicar esta relación positiva.

Suponiendo que las transferencias se realizan como un pago por la provisión de un servicio, entonces el aumento de los ingresos de la persona que provee los servicios aumentaría el “precio” que cobra por estos servicios, debido a que se le hace más atractivo el ocio. Esto podría provocar un aumento en las transferencias. Otra explicación podría ser que, si las transferencias a los hombres mayores de edad son motivadas por intereses de reclamar una hipotética herencia, entonces el aumento en los ingresos del pensionado aumentaría potencialmente la riqueza heredada y, por lo tanto, aumentaría las transferencias privadas (Oruc, 2011)²⁸. En conclusión, las transferencias privadas para hombres y mujeres mayores tendrían distintas motivaciones, por lo que el efecto de una transferencia fiscal tiene efectos contrarios para ambos grupos.

La columna 3 muestra la estimación de la ecuación (3), pero excluyendo al quintil de mayor gasto per cápita equivalente. A partir de estos resultados vemos que el coeficiente de las pensiones de los hombres pierde significancia estadística, y la magnitud estimada es cercana a cero. Esto sugiere que el coeficiente positivo es un fenómeno que sólo existe para hombres del quintil de mayor ingreso, lo cual coincide con las dos explicaciones económicas propuestas. Por lo tanto, un aumento en las pensiones de los hombres de los quintiles I a IV no tendría un efecto significativo en las transferencias privadas netas que recibe el hogar. Por otro lado, el efecto desplazamiento para las pensiones de las mujeres sería un 50 % más grande para los quintiles I a IV²⁹ en comparación con la muestra completa. Ambos resultados son coherentes con la literatura empírica sobre el efecto desplazamiento de las transferencias públicas: este efecto es más grande para hogares de menores ingresos.

En conclusión, por cada \$1.000 de aumento en las pensiones de las mujeres, el hogar dejaría de recibir entre \$218 y \$332 por concepto de transferencias privadas netas. Por otro lado, un aumento de \$1.000 en las pensiones de los hombres se relacionaría con un aumento de entre \$0 y \$180 por concepto de transferencias privadas netas, según el quintil al cual pertenece el hombre. Estos resultados son robustos al uso de distintas especificaciones y controles, como muestra el Apéndice C.

Estos resultados tienen importantes implicancias para las políticas públicas. Los subsidios del gobierno se crean sobre esquemas pre existentes de transferencias privadas entre distintos individuos de la misma familia o comunidad (Maitra y Ray, 2003). En consecuencia, los subsidios y las transferencias privadas cumplen con funciones similares: ayudar a aquellas personas en

²⁸Sin embargo, el argumento hereditario podría no aplicar para este caso, debido a que la propensión marginal a consumir ante un aumento en las pensiones es cercano a uno. De esta forma, un aumento en las pensiones no implicaría un aumento en la potencial riqueza heredada.

²⁹Quintiles por gasto per cápita equivalente

situación más desventajada. Los resultados encontrados señalan que un subsidio que aumente las pensiones de las mujeres es cancelado, en parte, por una reducción en el apoyo privado que reciben los hogares de las pensionadas. Esto implica que, finalmente, un subsidio que aumente las pensiones de las mujeres tendría un impacto menor al considerar el efecto sobre las transferencias privadas que reciben estos mismos hogares. Además, el coeficiente positivo para las pensiones de los hombres indica que las motivaciones de las transferencias privadas son distintas para hombres y mujeres.

5.1.4. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre el tamaño del hogar

Al analizar el efecto de un aumento de las pensiones de las mujeres sobre el consumo del hogar se ha supuesto que el número de integrantes no cambia. Sin embargo, si este supuesto no se cumple, esto podría afectar las conclusiones con respecto al gasto per cápita equivalente de los miembros del hogar.

Hay varios motivos por los cuales el tamaño del hogar se podría ver afectado por un aumento en las pensiones de una persona. Si familiares que no residen con la beneficiaria del bono aspiran a compartir las ganancias del subsidio, entonces se podrían ir a vivir con la pensionada (por ejemplo, un nieto yendo a vivir donde sus abuelos). A partir de lo anterior se diría que las pensiones de las mujeres tendrían un efecto positivo sobre el tamaño del hogar. Alternativamente, debido a los mayores ingresos a partir del subsidio, una pensionada podría decidir dejar de vivir con sus hijos debido a que ahora tendría los ingresos suficientes como para vivir independiente. En este caso, las pensiones de las mujeres tendrían un efecto negativo sobre el tamaño del hogar.

La Tabla 7 muestra estimaciones sobre el potencial efecto que tendría un aumento en las pensiones sobre el tamaño del hogar para la submuestra de hogares en donde existe al menos una persona mayor de edad. Como instrumentos para las pensiones y los otros ingresos del hogar se utilizan el número de hombres y mujeres de tercera edad, el número de viudos y un indicador de si la casa del hogar es pareada por los dos lados. Los test F indican que los instrumentos serían relevantes, y el *p-value* del test de sobreidentificación permite afirmar que además serían exógenos.

Los resultados muestran que, para los hogares en donde vive al menos un mayor de edad, solo los ingresos distintos de pensiones tendrían un efecto estadísticamente significativo sobre el número de integrantes del hogar. El coeficiente estimado implica que un aumento de \$10.000 en los otros ingresos del hogar se relaciona con una disminución de 0,0277 en el tamaño del hogar.

Por otro lado, tanto las pensiones de los hombres como las pensiones de las mujeres no tendrían un efecto estadísticamente significativo sobre el número de integrantes del hogar.

En conclusión, se puede afirmar que un aumento en las pensiones de las mujeres, en promedio, no tendría efecto sobre el tamaño del hogar. De esta forma, las conclusiones de las secciones anteriores con respecto al efecto de las pensiones de las mujeres sobre el consumo del hogar y el desplazamiento de otros ingresos seguirían siendo válidas. Estos resultados serían robustos al uso de distintos controles y especificaciones, tal como se muestra en el Apéndice D. Los apéndices

Table 7: Tamaño del hogar

	(1) OLS	(2) 2SLS
Otros Ingresos, distintos de pensiones	3.47e-07*** (7.63e-08)	-2.77e-06*** (9.47e-07)
Pensión de las mujeres	-2.17e-07 (2.09e-07)	1.12e-06 (2.03e-06)
Pensión de los hombres	-1.05e-08 (2.26e-07)	-2.33e-06 (1.52e-06)
Jefe del hogar es hombre	.472*** (.109)	1.57*** (.385)
Experiencia jefe del hogar	-.117*** (.0174)	.183*** (.0226)
(Experiencia jefe del hogar) ²	.000789*** (.000189)	-.00245*** (.000355)
Escolaridad jefe del hogar	-.0732*** (.0115)	.178** (.0747)
Región	.149	.196
Metropolitana	(.0913)	(.185)
Constante	7.1*** (.439)	0 (.)
F-Stat (Y)		7.97
F-Stat (Pm)		44.02
F-Stat (Ph)		79.93
Sargan Stat. (p-val)		(0.7354)
Observaciones	3444	3444
<i>R</i> ²	0.141	.

Errores estándar en paréntesis

 * $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

F y G muestra la estimación del efecto de las pensiones sobre el tamaño del hogar utilizando Multinomial Logit y Multinomial Probit, respectivamente. Al igual que la estimación mediante 2SLS, los efectos marginales muestran que las pensiones de las mujeres no tendrían un efecto estadísticamente significativo sobre el número de integrantes del hogar.

5.2. Estimaciones 3SLS

5.2.1. Efecto de las pensiones de las mujeres sobre el nivel de vida del hogar

Ahora nos interesa identificar cómo un aumento en las pensiones afecta al bienestar del hogar, medido por el gasto per cápita equivalente. Para esto consideramos las distintas interacciones simultáneas entre las pensiones y las decisiones que toman los hogares con respecto a las distintas variables de ingresos y el consumo. Con este fin, estimamos el sistema de ecuaciones (5)-(8) mediante 3SLS.

En primer lugar, mediante el test LM de Breusch-Pagan, se rechaza la hipótesis nula de que la matriz de covarianzas de los errores sea diagonal (o sea, que las ecuaciones sean independientes). Esto justifica el uso de 3SLS como técnica de estimación, ya que nos permite obtener estimaciones más precisas. En segundo lugar, y coherente con los resultados de las estimaciones 2SLS, se rechaza la exogeneidad de las variables de ingresos en la ecuación de consumo mediante un test de Hausman. Estos dos aspectos apuntan a la necesidad de tratar las variables de ingreso como conjuntamente endógenas en la estimación.

La Tabla 8 presenta la estimación del sistema de ecuaciones (5)-(8) mediante 3SLS. En todas las ecuaciones se controla por las variables tradicionalmente utilizadas en la literatura: composición del hogar (número de niños, adultos y adultos mayores), características del jefe del hogar (experiencia, experiencia al cuadrado, escolaridad y sexo) y características del hogar (*dummy* igual a uno si el hogar pertenece a la Región Metropolitana).

Además, la ecuación de las pensiones de las mujeres por persona equivalente ($Pmeq$) controla por el número de viudas y una *dummy* que indica si la jefa del hogar recibe pensión. La ecuación de las pensiones de los hombres ($Pheq$) controla por el número de viudos y una *dummy* que indica si el jefe del hogar recibe pensión. La ecuación de otros ingresos (Yeq) controla por indicadores de si el hogar cuenta con una vivienda secundaria, si el jefe del hogar está empleado y por el máximo nivel de educación alcanzado por algún miembro del hogar. Finalmente, la ecuación de gasto per cápita equivalente (Ceq) controla por variables cuadráticas de $Pmeq$, $Pheq$ y Yeq , para capturar un posible efecto no lineal de los ingresos sobre el nivel de bienestar del hogar.

En primer lugar, y consistente con lo que se esperaba, el efecto de los otros ingresos sobre las pensiones de hombres y mujeres es estadísticamente significativo, pero de una magnitud económica pequeña. Dado que las pensiones contributivas son determinadas por el ahorro del pensionado en el pasado, se espera que estas no tuvieran relación con los otros ingresos actuales del hogar. En contraste, las pensiones no contributivas son condicionales a un bajo ingreso, por lo que se esperaría una relación negativa entre las pensiones y los otros ingresos.

Los resultados para las pensiones de las mujeres confirman la relación negativa con los otros

Table 8: Ecuaciones de Pensiones y Otros Ingresos per cápita equivalente sobre Nivel de Vida

	Pmeq	Pheq	Yeq	Ceq
Yeq	-.0113** (.0049)	.0533*** (.00528)		.756*** (.0299)
Pmeq			-.363*** (.08)	.973*** (.218)
Pheq			.83*** (.0774)	.993*** (.176)
(Yeq) ²				-4.49e-08*** (3.42e-09)
(Pmeq) ²				-2.51e-07 (1.95e-07)
(Pheq) ²				-4.62e-07*** (1.51e-07)
Nro de niños	-11448*** (2227)	-2047 (2411)	-41027*** (9273)	6608 (5378)
Nro de adultos	-13335*** (1612)	-17522*** (1746)	-4833 (7681)	-11641** (4629)
Nro de adultos mayores	-4024 (3890)	15568*** (4331)	-120383*** (16324)	-5161 (9145)
Experiencia jefe del hogar	397 (812)	-2283*** (882)	12268*** (3362)	-301 (1729)
(Experiencia jefe del hogar) ²	1.61 (8.63)	39.6*** (9.36)	-129*** (35.9)	1.97 (18.9)
Jefe del hogar es hombre	-9084* (4899)	-27337*** (5663)	1003 (17993)	-2857 (11735)
Escolaridad jefe del hogar	5417*** (444)	3449*** (481)	6267*** (2378)	4669*** (1482)
Región	-341 (3634)	-7210* (3939)	-12603 (15203)	16257** (7894)
Metropolitana				
Jefa del hogar	85807*** (5331)			
recibe pensión				
Nro de viudas	37387*** (4020)			
Jefe del hogar		92354*** (6112)		
recibe pensión				
Nro de viudos		42539*** (8013)		
Hogar tiene vivienda secundaria			669764*** (39149)	
Jefe del hogar empleado			198698*** (17918)	
Máximo nivel de educación en el hogar			31855*** (2802)	
Constante	-90.3 (20790)	24071 (22822)	-335623*** (87269)	-9806 (44629)
Observaciones	3392			
<i>R</i> ²	0.245	0.210	0.226	0.610

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

ingresos, pero el coeficiente es bajo. Por otro lado, el coeficiente de otros ingresos para las pensiones de los hombres es significativamente positivo, lo cual contradice nuestra intuición. Sin embargo, este coeficiente también es económicamente bajo. Una posible explicación sería que los demás ingresos son solo relevantes en torno a un corte. Por ejemplo, para recibir la Pensión Básica Solidaria y el Aporte Previsional Solidario (incluidas en la variable de pensiones) los hogares deben pertenecer a los primeros tres quintiles de ingreso, por lo que, para este caso, se esperaría una relación negativa de las pensiones con los demás ingresos del hogar en torno al corte, pero no a lo largo de toda la distribución de ingresos. De esta forma, el coeficiente estimado podría estar capturando, justamente, este efecto en torno al corte. En el Apéndice G se presenta la estimación del sistema sin controlar por Y_{eq} en las ecuaciones de P_{meq} y P_{heq} . Si bien se modifican las magnitudes de ciertos coeficientes, el signo de las variables relevantes no cambia.

En segundo lugar, se encuentra una relación negativa entre las pensiones de las mujeres y los otros ingresos, mientras que esta relación sería positiva para las pensiones de los hombres. Este resultado indica que las pensiones y los demás ingresos del hogar se comportarían como sustitutos para el caso de las mujeres: ante un aumento en la pensión de la mujer el hogar reaccionaría de manera tal que obtendría una menor cantidad de otros ingresos (por ejemplo, recibiendo menores ingresos a partir de transferencias privadas). Por otro lado, las pensiones de los hombres y los demás ingresos se comportarían como ingresos complementarios.

El desplazamiento de otros ingresos del hogar ante un aumento en las pensiones de las mujeres se podría explicar a través de varios mecanismos. Una de las posibilidades es que los hogares en donde aumentan las pensiones de las mujeres dejen de recibir transferencias privadas desde otros hogares. Esto va en línea con los resultados de los trabajos de Cox y Jiménez (1992), Jensen (2003), Juarez (2008), Fan (2010), Amuedo-Dorantes y Juarez (2015) y Chen et al (2017), los cuales estiman un coeficiente de desplazamiento de entre -0,25 y -0,37 para las transferencias privadas en países como Perú, Sudáfrica, México, Taiwán y China, ante un aumento en las pensiones.

Un segundo mecanismo sería que los hogares que reciben un aumento en las pensiones de las mujeres podrían reaccionar de manera tal que, debido al mayor ingreso disponible, deciden trabajar (de modo remunerado) una menor cantidad de horas, recibiendo menores ingresos laborales. El supuesto subyacente a este mecanismo es que, ante la elección entre ocio y consumo del hogar, el efecto ingreso del subsidio predomina al efecto sustitución, por lo que los hogares preferirían ofrecer menos horas de trabajo para poder consumir más horas de ocio.

Estos resultados confirman que el efecto neto de un subsidio a las pensiones del gobierno dependería del sexo del pensionado. Mientras que para las mujeres el efecto del subsidio se vería en parte compensado por un desplazamiento de otros ingresos del hogar, para el caso de los hombres el subsidio se vería potenciado por un aumento de otras fuentes de ingresos. Si bien es difícil dar intuición económica a la magnitud del coeficiente estimado para las pensiones de los hombres (0,83), al menos entrega ciertas luces de que el efecto sobre los demás ingresos del hogar tendría el signo contrario al de las pensiones de las mujeres.

La ecuación del gasto per cápita equivalente del hogar muestra que las tres fuentes de ingresos tendrían el mismo efecto directo sobre el nivel de vida. Además, los efectos marginales no serían estadísticamente distintos de 1.

Los coeficientes de las variables cuadráticas para los otros ingresos y para las pensiones de los hombres son negativos. Esto indica que la propensión al ahorro sube a mayores niveles de ingresos. Sin embargo, estos coeficientes tienen una magnitud económica baja, por lo que no contradicen la conclusión anterior con respecto a la igualdad del impacto marginal de las fuentes de ingresos sobre el gasto per cápita equivalente. A modo de ejemplo, evaluamos $\partial C_{eq}/\partial Y_{eq}$ y $\partial C_{eq}/\partial P_{heq}$ en los percentiles 25 y 75 de Y_{eq} y P_{heq} ³⁰. El impacto marginal sobre el nivel de vida sería de 0,742 y 0,705 (para Y_{eq}) y de 0,957 y 0,888 (para P_{heq}), respectivamente, para los percentiles 25 y 75 de estas variables. En conclusión, si bien la propensión marginal a ahorrar aumenta a mayores niveles de ingresos y pensiones de los hombres, el impacto marginal sobre el nivel de vida de las tres fuentes de ingresos sigue siendo estadísticamente igual.

En contraste, la propensión marginal a ahorrar de las pensiones de las mujeres no cambiaría ante mayores ingresos. Esto significa que, a partir de cierto nivel, la propensión marginal a ahorrar de las pensiones de los hombres sería mayor a la propensión marginal a ahorrar de las pensiones de las mujeres. Una forma de explicar este comportamiento es que una mayor pensión vitalicia de la mujer es segura, y daría más confianza que otras fuentes de ingresos. Esto reduciría la demanda por ahorro precautorio, y por lo tanto, explicaría la menor propensión marginal a ahorrar de las pensiones de las mujeres en comparación a la propensión marginal de los hombres. Esto podría ocurrir, al menos, durante una fase de transición hasta que se llega a un nuevo stock de ahorro precautorio deseado, menor que el anterior.

Los resultados de la ecuación del consumo per cápita equivalente del hogar confirman los resultados obtenidos en las secciones 5.1.1 y 5.1.3. En la sección 5.1.1 se encontró que el impacto directo de las fuentes de ingresos sobre el consumo total del hogar sería igual entre los distintos ingresos, con magnitudes no significativamente distintas de 1 (Tabla 4). La sección 5.1.3, por su parte, encuentra que el tamaño del hogar no se vería significativamente afectado por un aumento en las pensiones, tanto de hombres como de mujeres. El impacto de los otros ingresos, si bien significativo, sería de una magnitud reducida (Tabla 7). A partir de lo anterior, si el consumo del hogar aumenta aproximadamente uno a uno ante un aumento en las pensiones, y además el número de integrantes del hogar no cambia, entonces se esperaría que el impacto de las pensiones sobre el nivel de consumo por persona equivalente fuese igual al impacto de las pensiones sobre el consumo total del hogar. Las estimaciones del sistema de ecuaciones mediante 3SLS confirman los resultados de las estimaciones mediante 2SLS realizadas en las secciones citadas.

En síntesis, la estimación del sistema de ecuaciones mediante 3SLS nos permite modelar simultáneamente las decisiones que toman los hogares con respecto a su consumo, ingresos y comportamiento, con el fin de identificar el efecto en el nivel de bienestar de los hogares ante un aumento en las pensiones. Los resultados complementan y confirman algunas de las conclusiones

³⁰Estos valores corresponden a 154.878 y 566.120 (Y_{eq}) y 38.407 y 112.667 (P_{heq}), respectivamente.

de las secciones anteriores. En primer lugar, se confirma que no habría diferencia entre el impacto marginal en el bienestar de las pensiones de las mujeres en comparación al efecto marginal de las pensiones de los hombre o de los otros ingresos. En segundo lugar, un aumento en las pensiones de las mujeres provocaría un desplazamiento de otros ingresos del hogar, el cual compensaría parcialmente el aumento de ingresos provocado por el subsidio del gobierno. Por el contrario, un aumento en las pensiones de los hombres se relacionaría con un aumento de los demás ingresos del hogar. Estos resultados confirman que el sexo de la persona que recibe una transferencia pública incide fuertemente en la eficacia del programa, y por lo tanto, en el efecto final sobre el bienestar del hogar beneficiado por la transferencia. Este punto va en línea con Duflo (2003), quien señala que la eficiencia de los programas de transferencias fiscales podría depender del sexo de la persona que recibe el subsidio.

6. Análisis de la propuesta del gobierno chileno en 2017

Luego de haber estimado los parámetros de comportamiento asociados a un aumento en las pensiones de las mujeres, se utilizan estos coeficientes para estimar el impacto en el nivel de gasto per cápita equivalente del bono para las mujeres propuesto por el gobierno chileno en agosto del 2017.

Para realizar este análisis, el supuesto más importante corresponde a que el grupo de mujeres que sería beneficiado por este subsidio se comporta de la misma forma que la muestra completa de mujeres pensionadas (sobre las cuales se estimaron los coeficientes de comportamiento). Dado que este subsidio es para un grupo reducido de mujeres pensionadas (lo cual se explica en detalle más adelante), y que además este grupo se concentra principalmente en los quintiles de ingresos más ricos, este supuesto podría no ser adecuado.

El enfoque correcto para estimar el impacto de la propuesta del gobierno habría sido estimar el sistema de ecuaciones (5)-(8) sobre la submuestra de hogares que cumplen con los requisitos que exige el bono, para luego utilizar estos coeficientes para calcular los nuevos niveles de gasto per cápita equivalente. Sin embargo, debido a las pocas observaciones de esta submuestra³¹ no se posee el suficiente poder estadístico para obtener coeficientes precisos. Debido a esto, se utilizan los parámetros obtenidos a partir de la muestra completa de hogares con personas mayores de edad.

Este análisis pretende ser un ejemplo ilustrativo de cómo la evaluación de un programa de transferencias públicas puede variar al incorporar en su evaluación el comportamiento de los hogares. Las siguientes subsecciones describen el proyecto de ley presentado por el gobierno y los hogares que serían beneficiados por el bono. Luego se estima el costo fiscal aproximado del subsidio y su impacto en el gasto per cápita equivalente de las mujeres beneficiadas.

³¹La submuestra de hogares que cumple con los requisitos del bono tiene 246 observaciones (sin utilizar los factores de expansión).

6.1. Descripción Proyecto de Ley que crea el bono a las mujeres

El proyecto de ley “*Nuevo Ahorro Colectivo*³²” plantea, entre otras cosas, la creación de un “*Sistema de Ahorro Previsional Colectivo*”, estructurado en base a cuatro componentes: ahorro en cuentas personales, aporte solidario intergeneracional, aporte solidario intrageneracional y bono compensatorio para mujeres. Los recursos acumulados en las cuentas de ahorro personal se destinarán a complementar el financiamiento de las pensiones de los afiliados. El aporte solidario intergeneracional es un mecanismo de transferencias mensuales destinado a aumentar en alrededor de un 20 % las pensiones contributivas de causante en el sistema de capitalización, a partir de los 65 años. Finalmente, el aporte solidario intrageneracional es un mecanismo de redistribución entre todos los afiliados que registren cotizaciones en el Sistema de Ahorro Previsional Colectivo, el cual aumenta el ahorro de quienes tienen menores ingresos relativos.

El bono para las mujeres corresponde a transferencias mensuales a la pensión de ciertas mujeres, a partir de los 65 años. Se calcula para que, a la misma edad, teniendo el mismo saldo en su cuenta de capitalización individual e igual estructura familiar, las mujeres reciban una pensión igual a la que habrían recibido de aplicárseles la tabla de mortalidad para hombres en vez de la tabla de mortalidad para mujeres.

Citando el mensaje del proyecto de ley enviado por el gobierno, el bono:

“Corresponde a transferencias mensuales a la pensión [...] de las mujeres, a partir de los 65 años³³ para que, a la misma edad y teniendo el mismo saldo en su cuenta de capitalización individual, hombres y mujeres reciban una pensión equivalente, de manera de eliminar la diferencia en el monto de las pensiones que produce la mayor expectativa de vida de las mujeres. Este beneficio se determinará en base a una proporción de la pensión autofinanciada de referencia de la mujer³⁴ [...] con un tope de trescientos mil pesos (al mes). La citada proporción se calculará como la diferencia porcentual entre el capital necesario para financiar todas las pensiones de referencia que genera la afiliada para ella y sus beneficiarios, y el capital necesario que se calcule utilizando la tabla de mortalidad que corresponde a un hombre en las mismas condiciones.” (Camara.cl, 2017)

Según lo señalado por el Informe de Productividad del Ministerio de Hacienda y del Ministerio del Trabajo y Previsión Social³⁵, el bono para la mujer corresponde a transferencias mensuales a la pensión autofinanciada de vejez de las mujeres adheridas al sistema de pensiones derivado de la capitalización individual.

Esto significa que, en primer lugar, el bono no entrega aportes a aquellas mujeres que reciban pensiones del Instituto de Previsión Social, así como tampoco las que formen parte de CAPRE-

³²Número de boletín 11372-13

³³En el caso que la mujer se Pensione antes de los 65 años, el monto del bono compensatorio decrecerá, a fin de premiar la postergación voluntaria de la jubilación, y no tendrán derecho al bono las mujeres que se Pensionen antes de la edad legal.

³⁴Esto excluye a las pensiones de viudez

³⁵El informe expone el problema que busca resolver el proyecto de ley, los objetivos de la iniciativa legal, alternativas de política consideradas por el Ejecutivo y los costos y beneficios probables del proyecto de ley.

DENA o DIPRECA. En segundo lugar, el Gobierno excluye del beneficio a las pensiones de viudez, las cuales también forman parte de los ingresos que recibirían las pensionadas en tanto les corresponda. También se excluye del beneficio a las mujeres que reciben solamente pensiones no contributivas.

Este bono tampoco se pagaría a mujeres ya pensionadas, sino que acceden solamente aquellas que inicien su pensión a partir de la creación del beneficio. En cuanto a su eventual magnitud, según el Informe de Productividad, el bono significaría un aumento promedio de 14 % en las pensiones de estas mujeres.

6.2. Hogares que serían beneficiados por el bono a las mujeres

La Tabla 9 presenta algunas características del total de hogares, distinguiendo entre aquellos que cuentan con los requisitos para recibir el bono para las mujeres de aquellos otros hogares con pensionados que no recibirían el beneficio.

Recordemos que solo podrán acceder al bono aquellas mujeres que inicien su pensión a partir de la creación del beneficio. No obstante, y para efectos de poder pronosticar el efecto del subsidio sobre el consumo de las mujeres, esta sección analiza una situación de régimen tanto en lo demográfico como en lo económico, que regiría una vez finalizada la transición inducida por esa limitación. De esta forma, para ser considerado como hogar beneficiario del bono se consideraron a todos los hogares que tuvieran al menos una mujer que fuese mayor a 64 años, que participe del sistema de capitalización individual, y que tuviera una pensión autofinanciada mayor a cero (sin considerar las pensiones de viudez).³⁶

10.511.689 personas	$\left\{ \begin{array}{l} 4.984.525 \text{ hombres} \\ 5.527.164 \text{ mujeres} \end{array} \right.$	$\left\{ \begin{array}{l} 4.869.295 \text{ } < 65 \text{ años} \\ 657.869 \text{ } \geq 65 \text{ años} \end{array} \right.$	$\left\{ \begin{array}{l} 15.646 \text{ } No \text{ sabe/No responde} \\ 262.690 \text{ } No \text{ tiene previsión} \\ 276.593 \text{ } Otro sistema previsional \\ 102.940 \text{ } AFP \end{array} \right.$

Una vez aplicados estos requisitos, la EPF revela que existen 102.940 mujeres, de 65 años o más, que participan del sistema de capitalización individual. Sin embargo, los datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones cifran en 153.860 (noviembre 2011) y 179.045 (octubre 2012) a las mujeres pensionadas de 65 años y más que participan en el sistema de capitalización.³⁷

Tomando un promedio simple entre los datos de noviembre 2011 y octubre 2012 (debido a que la encuesta se aplicó durante este período), se concluye que las 102.940 mujeres de la EPF corresponden al 61,84 % de la población total de mujeres de 65 años y más que participan

³⁶Para identificar las pensiones autofinanciadas en la EPF se sigue la metodología aplicada por Baquedano (2016). De esta forma se logra identificar los componentes contributivo y no contributivo de las jubilaciones (explicación de la metodología en el Apéndice).

³⁷http://www.spensiones.cl/safpstats/stats/.si.php?id=inf_estadistica/afipen/mensual/2012/10/t031.html

Tabla 9: Características Demográficas de los Hogares, Hogares con pensionados, Hogares que serían beneficiados por la propuesta de Bono Compensatorio para Mujeres y Hogares que serían excluidos del Bono

	A (Total Hogares)	B (Hogares con al menos una persona de tercera edad)	C (Hogares que serían beneficiados por el bono)	D (Hogares excluidos del bono)
Nro. de hombres	1,66	1,45	0,99	1,48
Nro. de mujeres	1,84	1,76	1,61	1,77
Nro. de niños	0,95	0,54	0,26	0,56
Tamaño del Hogar	3,50	3,21	2,60	3,24
Ingreso per cápita	\$401.267	\$363.676	\$548.738	\$352.436
Consumo per cápita equivalente	\$438.889	\$378.981	\$619.313	\$364.383
Pensión promedio	\$66.215	\$192.261	\$242.979	\$189.181
Pensión mediana	\$0	\$124.618	\$185.542	\$122.201
% pensiones sobre Ingresos del hogar	11,25 %	32,66 %	40,72 %	32,17 %
% pensionados Jefe de Hogar	26,07 %	75,68 %	81,78 %	75,31 %
Total Hogares	3.007.083	1.035.653	59.303	976.350

Nota: el ingreso per cápita incluye el arriendo imputado

Fuente: EPF 2013, población total utilizando factores de expansión

del sistema de capitalización individual, según los datos administrativos de la Superintendencia. Dado que el diseño muestral de la EPF representa al 60,26 % de la población, entonces es posible concluir que la cifra 102.940 no estaría subestimada.

Finalmente, de las 102.940 mujeres de 65 años y más que participan del sistema de capitalización individual nos quedamos con aquellas que tienen pensión autofinanciada mayor a cero (sin considerar las pensiones de viudez). Estas corresponden a un total de 60.098 mujeres, las cuales pertenecen a 59.303 hogares. En la Tabla 9 se muestran cuatro tipos de hogares: Total Hogares (A), Hogares con al menos una persona de tercera edad (B), Hogares que serían beneficiados por el Bono Compensatorio para las mujeres (C), y Hogares que, teniendo al menos una persona de tercera edad, son excluidos del Bono (D). De esta forma, $nro\ hogares\ B = nro\ hogares\ C + nro\ hogares\ D$.

En primer lugar, vemos que los hogares que clasifican para el bono propuesto son solo un 5,72 % de los hogares donde hay adultos mayores. Esta cifra muestra lo restrictivo del diseño del bono propuesto por el gobierno, beneficiando a un número muy reducido de mujeres pensionadas. De esta forma, la situación previsional de la gran mayoría de las mujeres mayores no se ve alterada con esta propuesta.

En segundo lugar, estos hogares tienen un menor número de integrantes que el promedio nacional. Este comportamiento es similar al patrón que se observa en los países de América del

Tabla 10: Hogares que recibirían Bono Compensatorio para Mujeres

Quintil	I	II	III	IV	V	Total
Nro. de Hogares	5.501	6.844	11.408	18.467	17.083	59.303
%	9,27 %	11,54 %	19,24 %	31,14 %	28,81 %	

Fuente: EPF 2013, población total utilizando factores de expansión

Norte y Europa Occidental, donde las personas mayores viven principalmente solas o con otras personas mayores de edad (Case y Deaton, 1998).

En tercer lugar, se observa que los hogares que se pudiesen beneficiar por el bono tienen un ingreso per cápita 55 % mayor que el de los hogares que no cumplen con los requisitos, y un 36 % mayor que el promedio nacional de los hogares. Al estudiar el consumo por persona equivalente vemos que esta diferencia se hace aún mayor: los hogares que cumplen con los requisitos para recibir el bono para la mujer tienen un nivel de consumo 70 % mayor que el de los hogares que no clasifican, y 41 % mayor que el promedio de los hogares.

Si bien el objetivo del bono es ayudar a las mujeres, las cuales tienen una situación previsional más precaria que la de los hombres, en la práctica vemos que el diseño provoca que los hogares beneficiados sean aquellos que tienen un mayor nivel de bienestar. Este resultado se puede ver con mayor claridad en la Tabla 10, donde se presenta la distribución de los hogares que podrían ser beneficiados por el bono según quintil³⁸. Del total de hogares, cerca del 60 % pertenece a los dos quintiles de mayores ingresos.

Si a esto se suma el hecho de que el bono es calculado como porcentaje de la pensión auto-financiada, y que además las pensionadas de mayores ingresos viven en promedio más años que las de menores ingresos (National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine, 2015)³⁹ la evidencia apunta a que el bono compensatorio a las mujeres sería una política redistributiva regresiva (Valdés, 2017).

Las personas mayores que serían beneficiadas por el bono reciben una pensión promedio un 29 % más alta y una pensión mediana un 51 % mayor que las personas mayores que viven en hogares que no clasifican. Las personas mayores que serían beneficiadas por el bono no solo reciben mayores pensiones, sino que además co-residen en hogares con personas que tienen mayores ingresos, y también viven en hogares más pequeños, distribuyendo el bono entre menos miembros.

Finalmente, vemos que el ingreso por concepto de pensiones equivale a aproximadamente un 30-40 % de los ingresos del hogar. Esto se explica porque existen otras fuentes de ingresos en el hogar de los pensionados: solo en el 8 % de los hogares donde viven adultos mayores la pensión de uno de ellos constituye el único ingreso (PNUD, 2017).

³⁸Quintil por gasto per cápita equivalente

³⁹Este punto es importante ya que el subsidio se entrega de modo vitalicio.

Tabla 11: Beneficiados por propuesta del Gobierno, según EPF 2013

Quintil	Nro de pensionadas beneficiadas	Bono promedio	Gasto total bono (mensual)
I	5.502	\$10.399	\$57.215.298
II	7.182	\$14.897	\$106.990.254
III	11.408	\$14.328	\$163.453.824
IV	18.467	\$21.714	\$400.992.438
V	17.539	\$32.323	\$566.913.097
Total	60.098	\$21.558	\$1.295.592.684

Fuente: EPF 2013, población total utilizando factores de expansión

6.3. Costo fiscal del bono a las mujeres

La Tabla 11 muestra los hogares que serían beneficiados por la propuesta del bono compensatorio a la mujer del Gobierno. Para cada hogar se estima el monto que recibiría por concepto de este bono, calculado como un 14%⁴⁰ de la pensión contributiva de la mujer (la pensión contributiva se obtiene a partir de la pensión declarada siguiendo modelo contenido en la tesis de Baquedano, 2016; ver Apéndice A). Como resultado, se observa que la propuesta tendría un costo fiscal de \$1.295.592.684 mensuales, beneficiando a 60.098 mujeres del Gran Santiago y las capitales regionales.

Suponiendo que las 60.098 mujeres beneficiadas por el bono para la mujer corresponden al 60,26% de las beneficiadas de todo el país, entonces el número total de mujeres que recibiría el bono sería de 99.731, para el año 2012. Esto equivaldría a un costo fiscal aproximado de USD\$ 47 millones anuales⁴¹.

6.4. Impacto del bono a las mujeres en su gasto per cápita equivalente

6.4.1. Caso simple

En primer lugar, se presenta una estimación simple del impacto del bono sobre el nivel de bienestar de las pensionadas. Se supone que todo el bono es gastado de inmediato por el hogar, y que no existiría un efecto en el comportamiento. Este escenario sirve como punto de comparación para la estimación del impacto del bono que sí considera los parámetros de comportamiento estimados en las secciones anteriores. El gasto per cápita equivalente para cada hogar se calcula de la siguiente forma:

$$Ceq^h(Bono) = Ceq^h + Bonoeq^h,$$

donde $Bonoeq^h = \frac{Bono^h}{tamaño\ hogar^{0,7}}$.

⁴⁰Según el Informe de Productividad (Ministerio de Hacienda y Ministerio del Trabajo y Previsión Social, 2017), el bono para las mujeres aumenta su pensión contributiva de capitalización, en promedio, en un 14% adicional (p. 30).

⁴¹Para calcular el costo se utilizan los siguientes valores: \$22.738 (UF noviembre 2012), \$26.736 (UF diciembre 2017) y \$641 (tipo de cambio peso/USD diciembre 2017).

A partir de la Tabla 12 vemos que, bajo los supuestos mencionados anteriormente, el gasto per cápita equivalente de las mujeres beneficiadas por el bono aumentaría en promedio en un 2,07 %.

Tabla 12: Efecto Bono sobre Gasto per cápita Equivalente de las Pensionadas, Caso Simple

Quintil	Gasto Eq. pre-Bono	Gasto Eq. post-Bono	Aumento (%)
I	\$126.589	\$131.740	4,07 %
II	\$186.112	\$192.578	3,47 %
III	\$292.212	\$298.211	2,05 %
IV	\$449.687	\$460.422	2,39 %
V	\$1.147.950	\$1.166.551	1,62 %
Total	\$519.440	\$530.202	2,07 %

Fuente: EPF 2013, población total utilizando factores de expansión

Este escenario representa una cota superior del efecto que tendría el bono sobre el bienestar de las mujeres. Esto es debido a que se considera un efecto marginal de las pensiones de las mujeres sobre el bienestar superior al estimado, y además no considera el efecto desplazamiento de las pensiones sobre otros ingresos (Tabla 8).

6.4.2. Utilización de estimaciones sobre efecto en el comportamiento

Ahora se utilizan los coeficientes de la Tabla 8 para incorporar las estimaciones del comportamiento de los hogares ante el bono a las pensiones de las mujeres. Para obtener el nuevo nivel de consumo per cápita equivalente se calcula:

$$Ceq^h(Bono; \hat{\theta}) = Ceq^h + \left(\frac{\partial \hat{C}eq}{\partial Pmeq} + \frac{\partial \hat{C}eq}{\partial Yeq} \cdot \frac{\partial \hat{Y}eq}{\partial Pmeq} \right) \cdot Bonoeq^h$$

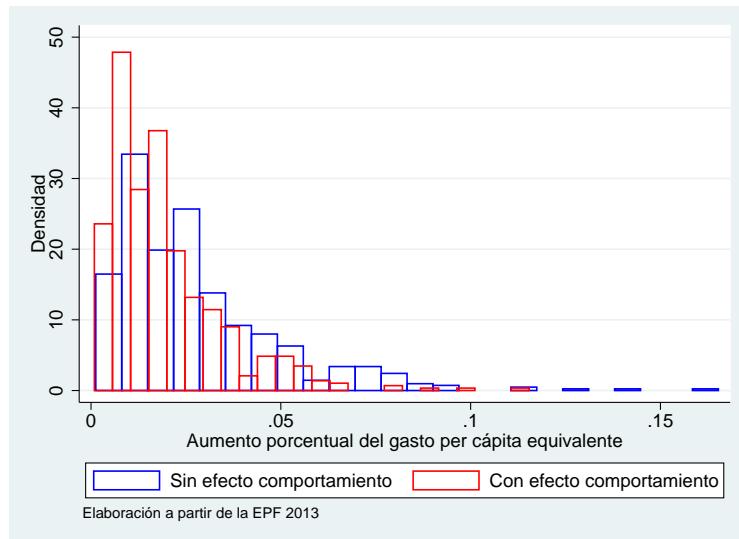
Tabla 13: Efecto Bono sobre Consumo Equivalente de las Pensionadas, efecto comportamiento

Quintil	Consumo Eq. post-Bono	Aumento (%)
I	\$130.188	2,84 %
II	\$190.629	2,43 %
III	\$296.101	1,68 %
IV	\$457.186	1,67 %
V	1.160.944	1,13 %
Total	\$526.958	1,48 %

Fuente: EPF 2013, población total utilizando factores de expansión

Los resultados de la Tabla 13 muestran que, si no se considera el efecto comportamiento de los hogares ante un subsidio a las pensiones de las mujeres, se estará sobreestimando el verdadero impacto del bono sobre el nivel de vida de las pensionadas. Al tomar en cuenta el efecto marginal de los ingresos sobre el bienestar del hogar, así como también el efecto desplazamiento de las

Figura 3: Distribución de los aumentos porcentuales en gasto per cápita equivalente



pensiones de las mujeres sobre otros ingresos, el aumento porcentual promedio en el nivel de vida de las mujeres se reduce desde 2,07 % a 1,48 %. Este aumento en el nivel de vida es relativamente mayor para las pensionadas de los primeros quintiles.

Finalmente, la Figura 3 muestra gráficamente la sobreestimación del aumento porcentual del gasto per cápita equivalente si es que no se consideran los efectos de comportamiento al evaluar el impacto del bono para las mujeres. A modo de ejemplo, si no se considera el efecto comportamiento de los hogares, se estimaría que 34.813 pensionadas (57,93 % del total de beneficiadas) verían aumentado su bienestar en una cifra mayor o igual a 2 %. Por el contrario, al incorporar cómo reaccionan los hogares ante un aumento en las pensiones, el número de mujeres pensionadas que aumentaría su nivel de vida en 2 % o más gracias al bono del Gobierno sería de 24.787 (41,24 % del total de beneficiadas).

7. Conclusiones

Este trabajo estima los posibles efectos en comportamiento y bienestar que tendría un subsidio a las pensiones de las mujeres. Al modelar las decisiones que toman los hogares mediante un sistema de ecuaciones simultáneas, los resultados muestran que el efecto de elevar las pensiones de las mujeres sobre el bienestar del hogar es estadísticamente igual al efecto de elevar otros ingresos del hogar, y que este coeficiente no puede ser distinguido de 1. Además, un cambio en las pensiones de las mujeres no induce un cambio importante en el número de integrantes del hogar. Los resultados muestran también que por cada peso que aumentan las pensiones de las mujeres se produce un desplazamiento en torno a 0,363 pesos de otros ingresos del hogar. Por el contrario, el efecto sobre los demás ingresos es positivo si aumentan las pensiones de los

hombres.

Este trabajo innova en la literatura del comportamiento de las familias y las transferencias públicas al modelar las pensiones de hombres y mujeres por separado, distinguiendo por el sexo de la persona receptora del subsidio a la pensión. Si bien en la literatura hay trabajos que distinguen por el sexo de la persona receptora al estudiar el impacto de un subsidio (Duflo, 2003) y otros que estudian el impacto sobre el comportamiento distinguiendo por tipo de ingreso (Case y Deaton, 1998; Maitra y Ray, 2003; Fan, 2010; Castaldo y Reilly, 2015), esta tesis extiende estos enfoques y los combina al estimar el impacto que tendría un subsidio a las pensiones de las mujeres.

En segundo lugar, se estiman las interacciones entre las distintas fuentes de ingresos del hogar mediante un sistema de ecuaciones. Este sistema nos permite tratar a las distintas fuentes de ingresos del hogar como endógenas, y logra modelar la simultaneidad de la toma de decisiones de los hogares con respecto a sus decisiones de consumo e ingreso. A diferencia de trabajos anteriores que utilizan esta estrategia (Maitra y Ray, 2003; Chen et al, 2017), se estiman ecuaciones distintas para las pensiones de hombres y para las pensiones de las mujeres.

Los resultados de la estimación del sistema de ecuaciones revelan que las pensiones de las mujeres y las pensiones de los hombres tienen efectos distintos sobre los demás ingresos del hogar, realzando la importancia de tratar estos ingresos de manera separada. Un aumento de las pensiones de las mujeres provoca un desplazamiento (*“crowding out”*) de otros ingresos del hogar en torno a 0,363 por cada peso extra del subsidio. Esto implica que, ante un subsidio de \$10.000 a la pensión de una mujer, el hogar reaccionaría de manera tal que dejaría de recibir \$3.630 de otros ingresos (por ejemplo, transferencias privadas), por lo que el aumento neto de los ingresos del hogar sería de \$6.370. En contraste, un aumento en las pensiones de los hombres estaría relacionado con un aumento (*“crowding in”*) de otros ingresos del hogar. Estos resultados, al encontrar signos distintos para las pensiones de los hombres y las mujeres, representan un hallazgo único en la literatura de transferencias públicas.

Además, se presenta evidencia de que aumentos en las pensiones de las mujeres no provocarían cambios en el número de integrantes de los hogares. Esto constituye un aporte al estudio del comportamiento de los hogares ante cambios en sus ingresos.

Finalmente, al aplicar los coeficientes de comportamiento estimados, se obtiene que el bono para las mujeres propuesto por el gobierno chileno aumentaría, en promedio, en 1,48% el gasto per cápita equivalente de las mujeres beneficiadas. La importancia de los resultados de esta estimación se manifiesta en que, en caso de no considerar los cambios en el comportamiento de los hogares, el impacto del bono sobre el nivel de vida estaría sobreevaluado en un 40%.

El análisis de un impacto en el bienestar de los hogares de una política de transferencias públicas debe considerar las distintas interacciones que ocurren tanto al interior del hogar, así como también entre los distintos hogares. Además, debe considerar que los hogares pueden cambiar su comportamiento, debido a los nuevos incentivos que impone la creación de una transferencia pública. Este trabajo muestra que es factible tomar en cuenta todos estos aspectos antes de aplicar la política pública, con un uso adecuado de encuestas de corte transversal como

la EPF, lo cual permite proyectar los resultados de dicha política.

Referencias

- [1] Amuedo-Dorantes, C., & Juarez, L. (2015). Old-Age Government Transfers and the Crowding Out of Private Gifts: The 70 and Above Program for the Rural Elderly in Mexico. *Southern Economic Journal*, 81(3), 782-802.
- [2] Attanasio, O., Otero A., & Meghir C. (2011) "The Design of A Multi-Tier Contributory Pensión System: The Distributional Impact of the 2008 Chilean Pensión Reform", in M. Frolich, D. Kaplam. C. Pages, J. Rigolini and D. Robalino (eds): *Social Security, Informal Sector and Employment in Middle Income Countries*, The World Bank, IDB and IZA, 2014
- [3] Baquedano, G. (2016). *Un nuevo método de asignación integral de los beneficios del Pilar Solidario en Chile* (Tesis de grado Magíster en Economía). Pontificia Universidad Católica, Santiago de Chile.
- [4] Barro, R. (1974). Are Government Bonds Net Wealth?. *Journal Of Political Economy*, 82(6), 1095-1117. <http://dx.doi.org/10.1086/260266>
- [5] Becker, G. (1974). A Theory of Social Interactions. *Journal Of Political Economy*, 82(6), 1063-1093. <http://dx.doi.org/10.1086/260265>
- [6] Bernheim, B., Shleifer, A., & Summers, L. (1985). The Strategic Bequest Motive. *Journal Of Political Economy*, 93(6), 1045-1076. <http://dx.doi.org/10.1086/261351>
- [7] Biyase, M., & Zwane, T. (2017). Do social grants displace remittances? evidence from South Africa.
- [8] Camara.cl. (2017). Cámara de Diputados de Chile. [online] Disponible en: https://www.camara.cl/pley/pley_detalle.aspx?prmID=11887&prmBoletin=11372-13 [Accessed 8 Sep. 2017].
- [9] Case, A., & Deaton, A. (1998). Large Cash Transfers to the Elderly in South Africa. *The Economic Journal*, 108(450), 1330-1361. <http://dx.doi.org/10.1111/1468-0297.00345>
- [10] Castaldo, A., & Reilly, B. (2015). Do migrant remittances affect the consumption patterns of Albanian households?. *South-Eastern Europe Journal of Economics*, 5(1).
- [11] Comisión para la Medición de la Pobreza (2014). "Informe Final". Disponible en http://www.cl.undp.org/content/chile/es/home/library/poverty/informes_de_comisiones/informe-final--comision-para-la-medicion-de-la-pobreza.html
- [12] Chen, S., Li, J., Lu, S., & Xiong, B. (2017). Escaping from poverty trap: a choice between government transfer payments and public services. *Global Health Research and Policy*, 2(1), 15.

- [13] Cox, D. (1987). Motives for Private Income Transfers. *Journal Of Political Economy*, 95(3), 508-546. <http://dx.doi.org/10.1086/261470>
- [14] Cox, D., & Jimenez, E. (1992). Social security and private transfers in developing countries: The case of Peru. *The World Bank Economic Review*, 6(1), 155-169.
- [15] Cox, D., & Rank, M. R. (1992). Inter-vivos transfers and intergenerational exchange. *The review of economics and statistics*, 305-314.
- [16] Cox, D., Eser, Z., & Jimenez, E. (1998). Motives for private transfers over the life cycle: An analytical framework and evidence for Peru. *Journal of Development Economics*, 55(1), 57-80.
- [17] Duflo, E. (2003). Grandmothers and Granddaughters: Old-Age Pensións and Intrahousehold Allocation in South Africa. *The World Bank Economic Review*, 17(>1), pp.1-25.
- [18] Fan, E. (2010). Who benefits from public old age pensions? Evidence from a targeted program. *Economic Development and Cultural Change*, 58(2), 297-322.
- [19] Jensen, R. (2004). Do private transfers 'displace' the benefits of public transfers? Evidence from South Africa. *Journal Of Public Economics*, 88(1-2), 89-112. [http://dx.doi.org/10.1016/s0047-2727\(02\)00085-3](http://dx.doi.org/10.1016/s0047-2727(02)00085-3)
- [20] Maitra, P. & R. Ray (2003) "The effect of transfers on household expenditure patterns and poverty in South Africa", *Journal of Development Economics*, Volume 71, Issue 1, 2003, p. 23-49.
- [21] Manser, M., & Brown, M. (1980). Marriage and Household Decision-Making: A Bargaining Analysis. *International Economic Review*, 21(1), 31. <http://dx.doi.org/10.2307/2526238>
- [22] McElroy, M. B., & Horney, M. J. (1981). Nash-bargained household decisions: Toward a generalization of the theory of demand. *International economic review*, 333-349.
- [23] Ministerio de Hacienda y Ministerio del Trabajo y Previsión Social (2017). *Informe de Productividad*.
- [24] National Academies of Sciences, Engineering, and Medicine (2015). The Growing Gap in Life Expectancy by Income: Implications for Federal Programs and Policy Responses. *Population And Development Review*, 41(4), 730-730. <http://dx.doi.org/10.1111/j.1728-4457.2015.00099.x>
- [25] OECD (2017), *Pensions at a Glance 2017: OECD and G20 Indicators*, OECD Publishing, Paris. http://dx.doi.org/10.1787/pension_glance-2017-en
- [26] Oruc, N. (2011). Do Social Transfers "Crowd-Out" Remittances: Evidence from Bosnia. *SEEU REVIEW*, 39.

- [27] PNUD (2017). *Desiguales. Orígenes, cambios y desafíos de la brecha social en Chile*. Santiago de Chile, Programa de las Naciones Unidas para el Desarrollo.
- [28] Todd, P., & Joubert, C. (2011). Impacto de la Reforma Previsional de Chile de 2008 sobre la participación de la fuerza laboral, el ahorro previsional y la equidad de género. Santiago de Chile: DIPRES. Disponible en http://www.di-pres.gob.cl/594/articles-89389_doc_1pdf.pdf.
- [29] Valdés, S. (2015). “Pobreza en la tercera edad”, Capítulo 1 en *Pensiones: Propuestas para el Futuro*, Instituto Libertad y Desarrollo, <http://lyd.org/producto/pensiones-propuestas-futuro/>
- [30] Valdés, S. (2017). *Mejores pensiones para las mujeres*. *El Mercurio*. Disponible en <http://www.elmercurio.com/blogs/2017/07/29/52954/Mejores-pensiones-para-las-mujeres.aspx>
- [31] Valdés, S. Gonzales, L. & Kutscher, M. (2017). A progressiveness test for redistributions between generations and application to 3 countries. Disponible en https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=NASM2017&paper_id=711

Apéndice

Apéndice A: Identificación de pensiones contributivas y no contributivas (Baquedano, 2016)

A continuación se detalla el procedimiento utilizado por Baquedano (2016) para identificar el monto de las pensiones contributivas y no contributivas a partir de la pensión total que reporta la EPF. Se revisan a aquellas personas mayores que poseen derecho a recibir el Aporte Previsional Solidario de Vejez, identificando el Aporte No Contributivo aplicando la siguiente regla:

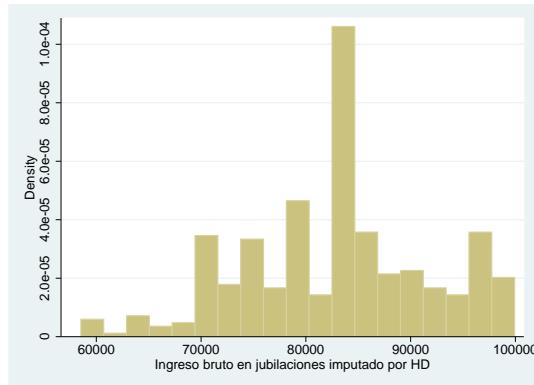
1. Aporte = 0 para todos aquellos individuos que declararon una jubilación mayor a la PMAS. Debido a que durante el año rigieron dos valores⁴² para excluir utilizaremos el valor mayor, que corresponde a \$261.758. Esto corresponde a un total de 556 jubilados de la muestra. Para estas personas, la pensión autofinanciada corresponde a la reportada en el módulo Jubilación, y los subsidios solidarios son cero.
2. Aporte = 0 para aquellos que declararon una pensión total menor que la Pensión Básica Solidaria⁴³ que regía en la fecha de la encuesta. La razón de esto, es que probablemente la persona no cumple con los requisitos para acceder a los beneficios, ya sea por focalización o por residencia. También se descarta que hayan recibido Subsidio de Pensión Mínima o Aporte Previsional Solidario, ya que todos los posibles montos de pensiones finales con estos aportes son iguales o mayores que la PBS. Para estas personas la pensión autofinanciada también corresponderá al monto declarado en el módulo Jubilación.
3. Aporte = PBS si la persona declaró una pensión total similar a la PBS⁴⁴ que regía en la fecha de la encuesta. Para esto, sin embargo, excluiremos a los que declararon ser parte del sistema de las Fuerzas Armadas, declararon otro sistema (que podría incluir a DIPRECA), o dijeron no tener sistema. Para estas personas la pensión autofinanciada corresponde a \$0.

⁴²Durante el primer semestre el valor de la PMAS correspondía a \$255.000, mientras que desde el 1 de julio de 2012 el valor era de \$261.758.

⁴³Debido a que no sabemos la fecha de entrevista y que durante el periodo de levantamiento de información rigieron dos valores de la PBS, utilizamos el valor PBS= \$7.8449 que correspondía al vigente durante el primer semestre, debido a que al ser menor permite excluir a menos personas de la muestra.

⁴⁴A diferencia de Baquedano (2016), para este trabajo se considera un valor de la PBS equivalente a \$83.000. Esto es más coherente con el valor de la PBS utilizada por la encuesta CASEN 2013 (\$82.058), y además está acorde con la distribución de las jubilaciones autoreportadas por los pensionados (la cual muestra una acumulación en torno a este monto, ver Figura 4).

Figura 4: Acumulación de jubilaciones en torno a \$83.000, (valor aproximado PBS)



4. Aporte = complemento no conocido, si pertenece al sistema de capitalización y declaró una pensión total igual a la Pensión Mínima Garantizada⁴⁵. Debemos recordar que una vez que entró en vigencia la Reforma Previsional el 2008, las personas mayores del sistema de capitalización con derecho a pensión mínima se vieron obligadas a optar entre el Subsidio de Pensión Mínima y el beneficio APSV.
5. Aporte = APSV estimado, si el individuo pertenece al sistema de capitalización y declaró una pensión total intermedia entre la Pensión Básica Solidaria y la PMAS que regían en la fecha de la encuesta. Recordemos que la PMAS es el monto máximo para acceder al beneficio, y la PBS es el monto mínimo que tendría como jubilación final algún beneficiario del APSV.

Sin embargo, se debe tener en cuenta que hoy existe una condición adicional para recibir el APS: la persona mayor debe residir en un hogar que pertenezca al 60 % más pobre, según el Instrumento Técnico de Focalización.

Para tomar este requisito en cuenta, aprovechamos la información de ingreso recabada por la EPF 2013 y generamos una variable de ingreso autónomo del hogar, para generar una proxy del valor del Instrumento Técnico de Focalización que se utilizaría para determinar si hay derecho a beneficio o no.

Según la definición del Instrumento Técnico de Focalización:

$$\text{Ingreso equivalente} = \frac{\sum (\text{Ing Laborales} + \text{Ing Pensión} + \text{Ing Capital})_i}{(\text{Número integrantes del hogar})^{0.7}}$$

Usando los datos de la encuesta CASEN 2013, se encuentra que las personas que pertenecen al 60 % de los hogares más pobre son aquellos que tienen un ingreso equivalente menor a

⁴⁵Los valores de las Pensión Mínima Garantizada correspondía durante el 2012 a : \$111.855 para los menores de 70 años; \$122.305 para las personas entre 70 y 75 años; \$130.495 para los mayores de 75 años. Generamos un intervalo para cada valor de tal la siguiente forma: [PMin*0,99;PMin*1,01].

\$232.854.⁴⁶

Para aquellos adultos mayores que cumplen con ambos requisitos, pasamos a estimar el monto del Aporte Previsional Solidario de Vejez que les corresponde. La forma en que se estima el APSV consiste en invertir la fórmula de dicho aporte, de la siguiente manera:

$$APSV = \frac{(Pensión\ final\ reportada - PBS)}{\left[1 - \frac{PBS}{PMAS}\right]}$$

Debido a que ambos valores se reajustan y cambian a mitad del año 2012, para la estimación utilizamos el promedio de los valores que rigieron en ambos semestres. De esa forma, PBS = \$79.489 y PMAS = \$258.380.⁴⁷ Para estas personas, la pensión base corresponderá a la diferencia entre la pensión reportada en los datos y el ASPV estimado con esta fórmula.

6. Aporte= APS estimado + valor desconocido, si pertenece al sistema de reparto y declaró una pensión total intermedia entre la PBS y las PMAS que regían en la fecha de la encuesta. El procedimiento de estimación del APSV es similar al caso anterior.

Aquí sin embargo la diferencia entre la pensión final reportada y el monto del APSV corresponderá a la pensión autofinanciada junto con el aporte de pensión mínima en caso de haber clasificado a dicho beneficio.

⁴⁶Este valor corresponde al percentil 60 de la distribución de ingresos autónomo equivalentes que se estimó utilizando datos de la CASEN 2013. Debido a que el instrumento no utiliza arriendo imputado, es que para esta estimación tampoco se incluye este ingreso.

⁴⁷En ambos valores, primer semestre y segundo semestre, la proporción de la PBS sobre PMAS es igual: 0.3076. De todas formas se excluye a aquellos que clasificaron a la PBS.

Apéndice B: Análisis de robustez, efecto de las pensiones sobre el consumo total del hogar

Table 14: Robustez: Consumo del hogar, pensiones de las mujeres, pensiones de los hombres y otros ingresos

	(1) C	(2) C	(3) C	(4) C	(5) C	(6) C	(7) C
Otros Ingresos	0.710*** [0.0698]	0.710*** [0.0694]	0.713*** [0.0641]	0.696*** [0.0778]	0.723*** [0.0600]	0.712*** [0.0714]	0.710*** [0.0615]
Pensión de las mujeres	1.051*** [0.211]	1.033*** [0.247]	1.046*** [0.223]	1.048*** [0.207]	0.979*** [0.207]	1.060*** [0.209]	0.963*** [0.269]
Pensión de los hombres	0.725*** [0.119]	0.746*** [0.156]	0.734*** [0.151]	0.711*** [0.123]	0.620*** [0.217]	0.730*** [0.122]	0.721*** [0.193]
Tamaño del hogar	58852.4 [38278.5]	59107.6 [38025.5]	52600.3** [24343.7]	60178.8 [38172.1]	74375.3 [63884.4]	59420.2 [38068.9]	74304.7** [31024.2]
Jefe del hogar es hombre	-9408.5 [38209.1]						-29134.1 [92886.5]
Experiencia jefe del hogar			-6721.9** [2978.6]				-9203.8 [6495.2]
(Experiencia jefe del hogar)^2			73.16* [40.32]				95.22 [119.7]
Escolaridad jefe del hogar				6775.6 [5854.7]			5560.1 [9657.6]
Nro de niños entre 0 y 5 años					-144609.0 [108928.6]		-150856.5** [61813.1]
Nro de niños entre 6 y 15 años					-114056.3 [90692.7]		-114121.3** [52155.7]
Nro de niños entre 16 y 18 años					51037.4 [91767.3]		56103.2 [67592.8]
Nro de jóvenes entre 19 y 21 años					26039.8 [79708.3]		26167.6 [50574.1]
Nro de jóvenes entre 22 y 24 años					-37273.3 [80099.2]		-29469.9 [54466.8]
Region						23767.5 [31701.9]	33780.3 [35213.5]
Metropolitana							
Constante	-161256.0 [99854.3]	-157894.5 [103475.1]	0 [.]	-218646.3* [128535.1]	-148651.9 [93287.6]	-179567.5** [90938.5]	0 [.]
Observaciones	3260	3260	3260	3253	3260	3260	3253
R ²	0.391	0.390	0.392	0.408	0.386	0.389	0.402

Errores estándar en paréntesis

* p < 0.10, ** p < 0.05, *** p < 0.01

Apéndice C: Análisis de robustez, efecto de las pensiones sobre las transferencias netas del hogar

Table 15: Robustez: Transferencias Netas, Pensiones de las Mujeres, Pensiones de los Hombres y Otros Ingresos

	(1) T	(2) T	(3) T	(4) T	(5) T
Otros Ingresos	0.0627* [0.0354]	0.0445 [0.0336]	0.0432 [0.0337]	0.0490 [0.0345]	0.0756* [0.0402]
Pensión de las mujeres	-0.236** [0.114]	-0.226** [0.110]	-0.211** [0.108]	-0.216** [0.108]	-0.218* [0.121]
Pensión de los hombres	0.172*** [0.0647]	0.154** [0.0621]	0.150** [0.0637]	0.155** [0.0647]	0.180*** [0.0672]
Tamaño del hogar	-2752.5 [3863.3]	-1053.8 [3857.3]	-4143.6 [5074.6]	-5422.3 [5302.4]	-37809.7*** [13953.9]
Jefe del hogar es hombre	-69102.6*** [20204.3]	-57688.9*** [17181.9]	-56641.8*** [16479.5]	-58563.6*** [16840.5]	-56699.0*** [18053.3]
Experiencia jefe del hogar	536.1 [521.2]	303.0 [736.5]	216.5 [753.2]	-122.2 [736.0]	-2239.7 [1472.4]
Nro de mujeres mayores de 60 años	51490.0** [23572.9]	51817.3** [25909.9]	53978.4* [32643.1]	56322.8* [33181.3]	81789.7*** [30269.1]
Nro de hombres mayores de 65 años	-28597.9** [14074.1]	-28974.4** [13607.8]	-25014.9 [16466.9]	-23869.4 [16799.9]	-8054.9 [16789.3]
(Experiencia jefe del hogar)^2	0.652 [11.89]	1.281 [11.93]	4.825 [12.22]	26.30 [17.01]	
Escolaridad jefe del hogar	-1658.6 [1756.5]	-1731.3 [1968.7]	-2056.8 [2078.3]	-4242.8** [2126.2]	
Dummy desocupado/inactivo		24793.4 [21595.0]	27446.5 [22505.6]	46515.7** [19886.9]	
Region			14332.3 [9702.5]	14202.2* [8178.7]	
Metropolitana					50243.5***
Nro de niños entre 0 y 5 años					[18096.7]
Nro de niños entre 6 y 15 años					55293.3***
Nro de niños entre 16 y 18 años					[17776.0]
Nro de jóvenes entre 19 y 21 años					34274.5**
Nro de jóvenes entre 22 y 24 años					[14005.9]
Constante	-28431.4 [38846.9]	0 [.]	0 [.]	0 [.]	78578.0** [39779.0]
Sargan Stat. (p-val)	(0.7802)	(0.9405)	(0.8605)	(0.9613)	(0.8115)
Observaciones	3400	3392	3392	3392	3392
R ²

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Apéndice D: Análisis de robustez, efecto de las pensiones sobre el tamaño del hogar

Table 16: Robustez: Tamaño del hogar

	(1) 2SLS	(2) 2SLS	(3) 2SLS	(4) 2SLS
Otros Ingresos, distintos de pensiones	2.76e-06*** (3.78e-07)	3.53e-06*** (6.11e-07)	-3.30e-06*** (1.10e-06)	-2.77e-06*** (9.47e-07)
Pensión de las mujeres	4.85e-06 (3.47e-06)	4.47e-06* (2.71e-06)	8.77e-07 (2.27e-06)	1.12e-06 (2.03e-06)
Pensión de los hombres	5.67e-06*** (1.15e-06)	7.51e-06*** (1.77e-06)	-3.26e-06* (1.70e-06)	-2.33e-06 (1.52e-06)
Jefe del hogar es hombre	-.568 (.87)	-1.01** (.478)	1.76*** (.439)	1.57*** (.385)
Experiencia jefe del hogar		-.00036 (.0322)	.191*** (.0277)	.183*** (.0226)
(Experiencia jefe del hogar)2		-.000213 (.000482)	-.00253*** (.00043)	-.00245*** (.000355)
Escolaridad jefe del hogar			.22** (.09)	.178** (.0747)
Region Metropolitana				.196 (.185)
Constante	0 (.)	0 (.)	0 (.)	0 (.)
F-Stat (Y)	11.6	7.576	7.484	7.972
F-Stat (Pm)	47.729	46.263	44.603	44.018
F-Stat (Ph)	102.675	77.369	78.145	79.933
Sargan Stat. (p-val)	(0.8471)	(0.8478)	(0.7733)	(0.7354)
Observaciones	3452	3452	3444	3444
<i>R</i> ²

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Apéndice E: Multinomial Logit, efecto de las pensiones sobre el tamaño del hogar

Table 17: Efectos marginales

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Tamaño: 1	Tamaño: 2	Tamaño: 3	Tamaño: 4	Tamaño: 5	Tamaño: 6
Otros Ingresos, distintos de pensiones	-2.74e-07*** (4.19e-08)	3.81e-08 (2.53e-08)	8.97e-08*** (1.49e-08)	7.12e-08*** (1.01e-08)	5.09e-08*** (7.78e-09)	2.43e-08*** (4.71e-09)
Pensión de las mujeres	-9.63e-08 (6.00e-08)	8.26e-08 (5.71e-08)	7.77e-08 (7.26e-08)	-3.21e-08 (4.56e-08)	9.98e-10 (4.58e-08)	-3.30e-08 (4.58e-08)
Pensión de los hombres	-2.29e-07*** (8.44e-08)	1.26e-07** (5.65e-08)	1.04e-07** (4.67e-08)	7.30e-08* (3.75e-08)	1.33e-09 (3.77e-08)	-7.48e-08* (4.02e-08)
Experiencia jefe del hogar	.0526*** (.00824)	-.00439 (.00747)	-.00678 (.00502)	-.0201*** (.0039)	-.0137*** (.00314)	-.00767*** (.00212)
(Experiencia jefe del hogar)^2	-.000434*** (.0000761)	.0000525 (.000073)	.00005 (.0000515)	.000172*** (.000043)	.000101*** (.0000356)	.0000596** (.0000245)
Escolaridad jefe del hogar	.00945*** (.00238)	.00596** (.00254)	-.00463** (.00216)	-.00402** (.0019)	-.00441** (.00193)	-.00236* (.00138)
Jefe del hogar es hombre	-.15*** (.0173)	.0876*** (.0231)	-.00286 (.0215)	.00708 (.0166)	.0479*** (.0173)	.0103 (.0112)
Región Metropolitana	.0221 (.0158)	-.0458** (.0204)	-.0263 (.0175)	.0148 (.0157)	.0253 (.0169)	.0099 (.0111)
Observaciones	3213	3213	3213	3213	3213	3213

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Apéndice F: Multinomial Probit, efecto de las pensiones sobre el tamaño del hogar

Table 18: Efectos marginales

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Tamaño: 1	Tamaño: 2	Tamaño: 3	Tamaño: 4	Tamaño: 5	Tamaño: 6
Otros Ingresos, distintos de pensiones	-1.79e-07*** (3.26e-08)	-1.69e-09 (1.92e-08)	6.28e-08*** (1.22e-08)	5.56e-08*** (8.74e-09)	4.18e-08*** (6.97e-09)	2.07e-08*** (4.22e-09)
Pensión de las mujeres	-9.68e-08* (5.85e-08)	6.66e-08 (5.97e-08)	8.09e-08 (7.53e-08)	-3.33e-08 (4.51e-08)	9.35e-09 (4.63e-08)	-2.68e-08 (3.84e-08)
Pensión de los hombres	-1.10e-07 (7.68e-08)	7.85e-08 (5.38e-08)	7.20e-08 (4.70e-08)	5.47e-08 (3.84e-08)	-1.65e-08 (3.66e-08)	-7.91e-08** (3.59e-08)
Experiencia jefe del hogar	.0567*** (.00826)	-.00483 (.00665)	-.00738 (.00471)	-.0208*** (.00391)	-.0149*** (.00314)	-.00882*** (.00214)
(Experiencia jefe del hogar)^2	-.000468*** (.0000762)	.000057 (.0000662)	.0000538 (.0000487)	.000175*** (.0000426)	.000112*** (.0000346)	.0000707*** (.0000238)
Escolaridad jefe del hogar	.00884*** (.00241)	.00619** (.00254)	-.00453** (.00216)	-.00391** (.0019)	-.00424** (.00189)	-.00234* (.0013)
Jefe del hogar es hombre	-.168*** (.0183)	.096*** (.0229)	.00307 (.0213)	.0108 (.0166)	.0478*** (.0172)	.0108 (.0109)
Región Metropolitana	.0207 (.0162)	-.0463** (.0203)	-.0255 (.0175)	.0138 (.0155)	.0275 (.0168)	.00983 (.0107)
Observaciones	3213	3213	3213	3213	3213	3213

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Apéndice G: Sistema 3SLS, ecuaciones de pensiones sin controlar por otros ingresos

Table 19: Ecuaciones de Pensiones y Otros Ingresos per cápita equivalente sobre Nivel de Vida

	Pmeq	Pheq	Yeq	Ceq
Yeq			.759*** (.0299)	
Pmeq		-.168** (.0809)	.945*** (.218)	
Pheq		.492*** (.0782)	1.03*** (.176)	
(Yeq) ²			-4.47e-08*** (3.42e-09)	
(Pmeq) ²			-2.47e-07 (1.95e-07)	
(Pheq) ²			-4.60e-07*** (1.51e-07)	
Nro de niños	-10941*** (2218)	-4541* (2389)	-40676*** (9274)	6658 (5378)
Nro de adultos	-13605*** (1610)	-16256*** (1736)	-10111 (7702)	-11302** (4629)
Nro de adultos mayores	-3052 (3875)	11519*** (4300)	-112955*** (16329)	-5923 (9145)
Experiencia jefe del hogar	220 (809)	-1472* (874)	11802*** (3362)	-301 (1729)
(Experiencia jefe del hogar) ²	3.56 (8.6)	30.2*** (9.28)	-118*** (35.9)	1.42 (18.9)
Jefe del hogar es hombre	-9634** (4884)	-20967*** (5606)	25942 (18029)	-6406 (11734)
Escolaridad jefe del hogar	5048*** (416)	5171*** (449)	6072** (2389)	4518*** (1482)
Región	-85.9	-8447** (3637)	-15112 (3921)	16623** (15203)
Metropolitana				(7894)
Jefa del hogar recibe pensión	86878*** (5344)			
Nro de viudas	37748*** (4031)			
Jefe del hogar recibe pensión		91123*** (6137)		
Nro de viudos		42759*** (8073)		
Hogar tiene vivienda secundaria			691362*** (39556)	
Jefe del hogar empleado			203064*** (18110)	
Máximo nivel de educación en el hogar			33191*** (2834)	
Constante	1960 (20793)	12351 (22706)	-360207*** (87310)	-6632 (44628)
Observaciones	3392	52		
<i>R</i> ²	0.243	0.245	0.247	0.608

Errores estándar en paréntesis

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

