



Subsecretaría
de Previsión
Social

Gobierno de Chile

MEDICIÓN DE IMPACTO DE BENEFICIOS PREVISIONALES NO CONTRIBUTIVOS DE VEJEZ SOBRE EL MERCADO LABORAL Y EL AHORRO PREVISIONAL

Estudio encargado por el Consejo Consultivo Previsional
Elaborado por Qualimet S.A.

Diciembre 2023

Licitación ID 1592-7-LE23



Ministerio del Trabajo y Previsión Social
Gobierno de Chile



Autores

Juan Luis Correa Allamand
Christian Ferrada Krause
Geraldine González Santibáñez
Carla Guadalupi



Estudio licitado por la Subsecretaría de Previsión Social por encargo del Consejo Consultivo Previsional

Conformado por:

Alejandra Krauss Valle - Presidenta
Carlos Díaz Vergara - Vicepresidente
Paula Benavides Salazar - Consejera
Andras Uthoff Botka - Consejero
Cecilia Cifuentes Hurtado - Consejera

Contraparte técnica de la Subsecretaría de Previsión Social

Dirección de Estudios Previsionales

María José Becerra Moro - Jefa Dirección de Estudios

Secretaría Técnica del Consejo Consultivo Previsional

Cristóbal Leiva Roco - Profesional de Gabinete SubPrev
Paula Vera Pérez - Profesional de Estudios SubPrev

Índice

1	Introducción	2
2	Antecedentes empíricos y teóricos	4
	Antecedentes empíricos	4
	Síntesis y análisis crítico de las metodologías revisadas	30
3	Modificaciones implementadas en el Pilar No Contributivo de vejez	38
4	Datos	43
	Fuentes de datos nacionales	43
	Virtudes y limitaciones de las bases de datos revisadas	52
5	Metodología	53
	Hipótesis de trabajo	53
	Propuesta de modelos cuantitativos a estimar	56
	Generación de insumos previos	61
6	Resultados	76
7	Conclusiones	87
8	Referencias	88
9	Anexos	90

1. Introducción

El presente estudio tiene por objeto la generación y estimación de un modelo cuantitativo para determinar el efecto de los cambios en los montos asociados a los beneficios previsionales no contributivos sobre las cotizaciones. Para ello, parte con una revisión bibliográfica de los principales estudios que miden el impacto de la reforma previsional del 2008 en Chile y de otras reformas previsionales en países como Argentina, China, México, Perú, Reino Unido y Japón, considerando principales resultados, virtudes y limitaciones de cada estudio. En Chile se encuentra, entre los principales resultados, que la reforma previsional del 2008 reduce en 1,6 las horas trabajadas en trabajadores dentro del 40% más pobre (Behrman et al. 2011), quienes utilizan una estimación de diferencias en diferencias; que la participación laboral cae 5,2% en mujeres y 3,4% en hombres (Attanasio et al. 2011), mediante una estimación de diferencias en diferencias y con la construcción de la riqueza previsional esperada y el aumento de esta última producto de un año adicional de cotizaciones; que la proporción de meses cotizados disminuye 0,18% (Encina 2013); y que quienes pasaron de no pagar un impuesto sobre los ahorros previsionales a pagar uno del 29,4% reducen su probabilidad de cotizar en 2,9%, y que quienes pasan desde un 100% a un 29,4% en este impuesto aumentan su probabilidad de cotizar en 8,1% (Wong 2017).

Respecto a las distintas metodologías revisadas, se concluye que diferencias en diferencias es un método sencillo de implementar que se basa en una identificación apropiada de las modificaciones en el sistema previsional, aunque requiere de información antes y después de la reforma, que si se captura en distintas rondas de encuestas laborales como la Encuesta de Protección Social (EPS) y que posean un amplio desfase de tiempo, considera más efectos que el solo cambio previsional analizado. Por otro lado, la fabricación de variables simuladas provee una forma para analizar mecanismos teóricos como el efecto ingreso y sustitución de forma explícita, que de todas formas pueden ser analizados mediante una identificación correcta de la temporalidad y detalle de los cambios en los parámetros de los beneficios previsionales no contributivos. Sin embargo, la generación de las variables simuladas no es directa ni sencilla y requiere de supuestos importantes. Respecto a una tercera metodología, de emparejamiento, esta no es de implementación sencilla y adolece de reducir el conjunto de datos analizados debido a la construcción de un grupo de control semejante al grupo de tratamiento, que en general resulta en estimadores con baja significancia estadística. Por último, una cuarta metodología revisada, de modelos dinámicos estructurales de oferta laboral y ahorro, es compleja de implementar, requiriendo un uso intensivo de programación, permite el análisis de contrafactuales hipotéticos, pero adolece de asumir un ajuste instantáneo posterior a la reforma si es que no se modelan variables asociadas, como la velocidad de ajuste, el conocimiento previsional o la tasa de descuento futura.

Para determinar la temporalidad de las reformas a analizar, se identificaron todas las modificaciones experimentadas en los parámetros del sistema previsional no contributivo chileno desde el 2008, correspondientes a aumentos en los montos de la Pensión Básica Solidaria de Vejez (PSBV), Pensión Máxima con Aporte Solidario (PMAS) y Pensión Garantizada Universal (PGU). Se determinaron

escenarios donde existe un efecto ingreso cuando sube solamente el monto de la pensión no contributiva más allá del ajuste por inflación y donde el impuesto implícito al ahorro previsional no se ve modificado, y un efecto sustitución cuando sucede lo contrario (modificación del impuesto implícito al ahorro previsional sin ajuste sobre el monto de la pensión no contributiva más allá de la inflación). Respecto a los datos, se revisaron los microdatos disponibles a nivel nacional para aplicar las metodologías de estimación. Se revisó principalmente la Encuesta de Previsión Social (EPS) y los datos administrativos de las Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones (HPSP), los cuales se utilizaron de forma empalmada e innominada, analizando los sesgos existentes en el empalme y la representatividad de los datos EPS-HPSP en comparación a las encuestas CASEN 2015 y 2022, encontrando que las distribuciones son muy similares entre las distintas fuentes de datos en términos de género y ubicación regional y que la HPSP subrepresenta a los menores de 29 años y sobrerrepresenta a los mayores de 65 años.

Se generaron hipótesis de trabajo a partir de la evidencia empírica revisada en conjunto con las modificaciones a los parámetros del sistema previsional no contributivo. Las primeras dos hipótesis dicen relación con que a mayor efecto ingreso asociado a una mayor pensión no contributiva, se espera una reducción en la probabilidad de cotizar y en mayor magnitud a medida que la persona esté más cerca del momento de pensionarse. Por otro lado, las hipótesis 3 y 4 establecen que ante un mayor efecto sustitución asociado a un mayor impuesto implícito sobre el ahorro previsional, se espera una reducción en la probabilidad de cotizar, y en menor magnitud a medida que la persona esté más cerca del momento de pensionarse, puesto que el ahorro previsional rentará durante menos tiempo, contrario a lo que pasa con los afiliados más jóvenes, quienes tendrán una rentabilidad en promedio positiva durante un período laboral más prolongado.

Se estimaron modelos de diferencias en diferencias con datos mensuales. Se consideró una variable dicotómica respecto a las cotizaciones previsionales calculadas a partir de datos administrativos de las HPSP, analizando las reformas de diciembre de 2019, enero 2021 y febrero 2022. Las dos primeras representan un efecto ingreso dado que los beneficios previsionales no contributivos aumentaron en mayor proporción que el índice de precios, sin verse modificado el impuesto implícito al ahorro previsional (que captura al efecto sustitución). En la tercera reforma, cuando se introduce la PGU, su monto no se ajusta más allá del cambio en el índice de precios y se elimina el impuesto implícito al ahorro previsional para aquellos afiliados que obtengan una pensión base menor a la pensión inferior, que a la fecha alcanzaba los \$630.000. El grupo de tratamiento se identificó a través del Puntaje de Focalización Previsional (PFP), construido según los delineamientos de la resolución exenta N°77, utilizando datos de la Encuesta de Protección Social (EPS) del 2020 y la imputación de ingresos laborales estimados a partir de la encuesta CASEN 2015. Con el PFP se determina la pertenencia a los distintos cortes de pobreza dentro del país, condición asociada a la elegibilidad de los beneficios previsionales no contributivos. Un segundo componente para determinar la elegibilidad corresponde a la pensión base, que se calcula a partir de los datos de la HPSP, donde se construye primero la riqueza previsional esperada y luego a partir de ella se calcula la pensión base como una renta vitalicia.

En la reforma de febrero de 2022, donde existe un efecto sustitución positivo, se encuentra que la probabilidad de cotizar aumenta en la población elegible en 1,3%, sin diferencias mayores por género y con un impacto mayor en el grupo etario entre 35 y 44 años, lo que se confirma una de las hipótesis definidas previamente (un efecto sustitución positivo aumenta la probabilidad de cotizar y en mayor magnitud para personas más jóvenes, dado que su ahorro adicional rentará durante más tiempo antes de pensionarse). En la reforma de enero de 2021, en cambio, se observa un efecto ingreso positivo y por lo mismo se evidencia una reducción en la probabilidad de cotizar en la población elegible de -3,1, sin un efecto estadísticamente significativo para mujeres, e igual a -1,8% para hombres. Al separar por grupos etarios, afiliados elegibles de 55 a 64 años reducen su probabilidad de cotizar producto de la reforma en -2,6%, efecto que se esperaba dado que son las personas que están más cercanas al momento de pensionarse. En la reforma de diciembre de 2019 en general no se encuentran efectos sobre cambios en la probabilidad de cotizar para los afiliados elegibles. Una de las posibles razones de este último resultado es que durante este período estaba en plena discusión la posibilidad de realizar retiros previsionales, lo que afectaría de forma muy importante las decisiones laborales de las personas.

La organización de este informe es la siguiente: en la siguiente sección 2 se detallan los antecedentes teóricos y empíricos. En la sección 3 se muestran las modificaciones implementadas en el Pilar No Contributivo de Vejez. En la sección 4 se discuten los datos utilizados en las estimaciones. En la sección 5 se presenta la metodología de estimación utilizada. Los resultados se muestran en la sección 6, y las conclusiones en la sección 7.

2. Antecedentes empíricos y teóricos

En esta revisión se exponen distintos estudios empíricos ordenados de forma cronológica, partiendo por aplicaciones al caso previsional chileno y luego por aplicaciones en otros países. Primero, se hace una descripción detallada de los estudios, considerando las metodologías teóricas utilizadas y los principales resultados, para luego mostrar una síntesis y análisis crítico de los resultados. Por último, se muestra un resumen de aspectos claves de cada uno de estos estudios.

2.1. Antecedentes empíricos

2.1.1. Behrman, Calderón, Mitchell, Vásquez y Bravo (2011)

El objetivo del estudio es analizar el efecto del pilar solidario previsional implementado el 2008, con foco en la Pensión Básica Solidaria de Vejez (PBSV). El análisis multivariado busca explicar los cambios experimentados en el ingreso de los hogares (transferencias), horas trabajadas, gasto y mejora en salud, gasto en educación, conocimiento previsional y consumo de bienes (cigarrillos, alcohol y bienes durables), utilizando la metodología de diferencias en diferencias, en donde una triple diferencia captura a los hogares que satisfacen simultáneamente tres condiciones: (1) encontrarse dentro del

40% más pobre del país, caracterizado mediante el puntaje de la Ficha de Protección Social (FPS); (2) poseer al menos una persona mayor de 65 años; y (3) ser observado en los datos el 2009 y no el 2006, para capturar el efecto posterior a la reforma.

Sus principales resultados muestran que los hogares sujetos a recibir la PBSV poseen un mayor ingreso anual del hogar por transferencias públicas (de USD 105 por año), pero no por transferencias privadas (aunque este efecto no es estadísticamente significativo al 5%); que la salud auto reportada no presenta cambios significativos en el grupo bajo análisis (triple diferencia); que hogares más pobres poseen una menor probabilidad de conocer o haber escuchado sobre la PBSV y que hogares más pobres con al menos un integrante mayor de 65 años poseen una probabilidad 6,2% mayor de conocer o haber escuchado sobre este beneficio¹; que hogares más pobres gastan menos en comida (USD -311 por año), educación (USD -297 por año) y ropa (USD -62 por año), y que hogares más pobres con al menos un integrante mayor de 65 años gastan más en educación (USD 171 por año) y ropa (USD 25 por año), sin un efecto significativo sobre comida, notando sin embargo que el cambio sobre el grupo bajo análisis (triple diferencia) no es significativo en cuanto a estos consumos.

Respecto a los incentivos a cotizar, los autores documentan una reducción de 1,1 horas trabajadas semanales en los hogares más pobres, aunque estos efectos no son estadísticamente significativos al 5% de nivel de confianza en hogares con mayores a 65 años o en hogares observados el 2009 relativo al 2006. Tampoco muestran efectos significativos para las dobles diferencias asociadas a las interacciones entre dos de las variables de identificación (pares de grupos entre las variables (1) hogares dentro del 40% más pobre, (2) con un integrante mayor de 65 años y (3) observado con posterioridad al 2008). En cuanto a la tercera diferencia, asociada a la interacción conjunta de las tres variables de identificación, los autores muestran una reducción de 1,62 horas trabajadas semanales sobre este grupo de la población (hogares más pobres, con al menos un integrante mayor a 65 años y observados con posterioridad a la reforma), aunque este efecto es significativo solo al 15% de nivel de confianza.

En cuanto a los datos, los autores utilizan la Encuesta de Protección Social (EPS) de los años 2006 y 2009, la que también empalman con información administrativa del puntaje de la FPS. El modelo estimado es el siguiente:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Edad65_{ht} + \beta_2 Pobre_{ht} + \beta_3 Tiempo_i + \beta_4 Edad65_{ht} * Pobre_{ht} + \beta_5 Edad65_{ht} * Tiempo_i + \beta_6 Pobre_{ht} * Tiempo_i + \beta_7 Edad65_{ht} * Pobre_{ht} * Tiempo_i + \beta_8 Controles_{it} + v_{it} \quad (1)$$

donde i es la unidad de análisis, pudiendo ser individuos u hogares; h es hogar; t es período de tiempo; $Edad65$ es una variable dummy igual a uno si dentro del hogar existe un miembro mayor a 65 años (criterio de elegibilidad para la PBSV) e igual a cero en caso contrario; $Pobre$ es una variable

¹ Notar que la triple diferencia no se puede estimar dado que el conocimiento previsional de la PBSV solo fue capturado en la Encuesta de Protección Social (EPS) 2009 y no en la EPS 2006.

dummy igual a uno si el hogar posee un puntaje en la FPS debajo del límite para elegibilidad por encontrarse dentro del 40% de hogares más pobres e igual a cero en caso contrario; y *Tiempo* es una variable dummy igual a uno el 2009 (después de la introducción de la reforma previsional del 2008) e igual a cero en caso contrario. El vector de *Controles* captura características de los individuos que no están afectadas por el programa. La variable dependiente Y_{it} corresponde a distintas dimensiones evaluadas por los autores: ingresos, horas trabajadas, salud, gasto en educación, conocimiento previsional o consumo de bienes.

En resumen, el estudio corresponde a uno de los primeros trabajos donde se evalúa el impacto de la reforma previsional del 2008 sobre un set amplio de variables (que consideran oferta laboral, ingresos, salud y gasto en bienes de consumo), con foco en la PBSV, donde miden efectos de corto plazo correspondientes a menos de un año después de la reforma y encuentran efectos positivos sobre ingresos por transferencias públicas y sobre consumo de bienes (aunque estos últimos con una magnitud baja). Respecto a los incentivos sobre el mercado del trabajo, encuentran evidencia de una reducción de 1,1 horas trabajadas semanales en hogares más pobres (consistente con un mayor consumo de ocio relativo a trabajo) y una reducción de 1,6 horas trabajadas semanales en hogares que satisfacen las condiciones de la triple diferencia (hogares más pobres, con al menos un integrante mayor a 65 años y observados con posterioridad a la reforma), notando que este último efecto es significativo con un nivel de confianza del 15%. Aunque el estudio es bastante detallado en cuanto a la estimación e identificación de los grupos a analizar, no profundiza en el mecanismo a través del cual la PBSV o APSV influyen los resultados, y tampoco estiman efectos diferenciados por género.

2.1.2. Attanasio, Meghir y Otero (2011)

El objetivo del estudio es analizar el efecto de la reforma previsional del 2008 sobre la participación laboral formal, los niveles de pobreza y la pensión final recibida por los mayores de 65 años mediante una estrategia de estimación de diferencias en diferencias, separando los efectos entre hombres y mujeres. Los autores proyectan dos variables claves que luego utilizan como variables explicativas dentro del modelo de estimación: la riqueza previsional esperada, equivalente a la suma de los ahorros previsionales durante la vida de la persona; y la *accrual rate*, o tasa de acumulación, que los autores definen como el aumento en la riqueza previsional esperada debido a trabajar un año adicional en la fecha t . Una mayor riqueza previsional esperada debiese reducir la participación laboral formal dado que el efecto ingreso de una mayor pensión debería aumentar los niveles de consumo y de ocio. Una mayor *accrual rate* debiese aumentar la participación laboral formal dado que se asocia a un alza en las pensiones futuras en respuesta a trabajar en la fecha t .² Para construir las variables de riqueza previsional esperada y *accrual rate*, los autores estiman y proyectan el

² Más adelante en el estudio se documenta que la *accrual rate* disminuye el 2009 respecto al 2008, explicado por los montos relativos de los beneficios previsionales antes y después de la reforma previsional. El Aporte Previsional Solidario de Vejez (APSV) reduce el incentivo a ahorrar para una futura pensión y los montos relativos hacen que en las simulaciones las personas acumulen más riqueza previsional producto de su trabajo en la situación antes de la reforma, donde el ahorro previsional en personas de bajos ingresos les permitía obtener la Pensión Mínima Garantizada (PMG) que en el 2009, resultaba más atractiva para personas con ahorros previsionales que resultan en una pensión auto financiada baja.

comportamiento de las personas en diversas dimensiones durante su vida laboral: formalidad, informalidad, inactividad, salarios, maternidad, divorcio, supervivencia y discapacidad.

Sus principales resultados muestran que la pensión final aumenta debido a la reforma del 2008. Este aumento es de 15% en la pensión total y de 0,6% en la riqueza previsional auto financiada. La pensión de las mujeres aumenta un 56% más que la de los hombres, siendo un 25% mayor respecto a la situación previa a la reforma. Para las mujeres que se retiran entre 2025 y 2035 (nacidas entre 1960 y 1970), la pensión total aumenta un 50% en comparación a la situación sin reforma, aumento que es un 70% mayor que el de los hombres. El porcentaje de mujeres que se retiran entre 2005 y 2015 (nacidas entre 1940 y 1950) que poseen una pensión bajo la línea de pobreza disminuye desde 53% a 21%, mientras que en el caso de mujeres que se retiran entre 2025 y 2035 esta reducción es desde 56% a 20%.

Respecto a los incentivos a cotizar, los autores encuentran que la participación laboral disminuye 4,1% en personas mayores de 40 años. Separando por edad, esta participación cae 3,2% y 2,8% en mujeres y hombres entre 56 y 65 años, respectivamente. Los resultados evidencian un efecto ingreso negativo: ante un aumento de 1 millón de pesos en la riqueza previsional esperada, la participación laboral formal cae 0,033% en las mujeres, con un efecto que no cambia mayormente con la edad, mientras que la participación laboral formal de hombres menores de 25 años cae 0,022%, con un efecto que aumenta con la edad (hombres entre 61 y 65 años reducen su participación en 0,041%). Por otro lado, el efecto sustitución es positivo: ante un aumento de 1 millón de pesos en la *accrual rate*, la participación laboral formal aumenta 0,116% en mujeres menores de 25 años, efecto que crece con la edad hasta 0,586% en mujeres entre 61 y 65 años. Para los hombres, estos aumentos son menores e iguales a 0,031% y 0,394%, para quienes tienen menos de 25 años y entre 61 y 65 años, respectivamente, notando que todos los efectos anteriores son estadísticamente significativos al 10% de nivel de confianza. Ambos efectos reducen la participación en el empleo formal, dado que como se menciona más adelante, la riqueza previsional esperada aumenta y la *accrual rate* disminuye el 2009 respecto al 2008. Con todo, la probabilidad de contribuir en el sistema previsional disminuye un 5,2% y un 3,4%, en el caso de mujeres y hombres, respectivamente.

Relativo a los datos, los autores utilizan datos de la Encuesta de Protección Social (EPS) de los años 2004, 2006 y 2009 y empalmados con información administrativa de la Superintendencia de Pensiones (sobre ingresos mensuales, contribuciones, comisiones y ahorros previsionales acumulados hasta el 2009). Para determinar elegibilidad usan información auto reportada en la EPS sobre el puntaje de la Ficha de Protección Social (FPS) y en caso de no tener dicha información, estiman el puntaje del Instrumento de Focalización Previsional (ITF) mediante una ecuación basada en los ingresos auto reportados.

La metodología se basa en la estimación en una primera etapa de distintas ecuaciones que impactan los ahorros previsionales de cada individuo. Estas estimaciones son luego utilizadas para proyectar la riqueza previsional esperada y la *accrual rate*, que son las principales variables dentro del modelo de estimación del impacto de la reforma previsional del 2008:

- a) Trabajo en el sector formal o informal y salarios en cada sector (sistema de ecuaciones estimado de forma conjunta mediante Máxima Verosimilitud):

$$H_{it} = 1[H_{it}^* > 0] \quad (2)$$

$$H_{it}^* = \gamma_1 X_{it} + \gamma_2 Z_{it} + \gamma_3 Q_{it} + \eta_i + \xi_{it}$$

$$F_{it} = 1[F_{it}^* > 0] \quad (3)$$

$$F_{it}^* = \gamma_4 Z_{it} + \gamma_5 Q_{it} + \alpha_1 \eta_i + \epsilon_{it}$$

$$\ln(w_{it}^{F=1}) = \gamma_6 Q_{it} + \alpha_2 \eta_i + v_{it} \quad (4)$$

$$\ln(w_{it}^{F=0}) = \gamma_7 Q_{it} + \alpha_3 \eta_i + v_{it} \quad (5)$$

donde H_{it} es igual a uno si el individuo trabaja y cero en caso contrario; F_{it} es igual a uno si el individuo trabaja en el sector formal y cero en caso contrario; $w_{it}^{F=1}$ es el salario después de impuestos en el sector formal; $w_{it}^{F=0}$ es el salario después de impuestos en el sector informal; η_i captura heterogeneidad no observable en las preferencias; Q_{it} es un vector de controles que incluye edad, género, dummies de educación, dummies de cohorte y dummies de año; Z_{it} considera las variables en Q_{it} más estado civil y número de niños por grupos de edad; y X_{it} considera las variables en Z_{it} más la interacción entre número de niños y género.

- b) Subsidio por cada hijo:

$$\Pr(\Delta C_{it} = 1 | C_{it-1}, edad_{it}, M_{it}, E_{it}) = \Phi(X_{it}\beta) \quad (6)$$

donde la probabilidad de tener un hijo se estima mediante un modelo probabilístico y es condicional en tener C hijos en $t - 1$ y en las variables de edad, estado civil M y educación E .

- c) Compensación post divorcio:

$$h(j) = h_0(j) \exp(\alpha_1 edad_j + \alpha_2 género + \alpha_3 E_j + \alpha_4 C_j + \alpha_5 YM_j + \alpha_6 Dc) \quad (7)$$

donde la probabilidad de divorcio se basa en un modelo de riesgos proporcionales y depende de la edad, género, educación E , número de hijos C , años de matrimonio YM y dummies de cohorte Dc . Una especificación similar se usa para la probabilidad de matrimonio.

En esta primera etapa, los autores muestran que la riqueza previsional esperada aumenta en el tiempo desde el 2002 al 2008, con un incremento mayor para las cohortes más jóvenes, que poseen más tiempo para reaccionar óptimamente a la reforma, y para hombres en comparación a mujeres. En tanto, documentan que la *accrual rate* es mayor para las cohortes más jóvenes, dado para este grupo sus contribuciones previsionales rentan durante más tiempo. Comparando el 2009 versus el 2008, documentan que la riqueza previsional esperada aumenta en \$13,9 y en \$7,6 millones para mujeres y hombres, respectivamente, y que la *accrual rate* disminuye en \$87.169 y en \$51.669, para mujeres y hombres, respectivamente. Para explicar lo anterior, los autores notan que el 2008 los valores de la Pensión Mínima Garantizada (PMG), de la PBSV y de la Pensión Máxima con Aporte Solidario (PMAS) eran iguales a \$96.391, \$75.000 y \$120.000, respectivamente, por lo que una fracción de los beneficiarios recibe una menor pensión al hacer uso del Aporte Previsional Solidario

de Vejez (APSV), en reemplazo de la PMG, y por lo tanto su riqueza previsional esperada disminuye si es que trabajan en el año t .

En una segunda etapa, estiman la participación laboral formal como:

$$Y_{it} = 1[Y_{it}^* > 0] \quad (8)$$

$$Y_{it}^* = X_{it}\gamma + \beta E_t PW_{iR} + \delta E_t AR_{iR} + \tau_t + \alpha_i + \epsilon_{it}$$

donde Y_{it} es igual a uno si el individuo trabaja en el sector formal y cero en caso contrario; X_{it} es un vector de controles socioeconómicos y demográficos; $E_t PW_{iR}$ es la riqueza previsional esperada en el tiempo t al momento de pensionarse (denotado por R); $E_t AR_{iR}$ es la *accrual rate* esperada; τ_t y α_i son efectos temporales y grupales³, respectivamente. En esta ecuación existe endogeneidad entre las variables PW_{iR} y AR_{iR} y la decisión de participación laboral, para lo cual los autores utilizan como instrumentos a la interacción entre variables dummies de tiempo y dummies grupales.

En resumen, el estudio documenta que la reforma previsional del 2008 aumenta la pensión final de las personas y más en el caso de las mujeres (56% más que los hombres), reduciendo también la fracción de personas que reciben una pensión bajo la línea de pobreza. La participación laboral formal disminuye un 5,2% y un 3,4% para mujeres y hombres, respectivamente, la cual se explica por un efecto ingreso negativo (debido a que el aumento en la riqueza previsional esperada aumenta el consumo de ocio y disminuye el trabajo) y por un efecto sustitución también negativo (debido a la disminución en el retorno al trabajo sobre la riqueza previsional esperada posterior a la implementación de la reforma). Este trabajo se basa en estimaciones de las decisiones laborales de las personas a lo largo de su ciclo de vida, que luego se proyectan con posterioridad a la fecha de realización del estudio y que también son utilizadas para construir medidas asociadas al efecto ingreso y sustitución, que son analizadas respecto a su incidencia sobre la participación laboral. Una limitación del estudio es que no consideran las respuestas en el comportamiento de las personas producto de la reforma previsional, lo que sí es capturado en Joubert y Todd (2011) y en Otero (2014).

2.1.3. Joubert y Todd (2011)

El objetivo del estudio es determinar si la reforma del sistema previsional del 2008 promovió la igualdad de género y si es que el complemento estatal sobre las pensiones más bajas generó alteraciones en los incentivos a trabajar y a ahorrar. Para ello, estiman un modelo dinámico de oferta laboral y de ahorro, que luego utilizan para simular el impacto de la reforma 5 años posterior a su implementación, sobre variables como el monto de las pensiones, oferta laboral, formalidad, niveles de pobreza y densidad de cotizaciones.

Sus principales resultados muestran que las mujeres aumentan sus pensiones el año 2014 en más del doble respecto a la situación sin reforma, con la consecuente reducción en sus niveles de pobreza y

³ Los efectos grupales corresponden a cohortes y género.

en la brecha de género. Hombres menores de 65 años ven reducida su pensión, dado que existe una caída en la densidad de cotizaciones y antes de los 65 años las pensiones son financiadas solo con los ahorros previsionales individuales. Posterior a los 65 años, la pensión de los hombres aumenta aproximadamente en un 50%, lo que corresponde a la mitad del aumento experimentado en las pensiones de las mujeres.

Respecto a los incentivos a cotizar, los autores documentan que la densidad de cotizaciones simulada al 2014 y debido a la reforma, aumenta en mujeres y hombres entre 45 y 49 años (desde 17% a 18% y desde 51% a 54%, respectivamente) y que después de los 50 años disminuye para todos los grupos de edad considerados (por ejemplo, en mujeres y hombres entre 60 y 64 años disminuye desde 13% a 11% y desde 41% a 38%, respectivamente). En línea con este resultado, la participación laboral formal aumenta en personas entre 45 y 49 años y disminuye para personas mayores de 50 años. Por otro lado, la participación laboral informal aumenta en el caso de hombres mayores de 50 años.

En cuanto a los datos, los autores utilizan la Encuesta de Protección Social (EPS) de los años 2004, 2006 y 2009, la que empalman con información administrativa de balances y contribuciones previsionales de la Superintendencia de Pensiones y con la información de los retornos de las AFPs. El modelo estructural dinámico que estiman considera una serie de componentes que se detallan a continuación:

- a) Condiciones iniciales: Dependen de la edad de los hombres a_{t0}^m (la edad inicial de las mujeres se asume igual a 35 años); activos del hogar A_{t0} o del individuo A_{t0}^j , con $j = m$ para hombres y $j = f$ para mujeres; ahorros previsionales B_{t0}^j ; años de experiencia laboral X_{t0}^j ; número de hijos nacidos antes que la madre cumpliera 35 años N_{t0} ; escolaridad e^j ; y cohortes de nacimiento bc^j . Existen dos sets de condiciones: una para un hogar de un solo individuo Ω_{t0}^j y otra para un hogar conformado por una pareja Ω_{t0}^2 .

$$\begin{aligned} \Omega_{t0}^j &= \{A_{t0}^j, B_{t0}^j, X_{t0}^j, N_{t0}; e^j, bc^j\} \\ \Omega_{t0}^2 &= \{a_{t0}^m, A_{t0}^j, B_{t0}^m, B_{t0}^f, X_{t0}^m, X_{t0}^f, N_{t0}; e^m, e^f, bc^m, bc^f\} \end{aligned} \quad (9)$$

- b) Decisiones: En cada período antes del momento de pensión, incluyen la decisión de ahorro del hogar s_t , la participación laboral de cada individuo en el sector formal $d_t^j = 1$, informal $d_t^j = 2$, o de permanecer en el hogar $d_t^j = 3$, la decisión de trabajar a tiempo parcial $p_t^j = 1$ o a tiempo completo $p_t^j = 0$ para las mujeres. Se asume que el consumo se distribuye equitativamente dentro del hogar.
- c) Preferencias: Que dependen del consumo, ocio, número de hijos y del trabajo a tiempo parcial por parte de las mujeres. La utilidad del hogar considera un ponderador asociado al poder de negociación entre hombres y mujeres y que los autores asumen igual a 0,5. La utilidad del ocio incorpora dos tipos de hogares con heterogeneidad permanente que se estima en el modelo.
- d) Ingreso del hogar: La probabilidad de trabajar en el sector informal es igual a uno para todos y cada período los individuos reciben una oferta laboral en el sector formal con una probabilidad

que depende del género, educación, edad y si estuvo empleado en el sector formal en el período anterior. Las ofertas de salario dependen de dummies de género, sector formal o informal, escolaridad y experiencia, interactuadas entre sí. El ingreso es sujeto a un impuesto progresivo y se descuentan las contribuciones previsionales y los ahorros privados (que también están sujetos a impuesto).

- e) Separación y mortalidad: La probabilidad de muerte se asume exógena y varía según género. La probabilidad de separación depende de la educación, edad, número de hijos y se obtiene a partir de un modelo logístico. Luego de la separación, un juez determina que hasta un 50% de los ahorros previsionales sean transferidos a la expareja. Se asume que después de los 60 años de la mujer no ocurren separaciones.
- f) Retiro: Las mujeres se pueden pensionar a los 60 años y los hombres a los 65, retirando sus ahorros de forma gradual con la edad. Después de los 65 pueden ser elegibles a la Pensión Mínima Garantizada (PMG), Pensión Asistencial (PASIS), Pensión Básica Solidaria de Vejez (PBSV) o Aporte Previsional Solidario de Vejez (APSV). A los 70 años todos los individuos dejan de trabajar y se modela el consumo de ahorros previsionales hasta los 90 años.
- g) Fertilidad: Se modela como un proceso logístico que depende de la edad de la madre, estado civil, educación y número de niños en el período previo. Se asume que no nacen niños luego que la madre cumple 40 años.
- h) Evolución de otras variables de estado: Los ahorros privados rentan a una tasa igual a 5%, mientras que los ahorros previsionales rentan a una tasa que sigue una distribución normal.
- i) Formulación recursiva del problema del hogar: La utilidad de los individuos y del hogar siguen una formulación recursiva sujeta a las restricciones presupuestarias y que consideran las distintas probabilidades de eventos durante el ciclo de vida: decisiones laborales, ofertas salariales, retornos de activos, preferencias por ocio, supervivencia, fertilidad y divorcio.

Con los datos del 2004 simulan el comportamiento de las personas el 2006 (comparación dentro de la muestra), encontrando que el modelo subestima la participación laboral de hombres (destacando la diferencia de -11,6 puntos porcentuales (pp) en el caso de hombres casados) y de mujeres solteras (diferencia de 7,5 pp) y sobreestima la de mujeres casadas (Tabla N°1). Respecto a la participación en el sector formal, el modelo sobreestima la de hombres (destacando la diferencia de 24,5 pp en el caso de hombres solteros), y subestima la de mujeres. La distribución de ingreso es menor en el modelo para hombres casados y mujeres y es mayor para hombres solteros. En el modelo se subestiman los activos en todos los grupos analizados.

Tabla N°1: Ajuste del modelo el 2006 (dentro de la muestra).

Variables		Hombres casados	Mujeres casadas	Hombres solteros	Mujeres solteras
Participación laboral	Modelo	62,7%	39,4%	62,9%	51,0%
	Datos	74,3%	36,0%	66,8%	58,5%
	Diferencia	-11,6%	3,4%	-3,9%	-7,5%
Participación en el mercado formal	Modelo	67,9%	47,7%	74,2%	50,4%
	Datos	65,8%	50,0%	49,7%	52,7%
	Diferencia	2,1%	-2,3%	24,5%	-2,3%
Ingresos anuales	Modelo	3,3	1,8	2,8	2,0
	Datos	3,6	2,6	2,3	2,5
	Diferencia	-0,3	-0,8	0,5	-0,5
Activos	Modelo	7,5		3,1	4,8
	Datos	14,2		11,4	11,7
	Diferencia	-6,7		-8,3	-6,9

Fuente: Elaboración propia en base a Joubert y Todd (2011).

La comparación entre el modelo y datos del 2009 (proyección fuera de muestra) se realiza para los cambios en las variables entre el 2006 y 2009 (Tabla N°2).

Tabla N°2: Ajuste del modelo el 2009 (proyección fuera de la muestra). Los datos corresponden a la diferencia entre los valores de las variables el 2009 versus el 2006.

Variables		Hombres casados	Mujeres casadas	Hombres solteros	Mujeres solteras
Participación laboral	Modelo	-5,4%	-2,3%	-9,5%	-15,5%
	Datos	-1,0%	1,8%	-2,1%	-3,7%
	Diferencia	-4,4%	-4,1%	-7,4%	-11,8%
Participación en el mercado formal	Modelo	-14,3%	0,2%	-3,7%	4,2%
	Datos	-1,6%	0,5%	-0,4%	3,3%
	Diferencia	-12,7%	-0,3%	-3,3%	0,9%
Ingresos anuales	Modelo	-0,4	0,0	0,0	0,1
	Datos	0,0	0,0	0,0	0,0
	Diferencia	-0,4	0,0	0,0	0,1
Activos	Modelo	-0,5		-1,6	-2,0
	Datos	2,2		9,6	11,1
	Diferencia	-2,7		-11,2	-13,1

Fuente: Elaboración propia en base a Joubert y Todd (2011).

El modelo predice caídas en la participación laboral para los 4 grupos analizados, a diferencia de los datos, donde esta participación aumenta para las mujeres. En relación con la participación en el mercado formal, el modelo predice cualitativamente los mismos cambios que en los datos (aumenta en las mujeres y disminuye en los hombres). Los cambios observados en los ingresos no son sustantivos al comparar el 2006 con el 2009, lo que también predice el modelo. Por último, los activos

aumentan en los datos tanto para el hogar donde sus miembros se encuentran casados como para individuos solteros, aunque el modelo proyecta disminuciones.

En resumen, el estudio documenta que la reforma previsional del 2008 aumenta significativamente la pensión de las mujeres y en menor grado la de los hombres, reduciendo los niveles de pobreza de las personas en edad de jubilación. Muestran que existe un desincentivo a trabajar en el sector formal luego de los 50 años, con la consecuente caída en la densidad de cotizaciones. Este efecto es más fuerte en el grupo más cercano a la edad de jubilación, correspondiente a personas entre 60 y 64 años. Una limitación del estudio radica en el supuesto de ajuste en las decisiones óptimas de los individuos inmediatamente luego de la reforma, situación que en la realidad debería tomar tiempo en realizarse. Adicionalmente, el modelo sobreestima las caídas en la participación laboral. También predice caídas en cativos siendo que estos aumentaron entre 2006 y 2009.

2.1.4. Encina (2013)

El objetivo del estudio es investigar los efectos de la reforma previsional del 2008 sobre las decisiones de participación laboral e ingreso per cápita de las personas, utilizando una estrategia de estimación de diferencias en diferencias con *matching*, donde el grupo tratado corresponde a quienes reciben la Pensión Asistencial (PASIS) o la Pensión Básica Solidaria de Vejez (PBSV), y que es comparado con un grupo de características socioeconómicas lo más similar posible, y que es elegible para recibir estos beneficios, pero que no lo reciben.

Sus principales resultados muestran que las personas elegibles para los beneficios de la reforma previsional del 2008 reducen sus meses trabajados en 8 puntos porcentuales (pp), aumentan sus meses de inactividad en 6 pp, disminuyen sus meses de contribución previsional en 18 pp y poseen un ingreso per cápita que es 34 dólares mensuales mayor que el del grupo de comparación, lo que es una cifra pequeña en comparación al ingreso per cápita promedio en los datos, igual a 40.839 dólares.

En cuanto a los datos, la autora utiliza información de la Encuesta de Protección Social (EPS) de los años 2006 y 2009 y separa a los individuos en tratados (quienes son mayores de 65 años, pertenecen al 40% más pobre del país, reciben la PASIS o la PSBV y no reciben otro tipo de pensión) y en no tratados (grupo de control, que son elegibles para la PBSV pero no la reciben). La probabilidad de pertenecer al grupo de tratados (conocida como *propensity score*) la estima mediante un modelo logístico que posee la siguiente forma funcional:

$$\begin{aligned}
 Pr(\text{Participar}) &= \beta_0 + \beta_1 \text{Jefe} + \beta_2 \text{Género} + \beta_3 \text{Hogar} + \beta_4 \text{Escolaridad} \\
 &+ \beta_5 \text{Edad} + \beta_6 \text{Miembros} + \beta_7 \text{Expectativa de vida} \\
 &+ \beta_8 \text{Independiente} + \beta_9 \text{Escolaridad}^2 + \beta_{10} \text{Edad}^2 \\
 &+ \beta_{11} \text{Miembros en el hogar} + \beta_{12} \text{Elegible} + \varepsilon
 \end{aligned} \tag{10}$$

donde *Jefe* es igual a uno para el jefe de hogar y cero en caso contrario; *Género* es igual a uno para hombres y cero para mujeres; *Hogar* es una variable discreta que va desde un valor igual a uno para la mejor calidad del hogar hasta un valor igual a 7 para el hogar de peor calidad; *Miembros* es igual a uno si hubo por lo menos una cotización hacia la cuenta de ahorro previsional durante la vida laboral de la persona y cero en caso contrario; *Independiente* es igual a uno para trabajadores independientes y cero en caso contrario; *Elegible* es igual a uno si es que se cumplen las 4 condiciones de elegibilidad (mayores de 65 años, dentro del 40% más pobre, que reciben PASIS o PSBV y que no reciben otro tipo de pensión) y cero en caso contrario; y *Escolaridad*, *Edad*, *Miembros en el hogar* y *Expectativa de vida* son variables continuas.

En resumen, el estudio muestra mediante una estrategia de diferencias en diferencias con *matching*, que hace el grupo sujeto a la política lo más comparable posible al grupo de control, que la reforma previsional del 2008 aumentó el ingreso per cápita en una magnitud modesta y que redujo los incentivos al trabajo a través de una caída en los meses de ocupación y en la densidad de cotizaciones y de un aumento en los meses de inactividad. Entre las limitaciones del trabajo se encuentran que las estimaciones se basan en una muestra pequeña (58 personas en el grupo tratado y 115 en el grupo de control) y no se realiza un análisis de los resultados considerando diferencias por género.

2.1.5. Otero (2014)

El objetivo del estudio es analizar el efecto de la reforma previsional del 2008 sobre la participación laboral formal. Para ello, utiliza dos estrategias empíricas. Primero, estima decisiones laborales a lo largo del ciclo de vida y con esa información proyecta la riqueza previsional esperada y la *accrual rate*, o tasa de acumulación, definida como el aumento en la riqueza previsional esperada debido a trabajar un año adicional en la fecha t . Luego, con estas dos variables determina el impacto de la reforma sobre la probabilidad de empleo formal. Esta parte sigue las mismas especificaciones que Attanasio et al. (2011), donde la identificación viene dada por las diferencias entre grupos sujetos a la reforma. En una segunda parte, estima un modelo estructural dinámico de consumo, trabajo y ahorro, motivado por la idea de que esta formulación captura los cambios inducidos por la reforma previsional sobre el comportamiento de las personas a lo largo del ciclo de vida.

Sus principales resultados muestran que la reforma previsional reduce la participación laboral, a través de una mayor riqueza previsional (que también implica mayores pensiones, aumento que en las mujeres es un 56% mayor que en los hombres) y de una menor *accrual rate*. Respecto a los incentivos a cotizar, el autor documenta una reducción en la participación laboral formal de 4,1% en personas mayores de 40 años, y de 3,2% y 2,8% en mujeres y hombres entre 56 y 65 años, respectivamente.

En cuanto a los datos, utiliza la Encuesta de Protección Social (EPS) de los años 2004, 2006 y 2009, empalmados con información administrativa de la Superintendencia de Pensiones (sobre ingresos mensuales, contribuciones, comisiones y ahorros previsionales acumulados hasta el 2009). La elegibilidad la determina usando información auto reportada en la EPS sobre el puntaje de la Ficha

de Protección Social (FPS) y en caso de no tener dicha información, estima el puntaje del Instrumento de Focalización Previsional (ITF) mediante una ecuación basada en los ingresos auto reportados. En el modelamiento de la segunda parte del trabajo, que corresponde a un modelo estructural de oferta laboral, consumo y ahorro, separa la modelación de personas solteras versus un hogar con personas casadas (donde también incluye un parámetro de poder de negociación dentro del hogar, el cual estima que disminuye posterior a la reforma a 0,61, aumentando el poder de negociación de las mujeres en 0,3 puntos porcentuales). Dentro del modelo, simula decisiones que inciden en el ahorro previsional: probabilidad de divorcio, probabilidad de tener hijos y si la persona recibe pensión de discapacidad. Mediante el Método Simulado de Momentos estima 10 parámetros en base a 186 momentos desde los datos.

El autor encuentra que debido a la reforma del 2008 la participación en el mercado laboral formal cae un 4,2% en trabajadores mayores de 40 años (esta caída era 4,1% en la estimación de la primera parte, correspondiente a un sistema de ecuaciones de decisiones laborales). Diferenciando por género, esta caída es de 6,4% en mujeres y 3,3% en hombres entre 41 y 65 años. Al comparar los resultados del modelo reducido versus el modelo dinámico estructural, encuentra que, en este último, la participación laboral formal cae menos en mujeres y más en hombres, dado que las primeras poseen un mayor poder de negociación dentro del hogar, el cual es considerado de forma explícita.

En resumen, el estudio analiza el impacto de la reforma previsional del 2008 sobre la participación laboral, combinando dos tipos de estimaciones, una de sistema de ecuaciones (similar a Attanasio et al., 2011) y otra de modelo estructural de decisiones de consumo, laborales y de ahorro (similar a Joubert y Todd, 2011). Esta última metodología captura la forma en que las personas ajustan sus decisiones a lo largo del ciclo de vida en respuesta a los cambios de la reforma y además considera de forma explícita el poder de negociación de la pareja dentro del hogar. Estas consideraciones conducen a que mujeres y los más jóvenes reducen menos su participación laboral formal y que personas más cercanas a la edad de jubilación la reducen más. Las dos metodologías muestran que la participación laboral formal cae entre 4,1% y 4,2% producto de la reforma previsional, con un efecto mayor sobre las mujeres.

2.1.6. Joubert (2015)

El objetivo del estudio es analizar empíricamente el impacto sobre costo fiscal y bienestar de las personas en el diseño de un sistema previsional en el caso chileno. Para ello, considera un modelo estructural dinámico que captura la oferta laboral, las decisiones sobre formalidad e informalidad y de ahorros y donde realiza modificaciones en los parámetros de política asociados al “factor de ajuste”, que corresponde al impuesto implícito sobre el ahorro previsional para personas que reciben el Aporte Previsional Solidario de Vejez (APSV) y que corresponde al ratio entre el monto de la Pensión Básica Solidaria de Vejez (PBSV) y la Pensión Máxima con Aporte Solidario (PMAS).

Entre sus principales resultados, el autor encuentra que, un menor factor de ajuste hace más atractivo el ahorro previsional, aumentando el empleo formal, pero implicando que más personas reciben beneficios previsionales con cargo estatal, lo que requiere de un mayor impuesto al trabajo, con una consecuente caída en el empleo formal. Con todo, el factor de ajuste tiene una forma de U invertida sobre la recaudación impositiva. El autor muestra que un factor de ajuste igual a 30%, vigente en régimen después de la reforma del 2008 y hasta la transición hacia la Pensión Garantizada Universal (PGU), es el que maximiza la recaudación impositiva, y un factor igual a 60% es el que minimiza el costo versus recaudación. Cambios desde 0% a 60% en el factor de ajuste implican una disminución en la densidad de contribución previsional desde 73,9% a 73,4% y desde 23,3% a 23,2% para mujeres y hombres.

En cuanto a los datos, el autor utiliza información de la Encuesta de Previsional Social (EPS) de los años 2004 y 2006 empalmada con datos sobre ahorros previsionales de la Superintendencia de Pensiones. La estimación se realiza mediante un modelo estructural dinámico que considera los siguientes componentes:

- a) Utilidad conjunta del matrimonio, que decide consumo conjunto, y de manera independiente sus elecciones sobre trabajo formal, informal o inactividad.
- b) Las personas están sujetas a una probabilidad de sobrevivencia, de recibir una oferta laboral (que depende de la escolaridad, experiencia en cada sector -informal o formal- y de la cohorte del esposo), del monto del salario ofertado (que depende de la cohorte de nacimiento, experiencia en ambos sectores, edad, género, sector y shocks específicos de cada sector).
- c) Existen costos de transición desde informalidad a formalidad y desde la inactividad al empleo.
- d) Los ingresos pagan impuestos progresivos, los ahorros previsionales rentan cada período de acuerdo a una tasa que varía de forma estocástica, y los ahorros previsionales rentan una tasa libre de riesgo.

El modelo es estimado mediante Método Simulado de Momentos, considerando 953 momentos para estimar 75 parámetros. Cualitativamente, el modelo ajusta de forma adecuada el aumento de la informalidad con la edad, las proporciones de distintos tipos de empleo dentro del hogar, y la distribución de ahorros e ingresos.

En resumen, el estudio muestra ejercicios de simulación donde un menor factor de ajuste (que se relaciona con el impuesto implícito sobre los ahorros previsionales) aumenta los incentivos a recibir aporte previsional con financiamiento fiscal y por ende aumenta la participación laboral y el número de personas que recibe este beneficio. Sin embargo, lo anterior significa un aumento en la tasa de impuesto al trabajo, aunque aumenta el número de personas que paga impuestos. Mediante simulaciones donde las personas ajustan sus decisiones laborales en base a los beneficios recibidos e impuestos pagados, si es que el factor de ajuste actual de 30% se aumenta a 60% se asocia a una reducción en el costo fiscal de un 23%. Las simulaciones podrían mejorarse en una serie de aspectos: se podría considerar, además de hogares con ambos integrantes casados, a los hogares con mujeres y hombres solteros; se podría incluir poder de negociación dentro del hogar; se puede extender las

simulaciones más allá de cambios en el factor de ajuste, por ejemplo, capturando modificaciones sobre el nivel de las pensiones no contributivas.

2.1.7. Wong (2017)

El objetivo del estudio es analizar el efecto de la reforma previsional del 2008 sobre la participación laboral formal de grupos que están expuestos de distinta manera al impuesto implícito sobre el ahorro previsional: un primer grupo donde este impuesto aumentó debido a la reforma y un segundo grupo donde este impuesto disminuyó, dependiendo de los ahorros previsionales y la pensión final recibida.

Sus principales resultados muestran que quienes están sujetos al impuesto implícito sobre el ahorro previsional del 29,4% asociado a la regla del Aporte Previsional Solidario de Vejez (APSV) y que antes no estaban sujetos a este impuesto, redujeron su participación laboral formal en 2,9%. Esta reducción es de 6,0% si es que declararon haber escuchado sobre la reforma, de 6,5% para los menores de 30 años, y de 5,5% para quienes tienen entre 55 y 59 años. Por otro lado, quienes pasaron desde un 100% de impuesto implícito sobre el ahorro previsional (elegibles para la Pensión Asistencial (PASIS) pero cuyos ahorros previsionales no les permitían obtener una pensión autofinanciada mayor que la Pensión Mínima Garantizada (PMG)) a una situación donde el impuesto implícito previsional que enfrentan es del 29,4% (que reciben el APSV), aumentaron su participación laboral formal en 8,1%, aunque este coeficiente no es estadísticamente significativo al 5%, lo que se explica por el pequeño tamaño muestral considerado dentro de este ejercicio.

En cuanto a los datos, el autor utiliza información de la Encuesta de Protección Social (EPS) de los años 2006 y 2009, empalmada con datos de la Superintendencia de Pensiones. En cuanto a la metodología de estimación, considera un primer grupo de tratamiento que debería enfrentar un impuesto implícito sobre el ahorro previsional igual a cero antes de la reforma e igual a 29,4% posterior a la reforma, y que corresponde a quienes satisfacen: (1) contar con cuentas de ahorro previsional individual para así ser elegibles al APSV; (2) haber trabajado menos de 20 años en el sector formal, por lo que no son elegibles para la PMG; (3) tener una pensión esperada bajo la PMAS; y (4) estar dentro del 60% más pobre según la Ficha de Protección Social (FPS). Dado que el autor no posee información para toda la muestra de la FPS, estima este puntaje mediante la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} \text{Puntaje FPS}_i &= \alpha + \beta \text{Edad}_i + \gamma \text{Salario}_i + \delta \text{Consumo}_i + \eta \text{Salud}_i \\ &+ \zeta \text{Educación}_i + \xi \text{Balance en la cuenta de ahorro previsional}_i \\ &+ v_i \end{aligned} \quad (11)$$

Dado lo anterior, el autor estima un modelo de diferencias en diferencias:

$$Y_{it} = \alpha + \lambda \text{Posterior}_{it} + \gamma (\text{Tratado}_i * \text{Posterior}_{it}) + c_i + \eta_{it} \quad (12)$$

donde Y_{it} es igual a uno si es que el individuo se encuentra trabajando en el sector formal y cero en caso contrario; $Tratado_{it}$ es igual a uno si se encuentra dentro del 60% más pobre según el puntaje de la FPS; y $Posterior_{it}$ es igual a uno si el dato es observado el año 2009 y cero si lo es el año 2006. En un segundo grupo de tratamiento, analiza a las personas que enfrentan una reducción en el impuesto implícito al ahorro previsional desde 100% a 29,4% luego de la reforma, y que corresponde a quienes poseen más de 20 años de contribuciones previsionales y están debajo de la PMAS. Anterior a la reforma, este grupo recibiría la PMG, y posterior a la reforma, recibiría potencialmente el APSV.

En resumen, el autor analiza el efecto de la reforma previsional del 2008 sobre la participación laboral mediante una estrategia de diferencias en diferencias enfocada en grupos de la población que se enfrentan a distintos incentivos sobre el ahorro previsional. Por un lado, encuentra que quienes luego de la reforma son sujetos a un mayor impuesto implícito sobre el ahorro previsional (cambio desde 0% a 29,4%) reducen su participación laboral en un 2,9%. En cambio, si su impuesto implícito se reduce (desde 100% a 29,4%), encuentra que la participación laboral aumenta en un 8,1%, aunque dado el pequeño número de datos considerado en este caso, resulta ser un efecto no significativo estadísticamente. Como limitaciones del estudio, se encuentra que debe imputar el puntaje de la FPS para quienes no reportan ese dato en la EPS, asume que todos quienes tengan ahorro previsional recibirían el APSV, imponiendo que los pensionados conocen si lo recibirán solo al momento de pensionarse, y supone que el 2009 el factor de ajuste es 29,4% siendo que fue de 85,7% (\$60.000/\$70.000) y que la cobertura de la reforma previsional ese año era para el 60% más pobre, siendo que lo fue para el 40% más pobre.

2.1.8. López García y Otero (2017)

El objetivo del estudio es analizar el impacto de la reforma implementada al sistema previsional el 2008 sobre la participación laboral, informalidad y el bienestar de las personas (medido como gastos en bienes básicos, salud mental, uso y gasto en servicios médicos y auto reporte sobre el bienestar de las personas).

Sus principales resultados muestran que un aumento de \$100 mil en la riqueza previsional de jefes de hogar mayores de 55 años impacta positivamente en los gastos en comida, ayuda doméstica, cuentas básicas y ropa, no tiene impacto sobre la práctica de un deporte o en el consumo de alcohol, reduce en poca magnitud los gastos en salud, y se asocia en general a una mayor auto percepción de buena salud.

Respecto a los incentivos a cotizar, los autores documentan que un aumento en la riqueza previsional esperada de \$100 mil no tiene impacto sobre la participación laboral de hombres ni sobre la probabilidad de trabajar en el sector formal (entendido como trabajo formal donde se haya contribuido al sistema previsional al menos 6 de los últimos 12 meses) y reduce la participación laboral de las mujeres en 3,0% y su participación en el sector formal en 3,9%. Los autores encuentran que tanto la participación laboral como la participación en el mercado formal aumentan con la *accrual rate*, o tasa de acumulación, definida como el aumento en la riqueza previsional esperada

debido a trabajar un año adicional en la fecha t , y en particular para trabajadores de mayor edad, lo que se observa tanto para hombres como para mujeres.

En cuanto a los datos, los autores utilizan la Encuesta de Protección Social (EPS) de los años 2004, 2006, 2009 y 2012, empalmada con datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones. El modelo de estimación se basa en el cálculo de la riqueza previsional esperada y de la *accrual rate*. Estas dos variables las obtienen después de estimar un sistema de ecuaciones sobre las decisiones laborales de las personas a lo largo de su ciclo de vida, para lo cual los autores adoptan la metodología utilizada por Attanasio et al. (2011).

En resumen, los autores analizan el impacto de mayores pensiones esperadas gracias a la reforma previsional del 2008, sobre variables más allá de la participación laboral, como el bienestar de las personas, encontrando efectos modestos sobre la auto percepción de una buena salud y en los gastos en salud, sin diferencias importantes por género. Respecto a la participación laboral, no encuentran efectos importantes sobre la participación laboral masculina, pero sí reducciones en la participación laboral femenina y en su formalidad en respuesta a una mayor riqueza previsional esperada. Entre sus limitaciones se encuentra que necesita proyectar salarios y contribuciones basadas en las estimaciones de un sistema de ecuaciones, dado que no disponen de datos efectivamente materializados para un intervalo amplio de tiempo más allá de las fechas donde se levantó la EPS, utiliza puntajes de la FPS auto reportados o del Instrumento de Focalización Previsional imputados a partir de ingresos auto reportados, y que no consideran las respuestas en el comportamiento de las personas producto de la reforma previsional.

2.1.9. Bravo, Hughes y Órdenes (2019)

El objetivo del estudio es analizar el desempeño del sistema de pensiones solidarias a 10 años de su implementación. Para ello, realizan una descripción de la historia detrás de la reforma previsional, de las responsabilidades y roles de las instituciones relacionadas con este sistema, de los cambios legales en sus parámetros, de los principales estudios que han analizado los incentivos laborales y al ahorro, de los costos fiscales asociados y de la forma en que se han focalizado los beneficios previsionales.

Sus principales resultados se pueden clasificar en tres grupos. Un primer grupo, que corresponde a la descripción del sistema previsional; un segundo, que abarca los incentivos al trabajo, al ahorro y al efecto que tiene la alfabetización financiera; y un tercero, que dice relación con la descripción de los resultados detrás de la Encuesta de Calidad de Vida del Adulto Mayor (ENCAVIDAM). En esta revisión se pondrá foco en el efecto de la educación financiera y en el análisis de la ENCAVIDAM.

Respecto a la educación previsional, los autores mencionan que “este aspecto no parece haber sido considerado adecuadamente hasta la fecha”. Mencionan el trabajo de Landerretche y Martínez (2011), que vinculan la educación financiera con la probabilidad que un individuo ahorre, y el trabajo de Behrman, Mitchell, Soo y Bravo (2012), que muestran que la educación financiera es más importante que la educación para explicar la variación en la riqueza de los hogares y las cotizaciones.

Respecto a los resultados de la ENCAVIDAM, encuesta levantada el año 2017 partiendo desde una submuestra de la Encuesta de Protección Social (EPS), muestran que en la población de 65 años y más, un 57% son beneficiarios del Pilar Solidario, un 24% tiene carácter de pensionado y un 19% no tiene pensión. Comparan esta encuesta con la CASEN 2017, evidenciando que esta última subestima la población de 65 años y más, y que es beneficiaria del Pilar Solidario, en casi 10 puntos porcentuales. Muestran que dentro de la población de 65 años y más, las mujeres son beneficiarias del sistema previsional social en un 64,4% y los hombres en un 48,4% de los casos. Estas proporciones son mayores para el grupo de 70 años y más y para quienes poseen menor nivel educacional. También presentan que, en promedio, un 42,8% de los ingresos mensuales de los beneficiarios corresponde a los beneficios del sistema previsional de pensiones y que para un 10% representa su única fuente de ingreso. Mediante un análisis contrafactual donde simulan las pensiones sin el pilar solidario, encuentran que, para la población beneficiaria a la fecha del estudio, sus ingresos aumentaron en promedio un 39,6% para los hombres y en un 40,8% para las mujeres. El mismo ejercicio, considerando el ingreso del hogar, representa un incremento del 10,2%. Respecto a la pobreza, encuentran que la tasa de pobreza de los beneficiarios del sistema previsional solidario fue de 4,4% según la ENCAVIDAM y 4,0% según la CASEN 2017. Los autores muestran que esta tasa hubiese sido del 6% en ausencia del sistema previsional.

En resumen, este estudio posee una serie de objetivos relacionados con describir el desempeño del sistema de pensiones solidarias a 10 años de su implementación. Entre sus resultados, destaca el análisis realizado en base a la encuesta ENCAVIDAM, donde muestran que los ingresos individuales y del hogar aumentan gracias a la implementación de la reforma previsional, al igual que se reduce la tasa de pobreza de las personas beneficiarias de la reforma previsional del 2008.

2.1.10. Buccioli, Manfrè y Gimenez (2020)

El estudio tiene por objetivo analizar los efectos de la reforma previsional del 2008 sobre variables financieras como activos y deuda, considerando diferencias por género. Para ello, consideran una estrategia de estimación mediante diferencias en diferencias, donde el grupo bajo análisis son personas mayores de 65 años, dentro del 40% más pobre, que no poseen otro tipo de pensión y que son observados con posterioridad a la reforma.

Sus principales resultados muestran que el grupo tratado (quienes recibieron la Pensión Básica Solidaria de Vejez, PSBV) tiene una probabilidad de mantener deuda que es un 16,9% menor al grupo de control (compuesto por quienes podrían haber recibido PSBV pero no lo hicieron), y que en caso de mantener deuda, su monto es un 86,3% menor en comparación al grupo de control. Analizando nuevamente al grupo tratado, pero agregando además que sea observado con posterioridad a la reforma previsional, se tiene que poseen deuda con una probabilidad un 6% mayor en comparación al grupo de control; mientras que el monto de esta deuda es un 31% mayor en este grupo en comparación al grupo de control. Relativo a la mantención de activos, los autores no encuentran que quienes reciben la PSBV posterior a la reforma tengan mayor probabilidad de mantenerlos, o que en

caso de hacerlo, sea en un monto mayor. En cambio, condicionando además a que sean observados después de la reforma previsional, quienes reciben PSBV sí mantienen más deuda relativo a activos, con una probabilidad 6% mayor y con un ratio deuda sobre activos que aumenta un 33%. Respecto a las diferencias por género, encuentran que las mujeres elegibles para recibir la PBSV, poseen más deuda, con un crecimiento relativo a la situación previa a la reforma de 138%; también encuentran en este grupo disminuye su tenencia de activos en un 81%.

En cuanto a los datos, los autores utilizan la Encuesta de Protección Social (EPS) de los años 2006 y 2009. La metodología de estimación considera diferencias en diferencias para medir el impacto de la reforma en variables financieras de stocks (margen extensivo, dummy igual a uno si es que la persona mantiene alguno de los siguientes activos: crédito bancario, tarjetas de crédito, tarjetas de crédito de tiendas comerciales, créditos de consumo, préstamos estudiantes o deudas sociales o privadas, y que es igual a cero en caso contrario) y acumulación (margen intensivo, que equivale a la cantidad en dólares de dichos instrumentos de deuda financieros). Además, consideran la variable “Más deuda” si es que la deuda mantenida supera a los activos financieros y la variable “Ratio de deuda” como el ratio entre deuda sobre activos financieros. Dado que poseen información relativa al puntaje de la Ficha de Protección Social (FPS) solo para el 12% de la muestra, estiman este puntaje para quienes no poseen esta información mediante un modelo Tobit (para considerar que los valores son siempre positivos) que sigue la siguiente ecuación:

$$FPS_i = \beta_0 + \beta_1 Edad_i + \beta_2 Tamaño\ del\ Hogar_i + \beta_3 Salud_i + \beta_4 Ingreso_i + \beta_5 Educación_i + \varepsilon_i \quad (13)$$

Por otro lado, la regresión de diferencias en diferencias es:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Tratamiento_{it} + \beta_2 Después_{it} + \beta_3 Tratamiento_{it} * Después_{it} + X_{it}\beta_4 + \varepsilon_i \quad (14)$$

donde $Tratamiento_{it}$ es igual a uno si el individuo recibió la PBSV el 2009 y cero en caso contrario, $Después_{it}$ es igual a uno si el dato es observado el 2009 y cero en caso contrario, y X_{it} considera un set de controles sociodemográficos (edad, género, educación, estado civil, ocupación, ingreso, salud y propiedad del hogar).

En resumen, los autores encuentran que quienes recibieron la PBSV aumentaron su deuda proporcionalmente más que sus activos. Considerando diferencias por género, encuentran que las mujeres aumentan su deuda y su ratio de deuda sobre activos significativamente más que los hombres. Como limitaciones del estudio, los autores mencionan que no analizan tendencias en los efectos posterior al 2009 y que deben estimar el puntaje de la FPS para individuos que no reportan dicho puntaje.

2.1.11. Joubert y Todd (2022)

El objetivo del estudio es analizar cómo el diseño actual del sistema previsional chileno y cambios contrafactuales afectan las decisiones económicas de las personas, sus beneficios previsionales, y los costos del programa.

Sus principales resultados muestran que la participación laboral de hombres y mujeres disminuye en edades cercanas a la jubilación y que aumenta en personas más jóvenes. Hombres con poca educación aumentan su oferta laboral, efecto que disminuye a medida que aumenta su educación. La oferta laboral de mujeres disminuye para quienes poseen menor educación. Respecto a estado civil, la oferta laboral aumenta en hombres solteros y cae en hombres casados. Los autores mencionan que los impactos en la oferta laboral se concentran entre quienes eran más sujetos a calificar para el sistema previsional antiguo (previo a 2008). Dado que el nuevo sistema es menos distorsionador y posee mayores beneficios, el efecto riqueza domina particularmente en edades mayores, quienes reducen su oferta laboral. Respecto a los niveles de pensiones, encuentran que la brecha de género se reduce, especialmente en mujeres con menores niveles de educación (que trabajan más), menor experiencia en el sector formal (más jóvenes) y cuando tienen hijos (puesto que reciben un bono previsional por cada hijo).

En cuanto a los datos, los autores utilizan las Encuestas de Protección Social (EPS) de los años 2004 y 2006, empalmadas con datos administrativos de balances y contribuciones previsionales de la Superintendencia de Pensiones e información de los retornos de las AFPs. Con estos datos, estiman un modelo estructural dinámico que considera los mismos componentes que Joubert y Todd (2011), descritos en la sección 2.1.3 de este documento. En esta nueva versión del modelo, existen 4 (en vez de 2) tipos de heterogeneidad respecto a la utilidad del ocio, que considera también diferencias por género; existen además 4 tipos de beneficios (o costos) no pecuniarios de trabajar en el sector informal, separados también por género; y por último, se aumentan los tipos de heterogeneidad en las ofertas salariales de los distintos sectores desde 2 a 4, las cuales también difieren por género. Respecto al ajuste del modelo, al igual que en Joubert y Todd (2011), éste se ajusta adecuadamente a los patrones básicos de las distribuciones, aunque subestima los activos e ingresos más altos.

En resumen, el estudio considera un modelo de elección discreta de oferta laboral, ahorros previsionales y no previsionales, y jubilación para analizar el impacto de la reforma previsional del 2008. Los autores muestran que la reforma redujo la brecha de género respecto al monto de las pensiones, en especial, en el caso de mujeres con menor educación, menos experiencia laboral en el sector formal y que tienen hijos. Los hombres entre 50 y 59 años aumentan su oferta laboral, no así mujeres de este grupo etario. Tanto hombres como mujeres que se encuentran cerca de la edad de jubilación reducen su participación laboral. Entre sus limitaciones, se encuentra que el modelo considera un ajuste inmediato en las decisiones de las personas luego de la reforma, lo que en la práctica no debiese ser inmediato.

2.1.12. Sabat (2022)

El objetivo del estudio es analizar los efectos de la reforma previsional del 2008 sobre los incentivos en la participación laboral formal mediante una estrategia de diferencias en diferencias con discontinuidades en la regla de beneficios. Los grupos analizados se basan en sus ingresos promedio relativo a la línea de pobreza y en los meses cotizados antes de la reforma.

El autor muestra que personas de menores ingresos, y por ende, que son más probables de recibir la Pensión Básica Solidaria de Vejez (PSBV) poseen una menor probabilidad de realizar cotizaciones previsionales (-0,108). Este efecto también es negativo, pero menor (-0,015), en el caso de personas pertenecientes al grupo de ingreso medio, y es mayor en personas más jóvenes (-0,180) y en mujeres trabajadoras que pertenecen al tercil de menor ingreso (-0,146, en comparación a -0,071 en el caso de hombres). De la misma forma, considerando una prueba de robustez, donde la variable bajo análisis corresponde a la fracción de meses contribuidos al sistema previsional antes del 2007, encuentra que personas de menor ingreso contribuyen menos (-0,104) y que este efecto es mayor en trabajadores más jóvenes (-0,184). Las diferencias en diferencias dinámicas muestran que la reducción en la probabilidad de contribuir ocurre luego de los dos primeros años de la reforma y que este efecto parece ser permanente. Respecto a los trabajadores que poseen ingresos justo debajo del salario mínimo, encuentra que posterior a la reforma este grupo reduce en 6 horas su trabajo semanal.

En cuanto a los datos, el autor utiliza una muestra representativa de los datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones desde noviembre 1981 hasta diciembre 2017. Considerando esta información, estima el siguiente modelo:

$$Cont_{i,t} = \beta_0 + \beta_l Post_{i,t} G_{1,i} + \beta_m Post_{i,t} G_{2,i} + G_{1,i} + G_{2,i} + Post_{i,t} + Edad_{i,t} + Edad_{i,t}^2 + \theta_i + \xi_{i,t} \quad (15)$$

donde $Cont_{i,t}$ es una variable dummy que identifica si el individuo i contribuyó al sistema previsional en la fecha t ; $Post_{i,t}$ es una variable igual a uno si el trabajador es observado después de junio 2008 y cero si fue observado antes de la reforma (ventana de un año antes de junio 2008); y $G_{1,i}$ y $G_{2,i}$ son variables dummy que identifican si el trabajador se encuentra dentro del primer o segundo tercil basado en la distribución de ingresos promedio o basado en la fracción de meses contribuidos al sistema previsional durante el periodo previo al 2007. En una segunda estrategia de estimación, utiliza cambios exógenos experimentados en el sistema FONASA, separando a los individuos de acuerdo a su ingreso relativo al salario mínimo. Para ello, estima:

$$Cont_{i,t}^S = \beta_0 + \beta_1 Post_{i,t} ymw_{i,t} + \beta_2 Post_{i,t} hymw_{i,t} + \beta_3 Post_{i,t} mti_{i,t} + \beta_4 Post_{i,t} hi_{i,t} + ymw_{i,t} + hymw_{i,t} + hi_{i,t} + Post_{i,t} + Edad_{i,t} + Edad_{i,t}^2 + Género_{i,t} + Baja\ educación_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (16)$$

donde $Cont_{i,t}^S$ es una variable dummy que identifica si el individuo i contribuyó al sistema de pensión en el tiempo t ; $ymw_{i,t}$ mide la diferencia absoluta entre el ingreso auto reportado y el ingreso mínimo, medido como porcentaje del salario mínimo y para trabajadores bajo el salario mínimo y cero en caso contrario; $hymw_{i,t}$ es la diferencia absoluta entre el ingreso auto reportado y el ingreso mínimo pero para trabajadores con un ingreso auto reportado entre el salario mínimo y 1,46 veces este salario; $mti_{i,t}$ es la diferencia absoluta entre el ingreso auto reportado y el ingreso mínimo para trabajadores con un ingreso auto reportado entre 1,46 veces el salario mínimo y el techo del ingreso imponible y cero en caso contrario; y $hi_{i,t}$ es la diferencia absoluta entre el ingreso auto reportado y el ingreso mínimo para trabajadores con un ingreso auto reportado sobre el techo del ingreso imponible y cero en caso contrario. Estas variables se justifican por el hecho que el plan de seguro de salud público cobra: i) cero copago para gastos en salud para trabajadores con ingresos bajo el salario mínimo; ii) un copago del 10% cuando el ingreso está por debajo de 1,46 veces el salario mínimo; y iii) un copago del 20% cuando el ingreso está sobre 1,46 veces el salario mínimo.

En resumen, el estudio muestra que trabajadores más propensos a recibir la PBSV disminuyen sus cotizaciones previsionales, con un efecto que es mayor en el caso de mujeres y en personas más jóvenes. También encuentra que existe una reducción en las horas trabajadas en personas que poseen un ingreso bajo el mínimo legal. Una limitación del estudio es que la muestra de datos es una muestra representativa y no está empalmada con información que pueda enriquecer las variables consideradas en la estimación. También, que utilizar la identificación de grupos más pobres relacionada con terciles de ingreso o tener un ingreso bajo el salario mínimo efectivamente se asocia a una mayor probabilidad de recibir PSBV pero no implica que el grupo de comparación sea el más adecuado.

2.1.13. Juárez (2010)

Este estudio tiene por objetivo analizar el impacto sobre la oferta laboral y el uso del tiempo en respuesta a los beneficios destinados a personas pobres de 70 años y más (Pensión Alimentaria para Adultos Mayores) en la ciudad de México, donde a partir del 2001 se entregó una transferencia a este grupo de personas, con un monto cercano a 70 dólares (equivalente a un 30% del ingreso promedio mensual).

Sus principales resultados muestran que no hay un efecto significativo sobre el uso del tiempo para las personas elegibles (pobres, mayores de 70 años y que viven en el Distrito Federal), excepto por una menor participación en las labores del hogar en mujeres que viven con un potencial beneficiario (con una reducción de 6% en sus horas trabajadas durante el año 2002). Personas entre 60 y 69 años no muestran cambios significativos posterior a la reforma, lo que implica que no modifican sus decisiones laborales en anticipación a la reforma. Mujeres entre 60 y 69 años que viven con un beneficiario no modifican su oferta laboral, pero sí aumentan en una hora su trabajo en el hogar. En cambio, hombres entre 60 y 69 años que viven con una beneficiaria reducen su oferta laboral (entre 38% y 47%) y sus horas de trabajo (entre 32 y 31 horas semanales), aumentando también sus horas de trabajo en el hogar. Mujeres entre 18 y 59 años aumentan su oferta laboral si es que viven con

una persona elegible (su probabilidad de trabajar aumenta en un 1%); en cambio, hombres entre 18 y 59 años no alteran su oferta laboral si es que viven con una persona elegible. Tanto hombres como mujeres entre 18 y 59 años disminuyen su oferta laboral si es que viven con una mujer elegible, lo que respalda la idea que el ingreso de mujeres cercanas a la edad de jubilación es compartido con miembros del hogar más jóvenes, cosa que no sucede con el ingreso de hombres cercanos a la edad de jubilación.

En cuanto a los datos, la autora usa la Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU) en México en el período 2000-2004, identificando a los posibles beneficiarios que viven en el Distrito Federal y no en el Estado de México, siendo esta primera zona la que se vio beneficiada por estas transferencias dirigidas a las personas más pobres. Metodológicamente, estima un modelo de diferencias en diferencias:

$$H_{ik} = \alpha + X_i\beta + \gamma_{1,t}DF * t + \gamma_2 ind70hh * DF + \gamma_{3,t} ind70hh * t + \gamma_{4,t} ind70hh * DF * t + u_{ik} \quad (17)$$

donde H_{ik} son las horas del individuo i dedicadas a la actividad k en la semana previa; X_i es un vector de características individuales y del hogar; DF es una dummy por ser residente del Distrito Federal; t son dummies de año, e $ind70hh$ es una dummy de presencia de un individuo de 70 años o más en el hogar diferente a i .

En resumen, el estudio analiza la oferta laboral y uso del tiempo de personas de 70 años o más sujetas a un beneficio de alimentación entregado en la ciudad de México solamente en el Distrito Federal (y no en el Estado de México). La autora no encuentra cambios en el uso del tiempo en mayores de 70 años o en personas que viven con una persona elegible, pero que mujeres mayores de 70 años sí trabajan menos horas en el hogar. Personas entre 60 y 69 años no modifican su uso de tiempo, a menos que vivan con un potencial beneficiario, lo que es reflejo que no anticipan sus decisiones laborales previo a recibir estos beneficios. Finalmente, personas entre 18 y 59 años reducen su participación laboral si es que viven con una mujer beneficiaria. Como limitación del estudio se puede considerar que se extendió el tiempo de análisis para determinar efectos tanto de corto como de mediano plazo.

2.1.14. Ceni (2017)

El objetivo del estudio es analizar la formalidad e informalidad en Argentina mediante un modelo estructural de elección discreta que permite la simulación de diversos escenarios hipotéticos de política. El análisis se centra entre los años 1993 y 2008, donde el país transitó desde un esquema previsional mixto no contributivo y de cuentas previsionales de ahorro individual hacia un sistema con solo uno de estos dos esquemas. El sistema no contributivo posee tres tipos de pensiones: completa (que requiere 30 años de empleo y donde la pensión equivale a un 28% del salario promedio), avanzada (que requiere 10 años de empleo) y de supervivencia.

Sus principales resultados muestran que en un ejercicio donde las pensiones no son contributivas, existe una pequeña reducción en los años trabajados en el sector formal y en el porcentaje de personas que reciben una pensión completa. Al hacer los requisitos para obtener la pensión más estrictos (mediante aumentos en la edad mínima y en los años de empleo previo), aumentan los años trabajados en el sector formal. Al reducir la tasa de reemplazo, la formalidad cae en los últimos años de la vida laboral y más en trabajadores con menor educación. En el caso de hacer más fácil el acceso a los beneficios previsionales, encuentra una caída en la formalidad, especialmente en los últimos años.

En cuanto a los datos, el autor utiliza la Encuesta Permanente de Hogares (EPH), que corresponde a datos de panel, abarcando el período entre 1995 y 2008. Respecto a la metodología, utiliza en una primera etapa un modelo multinomial para analizar los determinantes del desempleo, formalidad e informalidad, basado en desempleo rezagado, formalidad rezagada, edad, educación, estado civil, ser jefe de hogar y experiencia laboral. En una segunda etapa, estima un modelo de equilibrio parcial de decisiones laborales, ofertas laborales, pérdida de empleo, costo de obtener un empleo formal, ocio y experiencia en cada sector. Los parámetros fuera del modelo son estimados a partir de los datos; luego, los parámetros de la forma funcional y shocks idiosincráticos son calibrados mediante el Método Simulado de Momentos (SMM) y un tercer grupo de parámetros son calibrados a partir de los datos (por ejemplo, las tasas de reemplazo).

En resumen, el estudio calibra un modelo de elección discreta para analizar cambios en el empleo formal en Argentina. El modelo replica las características de los datos entre 1993 y 2008, donde existe un sistema previsional mixto no contributivo y de cuentas de ahorro previsional individual. La formalidad aumenta cuando los requisitos para acceder a una pensión y su tasa de reemplazo son mayores, con cambios mayores en personas mayores de 45 años. Cabe destacar que estos resultados son particulares al caso argentino, donde un 30% de los trabajadores son informales, los requerimientos para obtener pensión completa son estrictos (condicionado a 30 años de empleo), y donde prácticamente todos los trabajadores reciben pensión avanzada (condicionado a 10 años de empleo).

2.1.15. Gieseke y Jaeger (2021)

El objetivo del estudio es analizar los efectos sobre la oferta laboral del Acto de Pensión para los Mayores (OPA) de 1908, que estableció pensiones universales para los más pobres (dentro del 54% más pobre) y mayores de 70 años en el Reino Unido a cambio de mayores impuestos para los más ricos.

Sus principales resultados muestran que la participación laboral cae en 6 puntos porcentuales en personas de 70 años y más (usando un ancho de banda de 5 años: 65-69 años y 70-74 años, es decir, comparando estos dos grupos de personas) justo después de la implementación de la política. La caída en la oferta laboral se explica por un efecto sustitución (asociado a un impuesto implícito sobre el trabajo, que lo hace menos atractivo en comparación al ocio) que domina al efecto ingreso, y que

los autores atribuyen a que el mayor ingreso no es interiorizado totalmente debido a que las personas tienen un comportamiento miope, a la existencia de restricciones de liquidez y a la incerteza en las políticas previsionales futuras. El efecto negativo sobre la participación laboral es mayor en grupos de menor ingreso: la reducción en el empleo fue de 15,3% en el cuartil de menor ingreso comparado con la reducción de 7,2% para el cuartil más alto. Encuentran que la caída es menor en individuos con relaciones familiares cercanas y que es mayor en hombres donde su esposa también alcanza la edad de elegibilidad. Al separar por género, la participación laboral de hombres cae 7,9 puntos porcentuales y la de mujeres cae 3,2 puntos porcentuales. Sin embargo, al notar que el nivel de la participación laboral masculina es mayor, se muestra que la caída relativa en mujeres es de 16% y la de hombres es de 10%.

En cuanto a los datos, los autores utilizan tres censos en el Reino Unido correspondientes a los años 1891, 1901 y 1911. El modelo de estimación se basa en la discontinuidad en la edad de elegibilidad para los beneficios previsionales a los 70 años. El supuesto de identificación es que la participación laboral evoluciona suavemente entre los 69 y 70 años en caso de que la política no se hubiese implementado. La ecuación estimada es:

$$y_a = \beta_0 + \beta_1 1(a \geq 70) + \beta_2 f(a) + \varepsilon_a \quad (18)$$

donde y_a es la participación laboral (igual a uno cuando la persona reportó encontrarse empleado o en búsqueda de empleo e igual a cero cuando no reportó encontrarse empleado o retirado) en la edad a y donde $f(a)$ es una función lineal y cuadrática en la edad.

En resumen, el estudio analiza la introducción de beneficios previsionales para personas de 70 años y más y que se encuentran dentro de la población más pobre del Reino Unido desde 1908. Producto de la reforma, la participación laboral cae 13%, con un impacto mayor en personas de menores ingresos (caída de 15,3% en el cuartil más pobre) y en mujeres (caída de 16%). Una limitación del estudio corresponde a que no analiza efectos donde las personas se anticipen a la recepción de los beneficios previsionales, y se podrían calcular también efectos de mediano plazo.

2.1.16. Ma y Seike (2022)

El objetivo del estudio es analizar la participación laboral en China y Japón luego de la introducción de reformas a sus sistemas de pensiones. En 2009 se incorporó, aunque de forma voluntaria, a los residentes rurales en el sistema previsional chino mediante el Esquema de Pensión Rural Nuevo (NRPS). En Japón, la Pensión de los Empleados Mayores de Edad ha sido universal desde la década de los 60s y ha sufrido cambios en el tiempo, principalmente relacionados con la edad de jubilación, aunque sin grandes cambios sobre los beneficios entregados en el tiempo, a excepción de que el 2004 el monto los beneficios se incrementaron en menor cuantía que la variación en la inflación.

Sus principales resultados muestran que producto de la inclusión de los residentes rurales en el sistema de pensiones en China, la probabilidad de estar empleado cae un 0,35% en el corto plazo y

en un 0,38% dos años después de la reforma. En el caso de Japón, para personas entre 60 y 69 años, un aumento de 10 mil yenes en el monto de la pensión resulta en una caída en su probabilidad de empleo de 3,9, 4,0 y 1,6 puntos porcentuales en 1980, 1996 y 2004, respectivamente.

En cuanto a los datos, los autores utilizan la Encuesta de Nutrición y Salud en China (CHNS) de los años 2000, 2004, 2006, 2009 y 2011 y la Encuesta de Condiciones de Empleo para los Mayores de Edad (SECEP) de Japón de los años 1980, 1988, 1992, 1996, 2000 y 2004. Para determinar el efecto de la reforma sobre la participación laboral china estiman mediante diferencias en diferencias el siguiente modelo:

$$Y_{it} = a + \beta_1 \text{año}_{it} + \beta_2 \text{tratado}_{it} + \beta_3 \text{tratado}_{it} * \text{año}_{it} + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

donde Y_{it} es una variable dummy igual a uno si es que la persona trabaja e igual a cero en caso contrario; año_{it} captura si es que la persona es observada con posterioridad a la reforma (2009 y 2011) y no en los años previos a la reforma (2000, 2004 y 2006); tratado_{it} mide a los grupos sujetos a la reforma previsional (utilizando como fuente de identificación la edad de las personas y su cercanía al momento de pensionarse); y X_{it} son variables de edad, educación, salud, número de integrantes del hogar e ingreso no laboral.

En el caso de Japón, estiman la siguiente ecuación:

$$Y_i = a + \beta_1 \text{Pensión}_i + \beta_2 X_i + u_i \quad (20)$$

donde Y_{it} es una variable dummy igual a uno si es que la persona trabaja e igual a cero en caso contrario; Pensión_i corresponde al monto de los beneficios previsionales; y X_{it} son variables de edad, ocupación a los 55 años, tamaño de la empresa a los 55 años, salud, ingreso no laboral, número de integrantes del hogar, experiencia y región.

En resumen, ambos estudios, en China y en Japón muestran que los beneficios previsionales reducen la probabilidad de estar empleado. En el caso chino, se utiliza el experimento cuasi natural del 2009 donde se incorporan las pensiones para los residentes rurales, mientras que, en Japón, dado que no existen modificaciones relevantes en el tiempo, la identificación se obtiene mediante la variación en los montos de las pensiones entre diferentes personas. Una limitación del estudio corresponde a que podrían haber explotado más la reforma china considerando por ejemplo diferencias en el comportamiento de la población urbana versus rural, siendo este último grupo el que fue sujeto a la reforma del 2009; en Japón, la identificación se obtiene mediante diferencias en el monto de pensión pero no debido a cambios de política que sean claramente analizados y los autores comentan sobre la endogeneidad entre beneficios y salarios, pero no muestran los resultados de su análisis.

2.1.17. Moreno (2022)

El objetivo del estudio es analizar cómo el diseño del sistema previsional impacta las decisiones de trabajar en el sector formal o informal, donde en este último sector no existe pago de impuestos ni de ahorros previsionales obligatorios, aumentando el ingreso disponible líquido, aunque tampoco existe una pensión financiada por el gobierno. Para ello, utiliza como caso de estudio a Perú, donde un 66% de la población trabaja informalmente y donde los trabajadores en el sector formal pueden elegir entre un sistema previsional no contributivo o uno donde existen ahorros previsionales hacia una cuenta de ahorro individual.

Sus principales resultados muestran que al remover el sistema previsional de contribuciones individuales aumenta la proporción de empleos formales desde 33,2% (situación de referencia, donde coexisten las cuentas de ahorro individual y los beneficios previsionales no contributivos) a un 36,7% en equilibrio parcial. En el caso de equilibrio general, donde actúa el gobierno vía impuestos al trabajo, el porcentaje de trabajadores formales es similar (36,5%), y no existe un aumento sustancial sobre la tasa de impuesto al trabajo (desde 15% a 15,9%), debido a una mayor población formal que paga impuesto. La situación donde el sistema previsional no es contributivo se asocia a mayores niveles de bienestar dado que la formalidad se promueve en trabajadores de bajos ingresos (más jóvenes) que luego de cotizar un determinado número de períodos pueden recibir un nivel de pensión atractivo; y también se promueve en trabajadores de altos ingresos, ya que no enfrentan una tasa impositiva mucho mayor y dado su mayor nivel de educación, poseen una menor probabilidad de caer en el desempleo. Al comparar la situación contributiva con y sin cuentas de ahorro individual, la autora muestra que la mayor formalidad se obtiene en el segundo caso, dado el atractivo para los trabajadores de bajo salario, notando que trabajadores de alto salario preferirán un sistema de ahorro individual, puesto que de esta forma reciben altas pensiones auto financiadas y altas rentabilidades sobre sus ahorros.

En cuanto a los datos, la autora utiliza dos paneles con información trimestral de la Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) de Perú, correspondientes a los años 2011-2015 y 2014-2018. Respecto al modelo utilizado, considera un modelo de ciclo de vida de agentes heterogéneos con generaciones traslapadas, donde los trabajadores en el sector formal deciden entre el sistema previsional no contributivo y uno de cuentas previsionales de ahorro individual. Los trabajadores enfrentan shocks sobre ofertas laborales, salarios y desempleo. El gobierno se financia mediante impuestos al trabajo y con ellos financia las pensiones y sus gastos generales.

En resumen, el estudio muestra los incentivos que enfrentan los trabajadores en distintos tipos de sistemas previsionales: con cuentas de ahorro previsional individual, con beneficios contributivos y con beneficios no contributivos. Los resultados son condicionales a la realidad peruana, que posee una alta tasa de informalidad (explicada principalmente por la preferencia por ingresos disponibles líquidos sin impuestos) y una gran cantidad de trabajadores con ingresos bajos (que además poseen una menor probabilidad de encontrar y mantener un empleo de alto salario en el sector formal).

2.2. Síntesis y análisis crítico de las metodologías revisadas

En esta sección se agrupan las distintas metodologías revisadas en este estudio de acuerdo a sus características. Las metodologías para analizar el efecto de beneficios no contributivos sobre la participación laboral revisadas en este estudio se pueden agrupar en las siguientes 4 categorías: diferencias en diferencias, fabricación de variables simuladas, *matching* y modelo dinámico estructural de oferta laboral y ahorro.

2.2.1. Diferencias en diferencias

- Breve descripción: Esta metodología permite analizar una variable determinada (probabilidad de empleo, probabilidad de cotizar al sistema previsional u horas trabajadas) comparando un grupo sujeto a la política con otro no sujeto a esta.
- Trabajos revisados en este estudio que están dentro de esta categoría: Behrman et al. (2011), Wong (2017), Buccioli et al. (2020), Sabat (2022), Juárez (2010), Gieseke y Jaeger (2021) y Ma y Seike (2022).
- Virtudes:
 - o Su implementación es sencilla, dado que corresponde a una estimación de Mínimos Cuadrados Ordinarios con un grupo de tratamiento que se diferencia del grupo de control en base a variables generalmente dicotómicas.
- Limitaciones:
 - o Requiere de cambios en la política que sean exógenos a la variable bajo análisis con tal de entregar los grupos de identificación para la estimación de efectos causales.
 - o Permite calcular efectos en una ventana de tiempo cercana a la fecha en que ocurrió el cambio de política, pero no en fechas posteriores.
 - o Requiere de información que permita identificar adecuadamente los grupos sujetos a la política. Por ejemplo, requiere información relativa a la pobreza del hogar si es que es un criterio de elegibilidad de la política.
 - o Aunque permite obtener un efecto causal, su especificación más básica no permite un análisis más profundo sobre el mecanismo detrás del efecto estimado.

2.2.2. Fabricación de variables simuladas

- Breve descripción: Esta metodología permite analizar con mayor profundidad el mecanismo detrás del efecto estimado a través de una variable simulada que tenga relación causal directa.
- Trabajos revisados en este estudio que están dentro de esta categoría: Attanasio et al. (2011), Otero (2014) y López García y Otero (2017).
- Virtudes:
 - o Permite un análisis más profundo sobre el mecanismo detrás del efecto estimado si es que el modelo lo considera dentro de su formulación.
 - o No necesariamente requiere de cambios de política exógenos a la variable bajo análisis.

- Limitaciones:
 - o Su implementación no es sencilla, puesto que requiere la simulación de la variable construida en caso de que esta no sea observada directamente.

2.2.3. Matching

- Breve descripción: Esta metodología permite analizar el efecto causal comparando el grupo sujeto a la política con uno no sujeto y que se asemeja en sus variables observadas.
- Trabajo revisado en este estudio que está dentro de esta categoría: Encina (2013).
- Virtudes:
 - o Dado que una persona se observa en los datos cuando es beneficiaria de la política o cuando no lo es, pero no en ambos casos, esta metodología permite comparar una persona beneficiaria con una no beneficiaria y que posee características similares.
- Limitaciones:
 - o Requiere del análisis de un grupo tratado y otro de control, que deben ser comparados en cuanto a sus características y donde se fabrica una probabilidad de observar el grupo tratado (o *propensity score*).
 - o Puede resultar en un conjunto de datos reducido, lo que limita la significancia de los resultados.
 - o Al igual que en la metodología de diferencias en diferencias, aunque permite obtener un efecto causal, su especificación más básica no permite un análisis más profundo sobre el mecanismo detrás del efecto estimado.

2.2.4. Modelo dinámico estructural de oferta laboral y ahorro

- Breve descripción: Esta metodología permite analizar efectos simulados de política. Requiere de una formulación teórica que tenga heterogeneidad en las decisiones de las personas (usualmente elecciones discretas) y luego requiere de la calibración de los parámetros del modelo para que las características de este sean consistentes con el universo de datos bajo estudio.
- Trabajos revisados en este estudio que están dentro de esta categoría: Joubert y Todd (2011), Otero (2014), Joubert (2015), Joubert y Todd (2022), Ceni (2017) y Moreno (2022).
- Virtudes:
 - o Permite incorporar las decisiones laborales de las personas, quienes eligen trabajar, el sector dónde lo hacen (formal o informal) o no trabajar. Respecto a la elección de trabajar de manera informal, los estudios de este tipo consideran parámetros explícitos que permiten caracterizar las decisiones de las personas. Así por ejemplo, los autores revisados dentro de esta categoría consideran parámetros asociados a la utilidad de estar en el hogar y no trabajar, utilidad de trabajar a tiempo parcial, costo de transitar desde el sector formal al informal, costo de pasar de la inactividad a participar del mercado laboral, aversión al riesgo, factor de descuento, poder de negociación dentro del hogar, shocks de recibir una oferta laboral en el mercado formal o informal, y shocks de desempleo que dependen de características de las personas.

- Permite calcular efectos de política en una ventana de tiempo cercana a la fecha en que ocurrió el cambio de la política y también en fechas posteriores.
 - Permite realizar ejercicios contrafactuales de cambios en parámetros y en supuestos del modelo.
 - No necesariamente requiere de cambios en la política exógenos a la variable bajo análisis.
 - Permite un análisis más profundo sobre el mecanismo detrás del efecto estimado si es que el modelo lo considera dentro de su formulación.
- Limitaciones:
- Su implementación no es sencilla, puesto que requiere la calibración del modelo a los datos, tarea que es computacionalmente demandante.
 - Calcula impactos inmediatos y donde los agentes modelados actúan de forma óptima, lo que puede no suceder en la práctica (aunque estos patrones pueden modificarse mediante la inclusión de parámetros que capturen estos efectos de forma explícita).

De lo anterior, se desprende la conveniencia de utilizar diferencias en diferencias como metodología de estimación del impacto de los beneficios no contributivos sobre el mercado laboral, dado que permite identificar causalidad, existe una serie de cambios exógenos en la política que hacen atractivo su análisis y que la implementación de un modelo dinámico estructural, aunque podría entregar mayores luces sobre la decisión de porqué las personas deciden trabajar de manera informal (mediante la estimación de parámetros asociados a las dinámicas laborales y a las preferencias de las personas)s, requiere de un esfuerzo computacional y de modelación importante.

Un resumen de las metodologías revisadas se presenta en la Tabla N°3.

Tabla N°3: Cuadro resumen de las metodologías revisadas.

ESTUDIO	DESCRIPCION DE LA METODOLOGIA	OBJETIVO	DATOS UTILIZADOS	PRINCIPALES RESULTADOS	VIRTUDES	LIMITACIONES
Behrman, Calderón, Mitchell, Vásquez y Bravo (2011). First-Round Impacts of the 2008 Chilean Pension System Reform.	Diferencias en diferencias (elegibilidad por edad, por pobreza del hogar y por temporalidad antes y después de la reforma del 2008)	Medir el impacto del Pilar No Contributivo de Pensiones de Vejez implementado el 2008 sobre ingresos (transferencias), horas trabajadas, gasto y mejora en salud, gasto en educación, conocimiento previsional y consumo de bienes (cigarrillos, alcohol y bienes durables).	EPS 2006 y 2009, empalmada con datos administrativos de la FPS para determinar elegibilidad en la población más pobre.	<ul style="list-style-type: none"> - En hogares más pobres, sus integrantes reducen en 1,1 sus horas trabajadas semanales. - En hogares con al menos un integrante mayor de 65 años, dentro del 40% más pobre y posterior a la reforma del 2008, se observa una reducción de 1,6 en sus horas trabajadas semanales. 	<ul style="list-style-type: none"> - Corresponde a un estudio exhaustivo del impacto de la reforma previsional sobre un set amplio de variables - Fue realizado en una fecha cercana a la de la reforma. 	<ul style="list-style-type: none"> - Analizan efectos de corto plazo (menos de un año posterior a la reforma). - No consideran el mecanismo a través del cual la PBSV o APSV influyen los resultados. - No estiman efectos diferenciados por género.
Attanasio, Meghir y Otero (2011). Pensions, Work and Informality: The Impact of the 2008 Chilean Pension Reform.	Diferencias en diferencias utilizando proyecciones para la riqueza previsional esperada y para la <i>accrual rate</i> . Estas proyecciones se obtienen de un sistema de ecuaciones de participación laboral, formalidad vs informalidad y salarios en ambos sectores, complementadas con simulaciones para las pensiones asociadas a hijos nacidos vivos, compensación por divorcio y seguro de discapacidad.	Medir el impacto del Pilar No Contributivo de Pensiones de Vejez implementado el 2008 sobre las futuras pensiones, pobreza, densidad de cotizaciones y participación laboral formal, separando los efectos entre hombres y mujeres.	EPS 2004, 2006 y 2009, empalmada con datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones sobre ahorros previsionales acumulados.	<ul style="list-style-type: none"> - La pensión final aumenta debido a la reforma del 2008 (15% en la pensión total y de 0,6% en la riqueza previsional auto financiada), con aumentos mayores en las mujeres. - La participación laboral cae 4,1% en personas mayores de 40 años, 3,2% y 2,8% en mujeres y hombres entre 56 y 65 años, y 5,2% y 3,4% en mujeres y hombres sin considerar grupos etarios. - Los efectos ingreso y sustitución reducen ambos el empleo, debido a aumentos en las pensiones, pero a caídas en la tasa de acumulación del trabajo hacia el ahorro previsional. 	<ul style="list-style-type: none"> - Identifican variables asociadas a efectos ingreso y sustitución y detallan la forma en que afectan la participación laboral. - Proyecta el comportamiento de las pensiones en el mediano plazo (simulaciones al 2012). - Fue realizado en una fecha cercana a la de la reforma. 	<ul style="list-style-type: none"> - Realizan proyecciones de salarios y contribuciones basadas en las estimaciones de un sistema de ecuaciones, dada la no disponibilidad de los datos efectivamente materializados. - Utilizan puntajes de la FPS auto reportados o del Instrumento de Focalización Previsional imputados a partir de ingresos auto reportados. - No consideran las respuestas en el comportamiento de las personas producto de la reforma previsional.
Joubert y Todd (2011). The Impact of Chile's 2008 Pension Reform on Labor Force Participation, Pension Savings, and Gender Equity.	Modelo dinámico estructural de oferta laboral y decisiones de ahorro, donde los parámetros se obtienen mediante el Método Simulado de Momentos con datos antes de la reforma y cuyos resultados son usados para proyectar durante y posterior a la reforma del 2008.	Examinar si la reforma al sistema de pensiones del 2008 promovió la igualdad de género en el monto de las pensiones, oferta laboral, formalidad, pobreza y cotizaciones, y si es que generó alteraciones sobre los incentivos a trabajar y ahorrar.	EPS 2004, 2006 y 2009, empalmada con datos administrativos de saldos y contribuciones previsionales de la Superintendencia de Pensiones y datos de retornos de las AFPs.	<ul style="list-style-type: none"> - Las mujeres aumentan sus pensiones en más del doble respecto a la situación previo a la reforma. Este aumento es del 50% en el caso de los hombres. - La participación laboral aumenta en personas entre 45 y 49 años y disminuye en personas mayores de 50 años (con un efecto mayor en el tramo entre 60 y 64 años). - La informalidad presenta un cambio mayor en hombres mayores de 50 años, con aumentos en este tipo de empleo. 	<ul style="list-style-type: none"> - Corresponde a un modelo exhaustivo de decisiones laborales durante el ciclo de vida, que es calibrado a la realidad chilena, en base a las características del sistema previsional. - Proyecta el comportamiento de las pensiones en el mediano plazo (simulaciones al 2014). - Fue realizado en una fecha cercana a la de la reforma. 	<ul style="list-style-type: none"> - El modelo considera un ajuste inmediato en las decisiones de las personas luego de la reforma, lo que en la práctica no debiese ser inmediato. - El modelo sobreestima las caídas en la participación laboral. También predice caídas en cativos siendo que estos aumentaron entre 2006 y 2009.
Encina (2013). Pension Reform in Chile: A Difference in Difference Matching Estimation.	Diferencias en diferencias con <i>matching</i> comparando los beneficiarios de la EPS el 2009 (grupo tratado) con los elegibles que no reciben el beneficio (grupo de control), identificados en el panel de la EPS tanto el 2006 como el 2009.	Evaluar los efectos de la reforma de pensiones del 2008 sobre meses contribuidos, meses con empleo, meses de inactividad, meses de desempleo e ingreso per cápita, con foco en la PBSV y no en el APSV (dada la falta de información o de conocimiento específico).	EPS 2006 y 2009.	<ul style="list-style-type: none"> - Beneficiarios de la reforma previsional del 2008 reducen sus meses trabajados en 8 puntos porcentuales (pp), aumentan sus meses de inactividad en 6 pp, disminuyen sus meses de contribución previsional en 18 pp y poseen un ingreso per cápita mayor, pero con un cambio modesto en magnitud. 	<ul style="list-style-type: none"> - Además de considerar la elegibilidad en la Pensión Básica Solidaria y la temporalidad (antes y después de la reforma), realiza un análisis comparando grupos tratado y de control que sean lo más similares posibles mediante el método de <i>matching</i>. 	<ul style="list-style-type: none"> - El análisis considera efectos de corto plazo (al 2009) y no posteriores. - La implementación del <i>matching</i> se obtiene de forma adecuada pero con una muestra reducida en el número de tratados (58 observaciones) y de no tratados (115 observaciones).

ESTUDIO	DESCRIPCION DE LA METODOLOGIA	OBJETIVO	DATOS UTILIZADOS	PRINCIPALES RESULTADOS	VIRTUDES	LIMITACIONES
Otero (2014). Pensions, Work and Informality: A Multi-Tier Contributory Pension System.	En la misma línea que Attanasio et al. (2011), usa diferencias en diferencias utilizando proyecciones para la riqueza previsional esperada y para la <i>accrual rate</i> . Además, al igual que Joubert y Todd (2011), usa un modelo dinámico estructural de oferta laboral y decisiones de ahorro, que además incluye como parámetro el poder de negociación dentro del hogar, el cual se estima junto con los otros parámetros del modelo.	Evaluar los efectos de la reforma de pensiones del 2008 sobre la participación laboral formal.	EPS 2006 y 2009 y datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones sobre ahorros previsionales acumulados.	<ul style="list-style-type: none"> - La pensión final aumenta debido a la reforma del 2008 (15% en la pensión total y de 0,6% en la riqueza previsional auto financiada), con aumentos mayores en las mujeres. - La participación laboral cae 4,1% en personas mayores de 40 años, 3,2% y 2,8% en mujeres y hombres entre 56 y 65 años, y 5,2% y 3,4% en mujeres y hombres sin considerar grupos etarios. - Los efectos ingreso y sustitución reducen ambos el empleo, debido a aumentos en las pensiones, pero a caídas en la tasa de acumulación del trabajo hacia el ahorro previsional. - En una segunda parte del documento, donde estima un modelo de elección discreta, el autor encuentra que debido a la reforma del 2008 la participación en el mercado laboral formal cae un 4,2% en trabajadores mayores de 40 años (esta caída era 4,1% en la estimación de la primera parte, correspondiente a un sistema de ecuaciones de decisiones laborales, y donde la diferencia se explica en parte por la modelación del poder de negociación de las mujeres, el cual es estimado en 0,61 y es mayor que el de los hombres). Diferenciando por género, esta caída es de 6,4% en mujeres y 3,3% en hombres entre 41 y 65 años. 	<ul style="list-style-type: none"> - Extiende el trabajo de Attanasio et al. (2011) mediante la estimación de un modelo estructural de decisión, encontrando que la caída en la participación laboral de personas mayores de 40 años es levemente mayor. - En la formulación del modelo incorpora un parámetro de poder de negociación dentro del hogar, que estima aumenta posterior a la reforma en favor a las mujeres y que explica que su reducción en la participación laboral sea menor. 	<ul style="list-style-type: none"> - Necesita proyectar salarios y contribuciones basadas en las estimaciones de un sistema de ecuaciones, dada la no disponibilidad de los datos efectivamente materializados. - Utiliza puntajes de la FPS auto reportados o del Instrumento de Focalización Previsional imputados a partir de ingresos auto reportados.
Joubert (2015). Pension Design with a Large Informal Labor Market: Evidence from Chile.	Modelo dinámico estructural de oferta laboral y decisiones de ahorro.	Evaluar los impactos fiscales y de bienestar de la reforma de pensiones del 2008 y analizar cambios en el factor de ajuste sobre la recaudación y costo fiscal y sobre la participación laboral y densidad de cotizaciones.	EPS 2002, 2004 y 2006 empalmadas con datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones sobre ahorros previsionales acumulados.	<ul style="list-style-type: none"> - El factor de ajuste tiene una forma de U invertida sobre la recaudación impositiva. - Un factor de ajuste igual a 30% es el que maximiza la recaudación impositiva, y un factor igual a 60% es el que minimiza el costo versus recaudación. - Cambios desde 0% a 60% en el factor de ajuste implican una disminución en la densidad de contribución previsional desde 73,9% a 73,4% y desde 23,3% a 23,2% para mujeres y hombres. 	<ul style="list-style-type: none"> - Examina distintas configuraciones para las pensiones solidarias y su efecto en la recaudación y costo fiscal y en las decisiones de las personas. 	<ul style="list-style-type: none"> - Considera solo los hogares con ambos integrantes casados, pero no modela mujeres y hombres solteros. - No incluye poder de negociación dentro del hogar. - Las simulaciones de distintos sistemas previsionales se limitan al factor de ajuste y no captura modificaciones sobre el nivel de las pensiones no contributivas.
Wong (2017). Formal Sector Labor Supply Responses to the 2008 Chilean Pension System Reform.	Diferencias en diferencias utilizando grupos de individuos que están sujetos a un aumento o a una disminución en el impuesto al ahorro previsional.	Evaluar el efecto sobre la reforma previsional del 2008 sobre la participación laboral en el sector formal.	EPS 2002, 2004, 2006 y 2009 empalmadas con datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones sobre ahorros previsionales acumulados.	<ul style="list-style-type: none"> - Personas que antes de la reforma no estaban sujetas a un impuesto implícito al ahorro previsional y después a un impuesto del 29,4% reducen su participación laboral formal en 2,9%, con un efecto que es mayor en los jóvenes. - Quienes vieron una reducción en el impuesto implícito desde 100% a 29,4%, aumentaron su participación laboral formal en un 8,1%. 	<ul style="list-style-type: none"> - Distingue distintos grupos tratados en función de su elegibilidad previsional, identificando grupos de personas que pasan desde un impuesto implícito al ahorro previsional del 100% al 29,4% y otro grupo que transita desde un impuesto del 0% al 29,4%. 	<ul style="list-style-type: none"> - Utiliza estimaciones para el puntaje de la FPS para los individuos que no registran ese dato en la EPS. - Asume que todos quienes tengan ahorro previsional recibirían el APSV, imponiendo que los pensionados conocen si lo recibirán solo al momento de pensionarse. - Supone que el 2009 el factor de ajuste es 29,4% siendo que fue de 85,7% (\$60.000/\$70.000) y que la cobertura de la reforma previsional ese año era para el 60% más pobre, siendo que lo fue para el 40% más pobre.

ESTUDIO	DESCRIPCION DE LA METODOLOGIA	OBJETIVO	DATOS UTILIZADOS	PRINCIPALES RESULTADOS	VIRTUDES	LIMITACIONES
López García & Otero (2017). The Effects of Means-tested, Noncontributory Pensions on Poverty and Well-being: Evidence from the Chilean Pension Reforms.	En la misma línea que Attanasio et al. (2011), usa diferencias en diferencias utilizando proyecciones para la riqueza previsual esperada y para la accrual rate. Estas proyecciones las obtienen de un set de ecuaciones simultaneas que determinan la elección de trabajar y si es que este trabajo es en el sector formal o informal, junto con los salarios asociados a cada sector.	Evaluar los efectos de la reforma de pensiones del 2008 sobre la participación laboral, la informalidad, gastos en bienes básicos, salud mental, uso y gasto en servicios médicos y bienestar de las personas.	EPS 2004, 2006, 2009 y 2012, empalmada con datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones sobre ahorros previsionales acumulados.	<ul style="list-style-type: none"> - Un aumento de \$100 mil en la riqueza previsual de jefes de hogar mayores de 55 años impacta positivamente en los gastos en comida, ayuda doméstica, cuentas básicas y ropa, no tiene impacto sobre la práctica de un deporte o en el consumo de alcohol, reduce en poca magnitud los gastos en salud, y se asocia en general a una mayor auto percepción de buena salud. - Este aumento no tiene impacto sobre la participación laboral de hombres ni sobre la probabilidad de trabajar en el sector formal y reduce la participación laboral de las mujeres en 3,0% y su participación en el sector formal en 3,9%. 	<ul style="list-style-type: none"> - Amplía el análisis realizado por Attanasio et al. (2011) y Otero (2014) a un set de más amplio de variables como salud y bienestar, aunque en estas dos dimensiones no encuentran efectos estadísticamente significativos. 	<ul style="list-style-type: none"> - Necesita proyectar salarios y contribuciones basadas en las estimaciones de un sistema de ecuaciones, dada que no disponen de datos efectivamente materializados para un intervalo amplio de tiempo más allá de las fechas donde se levantó la EPS. - Utiliza puntajes de la FPS auto reportados o del Instrumento de Focalización Previsional imputados a partir de ingresos auto reportados. - No consideran las respuestas en el comportamiento de las personas producto de la reforma previsual.
Bravo, Hughes y Órdenes (2019). Análisis del Desempeño del Sistema de Pensiones Solidarias a Diez años de su Implementación.	El estudio corresponde más bien a un resumen de la bibliografía existente.	Analizar el desempeño del sistema de pensiones solidarias a 10 años de su implementación, dentro de lo que incluyen una revisión a las modificaciones legales a los parámetros del sistema y una descripción teórica y empírica de los incentivos a la cotización, al ahorro, al empleo formal, informal y subcotización. El estudio también posee una sección de caracterización del impacto del pilar solidario sobre los ingresos y pobreza.	Encuesta de Calidad de Vida Adulto Mayor (ENCAVIDAM), que corresponde a una submuestra de la EPS 2016.	<ul style="list-style-type: none"> - Los autores documentan la importancia de la educación financiera, que muestran que se relaciona positivamente con los ahorros y que es más importante que la educación para explicar la variación en la riqueza de los hogares y las cotizaciones. - Muestran una caracterización de los mayores de 65 años en case a la ENCAVIDAM. Por ejemplo, que un 42,8% de los ingresos mensuales de los beneficiarios corresponde a los beneficios del sistema previsual de pensiones y que para un 10% representa su única fuente de ingreso, y que gracias a la reforma, los ingresos de los beneficiarios aumentaron en cerca de 40%, con un aumento levemente mayor en el caso de las mujeres. 	<ul style="list-style-type: none"> - Ser un estudio que reseña la historia del sistema de pensiones solidarias y los principales efectos que ha tenido a 10 años de su implementación. 	<ul style="list-style-type: none"> - No estima efectos causales sobre el mercado laboral, sino más bien corresponde a un análisis de la bibliografía existente.
Buccioli, Mafre y Gimenez (2020). The 2008 Chilean Pension Reform: Household Financial Decisions and Gender Differences.	Diferencias en diferencias usando como grupo de tratamiento quienes recibieron la PBSV y como grupo de control quienes podrían haberla recibido pero no lo hicieron, limitando en ambos casos puntajes de la FPS menores a 12.666 puntos.	Evaluar los efectos de la reforma de pensiones del 2008 sobre variables financieras de las personas considerando también las diferencias por género en los resultados.	EPS 2006 y 2009, considerando personas mayores de 65 años y menores de 90 años que contestaron ambas encuestas.	<ul style="list-style-type: none"> - Quienes reciben la PBSV y son observados después de la reforma previsual del 2008, tienen una mayor probabilidad de mantener deuda (6% más probable) y con un monto mayor (31% mayor). - Para este grupo, no es más probable que mantengan activos. - Condicionando a que sean observados después de la reforma previsual, quienes reciben PBSV sí mantienen más deuda relativo a activos, con una probabilidad 6% mayor y con un ratio deuda sobre activos que aumenta un 33%. - Posterior a la reforma, mujeres beneficiarias de PBSV aumentan su deuda en 138% y disminuyen sus activos en un 81%. 	<ul style="list-style-type: none"> - Analizar el efecto de la reforma previsual del 2008 sobre las decisiones financieras de los individuos (y no sobre la riqueza previsual como la mayoría de los otros estudios), considerando efectos por género. 	<ul style="list-style-type: none"> - Utilizan puntajes de la FPS auto reportados o estimados a partir de un modelo Tobit en función de variables observables - Estiman efectos de corto plazo y no a mediano plazo luego de la reforma.

ESTUDIO	DESCRIPCION DE LA METODOLOGIA	OBJETIVO	DATOS UTILIZADOS	PRINCIPALES RESULTADOS	VIRTUDES	LIMITACIONES
Joubert & Todd (2022). Gender Pension Gaps in a Private Retirement Accounts System: A Dynamic Model of Household Labor Supply and Savings.	Modelo dinámico estructural de oferta laboral y decisiones de ahorro, donde los parámetros se obtienen mediante el Método Simulado de Momentos con datos antes de la reforma y cuyos resultados son usados para proyectar durante y posterior a la reforma del 2008.	Examinar si la reforma al sistema de pensiones del 2008 promovió la igualdad de género y si generó alteraciones sobre los incentivos a trabajar y ahorrar.	EPS 2004, 2006 y 2009, empalmada con datos administrativos de saldos y contribuciones previsionales de la Superintendencia de Pensiones y datos de retornos de las AFPs.	<ul style="list-style-type: none"> - La participación laboral de hombres y mujeres disminuye en edades cercanas a la jubilación y aumenta en personas más jóvenes. - Hombres con poca educación (y más jóvenes) aumentan su oferta laboral, efecto que disminuye a medida que aumenta su educación. - La oferta laboral de mujeres disminuye para quienes poseen menor educación. - Respecto a estado civil, la oferta laboral aumenta en hombres solteros y cae en hombres casados. 	<ul style="list-style-type: none"> - Revisitar y complementar el estudio realizado 10 años antes. - Se incluye mayor heterogeneidad en los tipos de individuos y sus preferencias por ocio, costos de trabajar en el sector informal y probabilidad de recibir ofertas laborales, lo que les permite obtener un mejor ajuste del modelo. 	<ul style="list-style-type: none"> - Permanecen sesgos en el ajuste, como la subrepresentación de los mayores ingresos y activos en el modelo versus los datos. - El modelo considera un ajuste inmediato en las decisiones de las personas luego de la reforma, lo que en la práctica no debiese ser inmediato.
Sabat (2022). The Effects of the Minimum Pension Reform in a Defined Contribution Pension System: The Case of Chile.	Modelo de diferencias en diferencias utilizando grupos de ingreso post reforma previsional y considerando un diseño de discontinuidad en los copagos de salud dependiendo del ingreso de las personas.	Medir los desincentivos en la participación laboral formal producto de la reforma al sistema de pensiones del 2008.	Muestra representativa de datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones sobre de ingresos y contribuciones previsionales.	<ul style="list-style-type: none"> - Personas de menores ingresos debieran recibir PBSV y resulta en una menor probabilidad de cotizar. - Estos efectos son mayores en los más jóvenes y en mujeres. - El efecto dinámico se observa dentro de dos años posterior a la reforma, efecto que perdura en el tiempo. - Personas con ingreso bajo el salario mínimo, enfrentan menores costos en el copago de salud y muestran una menor cantidad de horas trabajadas. 	<ul style="list-style-type: none"> - Utiliza varias estrategias de identificación causal en función de los ingresos y de los copagos al sistema de salud pública, aunque pueden ser aproximaciones no exactas. Por ejemplo, el tercio más pobre es comparado con el medio y más rico, siendo este grupo no necesariamente el mejor grupo de control. 	<ul style="list-style-type: none"> - La muestra de datos es una muestra representativa y no está empalmada con información que pueda enriquecer las variables consideradas en la estimación.
Juárez (2010). The Effect of an Old-Age Demogrant on the Labor Supply and Time Use of the Elderly and Non-Elderly in Mexico.	Modelo de diferencias en diferencias, donde el grupo tratado satisface tener 70 años o más, vivir en el Distrito Federal (y no en el Estado de México) y ser observado después de implantada la política el año 2001.	Estimar el efecto de un programa de transferencias generoso para los personas de 70 y más años en la ciudad de México sobre la oferta laboral y el uso del tiempo de los beneficiarios y de sus familiares.	Encuesta Nacional de Empleo Urbano (ENEU) de México para el periodo 2000-2004.	<ul style="list-style-type: none"> - No existe un impacto sobre la oferta laboral y uso del tiempo para la población elegible (pobres, de 70 años y más, que viven en el Distrito Federal y que son observados con posterioridad al 2001). - Si existe un efecto sobre el trabajo en el hogar de mujeres que viven con un potencial beneficiario, quienes aumentan en una hora su trabajo semanal en el hogar. - Mujeres entre 18 y 59 años aumentan su oferta laboral si es que viven con una persona elegible. - Hombres entre 18 y 59 años no aumentan su oferta laboral si es que viven con una persona elegible. - Mujeres y hombres disminuyen su oferta laboral si es que viven con una mujer elegible entre un 6% y 25%. 	<ul style="list-style-type: none"> - Analiza el impacto laboral sobre los beneficiarios, separando casos donde existe otra persona que recibe los beneficios. - Analiza también la oferta laboral de personas no beneficiarias y que viven con personas beneficiarias, separando el género la persona analizada y de la persona elegible. 	<ul style="list-style-type: none"> - Analiza efectos de una política implementada el 2001 con datos hasta el 2004, que podrían extenderse en el tiempo para determinar efectos de corto y de mediano plazo.
Ceni (2017). Pension Schemes and Labor Supply in the Formal and Informal Sector.	Modelo de elección discreta estructural que permite la simulación de diversos escenarios hipotéticos de política.	Analizar la participación laboral en los sectores formal e informal en Argentina.	Datos de panel de la Encuesta Permanente de Hogares (EPH) en el periodo 1995-2008.	<ul style="list-style-type: none"> - Aumentar los requisitos para recibir pensiones (edad y meses trabajados) aumentan el incentivo a trabajar en el mercado formal, con efectos más importantes en personas mayores de 45 años. - Una reducción en la tasa de reemplazo disminuye la formalidad, y en mayor grado en trabajadores con menor educación. 	<ul style="list-style-type: none"> - Provee evidencia de distintos sistemas previsionales, donde cambia los parámetros, por ejemplo, modificando la tasa de reemplazo o haciendo que el sistema no sea contributivo. 	<ul style="list-style-type: none"> - Las simulaciones son realizadas al caso argentino, que se caracteriza por una alta tasa de informalidad (30%) y donde el número de años requeridos para obtener una pensión completa es alto (30 años).

ESTUDIO	DESCRIPCION DE LA METODOLOGIA	OBJETIVO	DATOS UTILIZADOS	PRINCIPALES RESULTADOS	VIRTUDES	LIMITACIONES
Giesecke y Jaeger (2021). Pension Incentives and Labor Supply: Evidence from the Introduction of Universal Old-Age Assistance in the UK.	Regresión de discontinuidad considerando que los beneficiarios son personas de 70 años y más.	Estudiar las implicancias en la oferta laboral del Acto de Pensión para los Mayores (OPA) de 1908, el cual entregó pensiones por primera vez para los mayores de edad en el Reino Unido.	Datos censales del Reino Unido levantados en 1891, 1901 y 1911.	- Luego de la reforma, la participación laboral cae en 6 puntos porcentuales, en 15,3% en el cuartil de menor ingreso y en 16% en las mujeres.	- Corresponde a una aplicación interesante de regresión discontinua y no solo de diferencias en diferencias para determinar el impacto de la política sobre variables de interés.	- Se podrían analizar efectos anticipando la recepción de los beneficios previsionales y también calcular efectos de mediano plazo.
Ma & Seike (2022). Public Pension Policy Reform and Labor Force Participation.	Diferencias en diferencias utilizando la heterogeneidad en edad como fuente de identificación y la fecha de implementación de las reformas en el caso chino. En el análisis para Japón se utilizan los distintos montos de pensión como fuente de identificación.	Estudiar los efectos del Nuevo régimen de pensiones rurales en China sobre la oferta laboral y también de la reforma de los mayores de edad en Japón.	Encuesta de Nutrición y Salud de China y Encuesta de las Condiciones Laborales para los Mayores de Edad de Japón.	- Producto de la inclusión de los residentes rurales en el sistema de pensiones en China, la probabilidad de estar empleado cae un 0,35% en el corto plazo y en un 0,38% dos años después de la reforma. - En el caso de Japón, para personas entre 60 y 69 años, un aumento de 10 mil yenes en el monto de la pensión resulta en una caída en su probabilidad de empleo de 3,9, 4,0 y 1,6 puntos porcentuales en 1980, 1996 y 2004, respectivamente.	- La reforma en China es un ejercicio cuasi experimental que provee identificación para la estimación de los efectos.	- La reforma china podría haberse explotado más considerando por ejemplo diferencias en el comportamiento de la población urbana versus rural, siendo este último grupo el que fue sujeto a la reforma del 2009. - En el caso japonés, la identificación se obtiene mediante diferencias en el monto de pensión pero no debido a cambios de política que sean claramente analizados. - En el caso japonés, comentan sobre la endogeneidad entre beneficios y salarios, pero no muestran los resultados de su análisis.
Moreno (2022). The Impact of Pension Systems in Labor Markets with Informality.	Modelo de ciclo de vida de agentes heterogéneos con generaciones traslapadas, donde los trabajadores en el sector formal deciden entre el sistema previsional no contributivo y uno de cuentas previsionales de ahorro individual. Existen shocks sobre ofertas laborales, salarios y desempleo.	Analizar cómo el diseño del sistema previsional impacta las decisiones de trabajar en el sector formal o informal en Perú.	Encuesta Nacional de Hogares (ENAH) de Perú, correspondientes a los años 2011-2015 y 2014-2018.	- Al remover el sistema previsional de contribuciones individuales aumenta la proporción de empleos formales desde 33,2% (situación de referencia, donde coexisten las cuentas de ahorro individual y los beneficios previsionales no contributivos) a un 36,7% en equilibrio parcial. - En el caso de equilibrio general, donde actúa el gobierno vía impuestos al trabajo, el porcentaje de trabajadores formales es similar (36,5%), y no existe un aumento sustancial sobre la tasa de impuesto al trabajo (desde 15% a 15,9%). - Un sistema previsional no contributivo se asocia a mayores niveles de bienestar dado que la formalidad se promueve en trabajadores de bajos ingresos (más jóvenes) que luego de cotizar un determinado número de períodos pueden recibir un nivel de pensión atractivo; y también se promueve en trabajadores de altos ingresos, ya que no enfrentan una tasa impositiva mucho mayor y dado su mayor nivel de educación, poseen una menor probabilidad de caer en el desempleo.	- Provee evidencia de distintos sistemas previsionales: sin sistema de contribuciones, sistema contributivo y de cuentas previsionales de ahorro individual.	- Las simulaciones son realizadas al caso peruano, que se caracteriza por una alta tasa de informalidad (66%).

3. Modificaciones implementadas en el Pilar No Contributivo de Vejez

En esta sección se revisan las principales modificaciones implementadas al Pilar No Contributivo de Pensiones de Vejez de Chile desde su creación en 2008 hasta la actualidad, notando que la revisión no considera las modificaciones relativo al sistema previo a la reforma previsional del 2008, es decir, no se realiza una comparación relativa a las Pensiones Asistenciales (PASIS) o Pensión Mínima Garantizada por el Estado (PMGE) del sistema antiguo.

La ley N°20.255 del 17 de marzo de 2008 estableció la Pensión Básica Solidaria de Vejez (PBSV) y el Aporte Previsional Solidario de Vejez (APSV) como los principales componentes del Pilar No Contributivo de Pensiones de Vejez.⁴

Los requisitos iniciales para ser beneficiario de la PBSV (Art. 3º) incluyen no tener derecho a pensión en algún régimen previsional y además reunir los siguientes requisitos:

- Haber cumplido 65 años.
- Integrar un grupo familiar perteneciente al 60% más pobre de la población de Chile.
- Acreditar residencia en el territorio de la República de Chile por un lapso no inferior a 20 años continuos o discontinuos, contados desde que el peticionario haya cumplido 20 años; y tener residencia en Chile 4 de los últimos 5 años inmediatamente anteriores a la fecha de presentación de la solicitud de la PBSV.

Los requisitos iniciales para ser beneficiario del APSV (Art. 9º) incluyen tener derecho a una o más pensiones regidas por el decreto ley N°3.500 de 1980 y además reunir los siguientes requisitos:

- Haber cumplido 65 años.
- Integrar un grupo familiar perteneciente al 60% más pobre de la población de Chile.
- Acreditar residencia en el territorio de la República de Chile por un lapso no inferior a 20 años continuos o discontinuos, contados desde que el peticionario haya cumplido 20 años; y tener

⁴ Definiciones relevantes consideradas en la PBSV y en el APSV se encuentran en la ley N°20.255 Art. 2º e incluyen:

- La pensión base (PB): La que resulte de sumar la pensión autofinanciada de referencia (PAR) del solicitante más las pensiones de sobrevivencia que se encuentre percibiendo de acuerdo al decreto ley N°3.500 de 1980.

- La PMAS: Aquel valor sobre el cual la pensión base no tiene APSV.

- La PAR para determinar la PB: Aquella que se calculará como una renta vitalicia inmediata del decreto ley N°3.500 de 1980, sin condiciones especiales de cobertura, considerando la edad, el grupo familiar y el total del saldo acumulado en la cuenta de capitalización individual, que el beneficiario tenga a la fecha de pensionarse por vejez o invalidez de acuerdo a referido decreto ley, incluida, cuando corresponda, la o las bonificaciones establecidas en el artículo 74 más el interés real que haya devengado a dicha fecha. Para este cálculo se utilizará la tasa de interés promedio implícita en las rentas vitalicias de vejez, otorgadas de conformidad al decreto ley N°3.500 de 1980, en los últimos 6 meses inmediatamente anteriores a aquel en que el beneficiario se haya pensionado por vejez. En este saldo, no se incluirán las cotizaciones voluntarias, los depósitos de ahorro previsional voluntario, el ahorro previsional voluntario colectivo ni los depósitos convenidos a que se refiere el decreto ley N°3.500 de 1980.

- Factor de ajuste: Valor que se obtenga de dividir el monto de la PBSV por el valor de la PMAS.

residencia en Chile 4 de los últimos 5 años inmediatamente anteriores a la fecha de presentación de la solicitud de la PBSV.

- Que el monto de su pensión base (PB) sea inferior al valor de la Pensión Máxima con Aporte Solidario (PMAS).

La ley N°20.255 establecía los parámetros para el sistema de pensiones solidarias en su Art. 13º transitorio que se describen en la Tabla N°4:

Tabla N°4: Parámetros del sistema de pensiones solidarias, ley N°20.255 del 2008.

Desde	Hasta	Monto PBSV	Monto PMAS	Cobertura
01.07.08	30.06.09	\$60,000	\$70,000	40%
01.07.09	30.06.10	\$75,000	\$120,000	45%
01.07.10	30.06.11		\$150,000	50%
01.07.11	30.06.12		\$200,000	55%
01.07.12			\$255,000	60%

Fuente: Elaboración propia.

Por otro lado, en el Art. 14º transitorio se establecía que el primer reajuste a la PBSV se realizará 12 meses después del 1 de julio de 2009 y a la PMAS 12 meses después del 1 de julio de 2012.

Posteriormente, la ley N°20.336 del 29 de julio de 2009 modifica las fechas de vigencia de la PMAS (marcados en negrita y subrayados), adelantándose el primer reajuste a la PMAS en un año:

Tabla N°5: Parámetros ajustados del sistema de pensiones solidarias, ley N°20.336 del 2009.

Desde	Hasta	Monto PBSV	Monto PMAS	Cobertura
01.07.08	30.06.09	\$60,000	\$70,000	40%
01.07.09	<u>31.08.09</u>	\$75,000	\$120,000	45%
<u>01.09.09</u>	<u>30.06.10</u>		\$150,000	50%
<u>01.07.10</u>	<u>30.06.11</u>		\$200,000	55%
<u>01.07.11</u>			\$255,000	60%

Fuente: Elaboración propia.

Aunque no corresponde a un cambio de los parámetros, la ley N°20.255 establecía originalmente en el Art. 1º transitorio que la elegibilidad de pobreza se realizaba considerando como instrumento técnico de focalización a la Ficha de Protección Social (FPS) hasta el 1 de julio de 2010, notando que la FPS era el principal instrumento de focalización de programas sociales (midiendo vulnerabilidad pero no pobreza). Aun así, se consideraba un mecanismo adecuado para la etapa inicial de implementación de la reforma previsional hasta que se diseñara un indicador que midiera pobreza y no vulnerabilidad. Posteriormente, el DL N°14 de 2010 del Ministerio del Trabajo y Previsión Social establece que la focalización se realiza usando el nuevo Instrumento Técnico de Focalización (ITF), que captura ingresos potenciales y reales del grupo familiar (Consejo Consultivo Previsional 2010 y Consejo Consultivo Previsional 2011).

La ley N°20.531 eximió desde el 1 de noviembre de 2011 el pago obligatorio de la previsión de salud, correspondiente al 7% de los ingresos imposables a los pensionados del Sistema de Pensiones Solidarias (PBSV o APSV). Este cambio se refleja en un aumento en el monto de pensión para quienes reciben PBSV o APSV. Por otro lado, al resto de los pensionados de AFP no beneficiarios del Sistema de Pensiones Solidarias se les reduce el descuento del 7% para salud a un 5% desde el 1 de diciembre de 2012.

Los reajustes materializados sobre la PBSV y la PMAS se resumen en la siguiente tabla, donde se observa que dichos reajustes se realizaron en base a la variación del Índice de Precios al Consumidor (IPC) durante 12 meses tanto para la PBSV como para el APSV.⁵ Destaca la sola excepción del reajuste del 1 de enero de 2017, donde la PBSV aumenta un 10% pero no así la PMAS. Para lo siguiente, es conveniente explicitar la forma de cálculo del APSV, que aplica cuando la pensión base es menor que la PMAS:

$$\text{Pensión Final} = \text{Pensión Base} + \text{Complemento Solidario}$$

$$\text{Complemento Solidario} = \text{PBS} - \frac{\text{PBS}}{\text{PMAS}} * \text{Pensión Base}$$

El aumento del 10% en la PBSV se traduce en un aumento sobre la pensión para quienes reciben solo PBSV y también para quienes reciben APSV. Si el APSV se aumenta en este mismo 10%, la pensión total se verá incrementada en forma inversamente proporcional al monto de la pensión autofinanciada. Para solucionar esto, no se modificó la PMAS, aunque esto se traduce en un mayor factor de ajuste sobre la pensión base, es decir, se aumenta el impuesto al ahorro previsional desde 0.308 a 0.338 para quienes reciben APSV. Según lo expuesto en Consejo Consultivo Previsional (2016) y en Consejo Consultivo Previsional (2017), se estimó que dicho cambio debiese tener un efecto marginal comparado a la introducción de la reforma del 2008 sobre el desincentivo en la oferta laboral, en la formalidad y en los ahorros previsionales.

Tabla N°6: Parámetros del sistema de pensiones solidarias, 2008-2019.

Desde	Hasta	Monto PBSV	Monto PMAS	Coertura	Reajuste PBSV	Reajuste PMAS	Var. IPC anual	PBSV / PMAS
01.07.08	30.06.09	\$60,000	\$70,000	40%				0.857
01.07.09	31.08.09	\$75,000	\$120,000	45%				0.625
01.09.09	30.06.10	\$75,000	\$150,000	50%				0.500
01.07.10	30.06.11	\$75,840	\$200,000	55%	1.12%		1.16%	0.379
01.07.11	30.06.12	\$78,449	\$255,000	60%	3.44%		3.43%	0.308
01.07.12	30.06.13	\$80,528	\$261,758	60%	2.65%	2.65%	2.65%	0.308
01.07.13	30.06.14	\$82,058	\$266,731	60%	1.90%	1.90%	1.89%	0.308
01.07.14	30.06.15	\$85,964	\$279,426	60%	4.76%	4.76%	4.77%	0.308

⁵ La variación del IPC de 12 meses fue consultada al momento de realizar este estudio y difiere en algunos casos de los reajustes efectivamente realizados dadas las posteriores modificaciones al IPC en las series históricas publicadas.

01.07.15	30.06.16	\$89,764	\$291,777	60%	4.42%	4.42%	4.42%	0.308
01.07.16	31.12.16	\$93,543	\$304,062	60%	4.21%	4.21%	4.20%	0.308
01.01.17	30.06.17	\$102,987	\$304,062	60%	10.10%	0.00%	2.71%	0.339
01.07.17	30.06.18	\$104,646	\$309,231	60%	1.61%	1.70%	1.70%	0.338
01.07.18	30.06.19	\$107,304	\$317,085	60%	2.54%	2.54%	2.55%	0.338
01.07.19	30.11.19	\$110,201	\$325,646	60%	2.70%	2.70%	2.70%	0.338

Fuente: Elaboración propia.

La ley N°21.190 en su Art. N°2 transitorio incrementó la PBSV y la PMAS a contar del 1 de diciembre de 2019 en 50% para los mayores de 80 años, en 30% para los entre 75 y 79 años, y en 25% para los menores de 75 años.

El reajuste posterior del 1 de julio de 2020 contempló la actualización de los montos de acuerdo al cambio del IPC durante los últimos 12 meses. Luego, el 1 de enero de 2021 se igualan los montos de la PBSV y la PMAS para los beneficiarios entre 75 y 79 años a los valores previos de los mayores de 80 años Consejo Consultivo Previsional (2022).

Tabla N°7: Parámetros recientes del sistema de pensiones solidarias, 2019-2022.

Desde	Hasta	Monto PBSV	Monto PMAS	Cober- tura	Reajuste PBSV	Reajuste PMAS	Var. IPC anual	PBS / PMAS
01.12.19	30.06.20	\$137,751	\$407,058	65-74	25.00%	25.00%	2.79%	0.338
		\$143,261	\$423,340	75-79	30.00%	30.00%	2.79%	0.338
		\$165,302	\$488,469	80+	50.00%	50.00%	2.79%	0.338
01.07.20	31.12.20	\$141,374	\$417,764	65-74	2.63%	2.63%	2.63%	0.338
		\$147,029	\$434,474	75-79	2.63%	2.63%	2.63%	0.338
		\$169,649	\$501,316	80+	2.63%	2.63%	2.63%	0.338
01.01.21	30.06.21	\$158,339	\$467,894	65-74	12.00%	12.00%	2.97%	0.338
		\$169,649	\$501,316	75+	15.38%	15.38%	2.97%	0.338
01.07.21	31.12.21	\$164,356	\$485,674	65-74	3.80%	3.80%	3.80%	0.338
		\$176,096	\$520,366	75+	3.80%	3.80%	3.80%	0.338
01.01.22	31.01.22	\$176,096	\$520,366	65+	7.14%	7.14%	7.17%	0.338

Fuente: Elaboración propia. Nota: La cobertura en este período se mantiene para el 60% más pobre de la población de Chile.

La ley N°21.419 vigente del 29 de enero de 2022 establece la Pensión Garantizada Universal (PGU), entregando una mayor cobertura y eliminando el impuesto al ahorro previsional implícito en el APSV.

Los beneficiarios de este instrumento son quienes satisfacen:

- Tener 65 o más años.
- Integrar el 90% más pobre de la población, excepto los 6 primeros meses de funcionamiento de la PGU, es decir, hasta el 31 de julio de 2022.
- Acreditar residencia en el territorio de la República de Chile en un periodo no inferior a 20 años continuos o discontinuos, desde que la o el solicitante haya cumplido 20 años, y en un lapso no

inferior a 4 años de residencia en los últimos 5 años inmediatamente anteriores a la fecha de presentación de la solicitud para acogerse al beneficio de la PGU.

- Contar con una pensión base menor a \$1.000.000 (monto de la pensión superior).

Si la pensión base⁶ es menor a la pensión inferior, entonces el solicitante accederá al monto máximo de la PGU. Si la pensión base es mayor a la pensión superior, el solicitante recibe su pensión autofinanciada y si está entre la pensión inferior y la superior, se calcula como:

$$Pensión\ Final = Pensión\ Base + Complemento\ Solidario$$

$$Complemento\ Solidario = PGU * \frac{Pensión\ Superior - Pensión\ Base}{Pensión\ Superior - Pensión\ inferior}$$

La focalización de la PGU se realiza mediante el Puntaje de Focalización Previsional (PGP), que requiere que el beneficiario se encuentre dentro del Registro Social de Hogares (RSH).

En la Ley N°21.538 del 1 de abril de 2023 se elimina la restricción de elegibilidad del 90% de la población más pobre de 65 años o más por la población total del país.

Tabla N°8: Parámetros del sistema de pensiones solidarias, Pensión Garantizada Universal.

Desde	Hasta	Monto PGU	Cobertura	Reajuste PGU	Pensión Superior	Pensión Inferior
01.02.22	31.05.22	\$185,000	60% población	5.06%(1)	\$1,000,000	\$630,000
01.06.22	31.07.22	\$193,917	60% población	4.82%(2)	\$1,048,200	\$660,366
01.08.22	31.01.23	\$193,917	90% población 65+	0.00%	\$1,048,200	\$660,366
01.02.23	31.03.23	\$206,173	90% población 65+	6.32%(3)	\$1,114,446	\$702,101
01.04.23		\$206,173	90% población	0.00%	\$1,114,446	\$702,101

Fuente: Elaboración propia. Notas: (1): Reajuste equivalente a la variación del IPC entre junio 2021 y diciembre 2021. (2): Reajuste equivalente a la variación del IPC entre enero 2022 y mayo 2022. (3): Reajuste equivalente a la variación del IPC entre mayo 2022 y diciembre 2022.

En resumen, las modificaciones experimentadas por los montos de la PBSV y APSV responden en la mayoría de los casos a una actualización por IPC. Una excepción corresponde a la actualización del 1 de julio de 2017, donde se aumenta solo la PBSV en 10% siendo que el IPC aumentó un 2,71% con el consecuente aumento en el factor de ajuste PBSV/PMAS, que aumenta el impuesto al ahorro previsional desde 0,308 a 0,338, pero que implica un aumento importante en la pensión final recibida por los pensionados. Luego, desde el 1 de diciembre de 2019 se aumentaron los montos en un porcentaje mayor a la inflación, manteniendo el factor de ajuste y separando entre distintos grupos de pensionados. Por último, con la introducción de la PGU, se elimina el impuesto al ahorro

⁶ La pensión base corresponde a la suma de la Pensión Autofinanciada de Referencia (PAFE) del solicitante, las pensiones de sobrevivencia percibidas de acuerdo al DL N°3.500, las pensiones de sobrevivencia en virtud de la Ley N°16.744 y las pensiones otorgadas por cualquier causa en conformidad a los regímenes previsionales administrados por el Instituto de Previsión Social.

previsional, se aumenta la cobertura para los beneficiarios y se introducen límites inferiores y superiores para mejorar el monto final de pensión recibido por las personas.

4. Datos

Las encuestas y microdatos administrativos disponibles a nivel nacional considerados para la implementación de un modelo cuantitativo que estime el impacto de cambios del Pilar No Contributivo de Pensiones de Vejez son los siguientes:

- Encuesta de Protección Social (EPS).
- Base de Datos de Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones (HPSP).
- Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN).
- Datos del Puntaje de Focalización Previsional (PFP).
- Datos de Servicios de Impuestos Internos (SII).
- Datos de Registro Civil.

A continuación, se detallan las principales características de estas fuentes de datos, desde la perspectiva de su uso para las estimaciones de este estudio.

4.1. Fuentes de datos nacionales

4.1.1. Encuesta de Protección Social (EPS)

La EPS es una encuesta encargada por la Subsecretaría de Previsión Social y que ha sido desarrollada en los años 2002, 2004, 2006, 2009, 2012, 2015 y 2019-2020. Cabe destacar que en octubre de 2023 comenzará el trabajo de campo de la octava versión.

Esta encuesta posee información longitudinal sobre el mercado laboral chileno y el sistema de protección social, abordando preguntas sobre educación, salud, patrimonios y activos, seguridad social, información sobre el hogar y capacitación laboral. En su primera implementación en el año 2002 la muestra encuestada solo incluía la población afiliada a los sistemas de pensiones, limitando la representatividad de la encuesta, pero desde el año 2004 se incorpora una muestra de personas no afiliadas al sistema de pensiones, con lo que la representatividad es a nivel nacional. La EPS del año 2015 es una fuente de datos que es particularmente importante de detallar puesto que a partir de ésta se construyó la muestra cubierta por los datos de la HPSP. Esta encuesta consiste en 16.906 registros a entrevistados vivos, distribuidos de la siguiente forma (Centro UC Encuestas y Estudios Longitudinales (2016)):

Tabla N°9: Distribución de la muestra de la EPS del 2015 según tipo de muestra EPS.

Tipo de muestra	Frecuencia
Afiliados 2002	8.070
No afiliados 2004	1.591
Nuevos afiliados 2004	467
Refresco 2015	6.778
Total	16.906

Fuente: Elaboración propia en base a la EPS del 2015.

En esta desagregación, los afiliados 2002 corresponden a la muestra de afiliados al sistema de pensiones seleccionados para ser entrevistados en la primera ronda de la EPS 2002; los no afiliados 2004 corresponden a la muestra de personas no afiliadas al sistema de pensiones seleccionadas para ser entrevistadas en la EPS 2004, y así completar una muestra representativa de la población de 18 años y más; los nuevos afiliados 2004 corresponden a la muestra de afiliados entre septiembre 2001 y diciembre 2003, siendo el refresco de la muestra de afiliados seleccionados en la ronda del 2002; y el refresco 2015 corresponde a la muestra de refresco que compensa el envejecimiento del panel que fue actualizado, por última vez, en diciembre 2003. De esta forma, la muestra del 2015 representa a la población de personas que cumplieron 18 años entre enero 2004 y junio 2015.

La distribución de los encuestados en la EPS 2015 (ponderados por su factor de expansión) según características sociodemográficas se muestra en la Tabla N°10, notando que la región reportada por los encuestados corresponde a la región de nacimiento, la cual posee una tasa de respuesta del 22%, y donde 86 registros se asocian a la respuesta “Fuera de Chile”, correspondiente a entrevistados extranjeros.

Tabla N°10: Características de los encuestados en la EPS del 2015 en función de características sociodemográficas y afiliación al sistema previsional.

Sexo / Edad / Región	¿Se encuentra afiliado a algún sistema previsional?		
	Sí	No	Total
Hombre	5,595,143	1,049,707	6,644,850
Mujer	4,764,472	2,151,659	6,916,130
18-29	2,423,801	1,080,511	3,504,312
30-49	4,515,933	589,495	5,105,428
50-64	2,115,001	662,829	2,777,831
65+	1,304,880	868,531	2,173,411
XV-I-II-III	163,061	120,471	283,532
IV	90,563	52,129	142,692
V	231,747	101,897	333,644
VI	111,789	42,019	153,808
VII	148,164	58,761	206,925
VIII	287,568	163,806	451,374

IX	124,459	75,244	199,703
X-XIV	162,915	70,782	233,697
XI-XII	39,688	10,068	49,756
RM	968,551	365,304	1,333,855
Sin dato	8,031,110	2,140,885	10,171,995
Total	10,359,615	3,201,366	13,560,981

Fuente: Elaboración propia en base a la EPS del 2015.

La EPS posee en sus distintas versiones un módulo de historias laborales, donde el entrevistado describe sus historias laborales desde 1982 en cuanto a sus períodos de ocupación, cesantía o inactividad, y responde, entre otras, a preguntas como las siguientes:

- Si es que firmó contrato de trabajo.
- Si se encontraba cotizando para algún sistema previsional.
- Las razones para los cuales no cotizó si es que este fue el caso.

Dado lo anterior, esta encuesta permite capturar la historia de cotizaciones previsionales de una muestra representativa a nivel nacional (a partir de las historias laborales auto reportadas por el entrevistado), junto con una caracterización detallada del entrevistado y de su hogar.

4.1.2. Base de datos de Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones (HPSP)

Esta base de datos está conformada por una muestra representativa de la población afiliada (activos, pensionados y fallecidos) al sistema de pensiones en base a la muestra teórica de la EPS 2015 (Superintendencia de Pensiones, 2023).

La base de datos se compone de distintos (nueve) archivos, que incluyen:

- Características individuales de los afiliados.
- Información mensual con registros históricos de distintas cuentas de ahorro, entre las que se encuentran la Cuenta de Capitalización Individual de Cotizaciones Obligatorias (CCICO), la Cuenta de Capitalización Individual de Cotizaciones Voluntarias (CCICV) y la Cuenta de Capitalización Individual de Afiliado Voluntario (CCIAV).
- Registro histórico de pagos de Aporte Previsional Solidario (de Vejez, APSV, y de Invalidez, APSI) y de Pensión Garantizada Universal (PGU).

Actualmente, existe información al cierre de diciembre de 2022 y cuyo manual de uso se encuentra actualizado a septiembre de 2023.

El archivo de afiliados (28.828 datos) posee información individual para cada una de las personas de la muestra de esta base de datos sobre variables como:

- Sexo: variable que existe para la totalidad de registros, con 13.844 registros de mujeres y 14.984 de hombres.

- Fecha de nacimiento: variable con tres registros faltantes, con un mínimo igual a “190006” (correspondiente a junio de 1900) y un máximo igual a “200306” (correspondiente a junio de 2003).
- Región: variable con 406 registros faltantes, dos registros iguales a 99 (sin información) y el resto de los registros entre 1 y 16 (correspondiente a las distintas regiones del país).
- Nacionalidad: variable con 8 registros faltantes, 28.640 registros iguales a “C” (chilenos) y 180 registros iguales a “E” (extranjeros).
- Tipo de pensión: variable con 6.524 registros válidos, con la siguiente distribución de valores:

Tabla N°11: Registros en la tabla de Características Afiliados asociados a la variable Tipo de pensión.

Código	Descripción	Frecuencia
0	Sin información	24
1	Retiro Programado	5.141
2	Renta Vitalicia Inmediata	829
3	Renta Temporal con Renta Vitalicia Diferida	526
4	Retiro Programado con Renta Vitalicia Inmediata	4
Total		6.524

Fuente: Elaboración propia en base a las Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones (HPSP).

- Modalidad de pensión: variable con 6.524 registros válidos, con la siguiente distribución de valores:

Tabla N°12: Registros en la tabla de Características Afiliados asociados a la variable Modalidad de pensión.

Código	Descripción	Frecuencia
1	Vejez edad	4.195
2	Vejez anticipada	819
3	Vejez edad por trabajo pesado	21
11	Invalidez total segundo dictamen o dictamen posterior	172
12	Invalidez parcial segundo dictamen o dictamen posterior	90
13	Invalidez total previa	2
14	Invalidez parcial previa	3
15	Invalidez cubierta por el seguro con anterioridad a la Ley 18.964	12
16	Invalidez no cubierta por el seguro con anterioridad a la Ley 18.964	4
19	Invalidez total único dictamen	440
20	Otorga pensión de sobrevivencia	766
Total		6.524

Fuente: Elaboración propia en base a las Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones (HPSP).

- Fecha de afiliación al sistema de pensiones: variable con 288 registros iguales a 0, con un mínimo igual a “198105” (correspondiente a mayo de 1981) y un máximo igual a “202211” (correspondiente a noviembre 2022).
- AFP del afiliado: variable que existe para la totalidad de los 28.828 registros.

El archivo llamado “Registro histórico de pagos de Aporte Previsional Solidario y de Pensión Garantizada Universal” contiene 196.777 registros con el desglose según la Tabla N°13.

Tabla N°13: Registros en la tabla de Pagos de Aporte Previsional Solidario y de Pensión Garantizada Universal.

Código	Descripción	Frecuencia
1	APS Vejez	143.996
2	APS Invalidez	31.786
3	PGU	20.995
Total		196.777

Fuente: Elaboración propia en base a las Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones (HPSP).

Cabe destacar que en los registros no existe información de personas que recibieron Pensión Básica Solidaria de Vejez (PBSV) dado que uno de los requisitos para recibir esta pensión es no tener derecho a una pensión autofinanciada y los registros de la HPSP se construyen a partir de personas afiliadas al sistema previsional y que han cotizado al menos una vez en el sistema de AFP.

Dado que esta base de datos está conformada por una muestra representativa de la población afiliada (activos, pensionados y fallecidos) al sistema de pensiones en base a la muestra teórica de la EPS 2015, a continuación, se analiza su representatividad. El cruce de información entre la HPSP y la EPS 2015 (donde se considera el empalme con las personas vivas puesto que este conjunto, que corresponde a 16.906 registros de entrevistados vivos, cuenta con información sobre su factor de expansión) se muestra en la Tabla N°14.

De los 28.828 datos de la HPSP, un 51,6% (correspondiente a 14.888 registros) se encuentran también en la base de datos de la EPS 2015, mientras que el resto (13.940 registros) no empalman con la información de la EPS 2015. Usando el factor de expansión de la EPS 2015, se tiene que los registros de esta encuesta son representativos de 13,6 millones de personas, y que de estos, 11,7 millones se observan en la HPSP.

Tabla N°14: Registros existentes en el cruce entre la HPSP y EPS del 2015.

Descripción	Frecuencia sin ponderar	Frecuencia ponderada
Registros solo en la EPS 2015	2.018	1.843.815
Registros solo en la HPSP	13.940	
Registros en la EPS 2015 y HPSP	14.888	11.717.166
Total	30.846	13.560.981

Fuente: Elaboración propia en base a las Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones (HPSP) y a la EPS del 2015.

La distribución de registros en esta base de datos según características sociodemográficas se muestra en la siguiente tabla (notando que todas las personas en esta base de datos se encuentran afiliadas al sistema previsional):

Tabla Nº15: Características de los en la HPSP en función de características sociodemográficas y categoría vivo versus fallecido.

Sexo / Edad / Región	Categoría del afiliado		
	Vivo	Fallecido	Total
Hombre	13,111	733	13,844
Mujer	13,257	1,727	14,984
18-29	2,208	99	2,307
30-49	12,413	371	12,784
50-64	7,009	658	7,667
65+	4,735	1,330	6,065
Sin dato o 17 años	3	2	5
XV-I-II-III	2,050	187	2,237
IV	1,166	104	1,270
V	2,746	261	3,007
VI	1,352	140	1,492
VII	1,674	154	1,828
VIII-XVI	3,019	296	3,315
IX	1,214	104	1,318
X-XIV	1,793	173	1,966
XI-XII	515	51	566
RM	10,450	971	11,421
Sin dato	389	19	408
Total	26,368	2,460	28,828

Fuente: Elaboración propia en base a las Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones (HPSP).

De los 5 datos sin información de edad, tres efectivamente no poseen fecha de nacimiento y dos poseen menos de 18 años.

4.1.3. Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN)

Esta encuesta ha sido desarrollada desde 1985 por el Ministerio de Desarrollo Social, con una periodicidad trianual (y bianual entre 2009 y 2011). Su objetivo es reunir información periódica sobre la situación de los hogares y la población y servir como base para la evaluación de políticas sociales.

La encuesta está conformada por 7 módulos de preguntas (residente, educación, trabajo, ingresos, salud, temas emergentes y vivienda). La publicación más reciente corresponde a la CASEN del año 2022, la cual contiene información levantada entre noviembre 2022 y febrero 2023, por lo que

además de capturar información sobre la Pensión Básica Solidaria de Vejez (PBSV) y Aporte Previsional Solidario de Vejez (APSV), considera información sobre la Pensión Garantizada Universal (PGU).

Esta encuesta permite caracterizar a la población chilena en distintos momentos del tiempo, que recibe distintos tipos de pensión, aunque no posee información relativa a la historia laboral y previsional de las personas y los últimos levantamientos no corresponden a un levantamiento tipo panel, sino más bien a un levantamiento de corte transversal.

La encuesta CASEN del 2015 es importante de analizar puesto que sirve de comparación con la EPS del 2015, que es la muestra teórica con la que se construyó la base de datos de HPSP. Esta encuesta posee 266.968 registros, que al restringirse a la población mayor de 18 años posee las distribuciones (ponderadas por los factores de expansión) descritas en la Tabla Nº16. Las distribuciones en la CASEN 2022 (que posee 202.231 registros) se muestran en la Tabla Nº17.

Tabla Nº16: Características de la población mayor de 18 años en la CASEN 2015 en función de características sociodemográficas y afiliación al sistema previsional.

Sexo / Edad / Región	¿Se encuentra afiliado a algún sistema previsional?			Total
	Sí	No	No sabe	
Hombre	4.928.741	1.064.671	83.388	6.076.800
Mujer	4.733.038	2.233.696	139.936	7.106.670
18-29	2.046.371	1.334.268	88.265	3.468.904
30-49	3.644.806	697.377	49.094	4.391.277
50-64	2.382.291	676.441	46.163	3.104.895
65+	1.588.311	590.281	39.802	2.218.394
XV-I-II-III	716.373	234.055	16.929	967.357
IV	430.410	122.301	5.246	557.957
V	1.055.363	315.695	21.162	1.392.220
VI	536.154	141.673	7.330	685.157
VII	557.391	203.513	13.809	774.713
VIII	1.067.786	482.560	34.648	1.584.994
IX	464.897	247.600	20.524	733.021
X-XIV	602.251	298.717	16.042	917.010
XI-XII	150.901	36.093	1.679	188.673
RM	4.080.253	1.216.160	85.955	5.382.368
Total	9.661.779	3.298.367	223.324	13.183.470

Fuente: Elaboración propia en base a la encuesta CASEN 2015.

Tabla N°17: Características de la población mayor de 18 años en la CASEN 2022 en función de características sociodemográficas y afiliación al sistema previsional.

Sexo / Edad / Región	¿Se encuentra afiliado a algún sistema previsional?			Total
	Sí	No	No sabe	
Hombre	5,905,919	1,579,915	59,991	7,545,825
Mujer	5,329,337	2,497,988	54,309	7,881,634
18-29	1,933,555	1,486,363	33,693	3,453,611
30-49	4,890,496	971,974	44,493	5,906,963
50-64	2,644,301	799,293	20,215	3,463,809
65+	1,766,904	820,273	15,899	2,603,076
XV-I-II-III	867,933	380,421	10,036	1,258,390
IV	428,095	233,354	7,329	668,778
V	1,150,443	403,010	12,647	1,566,100
VI	584,375	202,448	4,414	791,237
VII	635,086	264,511	5,554	905,151
VIII-XVI	1,190,071	512,196	8,856	1,711,123
IX	540,495	241,734	8,918	791,147
X-XIV	712,085	303,749	4,598	1,020,432
XI-XII	182,109	37,301	923	220,333
RM	4,944,564	1,499,179	51,025	6,494,768
Total	11,235,256	4,077,903	114,300	15,427,459

Fuente: Elaboración propia en base a la encuesta CASEN 2022.

Representatividad de la HPSP en comparación a la CASEN 2015 y 2022

Para determinar la representatividad de la HPSP, se calculan las distribuciones según características sociodemográficas a partir de las Tablas N°14 (EPS 2015), N°15 (HPSP), N°16 (CASEN 2015) y N°17 (CASEN 2022), en donde se muestran las frecuencias dentro de cada grupo sociodemográfico. Adicionalmente, se incluye el cruce de los datos entre la EPS 2015 y la HPSP.

Una primera comparación se realiza por regiones. En este caso, las distribuciones son muy similares entre distintas fuentes de datos. Algo similar sucede con la distribución por género: el 50% de los registros de la HPSP son mujeres, mientras que este porcentaje es de 49% en la CASEN 2015 y 47% en la CASEN 2022, donde se comparan las cifras con la población afiliada al sistema previsional. Los fallecidos en la HPSP están más concentrados en mujeres, situación que se revierte al considerar también la población viva. En cuanto a la distribución por edad, la HPSP subrepresenta a los menores de 18 años y sobrerrepresenta a los mayores de 65 años. Este comportamiento es mucho mayor al considerar la población fallecida (Ver tabla N°18).

4.1.4. Datos del Puntaje de Focalización Previsional (PFP)

Los datos del Puntaje de Focalización Previsional (PFP) son elaborados por el Instituto de Previsión Social (IPS) y cubren a personas en Chile con 65 años o más que son beneficiarias del pilar no

contributivo de pensiones. Estos datos contienen, además del PFP, la fecha de nacimiento, edad, sexo, fecha de afiliación, meses cotizados, la Pensión Base de las personas⁷, el tipo de beneficio y su monto asociado. Esta información se encuentra actualizada a octubre 2022 con montos en pesos de noviembre 2022.

Tabla N°18: Distribución de la población mayor de 18 años en la HPSPS, HPSP empalmada con la EPS 2015, EPS 2015, CASEN 2015 y CASEN 2022 en función de características sociodemográficas, afiliación al sistema previsional y categoría vivo versus fallecido.

Sexo / Edad / Región	HPSP			HPSP y EPS 2015			EPS 2015			CASEN 2015			CASEN 2022		
	Se encuentra vivo						¿Se encuentra afiliado a algún sistema previsional?								
	Sí	No	Total	Sí	No	Total	Sí	No	Total	Sí	No	Total	Sí	No	Total
Hombre	50%	30%	48%	54%	38%	52%	54%	33%	49%	51%	32%	46%	53%	39%	49%
Mujer	50%	70%	52%	46%	62%	48%	46%	67%	51%	49%	68%	54%	47%	61%	51%
18-29	8%	4%	8%	24%	47%	28%	23%	34%	26%	21%	40%	26%	17%	36%	22%
30-49	47%	15%	44%	46%	22%	42%	44%	18%	38%	38%	21%	33%	44%	24%	38%
50-64	27%	27%	27%	21%	15%	20%	20%	21%	20%	25%	21%	24%	24%	20%	22%
65+	18%	54%	21%	9%	16%	10%	13%	27%	16%	16%	18%	17%	16%	20%	17%
XV-I-II-III	8%	8%	8%	7%	11%	8%	7%	11%	8%	7%	7%	7%	8%	9%	8%
IV	4%	4%	4%	4%	5%	4%	4%	5%	4%	4%	4%	4%	4%	6%	4%
V	10%	11%	10%	10%	10%	10%	10%	10%	10%	11%	10%	11%	10%	10%	10%
VI	5%	6%	5%	5%	4%	5%	5%	4%	5%	6%	4%	5%	5%	5%	5%
VII	6%	6%	6%	6%	6%	6%	6%	6%	6%	6%	6%	6%	6%	6%	6%
VIII-XVI	11%	12%	11%	12%	14%	13%	12%	15%	13%	11%	15%	12%	11%	13%	11%
IX	5%	4%	5%	5%	7%	6%	5%	7%	6%	5%	8%	6%	5%	6%	5%
X-XIV	7%	7%	7%	7%	6%	7%	7%	7%	7%	6%	9%	7%	6%	7%	7%
XI-XII	2%	2%	2%	2%	1%	1%	2%	1%	1%	2%	1%	1%	2%	1%	1%
RM	40%	39%	40%	42%	36%	40%	42%	34%	39%	42%	37%	41%	44%	37%	42%

Fuente: Elaboración propia en base a la encuesta HPSP, EPS 2015, CASEN 2015 y CASEN 2022.

Esta información es útil para este estudio puesto que permite estimar el PFP en base a características observables de esta base de datos, de la HPSP y de la EPS. Dado lo anterior, se puede construir el puntaje asociado a la elegibilidad para recibir pensiones solidarias. Disponer del puntaje de focalización previsional provee información necesaria para aplicar la metodología de regresión discontinua, dado que permite identificar personas en torno al puntaje de corte de elegibilidad, con

⁷ La pensión base corresponde a la suma de la Pensión Autofinanciada de Referencia (PAFE) del solicitante, las pensiones de sobrevivencia percibidas de acuerdo al DL N°3.500, las pensiones de sobrevivencia en virtud de la Ley N°16.744 y las pensiones otorgadas por cualquier causa en conformidad a los regímenes previsionales administrados por el Instituto de Previsión Social. Por otro lado, la PAFE es aquella que se calculará como una renta vitalicia inmediata del decreto ley N°3.500 de 1980, sin condiciones especiales de cobertura, considerando la edad, el grupo familiar y el total del saldo acumulado en la cuenta de capitalización individual, que el beneficiario tenga a la fecha de pensionarse por vejez o invalidez de acuerdo a referido decreto ley, incluida, cuando corresponda, la o las bonificaciones establecidas en el artículo 74 más el interés real que haya devengado a dicha fecha. Para este cálculo se utilizará la tasa de interés promedio implícita en las rentas vitalicias de vejez, otorgadas de conformidad al decreto ley N°3.500 de 1980, en los últimos 6 meses inmediatamente anteriores a aquel en que el beneficiario se haya pensionado por vejez. En este saldo, no se incluirán las cotizaciones voluntarias, los depósitos de ahorro previsional voluntario, el ahorro previsional voluntario colectivo ni los depósitos convenidos a que se refiere el decreto ley N°3.500 de 1980.

lo que se puede comparar un subgrupo con puntaje sobre y otro subgrupo con bajo el corte de elegibilidad.

4.1.5. Datos de Servicios de Impuestos Internos (SII)

Estos datos corresponden a información administrativa del Servicio de Impuestos Internos (SII). Esta información podría ser útil para este estudio puesto que permite complementar información sobre los ingresos de las personas, aunque posee la desventaja de no capturar trabajadores informales.

4.1.6. Datos de Registro Civil

Estos datos corresponden a información administrativa de Registro Civil. Esta información podría ser útil para este estudio puesto que permite analizar los cambios en el estado civil de las personas y determinar si es que esta modificación afecta las decisiones laborales. También consiste en información administrativa que permitiría comparar información auto reportada de la EPS.

4.2. Virtudes y limitaciones de las bases de datos revisadas

Con todo, las cuatro principales fuentes de datos (de las cuales ya se posee acceso y poseen una llave de empalme en el caso de la EPS, HPSP y PFP) poseen distintas virtudes y limitaciones para aplicar las metodologías de estimación para medir el impacto de los beneficios previsionales no contributivos sobre el mercado laboral y el ahorro previsional que se describen a continuación:

- Encuesta de Protección Social (EPS):
 - o Virtudes: Es representativa de la población chilena; posee historia laboral mes a mes de los afiliados y no afiliados al sistema de pensiones; posee una caracterización muy completa de las personas y del hogar del entrevistado; y puede ser empalmada con la información de la HPSP mediante un identificador asociado a cada persona.
 - o Limitaciones: No es información administrativa, sino que es auto reportada; cubre información al momento en que la encuesta es levantada (la última encuesta disponible a la fecha corresponde al levantamiento realizado en 2019-2020), por lo que no se observa el comportamiento de las personas posterior a la última encuesta realizada; y a excepción de las historias laborales, contiene información sobre la mayoría de las variables en el momento en que la encuesta fue levantada y no con posterioridad a dicha fecha.

- Base de Datos de Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones (HPSP):
 - o Virtudes: Es información administrativa que posee la totalidad de la información de los afiliados al sistema de pensiones; la muestra representativa es construida a partir de la EPS 2015, por lo que es representativa a nivel nacional y puede ser empalmada con información de la EPS; y posee registros mensuales sobre las cotizaciones previsionales y sobre las pensiones pagadas.

- Limitaciones: No captura beneficios de la Pensión Básica Solidaria (dado que estos registros se entregan a individuos no afiliados al sistema previsional); y no posee información asociada a la focalización de los beneficios previsionales, aunque dicha información se complementa mediante el empalme con datos administrativos del Instituto de Previsión Social (IPS) relativos al Puntaje de Focalización Previsional que cubre a los beneficiarios del pilar no contributivo de pensiones con 65 años o más.
- Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN):
 - Virtudes: Es representativa de la población chilena y permite obtener una caracterización de la población que trabaja, cotiza y recibe pensiones en las fechas donde esta encuesta fue levantada.
 - Limitaciones: No es información administrativa; no cubre información sobre las historias laborales y previsionales, lo que sí es capturado por las otras dos fuentes de información; y no es posible de empalmar con la EPS o con la HPSP.
- Datos del Puntaje de Focalización Previsional (PFP):
 - Virtudes: Corresponde a información administrativa detallada de los beneficiarios del pilar no contributivo previsional. Con esta información, se puede estimar una ecuación que simule el puntaje para el resto de la población no cubierta en la base de datos y así determinar elegibilidad (y cercanía al puntaje de corte de elegibilidad para implementar la metodología de regresión discontinua).
 - Limitaciones: No posee información para todos los posibles beneficiarios del pilar no contributivo previsional antes de pensionarse.

5. Metodología

5.1. Hipótesis de trabajo

A partir de la revisión bibliográfica que analiza el efecto de los beneficios previsionales no contributivos sobre el mercado laboral y el ahorro previsional se establecen una serie de hipótesis de trabajo:

- Hipótesis N°1: Ante una mayor pensión no contributiva, mayor es el efecto ingreso asociado a este beneficio y las personas disminuyen su densidad de cotizaciones (puesto que a mayor ingreso aumentan sus niveles de consumo y de ocio).
- Hipótesis N°2: Se espera que el efecto anterior sea mayor mientras la persona esté más cerca del momento de pensionarse y menor en personas más jóvenes.

En el sistema de pensiones actual de Pensión Garantizada Universal (PGU) no posee un impuesto implícito sobre el ahorro previsional, que sí existía en el sistema previo con el Aporte Previsional Solidario de Vejez (APSV). Las siguientes dos hipótesis se plantean para ser evaluadas durante la vigencia del APSV. Aun cuando estas hipótesis no son válidas con la PGU, su análisis es relevante para determinar si los incentivos sobre las cotizaciones previsionales e informalidad han cambiado producto de la eliminación de este impuesto implícito.

- Hipótesis N°3: Ante un mayor factor de ajuste⁸, mayor es el efecto sustitución asociado al ahorro previsional (dado que el impuesto implícito al ahorro previsional es mayor) y las personas disminuyen su densidad de cotizaciones.
- Hipótesis N°4: Se espera que el efecto anterior sea menor mientras la persona esté más cerca del momento de pensionarse y mayor en personas más jóvenes (puesto que su ahorro previsional rentará durante más períodos previo a la jubilación).

Para testear las hipótesis N°1 y N°2 se utilizarán variaciones en los montos asociados a la Pensión Básica Solidaria de Vejez (PBSV) que hayan cambiado más allá del monto ajustado por el Índice de Precios al Consumidor (IPC). Así por ejemplo, fechas relevantes a considerar son:

- Enero 2017: donde la PBSV aumentó un 10.1%, mientras que la variación anual del IPC fue de 2.7%. Cabe destacar que en esta fecha se mantuvo sin reajuste la Pensión Máxima con Aporte Solidario (PMAS), por lo que el factor de ajuste dado por el ratio PBSV/PMAS (y que corresponde a una medida del impuesto implícito al ahorro previsional) aumentó desde 0.308 a 0.339.
- Diciembre 2019: donde la PBSV aumentó entre 25% y 50%, con diferencias por tramo etario (aumento de 25% para beneficiarios entre 65 y 74 años, aumento de 30% para beneficiarios entre 75 y 79 años y aumento de 50% para beneficiarios de 80 años y más), mientras que la variación anual del IPC fue de 2.8%. En esta fecha, la PMAS se reajustó en el mismo porcentaje que la PBSV por lo que el factor de ajuste se mantuvo en 0.338.
- Enero 2021: donde la PBSV aumentó entre 12% y 15.4%, con diferencias por tramo etario (aumento de 12% para beneficiarios entre 65 y 74 años y aumento de 15.4% para beneficiarios de 75 años y más), mientras que la variación anual del IPC fue de 3.0%. En esta fecha, la PMAS se reajustó en el mismo porcentaje que la PBSV por lo que el factor de ajuste se mantuvo en 0.338.

Estas variaciones exógenas corresponden a experimentos cuasi naturales donde el monto de la pensión no contributiva se modificó de forma extraordinaria.

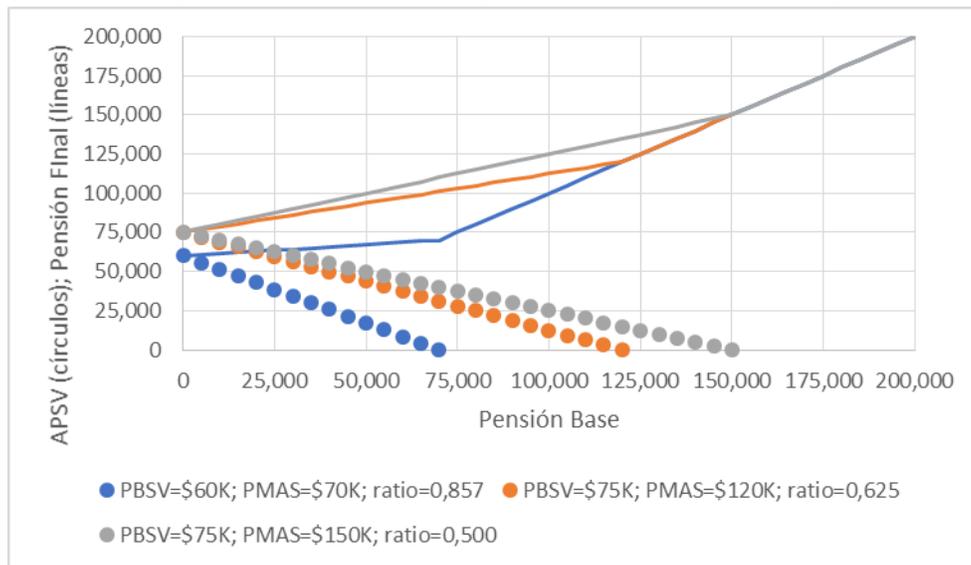
⁸ Valor obtenido al dividir el monto de la Pensión Básica Solidaria de Vejez (PBSV) por el valor de la Pensión Máxima con Aporte Solidario (PMAS).

Aunque la Pensión Garantizada Universal (PGU) no sufrió modificaciones en su monto que superaran la variación del IPC, sí experimentó un aumento en su cobertura en agosto de 2022, cuando pasó a cubrir desde el 60% más pobre de la población chilena al 90% más pobre de las personas mayores de 65 años.⁹

Para testear las hipótesis N°3 y N°4 se utilizarán las variaciones en el factor de ajuste, el que disminuyó desde 0,857 entre julio 2008 y junio 2009, a 0,625 entre julio 2009 y agosto 2009 y a 0,5 entre septiembre 2009 y junio 2010 (Figura N°1). En esta figura se muestra en círculos el monto del Aporte Previsional Solidario de Vejez (APSV) como función de la pensión base para distintos parámetros de pensiones solidarias y en líneas sólidas el monto de la pensión final, correspondiente a la suma de la pensión base más el APSV.

Por ejemplo, una persona con una pensión base igual a \$30.000 recibe un Aporte Previsional Solidario de Vejez (APSV) de \$34.286 cuando el factor de ajuste era de 0,857, un APSV de \$56.250 cuando el factor de ajuste era de 0,625 y un APSV de \$60.000 cuando el factor de ajuste era de 0,5, es decir, los incentivos para el ahorro previsional aumentaron en el tiempo durante estas fechas.

Figura N°1: Aporte Previsional Solidario de Vejez (APSV) y Pensión Final en base a la Pensión Base para distintos parámetros de beneficios previsionales no contributivos, 2008-2010.



Fuente: Elaboración propia en base a información recogida en el informe 2 de este estudio.

⁹ Aunque en abril 2023 la cobertura de la PGU pasó desde el 90% de la población más pobre de 65 años y más al 90% más pobre de toda la población chilena sin discriminar por edad, y donde no se reajustó el monto de la PGU, se hace notar que este cambio no puede ser evaluado con los datos actualmente disponibles dado que en la HPSP se cuenta con información hasta diciembre 2022.

5.2. Propuesta de modelos cuantitativos a estimar

A continuación, se detallan 5 modelos cuantitativos que se propone implementar para estimar el impacto de los beneficios previsionales no contributivos en el mercado laboral y ahorro previsional. Estos modelos corresponden a la estimación mediante diferencias, mediante diferencias en diferencias, emparejamiento (o *matching*), variables instrumentales y regresión discontinua.

A priori, no es claro que de entre los 5 métodos uno sea mejor que otro, sino más bien que el resultado depende de las características de los datos disponibles y de los ajustes de cada estimación una vez que los modelos se aplican a los datos. Los 5 métodos comparten la ventaja que son implementables de forma relativamente sencilla y directa, con códigos de programación disponibles en los principales paquetes estadísticos, como STATA o RStudio.

Para introducir la propuesta de modelos cuantitativos, primeramente, se hace referencia a la teoría de evaluación de impacto de un programa. El impacto de un programa o tratamiento se define como la diferencia entre la variable de resultado de un individuo participante en el programa en presencia del programa y la variable de resultado de ese individuo en ausencia del programa. Formalmente, siguiendo a Roy (1951), se definen:

- D_i : indicador de tratamiento.
- $D_i = 1$: si el individuo recibe el tratamiento.
- $D_i = 0$: si el individuo no recibe el tratamiento.
- $Y_i(1)$: variable de resultado si el individuo i recibe el tratamiento.
- $Y_i(0)$: variable de resultado si el individuo i no recibe el tratamiento.

Entonces, el impacto de un programa se define como:

$$\tau_i = Y_i(1) - Y_i(0) \quad (21)$$

La problemática detrás de la medición de τ_i es que para un individuo se mide $Y_i(1)$ en caso de que $D_i = 1$ o $Y_i(0)$ en caso de que $D_i = 0$, pero no es posible medir ambos resultados simultáneamente.

La elección del modelo de medición de impacto consiste en determinar la forma apropiada en que se puede estimar τ_i en los datos. Una primera forma es mediante la medición del impacto promedio del programa sobre los tratados (Average Treatment on the Treated, ATT):

$$\tau_{ATT} = E[\tau_i | D_i = 1] = E[Y_i(1) | D_i = 1] - E[Y_i(0) | D_i = 1] \quad (22)$$

Que corresponde a la diferencia entre el promedio de la variable de resultado en presencia del tratamiento $Y_i(1)$ en el grupo de participantes del programa $D_i = 1$ y la variable de resultado en ausencia del tratamiento $Y_i(0)$ en el grupo de participantes del programa $D_i = 1$. Dado que no observamos $E[Y_i(0) | D_i = 1]$, el desafío es determinar la forma más apropiada de encontrar una

aproximación para este término (conocido como contrafactual). Una aproximación plausible es utilizar la variable de resultado en ausencia del tratamiento $Y_i(0)$ en el grupo de no participantes (pero elegibles) del programa $D_i = 0$ (conocido como grupo de control), es decir, medir $E[Y_i(0) | D_i = 1]$ a través de una aproximación igual a $E[Y_i(0) | D_i = 0]$. Esta condición (conocida como supuesto de independencia condicional), supone que los promedios de la variable de resultado sean idénticos en el grupo de tratamiento y en el grupo de control en ausencia del programa. Si es que este es el caso, entonces la participación del programa es independiente de las características del individuo y el impacto promedio del programa sobre los tratados se puede medir a través de un estimador de diferencias en la siguiente ecuación:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + u_i \quad (23)$$

Que satisface que:

$$E[u_i | D_i] = 0 \quad (24)$$

Entonces se podría utilizar esta aproximación y el impacto promedio del programa sobre los tratados satisface:

$$\tau_{ATT} = E[\tau_i | D_i = 1] = E[Y_i(1) | D_i = 1] - E[Y_i(0) | D_i = 0] \quad (25)$$

Lo anterior justifica una primera propuesta de modelo de estimación. Si es que se cumple el supuesto dado por la ecuación (24), entonces la obtención de $\hat{\beta}_1$ por Mínimos Cuadrados Ordinarios corresponde a una estimación consistente e insesgada del efecto del programa.

- Alternativa de estimación N°1: Estimar el impacto promedio del programa mediante un estimador de diferencias (ecuación (23)).

La ecuación (23) puede incorporar variables explicativas adicionales, como, por ejemplo, edad, sexo y número de personas en el hogar. Adicionalmente, dado que existe variación temporal en los montos paramétricos de los beneficios previsionales no contributivos, se puede extender la ecuación (23) para registrar efectos temporales donde los beneficios cambiaron en su generosidad, lo que corresponde al modelo de diferencias en diferencias dado por la estimación mediante Mínimos Cuadrados Ordinarios de:

$$\Delta Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + u_i \quad (26)$$

Que equivale a medir el impacto del programa a partir de la ecuación:

$$\tau_{DiD} = \{E[Y_2 | D_i = 1] - E[Y_1 | D_i = 1]\} - \{E[Y_2 | D_i = 0] - E[Y_1 | D_i = 0]\} \quad (27)$$

Que, en comparación al método de diferencias, permite:

- Aumentar la eficiencia del estimador.
- Eliminar diferencias preexistentes entre el grupo de tratamiento y el grupo de control (en la variable de resultado), notando que esto no es un problema si es que cumple el supuesto de tendencias paralelas.

Al igual que en el caso de la estimación mediante diferencias, en esta especificación se pueden incluir variables explicativas que midan características de los individuos antes del programa y que no sean afectadas directamente por el tratamiento. Lo anterior justifica la segunda propuesta de modelo de estimación.

- Alternativa de estimación N°2: Estimar el impacto promedio del programa mediante un estimador de diferencias en diferencias (ecuación (26)).

Recordar que la estimación de las ecuaciones (23) y (26) se basa en el supuesto de independencia condicional $E[u_i | D_i] = 0$. Si es que este supuesto no se cumple, entonces la estimación de τ_{ATT} incorpora además la estimación de un sesgo de selección dado por el segundo paréntesis de la siguiente ecuación:

$$\begin{aligned} \tau_{ATT} &= E[\tau_i | D_i = 1] = E[Y_i(1) | D_i = 1] - E[Y_i(0) | D_i = 1] \\ &= \{E[Y_i(1) | D_i = 1] - E[Y_i(0) | D_i = 0]\} \\ &\quad - \{E[Y_i(0) | D_i = 1] - E[Y_i(0) | D_i = 0]\} \end{aligned} \quad (28)$$

Este sesgo de selección se puede modelar de distintas formas, lo que da origen a tres alternativas de estimación que se pretende estimar en el desarrollo de este estudio:

- Alternativa de estimación N°3: Emparejamiento. Donde la selección del programa se da en base a variables observables.
- Alternativa de estimación N°4: Variables instrumentales. Donde la selección del programa se da en base a variables no observables.
- Alternativa de estimación N°5: Regresión discontinua: Donde se utiliza la variación exógena al tratamiento cuando la participación cambia de forma discontinua con una variable observada.

La alternativa de estimación N°3 asume que la selección se debe a diferencias de características observables (Imbens & Rubin, 2015), lo que requiere que satisfaga la condición de independencia condicional:

$$Y(0), Y(1) \perp D | X \quad (29)$$

Esta condición permite, condicional en las variables observables, estimar el impacto del programa como la diferencia entre el promedio de las variables de resultado del grupo de tratamiento y del grupo de control y que genera una estimación insesgada.

En la práctica, se puede emparejar individuos en base a la probabilidad estimada de participación en el programa dadas sus características observables $P(X) = P(D = 1 | X)$, para lo que se requiere un supuesto adicional, que corresponde al supuesto de soporte común, y que permite que individuos con el mismo set de características observables tengan una probabilidad positiva de ser participantes o de no ser participantes del programa:

$$0 < P(D = 1 | X) < 1 \quad (30)$$

Asumiendo que se cumplen las condiciones de independencia condicional y de soporte común, entonces el estimador del programa ATT mediante *Propensity Score Matching* es:

$$\tau_{ATT}^{PSM} = E_{P(X)|D=1}\{E[Y_i(1) | D_i = 1, P(X)] - E[Y_i(0) | D_i = 0, P(X)]\} \quad (31)$$

La implementación de esta estimación involucra una serie de pasos:

- Estimación de la probabilidad de participación en el programa usando los individuos tratados y de control.
- Predicción de las probabilidades de participación.
- Restricción de la muestra al soporte común.
- Selección de un algoritmo de emparejamiento para que cada individuo tratado tenga un “clon” de control que posea una probabilidad de participación similar (entre los algoritmos posibles se encuentran: vecino más cercano, distancia máxima, por estratificación, por kernel y regresión lineal local, o dobles diferencias emparejadas).
- Revisión de balanceo.
- Cálculo de impacto del programa como el promedio ponderado de la diferencia entre la variable de resultado de los tratados y no tratados.
- Cálculo de errores estándar e intervalos de confianza.

La alternativa de estimación N^o4 asume que la selección del programa se da en base a variables no observables y puede ser estimada mediante una variable adicional Z_i que satisface dos condiciones (Stock & Watson, 2006):

$$cov[D_i, Z_i] \neq 0 \quad (32)$$

$$cov[u_i, Z_i] = 0 \quad (33)$$

Es decir, la variable instrumental Z_i debe ser relevante y no correlacionada con el término de error. A partir de esta metodología, el efecto del programa se identifica a partir de un subconjunto de individuos donde la decisión de participación se debe a Z_i y no a sus características individuales, por lo que el efecto estimado es local y no promedio.

Adicionalmente, se requiere del supuesto de monotonicidad, que establece que el tratamiento D_i es una función monótona creciente con Z_i y que no existe el grupo de desafiantes, que satisfacen que

$D_i = 0 \mid Z_i = 1$ y $D_i = 1 \mid Z_i = 0$, es decir, que no son tratados cuando el instrumento así lo predice y que son tratados cuando el instrumento no lo predice.

La estimación del efecto del programa mediante variables instrumentales implica que en el siguiente modelo:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + u_i \quad (34)$$

El coeficiente de interés se estima como:

$$\beta_1 = \frac{cov[Y_i, Z_i]}{cov[D_i, Z_i]} \quad (35)$$

La estimación de la ecuación (34) implicará realizar una selección dentro de las variables instrumentales posibles y una evaluación de su calidad como instrumento.

La alternativa de estimación N°5 se basa en que la probabilidad de participación en el programa cambia de forma discontinua y nítida (no borrosa, dado que la regla de asignación del programa es clara en cuanto a la focalización según percentiles de pobreza) con una variable continua observada Z_i , que en nuestro caso corresponde al puntaje de focalización (Imbens & Lemieux, 2008). Los individuos tratados son los que tienen un puntaje de focalización que los sitúa dentro del 60% más pobre de Chile (porcentaje que cambia en el tiempo de acuerdo con los cambios en los parámetros de los beneficios previsionales no contributivos). Con todo, los tratados son los que satisfacen (donde la función $I(*) = 1$, si es que la condición * se satisface y es igual a cero en caso contrario).

$$D_i(Z_i) = I(Z_i \leq \bar{Z}) \quad (36)$$

La condición de identificación de la regresión discontinua es:

$$\lim_{z \uparrow \bar{Z}} D(Z = z) \neq \lim_{z \downarrow \bar{Z}} D(Z = z) \quad (37)$$

Es decir, el límite a medida que z se aproxima a \bar{Z} desde la izquierda es distinto al límite a medida que z se aproxima a \bar{Z} desde la derecha. En esta formulación, se satisface el supuesto de independencia condicional requerido en el caso de emparejamiento, aunque el supuesto de soporte común no se satisface, el cual se reemplaza por uno donde los individuos son similares alrededor del umbral \bar{Z} y que requiere que la información del lado no tratado del umbral \bar{Z} constituya un contrafactual válido para el lado tratado del umbral (supuesto de continuidad local):

$$\lim_{z \uparrow \bar{Z}} E[Y(0) \mid Z = z] = \lim_{z \downarrow \bar{Z}} E[Y(0) \mid Z = z] \quad (38)$$

$$\lim_{z \uparrow \bar{Z}} E[Y(1) \mid Z = z] = \lim_{z \downarrow \bar{Z}} E[Y(1) \mid Z = z] \quad (39)$$

Este supuesto es equivalente a suponer que $E[u_i \mid Z]$ y $E[\tau_i \mid Z]$ son continuas en \bar{Z} . El efecto del programa por regresión discontinua está dado por:

$$\tau_{RDN}(\bar{Z}) = \lim_{z \uparrow \bar{Z}} E[Y_i | Z_i = z] - \lim_{z \downarrow \bar{Z}} E[Y_i | Z_i = z] \quad (40)$$

Como se mencionó al principio de esta sección, definir ex ante un método en particular no es claro y se procederá a estimar las 5 metodologías y determinar su validez una vez implementadas y en base a los ajustes particulares a los datos de cada uno de los métodos.

5.3. Generación de insumos previos para el modelo de estimación implementado

El desarrollo de los modelos cuantitativos requiere una serie de insumos previos que se detallan a continuación, particularmente, los asociados a la construcción de variables de focalización y de monto de pensión, insumos que son necesarios para determinar la elegibilidad de las personas respecto al pilar no contributivo de pensiones.

5.3.1. Construcción del Puntaje de Focalización Previsional

El puntaje de focalización construido a partir de los microdatos de la Encuesta de Protección Social (EPS) 2020 se basa en la resolución exenta N°193 del 13 de noviembre de 2017, la cual se mantuvo vigente hasta el 12 de julio de 2022 cuando fue reemplazada por la resolución exenta N°77.

La fórmula matemática de cálculo del Puntaje de Focalización Previsional está dada por:

$$PFP_g = \frac{\sum_{i=1}^{n_g} (CGI_{i,g} \times (1 - p_{i,g}) + Y_{i,g} \times p_{i,g} + YP_{i,g})}{IN_g} \times F \quad (41)$$

Donde:

- PFP_g : Puntaje de Focalización Previsional del grupo familiar g .
- $CGI_{i,g}$: Capacidad generadora de ingresos del individuo i en el grupo familiar g .

La capacidad generadora de ingresos corresponde a una estimación del ingreso que podría obtener una persona en función de sus características (educación, edad, experiencia laboral, etc.). Al siguiente grupo de personas se les imputa una $CGI_{i,g}$ igual a cero:

1. Personas con edad igual o menor a 15 años.
2. Mujeres con edad igual o mayor a 60 años.
3. Hombres con edad igual o mayor a 65 años.
4. Embarazadas.
5. Personas que presentan discapacidad severa, leve o moderada.
6. Estudiantes hasta 24 años de edad.

Para la capacidad generadora de ingresos (CGI) se estima un modelo de regresión lineal con datos de la encuesta CASEN 2015¹⁰ basado en la ecuación de Mincer (logaritmo del ingreso

¹⁰ La encuesta CASEN 2015 fue levantada entre el 1 de noviembre de 2015 al 31 de enero de 2016, mientras que la encuesta CASEN 2022 fue levantada entre el 1 de noviembre de 2022 y el 2 de febrero de 2023. Dado que las reformas a los

de la ocupación principal por hora como variable dependiente), que predice los ingresos laborales de los individuos según sus años de escolaridad, años de experiencia (aproximada como edad menos años de escolaridad menos 6) y años de experiencia al cuadrado, género, y ocupando tres tramos de edad: 15 a 24 años, 25 a 39 años, y 40 a 59 años para las mujeres y 40 a 64 para los hombres. La CGI se asume igual a cero para los casos que la normativa lo establece (menores de 15 años, mujeres mayores de 60, hombres mayores de 65, embarazadas, personas que presentan discapacidad severa, leve o moderada, y estudiantes menores de 24 años). Los resultados de la estimación de la ecuación de Mincer se muestran en la Tabla N°19. El salario predicho mediante esta fórmula corresponde a pesos de diciembre de 2015, lo que es expresado en la resolución exenta N°193, que fija el umbral a partir de la encuesta CASEN 2015. El salario predicho se multiplica por 180 horas, que corresponde a la mediana de horas trabajadas durante el mes en la encuesta CASEN 2015.

Tabla N°19: Resultados de la ecuación de Mincer. CASEN 2015.

Variable	Coefficiente	Error Estándar
Años escolaridad	0,1181***	0,001465
Experiencia	0,00807***	0,001558
Experiencia ²	0,0000184	0,0000243
Mujer	-0,193***	0,00677
Dummy edad 15-24	6,0181***	0,0216
Dummy edad 25-39	6,1913***	0,0288
Dummy edad 40 o más	6,1621***	0,0382

Fuente: Elaboración propia. * $p < 0,1$, ** $p < 0,05$, *** $p < 0,01$.

- $p_{i,g}$: Ponderador de los ingresos laborales del individuo i en el grupo familiar g . De acuerdo a información de la Superintendencia de Pensiones, el ponderador de ingresos laborales varía según edad y género, los que se muestran en la Tabla N°20. A quienes se les haya imputado exógenamente una capacidad generadora de ingresos (CGI) igual a cero, su ponderador de los ingresos laborales es igual a 1.

Tabla N°20: Valores del ponderador de ingresos laborales.

Edad mujer	Edad hombre	$p_{i,g}$
16 a 51	16 a 56	0,1
52	57	0,2
53	58	0,3
54	59	0,4
55	60	0,5
56	61	0,6
57	62	0,7
58	63	0,8

parámetros del sistema previsional no contributivo analizados en este informe corresponden al 1 de diciembre de 2019, 1 de enero de 2021 y 1 de febrero de 2022, se utiliza la estimación de la ecuación de Mincer en base a la CASEN 2015, que cubre información previa a estas reformas, a diferencia de lo que sucede con la CASEN 2022.

59	64	0,9
60 o más	65 o más	1,0

Fuente: Superintendencia de Pensiones.

- $Y_{i,g}$: Ingresos laborales del individuo i en el grupo familiar g .
Los ingresos laborales de los integrantes del grupo familiar mayores de 65 años satisfacen:

$$Y_{i,g} = \begin{cases} Y_{i,g} & \text{si } 65 > edad_{i,g} \\ \max(Y_{i,g} - PMAS, 0) & \text{si } 65 \leq edad_{i,g} \end{cases}$$

Es decir, a los mayores de 65 años no se les consideran todos los ingresos laborales, sino aquellos sobre el monto de la Pensión Máxima con Aporte Solidario (PMAS), que a diciembre de 2015 era \$291.777.

- $YP_{i,g}$: Ingresos permanentes, los provenientes del capital y otros ingresos no considerados en $Y_{i,g}$ del individuo i en el grupo familiar g .

Para determinar estos ingresos se sumarán las pensiones de cada uno de los integrantes del grupo familiar, sin considerar los beneficios del Sistema de Pensiones Solidarias de la ley N°20.255 y aquellos de la ley N°21.419 que se encuentren percibiendo; aquellos ingresos provenientes de capital; y otros ingresos no considerados en $Y_{i,g}$ que el individuo haya declarado tener en el Registro Social de Hogares y/o los registrados por el Servicio de Impuestos Internos, según lo determine una norma de carácter general de la Superintendencia de Pensiones.

- IN_g : Corresponde al índice de necesidades del grupo familiar g .

Este índice se determinará de la siguiente forma:

1. Se identificará a los integrantes del grupo familiar.
2. Se calculará un factor de dependencia para cada uno de los integrantes del grupo familiar, considerando el grado de dependencia de cada uno de ellos determinado a partir de la información disponible en el Registro Social de Hogares.
3. El factor de dependencia utilizado se ajustará de acuerdo con la edad según la siguiente fórmula:

$$FDA_{i,g,s} = \begin{cases} FD_{i,g} & \text{si } 65 > edad_{i,g} \\ FD_{i,g} + \frac{FD_L - FD_S}{ev_{65,s}} \times (edad_{i,g} - 65) & \text{si } 65 \leq edad \leq 65 + ev_{65,s} \text{ y } FD_{i,g} < FD_{sev} \\ FD_{i,g} + (FD_L - FD_S) & \text{si } edad > 65 + ev_{65,s} \text{ y } FD_{i,g} < FD_{sev} \\ FD_{i,g} & \text{si } FD_{i,g} = FD_{sev} \end{cases}$$

Donde:

- $FDA_{i,g,s}$: Factor de dependencia ajustado del individuo i , perteneciente al grupo familiar g y de sexo s .
- $FD_{i,g}$: Factor de dependencia del individuo i del grupo familiar g determinado de acuerdo con lo señalado en el punto 2.
- FD_S : Factor de dependencia sano, la variable toma valor igual a 1.
- FD_L : Factor de dependencia leve, la variable toma valor igual a 1,4706.

- FD_{sev} : Factor de dependencia severo, la variable toma valor igual a 2,3774.
- S : Sexo del individuo, donde H es hombre y M mujer.
- $ev_{65,S}$: Esperanza de vida a los 65 años de edad según sexo.
- $ev_{65,H}$: 20,45
- $ev_{65,M}$: 25,51

Finalmente, se consideran las economías de escala que se producen al interior del grupo familiar. Para ello, a la suma de los factores de dependencia ajustados del grupo familiar se le restará 0,3 por cada uno de los integrantes del grupo familiar superior a uno, como lo indica la siguiente fórmula:

$$IN_g = \left(\sum_i^{n_g} FDA_{i,g,s} \right) - 0,3 \times (n_g - 1) \quad (42)$$

Donde:

- n_g : Corresponde al número de integrantes del grupo familiar g .
- F : Factor de transformación monótona del instrumento para dejarlo en términos de puntaje, el cual corresponde al resultado de dividir 1.206 por 238.943.¹¹

En la definición anterior se hace uso del concepto de grupo familiar, que de acuerdo al artículo 4º de la ley N°20.255, considera que el grupo familiar está compuesto por el eventual beneficiario y las personas que tengan respecto de aquel las siguientes calidades:

- a) Su cónyuge o conviviente civil;
- b) Sus hijos menores de dieciocho años de edad, y
- c) Sus hijos mayores de dicha edad, pero menores de veinticuatro años, que sean estudiantes de cursos regulares de enseñanza básica, media, técnica o superior.

El eventual beneficiario podrá solicitar que no sean considerados en su grupo familiar las personas señaladas anteriormente, siempre cuando no compartan con éste el presupuesto familiar.

Además, el eventual beneficiario podrá solicitar que sean considerados en su grupo familiar las personas que tengan respecto de aquél las siguientes calidades, siempre que compartan con este el presupuesto familiar:

- a) La madre o el padre de sus hijos, no comprendidos en la letra a) del inciso precedente, y
- b) Sus hijos inválidos, mayores de dieciocho años y menores de sesenta y cinco, y sus padres mayores de sesenta y cinco años, en ambos casos cuando no puedan acceder a los beneficios del sistema solidario por no cumplir con el correspondiente requisito de residencia.

Por último, para efectos de acceder a los beneficios del sistema solidario, se considerará el grupo familiar que el petionario tenga a la época de presentación de la respectiva solicitud.

¹¹ La resolución exenta N°193 del Ministerio del Trabajo y Previsión Social expresa el umbral en pesos de diciembre de 2015 puesto que fue obtenido mediante cálculos usando la encuesta CASEN 2015.

En relación al índice de dependencia funcional, de acuerdo al documento Seremi de Desarrollo Social R.M. (2015) y también a Bravo et al. (2019), se consideran dos dimensiones:

Tabla Nº21: Dimensiones y actividades consideradas de la vida diaria.

Dimensión	Actividades consideradas
Actividades básicas de la vida diaria	- Comer (incluyendo cortar comida y llenar los vasos)
	- Bañarse (incluyendo entrar y salir de la tina)
	- Moverse/desplazarse dentro de la casa
	- Utilizar el W.C. o retrete
	- Acostarse y levantarse de la cama
Actividades instrumentales de la vida diaria	- Vestirse
	- Salir a la calle
	- Hacer compras o ir al médico
	- Realizar sus tareas del hogar
	- Hacer o recibir llamadas

Fuente: Bravo et al. (2019).

Las que se agrupan en 4 graduaciones:

Tabla Nº22: Graduaciones de dependencia y respectivas descripciones.

Graduación	Descripción
Sin dependencia	Responde no tener dificultad en todos los ítems de actividades básicas de la vida diaria (ABVD) o instrumentales de la vida diaria (AIVD).
Dependencia Leve	1. Incapacidad para efectuar 1 AIVD, o 2. Necesidad de ayuda siempre o casi siempre para efectuar 1 ABVD (excepto bañarse), o 3. Necesidad de ayuda siempre o casi siempre para efectuar 2 AIVD.
Dependencia Moderada	1. Incapacidad para bañarse (ABVD), o 2. Necesidad de ayuda siempre o casi siempre para efectuar 2 o más ABVD, o 3. Necesidad de ayuda siempre o casi siempre para efectuar 3 o más AIVD, o 4. Incapacidad para efectuar 1 AIVD y necesidad de ayuda siempre o casi siempre para efectuar 1 ABVD,
Dependencia Severa	1. Incapacidad para efectuar 1 ABVD (excepto bañarse), o 2. Incapacidad para efectuar 2 AIVD.

Fuente: Bravo et al. (2019).

5.3.2. Construcción de las variables asociadas al monto de pensión

La construcción de las variables del monto de pensión se relaciona directamente con la elegibilidad al sistema previsional no contributivo. Es relevante recordar los requisitos de elegibilidad de los beneficios previsionales no contributivos vigentes posterior a la reforma previsional del 2008.

La ley Nº20.255 del 17 de marzo de 2008 estableció la Pensión Básica Solidaria de Vejez (PBSV) y el Aporte Previsional Solidario de Vejez (APSV), donde se define que los beneficiarios de la PBSV son quienes satisfacen:

- No tener derecho a pensión en algún régimen previsional.
- Haber cumplido 65 años.
- Integrar un grupo familiar perteneciente al 60% más pobre de la población de Chile.
- Acreditar residencia en el territorio de la República de Chile por un lapso no inferior a 20 años continuos o discontinuos, contados desde que el peticionario haya cumplido 20 años; y tener residencia en Chile cuatro de los últimos cinco años inmediatamente anteriores a la fecha de presentación de la solicitud de la PBSV.

Los requisitos iniciales para ser beneficiario del APSV (Art. 9º) son:

- Tener derecho a una o más pensiones regidas por el decreto ley Nº3.500 de 1980.
- Haber cumplido 65 años.
- Integrar un grupo familiar perteneciente al 60% más pobre de la población de Chile.
- Acreditar residencia en el territorio de la República de Chile por un lapso no inferior a 20 años continuos o discontinuos, contados desde que el peticionario haya cumplido 20 años; y tener residencia en Chile cuatro de los últimos cinco años inmediatamente anteriores a la fecha de presentación de la solicitud de la PBSV.
- Que el monto de su pensión base (PB) sea inferior al valor de la Pensión Máxima con Aporte Solidario (PMAS).

La forma de cálculo del APSV, que aplica cuando la pensión base es menor que la PMAS satisface el siguiente conjunto de ecuaciones:

$$\begin{aligned} \text{Pensión Final} &= \text{Pensión Base} + \text{Complemento Solidario} \\ \text{Complemento Solidario} &= \text{PBS} - \frac{\text{PBS}}{\text{PMAS}} * \text{Pensión Base} \end{aligned}$$

Por otro lado, la ley Nº21.419 del 29 de enero de 2022 establece la Pensión Garantizada Universal (PGU), donde se define que los beneficiarios de este instrumento son quienes satisfacen:

- Tener 65 o más años.
- Integrar el 90% más pobre de la población, excepto los 6 primeros meses de funcionamiento de la PGU, es decir, hasta el 31 de julio de 2022.
- Acreditar residencia en el territorio de la República de Chile en un periodo no inferior a 20 años continuos o discontinuos, desde que la o el solicitante haya cumplido 20 años, y en un lapso no inferior a 4 años de residencia en los últimos 5 años inmediatamente anteriores a la fecha de presentación de la solicitud para acogerse al beneficio de la PGU.
- Contar con una pensión base menor a \$1.000.000 (monto de la pensión superior).

Si la pensión base es menor a la pensión inferior, entonces el solicitante accederá al monto máximo de la PGU. Si la pensión base es mayor a la pensión superior, el solicitante recibe su pensión autofinanciada y si está entre la pensión inferior y la superior, se calcula como:

$$Pensión\ Final = Pensión\ Base + Complemento\ Solidario$$

$$Complemento\ Solidario = PGU * \frac{Pensión\ Superior - Pensión\ Base}{Pensión\ Superior - Pensión\ inferior}$$

Dado lo anterior, es importante considerar las definiciones de la pensión base (PB) y de la pensión autofinanciada de referencia (PAR):

- La pensión base (PB) es la que resulte de sumar la pensión autofinanciada de referencia (PAR) del solicitante más las pensiones de sobrevivencia que se encuentre percibiendo de acuerdo al decreto ley N°3.500 de 1980.
- La pensión autofinanciada de referencia (PAR) es aquella que se calculará como una renta vitalicia inmediata del decreto ley N°3.500 de 1980, sin condiciones especiales de cobertura, considerando la edad, el grupo familiar y el total del saldo acumulado en la cuenta de capitalización individual, que el beneficiario tenga a la fecha de pensionarse por vejez o invalidez de acuerdo a referido decreto ley, incluida, cuando corresponda, la o las bonificaciones establecidas en el artículo 74 (bono de reconocimiento y bono por hijo) más el interés real que haya devengado a dicha fecha. Para este cálculo se utilizará la tasa de interés promedio implícita en las rentas vitalicias de vejez, otorgadas de conformidad al decreto ley N°3.500 de 1980, en los últimos 6 meses inmediatamente anteriores a aquel en que el beneficiario se haya pensionado por vejez. En este saldo, no se incluirán las cotizaciones voluntarias, los depósitos de ahorro previsional voluntario, el ahorro previsional voluntario colectivo ni los depósitos convenidos a que se refiere el decreto ley N°3.500 de 1980.

Seguendo a Otero (2014), para calcular la pensión autofinanciada de referencia (PAR), se proyecta la riqueza previsional (RP) esperada para quienes aún no se han pensionado (y que lo harán en la fecha R) de acuerdo a:

$$E_t(RP_{iR}) = RP_{it} \prod_{k=t+1}^R (1 + r_k) + \sum_{j=t+1}^R (1 - p_{ij}) \text{contribuciones}_{ij} \prod_{j=t+1}^R (1 + r_j) \quad (43)$$

Donde:

- r_j es la tasa de interés en la fecha j que obtienen los ahorros acumulados, la cual varía para cada mes en base a información histórica publicada por la Superintendencia de Pensiones.
- p_{ij} es la probabilidad de no cotizar por el individuo i en la fecha j . Esta probabilidad se calcula como la fracción de los meses sin cotizar en los últimos 36 meses o en el período desde la primera cotización en caso de haber ocurrido ésta en un período menor a 36 meses.

Finalmente, la pensión base (PB) se calcula como¹²:

¹² Fuente: Superintendencia de Pensiones. Compendio de Normas del Sistema de Pensiones. Libro III. Capítulo II. Renta Temporal con Renta Vitalicia Diferida.

$$E_t(PB_{iR}) = \frac{E_t(RP_{iR}) \times r_n \times (1 + r_n)^{n-1}}{(1 + r_n)^{n-1} - 1} \quad (44)$$

Donde:

- r_n es la tasa de interés para el cálculo de los retiros programados y de las rentas temporales vigente para el período n , según el vector de tasas vigente a la fecha de cierre del certificado de saldo.
- n es el número de años que dura la renta temporal.

5.3.3. Parámetros considerados en las simulaciones

Los parámetros considerados son:

- Expectativa de vida para un pensionado hombre de 65 años de edad: $ev_{65,H}+20,45=85,45$ años.
- Expectativa de vida para una pensionada mujer de 60 años de edad: $ev_{65,H}+25,51=90,51$ años.¹³
- Tasa de Interés promedio implícita de las rentas vitalicias de vejez para el cálculo del valor presente (ley N°21.419): 3,2% (correspondiente al promedio de las tasas de enero a septiembre 2023)¹⁴.
- Rentabilidad real mensual deflactada por Unidad de Fomento (UF) de los Fondos de Pensiones: se utiliza información publicada por la Superintendencia de Pensiones, donde la serie de datos mensual contiene la rentabilidad histórica por tipo de fondo¹⁵.

5.3.4. Supuestos considerados en la construcción de los datos de la Encuesta de Protección Social (EPS)

Los supuestos considerados en la construcción de los datos son:

- En la EPS del 2020 no existe información sobre la dependencia funcional, pero sí de salud. Se asume que el factor de dependencia sano se asocia a una salud “Excelente” o “Muy buena”, un factor de dependencia leve a una salud “Buena” o “Regular” y un factor de dependencia severo a una salud “Mala” o “Muy mala”. Datos sin respuesta se asociarán a un factor de dependencia leve.¹⁶
- En la EPS del 2020 no existe información monetaria sobre los ingresos permanentes para individuos del hogar distintos del entrevistado, por lo que se asume que éstos son igual a cero y en la construcción del Puntaje de Focalización Previsional se consideran solo los ingresos permanentes del entrevistado.

¹³ Valores extraídos de la resolución exenta N°193 del 13 de noviembre de 2017.

¹⁴ Estas tasas de interés se obtienen desde el sitio web: <https://www.spensiones.cl/apps/tasas/tasasMediaVejez.php>.

¹⁵ Información extraída desde el sitio web de la Superintendencia de Pensiones:

<https://www.spensiones.cl/apps/centroEstadisticas/paginaCuadrosCCEE.php?menu=sest&menuN1=sistpens&menuN2=fo ndospen>

¹⁶ No se consideran las variables de la EPS del 2020 relativas a la dificultad y la ayuda recibida para realizar determinadas tareas (módulo F del entrevistado) dado que dicha información solo existe para el entrevistado y no para el resto de los integrantes del hogar.

- Debido a la pandemia COVID19, la EPS del 2020 consiste de tres rondas de levantamiento: presencial (levantada entre el 14 de diciembre de 2019 y el 22 de marzo de 2020), continuidad (levantada entre el 28 de agosto de 2020 y el 19 de octubre de 2020) y re-entrevista (levantada entre el 8 de septiembre de 2020 y el 10 de diciembre de 2020)¹⁷. Los hogares de las rondas continuidad y re-entrevista no poseen información sobre ingresos laborales, salud y educación, por lo que no son considerados para la construcción del puntaje de focalización. Aun cuando el módulo de “Historia Laboral” posee información sobre ingresos laborales de personas que indican tener algún trabajo, no se utiliza dicha información en este informe por no poder asociarse a datos sobre salud y educación, los que son necesarios para el cálculo del factor de dependencia y para determinar si las personas cumplen con las condiciones para pertenecer al grupo familiar del entrevistado.
- Para la construcción de los ingresos laborales del entrevistado a partir de los datos de la EPS del 2020, se suman los ingresos reportados por conceptos de:
 - a. Bonificación o gratificación.
 - b. En especies o regalías.
 - c. Productos, bienes o servicios.
 - d. En otras ocupaciones.
- Cuando el entrevistado reporta no saber o no responder el monto exacto, se le entrega la opción de responder por un tramo. En dicho caso, se usa el valor intermedio del tramo o la última opción entregada para el tramo mayor. Por ejemplo, para el tramo del monto total anual de la bonificación o gratificación se imputan los valores de acuerdo a la siguiente tabla:

Tabla N°23: Ejemplo de la imputación realizada para los tramos de ingreso reportados.

Tramo	Imputación
Menos o igual a \$ 5.000	\$ 2.500
de \$ 5.001 a \$ 10.000	\$ 7.500
de \$ 10.001 a \$ 15.000	\$ 12.500
de \$ 15.001 a \$ 20.000	\$ 17.500
de \$ 20.001 a \$ 30.000	\$ 25.000
de \$ 30.001 a \$ 40.000	\$ 35.000
de \$ 40.001 a \$ 50.000	\$ 45.000
de \$ 50.001 a \$ 70.000	\$ 60.000
de \$ 70.001 a \$ 90.000	\$ 80.000
de \$ 90.001 a \$ 100.000	\$ 95.000
más de \$ 100.000	\$ 100.000

Fuente: Elaboración propia en base a información de la EPS 2020.

- Para la construcción de los ingresos permanentes del entrevistado a partir de los datos de la EPS del 2020, se suman los ingresos reportados por concepto de:
 - a. Ingresos por arriendo de propiedades urbanas, de propiedades agrícolas, de propiedades varias, de maquinaria, de vehículos, de herramientas o de animales.

¹⁷ Fuente: Guía para Usuario. Encuesta de Protección Social 2020.

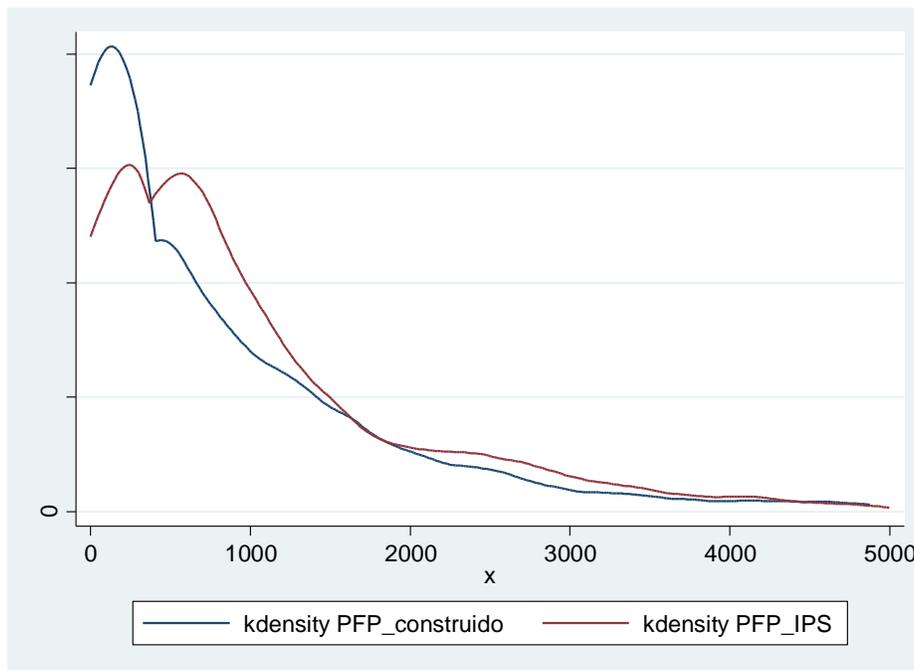
- b. Por Interés por depósitos.
 - c. Por ganancia por acciones.
 - d. Por retiro de utilidades.
 - e. Por retiro de productos de su negocio.
 - f. Por productos de huerto familiar.
 - g. Por venta de productos caseros.
 - h. Por concepto de finiquito o indemnización.
 - i. Monto faltante de arriendos.
 - j. Monto faltante de otras fuentes.
 - k. Pensión de viudez, orfandad u otro tipo de pensión.
 - l. Pensiones pagadas por CAPREDENA o DIPRECA o cualquier otra pensión pagada por primera vez antes del 2008. De esta forma, se excluyen del ingreso permanente a los beneficios del sistema de pensiones solidarias de las leyes N°20.255 y N°21.419.
- Los siguientes ingresos reportados en la EPS del 2020 no son considerados dentro de los ingresos permanentes del entrevistado¹⁸:
 - a. Subsidio Único Familiar (SUF) al menor o recién nacido, a la mujer embarazada, a la madre, por deficiencia mental o por invalidez.
 - b. Asignación familiar en caso de que no sea incluida en el sueldo líquido.
 - c. Subsidio de cesantía.
 - d. Subsidio de agua potable.
 - e. Otro subsidio.
 - f. Ingreso ético familiar.
 - g. Aporte familiar permanente.
 - h. Bono invierno.
 - i. Aguinaldos.
 - j. Pensión de alimentos.
 - k. Ayuda en dinero.
 - l. Donación de institución.
 - El Puntaje de Focalización Previsional de acuerdo a la resolución exenta N°193 se calcula en pesos de diciembre de 2015. Para incluir el efecto inflación entre dicha fecha y enero de 2020, que es el punto medio de levantamiento de información de la EPS 2020, las variables monetarias se deflactan utilizando el Índice de Precios al Consumidor (IPC), que es igual a 104.24 en enero 2020 y 93.41 en diciembre 2015.

¹⁸ En base al detalle provisto en la norma de carácter general N°313 de la Superintendencia de Pensiones del 25 de septiembre de 2023.

5.3.5. Comparación Puntaje de Focalización Previsional entre datos contruidos y datos generados por el Instituto de Previsión Social

El kernel del Puntaje de Focalización Previsional (PFP) construido a partir de los datos de la EPS 2020 se compara con los entregados por el Instituto de Previsión Social (IPS). La Figura N°2 muestra ambas distribuciones para individuos observados en ambas bases de datos. Las dos distribuciones son similares aunque el dato construido desde la EPS concentra valores más cercanos a cero, lo que se puede explicar en parte porque en los datos de la EPS 2020 no se cuenta con ingresos permanentes para los miembros del hogar distintos del entrevistado. El número de individuos con PFP generado que existe en ambas bases de datos es igual a 1.497 registros, de los cuales 1.119 están dentro del 60% más pobre a partir del dato construido desde la EPS 2020 y 1.031 lo están a partir de información del IPS.

Figura N°2: Kernel de la distribución del Puntaje de Focalización Previsional construido a partir de la EPS 2020 versus el entregado por el Instituto de Previsión Social (IPS).



Fuente: Elaboración propia en base a información de la EPS 2020 y de información entregada por el IPS.

5.3.6. Supuestos considerados en la construcción de los datos de las Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones (HPSP)

En la construcción de los datos se asume que una vez que un individuo se pensiona ya no es considerado dentro de la muestra, es decir, las cotizaciones posteriores al momento de pensión no son consideradas dentro de la estimación.

La variable de edad es construida a partir de la fecha de nacimiento y a diferencia de la edad registrada en la EPS 2020, en los datos de las HPSP esta variable aumenta mes a mes. Lo anterior se realiza para identificar efectos del ciclo de vida dentro de las cotizaciones previsionales.

La riqueza previsional se construye a partir de la remuneración imponible de cada mes, donde la cotización obligatoria corresponde al 10% de dicha remuneración. A este ahorro se suma el bono por hijo. Al término de cada mes, el saldo en la cuenta de capitalización individual de cotizaciones obligatorias obtiene una rentabilidad mensual deflactada por la Unidad de Fomento (UF) que se obtiene de información publicada por la Superintendencia de Pensiones y que depende del fondo donde los ahorros se encuentran invertidos. Para determinar dicho fondo, se considera el fondo donde se encuentra la mayor parte de los ahorros previsionales en el último dato registrado para cada cotizante.

En la construcción de la pensión base, se utiliza la ecuación (44) para el cálculo de la renta vitalicia a partir de la riqueza esperada. En este cálculo existen tres casos:

- a. Se sabe que el afiliado se pensionará en el siguiente mes.¹⁹ En este caso se calcula la pensión base en función de la riqueza esperada.
- b. Se sabe que el afiliado se pensionará con posterioridad al siguiente mes.²⁰ En este caso se calcula la pensión base en función de la riqueza esperada y se suman los intereses obtenidos desde el momento de la última cotización previsional hasta el momento de pensionarse.
- c. No se sabe la fecha de pensión del afiliado dado que todavía está cotizando. Se calcula la remuneración imponible promedio de los últimos 36 meses y se proyecta dicha contribución ajustada por la probabilidad de cotizaciones realizadas durante los últimos 36 meses. Esta cotización esperada renta hacia adelante hasta el momento en que el afiliado alcance los 65 años.

Para estos tres casos, la renta vitalicia se calcula en base a los años que tendrá el afiliado al momento de recibir su pensión y que durará hasta una edad igual a la esperanza de vida diferenciada por género.

¹⁹ Esto ocurre cuando un afiliado se observa cotizando en un mes particular y en el mes siguiente existe un registro donde recibe una pensión por retiro programado o por renta vitalicia.

²⁰ Esto ocurre cuando un afiliado se observa cotizando en un mes particular, en el mes siguiente no cotiza y tampoco recibe pensión, y registra una pensión por retiro programado o por renta vitalicia en dos o más meses después de la última cotización registrada en los datos.

5.3.7. Cambios de parámetros del sistema previsional no contributivo analizados

Las fechas que se considerará para estimar el efecto sobre las contribuciones previsionales de los cambios de parámetros del sistema previsional no contributivo se resumen en la siguiente tabla y corresponden a los cambios más recientes que reflejan un efecto ingreso ocurrido el 1 de diciembre de 2019, donde la PBSV aumentó en un porcentaje mayor (entre 25 y 50%) a la variación del Índice de Precios del Consumidor (IPC) y el factor de ajuste, que corresponde al impuesto implícito al ahorro previsional, no se modificó. El 1 de enero de 2021 sucedió algo similar, donde la PBSV aumentó en un porcentaje mayor (entre 12 y 15,38%) a la variación del IPC y el factor de ajuste no se modificó. Finalmente, 1 de febrero de 2022, la introducción de la PGU significó un aumento de la pensión PGU de 5,06%, que es igual a la variación del Índice de Precios del Consumidor (IPC), y donde se eliminó la presencia del impuesto implícito al ahorro previsional para personas con pensión base menor a la pensión inferior pero que se ven sujetos a un impuesto implícito al ahorro previsional de 0,5 si la pensión base se encuentra entre la pensión inferior y la pensión superior.²¹ Por lo tanto, el 2 de febrero de 2022 existe un efecto sustitución que depende del monto de la pensión base, pero no existe efecto ingreso. Adicionalmente, la introducción de la PGU significó ampliar la cobertura desde el 60% de la población más pobre al 90% de la población más pobre mayor de 65 años desde el 1 de agosto de 2022. En las estimaciones, se considerará esta futura ampliación de cobertura.

Tabla Nº24: Eventos de cambio de parámetros del sistema previsional no contributivo a analizar.

Fecha		Δ PBSV	Δ PMAS	Δ IPC anual	Factor de ajuste ²²
Desde	Hasta				
1 dic 2019	30 jun 2020	25 a 50%	25 a 30%	2,79%	0,338
1 ene 2021	30 jun 2021	12 a 15,38%	12 a 15,38%	2,97%	0,338
1 feb 2022	31 may 2022	5,06% ²³	No aplica	5,06%	0 a 0,5

Fuente: Elaboración propia en base al Informe 2 Estudio “Revisión y desarrollo de metodologías cuantitativas para medir el impacto de beneficios previsionales no contributivos de vejez sobre el mercado laboral y el ahorro previsional”.

5.3.8. Descripción del modelo cuantitativo

El modelo cuantitativo corresponde a una estimación mediante diferencias en diferencias que tiene la siguiente formulación:

$$Pr[Cotizar_{it}] = \beta_0 + \beta_1 D_t + \beta_2 P_i + \beta_3 D_t P_i + \gamma X_i + u_{it} \quad (45)$$

²¹ Si la pensión base es mayor a la pensión inferior (\$630.000) e inferior a la pensión superior (\$1.000.000) entonces el solicitante accederá a una proporción de la PGU que disminuye desde el monto total de la PGU (\$185.000) para quien posee una pensión base igual a la pensión inferior hasta cero para quien posee una pensión base igual a la pensión máxima, lo que corresponde a una pendiente de -0,5.

²² El factor de ajuste corresponde al valor que se obtenga de dividir el monto de la Pensión Básica Solidaria de Vejez (PBSV) por el valor de la Pensión Máxima con Aporte Solidario (PMAS).

²³ Anterior a febrero de 2022 la Pensión Básica Solidaria de Vejez (PBSV) era de \$176.096. El cambio a \$185.000, que es el monto asociado a la Pensión Garantiza Universal (PGU) significa un aumento del 5,06%, que equivale a la variación del Índice de Precios al Consumidor (IPS) entre junio 2021 y diciembre 2021.

Donde:

- La probabilidad de cotizar se mide mediante un modelo Probit y donde la variable dependiente corresponde a una variable dummy igual a 1 si es que el individuo i cotiza en el mes t e igual a 0 en caso contrario.
- La variable dummy D_t es igual a 1 si es que los datos corresponden al período posterior al cambio de parámetros en los beneficios previsionales no contributivos e igual a 0 en caso contrario.
- La variable dummy P_i es igual a 1 si es que el individuo i está dentro del 60% más pobre de la población, correspondiente a un Puntaje de Focalización Previsional (PFP) menor a 3.648, e igual a 0 en caso contrario.
- El vector de variables explicativas X_i corresponde a características sociodemográficas, que incluyen género, edad, escolaridad y variables dummy que capturan efectos fijos para cada mes considerado en la estimación y que se añaden para controlar por efecto del ciclo económico.

Los datos utilizados en la estimación corresponden a las cotizaciones previsionales registradas en los datos de las Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones (HPSP). Estos datos son empalmados con la Encuesta de previsión Social (EPS) del 2020 para complementar la información considerada en la estimación.

La unidad de tiempo corresponde a un mes, registrando para cada mes si es que un individuo cotiza o no. Para capturar la ventana alrededor de la modificación de los parámetros del sistema previsional no contributivo, se consideran 10 meses antes del cambio (pre-reforma) y 10 meses posterior al cambio (post-reforma), así, por ejemplo, para la modificación correspondiente a febrero 2022 se considera la ventana de datos entre abril 2021 y diciembre 2022. Se propone una ventana de 10 meses antes de la reforma y de 10 meses después de la reforma dado que la primera reforma a analizar tiene fecha febrero 2022 y en virtud de que los datos administrativos usados terminan en diciembre 2022, es posible capturar solo 10 meses posteriores a la reforma. De todas formas, esta ventana se modifica en los ejercicios de robustez de las estimaciones para analizar las implicancias de su modificación.

La estrategia de estimación anterior es similar a la empleada por Sabat (2022), quien estima la probabilidad de cotizar con datos de panel mensuales. Una estrategia de estimación alternativa habría sido considerar distintas versiones de la EPS, como lo realizó Berhman et al. (2011), quienes usaron la EPS del 2006 para reflejar el momento antes de la reforma previsional del 2008 y la EPS del 2009 para el momento posterior a la reforma. En este caso, se atribuye el efecto estimado a los experimentos naturales que ocurrieron entre ambas encuestas y a los efectos de las distintas evoluciones en variables de mercado laboral y macroeconómico, lo cual es un supuesto fuerte dado que el periodo entre encuestas es de 3 años. En caso de utilizar la EPS del 2015 y la EPS del 2020, entonces se asume que lo que sucede en un periodo de 5 años es lo que determina los cambios entre ambas encuestas. Lo mismo sucede al utilizar la encuesta CASEN 2017 y la encuesta CASEN 2022. Al considerar datos de panel con frecuencia mensual, se puede identificar de forma más cercana la fecha de la reforma y considerar una ventana de análisis más acotada que restrinja de forma más apropiada el antes y el después de la reforma a analizar.

Dado que la muestra de estimación corresponde a un subconjunto de la población chilena capturada en la EPS del 2020, existe sesgo de selección muestral. Para controlar por dicho efecto, se considera un modelo de selección basado en observables, donde las variables explicativas son las mismas que las consideradas en la ecuación (45) y además se añaden como variables de exclusión el estado civil (variable dicotómica igual a uno en caso de que el afiliado se encuentre casado) y el número de personas en el hogar. Estas variables tienen la propiedad de correlacionarse con la selección de la muestra (pertenecer al sector laboral formal, que se relaciona con la menor flexibilidad de un individuo de un hogar más numeroso y con la búsqueda de mayor seguridad laboral asociada al estado civil) y no estar correlacionadas con la decisión de cotizar. La ecuación de selección muestral es la siguiente:

$$\begin{aligned} Pr[\textit{Afiliado observado en la muestra}_{it}] & \quad (46) \\ & = \beta_0 + \gamma X_i + \delta_1 \textit{Estado civil}_i + \delta_2 \textit{Número de personas en el hogar}_i \\ & \quad + e_i \end{aligned}$$

Donde:

- $u \sim N(0, \sigma)$
- $e \sim N(0, 1)$
- $\textit{corr}(u, e) = \rho$
- Ratio de Mills: $\lambda = \rho\sigma$.

Si $\rho = 0$, entonces no hay problema de sesgo de selección. En caso contrario, existen variables no observadas que determinan la selección de la muestra y que se encuentran correlacionadas con las razones no observadas detrás de la decisión de cotizar o no.

En términos de los coeficientes estimados dados por la ecuación (45), se testean las hipótesis propuestas en la sección 5.1. de este estudio de acuerdo a lo siguiente:

- Hipótesis 1: Mayores pensiones (efecto ingreso) reducen la probabilidad de cotizar: $\hat{\beta}_3 < 0$ cuando se analizan datos asociados a las reformas de diciembre 2019 y enero 2021.
- Hipótesis 2: Mayores pensiones (efecto ingreso) reducen la probabilidad de cotizar especialmente en grupos más cercanos al momento de pensión: $\hat{\beta}_3 < 0$ cuando se analizan datos asociados a las reformas de diciembre 2019 y enero 2021 y cuando se analizan grupos de afiliados de mayor edad.
- Hipótesis 3: Menor impuesto implícito al ahorro previsional (efecto sustitución) aumenta la probabilidad de cotizar: $\hat{\beta}_3 > 0$ cuando se analizan datos asociados a la reforma de febrero 2022.
- Hipótesis 4: Menor impuesto implícito al ahorro previsional (efecto sustitución) aumenta la probabilidad de cotizar especialmente en grupos más jóvenes: $\hat{\beta}_3 > 0$ cuando se analizan datos asociados a la reforma de febrero 2022 y cuando se analizan grupos de afiliados de menor edad.

Respecto al alcance del modelo, este captura el efecto de distintas reformas sobre la probabilidad de cotizar en base a información administrativa de cotizaciones al sistema previsional. Por lo mismo,

asume dadas las decisiones laborales sobre trabajar en el sector formal o informal. Los efectos estimados son extrapolables a la población total dada la inclusión de una corrección por sesgo de selección, la que una vez aplicada a los datos posee un efecto significativo en las estimaciones. El modelo aplicado a los datos centrados en fechas de distintas reformas compara la situación previa versus la situación posterior a la reforma. Por lo mismo, se limita a considerar que en la fecha de reforma es la principal intervención que existe sobre la población analizada, lo que debe ser analizado con precaución puesto que entre 2019 y 2022 existieron diversas políticas de estímulo productivo en respuesta a la pandemia y a la crisis social, como por ejemplo el IFE laboral y los retiros previsionales. Lo anterior se recomienda analizar con mayor profundidad en un posible estudio futuro.

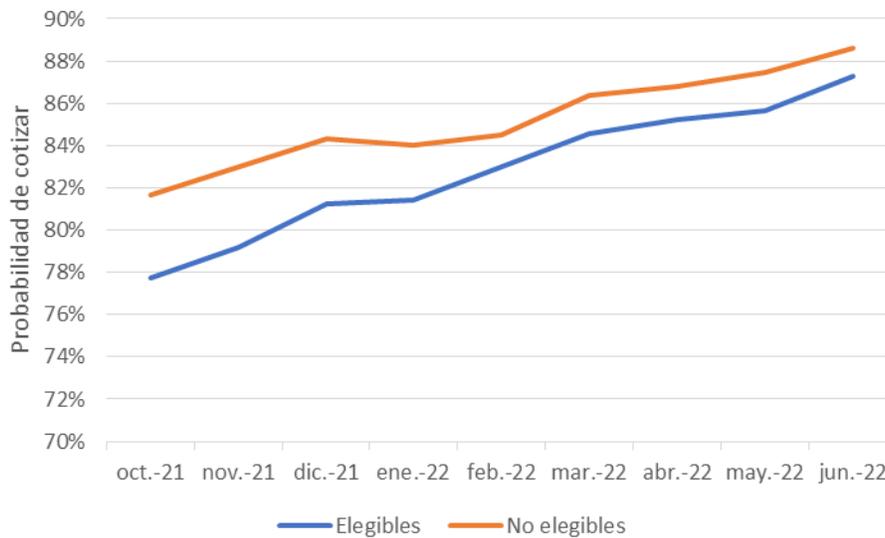
6. Resultados

Los resultados de las estimaciones se muestran en las tablas N°25 (reforma de febrero de 2022), N°26 (reforma de enero 2021) y N°27 (reforma de diciembre de 2019). Estas tablas contienen los parámetros estimados correspondientes a la ecuación (45), notando que se reportan los coeficientes asociados a los efectos marginales de los modelos Probit²⁴.

Un ejercicio previo a la estimación del modelo de diferencias en diferencias es analizar el supuesto de tendencias paralelas. La Figura N°3 muestra la probabilidad de cotizar antes y después de la reforma de febrero 2022 para el grupo de tratamiento (elegibles) y para grupo de control (no elegibles). Se confirma que se mantienen las diferencias preexistentes entre el grupo de tratamiento y el grupo de control y el estimador de diferencias en diferencias elimina la influencia de los valores iniciales de la variable de resultado (probabilidad de cotizar) que pueden variar sistemáticamente entre ambos grupos. En el Anexo (Figura N°A1 y Figura N°A2) se muestran los mismos ejercicios para las reformas de enero 2021 y diciembre 2019, donde se confirma el cumplimiento del supuesto de tendencias paralelas también para estas dos reformas.

²⁴ Obtenidos mediante el comando dprobit de Stata.

Figura N°3: Probabilidad de cotizar antes y después de la reforma de febrero 2022 separando entre grupo de tratamiento (elegibles) y grupo de control (no elegibles).



Fuente: Elaboración propia en base a información de las Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones empalmada con datos de la EPS del 2020.

Los resultados de la estimación del modelo se presentan en la Tabla N°25a. El efecto de la reforma de febrero de 2022, donde se introdujo la PGU, no aumentó el monto de la pensión más allá del cambio en la inflación, pero sí redujo el impuesto implícito al ahorro previsional hasta cero para afiliados elegibles con una pensión base menor a \$630.000. Esta reforma induce un aumento en la probabilidad de cotizar de 1,3% sobre el grupo elegible.

La especificación (2) en la Tabla N°25a incluye el coeficiente asociado a sesgo de selección (ratio de Mills), el cual es significativo al 1%, reafirmando que la corrección por este sesgo es relevante y es necesario considerarla. Por otro lado, la especificación (3) incluye como control al Imacec y la (4) a la inversión bruta de capital fijo (sin considerar inventarios). Ambas variables tienen un impacto positivo sobre la probabilidad de cotizar, en línea con que una mayor actividad económica y una mayor demanda productiva inducen más cotizaciones en los trabajadores formales.

La especificación (4) posee el menor valor para el coeficiente de información de Akaike, por lo que es el modelo que presentaría un mejor ajuste a los datos en función de los parámetros estimados en las especificaciones (1) a (4). La especificación (5) es una extensión a la (4) con la diferencia que incluye además el coeficiente de tratamiento sobre el grupo elegible interactuado con cada mes dentro del período muestral. Los coeficientes asociados se muestran gráficamente en la Figura N°4, donde se aprecia que el efecto de la reforma sobre la probabilidad de cotizar del grupo elegible aumenta en el tiempo y es estadísticamente distinta de cero dado que el intervalo de confianza al 95% no incluye coeficientes iguales a cero con posterioridad a la reforma de febrero de 2022.

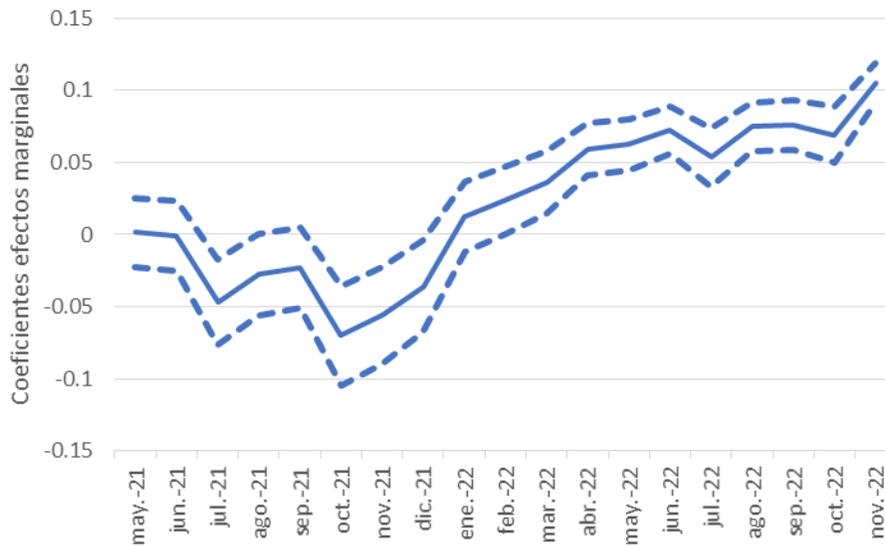
Tabla N°25a: Coeficientes marginales del modelo Probit donde la variable dependiente es la probabilidad de cotizar y se captura la reforma de 1 de febrero de 2022 (introducción de la PGU donde se removi6 el impuesto impl6cito al ahorro previsional para una pensi6n base menor a \$630.000).

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Post reforma	0.0931***	0.0942***	0.0900***	0.0898***	
Elegible	-0.0227***	-0.0249***	-0.0249***	-0.0249***	-0.0449***
Post x Elegible	0.0126**	0.0130**	0.0132**	0.0131**	
Mujer	-0.0269***	-0.0186***	-0.0182***	-0.0181***	-0.0202***
Escolaridad	0.0210***	0.0217***	0.0217***	0.0216***	0.0226***
Escolaridad ²	-0.0003***	-0.0003***	-0.0003***	-0.0003***	-0.0003***
Edad 35-44	0.0545***	0.0419***	0.0409***	0.0400***	0.0449***
Edad 45-54	0.0742***	0.0467***	0.0455***	0.0444***	0.0499***
Edad 55-64	0.0973***	0.0628***	0.0611***	0.0596***	0.0685***
Imacec			0.0036***		
Inversi6n capital fijo				0.0296***	0.0362***
Ratio de Mills		0.0446***	0.0459***	0.0473***	0.0418***
Criterio inf. Akaike	53,810	53,759	53,509	53,388	53,853
N. de obs.	67,945	67,945	67,945	67,945	67,051

Fuente: Elaboraci6n propia en base a informaci6n de datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones y de la EPS 2020. Nota: ***, ** y * se asocia a coeficientes significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Para determinar efectos sobre distintos grupos socioecon6micos, se estima la ecuaci6n (45) para subgrupos de la poblaci6n por g6nero, edad y pensi6n base (Tabla N°25b). En la muestra restringida solo a mujeres (especificaci6n 1), el coeficiente asociado al t6rmino de diferencias en diferencias no es estad6sticamente significativo por lo que la reforma de febrero 2022 no tendr6a impacto sobre la probabilidad de cotizar del grupo tratado de mujeres. Al considerar solo hombres (especificaci6n 2), se registra un aumento en la probabilidad de cotizar de 1,8% en la poblaci6n elegible posterior a la reforma. Al restringir a distintos grupos etarios, la reforma induce aumentos en la probabilidad de cotizar de los elegibles de 35 a 44 a6os (aumento del 4,0%) y de 55 a 64 a6os (aumento del 2,6%).

Figura N°4: Coeficientes de la especificación (5) de la interacción mensual con el grupo de tratamiento en torno a la reforma de febrero de 2022.



Fuente: Elaboración propia en base a información de las Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones empalmada con datos de la EPS del 2020. Las líneas segmentadas corresponden al intervalo de confianza de los coeficientes al 95%.

En la Tabla N°25c se muestran ejercicios de robustez de la reforma de febrero 2022. Al restringir la elegibilidad a quienes tienen pensión base menor a la mediana muestral (especificación 1), se pierde el coeficiente asociado a la diferencia en diferencia. Por otro lado, al emplear un corte “falso” alternativo de pobreza, definiendo la elegibilidad para el 30% de la población chilena más pobre (especificación 2), en vez del requisito de pertenecer al 60% más pobre de la población, el efecto de la reforma sobre el grupo tratado no es significativo al 10%. Lo anterior da cuenta que el resultado de la reforma analizada efectivamente muestra un efecto esperado y al cambiar el objeto de análisis a uno distinto que no se relaciona con lo experimentado en la realidad no se obtienen los resultados esperados.

Tabla N°25b: Coeficientes marginales del modelo Probit donde la variable dependiente es la probabilidad de cotizar y se captura la reforma de 1 de febrero de 2022 (introducción de la PGU donde se removió el impuesto implícito al ahorro previsional para una pensión base menor a \$630.000). Estimaciones para subgrupos de la población.

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Mujeres	Hombres	25-34	35-44	45-55	55-64
Post reforma	0.1100***	0.0726***	0.1184***	0.0625***	0.0871***	0.0449***
Elegible	-0.0204***	-0.0294***	-0.0374***	-0.0531***	-0.0142**	-0.0002
Post x Elegible	0.0016	0.0177**	0.0066	0.0395***	-0.0009	0.0257***
Mujer			0.0144**	0.0152*	-0.0087	-0.0106*
Escolaridad	0.0298***	0.0161***	0.0407***	0.0175***	0.0136***	0.0110***
Escolaridad ²	-0.0005***	-0.0003**	-0.0010***	-0.0001	0.0000	0.0001
Edad 35-44	0.0823***	0.0010				
Edad 45-54	0.1091***	-0.0100				
Edad 55-64	0.1264***	-0.0100				
Inversión capital fijo	0.0319***	0.0271***	0.0390***	0.0252***	0.0238***	0.0233***
Ratio de Mills	-0.0357***	0.0991***	0.2527***	0.0658***	0.0766***	0.0777***
Criterio inf. Akaike	27,432	25,703	24,823	7,184	11,156	7,593
N. de obs.	33,826	34,119	27,917	10,039	15,634	12,310

Fuente: Elaboración propia en base a información de datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones y de la EPS 2020. Nota: ***, ** y * se asocia a coeficientes significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Al ampliar la cobertura desde el 60% más pobre de la población hasta el 90% más pobre (especificación 3), para considerar que en febrero 2022 algunos afiliados podrían haber anticipado el aumento en la cobertura futura de la elegibilidad para los beneficios previsionales no contributivos, se obtiene un efecto de la reforma sobre el grupo tratado similar a los resultados previos (aumento en la probabilidad de cotizar de 1,3%).

En caso de reducir la ventana de tiempo dentro de la muestra de estimación desde 20 meses centrados en el mes de reforma a 10 meses centrados en el mes de reforma (especificación 4), el impacto de la política aumenta levemente a 1,6%, dando cuenta que el coeficiente se estima en un horizonte de tiempo más acotado y que reflejaría de forma más exacta el impacto estudiado. Finalmente, se consideran factores de expansión en la EPS del 2020 (especificación 5), con un leve aumento en la probabilidad de cotizar sobre la población elegible de 1,5% (las diferencias entre las estimaciones con o sin factor de expansión son reducidas y se opta por mantener como estimación base la que no posee factor de expansión puesto que es la forma en que se muestran los resultados en los principales estudios que son comparables a la metodología implementada en este estudio (Behrman et al. 2011 y Sabat 2022)).²⁵

²⁵ Estos factores de expansión se obtienen desde el archivo Factor_XS_EPS_PRES_in.dta y se considera el factor de expansión registrado en la variable factor_XS.

Tabla N°25c: Coeficientes marginales del modelo Probit donde la variable dependiente es la probabilidad de cotizar y se captura la reforma de 1 de febrero de 2022 (introducción de la PGU donde se removió el impuesto implícito al ahorro previsional para una pensión base menor a \$630.000). Ejercicios de robustez.

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Pensión < mediana	Pobres al 30%	Pobres al 90%	Ventana +/- 5 meses	Con factor expansión
Post reforma	0.0935***	0.0941***	0.0898***	0.0382***	0.0855***
Elegible		-0.0301***	-0.0249***	-0.0300***	-0.0296***
Post x Elegible		0.0039	0.0131**	0.0161**	0.0150*
Mujer	-0.0231***	-0.0191***	-0.0181***	-0.0094**	-0.0118***
Escolaridad	0.0226***	0.0204***	0.0216***	0.0244***	0.0244***
Escolaridad ²	-0.0003***	-0.0003***	-0.0003***	-0.0005***	-0.0005***
Edad 35-44	0.0388***	0.0388***	0.0400***	0.0380***	0.0708***
Edad 45-54	0.0470***	0.0438***	0.0444***	0.0406***	0.0696***
Edad 55-64	0.0625***	0.0597***	0.0596***	0.0568***	0.0814***
Inversión capital fijo	0.0288***	0.0295***	0.0296***	0.0001	0.0266***
Ratio de Mills	0.0445***	0.0477***	0.0473***	0.0519***	0.0233**
Criterio inf. Akaike	53,267	53,380	53,388	29,248	51,772
N. de obs.	67,346	67,945	67,945	35,971	67,945

Fuente: Elaboración propia en base a información de datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones y de la EPS 2020. Nota: ***, ** y * se asocia a coeficientes significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

La segunda reforma analizada ocurre en enero de 2021, donde la Pensión Básica Solidaria de Vejez (PBSV) aumenta en una magnitud mayor a la inflación (entre 12 a 15,4%) y donde la Pensión Máxima con Aporte Solidario (PMAS) aumenta en igual proporción, por lo que no existe un cambio en el impuesto implícito al ahorro previsional. Producto de este efecto ingreso positivo, la probabilidad de cotizar cae entre un -3,1 y un -3,2% (Tabla 26a). Al igual que en la estimación de la reforma donde se introduce la PGU, la especificación con mejor ajuste es la que incluye la inversión en capital físico (menor criterio de información de Akaike). El efecto dinámico de la reforma se captura en la especificación (5), donde además de los coeficientes reportados en la Tabla N°26a se incluye el coeficiente de tratamiento sobre el grupo elegible interactuado con cada mes dentro del período muestral, coeficientes que se muestran gráficamente en la Figura N°5. En esta figura se aprecia que el efecto de la reforma sobre la probabilidad de cotizar del grupo elegible disminuye levemente en el tiempo, aunque con un efecto que no es estadísticamente distinto de cero dado que el intervalo de confianza al 95% incluye coeficientes iguales a cero durante todo el intervalo analizado, a excepción del primer dato correspondiente a abril de 2020.

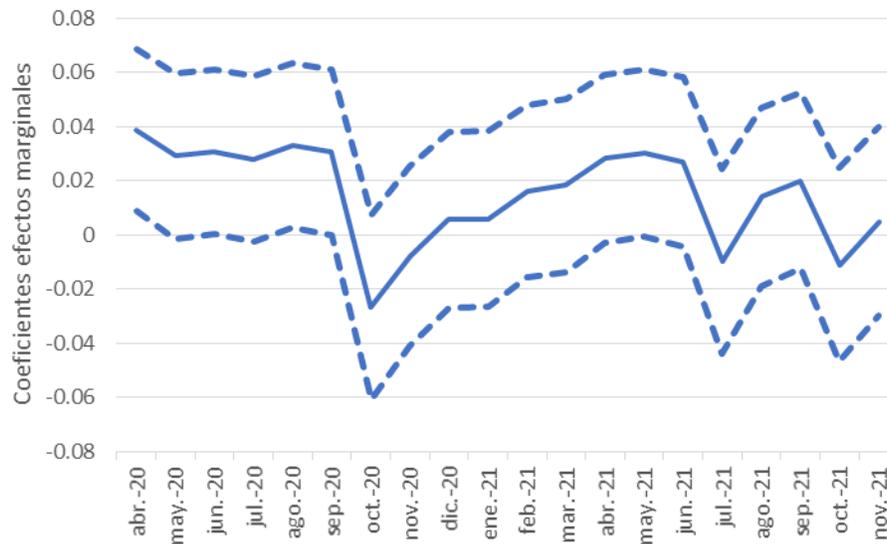
Tabla N°26a: Coeficientes marginales del modelo Probit donde la variable dependiente es la probabilidad de cotizar y se captura la reforma de 1 de enero de 2021 (aumento de la PBSV y del PMAS en una magnitud mayor al cambio en el IPC sin modificar el impuesto implícito al ahorro previsional).

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Post reforma	0.0815***	0.0827***	0.0551***	0.0497***	
Elegible	-0.0094*	-0.0128***	-0.0128***	-0.0128***	-0.0440***
Post x Elegible	-0.0319***	-0.0312***	-0.0312***	-0.0312***	
Mujer	-0.0503***	-0.0397***	-0.0397***	-0.0397***	-0.0397***
Escolaridad	0.0278***	0.0296***	0.0296***	0.0296***	0.0296***
Escolaridad ²	-0.0004***	-0.0005***	-0.0005***	-0.0005***	-0.0005***
Edad 35-44	0.1036***	0.0768***	0.0765***	0.0763***	0.0765***
Edad 45-54	0.1314***	0.0798***	0.0790***	0.0789***	0.0795***
Edad 55-64	0.1747***	0.1097***	0.1085***	0.1084***	0.1095***
Imacec			0.0027***		
Inversión capital fijo				0.0196***	0.0332***
Ratio de Mills		0.0493***	0.0500***	0.0501***	0.0495***
Criterio inf. Akaike	80,581	80,460	80,318	80,318	80,422
N. de obs.	74,669	74,669	74,669	74,669	74,669

Fuente: Elaboración propia en base a información de datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones y de la EPS 2020. Nota: ***, ** y * se asocia a coeficientes significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

En la Tabla N°26b se muestra el efecto de la reforma de enero de 2021 en distintos grupos de acuerdo con variables sociodemográficas de acuerdo a género, edad y pensión base. En la muestra restringida solo a mujeres (especificación 1), el coeficiente asociado al término de diferencias en diferencias no es estadísticamente significativo por lo que la reforma de enero 2021 no tendría impacto sobre la probabilidad de cotizar del grupo tratado de mujeres. Al considerar solo hombres (especificación 2), se registra una disminución en la probabilidad de cotizar de -5,0% en la población elegible posterior a la reforma. Al restringir a distintos grupos etarios, la reforma induce caídas en la probabilidad de cotizar de los elegibles de 25 a 34 años (diminución del -3,9%).

Figura N°5: Coeficientes de la especificación (5) de la interacción mensual con el grupo de tratamiento en torno a la reforma de enero de 2021.



Fuente: Elaboración propia en base a información de las Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones empalmada con datos de la EPS del 2020. Las líneas segmentadas corresponden al intervalo de confianza de los coeficientes al 95%.

Tabla N°26b: Coeficientes marginales del modelo Probit donde la variable dependiente es la probabilidad de cotizar y se captura la reforma de 1 de enero de 2021 (aumento de la PBSV y del PMAS en una magnitud mayor al cambio en el IPC sin modificar el impuesto implícito al ahorro previsional). Estimaciones para subgrupos de la población.

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Mujeres	Hombres	25-34	35-44	45-55	55-64
Post reforma	0.0380***	0.0574***	0.0673***	0.0293**	0.0290***	0.0006
Elegible	-0.0274***	-0.0011	-0.0061	-0.0797***	0.0007	-0.0258***
Post x Elegible	-0.0102	-0.0501***	-0.0391***	-0.0008	-0.0108	0.0113
Mujer			-0.0217***	-0.0200**	-0.0334***	-0.0362***
Escolaridad	0.0371***	0.0280***	0.0556***	0.0373***	0.0296***	0.0078*
Escolaridad ²	-0.0005***	-0.0007***	-0.0014***	-0.0007**	-0.0004**	0.0004*
Edad 35-44	0.1399***	0.0271***				
Edad 45-54	0.1699***	0.0149				
Edad 55-64	0.2135***	0.0205*				
Inversión capital fijo	0.0191***	0.0201***	0.0255***	0.0136***	0.0130***	0.0129***
Ratio de Mills	-0.0129*	0.0839***	0.1634***	-0.0631***	0.0779***	0.0107
Criterio inf. Akaike	41,251	38,745	34,724	9,947	17,517	10,882
N. de obs.	36,952	37,717	29,055	9,971	17,692	12,748

Fuente: Elaboración propia en base a información de datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones y de la EPS 2020. Nota: ***, ** y * se asocia a coeficientes significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

En los ejercicios de robustez de la Tabla N°26c, restringir la elegibilidad a una pensión base menor a la mediana (especificación 1) elimina el coeficiente estimable para la diferencia en diferencia debido a multicolinealidad. El ejercicio “falso” de cambiar la elegibilidad al 30% más pobre (especificación 2) reduce el coeficiente de interés de política desde -3,1% a -1,5%. Una reducción en la ventana de estimación desde 20 meses centrados en el mes de reforma a 10 meses centrados en el mes de reforma (especificación 3) implica una reducción en la probabilidad de cotizar de -2,2% para el grupo elegible. Este ejercicio es relevante, dado que elimina la incidencia del IFE laboral vigente entre agosto de 2021 y junio de 2023. Por último, la inclusión del factor de expansión (especificación 4) resulta en una reducción en la probabilidad de cotizar sobre la población elegible de -3,0%, muy similar a los resultados obtenidos en la Tabla N°26a.

Tabla N°26c: Coeficientes marginales del modelo Probit donde la variable dependiente es la probabilidad de cotizar y se captura la reforma de 1 de enero de 2021 (aumento de la PBSV y del PMAS en una magnitud mayor al cambio en el IPC sin modificar el impuesto implícito al ahorro previsional). Ejercicios de robustez.

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	Pensión < mediana	Pobres al 30%	Ventana +/- 5 meses	Con factor expansión
Post reforma	0.0387***	0.0411***	0.0458***	0.0533***
Elegible		-0.0414***	-0.0173**	-0.0151**
Post x Elegible		-0.0149*	-0.0223**	-0.0302***
Mujer	-0.0446***	-0.0406***	-0.0484***	-0.0316***
Escolaridad	0.0306***	0.0275***	0.0224***	0.0356***
Escolaridad ²	-0.0005***	-0.0004***	-0.0002	-0.0007***
Edad 35-44	0.0742***	0.0752***	0.0842***	0.1100***
Edad 45-54	0.0808***	0.0781***	0.0757***	0.1041***
Edad 55-64	0.1097***	0.1093***	0.1078***	0.1373***
Inversión capital fijo	0.0196***	0.0196***	0.0154***	0.0178***
Ratio de Mills	0.0478***	0.0507***	0.0484***	0.0319***
Criterio inf. Akaike	80,333	80,281	42,503	78,937
N. de obs.	74,583	74,669	39,161	74,669

Fuente: Elaboración propia en base a información de datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones y de la EPS 2020. Nota: ***, ** y * se asocia a coeficientes significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

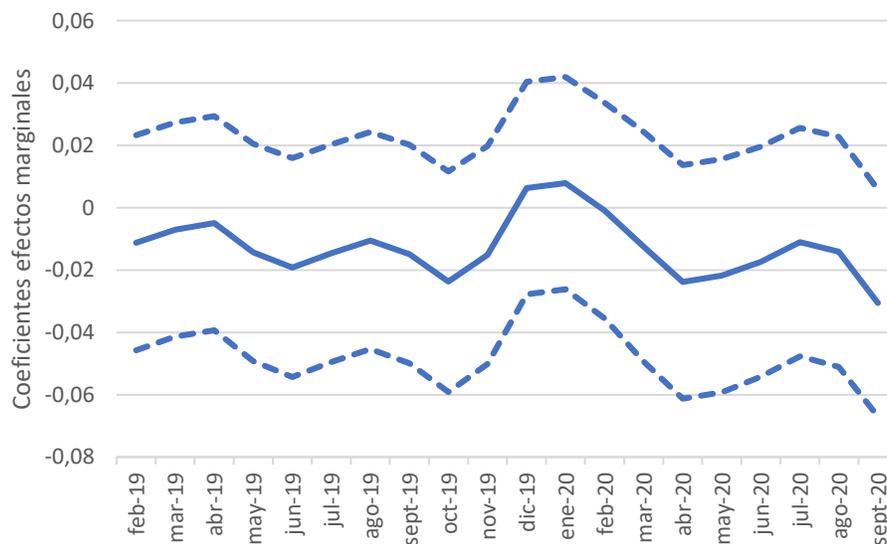
El análisis de la reforma de diciembre de 2019 se muestra en las Tablas N°27a a N°27c. Esta reforma implica un aumento de la pensión no contributiva de entre 25% y 50% sin una modificación en el impuesto implícito al ahorro previsional. Sin embargo, es importante notar que durante este período estaba en plena discusión la posibilidad de realizar retiros previsionales, siendo el primer retiro en julio 2020. La reforma de diciembre 2019 induce un efecto que no es estadísticamente significativo al 10% en la mayoría de las especificaciones, lo que se reafirma con el efecto dinámico de las interacciones entre el grupo elegible y los distintos meses, asociado a la especificación 5 y graficados en la Figura N°6, donde el efecto estimado es igual a cero con un 95% de confianza.

Tabla N°27a: Coeficientes marginales del modelo Probit donde la variable dependiente es la probabilidad de cotizar y se captura la reforma de 1 de diciembre de 2019 (aumento de la PBSV y del PMAS en una magnitud mayor al cambio en el IPC sin modificar el impuesto implícito al ahorro previsional).

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Post reforma	-0.0179***	-0.0152***	-0.0031	0.0003	
Elegible	-0.0143***	-0.0267***	-0.0266***	-0.0266***	-0.0125
Post x Elegible	0.0025	0.0040	0.0039	0.0039	
Mujer	-0.0431***	-0.0094***	-0.0095***	-0.0095***	-0.0095***
Escolaridad	0.0373***	0.0418***	0.0418***	0.0418***	0.0418***
Escolaridad ²	-0.0008***	-0.0010***	-0.0010***	-0.0010***	-0.0010***
Edad 35-44	0.1197***	0.0408***	0.0410***	0.0409***	0.0410***
Edad 45-54	0.1702***	0.0269***	0.0275***	0.0272***	0.0274***
Edad 55-64	0.2029***	0.0084	0.0093	0.0088	0.0091
Imacec			0.0020***		
Inversión capital fijo				0.0135***	0.0123***
Ratio de Mills		0.1965***	0.1959***	0.1963***	0.1960***
Criterio inf. Akaike	89,899	89,257	89,203	89,190	89,215
N. de obs.	79,225	79,225	79,225	79,225	79,225

Fuente: Elaboración propia en base a información de datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones y de la EPS 2020. Nota: ***, ** y * se asocia a coeficientes significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Figura N°6: Coeficientes de la especificación (5) de la interacción mensual con el grupo de tratamiento en torno a la reforma de diciembre 2019.



Fuente: Elaboración propia en base a información de las Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones empalmada con datos de la EPS del 2020. Las líneas segmentadas corresponden al intervalo de confianza de los coeficientes al 95%.

Tabla N°27b: Coeficientes marginales del modelo Probit donde la variable dependiente es la probabilidad de cotizar y se captura la reforma de 1 de diciembre de 2019 (aumento de la PBSV y del PMAS en una magnitud mayor al cambio en el IPC sin modificar el impuesto implícito al ahorro previsional). Estimaciones para subgrupos de la población.

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Mujeres	Hombres	25-34	35-44	45-55	55-64
Post reforma	-0.0012	0.0019	-0.0106	-0.0059	-0.0216**	0.0072
Elegible	-0.0457***	-0.0033	-0.0310***	-0.0699***	-0.0216**	-0.0183*
Post x Elegible	0.0070	0.0000	0.0067	-0.0092	0.0219*	-0.0083
Mujer			0.0474***	0.0080	0.0098	-0.0644***
Escolaridad	0.0432***	0.0459***	0.0691***	0.0637***	0.0180***	0.0277***
Escolaridad ²	-0.0008***	-0.0014***	-0.0020***	-0.0018***	0.0001	-0.0006***
Edad 35-44	0.0647***	0.0233***				
Edad 45-54	0.0463***	0.0191*				
Edad 55-64	0.0037	0.0207				
Inversión capital fijo	0.0123***	0.0147***	0.0170***	0.0077*	0.0097***	0.0084**
Ratio de Mills	0.2088***	0.1703***	0.5473***	0.0779**	0.2343***	0.0064
Criterio inf. Akaike	45,132	43,899	33,855	12,244	18,792	11,606
N. de obs.	38,984	40,241	27,213	11,423	18,917	12,966

Fuente: Elaboración propia en base a información de datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones y de la EPS 2020. Nota: ***, ** y * se asocia a coeficientes significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

Tabla N°27c: Coeficientes marginales del modelo Probit donde la variable dependiente es la probabilidad de cotizar y se captura la reforma de 1 de diciembre de 2019 (aumento de la PBSV y del PMAS en una magnitud mayor al cambio en el IPC sin modificar el impuesto implícito al ahorro previsional). Ejercicios de robustez.

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)
	Pensión < mediana	Pobres al 30%	Ventana +/- 5 meses	Con factor expansión
Post reforma	0.0017	0.0013	-0.0017	-0.0020
Elegible		-0.0604***	-0.0308***	-0.0180**
Post x Elegible		0.0027	0.0135	0.0094
Mujer	-0.0144***	-0.0087**	-0.0110**	-0.0033
Escolaridad	0.0426***	0.0392***	0.0440***	0.0523***
Escolaridad ²	-0.0010***	-0.0009***	-0.0011***	-0.0013***
Edad 35-44	0.0408***	0.0387***	0.0265***	0.0543***
Edad 45-54	0.0322***	0.0217***	0.0146	0.0368***
Edad 55-64	0.0131	0.0049	-0.0028	0.0282*
Inversión capital fijo	0.0135***	0.0135***	0.0125***	0.0142***
Ratio de Mills	0.1901***	0.2030***	0.2000***	0.1892***
Criterio inf. Akaike	89,161	89,074	46,295	88,590
N. de obs.	79,137	79,225	41,518	79,225

Fuente: Elaboración propia en base a información de datos administrativos de la Superintendencia de Pensiones y de la EPS 2020. Nota: ***, ** y * se asocia a coeficientes significativos al 1%, 5% y 10%, respectivamente.

7. Conclusiones

En este estudio se examinó la relación entre cambios en los parámetros de los beneficios previsionales no contributivos sobre la probabilidad de cotizar en tres reformas experimentadas recientemente. Primero, en diciembre de 2019, donde aumentó el monto de la Pensión Básica Solidaria de Vejez, PBSV, sin una modificación sobre el impuesto implícito al ahorro previsional (puesto que la Pensión Máxima con Aporte Solidario, PMAS, aumentó en igual magnitud que la PBSV y por lo tanto no se vio afectada la forma de cálculo del Aporte Previsional Solidario, APS); segundo, en enero de 2021, donde aumentó el monto de la PBSV y de la PMAS, sin efecto sobre el impuesto previsional implícito; y tercero, en febrero de 2022, donde la introducción de la Pensión Garantizada Universal, PGU, donde el impuesto implícito al ahorro previsional fue igual a cero para los afiliados con pensión base menor a la pensión inferior, equivalente a \$630.000.

La estimación de los efectos en las distintas reformas se realizó mediante un modelo Probit que calcula la probabilidad de cotizar mensual en base a características observables y que considera una variable que identifica los datos antes y después de las reformas a los parámetros considerados. En la reforma de febrero de 2022, donde existe un efecto sustitución positivo que promueve el ahorro previsional, se encuentra que la probabilidad de cotizar aumenta en la población elegible en 1,3%; en la reforma de enero de 2021, en cambio, se observa un efecto ingreso positivo que desincentiva el ahorro previsional y por lo mismo se evidencia una reducción en la probabilidad de cotizar en la población elegible de -3,1%.

Por último, en la reforma de diciembre de 2019 no se encuentran efectos sobre cambios en la probabilidad de cotizar para los afiliados elegibles, debido en parte a la confluencia de otros efectos sobre los incentivos del mercado laboral, destacando la posibilidad de realizar retiros previsionales. Por lo mismo, una conclusión de este estudio es que se hace necesario complementar el análisis desarrollado en este trabajo con la modelación de otras políticas como el IFE laboral y los retiros previsionales puesto que pueden incidir en los resultados estimados.

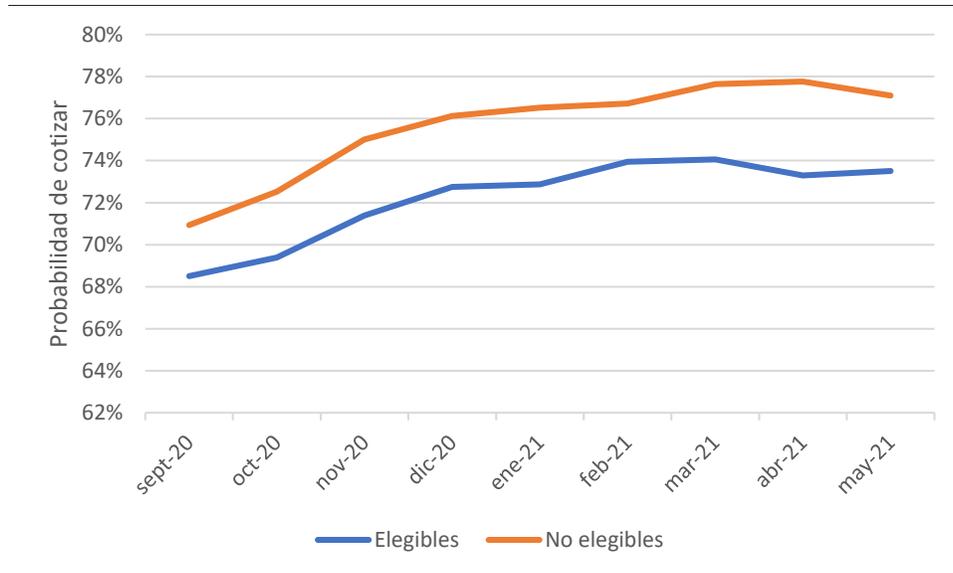
8. Referencias

- Attanasio, O., Meghir, C., & Otero A. (2011). Pensions, Work and Informality: The Impact of the 2008 Chilean Pension Reform. Working Paper. *Consejo Consultivo Previsional*.
- Behrman, J., Calderón, M., Mitchell, O., Vásquez, J., & Bravo, D. (2011). First-Round Impacts of the 2008 Chilean Pension System Reform. *Michigan Retirement Research Center Research Paper No. WP 2011-245*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1960582>
- Bravo D., Eileen H., & Ordenes, C. (2019). Análisis del Desempeño del Sistema de Pensiones Solidarias a Diez años de su Implementación. *Centro UC Encuestas y Estudios Longitudinales*.
- Bucciol, A., Manfrè, M., & Gimenez, G. (2020). The 2008 Chilean Pension Reform: Household Financial Decisions and Gender Differences. *Journal of Economic Policy Reform*, 25(1), 62-79. <https://doi.org/10.1080/17487870.2020.1778475>
- Ceni, R. (2017). Pension Schemes and Labor Supply in the Formal and Informal Sector. *IZA Journal of Labor Policy*, 6(1), 1-29. <https://doi.org/10.1186/s40173-017-0085-1>
- Centro UC Encuestas y Estudios Longitudinales (2016). Informe Final VI Ronda EPS.
- Consejo Consultivo Previsional (2010). Primer Informe Anual, 2009. Subsecretaría de Previsión Social, Ministerio del Trabajo y Previsión Social.
- Consejo Consultivo Previsional (2011). Segundo Informe Anual, enero 2010 a julio 2011. Subsecretaría de Previsión Social, Ministerio del Trabajo y Previsión Social.
- Consejo Consultivo Previsional (2016). Informe Opinión CCP Incremento 10% Pilar al Básico Solidario. Subsecretaría de Previsión Social, Ministerio del Trabajo y Previsión Social.
- Consejo Consultivo Previsional (2017). Séptimo Informe Anual, mayo 2016 a agosto 2017. Subsecretaría de Previsión Social, Ministerio del Trabajo y Previsión Social.
- Consejo Consultivo Previsional (2022). Duodécimo Informe Anual, abril 2021 a febrero 2022. Subsecretaría de Previsión Social, Ministerio del Trabajo y Previsión Social.
- Encina, J. (2013). Pension Reform in Chile: A Difference in Difference Matching Estimation. *Estudios de Economía*, 40(1), 81-95.
- Giesecke, M., & Jäger, P. (2021). Pension Incentives and Labor Supply: Evidence from the Introduction of Universal Old-Age Assistance in the UK. *Journal of Public Economics*, 203(C), 104516. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2021.104516>
- Imbens, G., & Lemieux, T. (2008). Regression discontinuity designs: A guide to practice. *Journal of Econometrics*, 142(2), 615-635.

- Imbens, G., & Rubin, D. (2015). *Causal Inference for Statistics, Social, and Biomedical Sciences: An Introduction*. Cambridge University Press.
- Joubert, C. (2015). Pension Design with a Large Informal Labor Market: Evidence from Chile. *International Economic Review*, 56(2), 673-694. <https://doi.org/10.1111/iere.12118>
- Joubert, C., & Todd, P. (2011). The Impact of Chile's 2008 Pension Reform on Labor Force Participation, Pension Savings, and Gender Equity. Working Paper. *Consejo Consultivo Previsional*.
- Joubert, C., & Todd, P. (2022). Gender Pension Gaps in a Private Retirement Accounts System: A Dynamic Model of Household Labor Supply and Savings. *Journal of Econometrics*. <https://doi.org/10.1016/j.jeconom.2022.08.005>
- Juárez, L. (2010). The Effect of an Old-Age Demigrant on the Labor Supply and Time Use of the Elderly and Non-Elderly in Mexico. *The B.E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 10(1).
- López García, I., & A. Otero. (2017). The Effects of Means-tested, Noncontributory Pensions on Poverty and Well-being: Evidence from the Chilean Pension Reforms. Working Papers wp358, University of Michigan, Michigan Retirement Research Center.
- Ma, X., & Seike, A. (2022). Public Pension Policy Reform and Labor Force Participation. In: Ma, X., Tang, C. (eds) *Growth Mechanisms and Sustainable Development of the Chinese Economy*. Palgrave Macmillan, Singapore. https://doi.org/10.1007/978-981-19-3858-0_15
- Moreno, C. (2022). The Impact of Pension Systems in Labor Markets with Informality. *PhD Thesis*. Emory University.
- Otero, A. (2014). Pensions, Work and Informality: A Multi-Tier Contributory Pension System. *PhD Thesis*. University College London.
- Roy, A. (1951). Some Thoughts on the Distribution of Earnings. *Oxford Economic Papers*, 3(2): 135-146.
- Sabat, J. (2022). The Effects of the Minimum Pension Reform in a Defined Contribution Pension System: The Case of Chile. Working Paper. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4136711>
- Stock, J., & Watson, M. (2006). *Introduction to Econometrics*. Addison-Wesley, Series in Econometrics.
- Superintendencia de Pensiones (2023). *Manual de la Base de Datos de Historia Previsional de Afiliados Activos, Pensionados y Fallecidos*.
- Wong, B. (2017). Formal Sector Labor Supply Responses to the 2008 Chilean Pension System Reform. *PhD Thesis*. University of California, San Diego.

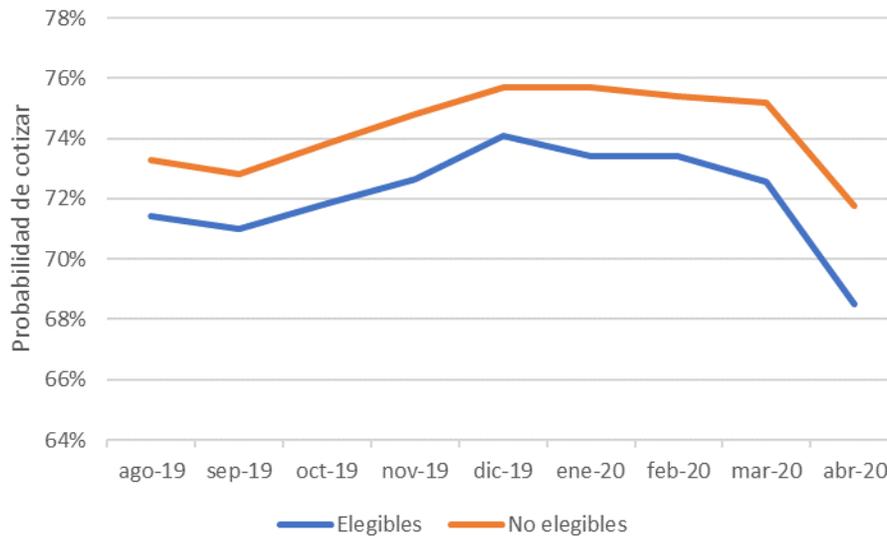
9. Anexos

Figura N°A1: Probabilidad de cotizar antes y después de la reforma de enero 2021 separando entre grupo de tratamiento (elegibles) y grupo de control (no elegibles).



Fuente: Elaboración propia en base a información de las Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones empalmada con datos de la EPS del 2020.

Figura N°A2: Probabilidad de cotizar antes y después de la reforma de diciembre 2019 separando entre grupo de tratamiento (elegibles) y grupo de control (no elegibles).



Fuente: Elaboración propia en base a información de las Historias Previsionales de la Superintendencia de Pensiones empalmada con datos de la EPS del 2020.

Licitación ID 1592-7-LE23



Ministerio del Trabajo y Previsión Social
Gobierno de Chile

