



UNIVERSIDAD
DE LA REPÚBLICA
URUGUAY



UNIVERSIDAD DE LA REPÚBLICA
FACULTAD DE CIENCIAS SOCIALES
DEPARTAMENTO DE ECONOMÍA
Tesis Maestría en Economía

**Influencia de la reforma de la salud y los cambios
normativos en el uso del subsidio por
enfermedad: evidencia a partir de datos
administrativos longitudinales entre 1996 y 2015**

Carlos Astudillo
Tutora: Ianina Rossi

2023

Resumen

Durante los últimos años, Uruguay ha experimentado varios cambios normativos en el subsidio por enfermedad que pueden afectar su utilización. En primer lugar, en 2008 se implementó el Sistema Nacional Integrado de Salud (SNIS), el cual brinda cobertura de salud a través de un seguro nacional de salud a los trabajadores y jubilados y a su núcleo familiar (cónyuges o concubinos sin cobertura e hijos menores de 18 años o mayores con discapacidad), en cualquiera de los prestadores integrales del sistema, públicos o privados. En segundo lugar, a partir de julio de 2010 se unificó la certificación médica en todo el país, permitiendo que la misma sea realizada directamente por el médico tratante también en Montevideo, sin necesidad de validación por parte del trabajador en una oficina del Banco de Previsión Social (BPS). En tercer lugar, entre 2011 y 2015 aumentando los topes mensuales del subsidio, pasando gradualmente de 3 a 8 bases de prestaciones y contribuciones (BPC). En base a registros de historias laborales del BPS entre 1996 y 2015, se estudian los efectos producidos por dichos cambios en la probabilidad de recibir el subsidio por parte de trabajadores dependientes de industria y comercio. Los resultados del modelo logit con un panel no balanceado, que explotan características de los trabajadores e información de las empresas donde se desempeñan, muestran un aumento de dicha probabilidad a partir de 2008, siendo aún mayor a partir de 2011. Lo anterior, se considera que estuvo más relacionado al aumento de topes que al nuevo procedimiento, ya que no se ha encontrado evidencia de un aumento diferencial de recibir el subsidio por enfermedad por parte de los trabajadores de Montevideo en relación con los del interior del país.

Palabras claves

Subsidio por enfermedad

Historia laboral

Reforma de la salud

Logit

Contenido

.....	1
1. Introducción	4
2. Marco normativo del Uruguay	5
2.1 Sistema Nacional Integrado de Salud (SNIS)	6
2.2 Subsidio por enfermedad	7
2.3 Análisis del contexto.....	8
2.3.1 Puestos cotizantes	9
2.3.2 Evolución de erogaciones del subsidio por enfermedad	10
2.3.3 Evolución del uso del subsidio por enfermedad en Montevideo.....	12
2.4 Otras dimensiones relevantes	13
3. Antecedentes	15
4. Datos.....	19
4.1 Estadísticas descriptivas de la muestra.....	20
5. Metodología.....	24
5.1 Modelo logit	24
5.2 Estrategia empírica	25
5.3 Especificación del modelo.....	25
6. Resultados.....	26
6.1 Resultados variables principales.....	27
6.2 Otros resultados	31
6.3 Pruebas de robustez	33
7. Conclusiones	33
9. Bibliografía.....	36

1. Introducción

Los programas de subsidio por enfermedad han sido diseñados como herramientas importantes de protección social para los trabajadores que se encuentran temporalmente incapacitados debido a enfermedad o lesión, permitiéndoles reemplazar su salario durante períodos en los que no pueden generar ingresos laborales. Sin embargo, la efectividad del diseño de los subsidios puede verse afectada por varios factores.

En primer lugar, cabe destacar que podría haber disparidades en la propensión de algunos profesionales a expedir certificados médicos, quienes podrían verse influenciados por incentivos externos. En efecto, estudios previos como el de Markussen y Røed (2016) en Noruega, han constatado que los médicos que perciben una remuneración por acto médico pueden ser más propensos a otorgar una mayor cantidad de días de licencia que aquellos que no lo hacen.

Desde la perspectiva de las empresas, el uso del subsidio por enfermedad puede generar problemas de ausentismo no programado, lo que puede provocar comportamientos diversos. A modo de ejemplo, un estudio reciente en nuestro país realizado por Blanchard et al. (2023) encuentran que, a menudo, algunas empresas recurren al despido de sus empleados cuando éstos utilizan frecuentemente el subsidio por enfermedad. Asimismo, encuentran que los trabajadores de empresas cooperativistas hacen un mayor uso del subsidio.

Por otra parte, los costos asociados con el uso del subsidio pueden tener una influencia significativa en el comportamiento de los trabajadores, quienes pueden sentirse menos incentivados a utilizarlo si reciben una fracción menor de su salario, especialmente en casos de enfermedades leves (Puhani y Sonderhof, 2010). Otros factores que pueden influir en la decisión de hacer uso o no, son la estabilidad y antigüedad en el puesto laboral.

En Uruguay, se han producido varios cambios normativos que han afectado la percepción del subsidio por enfermedad. En el año 2008, comenzó a regir la Ley Nº 18.211 que reglamenta el derecho a la protección de la salud de todos los residentes en el país, estableciendo las modalidades de acceso a servicios integrales de salud y creando el Sistema Nacional Integrado de Salud (SNIS). Hasta junio de 2010, existían dos formas de certificación médica para el subsidio por enfermedad en Uruguay; en Montevideo, el trabajador obtenía un certificado médico del prestador de salud y luego debía validarlo en una oficina del BPS, mientras que en el Interior del país los prestadores de salud

certificaban directamente, sin necesidad de validación presencial como en Montevideo. A partir de julio de 2010 estas dos modalidades se unificaron a nivel nacional, pasando a ser ingresada directamente por el prestador de salud. Finalmente, entre 2011 y 2015 se incrementaron los topes mensuales del subsidio que pasaron gradualmente de 3 a 8 BPC.

De acuerdo con datos de BPS (2022), se ha producido un aumento en las solicitudes y pagos del programa. Por un lado, esto puede deberse a que se mejoró el acceso a las prestaciones al reducirse los costos en los que incurrían los solicitantes. Otro motivo podría estar vinculado a que el organismo encargado de realizar los pagos, el BPS, ya no ejerce control directo sobre las certificaciones, lo que puede derivar en comportamientos indeseados.

El objetivo de este trabajo es analizar el efecto de los cambios normativos y de procedimiento que se dieron a partir de 2008, sobre la probabilidad de hacer uso del subsidio por enfermedad para trabajadores dependientes de industria y comercio, utilizando registros administrativos del programa de subsidios por enfermedad e historias laborales del BPS registradas entre 1996 y 2015. En particular, se estudia cómo cambia la probabilidad de hacer uso del subsidio por enfermedad para un conjunto de trabajadores de Uruguay, según sus características personales y de las empresas donde se desempeñan.

El presente trabajo está estructurado de la siguiente manera: en la siguiente sección se presenta el marco normativo del Uruguay, resaltando los principales aspectos referentes al SNIS, al subsidio por enfermedad y a otras variables relevantes. En la tercera sección, se realiza la revisión de antecedentes a nivel internacional y local, luego, se presentan los datos utilizados. En la quinta sección se describe la metodología y las variables utilizadas. En la sexta sección se exponen y discuten los resultados. Finalmente, se concluye el trabajo con una revisión de sus principales aportes.

2. Marco normativo del Uruguay

En este apartado se realiza una reseña de los principales aspectos normativos referidos a la reforma de la salud, al subsidio por enfermedad y a otros factores relevantes para la investigación, como lo es la densidad de cotización, indicador utilizado para analizar los sistemas de seguridad social y el mercado laboral.

2.1 Sistema Nacional Integrado de Salud (SNIS)

Durante el período 2004 a 2014, Uruguay experimentó un crecimiento económico sostenido y se aplicaron diversas políticas, entre ellas, la reforma de la salud, que pueden haber influido en el proceso de formalización laboral, según destaca la Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL, 2016). Cuando comenzó la recuperación económica en 2004, luego de la profunda crisis de 2002, la tasa de informalidad laboral alcanzó su punto máximo: 40.7%, disminuyendo sostenidamente a partir de ese momento hasta alcanzar un 23.5% en 2014, manteniéndose en esos niveles durante los años siguientes. En 2022, la informalidad fue del 22%, 3 puntos menos que el año previo a la pandemia por COVID-19 (Facultad de Ciencias Económicas y Ministerio de Trabajo y Seguridad Social, 2022).

En enero de 2008, entró en vigor el SNIS, establecido por la Ley N° 18.211 del 5/12/2007, con el objetivo de reglamentar el derecho a la protección de la salud de todos los habitantes del país. Este seguro está financiado por el Fondo Nacional de Salud (FONASA), cuyos recursos provienen de aportes obligatorios de trabajadores, empleadores, pasivos, seguros integrales y otros. El BPS es el responsable de la gestión integral de los aportes, incluyendo la recaudación, fiscalización, determinación y gestión de cobro de las Contribuciones Especiales de Seguridad Social.

El SNIS permitió la elección de prestador de salud a cualquier participante en el sistema, a la vez que extendió la cobertura médica a los hijos menores de 18 años o mayores discapacitados de los trabajadores dependientes beneficiarios del Seguro Nacional de Salud a partir del 1 de enero de 2008. Luego, se incluyó a los cónyuges sin cobertura propia y a los no dependientes titulares de empresas unipersonales con hasta cinco empleados y al día con sus aportes. Los jubilados y pensionistas se incorporaron gradualmente según edad y tramos de ingreso, completando la incorporación en 2016. También se incluyó a los trabajadores comprendidos en Cajas de Auxilio y Seguros Convencionales, afiliados a Caja Notarial de Seguridad Social y trabajadores independientes de servicios personales no profesionales.

Antes de 2008, los no dependientes tenían cobertura mutual pero no incluían servicios de odontología, oftalmología, prótesis y órtesis, salvo en casos de urgencia. La ampliación de la cobertura a los no dependientes con hasta cinco empleados y la mejora

en las prestaciones buscó universalizar el acceso al cuidado de la salud y contribuyó a incentivar la formalidad.

Para tener derecho a cobertura de salud a través del FONASA, el trabajador debe aportar al BPS por más de 1.25 BPC o un mínimo de 13 jornales mensuales. La cobertura habilita, en caso de enfermedad, al cobro del subsidio si se cumplen determinadas condiciones. La ampliación de cobertura de salud en el prestador de elección para el núcleo familiar del trabajador cubierto pudo haber afectado la formalidad, afectando de manera indirecta al uso del subsidio por enfermedad. Por otro lado, la posibilidad de elección del prestador de salud pudo haber disminuido los costos de transacción en los que incurren los usuarios, como ser costos de transporte o de copagos.

2.2 Subsidio por enfermedad

El subsidio por enfermedad es una prestación económica de actividad que se otorga a los trabajadores afiliados a BPS que por razones de salud se encuentran imposibilitados de trabajar, tal como lo establece la Ley N° 14.407 del 22/07/1975 y las disposiciones concordantes, incluyendo el Decreto N° 150/979 que la reglamenta. Además del pago de la prestación, se garantizan los derechos laborales del trabajador, ya que el tiempo amparado por el subsidio se computa en su historial laboral y se generan derechos a otras prestaciones, como el subsidio por desempleo, en virtud de lo dispuesto en la Ley N° 16.713 del 3/09/1995. En otras palabras, el trabajador mantiene los beneficios a los que tiene derecho por ley, como si estuviera trabajando activamente.

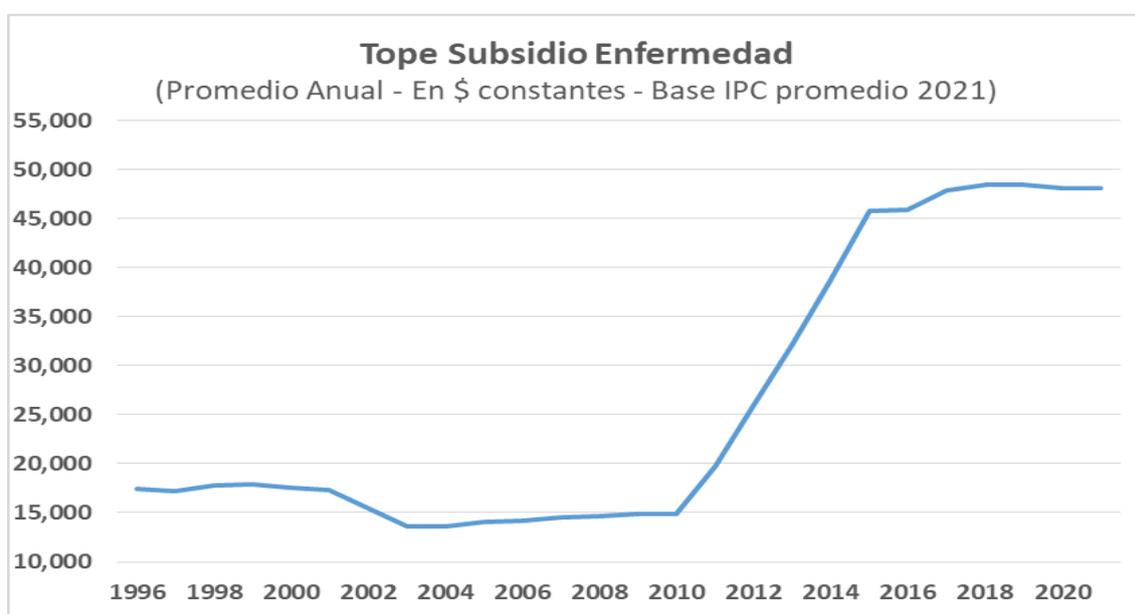
Actualmente, todos los trabajadores tienen derecho a certificar su enfermedad ante su empleador desde el primer día de trabajo. Para generar el derecho al cobro de la prestación, el trabajador debió haber aportado el importe correspondiente a 75 jornales o 3 meses como mínimo, dependiendo del tipo de remuneración, y estar afiliado a una Institución de Asistencia Médica Colectiva (I.A.M.C.). Sin embargo, este requisito no es requerido para las mujeres embarazadas, quienes adquieren el derecho desde el primer día de actividad registrada. Si el trabajador tiene más de un empleo, deberá certificar su enfermedad para todas sus actividades laborales.

El derecho a percibir el beneficio es a partir del cuarto día de ausencia, salvo en los casos en que se haya hospitalizado, en cuyo caso se percibe desde el inicio de la internación. El subsidio puede prolongarse hasta por un año, pudiendo ser extendido por otro año más. Si un beneficiario percibe el subsidio durante varios períodos dentro de un

plazo de cuatro años como consecuencia de la misma enfermedad, estos períodos se acumularán para determinar el plazo máximo del subsidio. El cálculo del subsidio equivale al 70% del promedio mensual de los últimos seis meses de sueldo y otras partidas sujetas a contribuciones de la seguridad social. Al cálculo efectuado, se agrega 1/12 del monto por concepto de aguinaldo.

En cuanto al monto pagado, no tiene un mínimo, pero sí un tope máximo, el cual aumentó entre los años 2011 a 2015 (Gráfica 1). Hasta 2010 el tope del subsidio era de 3 BPC, luego se fue incrementando a razón de 1 BPC por año hasta 2015 donde el monto máximo se estableció en 8 BPC (Ley 18.725 del 22/12/2010).

Gráfica 1: Evolución del tope del subsidio por enfermedad.



Fuente: Elaboración propia en base a datos de la AGSS del BPS.

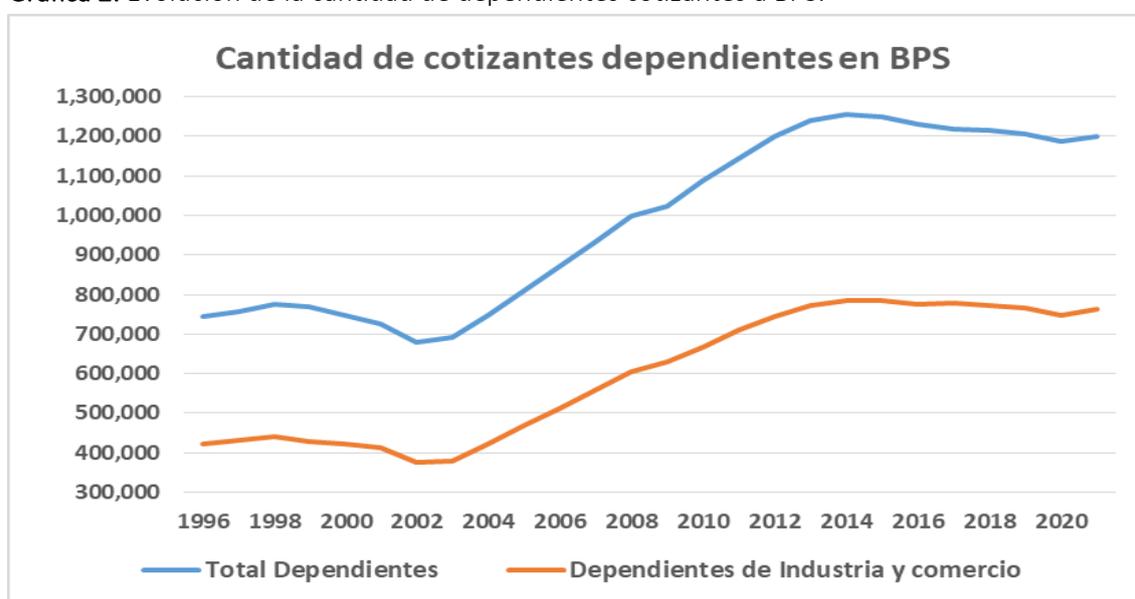
2.3 Análisis del contexto

Con el objetivo de contextualizar el uso del subsidio por enfermedad en relación con la cantidad de trabajadores en el período bajo análisis, se utilizan datos agregados publicados por la Asesoría General en Seguridad Social del BPS, AGSS (2022).

2.3.1 Puestos cotizantes

Tras la crisis económica del año 2002, la economía del país ha experimentado una recuperación significativa que se ha traducido en un aumento en la formalidad laboral y, por consiguiente, en el número de trabajadores dependientes registrados ante el BPS. En términos cuantitativos, el crecimiento ha sido notable durante el período comprendido entre 2004 y 2014, alcanzando su punto máximo en este último año, cuando se registraron 1.238.345 puestos de trabajo, lo que representa un incremento del 45% en comparación con los 746.563 puestos registrados en 2004, tal como se puede observar en la Gráfica 2.

Gráfica 2: Evolución de la cantidad de dependientes cotizantes a BPS.



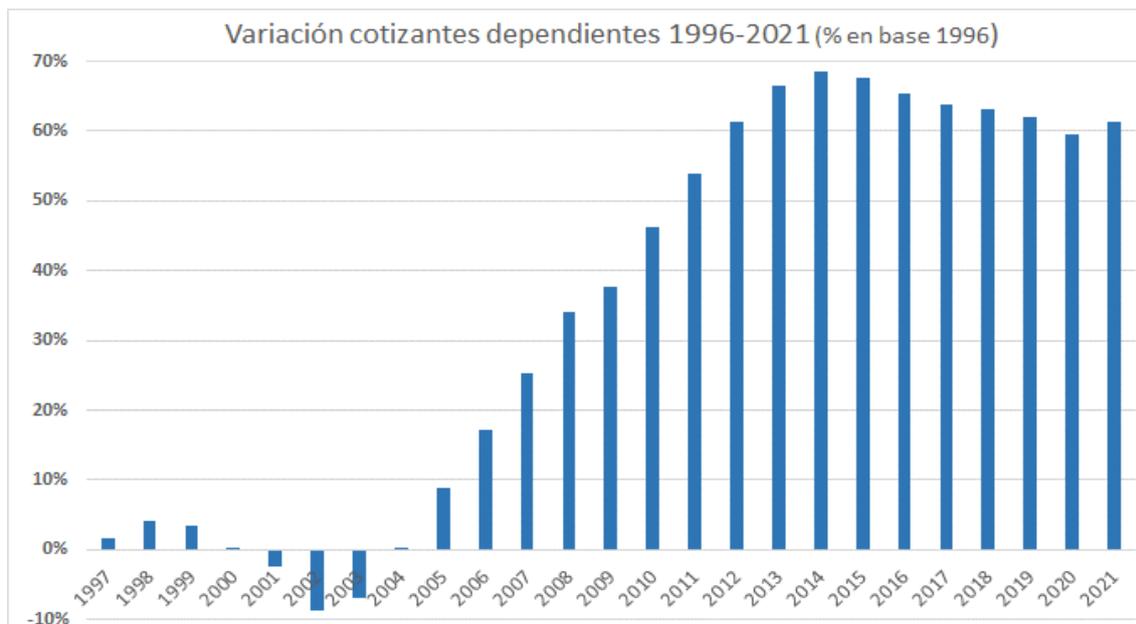
Fuente: Elaboración propia en base a datos de la AGSS del BPS.

Es destacable que el incremento en la cantidad de trabajadores formales dependientes en el sector de la industria y el comercio ha ido en paralelo al aumento general del empleo formal en el país. Por esta razón, se ha optado por centrarse en este grupo de personas que representa el 64% de la fuerza laboral total¹. El crecimiento sostenido del empleo formal en Uruguay, especialmente en los sectores industrial y comercial, merece una atención detallada, lo que ha motivado esta elección.

1 Los datos de la AGSS distinguen entre dependientes privados y públicos. Cuando se comparan los dependientes de industria y comercio sobre el total de dependientes privados, la participación pasa a ser de 81%.

A partir de 2015, se ha observado una estabilización en el número de dependientes registrados, manteniéndose en torno a 1.200.000 hasta la fecha. En términos porcentuales, los años 2002 y 2003 registraron la mayor disminución en la cantidad de trabajadores registrados, como se muestra en la gráfica siguiente. Desde el año 2011, el porcentaje de variación se ha mantenido por encima del 60% (Gráfica 3).

Gráfica 3: Evolución en la variación de puestos cotizantes.

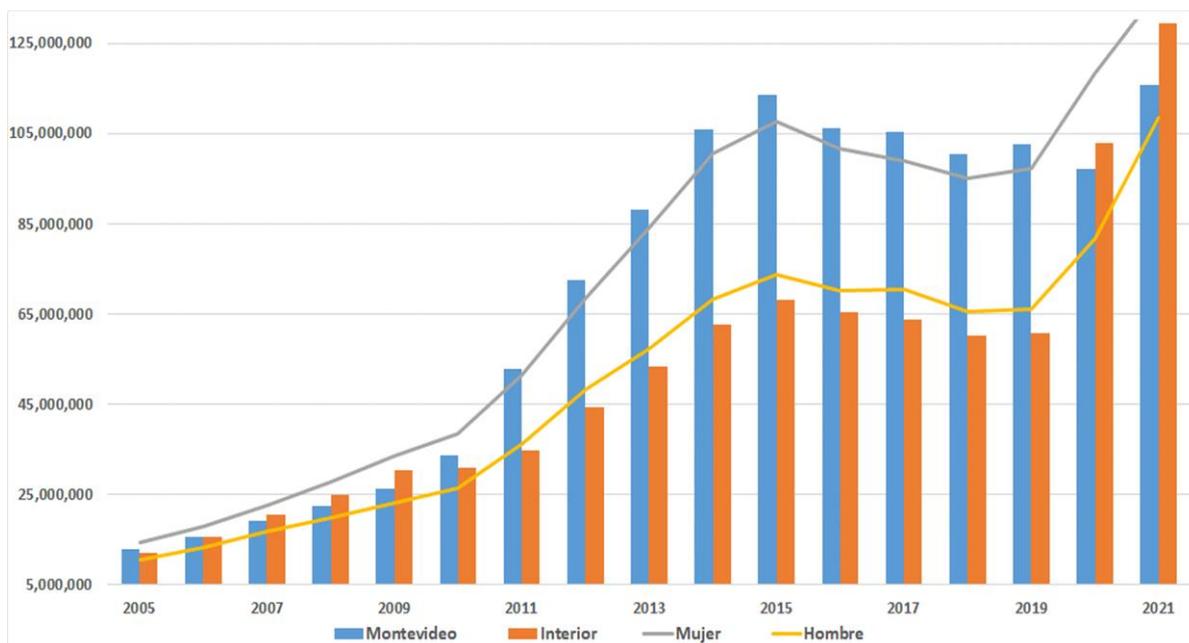


Fuente: Elaboración propia en base a datos de la AGSS del BPS.

2.3.2 Evolución de erogaciones del subsidio por enfermedad

El gasto del programa experimentó un aumento gradual después de la crisis de 2002 (Gráfica 4), impulsado en parte, como sucedió con los puestos cotizantes, por la reactivación económica. Este crecimiento se aceleró entre 2010 y 2015, desde ese año y por el quinquenio siguiente el gasto estuvo alrededor de los 105 millones de dólares para Montevideo y 64 millones de dólares para Interior (a valores de 2021). Sin embargo, con la llegada de la pandemia, los egresos se incrementaron nuevamente, aunque es razonable esperar que disminuya en 2023 debido al fin de la emergencia sanitaria.

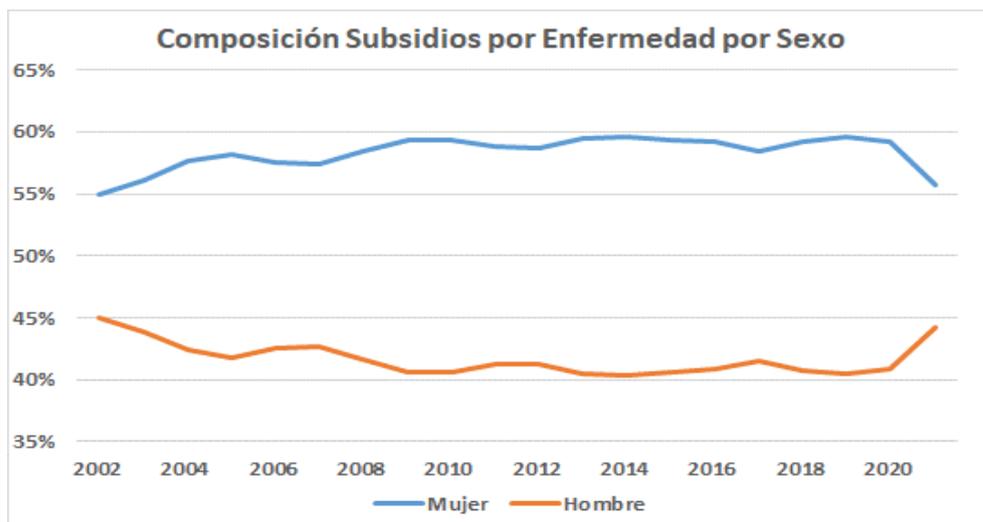
Gráfica 4: Erogaciones subsidio por enfermedad por sexo y localización a valores constantes expresados en U\$S promedio - Año 2021.



Fuente: Elaboración propia con datos de la AGSS del BPS.

Respecto a la distribución por sexo, se observa que, ante el crecimiento en el uso del programa, se evidencia una brecha en los niveles de aumento, siendo las mujeres quienes presentan una mayor tasa de crecimiento previo a la pandemia (Gráfica 5). En 2002, el 55% de las solicitudes correspondían a mujeres, pero su participación aumentó continuamente hasta el año 2009 manteniéndose relativamente estable en torno al 60% del total de solicitudes hasta 2019. En 2020 las solicitudes de enfermedad por parte de los hombres experimentaron un aumento en comparación con años anteriores, lo que podría deberse a los efectos derivados de la COVID-19, representaron el 44% del total de solicitudes.

Gráfica 5: Evolución de solicitudes de subsidios por enfermedad por sexo.

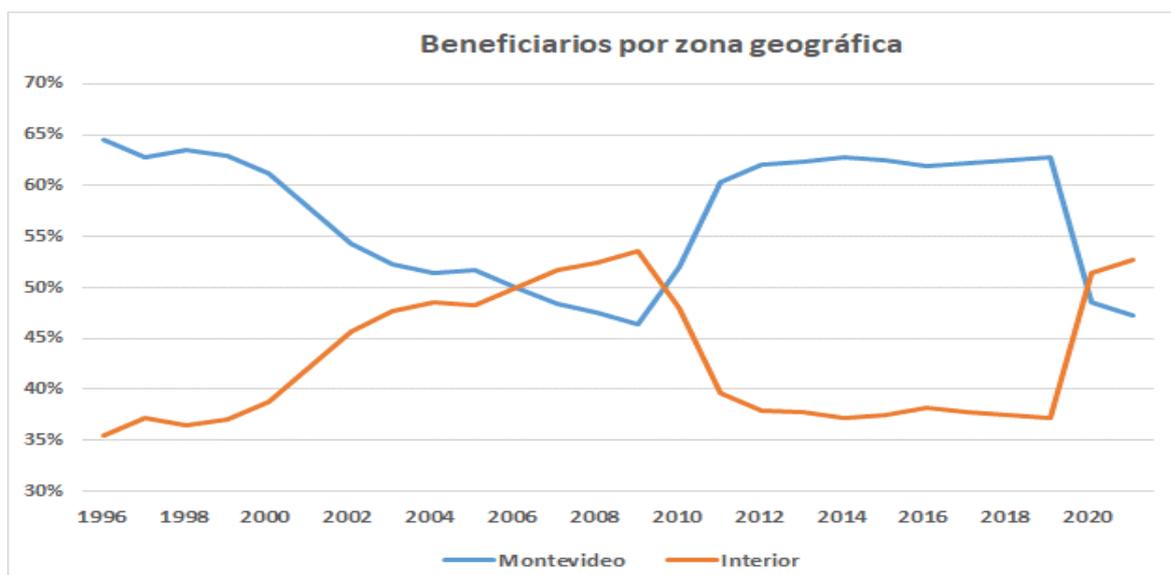


Fuente: Elaboración propia con datos de la AGSS del BPS.

2.3.3 Evolución del uso del subsidio por enfermedad en Montevideo

Hasta el año 2006 los pagos del subsidio eran similares entre la capital y el interior del país. A partir del año siguiente, en el interior del país los pagos comenzaron a ser mayores, revirtiendo esta tendencia en 2010 cuando Montevideo aumentó significativamente su participación. Durante el año de la pandemia, el interior del país volvió a liderar en el cobro de subsidios, lo cual está en línea con las solicitudes por localidad reflejadas en la Gráfica 6. Durante el período de 1996 a 2000, alrededor del 63% de las solicitudes se concentraban en la capital, pero esta brecha comenzó a disminuir y aproximadamente en 2006 se equiparó la cantidad de beneficiarios por zona. Sin embargo, a partir de 2010 se volvió a observar una diferencia entre las solicitudes por localidad y, en 2015, se registraron guarismos similares a los del inicio del período estudiado.

Gráfica 6: Evolución solicitudes subsidios por enfermedad por localidad.



Fuente: Elaboración propia con datos de la AGSS del BPS.

Nota: La información no permite identificar si la localidad es de donde se realizó la solicitud o donde reside la persona.

2.4 Otras dimensiones relevantes

Para analizar la protección social brindada, es necesario evaluar la consistencia con la que los afiliados realizan sus aportes para determinar posibles obstáculos para cumplir con los requisitos exigidos para acceder a una prestación. Una variable ampliamente utilizada en esta evaluación es la densidad de cotización, que representa la proporción de tiempo en el que un trabajador realiza aportes a la seguridad social en el período potencial de cotización. A modo de ejemplo, si un trabajador realiza aportes durante 15 años de un período potencial de 30 años calendario, desde los 18 años hasta los 48 de edad, su densidad de cotización es 50%. Cuanto más tiempo una persona cotiza al BPS más alto es este indicador.

Otra variable importante para acceder al subsidio por enfermedad es la antigüedad en el trabajo, ya que además de la cotización a BPS y tener cobertura, se exige una antigüedad laboral mínima. Una historia laboral con muchas interrupciones y salarios bajos dificulta el acceso y afecta el monto que se recibe. Por lo tanto, es esencial tener en cuenta estas variables para analizar el acceso al beneficio y evaluar la ayuda económica otorgada durante el período de enfermedad.

La densidad de cotización ha sido estimada por varios investigadores y los primeros resultados arrojaron valores en torno al 60%. Bucheli et. al. (2006), estiman una

densidad de cotización promedio de 60.8% utilizando datos de historias laborales proporcionadas por el BPS y encontraron que el 40% no registra servicios en la mitad del período. Además, observan que la densidad de cotización es creciente en ingresos y edad, sobre todo para el último quintil.

Por otro lado, Apella et. al. (2009), encuentran que la densidad de cotización promedio es del 58.4%, siendo levemente superior para hombres (59.6%) que para mujeres (57%). Hallan que el 26% de los trabajadores presentan densidad completa, ésta aumenta con el nivel de ingreso y con la edad de los trabajadores activos. Encuentran también que para el primer quintil de ingreso la densidad es de 43.5%, siendo para el quintil más rico de 68.4%.

De igual modo, de acuerdo a CINVE (2020) la densidad de cotización promedio de trabajadores afiliados a BPS entre 1996 y 2015 es 57%, siendo la mediana 59%. También encuentran una correlación positiva entre ingresos y densidad de cotización, por ejemplo, para el primer y último quintil la densidad de cotización promedio es de 34% y 78% respectivamente. Este informe, en línea con Bucheli et. al. (2006), arroja un dato preocupante, y es que solo el 4 y 5% de los primeros dos quintiles de menos ingresos llegan a completar su cotización, mientras que en el cuarto y quinto quintil los porcentajes son de 33 y 58% respectivamente, es decir, la mayoría de las personas de ingresos más bajos tienen dificultad de acceder a las prestaciones servidas por BPS por tener baja cotización.

De acuerdo con CESS (2021), la densidad de cotización promedio es de 66.1%, evidenciando una mejora de este indicador en relación con estudios previamente citados y, por ende, la mejora de la cobertura de las personas. Además, encuentran que para el primer quintil de ingresos la densidad promedio es de 48.2%, contrastando fuertemente con el último quintil que arroja 84.3%.

Los estudios mencionados previamente encuentran que la densidad de cotización de las mujeres es inferior a la de los hombres debido a las brechas de género existentes en nuestro país. Además, existen investigaciones recientes que destacan la discriminación que sufren las madres en el mercado laboral. Querejeta (2020) y Sanguinetti (2020) evaluaron el impacto de la maternidad en la carrera laboral utilizando registros administrativos del BPS. La primera muestra que la maternidad reduce el empleo en hasta un 30% durante el primer año y que esta desventaja persiste a lo largo del tiempo, aumentando con el tiempo, después de diez años, el efecto acumulado de la maternidad

resulta en una reducción de hasta 60% en el empleo formal. La segunda encontró que experimentaron no sólo una disminución en los salarios, sino también un ajuste en las horas de trabajo en el mismo empleo previo al embarazo y una disminución en el número de empleos para aquellas que trabajan en múltiples trabajos. Además, el estudio encontró un aumento en el ingreso de las mujeres en el subsidio por enfermedad justo antes de ingresar al subsidio maternal.

3. Antecedentes

Es de interés estudiar los efectos derivados de los cambios normativos en Uruguay y contrastarlos con estudios similares llevados a cabo en algunos países miembros de la Organización para la Cooperación y el Desarrollo Económico (OCDE).

En Chile, el aumento en el gasto del subsidio de alrededor del 40% entre 2004 y 2007 se vio motivado por la cantidad de días promedio de subsidio por cotizante por año, que creció de 5 días en 2004 a 7 en 2007 (Beteta y Willington, 2010). Para este estudio trabajaron con una encuesta realizada a beneficiarios cotizantes del sistema en la ciudad de Santiago, identificaron variables que afectan el uso del seguro de una forma ilegal, otras que son indicativas de problemas de cobertura y otras que evidencian un diseño ineficiente del seguro para controlar problemas de riesgo moral. El diseño del seguro chileno impone, en algunos trabajadores, un deducible de tres días en aquellas licencias de duración de diez días o menos. Este deducible puede tener dos resultados, por un lado, el efecto buscado de reducir el número de licencias de pocos días de duración y, por otro, el de prolongar potencialmente la duración de las licencias para evitar el deducible; sus resultados indican que este segundo efecto es el que domina, cuando la licencia médica supera los diez días los beneficiarios reciben el subsidio desde el primer día de licencia médica y el 100% de su remuneración.

Por otro lado, estudiaron la probabilidad de haber solicitado una licencia médica en los últimos 24 meses del período analizado. Encontraron que ciertas variables indican abuso de las licencias médicas, como el lugar de consulta y el sistema de salud de la persona. En particular, los afiliados que consultan regularmente en el sistema público tienen una probabilidad de haber obtenido una licencia 29 puntos porcentuales menor que aquellos que consultan en privados. Asimismo, el aumento en 30 puntos porcentuales en la probabilidad de haber obtenido una licencia médica en los últimos dos años de las mujeres con hijos mayores de un año también se considera un indicador de la

existencia de algún grado de abuso del sistema, puesto que se contempla subsidiar por tener un hijo menor de un año enfermo. Si bien la enfermedad de un hijo de 2, 5 u 8 años también requiere del cuidado de un adulto, la ley no lo contempla.

Un resultado destacable relativo al género es que la hipótesis del mayor ausentismo laboral femenino debido a la responsabilidad del cuidado de menores no está respaldada por la evidencia recopilada. En este sentido, el problema de selección adversa no resulta relevante, ya que los beneficios para las madres están claramente definidos por ley y la aseguradora no tiene la potestad de alterarlos. Por otra parte, sí es relevante el problema de riesgo moral que refiere a comportamientos de los cotizantes que afectan su probabilidad de obtener licencia y a la incapacidad de la aseguradora de monitorear el comportamiento sin costo (un ejemplo de esto es la decisión de solicitar una licencia médica o prolongarla, aun cuando no corresponde, y la dificultad de las instituciones médicas para detectar los usos indebidos de dichas licencias a un costo razonable).

En Noruega, Askildsen et al. (2005) analizan las ausencias por enfermedad de trabajadores privados que duran más de dos semanas para una muestra aleatoria del 10% de personas entre 16 y 67 años utilizando un panel entre 1990 y 1995. Realizando un análisis de regresión logística con efectos fijos para unas 30 mil personas que tenían al menos un registro en la seguridad social, encuentran que la tasa de desempleo tiene un impacto negativo en la probabilidad de ausencia por enfermedad y que la variación del ausentismo no se debe a cambios en la composición de la fuerza laboral. Las razones que esgrimen es que los costos para los trabajadores de ausentarse en períodos de alta tasa de desempleo son más altos (indicio de un rol disciplinador del desempleo, en palabras de Betteta y Wellington, 2010), por lo cual se induce un patrón pro-cíclico de ausencia de largo plazo. En condiciones de mercado laboral más favorables, con baja tasa de desempleo, los trabajadores pueden tener ausencias más frecuentes o prolongadas ya que su riesgo de desempleo es muy bajo.

En Austria, Boheim y Leoni (2014) llevaron a cabo una investigación utilizando una muestra de registros administrativos de seguridad social que cubría un 17,5% de los trabajadores en una provincia del país, con datos recopilados durante el período 1998-1999, excluyendo a trabajadores independientes y funcionarios públicos. En este país, las pequeñas empresas reciben el reembolso completo por los pagos a la seguridad social de sus trabajadores enfermos, mientras que las grandes empresas pagan un deducible del 30% en cumplimiento con la regulación. Los autores examinaron el efecto de pagar el

deducible, y al realizar una comparación entre empresas, encontraron que no existe ningún efecto causal del deducible en el uso de las ausencias por enfermedad.

En Estados Unidos se encontró que el ausentismo por enfermedad es mayor en empresas con más de 500 empleados, mientras que en aquellas con menos de 50 empleados el ausentismo es menor (Gosselin et. al. 2013). Asimismo, un estudio en Australia indicó que las empresas del sector público tienen mayores tasas de ausentismo por enfermedad que las empresas del sector privado (Liu y Spector, 2004).

A nivel nacional, Amarante y Dean (2017), utilizando registros administrativos proporcionados por BPS y modelos logit y diff in diff, concluyeron que el programa experimentó un aumento en las erogaciones a partir del año 2010 debido al incremento de topes sucesivos que se dieron después de esa fecha. Sin embargo, no se registró un aumento significativo en las solicitudes del programa ni encontraron evidencia de problemas de riesgo moral o uso abusivo de la prestación. Los resultados indican una mayor utilización del programa por parte de las mujeres, lo cual es consistente con lo encontrado por Rossi et al. (2006). Además, la menor tasa de desempleo en el departamento de residencia del trabajador se asocia con una menor percepción de riesgo de no conseguir empleo en caso de perderlo, lo que aumenta la probabilidad de que se utilice el subsidio. Los autores también demostraron que el cambio regulatorio de 2010 en el departamento de Montevideo tuvo un impacto positivo y significativo en la duración de las licencias y la cantidad de solicitudes, aunque su magnitud fue baja; pero señalan que esta modificación solo explica una pequeña proporción del aumento en las solicitudes de licencias por enfermedad y un efecto aún menor en el aumento de las erogaciones del programa. De hecho, sostienen que el aumento en el gasto está directamente relacionado con el aumento de los topes máximos.

En cuanto a las vinculaciones del estado de salud de los uruguayos y la situación socioeconómica, Rossi et. al. (2006) utilizaron la Encuesta Continua de Hogares (ECH) de 1991 a 2000 y la autopercepción del estado de salud, para luego estimar utilizando modelos probit. A pesar de la existencia de endogeneidad y la falta de instrumentos para controlarla, encontraron correlaciones significativas. Se determinó que los hombres, solteros, personas que no viven solas, jóvenes, ocupados y aquellos con nivel educativo formal superior a 5 años tienen una menor probabilidad de reportar un mal estado de salud. Respecto al sexo, los hallazgos indican que la mayor esperanza de vida de las mujeres puede dar lugar a una mayor prevalencia de condiciones crónicas durante un

período prolongado o que la autopercepción de su estado de salud puede ser diferente a la de los hombres, lo que lleva a una mayor utilización de servicios de atención médica. En cuanto a la edad, encontraron que el grupo de personas de 60 años y más tenía la mayor probabilidad de tener un mal estado de salud. En lo que respecta al nivel educativo, encontraron una correlación negativa con el mal estado de salud y se puede utilizar como un indicador del estatus socioeconómico, aunque los efectos marginales son moderados y similares para cada nivel educativo. Los resultados también sugieren que los individuos con mayor nivel educativo pueden tener un mejor conocimiento sobre las enfermedades, y, por lo tanto, tienden a reportarlas en mayor medida que aquellos con menor nivel de educación, lo que reduce el impacto de los diferentes niveles educativos.

En relación con el uso del subsidio por enfermedad entre dos grupos diferentes de trabajadores, cooperativistas y empleados de empresas convencionales, el antecedente más reciente es el estudio realizado por Blanchard et al. (2023). Para realizarlo, se valieron de registros administrativos del BPS en el período 2008 a 2013 de trabajadores a tiempo completo de entre 18 y 59 años. Utilizaron varios modelos, incluyendo regresiones de efectos fijos, en los que se empleó la variabilidad de los trabajadores que cambiaron de tipo de organización para analizar los efectos del aumento de los topes en los subsidios por enfermedad que se introdujo en 2010. Los resultados indican que la incidencia de ausencias relacionadas con enfermedades en un mes determinado es 1,3 puntos porcentuales más alta para los trabajadores empleados en cooperativas, y que pasan 0,33 días más en licencia médica en comparación con los trabajadores empleados en empresas convencionales. Posteriormente, llevaron a cabo estimaciones utilizando un modelo de diferencias en diferencias, donde el grupo de control estuvo conformado por personas que percibían hasta 3 BPC y no se vieron afectados por el aumento de topes, mientras que el grupo de tratamiento estuvo compuesto por aquellos que sí se beneficiaron. Hallaron que los trabajadores de cooperativas tienen una probabilidad 1,6 puntos porcentuales más alta de ausentarse del trabajo en un mes determinado en comparación con los empleados de empresas convencionales; este efecto implica un aumento del 40% en relación con la incidencia media de ausencia por enfermedad entre los trabajadores de cooperativas antes de la reforma. De acuerdo con sus estimaciones, que consideraron tendencias específicas de tiempo y región, los trabajadores de cooperativas aumentaron las ausencias en 0,4 días en un mes dado. La magnitud del efecto es significativa, lo que sugiere un aumento del

55% en relación con la duración media de los períodos de ausencia por enfermedad en ese grupo antes de la reforma.

En el presente trabajo, se innova en el análisis del cambio en la probabilidad de utilizar el subsidio por enfermedad en el sentido de que además de analizar los cambios normativos a partir de 2010, se estudia la evolución de la probabilidad del uso del subsidio con anterioridad a esa fecha, en conjunto con el aumento de la formalidad y los incentivos que surgieron con la reforma del sistema de salud. Además, se analizan las variables explicativas considerando la separación de los trabajadores en grupos según sus períodos cotizados, lo que permite observar las diferencias entre ellos. Este enfoque proporciona una visión más detallada y precisa de los factores que influyen en el uso del subsidio por enfermedad y puede ser de utilidad para el diseño de políticas públicas relacionadas.

4. Datos

Partiendo de una base de datos de historias laborales que consta de casi 2.300.000 personas que registran al menos un mes de aportes al BPS (56% hombres y 44% mujeres), se ha optado por trabajar con aquellas personas que tienen toda su actividad registrada como dependientes de industria y comercio, ya que representan la mayor parte de la masa salarial del país, excluyendo a los fallecidos o jubilados antes de 2010 por el interés de identificar cambios posteriores a esa fecha. Para identificar a los dependientes se ha utilizado la variable vínculo funcional, que se detalla en el Anexo 3.

La gran dimensión de la base de datos imposibilita su procesamiento, por lo que se trabajó el modelo con muestras aleatorias de distintos tamaños hasta llegar a una base lo suficientemente importante y procesable por el software estadístico Stata 16 utilizado en este análisis. La muestra final seleccionada está constituida por 242.079 individuos clasificados en cuatro generaciones. La composición por sexo es similar, donde los individuos nacidos a partir de 1960 representan más del 80% del total; mientras que los más ancianos, nacidos antes de 1940, en promedio representan solo el 2% del total.

Se dispone adicionalmente de características de las empresas en las que trabajan los individuos: sector de actividad, tamaño de la empresa, localización, número de locales, fecha de inicio, entre otros datos. En el caso de que un individuo tuviera más de un empleador en el mismo mes, se combinaron las observaciones y se sumaron los

salarios. Posteriormente, la base de datos se ordenó de tal manera que se pudieran obtener los datos de la empresa donde el trabajador recibió el salario más alto como su actividad principal.

En cuanto a la información sobre los individuos, además de la base de historias laborales, que cuenta con características del puesto de trabajo y las cotizaciones, se cuenta con detalles de las prestaciones de pasividad y de actividad, incluyendo el período y el monto de los distintos tipos de subsidios recibidos.

En relación con la variable localidad, se plantea un problema en su construcción debido a que los datos disponibles no proveen información sobre el lugar de las solicitudes de enfermedad. Por ende, se trabaja con la localidad principal de la empresa suponiendo que la persona realiza la solicitud del trámite en el mismo departamento donde trabaja. Sin embargo, esta suposición presenta una limitación al estudio ya que la persona puede trabajar en una localidad diferente a aquella donde recibe sus servicios de salud, especialmente en el caso de empresas de gran tamaño.

Durante el procesamiento de la información, se encontró que las solicitudes por enfermedad por persona no coincidían plenamente con los registros correspondientes en las historias laborales en los meses en que recibieron subsidios. Por lo tanto, se decidió trabajar con las historias laborales, que contienen toda la información de meses en que la persona tiene registrado el uso del subsidio por enfermedad, a pesar de que la base de subsidios proporcionara información valiosa sobre los días en que las personas fueron certificadas.

Es importante recordar que las historias laborales no son completas dado que se tienen registros desde abril de 1996, por lo que, para las personas que ingresaron al mercado de trabajo formal previo a esa fecha no se tiene registrada toda su actividad. Esta limitación resulta relevante porque los años en que se recibieron subsidios pueden estar subrepresentados para este grupo de individuos, mientras que los individuos más jóvenes tienen la totalidad de su actividad laboral formal y de subsidios registrada.

4.1 Estadísticas descriptivas de la muestra

Al analizar en la muestra seleccionada la proporción de personas que presentaron al menos un subsidio por enfermedad, se encuentra que un 2.73% son mujeres y un 2.84% hombres (Cuadro 1). Asimismo, se observa que aquellos nacidos entre 1940 y 1959

presentan una proporción significativamente mayor, superando el 4% de los que utilizaron el subsidio en ambos sexos, en línea con Rossi et. al. (2006); mientras que los más jóvenes, nacidos a partir de 1980, no superan el 2%. La muestra utilizada se compone mayoritariamente de personas nacidas entre 1960 y 1979, el 83% son mujeres y el 80% hombres.

Cuadro 1: Utilización del subsidio de enfermedad por sexo y generaciones.

Cantidad y frecuencia de personas que estuvieron en subsidio por enfermedad						
Cohorte Generacional	Mujeres			Hombres		
	No	Si	Total	No	Si	Total
Nacidos antes de 1940	1,516 (97.18%)	44 (2.82%)	1,560 (100%)	3,157 (96.81%)	104 (3.19%)	3,261 (100%)
Nacidos entre 1940 y 1959	17,189 (95.6%)	792 (4.4%)	17,981 (100%)	21,199 (95.9%)	907 (4.1%)	22,106 (100%)
Nacidos entre 1960 y 1979	45,854 (96.64%)	1,592 (3.36%)	47,446 (100%)	48,205 (96.64%)	1,675 (3.36%)	49,880 (100%)
Nacidos desde 1980	47,386 (98.53%)	709 (1.47%)	48,095 (100%)	50,823 (98.21%)	927 (1.79%)	51,750 (100%)
Total	111,945 (97.27%)	3,137 (2.73%)	115,082 (100%)	123,384 (97.16%)	3,613 (2.84%)	126,997 (100%)

Fuente: Elaboración propia en base a muestra de historias laborales utilizada.

En relación con la antigüedad laboral se observa que va disminuyendo, lo que evidencia que los trabajadores más jóvenes tienen menos estabilidad en una misma empresa. Esta situación podría explicar por qué las personas nacidas entre 1940 y 1979 tienen una mayor densidad de cotización y son las que más utilizan el subsidio por enfermedad (Cuadro 2).

Cuadro 2.a.: Variables de trayectoria laboral de mujeres por generación.

Cohorte Generacional	Mujeres					Frec.
	Densidad de cotización		Antigüedad laboral		n	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.		
Nacidos antes de 1940	39.493	23.973	12.308	10.618	1,560	1.36%
Nacidos entre 1940 y 1959	65.380	29.931	9.917	7.479	17,981	15.62%
Nacidos entre 1960 y 1979	61.138	29.926	4.988	3.554	47,446	41.23%
Nacidos desde 1980	50.959	23.835	1.576	1.020	48,095	41.79%
Total	59.287	29.012	5.282	4.396	115,082	100%

Cuadro 2.b.: Variables de trayectoria laboral de hombres por generación.

Cohorte Generacional	Hombres					Frec.
	Densidad de cotización		Antigüedad laboral		n	
	Mean	Std. Dev.	Mean	Std. Dev.		
Nacidos antes de 1940	35.789	24.360	13.361	12.226	3,261	2.57%
Nacidos entre 1940 y 1959	64.263	29.636	10.064	8.175	22,106	17.41%
Nacidos entre 1960 y 1979	63.478	29.564	5.278	3.909	49,880	39.28%
Nacidos desde 1980	33.171	19.536	1.761	1.160	51,750	40.75%
Total	55.646	30.463	5.606	5.184	126,997	100%

Fuente: Elaboración propia en base a muestra de historias laborales utilizada.

Notas: 1- Antigüedad laboral medida en meses.

2- Densidad de cotización total en %. Corresponde a la de todo el período analizado. La densidad utilizada en el modelo tiene otra forma de cálculo, es dinámica porque se construye mensualmente.

En cuanto al tipo de empresa en las que trabajan las personas, se observan diferencias significativas (Cuadro 3), las mujeres trabajan más en empresas con menor cantidad de dependientes que los hombres. En este sentido, el 39% de las mujeres trabaja en empresas con más de 200 empleados, mientras que para los hombres este porcentaje es de 45%.

Cuadro 3: Tipo de empresas donde trabajan por sexo.

Tamaño de empresas	Mujeres			Hombres		
	Freq.	Percent	Cum.	Freq.	Percent	Cum.
Hasta 10 dependientes	907,116	11.62	11.62	681,316	10.26	10.26
De 11 a 50 dependientes	2,080,850	26.64	38.26	1,546,226	23.28	33.53
De 51 a 200 dependientes	1,785,171	22.86	61.12	1,439,214	21.67	55.2
Más de 200 Dependientes	3,036,493	38.88	100	2,975,894	44.8	100
Total	7,809,630	100		6,642,650	100	

Fuente: Elaboración propia en base a muestra de historias laborales utilizada e información adicional de empresas.

En relación con las ramas de actividad, como se muestra en el Cuadro 4, los hombres trabajan principalmente en la industria manufacturera y en el comercio al por mayor, y en menor medida en la enseñanza. Por otro lado, las mujeres trabajan en proporciones casi iguales en servicios sociales y relacionados, así como en el comercio al por mayor y menor, y a diferencia de los hombres, su participación en la industria manufacturera es menor, mientras que su trabajo en la educación es significativamente mayor.

Cuadro 4: Giros donde trabajan los cotizantes según sexo.

Giros de empresas donde trabajan las personas (en %)			
CIU 1 dígito reagrupado	Hombres	Mujeres	Global
Industrias Manufactureras	28.49	16.21	22.84
Comercio al por mayor y menor	22.67	21.41	22.09
Servicios Sociales y Relacionados	6.4	21.01	12.99
Transporte y Almacenamiento	10.32	2.62	6.77
Enseñanza	2.91	10.22	6.27
Actividades Administrativas y Servicios	6.81	3.93	5.48
Otros (frecuencia menor al 4%)	22.4	24.6	23.56

Fuente: Elaboración propia en base a muestra de historias laborales utilizada e información adicional de empresas.

5. Metodología

Considerando el tipo de datos del estudio, resulta pertinente emplear un diseño longitudinal debido a lo valiosa que es esta herramienta para examinar cambios a lo largo del tiempo. Los datos obtenidos corresponden a un panel no balanceado de historias laborales analizadas mensualmente en el período 04/1996 a 04/2015, y, además, se cuenta con información sobre el individuo, su puesto de trabajo y la empresa para la cual cotiza. Los salarios fueron ajustados por el IPC a precios de abril de 2015.

En particular, se emplean modelos logit, dada su utilidad en la estimación de la probabilidad de eventos binarios en datos de panel, esta técnica es flexible y permite ajustar los efectos individuales y otras características específicas del panel. En un modelo logit se calcula el log(odds) de que el evento de interés ocurra, comúnmente esto se usa cuando la relación entre las variables dependiente y predictora es no lineal. La interpretación de los resultados se realiza a través de los coeficientes que indican el cambio de odds de que el evento ocurra cuando la variable predictora aumenta en una unidad.

5.1 Modelo logit

En un modelo de respuesta binaria la variable dependiente toma valores 1 (en caso éxito el 1) y 0 (en caso contrario). Una primera opción es usar el modelo de regresión lineal para estimar parámetros, pero estos presentan ciertos inconvenientes. Dado $Y_i = X_i^T \beta + e_i$, la interpretación de β es la siguiente: $E(Y_i|X_i) = X_i^T \beta = \hat{P}_i$. Como $X_i^T \beta$ puede ser mayor a 1 o negativo, este modelo reviste un problema al estar hablando de una probabilidad. Otro problema con el modelo es la existencia de heteroscedasticidad, dado que la varianza $V[e_i/x_i] = X_i^T \beta (1 - X_i^T \beta)$ varía con i . La misma toma la forma $\hat{P}_i(1 - \hat{P}_i)$, la cual puede ser 0 provocando la ineficiencia de la estimación.

Modelo logit con efectos individuales:

$$(P_{it}/1 - P_{it}) = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \dots + \beta_k X_{it} + \delta_i + e_{it}$$

Donde P_{it} es la probabilidad de que el evento ocurra para el individuo i en el tiempo t ; X son las variables predictoras para el individuo i en el tiempo t ; δ_i es el efecto individual

no observado para el individuo i ; $\beta_0, \beta_1, \beta_2 \dots \beta_k$ son los coeficientes a estimar y e_{it} es el error residual para el individuo i en el tiempo t .

Modelo logit con efectos de tiempo:

$$(P_{it}/1 - P_{it}) = \beta_0 + \beta_1 X_{it} + \dots + \beta_k X_{it} + \beta_t + e_{it}$$

Donde β_t es el efecto tiempo.

La especificación econométrica del modelo logit en datos de panel se realiza agregando variables que controlen por características individuales y de tiempo. En nuestro estudio δ_i son los efectos fijos inobservables de los individuos, como pueden ser el tener hábitos saludables (cuidar su alimentación, hacer deportes, no fumar); enfermedades preexistentes, componente genético, entre otros.

5.2 Estrategia empírica

Se utiliza el modelo logit de Amarante y Dean (2017) adaptado a las necesidades de la presente investigación, con el fin de analizar el cambio en la probabilidad de hacer uso del subsidio. Siguiendo el trabajo de Askildsen et al. (2002), se descarta usar el modelo de efectos aleatorios debido a que éste supone que las variables explicativas están incorrelacionadas con los efectos específicos individuales, lo que resulta en un problema porque una de las características inobservables incluye el estado de salud. Por lo tanto, se decide emplear el modelo con efectos fijos que permite considerar la correlación entre la salud y los factores socioeconómicos. Además, se llevan a cabo regresiones separadas para cada sexo, considerando la posible existencia de comportamientos diferentes entre hombres y mujeres.

5.3 Especificación del modelo

El siguiente modelo se estima con efectos fijos, esta forma de estimar tiene la particularidad de tomar a los individuos que cambian de estado, excluyendo así a los que nunca hicieron uso del subsidio por enfermedad.

$$Y_{it} = \Lambda (\beta_0 + \beta_1 S_{it} + \beta_2 PL_{it} + \beta_3 M_{it} + \beta_4 E_{it} + \beta_5 D_{it} + \beta_6 R_{it} + \beta_7 A_{it} + \beta_8 T_{it} + \beta_9 Q_{it})$$

Donde Y_{it} es un indicador del uso que hace el trabajador i del subsidio por enfermedad en t (variable mensual entre 04/1996 y 04/2015); S_{it} es una variable binaria que toma el valor 0 si la observación es anterior a la introducción del SNIS y 1 si es posterior; $PLit$ es una variable binaria que toma el valor 1 si la observación es posterior 01/07/2010 y de la localidad de Montevideo y 0 en otro caso; M_{it} es una binaria que toma el valor 1 entre 2011 y 2015 por el aumento de tope máximo de subsidio; Eit es la edad en meses de la persona i en t ; Dit es la densidad de cotización del trabajador i al momento del mes t (nótese que no es la variable utilizada en un período ventana como los estudios que la estimaron previamente; es una variable dinámica, cada mes adquiere un valor distinto, en caso de que la persona siempre cotice el valor es creciente, con un máximo de 100%, en caso que deje de cotizar a pesar de que pase el tiempo el valor decrece: mantiene fijo el numerador -meses con aportes- y aumenta el denominador -meses potenciales de aporte-); Rit es la rama de la actividad principal de la empresa donde se desempeña el trabajador i en el tiempo t ; Ait es la antigüedad del trabajador i en la empresa que trabaja en el momento t ; Tit indica el tamaño de la empresa (en base a cantidad de dependientes) en donde cada trabajador i ejerce actividad en el momento t ; Qit es la remuneración del trabajador i en el momento t expresados en quintiles de ingresos por generación a valores de 04/2015 y $\Lambda(.)$ es la función de distribución acumulada logit.

6. Resultados

A continuación, se exponen los resultados principales del modelo logit con efectos fijos. Para su comprensión se emplean dos formas de presentación, una utilizando coeficientes, y otra, odds ratios.

El odds de un evento se define como la probabilidad de que ocurra dividida por la probabilidad de que no ocurra, es decir $odds = p / (1-p)$, donde p es la probabilidad que el evento ocurra. Por ejemplo, si la probabilidad de hacer uso del subsidio por enfermedad es del 0.75, entonces el odds es 3 ($0.75 / (1 - 0.75)$).

Para las variables continuas, cada coeficiente estimado indica el cambio en el log-odds de la variable dependiente asociado con un cambio unitario en la variable independiente, manteniendo constantes las demás variables. Para las variables categóricas, el coeficiente representa el cambio en el log-odds del evento cuando se pasa de una categoría de referencia a la de interés. En cambio, en el modelo con odds ratios,

que son cocientes entre odds, los odds ratios indican por cuánto se multiplican las odds del evento considerado por cada unidad adicional en la variable independiente correspondiente en las variables continuas. Es importante recordar que el odds ratio es una medida de asociación y no de causalidad. Por lo tanto, aunque éstos indican que hay una relación entre las variables dependientes y el uso del subsidio, es posible que esta relación sea afectada por otros factores que no se han incluido en el modelo.

6.1 Resultados variables principales

Como se había anticipado, los resultados de las estimaciones indican un aumento en la probabilidad de utilizar el subsidio por enfermedad a partir de la introducción del SNIS en 2008 para ambos sexos, siendo este incremento levemente mayor para los hombres (Cuadro 5).

Para mujeres, el OR es de 1.34, indicando que la probabilidad de que una mujer utilice el subsidio por enfermedad en el período posterior a 2008 es 1.34 veces mayor que en el período anterior, después de controlar por otras variables; mientras que, para hombres, es de 1.43.

Los resultados también muestran que, al implementarse en julio de 2010 el cambio de procedimiento en Montevideo, que lo igualó al resto del país, se produjo un aumento en la probabilidad de uso del subsidio por enfermedad para esta localidad. En concreto, para las mujeres, el OR nos indica que la probabilidad de uso del subsidio por enfermedad aumentó en 1.09 veces, mientras que para los hombres muestra un aumento de 1.18 veces, después de controlar por otras variables.

Las estimaciones además indican que a medida que aumentaban gradualmente los topes a partir de 2011 y hasta 2015, también se incrementaba de manera progresiva la probabilidad de usar el subsidio por enfermedad, siendo los coeficientes similares para ambos sexos, en torno a los 10 puntos porcentuales por año. Sin embargo, en el último año analizado (2015), se observó una disminución leve en los valores de la probabilidad de uso del subsidio por enfermedad. Es importante tener en cuenta que los datos solo llegan hasta abril, por lo que no se dispone de información sobre el resto del año y el primer trimestre del año posee características de estacionalidad, lo que podría haber influido en los resultados obtenidos.

Cuadro 5.a: Resultados de las estimaciones de variables principales.

Variables	Mujeres		Hombres	
	1	2	3	4
<i>Enfermedad</i>	logit	odds ratios	logit	odds ratios
SNIS	0.2953*** (0.0112)	1.3435*** (0.0151)	0.3579*** (0.0129)	1.4304*** (0.0184)
Proced_MVD	0.0869*** (0.0078)	1.0908*** (0.0085)	0.1635*** (0.0125)	1.1776*** (0.0148)
Tope_2011	0.5954*** (0.0118)	1.8138*** (0.0214)	0.5753*** (0.0140)	1.7776*** (0.0249)
Tope_2012	0.7839*** (0.0117)	2.1900*** (0.0256)	0.7933*** (0.0140)	2.2107*** (0.0308)
Tope_2013	0.8429*** (0.0120)	2.3230*** (0.0279)	0.8859*** (0.0143)	2.4250*** (0.0347)
Tope_2014	0.8911*** (0.0126)	2.4379*** (0.0307)	0.9466*** (0.0149)	2.5770*** (0.0383)
Tope_2015	0.8046*** (0.0167)	2.2357*** (0.0374)	0.8251*** (0.0199)	2.2820*** (0.0453)
Observations	3,649,500	3,649,500	3,585,798	3,585,798
Number of id_persona	42,513	42,513	36,876	36,876
ll	-506002	-506002	-399177	-399177

Errores estándar entre paréntesis *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a salidas de las estimaciones realizadas.

Cuadro 5.b: Resultados de estimaciones de las demás variables.

Variables		Mujeres		Hombres	
		1	2	3	4
<i>Enfermedad</i>		logit	odds ratios	logit	odds ratios
Densidad de cotización	<i>Mayor a 0 y hasta 20 (base)</i>				
	Mayor a 20 hasta 40	0.5556*** (0.0130)	1.7429*** (0.0226)	0.3938*** (0.0141)	1.4826*** (0.0210)
	Mayor a 40 hasta 60	0.8316*** (0.0161)	2.2971*** (0.0370)	0.5591*** (0.0196)	1.7491*** (0.0342)
	Mayor a 60 hasta 80	1.0381*** (0.0192)	2.8240*** (0.0542)	0.7519*** (0.0249)	2.1210*** (0.0527)
	Mayor a 80 hasta 100	1.2568*** (0.0224)	3.5143*** (0.0787)	0.8654*** (0.0286)	2.3759*** (0.0680)
Edad	<i>Entre 18 y 29 años (base)</i>				
	30 a 39 años	0.0110 (0.0126)	1.0111 (0.0128)	0.1042*** (0.0145)	1.1098*** (0.0161)
	40 a 49 años	-0.0404** (0.0201)	0.9604** (0.0193)	0.0799*** (0.0234)	1.0832*** (0.0253)
	50 a 59 años	0.0908*** (0.0280)	1.0950*** (0.0307)	0.0841*** (0.0325)	1.0878*** (0.0353)
	60 y más años	0.1848*** (0.0414)	1.2030*** (0.0498)	0.1467*** (0.0443)	1.1580*** (0.0513)
Remuneración	<i>Quintil 1 (base)</i>				
	Quintil 2	0.4335*** (0.0117)	1.5427*** (0.0180)	0.1726*** (0.0130)	1.1884*** (0.0154)
	Quintil 3	0.1921*** (0.0122)	1.2118*** (0.0148)	-0.1074*** (0.0133)	0.8981*** (0.0120)
	Quintil 4	0.0043 (0.0132)	1.0043 (0.0133)	-0.4872*** (0.0144)	0.6143*** (0.0088)
	Quintil 5	-0.0110 (0.0153)	0.9890 (0.0151)	-0.8475*** (0.0168)	0.4285*** (0.0072)
Antigüedad Empresa		0.0272*** (0.0011)	1.0276*** (0.0011)	0.0352*** (0.0012)	1.0359*** (0.0012)
Rama de actividad	<i>Industrias Manufactureras (base)</i>				
	Comercio al por mayor y al por menor; reparación de vehículos de motor y de motocicletas	-0.1812*** (0.0165)	0.8343*** (0.0138)	-0.2432*** (0.0174)	0.7841*** (0.0136)
	Transporte y almacenamiento	-0.3929*** (0.0366)	0.6751*** (0.0247)	-0.3915*** (0.0248)	0.6760*** (0.0168)
	Actividades administrativas y servicios de apoyo	-0.5224*** (0.0241)	0.5931*** (0.0143)	-0.7311*** (0.0231)	0.4814*** (0.0111)
	Enseñanza	-0.4220*** (0.0331)	0.6557*** (0.0217)	-0.5899*** (0.0603)	0.5544*** (0.0334)
	Servicios sociales y relacionados con la Salud humana	-0.3083*** (0.0226)	0.7347*** (0.0166)	-0.2546*** (0.0429)	0.7752*** (0.0333)
	Artes, entretenimiento y recreación	-0.4028*** (0.0563)	0.6685*** (0.0377)	-0.4541*** (0.0607)	0.6350*** (0.0385)
	Otros	-0.4141*** (0.0171)	0.6609*** (0.0113)	-0.5106*** (0.0188)	0.6001*** (0.0113)
Tamaño empresa	<i>Hasta 10 dependientes (base)</i>				
	De 11 a 50 dependientes	0.3313*** (0.0196)	1.3928*** (0.0273)	0.4304*** (0.0210)	1.5379*** (0.0322)
	De 51 a 200 dependientes	0.5367*** (0.0205)	1.7103*** (0.0350)	0.7377*** (0.0221)	2.0911*** (0.0462)
	Más de 200 dependientes	0.7906*** (0.0204)	2.2048*** (0.0450)	0.9075*** (0.0225)	2.4782*** (0.0557)
Observations		3,649,500	3,649,500	3,585,798	3,585,798
Number of id_persona		42,513	42,513	36,876	36,876
ll		-506002	-506002	-399177	-399177

Errores estándar entre paréntesis *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Fuente: Elaboración propia en base a salidas de las estimaciones realizadas.

Otra manera de realizar el análisis es a través de los cambios marginales en la probabilidad que implica el cambio de período, observando que, en promedio, cuando se compara el período posterior a la introducción del SNIS con el período anterior, manteniendo todas las otras variables constantes, la probabilidad de que un hombre use el subsidio por enfermedad aumenta en un 5.5 puntos porcentuales y en mujeres es de 3.3 puntos porcentuales.

Relacionado al cambio de procedimiento en Montevideo, este no es muy grande, se observa que en mujeres el aumento promedio de la probabilidad de acceder al subsidio por enfermedad fue de casi 1 punto porcentual, mientras que para los hombres el cambio fue mayor, de 2.5 puntos porcentuales, al comparar el período posterior al cambio de procedimiento con el período anterior, manteniendo todas las otras variables constantes. (Cuadros 6 y 7).

Cuadro 6: Cambios Marginales en Hombres

	Delta-method					
	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
SNIS	.0556786	.0022616	24.62	0.000	.051246	.0601112
Proced_MVD	.0254263	.0020082	12.66	0.000	.0214904	.0293622
Tope_2011	.0894885	.0026723	33.49	0.000	.084251	.0947261
Tope_2012	.1234005	.003074	40.14	0.000	.1173756	.1294254
Tope_2013	.1377983	.0033482	41.16	0.000	.1312359	.1443607
Tope_2014	.147252	.0035902	41.02	0.000	.1402154	.1542886
Tope_2015	.1283441	.0039819	32.23	0.000	.1205397	.1361484

Fuente: Resultados del modelo usando Stata 16.

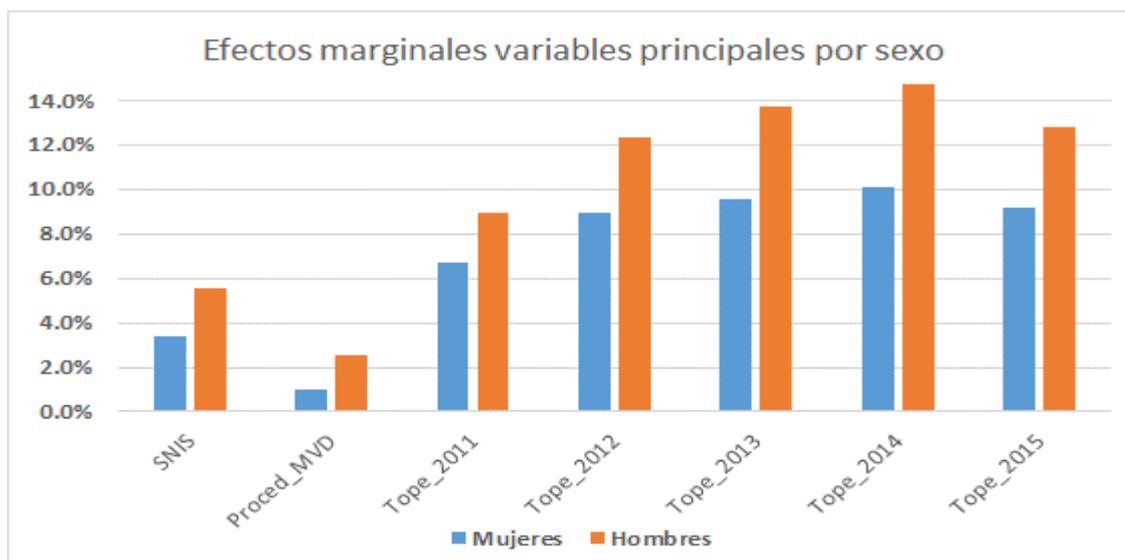
Cuadro 7: Cambios Marginales en Mujeres

	Delta-method					
	dy/dx	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
SNIS	.0335638	.0014591	23.00	0.000	.0307041	.0364236
Proced_MVD	.0098754	.0008808	11.21	0.000	.0081491	.0116017
Tope_2011	.0676818	.0019082	35.47	0.000	.0639418	.0714217
Tope_2012	.0891053	.0022414	39.75	0.000	.0847123	.0934983
Tope_2013	.0958053	.0024115	39.73	0.000	.0910787	.1005318
Tope_2014	.1012938	.0025846	39.19	0.000	.0962281	.1063596
Tope_2015	.0914516	.0027766	32.94	0.000	.0860096	.0968935

Fuente: Resultados del modelo usando Stata 16.

En síntesis, el efecto del aumento en la posibilidad de hacer uso del subsidio por enfermedad tiene una magnitud mayor para los años en los que aumentaron los topes que para la variable que indica el cambio en el procedimiento en Montevideo. La gráfica siguiente permite observar con mayor facilidad los distintos efectos de las principales variables de interés e ilustra claramente la diferencia existente en los cambios entre hombres y mujeres.

Gráfica 7: Efectos marginales por sexo



Fuente: Elaboración propia en base a las estimaciones realizadas.

6.2 Otros resultados

Si bien el objetivo principal se centra en los cambios normativos y procedimentales en Montevideo y entre fechas, la composición de la historia laboral de los individuos y las características de su estado de salud también resultan significativas. La base de datos utilizada para este estudio es rica en información laboral, por lo que permite buscar relaciones entre la utilización del subsidio y la trayectoria laboral de los individuos.

En relación con la densidad de cotización, se ha innovado al categorizarla en 5 franjas, similar a los quintiles, para capturar los efectos a diferentes niveles, facilitando su interpretación. Esta variable indica mes a mes el valor que tiene la persona en su historia laboral desde abril de 1996 hasta abril de 2015, controlando el período entre la edad de 18 años y la fecha de jubilación o fallecimiento (aquellas personas que se jubilaron o fallecieron antes de 2010 se excluyen del análisis). Los resultados indican que

una mayor densidad de cotización se asocia con una mayor probabilidad de utilizar el subsidio por enfermedad, especialmente para las mujeres, lo que es coherente con los antecedentes que evidencian un mayor uso del subsidio asociado a la estabilidad laboral. Por ejemplo, para las personas con una densidad de cotización entre el 80% y el 100% en cada mes, la probabilidad de certificarse aumenta en 3.5 veces para las mujeres y en 2.3 veces para los hombres, en comparación con las personas del primer tramo.

La variable antigüedad laboral se expresa en años e indica en cada mes la antigüedad de la persona en la empresa que está trabajando, contando desde la fecha de ingreso a la empresa, incluso si esa fecha es anterior a 04/1996. Según los datos presentados en el Cuadro 5.b, se evidencia un efecto positivo y similar para ambos sexos. Esto se puede explicar por el requisito mínimo de 3 meses o 75 jornales de antigüedad para acceder al subsidio.

En cuanto a la edad, en línea con el trabajo de Rossi et al. (2006), se encuentra que la probabilidad de usar el subsidio aumenta con la edad de los individuos para ambos sexos y su cuantía no presenta grandes diferencias.

Respecto al nivel de ingreso, se crean quintiles de ingresos controlando por generación, lo que permite comparar las remuneraciones de grupos etarios distintos. Los resultados evidencian que para las mujeres la probabilidad de hacer uso del subsidio por enfermedad es siempre mayor para los quintiles 2 y 3 en comparación con los más pobres. Para los hombres, sólo los individuos del segundo quintil de ingresos presentan una probabilidad mayor de usar el subsidio en comparación con los más pobres, a partir del tercero la probabilidad de usar el subsidio es menor que los hombres del primer quintil. En este sentido, las mujeres más pobres presentan una probabilidad menor de usar el subsidio, controlando por otros factores, mientras que esto es cierto para los hombres más ricos. Como explicación a este fenómeno entendemos que la remuneración de las mujeres es más baja que la de los hombres en los quintiles más altos, lo que hace que la penalización que sufren por la pérdida de salario sea menor que la de los hombres. El test de diferencias presenta evidencia en este sentido, para un mismo quintil entre hombres y mujeres los resultados indican que debo rechazar la igualdad de efectos de esta variable. Amarante y Dean (2017) encuentran también estas diferencias y argumentan que las mujeres tienen menor elasticidad al salario, indicando que reaccionan menos al nivel salarial entre ellas.

Vinculado a las características de las empresas, se encuentra que la probabilidad de uso del subsidio aumenta con el tamaño de la empresa, en línea con la literatura. Además, tanto para mujeres como para hombres, los empleados de empresas de industrias manufactureras son los más propensos a utilizar el subsidio, mientras que aquellos que trabajan en comercio al por mayor y menor son los que menos lo utilizan. Esta situación podría explicarse por el hecho de que el costo del subsidio es mayor para los trabajadores de comercio y servicios, ya que parte de su salario depende de que efectivamente estén trabajando y generando ventas, comisiones o propinas.

6.3 Pruebas de robustez

Debido al gran tamaño de las bases de datos proporcionadas, se utiliza una muestra aleatoria de personas y se llevan a cabo pruebas con muestras de diferentes tamaños para garantizar la robustez de los resultados, no encontrándose diferencias significativas en las estimaciones.

Se realizó una especificación adicional a la principal para observar qué resultados se obtienen con las variables de topes. Dado que los datos no tienen información para todo 2015 se creó una variable binaria para este año específicamente, por ser además el año donde queda establecido el tope máximo de pago, y en otra variable se recoge el efecto del período anterior (en el Anexo 1 se puede ver que los resultados no se ven modificados en esta especificación).

Además, se estimaron modelos logit de efectos aleatorios separados por sexo y los resultados no muestran variaciones importantes (ver Anexo 2). Por lo tanto, los datos y resultados obtenidos en este estudio son sólidos al usar diferentes submuestras y especificaciones.

7. Conclusiones

En el presente estudio, se examinan el impacto de la reforma del sistema de salud en 2008, los cambios en los procedimientos del trámite de solicitud del subsidio por enfermedad en el departamento de Montevideo en 2010 y el aumento de los topes, sobre la probabilidad de uso del subsidio, utilizando registros administrativos del período 1996 a 2015.

Los resultados indican que a partir de la implementación del SNIS en 2008, se observa un aumento importante en la probabilidad de uso del subsidio, que es mucho más considerable a partir de 2011 cuando se aumentaron los topes máximos de pago. En relación con el cambio de procedimiento en Montevideo, si bien se observa un aumento en la probabilidad del uso de subsidio, ésta no es de gran magnitud en comparación con los demás cambios. Por lo tanto, no se encuentra evidencia de que el aumento en la probabilidad de hacer uso del subsidio por enfermedad en Montevideo se deba a la disminución de los costos del trámite porque también pueden incidir los otros efectos.

En cuanto al uso del subsidio por quintiles de ingresos, en el caso de las mujeres a medida que aumenta su nivel salarial la probabilidad de utilizar el subsidio por enfermedad también se incrementa en comparación con aquellas de menores ingresos, aunque la diferencia se va reduciendo a mayor nivel de ingreso. Por otro lado, en los hombres, solo aquellos con ingresos en el segundo quintil presentan una mayor probabilidad de utilizar el subsidio en comparación con los más pobres. Diversas causas podrían estar influyendo en estos resultados, tales como un mayor cuidado de la salud en el caso de las mujeres, factores culturales, la disposición a trabajar estando enfermo, entre otros.

Relacionado al período de aportación a BPS, a igual nivel de este indicador entre hombres y mujeres, son las últimas quiénes usan el subsidio en mayor medida. Para una densidad de cotización igual o superior al 80%, la brecha entre ambos sexos es máxima.

En síntesis, los resultados indican un aumento diferenciado en la probabilidad del uso del subsidio entre fechas y diferentes niveles de remuneración para hombres y mujeres, y que el cambio de procedimiento en Montevideo no derivó en un aumento sustancial del uso de la prestación para esta localidad. Este incremento se debe a varios factores, como el aumento de los puestos cotizantes, consecuencia del crecimiento económico y políticas de disminución de la informalidad, la implementación del SNIS que genera un incentivo adicional para formalizar la situación laboral al extender beneficios a la familia y como consecuencia también habilita al goce de las prestaciones en caso de enfermedad, y finalmente, el aumento de los topes que reduce los costos asociados a la certificación para todo el territorio nacional.

Por tanto, resulta necesario reflexionar sobre estas diferencias persistentes en el acceso al subsidio entre hombres y mujeres y entre personas de un mismo género, y

realizar mayores estudios y revisiones de las prestaciones ofrecidas, tomando en cuenta datos actualizados y posibles desigualdades.

La restricción del acceso a las bases de datos para llevar a cabo investigaciones representa una importante limitación a superar, ya que impide la realización de un estudio con información más completa. La ausencia de variables fundamentales, tales como el nivel educativo o la cantidad de hijos a cargo de los trabajadores, y sus edades, es otro aspecto que debería ser abordado mediante la incorporación de un nuevo codificador en la nómina que las empresas envían al BPS. Cabe destacar que la imputación de información relacionada con la residencia de las personas puede sesgar los resultados, por lo que, para evitar esto en futuras investigaciones, se hace imprescindible contar con datos precisos acerca de la institución en la que se brinda atención al individuo.

En conclusión, se aprecia que los cambios introducidos provocaron aumentos distintos en el uso del subsidio por enfermedad entre hombres y mujeres. Como posible área de investigación futura, se sugiere la revisión de los parámetros para el cálculo del subsidio, con propuestas como la posibilidad de una licencia especial para cuidado de hijos enfermos (similar al caso chileno) o la introducción de un monto mínimo de pago.

9. Bibliografía

Alfonso-Sanchez, J. L., Rodriguez-Alvarez, M. X., & Perez-Perez, R. (2018). Modelling the association between socio-demographic variables, health status and contribution density in Spain. *International journal of environmental research and public health*, 15(10), 2267.

Álvarez, M. (2019). Impacto de las fiscalizaciones en el cumplimiento voluntario de los contribuyentes. Tesis Maestría en Economía, en Facultad de Ciencias Económicas, Universidad de la República.

Amarante, V., Gómez, M., (2016). “El proceso de formalización en el mercado laboral uruguayo”, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

Amarante, V., Dean, A., (2017). “Estudio sobre el subsidio por enfermedad en Uruguay”, CEPAL

Askildsen, J. E., Bratberg, E., & Nilsen, Ø. A. (2005), Unemployment, labor force composition and sickness absence: a panel data study. *Health economics*, 14(11), 1087-1101.

Beteta, E. & Willington, M. (2010), Determinantes del Uso y Abuso de Licencias Médicas en Chile, Documento de Investigación I-251, Universidad Alberto Hurtado.

Blanchard, P., Burdín, G., Dean, Andrés., Property Rights and Effort Supply, Montevideo : Udelar. FCEA lecon, 2023. Serie Documentos de Trabajo; 01/23

Böheim, R. & Leoni, T. (2014), Firms' Sickness Costs and Workers' Sickness Absences, NBER Working Paper No. 20305.

BPS (2022) Boletín Estadístico 2022. Asesoría General en Seguridad Social, Asesoría Económica y Actuarial. Uruguay.

Brum, M. (2022) Instituto de Economía – FCEA – UDELAR, Equipo técnico de la Unidad de Estadística del MTSS. “Descomposición de los cambios en la tasa de informalidad entre 2019 y 2021”.

Bucheli, M., Ferreira-Coimbra, N., Forteza, A. y Rossi, I. (2006), “El acceso a la jubilación o pensión en Uruguay ¿Cuántos y quiénes lo lograrían?”, Serie Estudios y perspectivas, Comisión Económica para América Latina y el Caribe (CEPAL).

Bucheli, M., Forteza, A. y Rossi, I. (2008), “Work histories and the access to contributory pensions: the case of Uruguay”, Departamento de Economía, Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de la República, Uruguay

Dean, A. Fleitas, S. Zerpa, M. (2020), "Dynamic Incentives in Retirement Earnings-Replacement Benefits", IZA Institute of Labor Economics.

Diagnóstico del Sistema Previsional Uruguayo (2021). Informe de la Comisión de Expertos en Seguridad Social (CESS).

Forteza, A., Apella, I., Fajnzylber, E., Grushka, C., Rossi, I., Sanroman, G (2009), "Work histories and pension entitlements in Argentina, Chile and Uruguay", Social Protection Discussion Paper No. 0926, World Bank.

Gómez-Álvarez, D., Marín, G., & Patiño, J. E. (2016). The association between the level of social security contribution and the self-perceived health status in Colombia. *Revista de la Facultad de Medicina*, 64(4), 589-596.

Gosselin, E., Lemyre, L., & Corneil, W. (2013). Presenteeism and absenteeism: differentiated understanding of related phenomena. *Journal of occupational health psychology*, 18(1), 75-86. <https://doi.org/10.1037/a0030726>.

Liu, J., & Spector, P. E. (2004). A comparison of the absence rates between two sectors: Does the sector make a difference? *Journal of occupational health psychology*, 9(1), 46-53.

Markussen, S. & Røed, K. (2016), The market for paid sick leave. IZA Discussion Paper, Nº 9825.

OECD (2011), *Health at a Glance 2011*. Organisation for Economic Cooperation and Development, Paris.

Office for National Statistics (2014), *Full Report: Sickness Absence in the Labour Market*. Office of National Statistics, United Kingdom.

Puhani, P. & Sonderhof, K. (2010). The effects of a sick pay reform on absence and on health-related outcomes. *Journal of Health Economics* 29(2), 285-302.

Querejeta, M. (2020). Impacto de la maternidad sobre el ingreso laboral en el Uruguay. *Estudios y perspectivas. Serie 47*. ISSN 1727-8694.

Recomendaciones para la reforma del Sistema Previsional Uruguayo (2021). Informe de la Comisión de Expertos en Seguridad Social (CESS).

Rossi, I., Tellechea, F., Tramontin, F., Triunfo, P. (2006). "El estado de salud de los uruguayos", DT 21/06.

Villalobos, A., & Vega, H. (2014). An analysis of the association between health status and contribution density in the Costa Rican social security system. *Revista de Saúde Pública*, 48(6), 944-952.

Zunino, G. Caporale, F. Pereira, M. Souto, A. (2020). “Densidad de Cotizaciones, Historias Laborales y Rendimientos Jubilatorios en el Sistema de Seguridad Social de Uruguay”. Observatorio de Seguridad Social, Centro de Investigaciones Económicas (CINVE).

www.bps.gub.uy

www.gub.uy/ministerio-trabajo-seguridad-social/

www.ine.gub.uy