



Instituto de Estadística
Ingeniería en Estadística y Ciencia de Datos

**Ajuste de modelo multinomial
para el sistema previsional de
salud de los jefes de hogar de la
región de Valparaíso según
variables de la Encuesta CASEN
en pandemia 2020 bajo un plan
de muestreo aleatorio simple y
complejo con factor de expansión**

Ricardo Cristian Menares Eyzaguirre
ricardomenares1@gmail.com
Valparaíso, Chile
12 de diciembre de 2022

Índice general

1. Introducción	2
1.1. Objetivo general	4
1.2. Objetivos específicos	4
2. Estado del arte	5
3. Marco teórico	6
3.1. Encuesta CASEN en Pandemia 2020	6
3.2. Modelo lineal logit multinomial nominal	8
3.3. Prueba Chi-cuadrado de independencia	9
4. Metodología	10
4.1. Base de datos	10
4.1.1. Relación entre variables	18
4.2. Aplicación de modelo logit multinomial nominal	20
5. Resultados plan de muestreo complejo con factor de expansión	21
6. Resultados plan de muestreo aleatorio simple	27
7. Conclusiones	31
8. Referencias	32

Capítulo 1

Introducción

La inequidad en el acceso a la salud es un tema bastante controversial en la sociedad. La OCDE (2019) señala que asegurar un acceso equitativo a los servicios de salud es crítico para las sociedades inclusivas y los sistemas de salud de alto desempeño, sin embargo, aunque esto sea bastante crítico, aún hay países que no logran equiparar el acceso a servicios básicos como la salud. En consiguiente, Chile no se queda atrás de esto, pues “Chile es un país con alto grado de segregación (en lo espacial, económico, cultural, étnico, educacional y de acceso a servicios) lo que genera diferencias importantes en las oportunidades que tiene cada persona de un desarrollo saludable y de alcanzar una mejor salud y calidad de vida” (MINSAL, 2010). En efecto, en Chile aún falta mucho para poder asegurar un acceso para todos los habitantes en el territorio nacional.

El sistema previsional de salud en Chile se compone principalmente de 3 sistemas, primero el Fondo nacional de salud (FONASA) de carácter público, las instituciones de salud previsional (ISAPRE) que son instituciones privadas y por último un sistema para fuerzas armadas y del orden público, administrado principalmente por la Caja de previsión de la defensa nacional (CAPREDENA) y la Dirección de previsión de Carabineros de Chile (DIPRECA). En este último, cabe destacar, los afiliados pertenecientes a las FF.AA y del orden público se ven obligados a entrar a este sistema, debido a sus características de trabajo.

Se destaca, además, que hasta el año 2020, en el sistema ISAPRE las mujeres pagaban hasta un 179 % más que los hombres para el mismo plan de salud, debido a las características naturales de la mujer como la edad, estado fértil, embarazos, entre otras. Lo anterior es verdaderamente importante, pues la metodología adoptada por las ISAPRE de diferenciar a los individuos conforme a sus características que los hacen más o menos propensos a sufrir un daño o deterioro en su salud afecta principalmente a los grupos de mayor riesgo en salud, dentro de los que se encuentran las mujeres, situación que, si bien técnicamente es correcta, socialmente se interpreta como discriminatoria (Superintendencia de salud, 2013). Sin embargo, desde el 1 de abril del año 2020, se eliminaron

estas variables en el cálculo del pago de los planes de ISAPRE y se crea una tabla única de factores para ambos sexos (Superintendencia de salud, 2020).

Continuando lo anterior, también la Superintendencia de salud (2013) detecta que la participación en la fuerza de trabajo de la mujer desde el año 2004 hasta el 2011 ha ido en un notorio aumento, sin embargo, este aumento no se ha visto reflejado en la participación en ISAPRES, manteniéndose constante el porcentaje de mujeres con este sistema previsional. Lo anterior es bastante llamativo, pues si aumenta la fuerza de trabajo uno esperaría, de tener igualdad de oportunidades, de que también aumente la participación de mujeres en los sistemas privados de salud, lo cual no ocurre.

En consiguiente, no solo las mujeres han tenido inequidad para poder pertenecer a un sistema previsional de salud privado, también el dinero genera una diferencia importante a la hora de pertenecer a estos. Tan así, que según el Ministerio de desarrollo social y familia (2017) detecta que a medida que el decil de ingresos per cápita aumenta en una persona, su porcentaje de ingreso a FONASA baja y, por el contrario, el ingreso a ISAPRE aumenta. Así, para el decil I, el porcentaje de personas en el sistema FONASA es de 92 % y para el decil X es de solo el 25,4 %. Para el caso de ISAPRE, es lo contrario, solo un 2 % pertenece a ISAPRE para el quintil I y un 68,2 % pertenece a ISAPRE para el quintil X. Los resultados hacen notar una diferencia bastante inequitativa.

Dado lo anterior, se busca analizar la variable de sistema previsional de salud de los jefes de hogar en la región de Valparaíso para cuando pertenece a FONASA, ISAPRE u otro sistema a través de las variables sexo del jefe de hogar y su quintil de ingresos autónomo per cápita regional, mediante la encuesta CASEN en Pandemia 2020. Para lograr lo anterior, se utiliza un modelo lineal logit multinomial nominal, considerando el plan de muestreo aleatorio complejo que tiene la encuesta CASEN, además del factor de expansión regional que considera para cada jefe de hogar. También se busca, experimentalmente, comparar los resultados obtenidos con los de un muestreo aleatorio simple, para notar las diferencias que se puedan lograr considerando el plan de muestreo aleatorio complejo.

1.1. Objetivo general

Ajustar y comparar un modelo lineal Multinomial nominal, bajo un plan de muestreo simple y complejo con factor de expansión regional, para el ajuste del sistema previsional de los jefes de hogar de la región de Valparaíso, dado las covariables de sexo y quintil de ingresos autónomo per cápita regional.

1.2. Objetivos específicos

- Examinar el modelo teórico elegido para modelar las variables escogidas.
- Realizar un análisis exploratorio sobre los datos adquiridos.
- Ajustar el modelo lineal generalizado con respuesta Multinomial nominal con los dos tipos de muestreo y considerando el factor de expansión.
- Comparar experimentalmente los diversos prototipos planteados.

Capítulo 2

Estado del arte

Existe una diversidad de estudios pasados que han intentado modelar y explicar la cobertura universal de los sistemas previsionales de salud en el país. En consiguiente, Frenz, P. & et al. (2013) analizan 5 encuestas CASEN de los años 2000, 2003, 2006 y 2011 para dar seguimiento a la evolución a través del tiempo de la equidad sanitaria en Chile, luego examinan los avances en la afiliación al sistema de salud, las necesidades de salud atendidas y el pago directo de los servicios en estos años para los adultos de 20 años o más. Ocuparon modelos de regresión logística con variable de respuesta si pertenece o no a un sistema previsual de salud. Obtuvieron como resultado que la población no afiliada a algún sistema previsual de salud disminuyó en 11 % en el año 2000 a un solo 3 % al año 2011. También se detecta que los que trabajadores que trabajan por cuenta propia tienen mayor prevalencia de no afiliación y el nivel de necesidades insatisfechas disminuyó del 33,5 % al 9,1 %, el cual estuvo asociado en el modelo con el no estar afiliado a algún sistema previsual de salud. A pesar de que se aplica un modelo logístico y en el presente trabajo se busca modelar un modelo logístico multinomial, estos resultados son de mucha importancia para el presente estudio, pues el problema a explicar es bastante parecido, además de señalar características importantes a la hora de poder inferir acerca de qué sistema previsual puede tomar una persona basada en esta información.

Por otro lado, Jiménez, S. (2016) desarrolla un estudio que busca describir la inequidad en el acceso a salud entre los servicios de salud del país en el año 2013, visibilizando posibles estructuras de inequidad a nivel territorial mediante análisis de correspondencias múltiples y de clustering con los datos de la encuesta CASEN 2013. Como resultados, se destaca que las características demográficas, socioculturales y el factor geográfico de la población a lo largo del país son bastante significativas al momento de compararlas con el acceso a los servicios de salud. Estos resultados son bastante importantes, pues se aprecia que existen características importantes para explicar la inequidad al acceso de salud que no se toman en cuenta en el presente estudio, por lo que hay que tener un grado de desconfianza de los posibles resultados obtenidos en la presente investigación.

Capítulo 3

Marco teórico

3.1. Encuesta CASEN en Pandemia 2020

Según el Ministerio de Desarrollo Social y Familia (s.f.) la Encuesta de Caracterización Socioeconómica Nacional (CASEN) en Chile es realizada por el Ministerio de Desarrollo Social y Familia desde el año 1990 con el objetivo de disponer de información que permita:

- Conocer periódicamente la situación de los hogares y de la población, especialmente de aquella en situación de pobreza y de aquellos grupos definidos como prioritarios por la política social, con relación a aspectos demográficos, de educación, salud, vivienda, trabajo e ingresos.
- Evaluar el impacto de la política social: estimar la cobertura, la focalización y la distribución del gasto fiscal de los principales programas sociales de alcance nacional entre los hogares según su nivel de ingreso.

Sin embargo, la crisis por la pandemia del SARS-CoV-2 desde el año 2020 obligó al Ministerio de Desarrollo Social y Familia a cambiar la metodología de esta encuesta, adaptándola a las restricciones sanitarias del país en 2020. Dado lo anterior, según el Ministerio Social y Familia (2020) la encuesta fue realizada en una modalidad mixta secuencial de tres fases: pre contacto presencial, aplicación telefónica del cuestionario y recuperación presencial. Además, destaca que esta encuesta tiene nuevos objetivos, los cuales son:

- Conocer la situación de pobreza por ingresos de las personas y los hogares, así como la distribución del ingreso de los hogares.
- Identificar carencias de la población en las áreas de educación, salud, vivienda, trabajo e ingresos.
- Evaluar brechas de pobreza por ingresos y carencias entre distintos grupos de la población como niños, niñas y adolescentes; jóvenes; personas mayores; mujeres; pueblos indígenas; migrantes; entre otros.

- Estimar cobertura, focalización y distribución del gasto fiscal de los principales subsidios monetarios de alcance nacional entre los hogares, según su nivel de ingreso, para evaluar el impacto de este gasto en el ingreso de los hogares y en la distribución del mismo.

En cuanto al diseño muestral de esta encuesta, según el Ministerio de Desarrollo Social y Familia (2020) tiene como población objetivo todas las personas y hogares que residen en viviendas particulares a lo largo del territorio nacional, excluyendo aquellos sectores identificados por el INE como áreas de difícil acceso. Además, señala que el diseño muestral se define como probabilístico y estratificado según área geográfica y tamaño poblacional, tanto área urbana como rural. Para seleccionar la muestra se realiza en dos etapas: Muestreo bietápico en áreas rurales y urbanas. Al interior de la vivienda se identifican todos los hogares y las personas miembros de cada hogar y la entrevista se realiza con un informante por hogar que debe ser el jefe de hogar u otro integrante de 18 años o más.

En cuanto a las variables de interés, el Ministerio de Desarrollo Social y Familia (2020) las define en el manual del investigador, donde se considera el quintil de ingresos autónomo per cápita regional (*qautr*) que clasifica a los hogares de cada región en cinco grupos de idéntico tamaño (20 %) como quintil I, II, III, IV y V, respectivamente, de acuerdo a sus ingresos autónomos per cápita regional ordenados en forma ascendente. También se considera la variable sexo (*sexo*), en donde la define como 2 posibles clasificaciones: Hombre o Mujer. Además, se considera la variable que indica el parentesco con el jefe de hogar de una persona en particular de la vivienda (*pco1*), específicamente cuando esta es igual al jefe de hogar (*pco*=1). Finalizando, se tiene en cuenta el factor de expansión regional (*expr*) el cual permite hacer estimaciones más confiables acerca de la población de interés. Se usa el regional debido a que este estudio se centrará en la región de Valparaíso, además, el Ministerio de Desarrollo Social y Familia (2020) lo recomienda para este tipo de estudios.

3.2. Modelo lineal logit multinomial nominal

Dado que la variable de respuesta es de tipo nominal, se ajusta un modelo lineal logit multinomial nominal. Este modelo, según Long & Freese (2014) se define como:

$$\ln \left(\frac{Pr(y = m|\mathbf{x})}{Pr(y = b|\mathbf{x})} \right) = \mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_{m|b}, \quad \forall m = 1, 2, \dots, J. \quad (3.1)$$

Donde b es la categoría *base*, conocida también como grupo de comparación, m es la categoría de la variable de respuesta, \mathbf{X} es la matriz que contiene los valores de las variables predictoras y $\boldsymbol{\beta}_{m|b}$ es el vector con los coeficientes para cualquier categoría m dado la categoría b .

Luego, de estas J ecuaciones dadas, se pueden resolver para obtener las probabilidades predichas para alguna categoría base b con:

$$Pr(y = m|\mathbf{x}) = \frac{\exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_{m|b})}{\sum_{j=1}^J \exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_{j|b})}, \quad \forall m = 1, 2, \dots, J. \quad (3.2)$$

Notar que para alguna base b , esta tendrá $\beta_{b|b} = 0$ y por tanto $\exp(0)=1$. Luego, si por ejemplo se considera $b=1$, entonces:

$$Pr(y = m|\mathbf{x}) = \frac{\exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_{m|1})}{1 + \sum_{j=2}^J \exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_{j|1})}, \quad \forall m = 2, 3, \dots, J. \quad (3.3)$$

Luego, para poder obtener la probabilidad de que la variable de respuesta, y , sea la categoría $b=1$ dada la base $b=1$ se calcula mediante:

$$Pr(y = 1|\mathbf{x}) = \frac{1}{1 + \sum_{j=2}^J \exp(\mathbf{x}\boldsymbol{\beta}_{j|1})} \quad (3.4)$$

3.3. Prueba Chi-cuadrado de independencia

Para poder detectar algún tipo de dependencia o no entre las covariables y la variable de respuesta, se precisa ocupar una prueba Chi-cuadrado de independencia, considerando las características de las variables (categóricas).

Esta prueba, Conover (1999) la define al considerar una muestra aleatoria bidimensional $(X_1, Y_1), (X_2, Y_2), \dots, (X_n, Y_n)$ cuya distribución sigue una variable aleatoria bidimensional (X, Y) . Luego, se considera que la muestra aleatoria se encuentra tabulada, teniendo A_1, A_2, \dots, A_m categorías para X y B_1, B_2, \dots, B_m para Y. Entonces, las hipótesis son:

$$H_0 : P(A_i \cap B_j) = P(A_i) P(B_j), \quad \forall i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, k$$

$$H_0 : P(A_i \cap B_j) \neq P(A_i) P(B_j), \quad \forall i = 1, 2, \dots, m; j = 1, 2, \dots, k$$

Es notorio que H_0 es equivalente a decir que las variables son independientes. Luego, el estadístico de prueba bajo H_0 es:

$$J = \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^k \left(\frac{n_{ij} - E_{ij}}{E_{ij}} \right)^2 \quad (3.5)$$

donde E_{ij} es la frecuencia absoluta bajo H_0 , entonces:

$$E_{ij} = P(A_i \cap B_j) = nP(A_i)P(B_j) = \frac{n_{i.}n_{.j}}{n} \quad (3.6)$$

entonces se tiene que bajo H_0 Y n grande: J tiende a $\chi^2_{[(m-1)(k-1)]}$

Capítulo 4

Metodología

4.1. Base de datos

La base de datos obtenida proviene de la encuesta CASEN 2020 en pandemia, la cual contiene 643 variables y 185.437 observaciones. En consiguiente, se filtran las variables a trabajar en este estudio: *s13* (Sistema de previsión de salud), *sexo* (sexo biológico de la persona) y *qautr* (quintil de ingresos autónomo per cápita regional). Además, se filtran estas variables según *pco* (parentesco con jefe de hogar) cuando este es igual a 1 (1=Jefe(a) de hogar) y también por la variable *region* (región) cuando es igual a 5 (5=Región de Valparaíso). Dado los anteriores cambios, se presenta a continuación el número de jefes de hogar considerados en la investigación:

Territorio	Jefes de hogar	Jefes de hogar con FE
Valparaíso	6.363	681.004

Cuadro 4.1: Cantidad de jefes de hogar en la región de Valparaíso encuestados y corregidos por factor de expansión. Elaboración propia.

En el cuadro 4.1 se observa que la cantidad de jefes de hogar en la región de Valparaíso considerados en la encuesta es de 6.363, también se examina la cantidad de jefes de hogar en la región de Valparaíso, pero bajo el factor de expansión, estimando que hay un total de 681.004 jefes de hogar en esta región.

Dado lo anterior, se presenta a continuación la distribución del Sistema previsional de salud por jefe de hogar considerado en la encuesta en la región de Valparaíso:

Sistema previsional de salud	Frecuencia	%	% acumulado
FONASA	5.060	79,52	79,52
FF.AA y del orden	237	3,72	83,25
ISAPRE	730	11,47	94,72
Ninguno	227	3,57	98,29
Otro sistema	57	0,90	99,18
No sabe	52	0,82	100
Total	6.363		

Cuadro 4.2: Distribución de sistema previsional de salud de los jefes de hogar de la región de Valparaíso encuestados. Elaboración propia.

En el cuadro 4.2 es notorio que 5.060 jefes de hogares pertenecen al sistema previsional de salud FONASA, con un porcentaje del total de 79,52 %. Lo anterior, indica que esta cantidad tiene una proporción bastante mayoritaria, lo cual puede causar una sobreestimación hacia este sector por los modelos propuestos, ya que estos se estarían optimizando con mayor cantidad de datos de este sector. Por otro lado, se observa que en cuanto al sistema previsional ISAPRE, solo 730 jefes de hogar competen a este, con un porcentaje de 11,47 % lo cual, en comparación con el sistema FONASA, es bastante bajo. En consiguiente, las personas que indican tener otro sistema de salud son 57, con un porcentaje de 0,90 %, lo cual es bastante poca.

Sumado a lo anterior, se puede observar que el sistema previsional de salud de FF.AA y del orden tiene una frecuencia de 237 y porcentaje de 3,73 %. Se toma la decisión de excluir del estudio esta variable, pues las personas que pertenecen a esta no tienen la opción de elegir su sistema previsional de salud, por lo cual pierde sentido la investigación. Lo anterior se apoya bastante por la poca proporción que estas observaciones aportan al total.

Además, cuando la persona contesta que no pertenece a ningún sistema previsional de salud y también que no sabe, tampoco se consideran en la investigación, pues no aportan información relevante para los objetivos del estudio.

Entonces, la distribución de los sistemas previsionales de salud que se consideran se presentan a continuación:

Sistema previsional de salud	Frecuencia	%	% acumulado
FONASA	5.060	86,54	86,54
ISAPRE	730	12,49	99,03
Otro sistema	57	0,97	100
Total	5.847		

Cuadro 4.3: Distribución de sistema previsional de salud considerado de los jefes de hogar de la región de Valparaíso encuestados. Elaboración propia.

Según el cuadro 4.3, se observa que la cantidad total de personas consideradas en el estudio, luego de excluir las observaciones mencionadas anteriormente, es de 5.847. Se reflexiona que solo entre los sistemas de FONASA e ISAPRE se tiene un porcentaje acumulado de 99,03 %, lo cual representa casi la totalidad de los sistemas previsionales.

A continuación, se observa gráficamente la variable de sistema previsional de salud dado los filtros realizados:

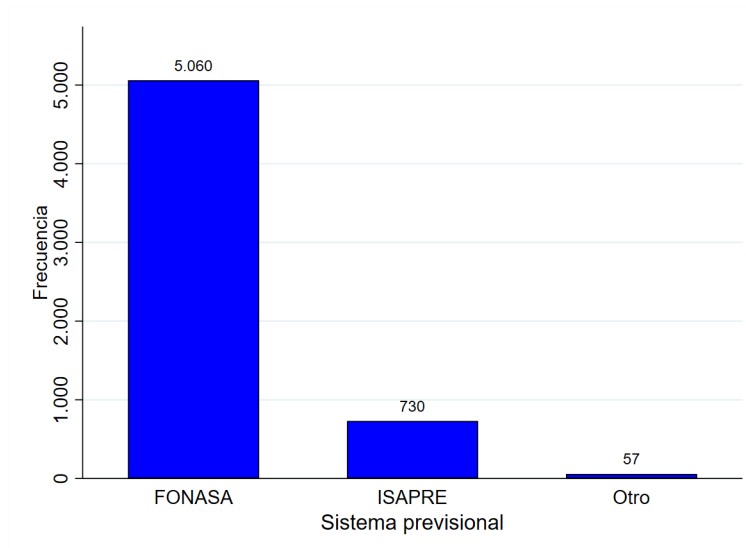


Figura 4.1: Sistema previsional de salud de los jefes de hogar de la región de Valparaíso encuestados. Elaboración propia.

Se logra apreciar en la figura 4.1 la notoria diferencia del sistema de FONASA respecto a los demás, como también la baja cantidad en la categoría de otro sistema. Ahora, se presenta el mismo gráfico pero considerando el factor de expansión para ver si cambia mucho este comportamiento:

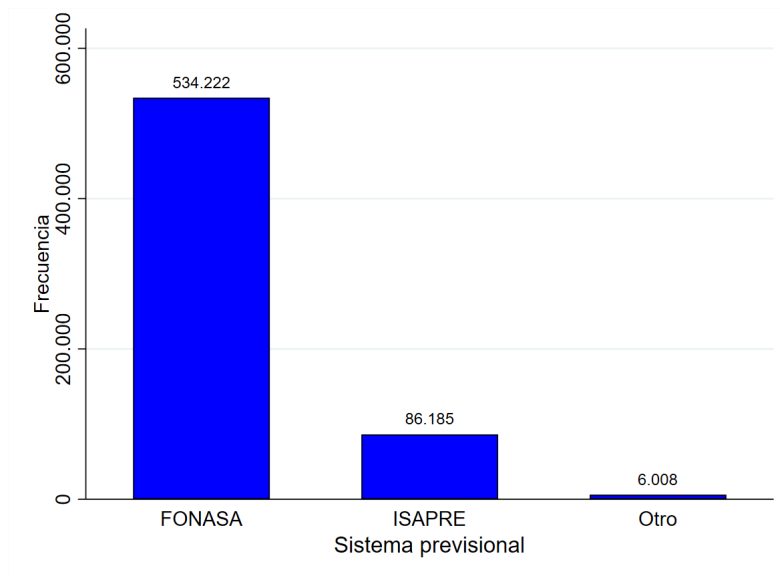


Figura 4.2: Sistema previsional de salud de los jefes de hogar de la región de Valparaíso corregido por factor de expansión. Elaboración propia.

Se observa en la figura 4.2 que no hay cambios muy notorios bajo el factor de expansión en las distintas categorías, donde en la región de Valparaíso se estima que hay 534.222 jefes de hogar que pertenecen al sistema previsional FONASA, 86.185 a ISAPRE y 6.008 a otros. Lo anterior, podría generar un poco de sesgo en los resultados de los modelos a aplicar, pues al optimizar el modelo se puede adaptar mayormente a las observaciones que pertenecen al sistema con mayor frecuencia.

En cuanto a la covariable sexo, luego de realizar los filtros anteriores, esta solo toma 2 categorías: Hombre y Mujer. Se presenta a continuación una tabla descriptiva para entender mejor esta variable:

Sexo	Frecuencia	%	% acumulado
Hombre	2.804	47,96	47,96
Mujer	3.043	52,04	100
Total	5.847		

Cuadro 4.4: Distribución del sexo de los jefes de hogar de la región de Valparaíso que tienen sistema previsional FONASA, ISAPRE u otro encuestados. Elaboración propia.

Es notorio según el cuadro 4.4 que por el contrario de la variable de sistema

previsional de salud, la variable sexo de los jefes de hogar de la región de Valparaíso que tienen sistema previsional de salud FONASA, ISAPRE u otro está bastante bien proporcionada, con una frecuencia de 2.804 y 3.043 para hombres y mujeres, respectivamente, lo cual conlleva a unos porcentajes del total de 47,94 % y 52,04 %, respectivamente, siendo bastante equitativa la distribución.

Se presenta a continuación un gráfico para entender mejor esta variable:

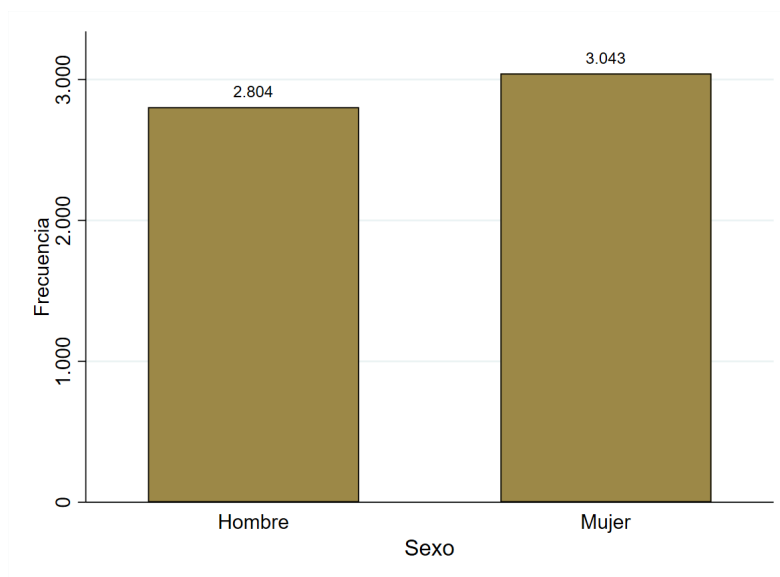


Figura 4.3: Sexo de los jefes de hogar de la región de Valparaíso encuestados. Elaboración propia.

En la figura 4.3 se observa la proporción casi equitativa entre hombres y mujeres, como se comentó antes. Es bastante bueno tener esta distribución equitativa para el modelo, ya que al momento de ajustarlo estará considerando la misma proporción para cada categoría.

Ahora, se presenta un gráfico de la estimación con factor de expansión para la variable sexo de los jefes de hogar de la región de Valparaíso que tienen sistema previsional de salud FONASA, ISAPRE u otro:

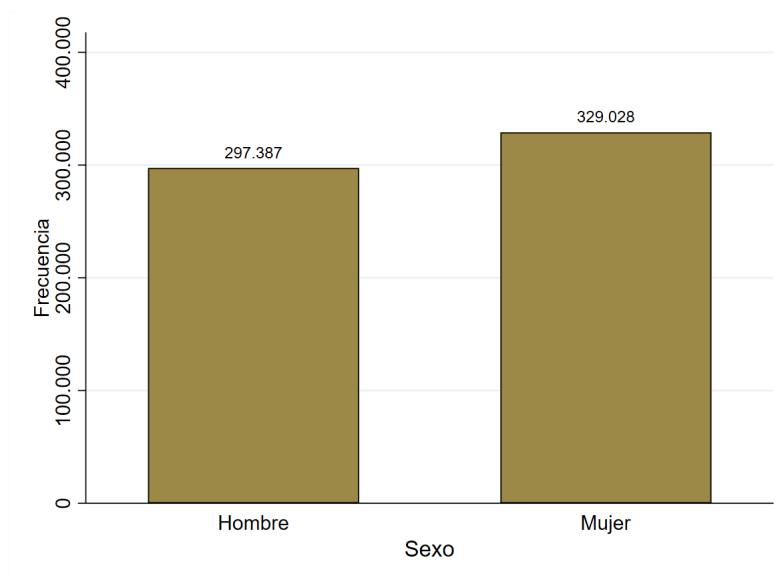


Figura 4.4: Estimación del sexo de los jefes de hogar de la región de Valparaíso que tienen sistema previsional de salud FONASA, ISAPRE u otro bajo factor de expansión. Elaboración propia.

Se observa claramente en la figura 4.4 que considerando el factor de expansión y aplicado los filtros mencionados, las frecuencias para cada categoría no cambia mucho, siendo la categoría mujer la que tiene una mayor frecuencia que el caso de los hombres, con 329.028 y 297.387, respectivamente.

En cuanto a la variable de quintil de ingresos autónomo per cápita regional, esta se define con 5 quintiles diferentes (I, II, III, IV y V) donde estos quintiles, dado los filtros aplicados, representan el 20 %, 40 %, 60 %, 80 % y 100 % de los ingresos autónomos per cápita de los jefes de hogar en la región de Valparaíso considerados en la encuesta y que tienen sistema previsional de salud FONASA, ISAPRE u otro, respectivamente. Se presenta a continuación una tabla descriptiva para entender mejor esta variable:

Quintil de ingresos autónomo per cápita	Frecuencia	%	% acumulado
Quintil I	1.209	20,68	20,68
Quintil II	1.226	20,97	41,65
Quintil III	1.356	23,19	64,84
Quintil IV	1.151	19,68	84,52
Quintil V	905	15,48	100,00

Cuadro 4.5: Distribución del quintil de ingresos autónomo per cápita regional de los jefes de hogar de la región de Valparaíso que tienen sistema previsional FONASA, ISAPRE u otro encuestados. Elaboración propia.

Se observa en el cuadro 4.5 que, al igual que en la variable sexo, se aprecia una distribución casi equitativa en los 4 primeros quintiles, teniendo frecuencias porcentuales de alrededor del 20 % cada una. Luego, el quintil V desciende bastante, teniendo una proporción del 15,48 %. Además, se aprecia que hay un 64,84 % de jefes de hogar que pertenecen a lo más al quintil III, y por ende un 35,16 % que pertenecen al menos al quintil IV. Ahora se presenta un gráfico de barras para poder visualizar mejor esta variable:

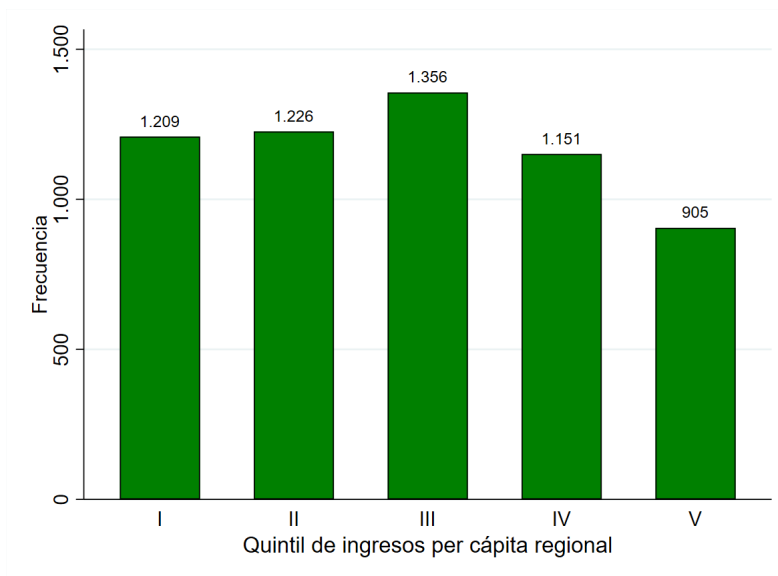


Figura 4.5: Quintil de ingresos autónomo per cápita regional de los jefes de hogar de la región de Valparaíso que tienen sistema previsional de salud FONASA, ISAPRE u otro encuestados. Elaboración propia.

Se aprecia en la figura 4.5 que va en aumento las frecuencias de cada quintil hasta el quintil III, luego desde el quintil IV bajan hasta llegar a las 905 perso-

nas encuestadas que pertenecen al quintil V.

Dado lo anterior, ahora se presenta el mismo gráfico de la figura 4.5, pero ahora considerando el factor de expansión:

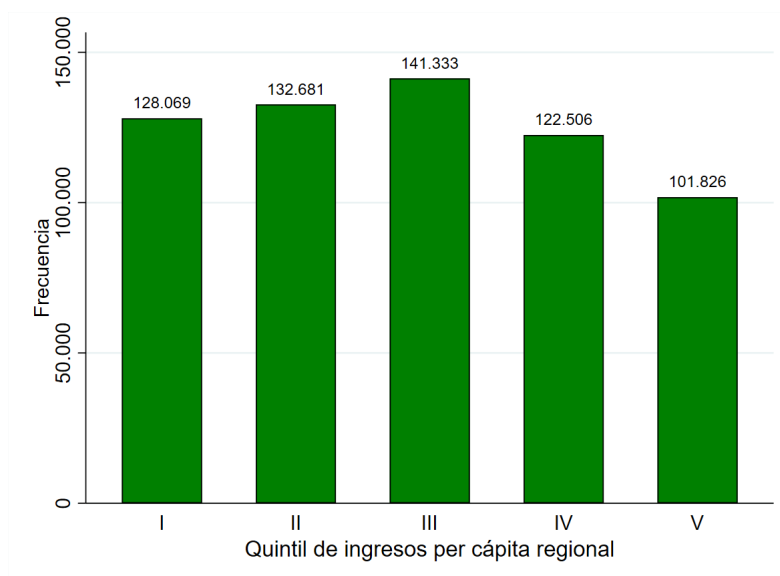


Figura 4.6: Estimación del quintil de ingresos autónomo per cápita regional de los jefes de hogar de la región de Valparaíso que tienen sistema previsional de salud FONASA, ISAPRE u otro considerando factor de expansión. Elaboración propia.

En la figura 4.6 se aprecia el mismo comportamiento que en la figura 4.5, aumentan las frecuencias hasta el quintil III para luego decaer hasta el quintil V. Luego, es notorio que se estima que hay 101.826 de jefes de hogar en la región de Valparaíso que tienen el sistema previsional de salud FONASA, ISAPRE u otro y que pertenecen al quintil de ingresos autónomo per cápita regional V, También que hay 128.069 del quintil con menos ingresos.

4.1.1. Relación entre variables

En consiguiente, para entender si existe alguna relación entre la variable de respuesta, sistema previsional de salud y la covariable sexo, se presenta un gráfico del sexo por sistema de previsión de salud FONASA, ISAPRE u otro de los jefes de hogares de la región de Valparaíso:

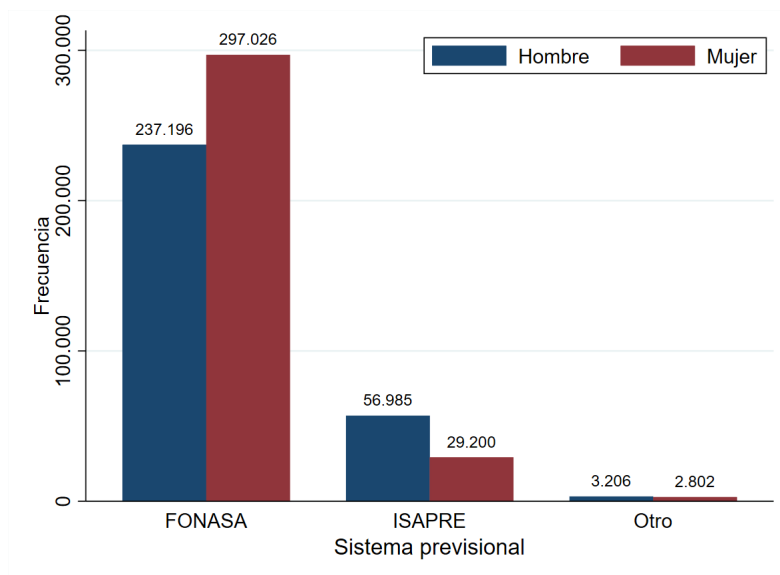


Figura 4.7: Sexo por sistema de previsión de salud FONASA, ISAPRE u otro de los jefes de hogar de la región de Valparaíso. Elaboración propia.

En la figura 4.7 es notorio que la frecuencia en el sistema de previsión FONASA, las mujeres tienen una mayor cantidad en relación con los hombres con una frecuencia de 297.026 y 237.196, respectivamente, sin embargo, cuando se observa la categoría del sistema previsional de ISAPRE, esto es al contrario, de los que están en ISAPRE los hombres tienen una mayor representatividad que las mujeres, lo cual es evidencia importante que existen discrepancias en las elecciones entre hombres y mujeres al entrar a un sistema previsional de salud, aunque en ambos casos es mayor la proporción de ingreso a FONASA por mucho. En cuanto a la categoría de otro sistema, esta tiene muy pocas observaciones, además de ser casi equitativo, por lo cual no se puede realizar algún análisis importante para el estudio.

Por último, se presenta a continuación un gráfico de los quintiles de ingresos autónomos per cápita regional de los jefes de hogar de la región de Valparaíso junto con el sistema previsional de salud FONASA, ISAPRE u otro para entender mejor la relación entre estas variables:

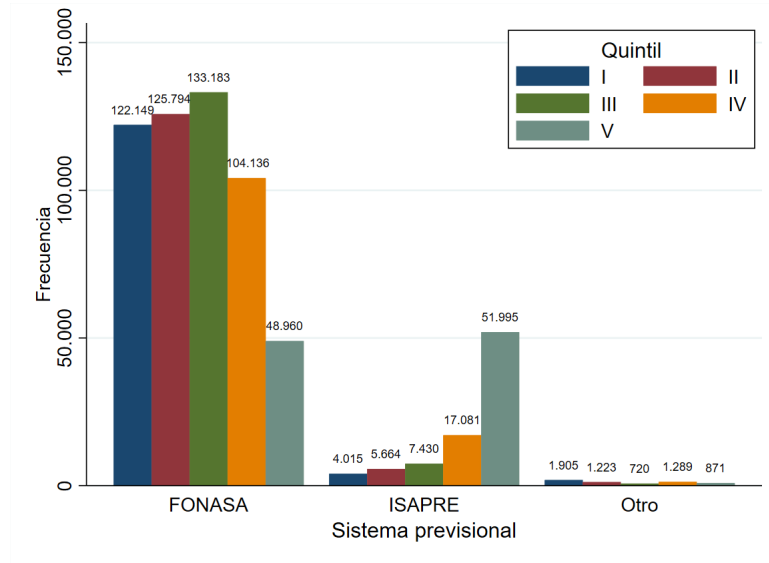


Figura 4.8: Estimación de quintil de ingresos autónomo per cápita regional por sistema previsional de salud FONASA, ISAPRE u otro de los jefes de hogar de la región de Valparaíso bajo factor de expansión regional. Elaboración propia.

En la figura 4.8 se aprecia que según el quintil de ingresos autónomo per cápita regional en el sistema previsional de salud FONASA, este va aumentando la frecuencia de pertenecer a este sistema hasta el quintil III, para luego desde el quintil IV notoriamente va a la baja hasta llegar a una frecuencia de 48.960 en el quintil V, lo cual resulta bastante baja, considerando que representa casi un tercio de la frecuencia del quintil III. En el caso de los quintiles por el sistema de previsión de salud ISAPRE, pasa algo totalmente contrario, la frecuencia en este sistema se concentra en el quintil IV y V, para luego tener una proporción de frecuencias bastante bajas en quintil I, II y III. En cuanto a la categoría otro, se aprecian frecuencias equitativas y bastante pocas, por lo que no se puede sacar tantas conclusiones acerca de esto. Cabe destacar, que como se ha visto anteriormente, la proporción de frecuencias en el sistema de FONASA se observa que es bastante grande en comparación con las otras categorías, en donde solo el quintil V del sistema ISAPRE supera en frecuencias al quintil V del sistema FONASA, en el resto, es muy notoria la diferencia entre FONASA e ISAPRE.

Lo analizado anteriormente representa información valiosa al estudio, pues existe algún tipo de relación entre las covariables elegidas y la variable de respuesta que es el del sistema de previsión de salud. Para comprobar lo anterior,

se realizan pruebas de chi cuadrado de independencia, obteniendo los siguientes resultados:

Covariables	Variable de respuesta	Estadístico	valor p
<i>sexo</i>	s13	98,2769	< 0,01
<i>qautr</i>	s13	1,400	< 0,01

Cuadro 4.6: Resultados prueba de chi cuadrado de independencia, para las variables de sexo y quintil de ingreso autónomo per cápita regional (*qautr*) por el sistema previsional de salud FONASA, ISAPRE u otro para los jefes de hogar de la región de Valparaíso bajo factor de expansión. Elaboración propia.

En el cuadro 4.5 se aprecia que tanto para la prueba de sexo por sistema previsional de salud y de quintil de ingresos por sistema previsional de salud se obtiene un valor p menor a 0,01, debido a que esta probabilidad es bastante baja, existe evidencia suficiente, bajo un nivel de confianza bastante alto, para rechazar la hipótesis nula de independencia, apoyando lo visto mediante gráficos.

4.2. Aplicación de modelo logit multinomial nominal

Se aplica un modelo logit multinomial para las variables propuestas, considerando el muestreo aleatorio complejo y el factor de expansión contemplados en la encuesta CASEN. Además, se toma como categoría base FONASA, obteniendo los resultados de los coeficientes estimados, específicamente su error estándar, estadístico y valor p de la prueba de hipótesis bilateral que tiene como hipótesis nula que los coeficientes son iguales a 0 y también el intervalo de confianza al 95 % de cada coeficiente estimado. Luego, se obtienen las probabilidades predichas por el modelo para cada combinación de variables predictoras y para cada categoría de la variable de respuesta.

Capítulo 5

Resultados plan de muestreo complejo con factor de expansión

Los resultados de los coeficientes estimados, luego de la aplicación del modelo con categoría base FONASA, se presentan a continuación:

Categoría	β_i	$\widehat{\beta}_i$	error estándar	Estadístico T	Valor p	$IC_{95\%}$
ISAPRE	qautr	1,05	0,08	12,21	< 0,01	[0,8847577; 1,227323]
ISAPRE	sexo	-0,61	0,11	-5,25	< 0,01	[-0,853178; -0,3861406]
ISAPRE	β_0	-4,67	0,47	-9,81	< 0,01	[-5,620958; -3,73312]
Otro	qautr	-0,02	0,13	-0,22	0,83	[-0,2986866; 0,2399965]
Otro	sexo	-0,36	0,26	-1,40	0,16	[-0,8923281; 0,1536178]
Otro	β_0	-3,85	0,60	-6,34	< 0,01	[-5,053089; -2,648918]

Cuadro 5.1: Resultados de los coeficientes estimados $\widehat{\beta}_i$ para las categorías ISAPRE y otro con variable base FONASA mediante el modelo logit multinomial nominal considerando plan de muestreo complejo y factor de expansión. Elaboración propia.

Se logra apreciar en el cuadro 4.7 que bajo variable base FONASA, todos los coeficientes estimados para la categoría ISAPRE obtienen un valor p menor a 0,01, lo cual significa que la probabilidad de cometer el error tipo 1 es bastante baja, entonces hay evidencia suficiente para rechazar la hipótesis nula de que estos coeficientes sean 0, bajo al menos un nivel de confianza del 99 %. Lo anterior, se ve complementado con el intervalo de confianza al 99 %, pues estos no contienen al 0 y por ende es evidencia suficiente para decir que estos coeficientes

no deben ser 0.

Siguiendo lo anterior, caso contrario ocurre con la categoría Otro, pues tanto el coeficiente que acompaña al quintil de ingresos autónomo per cápita regional y sexo obtienen un valor p bastante altos, siendo de 0,83 y 0,16 respectivamente. Sumado a lo anterior, el intervalo de confianza al 99 % contiene el 0 en ambos casos, por lo cual se puede deducir que existe evidencia suficiente para no rechazar la hipótesis nula de que los coeficientes son 0 y, por tanto, se podrían excluir estos.

Luego, se calculan las probabilidades de pertenecer a alguna categoría de la variable de respuesta (FONASA, ISAPRE u Otro) dado las combinaciones de categorías de las covariables. Las probabilidades de pertenecer al sistema previsional de salud FONASA dado los quintiles de ingresos autónomos per cápita regional y sexo de algún jefe de hogar de la región de Valparaíso son las siguientes:

P(s13=FONASA)	Quintil	Sexo
0,972	I	Hombre
0,947	II	Hombre
0,883	III	Hombre
0,737	IV	Hombre
0,500	V	Hombre
0,982	I	Mujer
0,969	II	Mujer
0,931	III	Mujer
0,838	IV	Mujer
0,650	V	Mujer

Cuadro 5.2: Probabilidades asignadas de pertenecer al sistema previsional de salud FONASA según sexo y quintil de ingresos autónomo per cápita regional para cada jefe de hogar de la región de Valparaíso. Elaboración propia.

Se observa en el cuadro 5.2 que a medida que el quintil de ingresos autónomo per cápita regional de los jefes de hogares de la región de Valparaíso aumenta, las probabilidades asociadas a pertenecer al sistema previsional de salud FONASA va bajando. También, se aprecia una mayor probabilidad de pertenecer a este sistema en el caso de las mujeres para cualquier quintil de ingresos.

Para complementar lo anterior, se presenta a continuación un gráfico donde se observa el comportamiento de las probabilidades descritas:

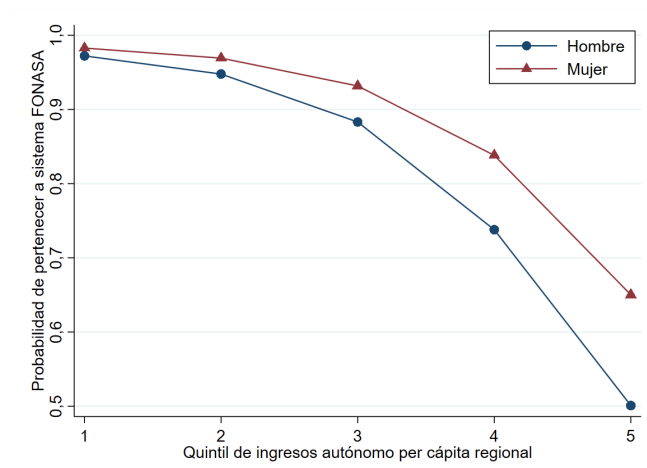


Figura 5.1: Probabilidad de pertenecer al sistema previsional de salud FONASA dado el quintil de ingresos autónomo per cápita regional y sexo de los jefes de hogar de la región de Valparaíso. Elaboración propia.

Es notorio en la figura 5.1 que la probabilidad de pertenecer a FONASA dado los quintiles de ingresos y el sexo de los jefes de hogares de la región de Valparaíso es siempre mayor para las mujeres que para los hombres, a cualquier quintil de ingreso. Es destacable que en ambos géneros la probabilidad de pertenecer a este sistema es mayor a 0,85 hasta el quintil III, luego en el quintil IV y V esta probabilidad baja bastante hasta el 0,5 aproximadamente. En cuanto a las probabilidades de pertenecer al sistema previsional de salud ISAPRE, se presenta el siguiente cuadro:

P(s13=ISAPRE)	Quintil	Sexo
0.013	I	Hombre
0.039	II	Hombre
0.105	III	Hombre
0.252	IV	Hombre
0.492	V	Hombre
0,007	I	Mujer
0,021	II	Mujer
.059	III	Mujer
0,154	IV	Mujer
0,344	V	Mujer

Cuadro 5.3: Probabilidades asignadas de pertenecer al sistema previsional de salud ISAPRE según sexo y quintil de ingresos autónomo per cápita regional para cada jefe de hogar de la región de Valparaíso. Elaboración propia.

En el cuadro 5.3 es notorio que pasa lo contrario al cuadro 5.2, la probabilidad de pertenecer a ISAPRE es mayor a cualquier quintil de ingresos para los hombres que para las mujeres. Se aprecia también que a medida que el quintil de ingresos aumenta, también lo hacen las probabilidades asociadas a pertenecer al sistema ISAPRE. Para complementar lo anterior, se presenta el siguiente gráfico para las probabilidades asociadas a pertenecer a ISAPRE:

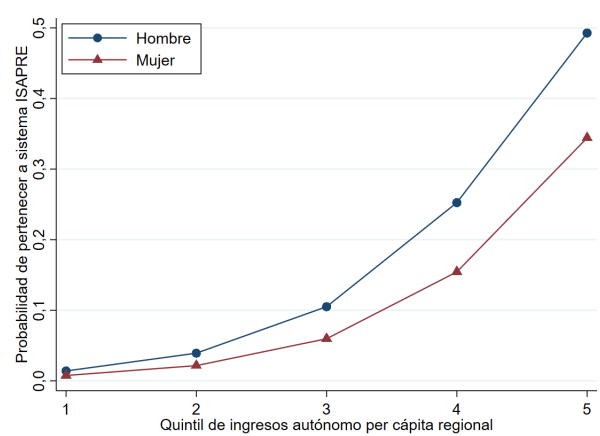


Figura 5.2: Probabilidad de pertenecer al sistema previsional de salud ISAPRE dado el quintil de ingresos autónomo per cápita regional y sexo de los jefes de hogar de la región de Valparaíso. Elaboración propia.

Es notorio que en la figura 5.2 se aprecia que la probabilidad de pertenecer a ISAPRE es mayor en los hombres a cualquier quintil de ingresos que las mujeres. Se aprecia también que esta brecha va aumentando a medida que el quintil de ingresos aumenta. Se destaca además que la probabilidad máxima de esta ocurrencia es 0,5, bastante menor que la probabilidad máxima de pertenecer al sistema FONASA, además, para los quintiles I, II y III la probabilidad de pertenecer a ISAPRE es menor a 0,1 aproximadamente, lo cual es bastante baja.

Finalizando, se presenta el siguiente cuadro con las probabilidades asociadas de pertenecer a otro sistema previsional de salud:

P(s13=Otro)	Quintil	Sexo
0,013	I	Hombre
0,013	II	Hombre
0,011	III	Hombre
0,009	IV	Hombre
0,006	V	Hombre
0,009	I	Mujer
0,009	II	Mujer
0,008	III	Mujer
0,007	IV	Mujer
0,005	V	Mujer

Cuadro 5.4: Probabilidades asignadas de pertenecer a otros sistemas previsionales de salud según sexo y quintil de ingresos autónomo per cápita regional para cada jefe de hogar de la región de Valparaíso. Elaboración propia.

Se observa en el cuadro 5.4 que todas las probabilidades de pertenecer a otros sistemas previsionales de salud para cualquier combinación de sexo y quintil de ingresos autónomo per cápita regional es bastante baja. Se aprecia también que estas probabilidades van decayendo según el quintil va aumentando para ambos sexos. Se aprecia igual que la cantidad de jefes de hogar va disminuyendo también de acuerdo a las probabilidades obtenidas para ambos sexos. Finalizando, se presenta las probabilidades de pertenecer a otro sistema de salud:

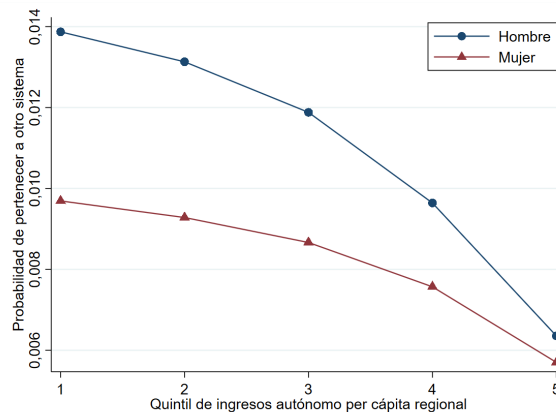


Figura 5.3: Probabilidad de pertenecer a otros sistemas previsionales de salud dado el quintil de ingresos autónomo per cápita regional y sexo de los jefes de hogar de la región de Valparaíso. Elaboración propia.

En la figura 5.3 se aprecia de mejor manera que las probabilidades de que los jefes de hogares de la región de Valparaíso pertenezcan a otro sistema de

salud es muy baja, siendo menor a 0,015 a cualquier quintil de ingresos y sexo. Lo anterior es notoriamente debido a la poca proporción de jefes de hogares que declararon pertenecer a otro sistema de salud en comparación con los otros 2 sistemas, por lo cual es bastante lógico lo anterior.

Para complementar lo visto anteriormente, se presenta una tabla descriptiva de las 3 probabilidades dadas a cada categoría:

Categoría	Media	desv. estándar	Mínimo	Máximo
FONASA	0.855	0.148	0.5	0.982
ISAPRE	0.134	0.149	0.007	0.492
Otro	0.009	0.002	0.005	0.013

Cuadro 5.5: Estadísticas descriptivas de las probabilidades asignadas de pertenecer a algún sistema previsional de salud para cada jefe de hogar de la región de Valparaíso. Elaboración propia.

Se aprecia que la media de las probabilidades asociadas a cada jefe de hogar de la región de Valparaíso de pertenecer al sistema FONASA es de 0,855, lo cual difiere notoriamente del de ISAPRE con 0,134 y más aún con Otros de 0,009. Lo cual notoriamente es debido a la gran proporción de jefes de hogares que pertenecen a este sistema. Se observa también que según el mínimo, el sistema previsional de FONASA siempre tiene probabilidades mayores a las otras dos categorías, lo cual es evidencia importante que apoya lo discutido. En cuanto a las desviaciones estándar, se aprecia que FONASA e ISAPRE tienen la misma desviación prácticamente, en cuanto a Otros sistemas este es bastante bajo, lo cual es lógico pues este tiene un rango muy chico.

Capítulo 6

Resultados plan de muestreo aleatorio simple

Los resultados de los coeficientes estimados, luego de la aplicación del modelo con categoría base FONASA y bajo el plan de muestreo aleatorio simple, se presentan a continuación:

Categoría	β_i	$\widehat{\beta}_i$	error estándar	Estadístico T	Valor p	$IC_{95\%}$
ISAPRE	qautr	1,07	0,05	19,79	$< 0,01$	$[0,96; 1,18]$
ISAPRE	sexo	-0,54	0,08	-6,19	$< 0,01$	$[-0,71; -0,37]$
ISAPRE	β_0	-4,97	0,26	-18,77	$< 0,01$	$[-5,49; -4,45]$
Otro	qautr	-0,01	0,11	-0,12	0,90	$[-0,24; 0,21]$
Otro	sexo	-0,5	0,27	-1,87	0,06	$[-1,03; 0,02]$
Otro	β_0	-3,69	0,53	-6,95	$< 0,01$	$[-4,73; -2,65]$

Cuadro 6.1: Resultados de los coeficientes estimados $\widehat{\beta}_i$ para las categorías ISAPRE y otro con variable base FONASA mediante el modelo multinomial logit considerando plan de muestreo aleatorio simple. Elaboración propia.

En el cuadro 6.1 se observa que bajo el plan de muestreo aleatorio simple, para los $\widehat{\beta}_i$ de la categoría ISAPRE está sobreestimando estas estimaciones, obteniendo un valor más grande que el obtenido bajo el plan de muestreo complejo y factor de expansión. Por otro lado, para los $\widehat{\beta}_i$ de la categoría *Otro* estos los subestima en comparación con el plan de muestreo complejo. En cuanto al error estándar, este plan de muestreo está subestimando estos resultados, debido a que no se están considerando el muestreo aleatorio estratificado de la encuesta y las varianzas de los estratos que hace que aumente el error estándar. En cuanto a los valores p obtenidos de la prueba de hipótesis correspondiente, no

hay muchos cambios, donde se hubiera podido tomar las mismas decisiones que en los resultados con el muestreo complejo. En los intervalos de confianza al 95 % ocurre lo mismo, varían un poco en valores, pero en estos se tomarían las mismas decisiones que bajo el otro plan con respecto a si el intervalo contiene al 0 o no.

Dado lo anterior, se aprecia que al no tener en consideración el muestreo complejo y si un muestreo aleatorio simple, los resultados están sesgados, sobreestimando y subestimando en ocasiones. Sin embargo, las decisiones de considerar alguna variable o no, hubieran sido las mismas, pues en ambos casos se detectan las mismas variables significativas y las que no lo son. Para complementar lo anterior, se destaca también que al tener valores distintos en los $\hat{\beta}_i$ respecto al plan con muestreo complejo, las probabilidades que genera el modelo también serán distintas.

Para examinar lo expuesto, se presenta una tabla de probabilidades asociadas a si un jefe de hogar encuestado de la región de Valparaíso pertenece al sistema previsional de salud FONASA:

P(s13=FONASA)	Quintil	Sexo
0,974	I	Hombre
0,953	II	Hombre
0,896	III	Hombre
0,762	IV	Hombre
0,529	V	Hombre
0,984	I	Mujer
0,971	II	Mujer
0,936	III	Mujer
0,846	IV	Mujer
0,659	V	Mujer

Cuadro 6.2: Probabilidades asignadas de pertenecer al sistema previsional de salud FONASA según sexo y quintil de ingresos autónomo per cápita regional para cada jefe de hogar de la región de Valparaíso encuestado considerando plan de muestreo aleatorio simple. Elaboración propia.

Se logra ver que el modelo considerando un plan de muestreo aleatorio simple subestima las probabilidades, lo cual concuerda con lo visto con los $\hat{\beta}_i$. Este fenómeno ocurre para ambos sexos y para todo quintil de ingresos autónomo per cápita regional, por lo que al no tener en cuenta el plan de muestreo complejo de la encuesta CASEN se estarían dando probabilidades más altas de las que se debería, bajo las condiciones del experimento.

En consiguiente, se presenta ahora la tabla de probabilidades para las 2 co-

variables pero ahora considerando el sistema previsional de salud ISAPRE:

P(s13=ISAPRE)	Quintil	Sexo
0.011	I	Hombre
0.032	II	Hombre
0.090	III	Hombre
0.226	IV	Hombre
0.462	V	Hombre
0,006	I	Mujer
0,019	II	Mujer
.055	III	Mujer
0,146	IV	Mujer
0,334	V	Mujer

Cuadro 6.3: Probabilidades asignadas de pertenecer al sistema previsional de salud ISAPRE según sexo y quintil de ingresos autónomo per cápita regional para cada jefe de hogar de la región de Valparaíso encuestado considerando plan de muestreo aleatorio simple. Elaboración propia.

Es notorio que ahora ocurre totalmente lo contrario al caso anterior, pues se subestiman las probabilidades, concordando también con la estimación de los $\hat{\beta}_i$. Lo anterior para cada quintil de ingresos y sexo.

Finalizando, se presenta ahora las probabilidades asociadas a pertenecer a otro sistema previsional de salud:

P(s13=Otro)	Quintil	Sexo
0,014	I	Hombre
0,013	II	Hombre
0,012	III	Hombre
0,010	IV	Hombre
0,007	V	Hombre
0,008	I	Mujer
0,008	II	Mujer
0,008	III	Mujer
0,007	IV	Mujer
0,005	V	Mujer

Cuadro 6.4: Probabilidades asignadas de pertenecer a otros sistemas previsionales de salud según sexo y quintil de ingresos autónomo per cápita regional para cada jefe de hogar de la región de Valparaíso encuestado considerando plan de muestreo aleatorio simple. Elaboración propia.

En este caso, si bien se subestima un poco las probabilidades, hay casos en las que son iguales. El plan de muestreo en este caso no se ve tan afectado, seguramente porque son pocas observaciones.

Capítulo 7

Conclusiones

Según la naturalidad de los datos, es posible que ajustar un modelo lineal logit multinomial nominal sea lo adecuado, sin embargo, dado los resultados obtenidos se podría ajustar un modelo lineal logit para las categorías FONASA e ISAPRE solamente, pues la categoría *otro* tiene muy pocas observaciones, lo cual la hace poco significativa en el modelo.

En cuanto a los resultados obtenidos, es preciso aclarar no se han considerado covariables importantes que pueden mejorar la aplicación del modelo propuesto, tales como la cantidad de sistemas de salud que hay por zona territorial, si donde vive un jefe de hogar es urbano o rural, nivel de escolaridad, entre otras, lo cual hace que los resultados de esta investigación indudablemente puedan mejorar agregando más variables explicativas en estudios posteriores.

Luego, es notorio que existe un grado de asociación entre el quintil de ingresos autónomo per cápita regional y el sexo del jefe de hogar con el sistema previsional de salud al cual pertenece, sin embargo, la proporción de personas inscritas a FONASA en comparación con ISAPRE y otros es muy desigual, por lo cual puede estar sesgado los resultados obtenidos hacia el sistema FONASA. En todo caso, se logra detectar que las mujeres son menos propensas a estar en ISAPRE que los hombres y según el quintil de ingresos, hasta el quintil III existe una mayor proporción de pertenecer a FONASA, sin embargo, desde el quintil IV de ingresos ocurre lo contrario, por lo cual es notorio que los ingresos de un jefe de hogar influye al momento de elegir un sistema previsional.

Finalizando, se destaca que los resultados obtenidos por el plan de muestreo aleatorio simple, son distintos con lo conseguido al plan de muestreo complejo. Lo anterior es bastante importante, pues al no tener conocimientos teóricos sobre planes de muestreo puede ser un gran error no considerar el plan de muestreo de cualquier instrumento de medición al realizar estimaciones sobre alguna población. Además, también es relevante considerar el factor de expansión, pues con esto se obtienen estimaciones más precisas sobre la población.

Capítulo 8

Referencias

- Conover, W. (1999). Practical non parametric statistics. 3ed: John Wiley & Sons, inc. [\[Ver aquí\]](#)
- Frenz, P. & et al. (2013). Seguimiento de cobertura sanitaria universal con equidad en Chile entre 2000 y 2011 usando las Encuestas CASEN. *Revista médica de Chile*, 141(9), 1095-1106. [\[Ver aquí\]](#)
- Jadue, L. & et al. (2004). Análisis del nuevo módulo de salud de la Encuesta CASEN 2000. *Revista médica de Chile*, 132(6), 750-760. [\[Ver aquí\]](#)
- Jiménez, S. (2016). *Inequidad en el acceso a salud en los servicios de salud: Estudio multifactorial basado en la Encuesta CASEN del año 2013* [Tesis para optar al grado de Magíster en Investigación Social y Desarrollo]. Universidad de Concepción. [\[Ver aquí\]](#)
- Long, J. & Freese, J. (2014). *Regression models for categorical dependent variables using Stata*. 3ed: Stata Press. [\[Ver aquí\]](#)
- Ministerio de Desarrollo Social y Familia. (s.f.). *Encuesta CASEN 2020 en pandemia*. Observatorio social. [\[Ver aquí\]](#)
- Ministerio de Desarrollo Social y Familia. (2020). *Encuesta CASEN*. Observatorio social. [\[Ver aquí\]](#)

- Ministerio de Desarrollo Social y Familia. (2017). Salud: Síntesis de resultados, CASEN 2017. *Gobierno de Chile*. [[Ver aquí](#)]

- OCDE. (2019). *Panorama de la Salud 2019: Indicadores de la OCDE*. [[Ver aquí](#)]

- Olavarría, M. (2005). Acceso a la salud en Chile. *Acta bioethica*, 11(1), 47-64. [[Ver aquí](#)]

- Sapelli, C. & Torche, A. (1997). *¿FONASA para pobres, ISAPRE para ricos? Un estudio de los determinantes de la elección entre seguro público y privado* (N° 183). Pontificia Universidad Católica de Chile. [[Ver aquí](#)]

- Silva, A. (2014). *Modelos lineales generalizados para variables de respuesta binaria bajo planes de muestreo complejo* [Tesis para optar al grado de Licenciado en Estadística]. Universidad de Valparaíso. [[Ver aquí](#)]

- Superintendencia de Salud. (2013). Análisis Estadístico del Sistema ISAPRE con Enfoque de Género. *Gobierno de Chile*. [[Ver aquí](#)]

- Superintendencia de Salud. (2020). Rebajas de hasta 45 mil pesos en planes de salud para mujeres. *Gobierno de Chile*. [[Ver aquí](#)]

- Vega, J. & et al. (2003). Equidad de género en el acceso a la atención de salud en Chile. *Revista médica de Chile*, 131(6), 669-678. [[Ver aquí](#)]