

Propensity Score y sesgo de selección: una aplicación en una muestra de personas mayores

Milva Geri¹[0000-0003-3265-3308], Gisela Paula, González²[0000-0001-7307-6231], Fernanda Villarreal³[0000-0001-7731-5981] & Melina Guardiola³[0000-0002-6212-3298]

¹ Investigadora Adjunta del CONICET en el Instituto de Investigaciones en Ciencias de la Salud (IICS), Departamento de Ciencias de la Salud de la Universidad Nacional del Sur (UNS), Bahía Blanca, Argentina. Docente del Departamento de Matemática de la Universidad Nacional del Sur (UNS)

² Becaria postdoctoral del CONICET en el Instituto de Investigaciones en Ciencias de la Salud (IICS), Departamento de Ciencias de la Salud de la Universidad Nacional del Sur (UNS), Bahía Blanca, Argentina. Docente de la Facultad de Ciencias Económicas de la Universidad Nacional del Centro (UNICEN)

³ Instituto de Matemática de Bahía Blanca (INMABB), Departamento de Matemática, Universidad Nacional del Sur (UNS)-CONICET, Bahía Blanca, Argentina

mgeri@iics-conicet.gob.ar, gisela.gonzalez@econ.unicen.edu.ar,
fvillarreal@uns.edu.ar, guardiol@uns.edu.ar,

Resumen. La población de personas mayores suele ser altamente vulnerable a errores de cobertura y no respuesta. El objetivo de este trabajo es aplicar un ajuste por puntuaciones de propensión para corregir el sesgo de selección en una muestra de personas mayores que tuvo una baja tasa de respuesta (11%) en un relevamiento realizado entre fines de 2021 y principios de 2022 en la ciudad de Bahía Blanca (Provincia de Buenos Aires, Argentina). Se encuentra que no existen diferencias sustanciales entre las estimaciones sin corregir y las corregidas por puntajes de propensión en las variables de interés (salud autopercebida y nivel de satisfacción vital). Estos resultados podrían sugerir que la probabilidad de respuesta no puede ser estimada de forma consistente con las variables disponibles en el marco muestral (sexo, edad y cuartil socioeconómico). Las conclusiones de este estudio invitan a reflexionar acerca de cómo contemplar el sesgo de selección al momento de diseñar relevamientos que se propongan inferir parámetros poblacionales de esta población objetivo.

Palabras clave: propensity score, sesgo de selección, personas mayores

1 Introducción

El error de muestreo se define como el efecto que se produce al estimar características poblacionales a partir de una muestra en lugar de observar la población completa. Está presente en todo relevamiento, independientemente del tipo de muestreo y del método de recolección de datos utilizado, ya que, aun bajo un esquema de muestreo aleatorio, una muestra difícilmente reproduce exactamente los parámetros de la población de referencia (1). Por su parte, el error de cobertura ocurre cuando una parte específica de la población objetivo no se incluye en el marco muestral. Finalmente, el error de falta de respuesta se presenta cuando un grupo no responde a una pregunta de interés (falta de respuesta parcial) o no participa de la encuesta (falta de respuesta total). A diferencia del error de muestreo, el error de cobertura y el error de falta de respuesta pueden dar lugar a estimaciones sesgadas. La magnitud del sesgo en cada caso dependerá del tamaño de la población objetivo excluida (2). A su vez, en función del instrumento utilizado para recolectar datos, pueden existir efectos de modo (una misma pregunta se responde de manera diferente) (3).

La población de personas mayores es particularmente vulnerable tanto a efectos de modo como a errores de cobertura y no respuesta. Esto puede deberse a múltiples factores: menor acceso a internet (sub-representación en encuestas virtuales e institucionalización en residencias geriátricas, lo que provoca su exclusión de encuestas domiciliarias), mayor discapacidad social a la hora de responder, dificultades auditivas, visuales o cognitivas que dificultan la comprensión, necesidad de asistencia para completar cuestionarios auto-administrados, etc. (4). Así por ejemplo, Angrisani et al (3) encontraron efectos de modo en un relevamiento a personas mayores que se implementó en versión online, presencial y telefónica: la presencia o ausencia de un encuestador cara a cara ocasiona diferentes respuestas a las mismas preguntas relacionadas con la autopercepción de salud y con el nivel de satisfacción vital. Por su parte, Schonlau et al (2) determinaron que el ajuste por puntuaciones de propensión resultaba adecuado para corregir el sesgo por error de cobertura en respuestas a variables dicotómicas en una muestra de personas mayores que respondieron encuestas presenciales y *online* en Estados Unidos, donde no todas contaban con acceso a internet.

Siguiendo a Valliant et al (5), es posible aplicar un ajuste por puntuaciones de propensión para corregir también el sesgo de selección, ponderando las respuestas por la inversa de la probabilidad de respuesta. En tal caso, dicha probabilidad puede ser modelada en función de una serie de variables explicativas disponibles tanto para los que responden como para los que no responden la encuesta. El objetivo de este trabajo es exponer la utilidad de la aplicación de este método para corregir sesgo de selección en una muestra de personas mayores obtenida a partir de un relevamiento mixto (telefónico y presencial) realizado entre noviembre de 2021 y marzo de 2022 en la ciudad de Bahía Blanca.

2. Metodología

2.1 Relevamiento a personas mayores en Bahía Blanca

Con el objetivo de recolectar información relacionada al estatus de salud de las personas mayores en Bahía Blanca, entre noviembre de 2021 y marzo de 2022 se llevó a cabo un relevamiento a afiliados del Instituto Nacional de Servicios Sociales para Jubilados y Pensionados (INSSJyP), popularmente conocido como PAMI por las siglas del Programa de Atención Médica Integral al que tienen derecho sus afiliados. Se aplicó un muestreo aleatorio estratificado por género, rango etario y cuartil socioeconómico a partir de la base de datos poblacional de la Unidad de Gestión Local (UGL), cuya zona de influencia es el partido de Bahía Blanca. Los cuartiles socioeconómicos fueron contruidos combinando información por radio censal definido por el INDEC (6).

Una vez definido el tamaño de muestra y seleccionados aleatoriamente los individuos, los encuestadores (estudiantes avanzados de la carrera de medicina de la Universidad Nacional del Sur) se contactaron por teléfono con cada afiliado para preguntarles si querían participar del relevamiento con la opción de contestar la encuesta telefónicamente o de manera presencial, ya sea en el domicilio o en la sede del INSSJyP. Dado el contexto socio-sanitario de ese momento (salida reciente del aislamiento obligatorio por COVID-19) y las particularidades de la población objetivo, se obtuvieron bajas tasas de respuesta. Esto condujo a la necesidad de seleccionar nuevamente una muestra de individuos, tantas veces como fue necesario hasta completar el tamaño de muestra requerido (200 afiliados). En total se contactaron por teléfono a 1893 afiliados. Naturalmente, es esperable que este procedimiento arroje valores sesgados, dado que aquellos con mayor predisposición a contestar podrían poseer, hipotéticamente, un mejor estatus de salud y bienestar.

2.2 Aplicación del ajuste por puntuación de propensión

Siguiendo a Valliant et al (5), un enfoque para corregir el sesgo de selección consiste en ajustar un modelo de regresión binaria para los indicadores de respuesta R_i , condicionados a que el individuo i haya sido seleccionado en la muestra ($I_i = 1$). El valor esperado condicional del indicador es:

$$E(R_i | I_i = 1) = P(R_i = 1 | I_i = 1) = f(x_i) \quad (1)$$

Esta es la probabilidad condicional de respuesta dado que se selecciona una unidad para la muestra. En tal sentido, responder a una encuesta puede modelarse como la manifestación de un proceso de variable latente. Por un lado, R_i es una variable que asume valor 1 si la persona i responde la encuesta y 0 en caso contrario, se trata de una variable binaria observable. Por otro lado, puede definirse R_i^* como una variable latente continua no observable que representa la motivación a participar de la encuesta. Si el valor de R_i^* excede cierto umbral (por ejemplo, mayor que cierto valor θ), la unidad i responde a la encuesta, de lo contrario, no responde la encuesta.

Si suponemos que la variable latente sigue un modelo lineal: $R_i^* = x_i^T \beta + u_i$, donde u_i tiene una función de distribución F , entonces la probabilidad de respuesta dada la selección de la muestra es:

$$f(x_i) = P(R_i^* > \theta) \quad (2)$$

Si fijamos arbitrariamente $\theta = 0$, entonces la probabilidad de respuesta puede ser escrita como:

$$\begin{aligned} f(x_i) &= P(R_i^* > 0) = P(x_i^T \beta + u_i > 0) \\ &= P(u_i > -x_i^T \beta) \\ &= 1 - F(-x_i^T \beta) = F(x_i^T \beta) \end{aligned} \quad (3)$$

En el caso en que F se supone normal estándar, la función de enlace (transformación que convierte la probabilidad en una función lineal de las covariables x_i) es el probit. Las propensiones de respuesta pueden utilizarse para realizar ajustes por falta de respuesta, ajustando el peso de una unidad que responde en forma individual por $\frac{1}{\hat{f}_i}$,

con $\hat{f}_i$ calculado a partir de una regresión binaria.

Como ya se indicó, para explicar la probabilidad de respuesta se necesitan variables que estén disponibles tanto para los que respondieron la encuesta como para los que no la respondieron. Este supuesto se conoce en la literatura como Missing at Random (MAR) (5). Es el caso de las variables que se utilizaron para estratificar el muestreo: i) género, ii) edad y iii) cuartil socioeconómico. En relación a esta última, dado que actualmente se encuentra disponible información a nivel de radio censal del Censo Nacional de Población efectuado en 2022 (7), se replicó la metodología de Arnaudo (6) para construir una versión actualizada de esta variable.

3. Resultados

3.1 Construcción de la variable cuartil socioeconómico

Se especificó un análisis factorial exploratorio (EFA, por sus siglas en inglés) con 9 de las 26 variables disponibles en el REDATAM referidas a características de los hogares por radio censal¹ (Tabla 1). Luego de verificar que la matriz de correlación era apta para análisis factorial², se decidió trabajar con un único factor (que explica el

¹ En primer lugar, de las 26 variables se descartaron 3 que a priori no podían considerarse proxies del nivel socioeconómico: 2 asociadas al estatus migratorio del hogar y 1 asociada a la composición del hogar. También se descartaron las 5 variables referidas al tipo de NBI porque individualmente presentaban muy bajas proporciones. Con las 18 variables restantes se analizó la matriz de correlación y se descartaron secuencialmente 5 variables que tenían alta correlación entre sí hasta alcanzar un determinante mayor a 0.00001 (siguiendo a Watkins (8), esto es para evitar problemas de multicolinealidad). En ese proceso se eliminaron: i) Proporción de hogares con agua dentro de la vivienda, ii) Proporción de hogares con inodoro con descarga de agua, iii) Proporción de hogares sin cloacas y sin inodoro con descarga, iv) Proporción de hogares con buena calidad de pisos y v) Proporción de hogares con baja calidad de materiales del piso y techo. Finalmente, se eliminaron 4 variables que presentaban una correlación menor a 0.3 (siguiendo a Watkins (8), esto es para que tenga sentido aplicar EFA): i) proporción de hogares con buena calidad de techos, ii) Proporción de hogares que utilizan agua de red para beber o cocinar, iii) Proporción de hogares con cloacas y iv) Proporción de hogares propietarios de la vivienda.

² Se rechazó el Test de Bartlett y el criterio de Kaiser-Meyer-Olkin resultó superior a 0.6 en general y para cada variable individualmente

56% de la variación de la matriz de datos) debido a que solo el primer autovalor resultó superior a la unidad. Esto volvió irrelevante aplicar algún tipo de rotación. Además, dado que no podía asumirse normalidad multivariada (se rechazó el test de Mardia), se trabajó con el método de mínimos cuadrados no ponderados (ULS, por sus siglas en inglés).

En la Tabla 1 se observa que las cargas factoriales indican que a mayor valor del índice, mayor será el nivel socioeconómico medio del radio censal, puntuando positivamente (negativamente) variables que indican mejores (peores) condiciones de vida³. En tal sentido, trabajos similares han encontrado una relación positiva entre el nivel socioeconómico de personas mayores de 50 años y la probabilidad de participar de una encuesta (9).

Tabla 1: Cargas factoriales del EFA

Variable	Carga factorial
% de hogares con 2 o más baños	0.596
% de hogares que cocinan con gas de red o electricidad	0.826
% de hogares sin privación material grave	0.928
% de hogares con hasta 0,5 personas por cuarto	0.649
% de hogares con internet en la vivienda	0.831
% de hogares con celular con internet	0.606
% de hogares con al menos una NBI	-0.733
% de hogares con bajo clima educativo	-0.784
% de hogares sin documentación de la vivienda	-0.695

Fuente: Elaboración propia en base a Censo Nacional de Población (7)

Finalmente, se construyeron cuartiles del puntaje obtenido de este factor en cada radio. La Figura 1 muestra la distribución geográfica de los 488 radios censales del partido de Bahía Blanca, según cuartil socioeconómico.

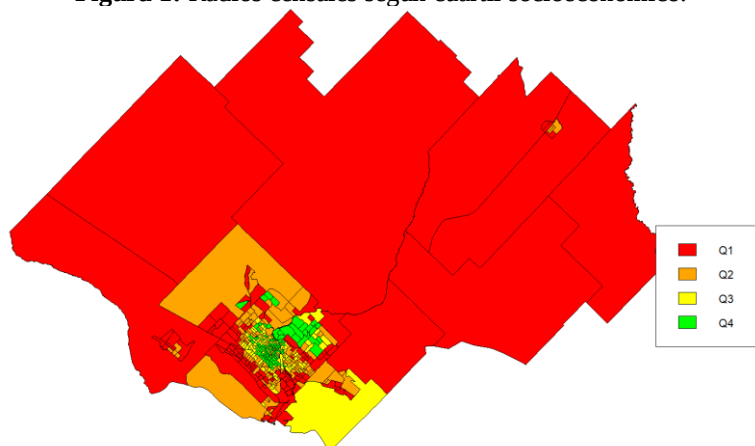
Se observa que, en general, los radios censales con valores altos (Q4) y medio altos (Q3) de índice socioeconómico se concentran en el centro de la ciudad, mientras que los radios censales con valores bajos (Q1) y medio bajos (Q2) se concentran en la periferia y zonas rurales.

Finalmente, la Tabla 2 presenta la distribución de las personas mayores seleccionadas en el relevamiento según el cuartil socioeconómico del radio censal en el que viven en su versión original⁴ con datos del censo 2010 y reconstruido con datos del censo 2022. Si bien la clasificación no es coincidente, el test ji cuadrado rechaza la hipótesis nula de independencia, concluyendo que hay una relación entre las dos variables.

³ La definición de las categorías de respuesta de algunas variables dificulta definir las por la mejor situación y se optó por la peor, esperando un signo diferente en la carga factorial. Por esta razón tampoco tiene sentido reportar los Alfa de Cronbach.

⁴ En la versión original Q1 es el mejor nivel socioeconómico y Q4 el peor.

Figura 1: Radios censales según cuartil socioeconómico.



Fuente: Elaboración propia

Tabla 2: Distribución de las personas mayores seleccionadas según cuartil socioeconómico en el que viven (versión 2010 y 2022)

	Q1_2010	Q2_2010	Q3_2010	Q4_2010
Q1_2022	6	43	121	184
Q2_2022	12	140	216	206
Q3_2022	75	276	168	58
Q4_2022	198	98	51	36

Fuente: Elaboración propia

3.2 Distribución de la muestra según género, edad y cuartil socioeconómico

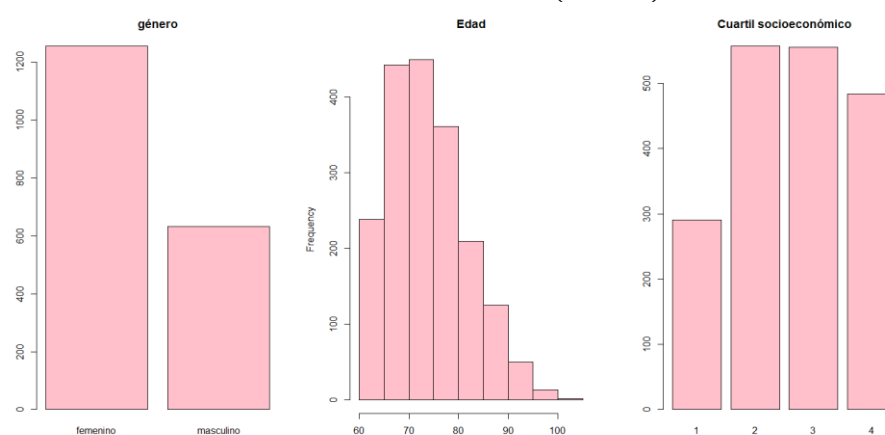
Las Figuras 2 y 3 muestran la distribución del género, edad y cuartil socioeconómico entre todos los individuos contactados (1893) y entre los que respondieron la encuesta (200), respectivamente.

Visualmente no se aprecian diferencias sustanciales en la distribución de las variables género y edad entre todos los contactados versus los que respondieron la encuesta, lo cual es lógico teniendo en cuenta que se trata de las variables que se usaron para estratificar. La mayor proporción de mujeres resulta consistente con la denominada feminización del envejecimiento, fenómeno ampliamente documentado y asociado a la mayor esperanza de vida femenina y a diferenciales de mortalidad por sexo (10). Por su parte, la variable edad tiene naturalmente un mínimo en la edad mínima jubilatoria para mujeres (60 años) y muestra mayor concentración de valores en edades intermedias que en edades extremas, patrón habitual en encuestas dirigidas a población mayor debido tanto a la estructura demográfica como a mayores dificultades de contacto y participación en edades muy avanzadas (11).

Con respecto al cuartil socioeconómico, variable reconstruida con posterioridad al relevamiento, se observa que entre las personas seleccionadas existe menor representación de personas que viven en radios censales más pobres (Q1). Esto puede

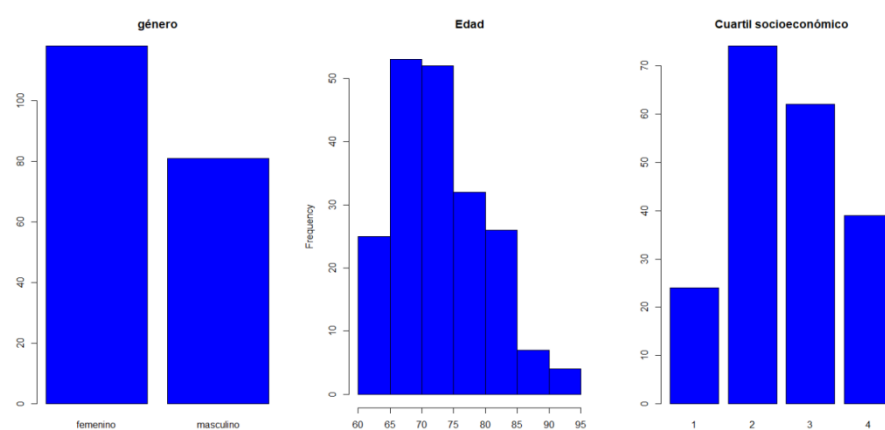
deberse a que la versión original de esta variable utilizada para estratificar había sido construida en base a datos del censo 2010 (12 años antes del relevamiento). Asimismo, hasta 2017 solo podían ser afiliados de PAMI las personas que trabajaron en el sector formal (o sus familias), quienes probablemente estén sub-representados en los menores estratos socioeconómicos. Se observa también que, entre quienes contestaron la encuesta, la sub-representación de este estrato es aún mayor en relación al resto, con una notable preponderancia de los niveles medios de ingreso.

Figura 2: Distribución de las variables género, edad y cuartil socioeconómico para todos los individuos contactados (N=1893).



Fuente: Elaboración propia

Figura 3: Distribución de las variables género, edad y cuartil socioeconómico para los individuos que respondieron la encuesta (N=200).



Fuente: Elaboración propia

3.3 Modelo para explicar la probabilidad de respuesta

La Tabla 3 muestra los resultados del modelo probit especificado para estimar la probabilidad de respuesta en función de estas mismas variables. Se estimó el modelo completo y uno restringido sin la variable cuartil socioeconómico. Como se rechazó el test de ratio de verosimilitud que compara ambos modelos, se concluye que conviene el modelo completo. En dicho modelo, solo el segundo cuartil presenta diferencias significativas con respecto al primero para explicar la probabilidad de respuesta. En tal sentido, las personas que viven en radios censales de bajo nivel socioeconómico suelen presentar barreras estructurales (barrios periféricos con calles anegadas y/o malos sistemas de transporte), lo que explica que presenten menos predisposición a responder la encuesta en relación a las personas que viven en radios censales con un nivel socioeconómico levemente superior (Q2).

Por su parte, el signo de la variable edad es el esperado: a mayor edad es menor la probabilidad de participar del relevamiento porque es mayor la probabilidad de padecer enfermedades y/o limitaciones que dificulten o impidan la comunicación. Cabe destacar que, para este estudio, los individuos seleccionados debían completar un test cognitivo antes de participar del relevamiento. Este requisito, sumado a las limitaciones físicas propias de la edad avanzada, configura una barrera de acceso que trasciende la mera voluntad de participación. Asimismo, se presume que el miedo al contagio y la percepción de vulnerabilidad frente al COVID-19 pudieron haber influido en la disposición a participar del relevamiento. Durante la pandemia, las personas mayores fueron identificadas como un grupo de alto riesgo sanitario, lo que incrementó conductas de autoprotección y evitación del contacto social, incluyendo la participación en encuestas o interacciones con desconocidos (12).

Tabla 3. Resultados del modelo probit completo y restringido.

MODELO COMPLETO			MODELO RESTRINGIDO	
Variable	beta estimado	p-valor	beta estimado	p-valor
Hombre	0.1829	0.0235	0.1806	0.0247
Edad	-0.0095	0.0668	-0.0103	0.0460
Q2	0.2855	0.0233		
Q3	0.1937	0.1300		
Q4	0.0189	0.8893		

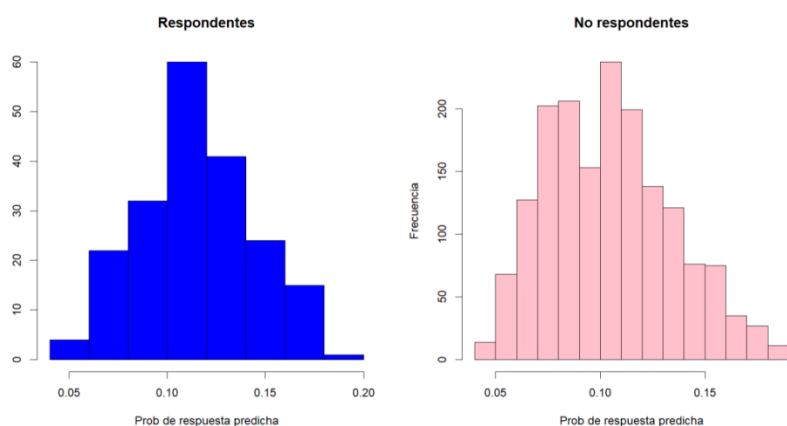
Fuente: Elaboración propia

Con respecto al género, contrariamente a lo observado en la mayoría de las encuestas sociales, las mujeres presentan una menor tasa de respuesta que los varones. Este resultado podría estar asociado a la presencia de variables no observables vinculadas a la percepción de riesgo y al miedo, las cuales se intensificaron durante la pandemia. Diversos estudios muestran que las mujeres mayores reportaron niveles significativamente más elevados de miedo al COVID-19 y mayores conductas de autoprotección en comparación con los varones, lo que pudo traducirse en una menor disposición a interactuar con encuestadores o participar en relevamientos. Asimismo, la literatura señala que una proporción relativamente mayor de mujeres en edades

avanzadas vive sola, situación que puede reforzar estrategias de evitación del contacto con desconocidos o decisiones precautorias promovidas por familiares y redes de cuidado (13)(14).

Con respecto a la bondad de ajuste, la tasa de aciertos del modelo completo fue del 58.7% considerando un umbral de 0.11 (proporción de respuesta observada en la muestra). Asimismo, con dicho umbral la sensibilidad fue del 51.3% y la especificidad fue del 59.6%. La Figura 4 muestra la distribución de la probabilidad predicha para el modelo para los que respondieron la encuesta (izq.) y para los que no respondieron la encuesta (der.). Se observa que en ambos casos las probabilidades predichas máximas son bajas (inferiores al 20%).

Figura 4: Distribución de la probabilidad de respuesta predicha para respondentes y no respondentes.



Fuente: elaboración propia

3.4 Comparación de resultados ponderados y sin ponderar

Por último, la Tabla 4 compara los resultados ponderados y sin ponderar de las variables estatus de salud autopercebido y nivel de satisfacción vital, según la probabilidad predicha por el modelo completo. La comparación entre las distribuciones ponderadas y no ponderadas de las variables “estatus de salud percibido” y “nivel de satisfacción vital” muestran diferencias de magnitud reducida, lo que sugiere que el proceso de ponderación no introduce modificaciones sustanciales en la estructura general de las respuestas. Se observa una leve redistribución hacia categorías de mejor estado de salud tras la aplicación de los ponderadores, particularmente en la categoría “muy bueno”. La concentración de respuestas en las categorías “bueno” y “muy bueno” resulta consistente con la evidencia internacional que señala que las personas mayores tienden a reportar niveles moderadamente positivos de salud autopercebida (15).

Tabla 4: Distribución de las variables de interés según categoría de respuesta.
Valores ponderados y sin ponderar.

Variable	Valor sin ponderar	Valor ponderado
Estatus de salud autopercebido	Excelente (0.1414) Muy bueno (0.2475) Bueno (0.4444) Regular (0.1465) Malo (0.0202)	Excelente (0.1435) Muy bueno (0.2703) Bueno (0.4328) Regular (0.1272) Malo (0.0213)
Satisfacción vital	Muy satisfecho (0.3686) Satisfecho (0.5556) Poco satisfecho (0.0808) Para nada satisfecho (0.0051)	Muy satisfecho (0.3680) Satisfecho (0.5476) Poco satisfecho (0.0739) Para nada satisfecho (0.0056)

Fuente: Elaboración propia

4. Discusión

Se encontró que la aplicación del ajuste por propensión no modificó sustancialmente las estimaciones de la muestra. Una interpretación optimista sería que el sesgo de no respuesta es mínimo y no modifica sustancialmente las estimaciones de las variables de interés. Sin embargo, esto es difícil de creer considerando que solo un 11% de los individuos contactados accedió a participar del relevamiento. Esta tasa de respuesta es similar a otros estudios cuya población objetivo eran personas mayores (9).

En tal sentido, uno de los supuestos para corregir el sesgo de no respuesta mediante puntuaciones de propensión es que las observaciones faltantes son Missing at Random y solo dependen de variables disponibles tanto para los que responden como para los que no responden la encuesta. Si existiera además una relación entre la probabilidad de respuesta y variables de interés como la autopercepción de salud y el nivel de satisfacción vital, entonces estaríamos frente a un caso de falta de respuesta no ignorable. Por ejemplo, Vives et al (16) encontraron que los respondedores de una encuesta de salud en Chile presentaban peor estatus de salud autopercebido y mayor prevalencia de enfermedad crónica que los no respondedores. Contrariamente, Rodríguez Laso et al (9) encontraron que las personas mayores de 50 años que se negaron a participar de un relevamiento de salud en España presentaban menor nivel de satisfacción con su salud. En esos casos, el problema no puede corregirse a menos que se haga un seguimiento de la no respuesta (5).

En nuestro caso, la interpretación más realista es que los estimadores de los puntajes de propensión no son consistentes. Esto puede deberse a la omisión de variables relevantes en la estimación de la probabilidad de respuesta. En particular, se cree que una variable relevante pudo haber sido el miedo (al contagio y a las estafas), el cual a su vez puede estar relacionado con el género, la edad y el nivel socioeconómico. En tal sentido, Valliant et al (5) advierten que corregir las estimaciones con puntajes de propensión mal estimados podría ser contraproducente.

Teniendo en cuenta este resultado, es interesante preguntarse si es posible corregir el sesgo de selección en este tipo de relevamientos en los que difícilmente pueda contarse con variables proxies del miedo en el marco muestral, ya que los organismos que pueden proporcionar datos poblacionales sobre las personas mayores, a lo sumo pueden conocer variables como la dirección y el teléfono particular, pero difícilmente sepan qué individuos tendrán más miedo a participar de encuestas. Un dato que tal vez pueda conocer el INSSJyP es la participación en cursos y viajes, esta variable podría considerarse inversamente relacionada con el miedo (y no necesariamente relacionada con las demás variables incluidas en el modelo), de modo tal de constituir un instrumento aceptable en la estimación de la probabilidad de respuesta.

Las limitaciones antes expuestas no deben interpretarse como un resultado negativo sino como una situación que pone de manifiesto las restricciones metodológicas inherentes a los relevamientos realizados en contextos excepcionales como la pandemia. En particular, evidencia que los métodos estándar de corrección pueden resultar insuficientes cuando los determinantes de la participación están dominados por factores conductuales no observables, lo que plantea desafíos relevantes para el diseño futuro de encuestas dirigidas a poblaciones mayores.

Agradecimientos. Las autoras agradecen al Instituto Nacional de Servicios Sociales para Jubilados y Pensionados (INSSJyP–PAMI) por el apoyo institucional brindado. El presente trabajo fue posible gracias al convenio marco de cooperación establecido entre investigadores de la Universidad Nacional del Sur (UNS) y el INSSJyP.

Conflictos de interés. Las autoras no presentan conflictos de interés.

Referencias

- (1) Sawlat, N., & Masomi, H. (2025). Methods of Calculating and Reducing Sampling Error. *Journal Of Mathematics And Statistics Studies*, 6(2), 38-48. <https://doi.org/10.32996/jmss.2025.6.2.6>
- (2) Schonlau, M; van Soest, A; Kapteyn, A, Couper, M (2009). Selection Bias in Web Surveys and the Use of Propensity Scores. *Sociological Methods & Research* 37(3), p.291-318
- (3) Angrisani, M; Finley, B & Kapteyn, A (2019). Can internet match high-quality traditional surveys? Comparing the health and retirement study and its online version in: Huynh, KP; Jacho-Chavez, DT & Tripathi, G. *The Econometrics of Complex Survey Data: Theory and Applications*. Emerald Group Publishing. Doi: <https://doi.org/10.1108/S0731-905320190000039001>

- (4) Börsch-Supan, A., Krieger, U., & Schröder, M. (2013). Respondent incentives, interviewer training and survey participation. München: Munich Center for the Economics of Ageing (MEA).
- (5) Valliant, R.; Dever, J. & Kreuter, F. (2013). Practical tools for designing and weighting survey samples. Statistics for social and behavioural sciences. Springer. DOI 10.1007/978-1-4614-6449-5
- (6) Arnaudo, M. F., Lago, F. P., & Bandoni, J. A. (2020). Planificación de un sistema de caps para la ciudad de Bahía Blanca, Argentina. LV Reunión Anual de la Asociación Argentina de Economía Política (AAEP). Disponible en: <https://aaep.org.ar/works/works2020/Arnaudo.pdf>
- (7) Instituto Nacional de Estadísticas y Censos (INDEC) (2022). Censo Nacional de Población 2022. Disponible en: <https://redatam.indec.gob.ar/binarg/RpWebEngine.exe/Portal?BASE=CPV2022&lang=ESP>
- (8) Watkins, M. (2021). A step by step guide to exploratory factor analysis with stata. Taylor & Francis Group.
- (9) Rodríguez Laso, A.; Urdaneta Artola, E.; de la Fuente Sanchez, M; Galindo Moreno, E.; Yanguas Lezáun, JJ y Rodríguez Rodríguez, V (2013). Análisis del sesgo de selección en el piloto de un estudio longitudinal sobre envejecimiento en España. Gaceta Sanitaria 27(5), p. 425-432.
- (10) Beard, J. R., Officer, A., De Carvalho, I. A., Sadana, R., Pot, A. M., Michel, J. P., ... & Chatterji, S. (2016). The World report on ageing and health: a policy framework for healthy ageing. The lancet, 387(10033), 2145-2154.
- (11) Groves, R. M., Fowler Jr, F. J., Couper, M. P., Lepkowski, J. M., Singer, E., & Tourangeau, R. (2011). Survey methodology. John Wiley & Sons.
- (12) Derrer-Merk, E., Reyes-Rodriguez, M. F., Soulsby, L. K., Roper, L., & Bennett, K. M. (2023). Older adults' experiences during the COVID-19 pandemic: a qualitative systematic literature review. BMC geriatrics, 23(1), 580.
- (13) Li, Y. P., Lin, C. Y., Kuo, Y. J., Chen, Y. P., & Griffiths, M. D. (2021). Gender differences in the factors associated with the fear of COVID-19 among Taiwanese older people. Inquiry: The Journal of Health Care Organization, Provision, and Financing, 58, 00469580211055587.
- (14) Wagner, M., Kuppler, M., Rietz, C., & Kaspar, R. (2019). Non-response in surveys of very old people. European Journal of ageing, 16(2), 249-258.
- (15) Jylhä, M. (2009). What is self-rated health and why does it predict mortality? Towards a unified conceptual model. Social science & medicine, 69(3), 307-316.

- (16) Vives, A.; Ferreccio, C. y Marshall, G (2009). Comparación de dos métodos para corregir el sesgo de no respuesta a una encuesta: sustitución muestral y ajuste según propensión a responder. *Gaceta Sanitaria* 23(4), p.266-271.