



Revista Latinoamericana de Población
ISSN: 2393-6401
revista.relap@gmail.com
Asociación Latinoamericana de Población
Uruguay

Ballesteros, Matías Salvador; Krause, Mercedes
Interseccionalidad en el estado de salud autopercebido de la población argentina (2005-2018)
Revista Latinoamericana de Población, vol. 16, núm. 30, 2022, pp. 155-183
Asociación Latinoamericana de Población
Buenos Aires, Uruguay

DOI: <https://doi.org/10.31406/relap2022.v16.i1.n30.6>

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=323868053006>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

Interseccionalidad en el estado de salud autopercebido de la población argentina (2005-2018)

Intersectionality in the self-perceived health status of the Argentine population (2005-2018)

Matías Salvador Ballesteros

matiballesteros@yahoo.com.ar

ORCID: 0000-0003-1321-2777

Investigador del CONICET con sede en el Instituto de Investigaciones Gino Germani; docente en la Carrera de Sociología, Universidad de Buenos Aires, Argentina

Mercedes Krause

merkrause@gmail.com

ORCID: 0000-0002-3724-6413

Investigadora del Instituto de Investigaciones Gino Germani; docente de la Carrera de Sociología, Universidad de Buenos Aires, Argentina

Resumen

En este estudio se analizan las desigualdades en el estado de salud autopercebido de la población de 18 años y más residente en Argentina desde una perspectiva interseccional. Para ello se utilizan los datos de las cuatro ediciones de la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR 2005, 2009, 2013 y 2018) y se realizan diferentes modelos de regresiones logísticas binarias con la inclusión de términos de interacción entre variables. Los resultados muestran que en todos los años que se hizo la ENFR se repite el patrón de que las desigualdades en la autopercepción de la salud son interseccionales, de forma tal que las inequidades de género son significativamente más importantes entre quienes residen en hogares con menores recursos económicos, las personas con menores niveles educativos y más jóvenes, en comparación con quienes residen en hogares con mayores recursos, las personas de mayores niveles educativos y adultos mayores.

Palabras Clave

Disparidades en el estado de salud
Salud autopercebida
Interseccionalidad
Factores socioeconómicos
Desigualdades de género
Argentina

Abstract

In this study, inequalities in the self-perceived health status of the population residing in Argentina aged 18 years and older are analyzed from an intersectional perspective. Data from the four editions of the Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR 2005, 2009, 2013, and 2018) are used and different models of binary logistic regressions are carried out with the inclusion of terms of interaction between variables. The results show that in all the years in which the ENFR was carried out, the pattern that inequalities in self-perception of health are intersectional is repeated. Gender inequities are significantly more important among those who reside in households with fewer economic resources, young people, and those with lower educational levels. They in comparison to those residing in households with greater economic resources, people with higher educational levels, and older adults.

Keywords

Health status
disparities
Self-rated health
Intersectionality
Socioeconomic
factors
Gender inequality
Argentina

Introducción

La interseccionalidad puede ser definida ampliamente como el estudio de múltiples dimensiones de desigualdad y cómo estas se coproducen en términos de relaciones sociales e identidades. Se ha descrito como el aporte teórico más importante que los estudios de las mujeres hayan hecho hasta el momento (McCall, 2005) y hace ya más de una década fue declarado un enfoque hegemónico (Davis, 2008), identificándose incluso un giro interseccional en la investigación feminista europea (Carbin y Edenheim, 2013). La mayor parte de sus contribuciones se ha desarrollado por mujeres en Europa, EE. UU., Canadá y Australia. Su difusión ha sido menor y más crítica en América Latina, destacándose la particularidad del contexto latinoamericano como un territorio colonizado donde la multiplicidad de relaciones y sistemas de desigualdad había sido históricamente una temática problematizada (Couto *et al.*, 2019; Roth, 2013).

Su incorporación en los estudios de salud poblacional fue enfáticamente recomendada por Bowleg (2012) como un marco interpretativo crítico, unificador y largamente esperado, que podría reenmarcar la conceptualización, investigación, análisis y abordaje de las desigualdades sociales e inequidades en salud. Siguiendo a Bauer (2014), la teoría de la interseccionalidad puede ofrecer a los estudios de salud poblacional una mayor precisión, ya sea en la identificación de las desigualdades existentes, en el diseño de estrategias de intervención o asegurando que los resultados sean relevantes para comunidades específicas. Efectivamente, su uso se ha ampliado de manera consistente y creciente, revigorizando la producción y los debates del campo

(Couto *et al.*, 2019). En los últimos años se ha utilizado para investigar cuantitativamente una amplia gama de temáticas en salud, tales como la morbilidad por salud mental y la calidad de vida de embarazadas (Seng *et al.*, 2012), las desigualdades en la prevención del cáncer de cuello de útero (Agénor *et al.*, 2014), las desigualdades en la autopercepción de la salud (Ballesteros y Krause, 2020; Veenstra, 2011), la percepción de limitaciones en la vida cotidiana a causa de una enfermedad crónica diagnosticada (Krause y Ballesteros, 2018), una batería de factores de riesgo y resultados en salud como la alimentación, el consumo de tabaco, drogas y alcohol, el estado de salud, síntomas de depresión y el índice de masa corporal (Evans, 2019a), las experiencias de discriminación interpersonal (Scheim y Bauer, 2019) y las desigualdades en la realización de actividad física (Ballesteros *et al.*, 2020), entre otras.

En paralelo, se han discutido las formas en que puede llevarse a cabo un estudio interseccional. Tras una diseminación de la teoría de la interseccionalidad en términos amplios y confusos y una proliferación de estudios que buscaban incorporar dicho enfoque en el marco de diferentes campos disciplinares, metodologías y temáticas sustantivas, se ha intentado ordenar el campo poniendo límites entre qué es y qué no es un análisis interseccional. Algunas autoras han argumentado que los estudios cualitativos o de métodos mixtos serían más pertinentes, por su complejidad y capacidad explicativa (Bowleg, 2008; Hankivsky y Christoffersen, 2008). Más recientemente, la investigación interseccional cuantitativa ha estado en el foco de las discusiones teórico-metodológicas y se han recomendado diferentes modelos estadísticos. Entre estos últimos se destacan las regresiones lineales múltiples que incorporan diferentes niveles en los que opera la interseccionalidad —interpersonal, contextual y estructural— (Seng *et al.*, 2012), los modelos multinivel (Evans, 2019a) y la inclusión de términos de interacción entre variables al interior de las regresiones logísticas binarias (Ballesteros y Krause, 2020; Veenstra, 2011). Otra posibilidad es simplemente construir categorías que representen intersecciones entre grupos —por ejemplo, hombres negros adultos— para describir los datos (Bauer *et al.*, 2014; Bauer y Scheim, 2019).

En este marco, nuestro objetivo es analizar cuantitativamente las desigualdades en el estado de salud autopercebido de la población argentina de 18 años y más, según su nivel educativo, nivel de ingresos, región de residencia, género y edad, a partir de las cuatro ediciones de la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR 2005, 2009, 2013 y 2018) y centrándonos en las intersecciones del género con la edad, el nivel educativo y el ingreso. Partimos desde una perspectiva interseccional y proponemos un abordaje

intercategórico (McCall, 2005) mediante modelos multiplicativos (Bauer *et al.*, 2014) y basados en la utilización de regresiones logísticas binarias con la inclusión de términos de interacción entre variables en su interior (Ballesteros, 2018; Jaccard, 2001). Además del análisis sustantivo para describir las desigualdades en la autopercepción del estado de salud de la población argentina, el artículo tiene el propósito de visibilizar la importancia que tiene incorporar modelos teórico-metodológicos que recuperen la perspectiva de la interseccionalidad.

La interseccionalidad en relación con otros enfoques sobre desigualdades sociales en salud

En este trabajo realizamos un análisis interseccional de tipo cuantitativo e intercategórico, siguiendo los criterios propuestos por Bauer y Scheim (2019) y sintetizados por Evans (2019b, p. 251) de la siguiente manera: 1) las intersecciones se estructuran en torno a dimensiones que reflejan relaciones de poder actual o histórico; 2) donde sea posible, el análisis hace visibles las desigualdades interseccionales describiendo las diferentes frecuencias o niveles en los resultados para aquellos en intersecciones particulares; 3) la interpretación teórica considera los procesos causales que pueden contribuir a las desigualdades interseccionales; 4) se utilizan métodos para estimar cómo los efectos de estos procesos causales varían en magnitud, dirección y existencia para los grupos en diferentes intersecciones. Según Evans (2019b) las primeras tres características definen a los estudios descriptivos —como el que aquí presentamos— mientras que el último criterio distingue a los estudios analíticos, siendo —según ella— ambos tipos igualmente válidos como estudios intercategóricos y teóricamente comprometidos con la interseccionalidad.

Ahora bien, resulta válido preguntarnos qué nos ofrece dicho marco analítico frente a otras perspectivas teóricas sobre las desigualdades sociales en salud. Como bien marcan Couto *et al.* (2019) hace ya mucho tiempo que los campos de la salud poblacional y la salud colectiva han incorporado las clasificaciones de clase, género y etnia, entre otras, para analizar las desigualdades en salud. En este sentido, podríamos pensar que la interseccionalidad adquiere popularidad en el campo de la salud poblacional debido a que gran parte de sus ideas es acorde a la literatura conocida (Evans, 2019a). En particular, se monta sobre la perspectiva de los determinantes sociales de la salud en el sentido de que busca identificar los procesos sociales que generan desigualdades en la salud de la población. También comparte con esta línea de investigación un persistente interés por la investigación empírica en el análisis de las desigualdades sociales en salud y el desarrollo

de modelos estadísticos que pudieran reflejarlas. No obstante, se diferencia de esta perspectiva más bien por su enfoque teórico y por las conclusiones y recomendaciones que dicho análisis inspira.

Refiriéndose en particular a la línea de investigación propuesta por la Comisión sobre Determinantes Sociales de la Salud de la Organización Mundial de la Salud y por el Centro Nacional de Colaboración para los Determinantes de la Salud de Canadá, entre otros, gran parte de la literatura sobre interseccionalidad ha buscado contrastar sus postulados con el enfoque de los determinantes sociales de la salud. Principalmente se ha criticado su escasa o nula elaboración y fundamentación teórica (Bauer, 2014; Couto *et al.*, 2019). También se ha problematizado la construcción de categorías conceptualizadas como determinantes y su utilización de manera independiente o unitaria: la interseccionalidad pone su énfasis, en cambio, en capturar su interrelación sin primacías de unas sobre otras y revelando las desigualdades existentes entre y dentro de los grupos sociales (Bauer, 2014; Hankivsky y Christoffersen, 2008). El análisis interseccional busca evitar la adición indiscriminada de categorías en los modelos tanto como la focalización sobre las consecuencias en salud en detrimento de sus procesos causales (Bauer, 2014; Evans, 2019b). Además, se guía por los valores de justicia social, transformación y emancipación promoviendo una ciencia crítica (Agénor, 2020; Else-Quest y Hyde, 2016; Richman y Zucker, 2019; Warner, Settles y Shields, 2016). Como muestran Luxardo *et al.* (2020), la antropología crítica médica, la Medicina Social y la Salud Colectiva coinciden con dichas críticas hacia el modelo de los determinantes sociales de la salud. Podríamos decir que la interseccionalidad comparte con los enfoques de la Medicina Social y la producción social de la enfermedad una orientación más explícitamente crítica y radical, preguntándose por las relaciones estructurales de explotación y dominación que actúan —entrelazadas— por detrás de los factores intermediarios o más inmediatos de desigualdad a nivel individual (Asociación Latinoamericana de Medicina Social, 2008; Evans, 2019b).

En su momento, la teoría de la causa fundamental hizo un valioso aporte al campo al plantear que detrás de diferentes desigualdades en salud se encuentra justamente la causa fundamental de la posición social, que habilita la apropiación de recursos y el acceso a la información, a los profesionales y a los cuidados adecuados en salud. Esta sería la razón por la cual en diferentes épocas y circunstancias quienes se encuentran en mejores posiciones sociales tienen mejores estados y resultados en salud, aun cuando los mecanismos y factores intervinientes cambien históricamente (Link y Phelan, 2000; Phelan, Link y Tehranifar, 2010). En la teoría de la interseccionalidad se incorporan otras

dimensiones de desigualdad y, por tanto, esa causa fundamental se vuelve plural. Es decir, la posición social deja de definirse por la clase social o el estatus socioeconómico y se considera la intersección entre múltiples identidades, estructuras y procesos sociales que generan desigualdades: las clases sociales, el género, la generación, la edad, la identidad sexual, la raza o etnia, el origen migratorio, la religión, entre otros. Un punto fundamental es la naturaleza entrelazada y mutuamente dependiente —más que analíticamente distintiva y, por tanto, aditiva— entre los sistemas y procesos de opresión y privilegio. Anthias (2008, 2013) define las posiciones sociales como “translocaciones” en el espacio social, destacando la complejidad de las relaciones jerárquicas y su variabilidad en diferentes tiempos y contextos¹. Se define así una suerte de matrix de desigualdades que conforma un sistema de estratificación social en su conjunto (Marecek, 2016).

En definitiva, la interseccionalidad abre una mirada complementaria a los abordajes ya conocidos en el campo de las desigualdades sociales en salud. Por un lado, llama la atención sobre los múltiples ejes de desigualdad que se intersectan y desarrollan mutuamente conformando translocaciones en lugar de posiciones socioeconómicas, géneros u otros determinantes como independientes entre sí: los efectos de estas dimensiones de desigualdad sobre la salud ya no deberían estudiarse únicamente por separado. Por otro lado, combina el desarrollo de modelos de análisis complejos propios de la epidemiología y los determinantes sociales con una atención permanente a su interpretación en el marco de inequidades estructurales que se entrelazan con procesos meso y microsociales. Como plantean diversas autoras (entre ellas Evans, 2019b; Hankivsky y Christoffersen, 2008; McGibbon y McPherson, 2011), dado que el campo de la salud poblacional se está moviendo hacia el análisis interseccional y que las teorías de la causa fundamental y los determinantes sociales de la salud —como otras— parecen adaptables a sus planteamientos, podrían y deberían comenzar a desarrollarse explícitamente en términos interseccionales. La interseccionalidad tiene la potencialidad de complementar y a la vez desafiar a dichos marcos conceptuales conocidos para alcanzar una nueva y más compleja comprensión de las desigualdades en salud —y cómo reducirlas o eliminarlas— (Bauer *et al.*, 2014).

1 En el contexto teórico de la interseccionalidad, el concepto de translocaciones no se relaciona con un cambio de locación (como es la translocación cromosómica) sino que alude a una locación o posición social como un punto de intersección entre ejes de estratificación, y además hace hincapié en su variabilidad sociohistórica y temporal. Para más detalles, ver Anthias (2008, 2013).

Metodología

El artículo se basó en un análisis estadístico a partir de datos secundarios. La fuente de información utilizada fue la ENFR de los años 2005, 2009, 2013 y 2018 llevada a cabo por el Instituto Nacional de Estadística y Censos y el Ministerio de Salud de la Nación Argentina. La ENFR, en sus cuatro ediciones, se basó en un diseño probabilístico multietápico que permite realizar estimaciones para la población que reside en viviendas particulares de aglomerados urbanos de 5.000 habitantes y más de Argentina (Ministerio de Salud y Desarrollo Social de la Nación, 2019). Por tener el mismo universo de análisis y diseño muestral, es posible comparar los resultados de las distintas ediciones de la ENFR. Se encuestaron 41.392 personas en el año 2005, 34.732 en el año 2009, 32.365 en el año 2013 y 29.224 en el año 2018.

En las cuatro ENFR se consultó por la autopercepción de la salud de los/as encuestados/as. Específicamente la pregunta realizada en las cuatro ediciones que se utiliza en este artículo proviene del cuestionario SF-36, que es “un instrumento multipropósito, validado, disponible en español y ampliamente utilizado” (Ministerio de Salud y Desarrollo Social de la Nación, 2019, p. 32). Se utilizó una escala de tipo Likert en la que los/as entrevistados/as debían ubicar una autoevaluación sobre su propia salud general². La misma permite construir un indicador considerado una medición subjetiva de “factores biológicos, mentales, sociales y funcionales de los individuos” (Ocampo, 2010, p. 275). Si bien pueden existir diferencias sistemáticas en la forma en que los distintos grupos sociales interpretan la pregunta (Goddard y Smith, 2001), se ha concluido que es un excelente predictor del estado de salud global, de la morbilidad y la discapacidad, así como de la mortalidad futura (Idler y Benyamini, 1997; Ocampo, 2010). Se destaca la fortaleza del indicador en tanto funciona como predictor de la mortalidad incluso cuando se controla su efecto por medidas objetivas de salud (Mete, 2005). Es por ello que la Organización Mundial de la Salud recomienda utilizar este tipo de medidas con fines comparativos, además que se encuentra presente en la mayoría de las encuestas que indagan sobre temáticas de salud (Sarti y Rodríguez Espinola, 2018) y es considerado como uno de los mejores indicadores a nivel de la salud individual y poblacional (Sargent-Cox, Anstey y Luszcz, 2010).

2 La pregunta del cuestionario dice “En general, ¿usted diría que su salud es?” y las opciones de respuesta son: Excelente, muy buena, buena, regular y mala. Además, en las distintas ENFR se relevaron otros indicadores de autopercepción vinculados con la calidad de vida relacionada con la salud, así como la presencia de enfermedades crónicas diagnosticadas (como diabetes e hipertensión arterial) que, por razones de espacio y alcance de nuestros objetivos, no son abordadas en este artículo. Tanto el cuestionario como las bases de datos de la encuesta son de público acceso y se encuentran disponibles en la página web del Instituto Nacional de Estadística y Censos (2021).

Para facilitar el análisis descriptivo de la variable y para poder incluirla como dependiente dentro del modelo de regresión logística binaria, la dicotomizamos entre autopercepción excelente o muy buena, por un lado, y buena, regular o mala por el otro³. Con esta variable dependiente realizamos en primer lugar un análisis descriptivo con las cuatro ENFR según variables socioeconómicas, demográficas y geográficas disponibles en todas las ediciones: el grupo etario, el sexo, la región de residencia, el nivel educativo y el quintil de ingreso por unidad consumidora del hogar. Esta última variable se calcula como el ingreso total del hogar dividido por la raíz cuadrada de la cantidad de miembros del hogar, y luego se lo agrupa en quintiles (Ministerio de Salud y Desarrollo Social de la Nación, 2019). En la encuesta no se indagó por el sexo al nacer, la identidad de género, ni la orientación sexual de las personas entrevistadas, por lo que optamos por abordar las desigualdades de género mediante la única la variable disponible “sexo”, basada en una clasificación dicotómica (hombre/mujer) que realizaron los/as encuestadores/as y probablemente responde a la expresión de género actual de los/as encuestados/as⁴. Además no pudimos incorporar una variable sobre la clase social del/a encuestado/a debido a que en las ENFR no se consultó sobre las características de la ocupación, el cual es un indicador principal para construir esta variable desde diferentes marcos teóricos (Crompton, 1994). Tampoco pudimos incluir un indicador de pobreza (necesidades básicas insatisfechas) ya que este se encuentra disponible para las ediciones 2005 y 2009, pero no para las de 2013 y 2018. Por último, no incorporamos otras variables frecuentemente utilizadas en los estudios interseccionales, como la orientación sexual o la raza/etnia, debido a que no fueron relevadas en ninguna de las ediciones de la ENFR.

A continuación, para cada una de las cuatro ediciones de la ENFR, realizamos un modelo de regresión logística binaria en el que incorporamos las cinco variables independientes (Modelo 1 en las Tablas 2 y 3). Este modelo permite examinar el efecto neto de cada variable independiente sobre la

3 La variable es una escala con cinco categorías. La decisión de incluir la categoría intermedia (buena) junto con las categorías mala y muy mala y no junto con la categoría muy buena y excelente obedece a que las categorías mala y muy mala juntas tienen pocos casos (en las ENFR 2005 y 2009 tienen menos del 20%, mientras que en las ENFR 2013 y 2018, apenas por encima).

4 Al analizar las desigualdades de género basándonos en la variable sexo asumimos un sistema de sexo/género, que mediante múltiples instituciones sociales contribuye a dicotomizar las diferencias sexuales, asociarlas a una división sexual del trabajo, la heteronormatividad, jerarquías de género, etc. Debido a la alta correlación que muestran resultados de encuestas recientes realizadas en Argentina entre las variables identidad de género y sexo, ello “supone un problema teórico, pero no estadístico” (Dalle, Jorrat y Riveiro, 2018, p. 161). Es por ello que siguiendo a Dalle et al. (2018, p. 161) entendemos que los análisis basados en la variable sexo “son útiles para dar cuenta de los trazos gruesos de las desigualdades de género” (véase también Riveiro, 2016).

dependiente, una vez controlado el efecto de las otras. A este tipo de modelo se lo denomina de efectos principales, y no calcula si las desigualdades generadas por cada variable independiente varían en las distintas categorías de las restantes variables; es decir, considera a las desigualdades únicamente de forma aditiva (Bauer, 2014; Bauer *et al.*, 2014; Bowleg y Bauer, 2016; Jaccard, 2001). Las desventajas de ser mujer, de bajos ingresos y de bajo nivel educativo, las modela por separado una vez controlado el efecto neto de las otras. De esta forma, no permite analizar si existen efectos multiplicativos o entrelazados entre las variables. Por ejemplo, si las diferencias de género se mantienen constantes según el nivel educativo, el ingreso per cápita del hogar y el grupo etario, o por el contrario varían y se tornan más intensas para algunos grupos y más débiles (o inexistentes) para otros.

Debido a lo anterior, y en línea con la perspectiva teórica desarrollada sobre la interseccionalidad, para cada ENFR realizamos tres modelos (Modelos 2, 3 y 4) en los que además de las variables presentes en el Modelo 1 incorporamos interacciones entre el género y el ingreso por unidad consumidora del hogar (Modelo 2), entre el género y el nivel educativo (Modelo 3) y entre el género y el grupo etario (Modelo 4). Estos modelos permiten analizar si las desigualdades generadas por una variable se mantienen constantes (o no) a través de las categorías de otras variables (lo que en los modelos aditivos se da por supuesto) (Bauer *et al.*, 2014; Jaccard, 2001). Es decir, permite analizar si existen efectos multiplicativos, además de los aditivos, entre las variables.

Al incorporar una interacción de dos variables categóricas en una regresión logística binaria se deben observar dos efectos. Por un lado, debemos atender a los términos de la interacción de las variables que nos indican si los efectos de una variable independiente sobre la dependiente se mantienen constantes, aumentan o disminuyen en las distintas categorías de la otra variable independiente (Ballesteros, 2018; Jaccard, 2001). Por ejemplo, en los Modelos 4 (Tablas 2, 3, 4 y 5 debajo de los efectos principales) los términos de la interacción nos muestran si las desigualdades de género en los distintos grupos etarios son mayores o menores que entre quienes tienen 65 años y más (categoría de referencia). Los términos de la interacción muestran una razón de una chance relativa (una ratio de un *odds ratio*), donde en el denominador se encuentran las chances relativas de tener una autopercepción de la salud excelente o muy buena según el género, pero solo para aquellos individuos que tienen 65 años y más, mientras que en el numerador se encuentran las chances relativas por género del resto de los grupos etarios. A continuación, presentamos la ecuación para el término de interacción entre género y el grupo etario de 18 a 24 años:

$$\text{Término 18 a 24 y hombre} = \frac{\left(\frac{\text{Odds autopercepción de salud en hombres}}{\text{Odds autopercepción de salud en mujeres}} \right)^{\text{en grupo 18 a 24 años}}}{\left(\frac{\text{Odds autopercepción de salud en hombres}}{\text{Odds autopercepción de salud en mujeres}} \right)^{\text{en grupo 65 años y más}}}$$

Donde

Término de 18 a 24 y hombre = Coeficiente Exp (B) en regresión logística binaria de la interacción entre género (mujer referencia) y el grupo etario de 18 a 24 años (65 años y más referencia)

$$\text{Odds autopercepción de salud} = \frac{\text{Probabilidad de autopercepción del estado de salud excelente o muy buen}}{\text{Probabilidad autopercepción del estado de salud buena, regular o mala}}$$

Si el resultado de la interacción es mayor a 1, y esta diferencia es estadísticamente significativa, implica que las desigualdades de género en la autopercepción de la salud de los jóvenes (18 a 24 años) son mayores que entre la población adulta mayor (65 años y más). Por el contrario, si el resultado es menor a 1, y estadísticamente significativo, implica que las desigualdades de género son menores entre los jóvenes que entre los adultos mayores.

Por otro lado, debemos observar lo que sucede con las dos variables que son parte de la interacción. A partir de la incorporación de la interacción de dos variables categóricas, el modelo muestra el efecto de cada una para la categoría de referencia de la otra variable (Ballesteros, 2018; Jaccard, 2001). Por ejemplo, en el Modelo 4, para sexo se muestra solamente el efecto de esta variable entre quienes tienen 65 años y más (categoría de referencia de la variable grupo etario), mientras que en el Modelo 1 que no tiene interacciones se muestra el efecto del género para todos los grupos etarios. A su vez, en el Modelo 4 en la variable grupo etario se ve su efecto solo para las mujeres (categoría de referencia en la variable sexo).

Para finalizar la sección, destacamos que al analizar las cuatro ediciones de la ENFR (2005, 2009, 2013 y 2018), no nos proponemos mostrar la evolución de las desigualdades en el tiempo —un análisis de corte longitudinal—, sino observar si el patrón de la interseccionalidad en las desigualdades en la salud autopercebida existe y se mantiene a través de ellas. Por el modelo de análisis utilizado, no se deberían comparar los valores de las chances relativas de las regresiones logísticas binarias de los distintos años (Mood, 2010).

Resultados

En la Tabla 1 se observa que en todas las ENFR existen diferencias en la autopercepción del estado de salud según quintiles de ingreso por unidad consumidora del hogar, nivel educativo, región de residencia, género y grupo etario. En todas las encuestas es mayor el porcentaje de personas que tienen una autopercepción de su salud muy buena o excelente entre quienes tienen estudios superiores, pertenecen a hogares de mayores ingresos, residen en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires (CABA), pertenecen a los grupos etarios más jóvenes (18 a 24 años y 25 a 34 años) y son hombres. En cambio, entre quienes residen en los hogares de menores ingresos, tienen menores niveles educativos, quienes residen en el conurbano bonaerense, el Noreste y el Noroeste, las mujeres y los adultos mayores (65 años y más)⁵ se observan menores niveles de población con una autopercepción muy buena o excelente.

En las Tablas 2 y 3 se puede observar que para cada ENFR realizamos cuatro modelos de regresión, como detallamos previamente en la sección sobre Metodología. En el Modelo 1 de las cuatro Tablas se observa el efecto neto de cada variable. Estos datos coinciden con los resultados del análisis bivariado (Tabla 1) y, además, nos permiten confirmar que cada una de las variables independientes continúa teniendo un efecto sobre el estado de salud autopercebido una vez controlado el efecto del resto de las variables. Por ejemplo, que la mejor autopercepción de quienes tienen mayores niveles educativos no se debe solamente a que también son quienes tienen mayores ingresos. Para todas las encuestas, quienes pertenecen a hogares del 5to quintil tienen una mejor autopercepción que quienes residen en hogares del resto de los quintiles. Quienes tienen un nivel educativo superior completo también tienen mayores chances de tener una autopercepción muy buena o excelente en comparación con quienes tienen menores niveles educativos. Por su parte, en todos los años quienes residen en CABA tienen mayores posibilidades de tener dicha autopercepción de su salud que quienes residen en el conurbano bonaerense, en el Noreste y en el Noroeste. Además, en algunos años también hay diferencias significativas con quienes residen en Cuyo (2018 y 2005), en la región Patagónica (2018, 2013 y 2005). En

5 Los peores niveles de autopercepción de la salud asociados al proceso de envejecimiento están relacionados con un deterioro biológico y también con la pérdida de autonomía para las actividades de la vida diaria, en parte debido a que "las condiciones sociales, la carencia de servicios y las ideas del modelo médico tradicional son las que restan oportunidades para que el anciano se mantenga activo y autónomo" (Garc, 2013, pp. 70-71).

cambio, con la región Pampeana la única diferencia significativa se da en 2009 cuando quienes residían en esta tenían mayores chances de tener una autopercepción muy buena o excelente que quienes vivían en CABA. Por último, para todos los años los adultos mayores (65 años y más) tienen menores chances de tener una autopercepción positiva que el resto de los grupos etarios, mientras que las mujeres tienen menores chances que los hombres.

Tabla 1. Autopercepción de la salud excelente o muy buena según características socioeconómicas, demográficas y geográficas: población residente en zonas urbanas de 5.000 habitantes y más de Argentina en los años 2005, 2009, 2013 y 2018 (datos en porcentajes)

	Autopercepción del estado de salud muy bueno o excelente			
	2005	2009	2013	2018
Quintiles de ingreso del hogar por unidad consumidora				
1er quintil	22,3	24,8	28,5	28,0
2do quintil	25,1	32,1	31,2	30,9
3er quintil	34,3	37,3	36,8	34,6
4to quintil	39,5	41,9	38,6	39,5
5to quintil	52,1	55,1	45,2	51,2
Nivel educativo				
Hasta primario incompleto	14,5	17,7	16,7	19,4
Primario completo-secundario incompleto	25,8	27,9	27,0	25,7
Secundario completo-superior incompleto	46,8	47,9	43,3	43,5
Superior completo y más	54,9	57,3	52,6	51,5
Región				
Ciudad Autónoma de Buenos Aires	46,9	46,2	46,1	50,6
Conurbano bonaerense	29,0	32,7	30,0	29,4
Pampeana	37,4	43,6	40,6	43,1
Noroeste	27,5	30,6	31,5	30,5
Noreste	31,8	30,3	28,7	35,6
Cuyo	39,7	38,1	39,7	37,4
Patagónica	33,7	39,1	35,5	36,0
Sexo				
Hombre	37,4	41,5	38,5	39,0
Mujer	32,0	35,1	33,6	34,8
Grupo etario				
18 a 24 años	52,3	55,2	53,1	50,3
25 a 34 años	42,8	51,2	46,8	47,4
35 a 49 años	35,7	40,0	36,7	36,8
50 a 64 años	24,0	24,7	23,2	26,6
65 años y más	14,8	16,0	16,6	22,4
Total	34,6	38,1	35,9	36,8

Fuente: Elaboración propia en base a la ENFR de los años 2005, 2009, 2013 y 2018.

Tabla 2. Regresión logística: razones de probabilidad de factores que inciden en tener una autopercepción de la salud excelente o muy buena, población residente en zonas urbanas de 5.000 habitantes y más de Argentina en los años 2005 y 2009

Año	2005				2009			
Modelo	1	2	3	4	1	2	3	4
Quintiles de ingreso del hogar por unidad consumidora (5to referencia)	-	-	-	-	-	-	-	-
1er quintil	0,35**	0,32**	0,35**	0,35**	0,36**	0,32**	0,36**	0,36**
2do quintil	0,43**	0,35**	0,42**	0,42**	0,50**	0,47**	0,50**	0,50**
3er quintil	0,63**	0,63**	0,62**	0,63**	0,61**	0,58**	0,60**	0,61**
4to quintil	0,72**	0,64**	0,64**	0,72**	0,71**	0,66**	0,70**	0,71**
Nivel educativo (superior completo referencia)	-	-	-	-	-	-	-	-
Primario incompleto	0,32**	0,32**	0,27**	0,31**	0,35**	0,35**	0,29**	0,34**
Primario completo-secundario incompleto	0,39**	0,39**	0,33**	0,39**	0,37**	0,37**	0,33**	0,37**
Secundario completo-superior incompleto	0,64**	0,64**	0,62**	0,64**	0,62**	0,63**	0,52**	0,62**
Región (Ciudad Autónoma de Buenos Aires referencia)	-	-	-	-	-	-	-	-
Conurbano bonaerense	0,72**	0,73**	0,73**	0,72**	0,82**	0,82**	0,82**	0,82**
Pampeana	0,97+	0,97+	0,96+	0,97+	1,33**	1,33**	1,33**	1,33**
Noroeste	0,63**	0,64**	0,63**	0,64**	0,76**	0,76**	0,76**	0,76**
Noreste	0,88*	0,88*	0,88*	0,89*	0,77**	0,77**	0,77**	0,77**
Cuyo	1,14*	1,14*	1,14*	1,14*	1,07+	1,07+	1,07+	1,07+
Patagónica	0,72**	0,73**	0,72**	0,72**	0,92+	0,92+	0,92+	0,92+
Sexo (mujer referencia)	1,24**	1,08+	0,99+	1,06+	1,34**	1,20**	0,95+	1,08+
Grupo etario (65 años y más referencia)	-	-	-	-	-	-	-	-
18 a 24 años	7,17**	7,16**	7,06**	5,84**	7,17**	7,17**	7,13**	6,29**
25 a 34 años	4,21**	4,22**	4,16**	4,21**	5,15**	5,16**	5,12**	4,51**
35 a 49 años	2,92**	2,92**	2,88**	2,76**	3,28**	3,27**	3,25**	2,88**
50 a 64 años	1,64**	1,64**	1,62**	1,47**	1,54**	1,54**	1,52**	1,47**
Interacción ingreso por unidad consumidora y sexo (5to quintil y mujer ref.)	N/C	-	N/C	N/C	N/C	-	N/C	N/C
1er quintil y hombre	N/C	1,48**	N/C	N/C	N/C	1,27**	N/C	-
2do quintil y hombre	N/C	1,01+	N/C	N/C	N/C	1,13+	N/C	N/C
3er quintil y hombre	N/C	1,25**	N/C	N/C	N/C	1,08+	N/C	N/C
4to quintil y hombre	N/C	1,11+	N/C	N/C	N/C	1,15+	N/C	N/C

(continúa)

Tabla 2 (continuación)

Año	2005				2009			
Modelo	1	2	3	4	1	2	3	4
Interacción nivel educativo y sexo (superior completo y mujer referencia)	N/C	N/C	-	N/C	N/C	N/C	-	N/C
Hasta primario incompleto y mujer	N/C	N/C	1,41**	N/C	N/C	N/C	1,57**	N/C
Primario completo-secundario incompleto y hombre	N/C	N/C	1,49**	N/C	N/C	N/C	1,42**	N/C
Secundario completo-superior incompleto y hombre	N/C	N/C	1,10+	N/C	N/C	N/C	1,55**	N/C
Interacción edad y sexo (65 años y más y mujer referencia)	N/C	N/C	N/C	N/C	N/C	N/C	N/C	-
18 a 24 años y hombre	N/C	N/C	N/C	1,49**	N/C	N/C	N/C	1,32**
25 a 34 años y hombre	N/C	N/C	N/C	0,99+	N/C	N/C	N/C	1,31*
35 a 49 años y hombre	N/C	N/C	N/C	1,12+	N/C	N/C	N/C	1,31**
50 a 65 años y hombre	N/C	N/C	N/C	1,25*	N/C	N/C	N/C	1,10+
Constante	0,61	0,66	0,68	0,6	0,54	0,57	0,62	0,60
Pseudo R2 de Nagelkerke	0,213	0,214	0,215	0,214	0,223	0,224	0,224	0,224

Notas: 0 = Autopercepción muy mala, mala o buena; 1 = Autopercepción muy buena o excelente.

** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; + $p < 0,05$; N/C: no considerada.

Fuente: Elaboración propia en base a la ENFR 2005 y 2009.

Tabla 3. Regresión logística: razones de probabilidad de factores que inciden en tener una autopercepción de la salud excelente o muy buena, población residente en zonas urbanas de 5.000 habitantes y más de Argentina en los años 2013 y 2018

Año	2013				2018			
Modelo	1	2	3	4	1	2	3	4
Quintiles de Ingreso del hogar por unidad consumidora (5to referencia)	-	-	-	-	-	-	-	-
1er quintil	0,48**	0,41**	0,48**	0,48**	0,47**	0,40**	0,47**	0,47**
2do quintil	0,57**	0,58**	0,57**	0,57**	0,56**	0,53**	0,56**	0,56**
3er quintil	0,70**	0,71**	0,70**	0,70**	0,65**	0,59**	0,65**	0,65**
4to quintil	0,78**	0,77**	0,77**	0,77**	0,72**	0,68**	0,71**	0,71**
Nivel educativo (superior completo referencia)	-	-	-	-	-	-	-	-
Primario incompleto	0,32**	0,32**	0,28**	0,32**	0,39**	0,39**	0,32**	0,39**
Primario completo-secundario incompleto	0,38**	0,38**	0,35**	0,38**	0,40**	0,40**	0,36**	0,40**
Secundario completo-superior incompleto	0,59**	0,60**	0,57**	0,59**	0,67**	0,68**	0,66**	0,68**

(continúa)

Tabla 3 (continuación)

Año	2013				2018			
Modelo	1	2	3	4	1	2	3	4
Región (Ciudad Autónoma de Buenos Aires referencia)	-	-	-	-	-	-	-	-
Conurbano bonaerense	0,61**	0,62**	0,61**	0,61**	0,57**	0,58**	0,57**	0,58**
Pampeana	1,03+	1,03+	1,03+	1,03+	1,06+	1,06+	1,06+	1,06+
Noroeste	0,68**	0,68**	0,68**	0,68**	0,63**	0,63**	0,63**	0,63**
Noreste	0,59**	0,59**	0,59**	0,59**	0,80**	0,80**	0,80**	0,80**
Cuyo	0,97+	0,97+	0,96+	0,97+	0,83**	0,83**	0,83**	0,82**
Patagónica	0,69**	0,69**	0,68**	0,69**	0,70**	0,70**	0,70**	0,70**
Sexo (mujer referencia)	1,24**	1,19**	1,11	0,98+	1,26**	1,10+	1,11+	1,11+
Grupo etario (65 años y más referencia)	-	-	-	-	-	-	-	-
18 a 24 años	6,67**	6,67**	6,62**	6,00**	3,98**	3,98**	3,95**	3,34**
25 a 34 años	4,24**	4,24**	4,21**	3,81**	3,03**	3,03**	3,02**	2,93**
35 a 49 años	2,70**	2,70**	2,68**	2,32**	1,86**	1,86**	1,85**	1,81**
50 a 64 años	1,38**	1,37**	1,37**	1,24**	1,17**	1,17**	1,16**	1,01+
Interacción ingreso por unidad consumidora y sexo (5to quintil y mujer ref.)	N/C	-	N/C	N/C	N/C	-	N/C	-
1er quintil y hombre	N/C	1,37**	N/C	N/C	N/C	1,38**	N/C	N/C
2do quintil y hombre	N/C	0,93+	N/C	N/C	N/C	1,11+	N/C	N/C
3er quintil y hombre	N/C	0,97+	N/C	N/C	N/C	1,22*	N/C	N/C
4to quintil y hombre	N/C	0,99+	N/C	N/C	N/C	1,09+	N/C	N/C
Interacción nivel educativo y sexo (superior completo y mujer referencia)	N/C	N/C	-	N/C	N/C	N/C	-	N/C
Hasta primario incompleto y mujer	N/C	N/C	1,36**	N/C	N/C	N/C	1,46**	N/C
Primario completo-secundario incompleto y hombre	N/C	N/C	1,19*	N/C	N/C	N/C	1,30**	N/C
Secundario completo-superior incompleto y hombre	N/C	N/C	1,09+	N/C	N/C	N/C	1,06+	N/C
Interacción edad y sexo (65 años y más y mujer referencia)	N/C	N/C	N/C	-	N/C	N/C	N/C	-
18 a 24 años y hombre	N/C	N/C	N/C	1,29**	N/C	N/C	N/C	1,43**
25 a 34 años y hombre	N/C	N/C	N/C	1,29**	N/C	N/C	N/C	1,07+
35 a 49 años y hombre	N/C	N/C	N/C	1,40**	N/C	N/C	N/C	1,06+
50 a 65 años y hombre	N/C	N/C	N/C	1,27*	N/C	N/C	N/C	1,12+
Constante	0,64	0,65	0,67	0,71	0,85	0,91	0,90	0,90
Pseudo R2 de Nagelkerke	0,188	0,189	0,188	0,188	0,156	0,157	0,157	0,157

Notas: 0 = Autopercepción muy mala, mala o buena; 1 = Autopercepción muy buena o excelente.

** $p < 0,01$; * $p < 0,05$; + $p < 0,05$; N/C: no considerada.

Fuente: Elaboración propia en base a la ENFR 2013 y 2018.

Ahora bien, en los Modelos 2, 3 y 4 de cada ENFR incorporamos interacciones al interior de las regresiones logísticas binarias permitiendo analizar si el género, además de tener un efecto neto sobre el estado autopercebido de salud, se encuentra entrelazado con otros procesos causales y varía según el ingreso per cápita por unidad consumidora (Modelo 2), el nivel educativo (Modelo 3) y el grupo etario (Modelo 4). Comenzando con los términos de la interacción del Modelo 2, observamos que para todos los años hay mayores desigualdades de género en la autopercepción de salud entre quienes residen en hogares del primer quintil que quienes residen en hogares del 5to quintil de ingresos. Centrándonos en la variable sexo —que al incorporar la interacción está mostrando las desigualdades de género solamente en la categoría de referencia de la otra variable que es parte de la interacción (en este caso, el 5to quintil de ingresos)—, observamos que en todos los años las diferencias de género se reducen a mayores ingresos (Modelo 2) en comparación con toda la población (Modelo 1). Además, en los años 2005 (Tabla 2) y 2018 (Tabla 3) no hay diferencias de género estadísticamente significativas en los hogares del 5to quintil.

En el Modelo 3 de las distintas regresiones se analiza la interacción del sexo con el nivel educativo. Vemos en todos los años que las desigualdades de género son significativamente más importantes entre quienes tienen hasta nivel primario incompleto y entre quienes tienen primario completo o secundario incompleto que entre quienes tienen estudios superiores completos. En 2009 (Tabla 2) se registran mayores diferencias de género entre quienes tienen secundario completo o superior incompleto en comparación con quienes tienen superior completo, mientras que para el resto de los años (Tablas 2 y 3) estas diferencias no son estadísticamente significativas. Además, para todos los años las diferencias de género entre quienes tienen estudios superiores completos no son estadísticamente significativas.

También se observa en los términos de la interacción del Modelo 4 que en todos los años hay mayores desigualdades de género en la autopercepción de la salud del grupo de población más joven (18 a 24 años) en contraste con el grupo de mayor edad (65 años y más). Las diferencias de género tomando como referencia a este último grupo también son mayores entre quienes tienen entre 25 y 34 años en dos de las encuestas (2009 y 2013, Tablas 2 y 3). Por su parte, las desigualdades de género en la autopercepción del estado de salud dejan de ser estadísticamente significativas en la población de 65 años y más en los cuatro años que se realizó la ENFR.

Por último, destacamos que en los Modelos 2, 3 y 4 de todas las ENFR, la incorporación de los términos de interacción aporta poco a la bondad de ajuste del modelo. Ello puede observarse si se comparan los valores del Pseudo R cuadrado de estos modelos con los valores del Modelo 1 en todos los años. Es decir, la incorporación de las interacciones permite precisar las formas en que se intersectan las variables para generar desigualdades y describir más detalladamente la complejidad de las inequidades en el estado de salud autopercebido de la población, pero esto no aumenta la capacidad del modelo para dar cuenta de la variación en la autopercepción del estado de salud.

Discusión

Existe una gran cantidad de antecedentes que analizaron la autopercepción del estado de salud en Argentina según distintas variables independientes, utilizando diferentes modelos estadísticos que en su gran mayoría, siguiendo a Bauer *et al.* (2014), modelan a la desigualdad social de forma aditiva. Estos incluyen la utilización de análisis descriptivos bivariados y trivariados (Acosta *et al.*, 2015; Adaszko, 2011; Ministerio de Salud de la Nación, 2006, 2011, 2015; Ministerio de Salud y Desarrollo Social de la Nación, 2019; Observatorio de la Deuda Social Argentina, 2015; Rodríguez Espínola y Filgueira, 2018), regresiones logísticas binarias (Ballesteros, 2014; De Maio, 2007; Jorrat, Fernández y Marconi, 2008; Ministerio de Salud de la Nación, 2012; Sarti y Rodríguez Espínola, 2018) y la técnica de árbol de decisiones (Pelaez, Débora Acosta y Delia Carrizo, 2015). Algunos trabajos también han analizado la autopercepción de salud a partir de estudios ecológicos (De Maio, 2007, 2010; De Maio *et al.*, 2012) y combinando variables a nivel individual y colectivo en regresiones multinivel (Alazraqui *et al.* 2009). Unos pocos estudios recurrieron a modelos multiplicativos (Bauer *et al.*, 2014), considerando al género como una variable central del análisis. Estos han utilizado cuadros descriptivos trivariados donde el género es la variable de control (López, Findling y Abramzón, 2006), regresiones logísticas diferenciales para hombres y mujeres (Krause y Ballesteros, 2018) y la inclusión de términos de interacción entre variables al interior de las regresiones logísticas binarias (Ballesteros y Krause, 2020). Nuestro estudio es un aporte en esta línea de trabajo poco explorada, donde avanzamos en analizar si existe un efecto diferencial en la combinatoria de las distintas posiciones de los sujetos.

Comenzamos analizando los datos con modelos aditivos de forma bivariada (Tabla 1) y multivariada (Modelo 1 de las Tablas 2 y 3). Estos resultados coinciden con los antecedentes de Argentina en tanto que las mujeres, la

población adulta mayor y quienes se encuentran en las peores posiciones de la estructura social (ya sea por su clase social, nivel educativo o de ingresos) tienen una peor autopercepción del estado de salud. Sin embargo, dichos modelos de análisis no permiten estimar los posibles efectos diferenciales de una variable independiente según distintas categorías de otras variables independientes, es decir cómo interactúan dichas variables por ejemplo en los estados de salud autopercebidos de las mujeres adultas mayores. Debido a lo anterior, y en línea con la perspectiva teórica desarrollada sobre la interseccionalidad, para cada ENFR realizamos tres modelos (Modelos 2, 3 y 4) en los que además de las variables presentes en el Modelo 1 incorporamos interacciones entre el género y el ingreso por unidad consumidora del hogar (Modelo 2), entre el género y el nivel educativo (Modelo 3) y entre el género y el grupo etario (Modelo 4). Estos modelos permiten analizar si las desigualdades generadas por una variable se mantienen constantes (o no) a través de las categorías de otras variables (lo que en los modelos aditivos se da por supuesto) (Bauer *et al.*, 2014; Jaccard, 2001). Es decir, permite analizar si existen efectos multiplicativos, además de los aditivos, entre las variables.

Por su parte, al utilizar modelos que incorporan efectos multiplicativos y avanzar en el análisis sobre el efecto diferencial en la combinatoria de las distintas posiciones de los sujetos, los resultados muestran que en todos los años que se hizo la ENFR se repite el patrón de que las desigualdades en la autopercepción de la salud son interseccionales. Lo anterior se observa en los Modelos 2, 3 y 4 de las regresiones logísticas binarias que incorporan interacciones. En todas las ENFR es significativa la interacción del género con el ingreso por unidad consumidora del hogar, así como con el nivel educativo y el grupo etario del/a encuestado/a. Las desigualdades de género son significativamente más importantes entre quienes residen en hogares con menores recursos económicos, entre las personas con menores niveles educativos y más jóvenes, en comparación con quienes residen en los hogares con mayores recursos, las personas de mayores niveles educativos y adultos mayores. Además, en todas las ENFR las diferencias de género dejan de ser significativas entre quienes tienen estudios superiores completos y pertenecen al grupo etario de 65 años y más.

Con relación a la población adulta mayor se destaca que si bien es más frecuente que las mujeres padezcan una mayor carga de morbilidad y vivan más años con condiciones incapacitantes y enfermedades crónicas, es más frecuente que los hombres padezcan problemas de salud que implican un mayor riesgo vital (Moreno, Huerta y Albala, 2014). Es por ello que hombres y mujeres adultos mayores podrían estar reportando similares estados de salud

autopercebidos, aunque por diferentes factores. Por su parte, las diferencias de género al interior del quintil de mayores ingresos también dejan de ser significativas en las ENFR de 2018 y 2005, mientras que en las ENFR de 2013 y 2009 disminuyen en comparación con la población total, pero continúan siendo significativas. Ello podría deberse al mayor empoderamiento y autonomía —especialmente económica y financiera— alcanzados por las mujeres del 5to quintil, que les permitirían contrarrestar los efectos negativos de ser mujeres en una sociedad patriarcal que les otorga un lugar subordinado tanto en términos de estatus y relaciones de poder como en el mercado laboral, retribuciones y condiciones de vida en general.

Estos resultados respaldan la importancia de trabajar con la perspectiva teórica de la interseccionalidad y consecuentemente de utilizar modelos estadísticos que analicen los efectos multiplicativos de las variables. Destacamos que las mayores desigualdades de género en la población de menores recursos (no solo económicos) coinciden con los resultados de un estudio previo en el que utilizamos otra fuente de datos y un modelo estadístico diferente (regresiones logísticas diferenciales para hombres y mujeres) (Krause y Ballesteros, 2018).

Resulta interesante recordar que la teoría de la interseccionalidad fue conocida inicialmente por la expresión de “doble o triple vulnerabilidad”, visibilizando la acumulación de desventajas que recae sobre algunas posiciones sociales. Pero, superando dicha visión aditiva y condenatoria, la interseccionalidad habilita a pensar cómo múltiples ejes de desigualdad conforman también posiciones contradictorias; cómo exacerban —más que acumulan— y cómo también mitigan sus efectos entre sí. Así, posiciones de opresión en un sistema pueden compensarse con posiciones de privilegio sobre otro, ya que no son procesos independientes. Inferimos que por esta razón las diferencias de género tienden a desaparecer entre quienes tienen mayores niveles educativos y residen en hogares con más altos ingresos. Ello no necesariamente quiere decir que no existan las desigualdades de género en esos hogares, sino que las mujeres podrían contrarrestar las desventajas de género con los recursos propios y económicos del hogar que resultaran valiosos para su salud.

En relación con los efectos interseccionales del género y la edad sobre el estado de salud autopercebido podría estar ocurriendo un fenómeno similar. Mientras que el género masculino constituye una posición de privilegio en edad económicamente activa —porque, en comparación con las mujeres, implica mejores condiciones ocupacionales y remuneraciones, menor carga doméstica y de cuidado, mayores posibilidades de realizar actividad

física, etc.— en edad jubilatoria el género masculino deja de tener tal efecto mitigante frente a los problemas de salud. En esta línea, hay antecedentes que muestran que las desigualdades de género en la práctica de actividad física recreativa o para cuidar la salud aumentan entre la población joven y desaparecen entre la población de adultos mayores (Ballesteros y Krause, 2020). Simultáneamente, mientras que la mayoría de las mujeres en edad reproductiva carga con una doble o triple jornada laboral (ocupacional, de cuidados y doméstica) en detrimento de su salud, a edad más avanzada la ausencia o reducción de personas a cargo reduce el tiempo promedio dedicado al cuidado y al trabajo doméstico familiar (Batthyány, 2010), lo que podría mitigar los efectos negativos del género sobre su salud.

Conclusiones

La incorporación de la interseccionalidad a la investigación cuantitativa en salud plantea numerosos desafíos. Según Agénor (2020), su completa implementación resulta muchas veces imposible, por diversas cuestiones: presupuestarias, de tiempo, de datos, de experiencia y destrezas técnicas, etc. En esos casos, plantea la autora, los/as investigadores/as deberían ser honestos/as acerca de lo que sí o no lograron, promoviendo la reflexividad y la transparencia en el campo de los estudios interseccionales cuantitativos en salud. Siguiendo dicha recomendación, en nuestro caso nos gustaría explicitar algunos logros y también limitaciones.

En primer lugar, se trata de un estudio cuantitativo basado en el análisis de datos secundarios que no fueron diseñados desde una perspectiva interseccional. Tal es así, que no contamos con una variable tan compleja y fundamental para los estudios de desigualdad social como es la posición de clase social. En cambio, utilizamos como *proxies* las variables disponibles de nivel de ingresos por unidad consumidora y nivel educativo del/a encuestado/a, cuyo poder explicativo a nivel teórico sobre los resultados es más endeble desde nuestra perspectiva teórica. Además, los/as encuestadores/as clasificaron el sexo de los/as encuestados/as de forma dicotómica y no se preguntó por la identidad de género de las personas, por lo que analizamos los datos asumiendo un sistema de sexo/género, aun sabiendo los problemas teórico-metodológicos que esto puede acarrear en términos de colapsar dos conceptos diferenciados y confiar en la clasificación del sexo como algo obvio para los/as encuestadores/as, entre otros (Westbrook y Saperstein, 2015). Es decir, aunque las encuestas analizadas relevaban el sexo de los/as entrevistados/as, utilizamos el concepto de desigualdades

de género porque interpretamos que estas no se explican por características biológicamente determinadas, sino que son el resultado de procesos sociales y culturales que varían en el tiempo y el espacio (Abad *et al.*, 2019).

En este sentido, destacamos que si las grandes encuestas continúan indagando únicamente por el sexo de forma esencializada y dicotomizada, e ignorando las diversidades de sexo y género, así como la importancia de relevar correctamente diferentes conceptos, los resultados de las mismas persistirán desconectados de los desarrollos actuales de la teoría social, pero más importante aún, de los sentimientos de las personas y de la realidad social (Westbrook y Saperstein, 2015). Además, tampoco pudimos incorporar al análisis otras variables frecuentemente utilizadas en los estudios interseccionales, como la orientación sexual o la raza/etnia, debido a su inexistencia en las fuentes secundarias utilizadas.

En segundo lugar, en el artículo describimos las desigualdades en el estado de salud autopercebido por la población argentina a lo largo de trece años y a través de múltiples categorías que representan posiciones sociales. Abordamos su interrelación mediante la incorporación de términos de interacción entre variables al interior de los modelos de regresión logística binaria. Estos resultados mostraron desigualdades persistentes en el tiempo y consistentes con una interacción entre las categorías sociales de género y nivel de ingresos, género y nivel educativo y género y grupo etario, los cuales afectan el estado de salud autopercebido de la población argentina —y probablemente su salud—. Al igual que los resultados presentados por Veenstra (2011) para la población canadiense, nuestro análisis muestra al menos un efecto interseccional estadísticamente significativo para cada eje de desigualdad aquí analizado, aunque la incorporación de los términos de interacción en las regresiones no aporte demasiado en términos de la variabilidad en el estado de salud autopercebido de la que dan cuenta estos modelos.

En tercer lugar, la interpretación de los datos se basó en antecedentes que nos permiten enmarcar las categorías analizadas en relaciones estructurales de explotación y dominación, así como en las posibles experiencias vividas en cada una de las posiciones sociales. Evitamos así una descripción atórica de los datos y buscamos llevar adelante un estudio interseccional descriptivo (Bauer y Scheim, 2019), considerando el contexto y procesos sociales más allá de las categorías efectivamente incluidas en los modelos de regresiones: las ventajas o desventajas que esas posiciones confieren, las identidades sociales asociadas, las condiciones familiares, laborales, económicas a las que exponen y sus consecuencias a corto, mediano y largo plazo sobre la salud (Evans, 2019b).

Nuestro análisis, además, podría tener implicancias en términos de justicia social a través de políticas públicas pensadas desde la interseccionalidad y a quiénes afectarían según sus efectos interseccionales sobre múltiples locaciones sociales y experiencias vividas. Por ejemplo, si interpretamos la interacción entre el sexo y la edad como resultado de la interseccionalidad e inseparabilidad entre el ciclo de vida familiar y las condiciones de inserción en el mercado laboral —y sus consecuencias sobre el estado de salud autopercibido—, las políticas públicas para minimizar los efectos de la doble o triple jornada laboral sobre la salud de las mujeres no solo deberían pensarse en el trabajo —como mayores licencias, regímenes de jornadas parciales o flexibles, etc.— sino, y sobre todo, políticas que afecten específicamente a las mujeres que, según estos datos, se ven mayormente perjudicadas: las de menores recursos económicos y educativos, quienes podemos inferir que trabajan en mayor proporción de manera informal y precaria y no se verían beneficiadas por los mismos derechos que las trabajadoras registradas y estables. Un sistema público de cuidados de niños/as y adultos/as mayores, un mayor acceso a la educación inicial pública o un aumento de la oferta de jornadas completas en instituciones educativas, por ejemplo, serían medidas que podríamos pensar como beneficiosas para las mujeres con mayor carga laboral (ocupacional, doméstica y de cuidados) y peores estados de salud.

Por último, nuestro estudio se limita a analizar la interacción del sexo con otras variables —ingresos del hogar, nivel educativo y grupo etario— y no exploramos otras interacciones teóricamente pertinentes como pueden ser entre el grupo etario y el nivel educativo o el grupo etario y el nivel de ingresos del hogar. Tampoco examinamos las posibles triples interacciones entre variables, como por ejemplo entre género, grupo etario y nivel educativo o de ingresos. Entendemos que el trabajo realizado aquí es un primer paso para continuar avanzando en el análisis interseccional sobre la autopercepción del estado de salud en futuros trabajos. El estudio de las interacciones no abordadas aquí podría ser un camino para ello.

Agradecimientos

El trabajo contó con el financiamiento del Proyecto PICT (2019-03036) “Desigualdades sociales en los patrones de actividad física y alimentación de la población adulta y los hogares urbanos de Argentina, 2014-2018” dirigido por Matías S. Ballesteros y del Proyecto PRII R20-42 “Fenomenología e interseccionalidad: desafíos teórico-metodológicos para abordar las desigualdades sociales” dirigido por Mercedes Krause.

Referencias bibliográficas

- Abad, F., Ramírez, R., Fernandes, S. y Ramirez, R. (2019). Importancia del sexo/género y su distinción en la investigación biomédica. *Hacia la Promoción de la Salud*, 24(2), 11-13. <https://doi.org/10.17151/hpsal.2019.24.2.2>
- Acosta, L. D., Carrizo, E. D., Peláez, E. y Torres, V. E. R. (2015). Condiciones de vida, estado nutricional y estado de salud en adultos mayores, Córdoba, Argentina. *Revista Brasileira de Geriatria e Gerontologia*, 18(1), 107-118. <https://doi.org/10.1590/1809-9823.2015.14058>
- Adaszko, D. (2011). La salud de la población y el acceso al sistema que la atiende. En A. Salvia (Ed.), *Estado de Situación del Desarrollo Humano y Social: Barreras estructurales y dualidades de la sociedad argentina en primer año del Bicentenario* (pp. 135-176). Buenos Aires: Educa.
- Agénor, M. (2020). Future directions for incorporating intersectionality into quantitative population health research. *American Journal of Public Health*, 110(6), 803-806. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2020.305610>
- Agénor, M., Krieger, N., Austin, S. B., Haneuse, S. y Gottlieb, B. R. (2014). At the intersection of sexual orientation, race/ethnicity, and cervical cancer screening: assessing Pap test use disparities by sex of sexual partners among black, Latina, and white US women. *Social Science & Medicine*, 116, 110-118. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.06.039>
- Alazraqui, M., Diez Roux, A. V., Fleischer, N. y Spinelli, H. (2009). Salud auto-referida y desigualdades sociales, Ciudad de Buenos Aires, Argentina, 2005. *Salud Colectiva*, 25(9), 1990-2000. <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2009000900013>
- Anthias, F. (2008). Thinking through the lens of translocational positionality: an intersectionality frame for understanding identity and belonging. *Translocations: Migration and social change*, 4(1), 5-20. https://repository.uel.ac.uk/download/dc56b48c783cc329d81aef8b2390a4a8871b0fc19166434dc4bd98c8205bbebc/121028/Vol_4_Issue_1_Floya_Anthias.pdf
- Anthias, F. (2013). Hierarchies of social location, class and intersectionality: Towards a translocational frame. *International Sociology*, 28(1), 121-138. <https://doi.org/10.1177/0268580912463155>
- Asociación Latinoamericana de Medicina Social. (2008). *Documento para la discusión. Taller Latinoamericano sobre Determinantes Sociales de la Salud*. Ciudad de México: Universidad Autónoma Metropolitana.

- Ballesteros, M. S. (2014). *Un análisis sobre las desigualdades en el acceso a los servicios de salud en Argentina a partir de datos secundarios*. Buenos Aires: IIGG, FSOC, UBA. <http://iigg.sociales.uba.ar/2019/11/12/dji-n-41-un-analisis-sobre-las-desigualdades-en-el-acceso-a-los-servicios-de-salud-en-la-poblacion-adulta-urbana-de-argentina-a-partir-de-datos-sekundarios/>
- Ballesteros, M. S. (2018). *Promedio de los efectos marginales e interacciones en las regresiones logísticas binarias* (Documento de trabajo, No. 3). International Network of Comparative Analysis of Social Inequalities. <https://www.aacademica.org/matias.salvador.ballesteros/43>
- Ballesteros, M. S., Freidin, B., Wilner, A. y Fernández Réndina, L. (2020). Interseccionalidad en las desigualdades sociales para la realización de actividad física en Argentina. *Revista Ciencias de la Salud*, 18(1). <https://doi.org/10.12804/revistas.urosario.edu.co/revsalud/a.8777>
- Ballesteros, M. S. y Krause, M. (2020). Adding Interactions in Order to Model Intersectionality: An Empirical Study on Self-Perceived Health Status in Argentina. En T. Muller (Ed.), *Intersectionality: Concepts, Perspectives and Challenge* (pp. 67-92). Nueva York: Nova Publishers.
- Batthyány, K. (2010). El cuidado infantil en Uruguay y sus implicancias de género. Análisis a partir del uso del tiempo. *Revista de Ciencias Sociales*, 23(27), 20-32. https://www.colibri.udelar.edu.uy/jspui/bitstream/20.500.12008/6886/1/RCS_Batthy%c3%a1ny_2010n27.pdf
- Bauer, G., Bowleg, L., Rouhani, S., Scheim, A. y Blot, S. (2014). *Harnessing the Power of Intersectionality: Guidelines for Quantitative Intersectionality Health Inequities Research*. London, Canada.
- Bauer, G. R. (2014). Incorporating intersectionality theory into population health research methodology: challenges and the potential to advance health equity. *Social Science & Medicine*, 110, 10-17. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2014.03.022>
- Bauer, G. R. y Scheim, A. I. (2019). Methods for analytic intercategory intersectionality in quantitative research: Discrimination as a mediator of health inequalities. *Social Science & Medicine*, 226, 236-245. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2018.12.015>
- Bowleg, L. (2008). When Black + lesbian + woman ≠ Black lesbian woman: The methodological challenges of qualitative and quantitative intersectionality research. *Sex Roles*, 59(5-6), 312-325. <https://doi.org/10.1007/s11199-008-9400-z>

- Bowleg, L. (2012). The problem with the phrase women and minorities: intersectionality—an important theoretical framework for public health. *American Journal of Public Health*, 102(7), 1267-1273. <https://doi.org/10.2105/AJPH.2012.300750>
- Bowleg, L. y Bauer, G. (2016). Invited reflection: Quantifying intersectionality. *Psychology of Women Quarterly*, 40(3), 337-341. <https://doi.org/10.1177/0361684316654282>
- Carbin, M. y Edenheim, S. (2013). The intersectional turn in feminist theory: A dream of a common language? *European Journal of Women's Studies*, 20(3), 233-248. <https://doi.org/10.1177/1350506813484723>
- Couto, M. T., Oliveira, E. D., Separavich, M. A. A. y Luiz, O. D. C. (2019). La perspectiva feminista de la interseccionalidad en el campo de la salud pública: revisión narrativa de las producciones teórico-metodológicas. *Salud Colectiva*, 15, e1994. <https://doi.org/10.18294/sc.2019.1994>
- Crompton, R. (1994). *Clase y estratificación. Una introducción a los debates actuales*. Madrid: Tecnos.
- Dalle, P., Jorrat, J. R. y Riveiro, M. (2018). Movilidad social intergeneracional. En J. I. Piovaní y A. Salvia (Coord.), *La Argentina en el siglo XXI: cómo somos, vivimos y convivimos en una sociedad desigual. Encuesta Nacional sobre Estructura Social* (pp. 147-182). Buenos Aires: Siglo XXI.
- Davis, K. (2008). Intersectionality as buzzword: A sociology of science perspective on what makes a feminist theory successful. *Feminist theory*, 9(1), 67-85. <https://doi.org/10.1177/1464700108086364>
- De Maio, F. G. (2007). Health inequalities in Argentina: patterns, contradictions and implications. *Health Sociology Review*, 16(3-4), 279-291. <https://doi.org/10.5172/hesr.2007.16.3-4.279>
- De Maio, F. G. (2010). Desigualdad en el ingreso como determinante social de la salud. *Salud Colectiva*, 6(2), 195-209. <https://doi.org/10.18294/sc.2010.366>
- De Maio, F. G., Linetzky, B., Ferrante, D. y Fleischer, N. L. (2012). Extending the income inequality hypothesis: ecological results from the 2005 and 2009 Argentine National Risk Factor Surveys. *Global Public Health*, 7(6), 635-647. <https://doi.org/10.1080/17441692.2012.663399>
- Else-Quest, N. M. y Hyde J. S. (2016). Intersectionality in Quantitative Psychological Research: I. Theoretical and Epistemological Issues. *Psychology of Women Quarterly*, 40(2), 155-170. <https://doi.org/10.1177/0361684316629797>

- Evans, C. R. (2019a). Adding interactions to models of intersectional health inequalities: Comparing multilevel and conventional methods. *Social Science & Medicine*, 221, 95-105. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2018.11.036>
- Evans, C. R. (2019b). Modeling the intersectionality of processes in the social production of health inequalities. *Social Science & Medicine*, 226, 249-253. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2019.01.017>
- Garc, F. (2013). Autopercepción de salud y envejecimiento. *Ciencia e Innovación en Salud*, 1(1), 69-77. <http://revistas.unisimon.edu.co/index.php/innovacionsalud/article/download/87/2836>
- Goddard, M. y Smith, P. (2001). Equity of access to health care services: Theory and evidence from the UK. *Social Science & Medicine*, 53(9), 1149-1162. [https://doi.org/10.1016/S0277-9536\(00\)00415-9](https://doi.org/10.1016/S0277-9536(00)00415-9)
- Hankivsky, O. y Christoffersen, A. (2008). Intersectionality and the determinants of health: a Canadian perspective. *Critical Public Health*, 18(3), 271-283. <https://doi.org/10.1080/09581590802294296>
- Idler, E. L. y Benyamini, Y. (1997). Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. *Journal of Health and Social Behavior*, 21-37. <https://doi.org/10.2307/2955359>
- Instituto Nacional de Estadística y Censos. (2021). *Bases de datos*. <https://www.indec.gov.ar/indec/web/Institucional-Indec-BasesDeDatos-2>
- Jaccard, J. (2001). *Interaction effects in logistic regression*. Thousand Oaks: Sage Publications. <https://doi.org/10.4135/9781412984515>
- Jorrat, R. F., Fernández, M. M. y Marconi, E. H. (2008). Utilización y gasto en servicios de salud de los individuos en Argentina en 2005. Comparaciones internacionales de diferenciales socioeconómicos en salud. *Salud Colectiva*, 4(1), 57-96. <https://doi.org/10.18294/sc.2008.316>
- Krause, M. y Ballesteros, M. S. (2018). Interseccionalidad en desigualdades en salud en Argentina: discusiones teórico-metodológicas a partir de una encuesta poblacional. *Hacia la Promoción de la Salud*, 23(2): 13-3. <https://doi.org/10.17151/hpsal.2018.23.2.2>
- Link, B. G. y Phelan, J. C. (2000). Evaluating the fundamental cause explanation for social disparities in health. En C. Bird, P. Conrad y A. Fremont (Eds.), *Handbook of Medical Sociology*. Upper Saddle River: Prentice Hall.
- López, E., Findling, L. y Abramzón, M. (2006). Desigualdades en Salud: ¿Es Diferente la Percepción de Morbilidad de Varones y Mujeres? *Salud Colectiva*, 2(1), 61-67. <https://doi.org/10.18294/sc.2006.56>

- Luxardo, N., Passerino, L. M., Sasseti, F., Heredia, C., Palermo, C., Billordo, J., Brage, E., Alva, L., López, F. y Calzia, T. (2020). Antecedentes del concepto “determinantes sociales de la salud” en el estudio de las desigualdades. En S. E. Sustas, S. A. Tapia y M. P. Venturiello (Comps.), *Investigación e intervención en salud*. Buenos Aires: Teseo. <https://www.teseopress.com/investigacion>
- Marecek, J. (2016). Invited reflection: Intersectionality theory and feminist psychology. *Psychology of Women Quarterly*, 40(2), 177-181. <https://doi.org/10.1177/0361684316641090>
- McCall, L. (2005). The complexity of intersectionality. *Signs: Journal of Women in Culture and Society*, 30(3), 1771-1800. <https://doi.org/10.1086/426800>
- McGibbon, E. y McPherson, C. (2011). Applying intersectionality & complexity theory to address the social determinants of women’s health. *Women’s Health and Urban Life*, 10(1), 59-86. <https://hdl.handle.net/1807/27217>
- Mete, C. (2005). Predictors of elderly mortality: health status, socioeconomic characteristics and social determinants of health. *Health Economics*, 14(2), 135-148. <https://doi.org/10.1002/hec.892>
- Ministerio Salud de la Nación. (2006). *Encuesta Nacional de Factores de Riesgo 2005. Versión Completa: Informe de resultados*. Buenos Aires: Ministerio Salud de la Nación. <https://bancos.salud.gob.ar/recurso/encuesta-nacional-de-factores-de-riesgo-2005-informe-resultados>
- Ministerio Salud de la Nación. (2011). *Segunda encuesta nacional de factores de riesgo para enfermedades no transmisibles: Informe final*. Buenos Aires: Ministerio Salud de la Nación. <https://bancos.salud.gob.ar/recurso/2da-encuesta-nacional-de-factores-de-riesgo-2009-informe-final>
- Ministerio Salud de la Nación. (2012). *Encuesta de utilización y gasto en servicios de salud. Argentina- Año 2010: Primeros resultados*. Buenos Aires: Ministerio de Salud de la Nación. <http://www.deis.msal.gov.ar/wp-content/uploads/2016/01/Serie10Nro21.pdf>
- Ministerio Salud de la Nación. (2015). *Tercera Encuesta Nacional de Factores de Riesgo para enfermedades no transmisibles*. Buenos Aires: Ministerio de Salud de la Nación. https://bancos.salud.gob.ar/sites/default/files/2018-10/0000000544cnt-2015_09_04_encuesta_nacional_factores_riesgo.pdf

- Ministerio Salud y Desarrollo Social de la Nación. (2019). *4o Encuesta Nacional de Factores de Riesgo: Resultados definitivos*. Buenos Aires: Ministerio de Salud y Desarrollo Social de la Nación https://www.indec.gob.ar/ftp/cuadros/publicaciones/enfr_2018_resultados_definitivos.pdf
- Mood, C. (2010). Logistic regression: Why we cannot do what we think we can do, and what we can do about it. *European Sociological Review*, 26(1), 67-82. <https://doi.org/10.1093/esr/jcp006>
- Moreno, X., Huerta, M. y Albala, C. (2014). Autopercepción de salud general y mortalidad en adultos mayores. *Gaceta Sanitaria*, 28(3), 246-252. <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2013.07.006>
- Observatorio de la Deuda Social Argentina. (2015). *Salud percibida: cobertura, utilización y acceso al sistema de atención de la salud en el área metropolitana de Buenos Aires*. Buenos Aires: Educa.
- Ocampo, J. M. (2010). Self-rated health: Importance of use in elderly adults. *Colombia Médica*, 41(3), 275-289. <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=28315220011>
- Peláez, E., Débora Acosta, L. y Delia Carrizo, E. (2015). Factores asociados a la autopercepción de salud en adultos mayores. *Revista Cubana de Salud Pública*, 41(4). <http://ref.scielo.org/rq53h5>
- Phelan, J. C., Link, B. G. y Tehranifar, P. (2010). Social conditions as fundamental causes of health inequalities: theory, evidence, and policy implications. *Journal of Health and Social Behavior*, 51(1_suppl), S28-S40. <https://doi.org/10.1177/0022146510383498>
- Richman, L. S. y Zucker, A. (2019). Quantifying intersectionality: An important advancement for health inequality research. *Social Science & Medicine*, 226, 246-248. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2019.01.036>
- Riveiro, M. (2016). Apuntes críticos sobre las relaciones de género en los estudios de movilidad social intergeneracional. *Laboratorio* (27), 113-129. <https://publicaciones.sociales.uba.ar/index.php/laboratorio/article/view/1671>
- Rodríguez Espínola, S. y Filgueira, P. (2018). *La salud de las mujeres urbanas en edad fértiles*. Buenos Aires: Educa.
- Roth, J. (2013). Entangled Inequalities as Intersectionalities: Towards an Epistemic Sensibilization. Berlin: desigualdades.net Research Network on Interdependent Inequalities in Latin America. http://www.desigualdades.net/Resources/Working_Paper/43_WP_Roth_Online.pdf
- Sargent-Cox, K. A., Anstey, K. J. y Luszcz, M. A. (2010). The choice of self-rated health measures matter when predicting mortality: evidence from 10 years follow-up of the Australian longitudinal study of ageing. *BMC Geriatrics*, 10(18), 1-12. <https://doi.org/10.1186/1471-2318-10-18>

- Sarti, S. y Rodríguez Espinola, S. (2018). Health inequalities in Argentina and Italy: A comparative analysis of the relation between socio-economic and perceived health conditions. *Research in Social Stratification and Mobility*, 55, 89-98. <https://doi.org/10.1016/j.rssm.2018.04.004>
- Scheim, A. I. y Bauer, G. R. (2019). The Intersectional Discrimination Index: Development and validation of measures of self-reported enacted and anticipated discrimination for intercategory analysis. *Social Science & Medicine*, 226, 225-235. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2018.12.016>
- Seng, J. S., Lopez, W. D., Sperlich, M., Hamama, L. y Meldrum, C. D. R. (2012). Marginalized identities, discrimination burden, and mental health: Empirical exploration of an interpersonal-level approach to modeling intersectionality. *Social Science & Medicine*, 75(12), 2437-2445. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2012.09.023>
- Veenstra G. (2011). Race, gender, class, and sexual orientation: intersecting axes of inequality and self-rated health in Canada. *International Journal for Equity in Health*, 10(3). <https://doi.org/10.1186/1475-9276-10-3>
- Warner, L. R., Settles, I. H. y Shields, S. A. (2016). Invited reflection: Intersectionality as an epistemological challenge to psychology. *Psychology of Women Quarterly*, 40(2), 171-176. <https://doi.org/10.1177/0361684316641384>
- Westbrook, L. y Saperstein, A. (2015). New categories are not enough: Rethinking the measurement of sex and gender in social surveys. *Gender & Society*, 29(4), 534-560. <https://doi.org/10.1177/0891243215584758>