



Vendedora de periódicos.

León Ruiz (1933)

Crédito: Biblioteca Pública Piloto de Medellín, (Colección Patrimonial, archivo fotográfico).

Calidad de vida relacionada con la salud: determinantes sociales y de género en Córdoba, Argentina*

Virginia Peresini¹,  Natalia Tumas²,  Gabriel Esteban Acevedo³ 

- 1 Médica Familiar y General. Universidad Nacional de Córdoba, Facultad de Ciencias Médicas. Argentina. virperesini81@gmail.com.
- 2 Doctora en Demografía. Centro de Investigaciones y Estudios sobre Cultura y Sociedad (CIECS), CONICET y Universidad Nacional de Córdoba, Facultad de Ciencias Médicas. Argentina. natalia.tumas@upf.edu.
- 3 Doctor en Medicina. Centro de Investigación CeGeSST. Universidad Nacional de Córdoba, Escuela de Salud Pública, Facultad de Ciencias Médicas. Argentina. geacevedo_esp@fcm.unc.edu.ar.

Volumen 42, 2023

DOI: <https://doi.org/10.17533/udea.rfnsp.e353216>

Recibido: 28/04/2023
Aprobado: 07/09/2023
Publicado: 25/01/2024

Cita:

Peresini V, Tumas N, Acevedo G Calidad de vida relacionada con la salud: determinantes sociales y de género en Córdoba, Argentina Rev. Fac. Nac. Salud Pública. 2024;42:e353216
doi: <https://doi.org/10.17533/udea.rfnsp.e353216>

Resumen

Objetivo: Analizar la asociación entre determinantes sociales y de género con la calidad de vida relacionada con la salud (CVRS) en barrios sociosegregados de Córdoba (Argentina) en 2019. **Metodología:** Estudio epidemiológico observacional de corte transversal, de 380 personas usuarias adultas de un hospital público. Para valorar la CVRS, se indagó sobre salud autorreferida, bienestar físico (dolor/malestar) y mental (ansiedad/depresión). Se estimaron modelos de regresión logística múltiple estratificados por género. **Resultados:** Las mujeres con más tiempo promedio dedicado al trabajo no remunerado tuvieron mayores probabilidades de autopercebir un estado de salud como malo o regular (OR: 1,03; IC 95 %: 1,01-1,04) y ansiedad/depresión (OR: 3,50; IC 95 %: 1,78-6,90). En cambio, aquellas con mayor nivel socioeconómico manifestaron menor probabilidad de salud autopercebida como mala/regular (OR: 0,05; IC 95 %: 0,00-0,66). En los varones, el estar casado o en pareja (OR: 2,12; IC 95 %: 1,04-4,30), tener un mayor nivel educativo (OR: 0,29; IC 95 %: 0,09-0,90) y cobertura de salud (OR: 0,28; IC 95 %: 0,10-0,74) se asociaron con menor probabilidad de salud autopercebida como salud mala/regular. Aquellos con mayor nivel educativo tuvieron menor probabilidad de ansiedad/depresión (OR: 0,27; IC 95 %: 0,08-0,96). Las personas expuestas a violencia física o verbal presentaron mayores probabilidades de ansiedad/depresión: en las mujeres (OR: 3,50; IC 95 %: 1,78-6,90) y en los hombres (OR: 2,42; IC 95 %: 1,08-5,44). La cobertura de salud en las mujeres se asoció a una menor probabilidad de dolor/malestar (OR: 0,37 IC 95 %: 0,17-0,81). **Conclusión:** los determinantes sociales y de género tienen un importante rol en la CVRS en contextos sociosegregados de Córdoba. Resulta recomendable que ello sea tenido en cuenta al momento de implementar estrategias sanitarias tendientes a mejorarla.

-----**Palabras clave:** calidad de vida relacionada con la salud, determinantes sociales de la salud, perspectiva de género, salud mental



Check for updates



© Universidad de Antioquia

Esta obra se distribuye bajo una Licencia Creative Commons Atribución-NonCommercial-CompartirIgual 4.0 Internacional.

<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/>

* Este artículo es producto de la investigación “Determinantes sociales y de género de la calidad de vida relacionada con la salud (CVRS) en barrios sociosegregados de Córdoba (Argentina) en 2019”. La investigación se llevó a cabo entre marzo y agosto de 2019. RENIS. Número de registro: IS002773

Health-related quality of life: Social and gender determinants in Cordoba, Argentina

Abstract

Objective: Analyzing the link between social and gender determinants and health-related quality of life (HRQL) in socially marginalized neighborhoods of Cordoba, Argentina, in 2019. **Methodology:** Observational epidemiological cross-sectional study of 280 adult patients of a public hospital. In order to evaluate the HRQL, patients were asked about self-referred health, physical wellbeing (pain/malaise), and mental wellbeing (anxiety/depression). Gender-stratified multiple logistic regression models were estimated. **Results:** Women that spent more time on unpaid labor had an increased probability of self-perceiving their health condition as bad or average (OR: 1.03; CI 95%: 1.01-1.04), and of suffering from anxiety or depression (OR: 3.50; CI 95%: 1.78-6.90). However, women with higher socioeconomic status were less likely to self-perceive their health as bad or average (OR: 0.05; CI 95%: 0.00-0.66). In men, being married or having a partner (OR: 2.12; CI 95%: 1.04-4.30), having a higher level of education (OR: 0.29; CI 95%: 0.09-0.90), and health coverage (OR: 0.28; CI 95%: 0.10-0.74) were linked to being less likely to self-perceive their health as bad or average. Those with a higher level of education were less likely to suffer from anxiety or depression (OR: 0.27; CI 95%: 0.08-0.96). People exposed to physical or verbal violence were more likely to suffer from anxiety or depression; both in the case of women (OR: 3.50; CI 95%: 1.78-6.90) and of men (OR: 2.42; CI 95%: 1.08-5.44). Health coverage in women was linked to having a decreased probability of feeling pain or malaise (OR: 0.37; CI 95%: 0.17-0.81). **Conclusion:** Social and gender determinants have an important role in HRQL in socially marginalized contexts in Cordoba. It is advisable to take this into account when implementing healthcare strategies aiming to improve it.

-----*Keywords:* health-related quality of life, social determinants of health, gender perspective, mental health

Qualidade de vida relacionada com saúde: determinantes sociais e de gênero em Córdoba, Argentina

Resumo

Objetivo: Analisar a associação entre determinantes sociais e de gênero com a qualidade de vida relacionada com a saúde (QVRS) em bairros sócio-segregados de Córdoba (Argentina) em 2019. **Metodologia:** Estudo epidemiológico observacional de tipo transversal, de 380 pessoas usuárias adultas de um hospital público. Para valorar a QVRS indagou-se sobre saúde autorreferida, bem-estar físico (dor/mal-estar) e mental (ansiedade/depressão). Estimaram-se modelos de regressão logística múltipla estratificados por gênero. **Resultados:** As mulheres com maior tempo em meia dedicado ao trabalho não remunerado, tiveram maiores probabilidades de autoperceber um estado de saúde como ruim ou regular (OR: 1,03; IC 95 %: 1,01-1,04) e ansiedade/depressão (OR: 3,50; IC 95 %: 1,78-6,90). Ao contrário, aquelas com maior nível socioeconômico manifestaram menor probabilidade de saúde autopercebida como ruim/regular (OR: 0,05; IC 95 %: 0,00-0,66). Entre os homens, condições como estar casado ou ter companheira(o) (OR: 2,12; IC 95 %: 1,04-4,30), ter um maior nível educativo (OR: 0,29; IC 95 %: 0,09-0,90) e plano de saúde (OR: 0,28; IC 95 %: 0,10-0,74) associaram-se com menor probabilidade de saúde autopercebida como saúde ruim/regular. Aqueles com nível educativo mais alto tiveram menor probabilidade de ansiedade/depressão (OR: 0,27; IC 95 %: 0,08-0,96). As pessoas expostas a violência física ou verbal apresentaram maiores probabilidades de ansiedade/depressão: entre as mulheres (OR: 3,50; IC 95 % 1,78-6,90) e entre os homens (OR: 2,42; IC 95 %: 1,08-5,44). O plano de saúde associou-se entre as mulheres com uma menor probabilidade de dor/mal-estar (OR: 0,37 IC 95 %: 0,17-0,81). **Conclusão:** os determinantes sociais e de gênero têm um papel importante na QVRS em contextos sócio-segregados de Córdoba. É recomendável que isso seja considerado na hora de implementar estratégias sanitárias na perspectiva de seu melhoramento.

-----*Palavras-chave:* qualidade de vida relacionada com a saúde, perspectiva de gênero, saúde mental

Introducción

La calidad de vida relacionada con la salud (CVRS) es un indicador que se centra en la percepción que tiene el individuo sobre su propia salud y sobre sus capacidades, haciendo hincapié en su autonomía [1]. También resulta un buen predictor de morbimortalidad y de necesidades en salud de hombres y mujeres [2,3]. Se conoce que la CVRS es diferente en los hombres y mujeres, lo cual puede estar vinculado a inequidades de género, en tanto se reconoce que estas disparidades están asociadas con los roles de género asignados socialmente a mujeres y varones, más que al sexo biológico de ellos/as [4].

La Organización Mundial de la Salud (OMS) identifica al género como un determinante estructural de las desigualdades en salud que, articulado con otros determinantes, como la clase social, las condiciones materiales de vida, el trabajo doméstico y de cuidados, las características del trabajo y el entorno residencial, determinan la salud y la calidad de vida de las personas [5].

En estudios sobre las inequidades en salud y género, se considera el trabajo como un elemento esencial; en el caso de las mujeres, estas aparecen como responsables del trabajo doméstico y familiar, resultando el trabajo remunerado una función adicional [6]. El trabajo doméstico y el relacionado con las tareas del cuidado informal dentro del hogar implican la exposición a riesgos ergonómicos y psicosociales. Se ha documentado, además, que el riesgo de salud percibida como mala se incrementa con la carga de cuidados domésticos, fundamentalmente en el caso de las trabajadoras menos calificadas [7]. Por el contrario, el trabajo remunerado puede ofrecer oportunidades para construir la autoestima, la confianza en la toma de decisiones, el apoyo social y la satisfacción con la vida. Además, los ingresos proporcionan a las mujeres independencia económica y aumentan su poder en la unidad familiar. Por el contrario, las mujeres que carecen de autonomía financiera deben depender de los hombres para cubrir los costos que implica el cuidado de su salud [4].

Los roles de género tradicionalmente asignados a las mujeres, como las tareas de cuidados y el trabajo doméstico (que incluye preparación de alimentos, limpieza, compras, etc.), las sitúa en una posición de desventaja para el acceso y el control de ciertos recursos necesarios para alcanzar mayor bienestar [8-10]. Aquellas mujeres que asumen las tareas de cuidado en el hogar tienen, en general, un menor nivel socioeconómico, lo cual exacerba las desventajas, registrando, además, peores puntuaciones de CVRS tanto física como mental [11-14]. Por su parte, en los hombres trabajadores de clases sociales más desfavorecidas, la precariedad laboral y otros factores condicionan la posibilidad del desarrollo de prácticas protectoras del cuidado de la salud [15,16]. Asimismo,

el contexto socioeconómico desfavorable del vecindario se asocia con peor salud general a nivel individual [17].

En la ciudad de Córdoba, si bien existe una vasta producción de trabajos que abordan la CVRS en la infancia y la adolescencia [18-20], existe aún escasa evidencia sobre los determinantes sociales y de género de la CVRS en la adultez, y más aún en áreas socioeconómicamente desfavorecidas. Por lo tanto, el objetivo de esta investigación es analizar la asociación entre determinantes sociales y de género con la CVRS en contextos de pobreza urbana de Córdoba en el año 2019.

Metodología

En este apartado se presenta el diseño y la población de estudio, las variables incluidas y las herramientas del análisis estadístico.

Diseño y población de estudio

Se desarrolló, en el año 2019, un estudio epidemiológico observacional, cuantitativo, de corte transversal. La población de estudio incluyó a personas usuarias de los consultorios de admisión del Hospital Príncipe de Asturias, institución pública de segundo nivel de la ciudad de Córdoba, Argentina. La muestra incluyó a 380 pacientes que acudieron a la consulta externa en los consultorios de admisión de Medicina Familiar.

A fin de determinar el tamaño muestral, se consideró el promedio anual de consultas del servicio de Medicina Familiar del mencionado hospital, el cual fue de 25 000 consultas por año para el año 2018, de las cuales el 70 % correspondió a una población mayor de 18 años. Para más detalles sobre el cálculo del tamaño muestral, véase el Anexo 1.

Como criterio de inclusión se consideró la pertenencia a la zona sanitaria número 4 de la ciudad de Córdoba, la cual involucra un total de 211 159 personas residentes en el barrio de Villa Libertador, y 16 barrios aledaños, dentro de los cuales existen, además, asentamientos con condiciones materiales precarias. Como criterio de exclusión se estableció la presencia de alguna característica que dificulte la administración de la encuesta (hipoacusia, discapacidad intelectual, deterioro cognitivo, etc.).

La recolección de datos primarios se llevó a cabo de mayo a octubre de 2019, mediante una entrevista, aplicando el instrumento validado desarrollado en la Encuesta Nacional de Factores de Riesgo (ENFR), la cual es utilizada para la vigilancia epidemiológica de enfermedades crónicas no transmisibles y sus factores de riesgo en el país [21]. Hasta la fecha, se han desarrollado cuatro ediciones (en los años 2005, 2009, 2013 y 2018). A fines de este estudio, se consideró el cuestionario aplicado en la última ENFR (2018) para evaluar CVRS, así como cier-

tos indicadores sociales. Se incluyeron, además, otras variables de interés relacionadas con la posición social y el género que no estaban comprendidas en la ENFR, todo lo cual se detalla en el apartado siguiente correspondiente a las variables.

El protocolo de trabajo fue aprobado por el Comité de Ética del Hospital Nacional de Clínicas de la Universidad Nacional de Córdoba, Facultad de Ciencias Médicas, y se encuentra inscripto en el Registro Provincial de Investigaciones en Salud, Ministerio de Salud (Registro 3506, fecha: 6 de junio de 20118).

Los datos utilizados para este estudio se obtuvieron con el consentimiento informado, en el que los participantes dieron por escrito su conformidad para formar parte del estudio previo a la realización de las entrevistas.

Variables

Variables dependientes

Se consideraron como variables dependientes algunos indicadores de la CVRS, como la autopercepción de la salud, y algunas dimensiones del bienestar físico y mental [2-3]. Específicamente, se tomaron en cuenta las siguientes variables dependientes y categorías, evaluadas con los mismos instrumentos validados y utilizados en la ENFR [21]: 1) autopercepción de la salud mala o regular (sí/no); 2) dolor/malestar (sí/no) y 3) ansiedad/depresión (sí/no) [2, 3].

La autopercepción de la salud se valoró a partir de una pregunta de escala actitudinal de tipo Likert de auto-evaluación del estado de salud general, proveniente del cuestionario SF-36 [2], un instrumento multipropósito, validado, disponible en español y ampliamente utilizado. A los fines de este estudio, las categorías originales de esta variable (excelente, muy buena, buena, regular o mala) fueron recategorizadas como autopercepción de la salud mala o regular: sí (regular o mala) y no (excelente, muy buena y buena).

Por su parte, las variables dolor/malestar y ansiedad/depresión fueron valoradas utilizando el cuestionario EQ-5D (protocolo del Grupo EuroQol para la medición y valoración de estudios de salud) [3], también validado. Este es un instrumento estandarizado que evalúa cinco dimensiones de la salud (movilidad, autocuidado, actividades cotidianas, dolor/malestar y ansiedad/depresión). A los fines de este estudio, se consideraron las dimensiones dolor/malestar y ansiedad/depresión, siendo las categorías originales, de las primeras, sí (tiene un dolor o malestar moderado, tiene mucho dolor o malestar) y no (no tiene dolor ni malestar), y de las segundas, sí (está moderadamente ansioso/a o deprimido/a, está muy ansioso/a o deprimido/a) y no (no está ansioso/a ni deprimido/a).

Variables independientes

Como nuestro estudio incorpora un enfoque desde los determinantes sociales y de género, se complementó el instrumento de recolección de datos de la ENFR, agregando indicadores *proxy* de la posición social (como el nivel socioeconómico y la rama de actividad laboral) e indicadores de inequidad de género (tiempo total de trabajo, tiempo dedicado al trabajo no remunerado y violencia de género) [4]. Así, se emplearon diversas variables de exposición *proxy* de determinantes sociales y de género.

Los indicadores sociales incluidos como variables independientes fueron: 1) nivel de instrucción (hasta primario incompleto, primario completo, secundario incompleto, secundario completo y más); 2) nivel socioeconómico: definido a partir de una combinación de las categorías de las variables educación y ocupación del/ de la jefe/a de hogar (alto, medio o bajo) (para mayores detalles, véase el Anexo 2) [23]; 3) cobertura de salud (con obra social, prepaga, solo cobertura pública); 4) situación conyugal (casado/a o en pareja, separado/a, divorciado/a o viudo/a); 5) situación laboral: ocupado/a (trabaja o está de licencia); desocupado/a (no trabaja y busca trabajo); inactivo/a (no trabaja y no busca trabajo); 6) rama de actividad (trabaja en sectores de baja productividad, trabaja en sectores de alta productividad). Por su parte, como variables *proxy* de inequidades de género se consideraron las siguientes: 1) tiempo de trabajo no remunerado (TTnR) (variable cuantitativa continua, horas/semana) [24]; y 2) violencia de género: exposición pasada o presente a situaciones de violencia física o verbal (sí, no).

Otras covariables

Se incluyó, además, la edad (años) como variable de ajuste y los análisis se estratificaron por género. Cabe aclarar que lo que se registró fue la autopercepción de la identidad de género, siendo consideradas las categorías propuestas por el Instituto Nacional de Estadística y Censos: femenino, masculino, transgénero masculino, transgénero femenino, y no identificado/a con los géneros femenino, masculino y trans [22].

Análisis estadístico

Inicialmente, se realizó un estudio exploratorio de los datos, se calcularon medidas resumen de posición y dispersión, y se efectuaron pruebas Chi cuadrado para variables categóricas, y pruebas t de Student para la diferencia de medias en variables cuantitativas (dado que es la adecuada y ampliamente utilizada para muestras aleatorias independientes con distribución normal, como la de este estudio).

Luego, para valorar asociaciones entre las variables independientes y la ocurrencia de depresión/ansiedad,

dolor/malestar y salud autopercebida mala o regular (variables dependientes), se estimaron modelos de regresión logística múltiple, estratificados por género. Se propusieron dos modelos secuenciales: 1) modelo 1: incluyó la edad y los indicadores relacionados con la inequidad de género (violencia física o verbal, y tiempo en horas de trabajo no remunerado); y 2) modelo 2: agregó al anterior los indicadores sociales (nivel de instrucción, nivel socioeconómico, situación laboral, rama de actividad, situación conyugal y cobertura de salud). Todos los análisis fueron realizados empleando el *software* Stata v14, licencia de la Universidad Nacional de Córdoba.

Resultados

En este estudio participaron un total de 380 personas, de las cuales 49,74 % mujeres, 49,74 % varones y dos personas se identificaron como transgénero masculino (0,52 %). El promedio de edad de la muestra estudiada fue de 48,88 años en las mujeres (desviación estándar —DS— = 15,39), con un rango entre los 18 y 83 años; y de 43,33 años en los varones (DS = 14,89), con un rango entre los 18 y 79 años. La edad de las personas transgénero masculino fue de 22 y 38 años respectivamente.

La autopercepción de salud mala/regular fue reportada con más frecuencia en las mujeres 52,66 % vs. 38,62 % de los varones ($p = 0,018$). En cuanto a las dimensiones vinculadas con el bienestar físico y mental, el 60,32 % de las mujeres y el 50,26 % de los varones refirieron tener dolor/malestar ($p = 0,008$), y el 50,26 % de las mujeres, respecto al 33,33 % de los varones, presentó ansiedad/depresión ($p = 0,049$) (véase Figura 1).

La edad promedio de las mujeres cuya salud fue autopercebida como mala o regular resultó mayor que en aquellas que no refirieron esa condición ($p = 0,002$). En relación con la situación conyugal, las mujeres casadas o en unión convivencial, presentaron con mayor frecuencia ansiedad/depresión respecto a solteras, separadas o viudas ($p = 0,019$) (véase Tabla 1).

En cuanto al nivel educativo, aquellos individuos con menor nivel de instrucción (primario incompleto) refirieron con mayor frecuencia autopercebir un estado de salud como malo o regular en ambos géneros, aunque esto fue mucho más notorio en los varones ($p = 0,005$). Los hombres que poseían el menor nivel de instrucción, y aquellos que no tenían obra social o prepaga, presentaron también con más frecuencia ansiedad/depresión ($p = 0,034$). Se observó, además, en ambos géneros, que aquellos individuos de nivel socioeconómico bajo

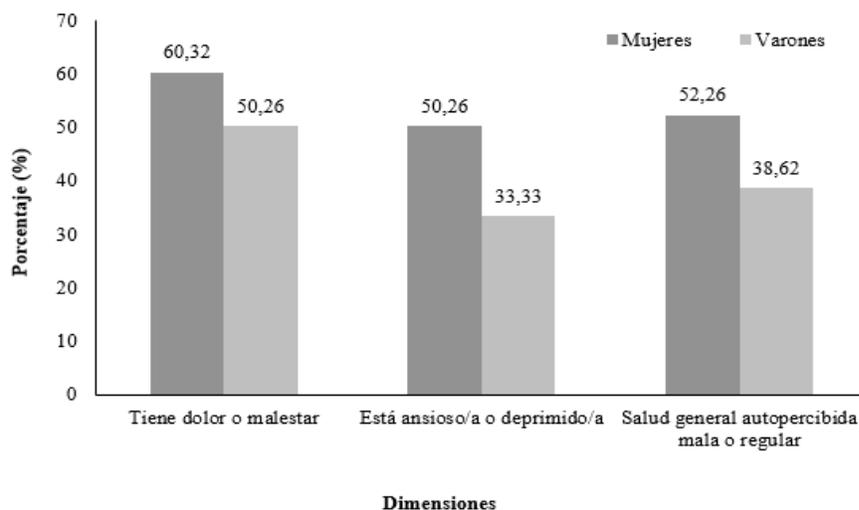


Figura 1. Dimensiones de calidad de vida relacionada con la salud según género, Córdoba, 2019. Comparación de la *cvrs* entre varones y mujeres (prueba t). Tiene dolor o malestar, p valor (prueba t): 0,049; está ansioso/a o deprimido/a, p valor (prueba t): 0,008; salud general autopercebida mala o regular, p valor (prueba t): 0,018.

Tabla 1. Variables sociodemográficas de la población estudiada según dimensiones de CVRS y género, Córdoba, Argentina, 2019

	Mujeres						Varones											
	Salud general autopercibida mala o regular			Ansiedad/Depresión			Dolor/malestar			Salud general autopercibida mala o regular			Ansiedad/Depresión			Dolor/malestar		
	Sí	No	p	Sí	No	p	Sí	No	p	Sí	No	p	Sí	No	p	Sí	No	p
Edad, media (DE)	99 (52,66%)	89 (47,34%)	0,002	95 (50,26%)	94 (49,74%)	0,059	114 (60,32%)	75 (39,68%)	0,17	73 (38,62%)	116 (61,38%)	0,06	63 (33,33%)	126 (66,67%)	0,34	95 (50,26%)	94 (49,74%)	0,34
p valor (prueba t)	47,21 (13,77)	44,28 (16,99)		46,62 (15,25)	45,14 (15,57)		48,15 (14,07)	42,44 (16,71)		47,78 (14,14)	40,53 (14,73)		48,77 (13,67)	40,61 (14,78)		45,18 (14,55)	41,45 (15,08)	
Situación conyugal, n (%)																		
Casado/a o en pareja	60 (60,61)	57 (64,04)	0,019	51 (53,68)	66 (70,21)	0,66	72 (63,16)	45 (60)	0,17	38 (52,05)	72 (62,07)	0,91	37 (58,73)	73 (57,94)	0,16	60 (63,16)	50 (53,19)	0,16
Separado/a, soltero/a o viudo/a	39 (39,39)	32 (35,96)		44 (46,32)	28 (29,79)		42 (36,84)	30 (40)		35 (47,95)	44 (37,94)		26 (41,27)	53 (42,06)		35 (36,84)	44 (46,81)	
p valor (χ^2)	0,62			0,019			0,66			0,17			0,91			0,16		
Nivel de instrucción, n (%)																		
Hasta primario incompleto	15 (15,15)	11 (12,36)	0,011	15 (15,79)	12 (12,77)	0,075	19 (16,67)	8 (10,67)	0,005	15 (20,55)	6 (5,17)	0,002	14 (22,22)	7 (5,56)	0,26	12 (12,63)	9 (9,57)	0,26
Primario completo y secundario incompleto	57 (57,58)	35 (39,33)		45 (47,37)	47 (50)		60 (52,63)	32 (42,67)		40 (54,79)	75 (64,66)		35 (55,56)	80 (63,49)		56 (58,95)	59 (62,77)	
Secundario completo y más	27 (27,27)	43 (48,31)		35 (36,84)	35 (37,23)		35 (30,70)	35 (46,67)		18 (24,66)	35 (30,17)		14 (22,22)	39 (30,95)		27 (28,42)	26 (27,66)	
p valor (χ^2)	0,011			0,83			0,075			0,005			0,002			0,26		
Nivel socioeconómico, n (%)																		
Bajo	82 (82,83)	63 (70,79)	0,01	75 (78,95)	71 (75,53)	0,25	90 (78,95)	56 (74,67)	0,042	65 (89,04)	87 (75)	0,31	54 (85,71)	98 (77,78)	0,98	76 (80)	76 (80,85)	0,98
Medio	12 (12,12)	25 (28,09)		16 (16,84)	21 (22,34)		19 (16,67)	18 (24)		7 (9,59)	28 (24,14)		8 (12,70)	27 (21,43)		18 (18,95)	17 (18,09)	
Alto	5 (5,05)	1 (1,12)		4 (4,21)	2 (2,13)		5 (4,39)	1 (1,33)		1 (1,37)	1 (0,86)		1 (1,59)	1 (0,79)		1 (1,05)	1 (1,06)	
p valor (χ^2)	0,01			0,48			0,25			0,042			0,31			0,98		

Cobertura de salud, n (%)												
Con obra social o prepaga	22 (22,22)	29 (32,58)	21 (22,11)	30 (31,91)	26 (22,81)	25 (33,33)	9 (12,33)	29 (25)	13 (20,63)	25 (19,84)	20 (21,05)	18 (19,15)
Solo cobertura pública	77 (77,78)	60 (67,42)	74 (77,89)	64 (68,09)	88 (77,19)	50 (66,67)	64 (87,67)	87 (75)	50 (79,37)	101 (80,16)	75 (78,95)	76 (80,85)
p valor (χ^2)	0,11		0,12	0,11		0,034		0,89			0,74	
Situación laboral, n (%)												
Ocupado/a	43 (43,43)	40 (44,94)	47 (49,47)	37 (39,36)	51 (44,74)	33 (44)	55 (75,34)	86 (74,14)	48 (76,19)	93 (73,81)	70 (73,68)	71 (75,53)
Desocupado/a	13 (13,13)	13 (14,61)	11 (11,58)	15 (15,96)	16 (14,04)	10 (13,33)	8 (10,96)	17 (14,66)	8 (12,70)	17 (13,49)	12 (12,63)	13 (13,83)
Inactivo/a	43 (43,43)	36 (40,45)	37 (38,95)	42 (44,68)	47 (41,23)	32 (42,67)	10 (13,70)	13 (11,21)	7 (11,11)	16 (12,70)	13 (13,68)	10 (10,64)
p valor (χ^2)	0,9		0,34	0,97		0,7		0,99			0,8	
Rama de actividad, n (%)												
Trabaja en sectores de baja productividad	94 (94,95)	83 (93,26)	88 (92,63)	90 (95,74)	108 (94,74)	70 (93,33)	54 (73,97)	79 (68,10)	45 (71,43)	88 (69,84)	69 (72,63)	64 (68,09)
Trabaja en sectores de alta productividad	5 (5,05)	6 (6,74)	7 (7,37)	4 (4,26)	6 (5,26)	5 (6,67)	19 (26,03)	37 (31,90)	18 (28,57)	38 (30,16)	26 (27,37)	30 (31,91)
p valor (χ^2)	0,62		0,61	0,68		0,39		0,82			0,49	
Horas semanales de trabajo no remunerado (DE)	48,92 (31,64)	33,17 (24,83)	43,02 (31,52)	39,59 (27,65)	42,07 (29,48)	40,17 (30,1)	14,32 (12,2)	13,92 (14,95)	16,57 (16,13)	12,83 (12,56)	13,77 (12,62)	14,38 (15,18)
p valor (prueba t)	0,16		0,16	0,55		0,56		0,79			0,73	
Violencia física o verbal												
No sufrió violencia física o verbal	57 (57,48)	55 (61,8)	44 (46,32)	68 (72,34)	64 (56,14)	48 (64)	58 (79,45)	97 (83,62)	47 (74,60)	108 (85,71)	76 (80)	79 (84,04)
Sufrió violencia física o verbal	42 (42,42)	34 (38,2)	51 (53,54)	26 (27,66)	50 (46,86)	27 (36)	15 (20,55)	19 (16,38)	16 (25,4)	18 (14,29)	19 (20)	15 (15,96)
p valor (χ^2)	0,55		0,00	0,28		0,46		0,06			0,46	

DE: desviación estándar.

revelaron con mayor frecuencia autopercebir un estado de salud como malo o regular ($p = 0,010$ y $p = 0,042$ para mujeres y varones, respectivamente). En las mujeres observamos que la presencia de ansiedad y depresión fue mayor entre aquellas que estuvieron expuestas a situaciones de violencia de género (verbal o física) ($p = 0,000$).

La Tabla 2 muestra los resultados de la estimación de las medidas de asociación entre autopercepción de salud general mala/regular, ansiedad/depresión, dolor/malestar con variables de exposición. Los resultados indicaron que a mayor tiempo promedio en horas dedicado al trabajo no remunerado, mayor era la probabilidad de presentar salud general autopercebida como mala o regular en las mujeres (OR: 1,02; IC 95 %: 1,00-1,03) (modelo 1); esto se mantuvo prácticamente estable al incluir en el modelo indicadores sociales (modelo 2) (OR: 1,03; IC 95 %: 1,01-1,04). Además, se evidenció que las mujeres con nivel socioeconómico alto, en comparación con las de nivel socioeconómico medio o bajo, mostraron menor probabilidad de autopercebir un estado de salud como malo o regular (OR: 0,05; IC 95 %: 0,00-0,66) (modelo 2). En lo que respecta al mercado laboral, las mujeres sin empleo tuvieron menor probabilidad de manifestar salud general autopercebida como mala/regular (OR: 0,32; IC 95 %: 0,10-0,97) (modelo 2), en comparación con aquellas que además de las tareas de cuidado dentro del hogar, desarrollaban tareas remuneradas.

En cuanto a los varones, quienes estaban solteros o sin pareja exhibieron mayores posibilidades de presentar salud general autopercebida como mala o regular, en comparación con los casados o en pareja (OR: 2,12; IC 95 %: 1,04-4,30) (modelo 2). Con relación al nivel educativo, los varones que cursaron estudios secundarios tuvieron menores probabilidades de percibir su salud general como mala/regular en comparación con aquellos con estudios primarios incompletos (OR: 0,29; IC 95 %: 0,09-0,90). También señalaron menores probabilidades de percibir su salud general como mala/regular los varones con obra social o prepaga (OR: 0,28; IC 95 %: 0,10-0,74) (modelo 2).

En cuanto al dolor/malestar, en las mujeres, la presencia de cobertura de salud (obra social o prepaga) se asoció a una menor probabilidad de dolor/malestar (OR: 0,37-, IC 95 %: 0,17-0,81), en comparación con aquellas con cobertura de salud exclusivamente pública (modelo 2).

Respecto a la ansiedad/depresión, se evidenció que las mujeres que habían sufrido violencia física o verbal tuvieron mayores probabilidades de padecerla que aquellas no expuestas a situaciones de violencia (OR 3,19; IC 95%: 1,73-5,91) (modelo 1). Esta asociación no cambió sustancialmente al incluir indicadores sociales (modelo 2) (OR: 3,50; IC 95%: 1,78-6,90). En los hombres igualmente se observó que aquellos expuestos a situaciones de violencia física o verbal tuvieron mayores probabilidades de presentar ansiedad y depresión (OR: 2,42;

IC 95%: 1,08-5,44) (modelo 1); sin embargo, esta asociación no se mantuvo en el modelo 2.

En relación con la presencia en el mercado laboral, las probabilidades de expresar ansiedad y depresión fueron menores en las mujeres desocupadas (OR: 0,30 IC 95%: 0,10-0,91) (modelo 2), en comparación con aquellas que además de las tareas de cuidado dentro del hogar, desarrollaban tareas remuneradas. También se evidenció que a mayor tiempo promedio dedicado al trabajo no remunerado, la probabilidad de tener ansiedad/depresión en las mujeres se incrementaba levemente (OR: 1,01; IC 95 %: 1,00-1,02) (modelo 1).

Acerca del nivel educativo, los hombres con mayor nivel educativo tuvieron menos probabilidades de presentar ansiedad/depresión, que aquellos con menor nivel de instrucción (OR: 0,30; IC 95 %: 0,10-0,89) para primario completo y secundario incompleto, y (OR: 0,27; IC 95 %: 0,08-0,96) para secundario completo y más.

Finalmente, cabe señalar que respecto de las personas transgénero, por cuanto solamente se tenían dos casos, resultó imposible aplicar pruebas estadísticas inferenciales y solo describimos sus principales características: ambas se definieron como personas transgénero masculino e informaron que su percepción de salud era buena; ninguno refirió presentar depresión o ansiedad.

Discusión

En este estudio analizamos los determinantes sociales y de género de la CVRS de la población adulta en un contexto de pobreza urbana de la Ciudad de Córdoba (Argentina). Las dimensiones e indicadores a partir de los cuales se estudió la CVRS fueron la salud general autopercebida, la presencia de ansiedad/depresión y de dolor/malestar.

En las mujeres observamos que un mayor tiempo promedio dedicado al trabajo no remunerado se asoció con mayores probabilidades de presentar salud general mala o regular, en tanto aquellas con mayor nivel socioeconómico y las mujeres desocupadas tuvieron menor probabilidad de autopercebir un estado de salud como malo o regular. Por otra parte, en los varones observamos que un mayor nivel educativo y la presencia de cobertura de salud resultó un elemento protector para la autopercepción del estado de salud como malo o regular. En estos últimos, el hecho de estar separado, soltero o viudo se asoció con mayores probabilidades de autopercebir un estado de salud como malo o regular.

Las probabilidades de expresar ansiedad y depresión fueron menores en las mujeres desocupadas y en las que dedicaban menor tiempo promedio al trabajo no remunerado; también en los hombres con mayor nivel educativo. Las personas que habían sufrido violencia física o verbal tuvieron mayores probabilidades de padecer ansiedad/depresión. Vinculado al bienestar físico,

Tabla 2. Medidas de asociación entre las variables de exposición y salud autopercebida por género. Córdoba, 2019

	Salud general autopercebida mala o regular		Ansiedad/Depresión		Dolor o malestar	
	Modelo 1*	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 1	Modelo 2
Mujeres	n = 188					
	OR (IC 95 %)	OR (IC 95 %)	OR (IC 95 %)	OR (IC 95 %)	OR (IC 95 %)	OR (IC 95 %)
Violencia física o verbal						
No sufrió violencia física o verbal	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
Sufrió violencia física o verbal	1,26 (0,68-2,33)	1,40 (0,70-2,79)	3,19 (1,73-5,91)	3,50 (1,78-6,90)	1,37 (0,74-2,52)	1,41 (0,73-2,72)
Tiempo en horas de trabajo no remunerado	1,02 (1,00-1,03)	1,03 (1,01-1,04)	1,00 (0,99-1,01)	1,01 (1,00-1,02)	1,00 (0,99-1,01)	1,00 (0,99-1,01)
Situación conyugal						
Casado/a o en pareja	-	(Ref.)	-	(Ref.)	-	(Ref.)
Separado/a, soltero/a o viudo/a		1,56 (0,76-3,18)		1,99 (0,99-4,03)		0,69 (0,35-1,38)
Nivel de instrucción						
Hasta primario incompleto, primario completo y secundario incompleto	-	(Ref.)	-	(Ref.)	-	(Ref.)
Secundario completo y más		1,23 (0,45-3,38)		0,66 (0,24-1,79)		0,98 (0,36-2,70)
		0,36 (0,11-1,11)		0,63 (0,20-1,93)		0,62 (0,20-1,89)
Nivel socioeconómico						
Medio o bajo	-	(Ref.)	-	(Ref.)	-	(Ref.)
Alto		0,05 (0,00-0,66)		0,37 (0,05-2,65)		0,19 (0,01-1,96)
Situación laboral						
Ocupado/a	-	(Ref.)	-	(Ref.)	-	(Ref.)
Desocupado/a		0,32 (0,10-0,97)		0,30 (0,10-0,91)		0,89 (0,31-2,49)
Inactivo/a		0,70 (0,32-1,49)		0,75 (0,36-1,56)		0,85 (0,41-1,76)
Rama de actividad						
Trabaja en sectores de alta productividad	-	(Ref.)	-	(Ref.)	-	(Ref.)
Trabaja en sectores de baja productividad		0,80 (0,20-3,23)		2,28 (0,55-9,36)		1,09 (0,27-4,37)
Cobertura de salud						
Solo cobertura pública	-	(Ref.)	-	(Ref.)	-	(Ref.)
Con obra social o prepaga		0,43 (0,19-0,99)		0,48 (0,21-1,06)		0,37 (0,17-0,81)
Varones	n = 189					
	OR (IC 95%)	OR (IC 95%)	OR (IC 95%)	OR (IC 95%)	OR (IC 95%)	OR (IC 95%)

Violencia física o verbal						
No sufrió violencia física o verbal	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)	(Ref.)
Sufrió violencia física o verbal	1,36 (0,62-2,99)	1,06 (0,44-2,51)	2,42 (1,08-5,44)	2,21 (0,93-5,23)	1,31 (0,61-2,81)	1,45 (0,66-3,21)
Tiempo en horas de trabajo no remunerado (z score)	1,00 (0,97-1,02)	0,99 (0,97-1,02)	1,02 (0,99-1,04)	1,01 (0,99-1,04)	0,99 (0,97-1,01)	0,99 (0,97-1,01)
Situación conyugal						
Casado/a o en pareja	-	(Ref.)	-	(Ref.)	-	(Ref.)
Separado/a, soltero/a o viudo/a		2,12 (1,04-4,30)		1,27 (0,62-2,62)		0,68 (0,36-1,28)
Nivel de instrucción						
Hasta primario incompleto, primario completo y secundario incompleto	-	(Ref.)		(Ref.)		(Ref.)
		0,29 (0,09-0,90)		0,30 (0,10-0,89)		0,85 (0,31-2,31)
Secundario completo y más		0,42 (0,12-1,46)		0,27 (0,08-0,96)		1,08 (0,34-3,37)
Nivel socioeconómico						
Medio o bajo	-	(Ref.)	-	(Ref.)	-	(Ref.)
Alto		0,18 (0,00-3,57)		0,26 (0,01-4,93)		0,86 (0,04-16,7)
Situación laboral						
Ocupado/a	-	(Ref.)	-	(Ref.)	-	(Ref.)
Desocupado/a		0,65 (0,23-1,87)		1,04 (0,35-3,05)		1,08 (0,43-2,73)
Inactivo/a		0,96 (0,34-2,72)		0,56 (0,19-1,65)		1,27 (0,49-3,29)
Rama de actividad						
Trabaja en sectores de alta productividad	-	(Ref.)	-	(Ref.)	-	(Ref.)
Trabaja en sectores de baja productividad		0,79 (0,38-1,62)		0,92 (0,44-1,90)		0,77 (0,40-1,47)
Cobertura de salud						
Solo cobertura pública	-	(Ref.)	-	(Ref.)	-	(Ref.)
Con obra social o prepaga		0,28 (0,10-0,74)		1,08 (0,44-2,59)		0,96 (0,43-2,12)

Modelos ajustados por edad (años)

IC, Intervalos de confianza; Ref.: Valor de referencia.

la presencia de cobertura de salud se asoció a una menor probabilidad de dolor/malestar en las mujeres y para salud mala/regular en los varones.

Se sabe que las personas presentan exposiciones diferenciales a peligros o riesgos para la salud en virtud de sus funciones y las responsabilidades de género socialmente asignadas. En este sentido, el deterioro de la

salud en las mujeres, como consecuencia del trabajo no remunerado y las tareas de cuidado, es reportado por vastas publicaciones [4,8,9]. El cuidado no remunerado no solo tiene repercusiones sobre la vida laboral, social y la economía de las mujeres, sino también sobre su estado de salud.

Numerosos trabajos han analizado el impacto de las tareas de cuidado en la calidad de vida de las cuidadoras [5,8,9]. Se han documentado efectos negativos en la salud física y psicológica, que se expresan en síntomas inespecíficos, como depresión, ansiedad, irritabilidad, mialgias y problemas crónicos circulatorios y articulares potencialmente incapacitantes. Asimismo, se han demostrado otros efectos sobre la vida familiar, social y afectiva, y el tiempo libre destinado a actividades personales y al ocio, incluida la de cuidar de su propia salud. Los efectos negativos en la salud no solo afectan al bienestar de cada mujer, sino que igualmente representan un costo para el sistema de salud [24].

En nuestro estudio evidenciamos una asociación entre el mayor tiempo promedio dedicado al trabajo no remunerado y las probabilidades de autopercebir la salud como mala/regular y ansiedad/depresión. De manera similar, estudios recientes señalan, además, que largos horarios dedicados a las tareas domésticas y a las de cuidado informal influyen sobre el estado de salud de las personas cuidadoras [4,5].

En línea con los resultados obtenidos en este estudio, un estudio epidemiológico transversal sobre personas cuidadoras en España [25] confirma que “el trabajo de cuidar” continúa siendo altamente feminizado, indicando que la mayor percepción de deterioro de la salud se relaciona con la mayor carga de responsabilidades y las características del cuidado que prestan las mujeres. La problemática se hace más aguda en América Latina y el Caribe [26]: la región representa una de las más desiguales del mundo, con un mercado laboral segmentado que discrimina a las mujeres, quienes reportan una amplia diferencia en el promedio de horas destinadas al trabajo no remunerado, resultando mayor que en los hombres. Esta sobrecarga de trabajo y responsabilidad vinculada a los roles de género [7,8] se asocia a una peor salud autopercebida en las mujeres [27]. Asimismo, un estudio desarrollado en Argentina [17] informa que con más frecuencia los varones tienden a percibir su estado de salud como excelente o muy bueno, en comparación con las mujeres.

En nuestro trabajo observamos también que el desempleo no se relaciona con una mayor probabilidad de presentar salud general autopercebida como mala/regular en las mujeres. Estos hallazgos son consistentes con la hipótesis de sobrecarga o de conflicto de rol; así, se ha documentado que el trabajo remunerado tiene un efecto beneficioso sobre la salud de las mujeres solteras, pero poco o nada sobre las casadas, o que viven en pareja [4]. Según una revisión sistemática [7], la situación laboral individual está más fuertemente vinculada a la salud autopercebida como mala o regular en los hombres [28]. En cambio, en las mujeres, el empleo remunerado tiene un efecto beneficioso sobre la salud de aquellas con hijos o hijas solo cuando trabajan a tiempo parcial, mientras

que entre las mujeres ocupadas, sobre todo entre las de clases más desfavorecidas, el riesgo de mal estado de salud se incrementa con las exigencias domésticas [29].

En nuestro estudio también observamos que en los varones, el hecho de estar separado, soltero o viudo se asoció con mayores probabilidades de presentar autopercepción del estado de salud como malo o regular. Está ampliamente documentado que las personas casadas o que viven en pareja tienen mejor estado de salud que las solteras, separadas, divorciadas o viudas [4,5]. Uno de los mecanismos para explicar este hallazgo son los estilos de vida más saludables entre las personas que viven en pareja [4]. Según un estudio desarrollado en España sobre desigualdades en salud [30], el hecho de vivir en pareja y con hijos/as reduce considerablemente la probabilidad de declarar tener mala salud autopercebida de los hombres.

Por otra parte, y en semejanza a nuestros hallazgos, donde un mayor nivel socioeconómico en las mujeres y un mayor nivel educativo en los hombres se asociaron con menores probabilidades de presentar salud general autopercebida como mala/regular, algunos estudios afirman esta asociación, indicando [15,16] que un mayor nivel educativo y de ingresos se relacionan con una mejor percepción de la salud general, con mayor impacto en aquellos que finalizaron estudios universitarios [30]. Es menester destacar que nuestra población de estudio, que se ubica en un contexto de pobreza urbana, expresó promedios más elevados de salud general percibida como mala o regular, duplicando el promedio nacional informado en la última ENFR del año 2019 [21].

En consonancia con nuestros hallazgos, un estudio desarrollado en Argentina [17] indicó que tener cobertura de salud se relaciona con una mayor presencia de autopercepción de la salud general como buena o muy buena. De allí resulta que la cobertura de salud constituye otro elemento protector ante la presencia de salud autopercebida como mala/regular.

Respecto al vínculo entre la exposición a situaciones de violencia física o verbal y la mayor probabilidad de contar salud mala/regular observada en nuestra investigación, un estudio ecológico desarrollado en España [31] indica que estar sometidas a una relación de violencia tiene, a corto y a largo plazo, graves consecuencias en la salud de las mujeres: disminución de su autoestima, ansiedad, depresión, además de las lesiones físicas; asimismo, indica que los problemas de salud derivados de dicha violencia no son reconocidos habitualmente por las/los profesionales sanitarios/as.

La probabilidad de presentar ansiedad/depresión, en nuestro estudio, resultó mayor en las mujeres que dedican mayor tiempo promedio al trabajo no remunerado, y aquellas desocupadas. Al respecto, encuestas de salud de España [25] indican que el empleo remunerado tiende a tener más efecto en la salud mental de los hombres,

mientras que el trabajo doméstico genera mayor efecto en la salud mental de las mujeres, siendo esta influencia diferente según la clase social. Se sostiene, además, que las desigualdades en salud mental aumentan, en todo el mundo, a medida que lo hace el nivel de desigualdad de género de las sociedades. Situaciones como la segregación del mercado laboral, una mayor carga de trabajo doméstico, de cuidados y una menor presencia en espacios de toma de decisiones someten a las mujeres a mayores niveles de estrés, lo que limita su capacidad de acceso a recursos que pueden proteger su salud mental [31,32].

En nuestra investigación también encontramos que, en los varones, un mayor nivel educativo alcanzado resultó un elemento protector para la presencia de ansiedad/depresión. En este sentido, estudios latinoamericanos indican que un nivel alto de instrucción se relaciona con menor probabilidad de presentar síntomas depresivos [33,34].

En este estudio observamos igualmente que la presencia de cobertura de salud se asoció a una menor probabilidad de dolor/malestar en las mujeres. Al respecto, el Observatorio de Salud de la Mujer, de España [35], señala que el dolor es la primera causa de consulta en atención primaria, resultando más frecuente en las mujeres. En este marco, los cuidados proporcionados a través de los servicios de salud a las personas que padecen dolor mejoran la calidad de vida de los pacientes y de sus familias, resultando así la cobertura de salud un elemento protector para el dolor/malestar [36].

Cabe señalar que este trabajo presenta ciertas limitaciones. Dado que la población bajo estudio es usuaria del sistema de salud, los resultados en la evaluación de la CVRS pueden estar condicionados a un malestar o queja del momento, por la cual el/la entrevistado/a asiste a la consulta médica. Por otra parte, es un hecho reconocido que la población usuaria del sistema de salud incorpora algunas estrategias para el cuidado de la salud y por ello la muestra puede no reflejar completamente a la población general del entorno barrial.

Entre las fortalezas del estudio, se destaca el uso del mismo instrumento [21] de la ENFR, lo cual permite comparar los resultados de nuestra investigación con lo que acontece a nivel nacional. Otra de las fortalezas la constituye el análisis de la CVRS desde la perspectiva de los determinantes sociales y de género, pues ello cobra particular relevancia en contextos de pobreza urbana, donde se superponen múltiples desventajas sociales. Otra de las fortalezas es que se incluyeron indicadores específicos vinculados a las inequidades de género.

Podemos concluir que una mayor probabilidad de presentar salud mala y regular, y ansiedad o depresión, estuvo vinculada en las mujeres a inequidades de género, como un mayor tiempo promedio dedicado al trabajo no

remunerado y a la exposición a situaciones de violencia. También observamos que, en los varones, determinantes sociales como contar con cobertura de salud y un mayor nivel educativo resultaron elementos protectores ante la posibilidad de manifestar salud mala/regular.

Finalmente, los resultados de este estudio sugieren que los determinantes sociales y de género tienen un importante rol en la CVRS en contextos sociosegregados de Córdoba y, por lo tanto, resulta recomendable que ello sea tenido en cuenta al momento de implementar estrategias sanitarias tendientes a mejorarla. En línea con lo anterior, se recomienda también la incorporación de indicadores de inequidad de género en la vigilancia epidemiológica de las enfermedades crónicas no transmisibles y demás indicadores de salud relacionados con la calidad de vida.

Agradecimientos

Virginia Peresini agradece la beca doctoral del Programa de Fortalecimiento Institucional (PROFOIN), Secretaría de Ciencia y Tecnología (SECYT), Universidad Nacional de Córdoba (Resolución Decanal-2019-1822-E-UNC), en cuyo marco se ha desarrollado este trabajo. Agradecemos también al equipo que forma parte del Hospital Municipal Príncipe de Asturias por su colaboración.

Fuentes de financiación

Sin fuentes de financiamiento.

Declaración de conflicto de intereses

No hubo conflicto de intereses durante la realización del estudio.

Declaración de contribución por autores

Los tres autores citados concibieron y diseñaron el trabajo que aquí se presenta. Virginia Peresini participó principalmente en la redacción del artículo, Natalia Tumas y Gabriel Acevedo en la revisión crítica sustancial de su contenido. Virginia Peresini coordinó y realizó la recolección de datos. Natalia Tumas y Virginia Peresini efectuaron el análisis estadístico. Los tres autores participaron en la interpretación de resultados y discusión. Los autores citados tuvieron la oportunidad de leer y aprobar la versión final del manuscrito y autorizar su envío para su publicación.

Se entiende que cada uno de los autores se responsabiliza del contenido del texto.

Referencias

- Barakat C, Konstantinidis T. A review of the relationship between socioeconomic status change and health. *Int. J. Environ. Res. Public Health*. 2023;20(13):6249. doi: <https://doi.org/10.3390/ijerph20136249>
- Vilagut G, Ferrer M, Rajmil L, et al. El Cuestionario de Salud SF-36 español: una década de experiencia y nuevos desarrollos. *Gac Sanit* [internet]. 2005 [citado 2022 nov. 2]; 19(2):135-50. Disponible en: http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0213-91112005000200007&lng=es
- Augustovski FA, Irazola VE, Velazquez AP, et al. Argentine valuation of the EQ-5D health states. *Value Health*. 2009;12(4):587-96. doi: <https://doi.org/10.1111/j.1524-4733.2008.00468.x>
- Artazcoz L. Aspectos metodológicos en la investigación sobre trabajo, género y salud. *Áreas. Revista Internacional de Ciencias Sociales* [internet]. 2014;(33)139-53. [citado 2023 jul. 6]. Disponible en <https://revistas.um.es/areas/article/view/216091>
- Sen G, Östlin P. La inequidad de género en la salud: desigual, injusta, ineficaz e ineficiente. Por qué existe y cómo podemos cambiarla. Informe final a la Comisión sobre Determinantes Sociales de la Salud de la OMS [internet]; 2007 [citado 2023 mar. 2]. Disponible en: <https://www.studocu.com/es-mx/document/universidad-autonoma-de-nuevo-leon/economia/la-inequidad-de-genero-en-lasalud-desigual-injusta-ineficaz-e-ineficiente/50215209>
- Espelt A, Continente X, Domingo-Salvany A, et al. La vigilancia de los determinantes sociales de la salud. *Gac Sanit*. 2016;30(S1):38-44. doi: <https://www.gacetasanitaria.org/es-la-vigilancia-determinantes-sociales-salud-articulo-S021391116301017>
- Heise L, Greene M, Opper N, et al. Gender inequality and restrictive gender norms: Framing the challenges to health. *Lancet*. 2019;393(10189): 2440-54. doi: [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(19\)30652-X](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(19)30652-X)
- Milner A, Scovelle A, King T, et al. Gendered working environments as a determinant of mental health inequalities: A protocol for a systematic review. *Int. J. Environ. Res. Public Health*. 2019;16(7):1169. doi: <https://doi.org/10.3390/ijerph16071169>
- García-Calvente M del M, Mateo-Rodríguez I, Eguiguren AP. El sistema informal de cuidados en clave de desigualdad. *Gac Sanit* [internet]. 2004 [citado 2022 nov. 2]; 18(4):132-9. Disponible en: http://scielo.isciii.es/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0213-91112004000400021&lng=es
- Freidin B, Krause M, et al. Trabajo precario y cuidado de la salud en varones de clase popular en Buenos Aires, Argentina. *PSM* [internet]. 2022 [citado 2022 nov. 2] 19(2):130-61. Disponible en: http://www.scielo.sa.cr/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S1659-02012022000100130&lng=en
- Heymann J, Levy J, Bose B, et al. Improving health with programmatic, legal, and policy approaches to reduce gender inequality and change restrictive gender norms. *Lancet*. 2019;393(10190):2522-34. doi: [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(19\)30656-7](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(19)30656-7)
- Ahonen EQ, Fujishiro K, et al. Work as an inclusive part of population health inequities research and prevention. *Am. J. Public Health*. 2018;108(3):306-11. doi: <https://doi.org/10.2105/AJPH.2017.304214>
- Bulanda JR, Yamashita T, Brown JS. Marital quality, gender, and later-life depressive symptom trajectories. *J Women Aging*. 2021;33(2):122-36. doi: <https://doi.org/10.1080/08952841.2020.1818538>
- Instituto Nacional de Estadística de España. Encuesta de fecundidad 2018. Metodología [internet]. 2019 [citado 2022 nov. 25]. Disponible en: https://www.ine.es/metodologia/t20/fecundidad2018_meto.pdf
- Beauregard N, Marchand A, Bilodeau J, et al. Gendered pathways to burnout: Results from the SALVEO study. *Ann. Work Expo. Health*. 2018, 62(4):426-37. doi: <https://doi.org/10.1093/annweh/wxx114>
- Barros FC, Matijasevich A, Santos IS, et al. Social inequalities in mental disorders and substance misuse in young adults: A birth cohort study in Southern Brazil. *Soc. Psychiatry Psychiatr. Epidemiol*. 2018;53:717-726. doi: <https://doi.org/10.1007/s00127-018-1526-x>
- Alazraqui M, Díez A, et al. Salud auto-referida y desigualdades sociales, ciudad de Buenos Aires, Argentina, 2005. *Cad. Saúde Pública*. 2009;25(9):1990-2000. doi: <https://doi.org/10.1590/S0102-311X2009000900013>
- Rivera C, Mamondi V, Fueyo JL, et al. Health-related quality of life in children with and without chronic conditions: A multicenter study. *Arch Argent Pediatr*. 2015;113(5):404-10. doi: <https://doi.org/10.5546/aap.2015.eng.404>
- Berra S, Rivadero L, Mántaras R, et al. Salud autopercibida, cambios en la experiencia escolar y otros hábitos de la salud de escolares adolescentes cordobeses durante el aislamiento social preventivo y obligatorio por COVID-19. *Rev. Salud Pública (Córdoba)*. 2021;26(2):86-89. doi: <https://doi.org/10.31052/1853.1180.v26.n2.34016>
- Degoy E, Berra S. Differences in health-related quality of life by academic performance in children of the city of Córdoba-Argentina. *Qual Life Res*; 2018;27:1463-71. doi: <https://doi.org/10.1007/s11136-018-1849-9>
- Argentina, Ministerio de Salud de la Nación, Instituto Nacional de Estadísticas y Censos. Cuarta Encuesta Nacional de factores de riesgo para las enfermedades no transmisibles [internet]; 2019 [citado 2023 mar. 2]. Disponible en: https://www.indec.gov.ar/ftp/cuadros/publicaciones/enfr_2018_resultados_definitivos.pdf
- Argentina, Instituto Nacional de Estadística y Censos (INDEC). Nuevas realidades, nuevas demandas. Desafíos para la medición de la identidad de género en el Censo de Población. Ciudad Autónoma de Buenos Aires: INDEC [internet]; 2019 [citado 2023 jul. 6]. Disponible en: https://www.indec.gov.ar/ftp/cuadros/publicaciones/identidad_genero_censo_2020.pdf
- Observatorio Social de SAIMO. El nivel socioeconómico en la Argentina, 2015. Estratificación y variables [internet]; 2015 [citado 2023 ago. 25]. Disponible en: <https://www.saimo.org.ar/archivos/observatorio-social/El-NSE-en-la-Argentina-2015-Estratificacion-y-Variabes.pdf>
- Organización Panamericana de la Salud (OPS). Marco conceptual e indicadores para monitorear la igualdad de género en la salud en las Américas. Washington: OPS [internet]; 2019 [citado 2023 mar. 2]. Disponible en: <https://iris.paho.org/handle/10665.2/51785>
- Gupta GR, Oomman N, Grown C, et al. Gender equality and gender norms: Framing the opportunities for health. *Lancet*. 2019;393(10190):2550-62. doi: [https://doi.org/10.1016/S0140-6736\(19\)30651-8](https://doi.org/10.1016/S0140-6736(19)30651-8)
- Santos SM, Chor D, et al. Associação entre fatores contextuais e auto-avaliação de saúde: uma revisão sistemática de estudos multinível. *Cad. Saúde Pública* 2007; 23(11):2533-54. doi: <https://doi.org/https://doi.org/10.1590/S0102-311X2007001100002>
- Alonso J, Cabasés J, Puig-Barrachina V. Retos actuales de la salud mental desde la salud pública y la administración sanitaria. *Gaceta Sanitaria* [internet]. 2020 [citado 2023 mar. 13]; 34(1): 1-86. Disponible en: <https://sespas.es/2020/11/20/informe-sespas>

- 2020-retos-actuales-de-la-salud-mental-desde-la-salud-publica-y-la-administracion-sanitaria/
28. Diez Roux AV. Investigating neighborhood and area effects on health. *Am J Public Health*. 2001;91(11):1783-9. DOI: <https://doi.org/10.2105/ajph.91.11.1783>
 29. Bacchus LJ, Ranganathan M, et al. Recent intimate partner violence against women and health: A systematic review and meta-analysis of cohort studies. *BMJ Open*. 2018;8(7):e019995. DOI: <https://doi.org/10.1136/bmjopen-2017-019995>
 30. Ervin J, Taouk Y, Fleitas L, et al. Gender differences in the association between unpaid labour and mental health in employed adults: A systematic review. *Lancet Public Health*. 2022;7(9):E775-E786. DOI: [https://doi.org/10.1016/S2468-2667\(22\)00160-8](https://doi.org/10.1016/S2468-2667(22)00160-8)
 31. Bacigalupe A, Cabezas A, et al. El género como determinante de la salud mental y su medicalización. Informe SESPAS 2020. *Gac Sanit*. 2020;34(S1):61-67. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2020.06.013>
 32. Calderón DF, Calderón GF, et al. Prevalencia de depresión en adultos mayores de la consulta externa de un hospital público. *Cambios*. 2020;19(1):6-13. DOI: <https://doi.org/10.36015/cambios.v19.n1.2020.445>
 33. Torres JL, Silva SLA da, Lustosa LP. The role of education on the association between disability and depressive symptoms among community-dwelling older adults: Evidence from Frailty in Brazilian Older People (Fibra) study. *Arch Gerontol Geriatr*. 2019;80:120-4. DOI: <https://doi.org/10.1016/j.archger.2018.11.004>
 34. Gumà J, Arpino B, Solé-Auró A. Determinantes sociales de la salud de distintos niveles por género: educación y hogar en España. *Gac Sanit* [internet]. 2019;33(2): 127-33. DOI: <https://dx.doi.org/10.1016/j.gaceta.2017.11.010>
 35. Observatorio Salud de la Mujer. Informe Salud y Género 2006: Las edades centrales de la vida. *Inf Estud e Investig* [internet]. 2008 [citado 2023 ago. 25]. Disponible en: <https://www.mujaresenred.net/spip.php?article1370>
 36. Organización Mundial de la Salud. Fortalecimiento de los cuidados paliativos como parte del tratamiento integral a lo largo de la vida. En: 67.^a Asamblea Mundial de la Salud. Resoluciones y decisiones [internet]; 2014 [citado 2022 nov. 25]. pp. 38-43. Disponible en: https://apps.who.int/gb/ebwha/pdf_files/WHA67-REC1/A67_2014_REC1-sp.pdf?ua=1&ua=1#page=60

Anexos

Anexo 1. Fórmula aplicada para el cálculo del tamaño muestral

$$n = \frac{N \times Z_{\alpha}^2 \times p \times q}{d^2 \times (N - 1) + Z_{\alpha}^2 \times p \times q}$$

$$n = \frac{211\,159 \times 1,96^2 \times 0,05 \times 0,95}{0,05^2 \times (211\,159 - 1) + 1,96^2 \times 0,05 \times 0,95} = 384$$

donde:

N = Total de la población.

$Z_{\alpha} = 1,96^2$ (si la seguridad es del 95 %)

p = proporción esperada (en este caso, 5 % = 0,05)

$q = 1 - p$ (en este caso, $1 - 0,05 = 0,95$).

d = precisión (5 %).

Con base en lo anterior, se tomó una muestra aleatoria simple de 380 pacientes que acudieron a la consulta de admisión durante el período comprendido entre mayo y noviembre de 2019.

Anexo 2 El nivel socioeconómico en la Argentina. Estratificación y variables

El nivel socioeconómico: el nivel socioeconómico se pondera conforme a la ocupación y el nivel educativo del principal sostén del hogar. La ocupación del principal sostén del hogar se divide en ocho categorías jerárquicas, determinadas por factores como: maquinaria/tecnología que utiliza en el trabajo, si tienen empleados a cargo o no, tamaño de la empresa, etc. A continuación damos algunos ejemplos de ocupaciones para cada grupo:

G1: becario (estudiante), lustrabotas, paseador de perros.

G2: ayudante de cocina, ayudantes y peones de la construcción, promotor, telefonista, vigilador.

G3: jardinero (cuenta propia), peluquero (cuenta propia), jardinero (cuenta propia).

G4: policía, taxista o remisero (dueño sin empresa), fotógrafo.

G5: maestro de grado, maestro mayor de obra (en obra), periodista sin personal a cargo.

G6: plomero (cuenta propia/patrón), técnico electromecánico (empleado).

G7: decano de una facultad en una universidad, médico de hospital (no jefe), ingeniero (no jefe), becario (investigador).

G8: director de escuela, fabricante de muebles (dueño de empresa mediana o grande), peluquero con negocio con más de 5 empleados.

La educación del principal sostén del hogar se clasifica en siete categorías:

E0: sin educación.

E1: primario incompleto.

E2: primario completo.

E3: secundario incompleto.

E4: secundario completo.

E5: universitario incompleto y terciario (completo o incompleto).

E6: universitario completo, posgrado universitario.

La Tabla A2.1 resume la regla de clasificación del nivel socioeconómico. La letra E identifica a los indigentes, los cuales están fuera de las mediciones de audiencia. Estas últimas segmentan a las personas que viven en la capital y en el conurbano bonaerense, en tres grupos de niveles socioeconómicos: Alto (BC1 y C2), Medio (C3) y Bajo (D1D2). En las plazas del interior, la segmentación correspondiente es: Alto (BC1, C2 y C3) y Bajo (D1D2).

Tabla A2.1. Nivel socioeconómico en la Argentina: estratificación y variables

	Educación			Ocupación				
	G1	G2	G3	G4	G5	G6	G7	G8
E0	E	D2	D2	D1	D1	C3	C3	C3
E1	E	D2	D1	D1	C3	C3	BC1C2	BC1C2
E2	E	D2	D1	D1	C3	C3	BC1C2	BC1C2
E3	E	D2	D1	C3	C3	C3	BC1C2	BC1C2
E4	D2	D1	D1	C3	C3	C3	BC1C2	BC1C2
E5	D2	D1	D1	C3	C3	BC1C2	BC1C2	BC1C2
E6	D1	D1	C3	C3	BC1C2	BC1C2	BC1C2	BC1C2

Fuente: [35].