

Original

Impacto del confinamiento por la COVID-19 en la salud autopercebida en Chile según género



Natalia López-Contreras^{a,b}, Tomás López-Jiménez^{c,d}, Olivia Janett Horna-Campos^e, Marinella Mazzei^e, María Sol Anigstein^{e,f} y Constanza Jacques-Aviñó^{c,d,*}

^a Unidad de Vicerrectoría Investigación y Postgrado, Universidad de La Frontera, Temuco, Chile

^b Departamento de Ciencias Experimentales y de la Salud, Universidad Pompeu Fabra, Barcelona, España

^c Fundació Institut Universitari per a la Recerca a l'Atenció Primària de Salut Jordi Gol i Gurina, Barcelona, España

^d Universitat Autònoma de Barcelona, Bellaterra, Cerdanyola del Vallès, Barcelona, España

^e Escuela de Salud Pública Salvador Allende, Universidad de Chile, Santiago, Chile

^f Departamento de Antropología, Universidad de Chile, Santiago, Chile

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 21 de diciembre de 2021

Aceptado el 5 de abril de 2022

On-line el 29 de abril de 2022

Palabras clave:

Estado de salud

Cuarentena

COVID-19

Rol de género

Determinantes sociales de la salud

Chile

RESUMEN

Objetivo: Analizar los factores sociales asociados a la salud autopercebida durante el confinamiento en la población residente en Chile según la perspectiva de género.

Método: Estudio transversal realizado mediante encuesta *online* durante el confinamiento por la COVID-19 entre el 17 de mayo y el 17 de agosto de 2020. Se analizó la salud autopercebida en población de 18 años o más en relación con variables sociales. Se construyeron modelos de regresión logística multivariante para evaluar la asociación entre las variables independientes con la salud autopercebida, a través de *odds ratio* ajustadas (ORa). Los análisis se estratificaron por sexo (H: hombres; M: mujeres).

Resultados: Se analizaron 5981 personas (el 63,9% mujeres). El 29,6% de las mujeres y el 19,2% de los hombres reportaron mala salud autopercebida. En las mujeres, empeora al aumentar la edad. La peor salud autopercebida se asoció principalmente con la falta de apoyo social (ORa H: 2,05; ORa M: 2,34), la preocupación por la convivencia en el hogar (ORa H: 1,66; ORa M: 1,38), percibir inadecuadas condiciones de la vivienda (ORa H: 1,89; ORa M: 2,63) y el desacuerdo con las medidas gubernamentales (ORa H: 2,80; ORa M: 1,82). En las mujeres, además, se asoció al trabajo informal o estar inactivas laboralmente (ORa: 2,11). En los hombres, una peor salud autopercebida se asoció a ser trabajador independiente (autónomo) (ORa: 1,65; intervalo de confianza [IC]: 1,11-2,45) y tener educación secundaria (ORa: 2,81; IC: 1,32-5,98).

Conclusiones: El impacto social del confinamiento en la salud autopercebida se relaciona con el género, la edad, el trabajo de cuidados y las condiciones socioeconómicas, así como con el desacuerdo con las medidas implementadas para gestionar la pandemia.

© 2022 SESPAS. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Este es un artículo Open Access bajo la licencia CC BY-NC-ND (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Impact of COVID-19 lockdown on self-perceived health in Chile by gender

ABSTRACT

Keywords:

Health status

Quarantine

COVID-19

Gender role

Social determinants of health

Chile

Objective: To analyse the social factors associated with self-perceived health during the COVID-19 lockdown in the Chilean resident population according to gender perspective.

Method: Cross-sectional study conducted during the COVID-19 lockdown between May 17 and August 17, 2020 with an online survey. Self-perceived health was analysed in the population aged 18 years or older in relation to social variables. Multivariate logistic regression models were constructed to assess the association between independent variables with self-perceived health, through adjusted odds ratio (aOR). Analyses were stratified by sex (M: men; W: women).

Results: 5981 persons were analysed (women: 63.9%). 29.6% of women and 19.2% of men reported poor self-perceived health. In women it worsens with increasing age. Worse self-perceived health was mainly associated with lack of social support (ORa M: 2.05; ORa W: 2.34), concern about living together at home (ORa M: 1.66; ORa W: 1.38), perceived inadequate housing conditions (ORa M: 1.89; ORa W: 2.63), and disagreement with government measures (ORa M: 2.80; ORa W: 1.82). In women, it was also associated with informal work or being inactive in the labour market (ORa: 2.11). In men worse self-perceived health was associated with being self-employed (ORa: 1.65; confidence interval [CI]: 1.11–2.45) and has secondary education (ORa: 2.81; CI: 1.32–5.98).

* Autora para correspondencia.

Correo electrónico: cjacques@idiapjgol.org (C. Jacques-Aviñó).

Conclusions: The social impact of lockdown in self-perceived health is related to gender, age, care work, and socioeconomic conditions, as well as, by disagreement with the measures implemented to manage the pandemic.

© 2022 SESPAS. Published by Elsevier España, S.L.U. This is an open access article under the CC BY-NC-ND license (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>).

Introducción

Una de las medidas que adoptaron los países para el control de la COVID-19 fue la implementación de confinamientos domiciliarios. Según la evidencia, el confinamiento tiene consecuencias sobre la salud, como mayor inactividad física, aumento de los trastornos alimentarios¹ y empeoramiento de la salud mental². Estos efectos están relacionados con determinantes del área social y económica de las personas, generando un impacto diferencial según ejes como el sexo, la edad o la clase social^{3,4}. Globalmente, las mujeres se han visto más afectadas por las medidas implementadas para contener la pandemia^{3,5}. Por ejemplo, se han reportado un aumento de la violencia de género durante el confinamiento, una mayor tasa de desempleo y una mayor preocupación por contraer la COVID-19². En países de Latinoamérica, además, hay que considerar que las mujeres tienen mayor presencia en el sector laboral informal y menor capacidad para hacer frente a los problemas socioeconómicos, y además son las responsables principales de la mayoría de los trabajos relacionados con el cuidado en el hogar⁶.

En el caso de Chile, el país declaró el confinamiento generalizado el 26 de marzo de 2020, incluido el cierre de colegios, que se mantuvieron sin actividad presencial por 18 meses⁷. El confinamiento se dio en medio de un contexto sociopolítico complejo, marcado por protestas nacionales como síntoma de un descontento social por las malas condiciones socioeconómicas, producto de un modelo neoliberal heredado de la dictadura de Pinochet⁸. Estas protestas se dieron en el espacio público y debieron ser suspendidas por el confinamiento⁸, que consistió en restringir el libre movimiento, salvo para realizar compras de alimentos o trabajos vinculados a los servicios de salud y de emergencias⁹. Además, se estableció un mecanismo de control para las salidas del domicilio, estando acotadas a dos semanales mediante un permiso que otorgaba la policía¹⁰. A partir del 19 de julio de 2020 se comenzó con el plan «Paso a paso», que diferenció el tipo de restricciones según las características epidemiológicas de cada territorio¹⁰.

Los efectos del confinamiento en la capital del país han mostrado una alta presencia de preocupación y ansiedad, siendo mayor entre las mujeres¹¹. La salud autopercebida, la cual está relacionada con la salud mental¹², es un indicador de salud de las personas (en relación con la calidad de vida, las enfermedades clínicamente diagnosticadas y la función física), de la utilización de servicios sanitarios y de la mortalidad¹³. Así mismo, en la salud autopercebida se observan distintos patrones por género y posición socioeconómica. La salud autopercebida de las mujeres también está relacionada con la mayor carga de enfermedad que padecen¹⁴. Además, según la clase social, la inseguridad laboral, entre los hombres, y la responsabilidad del trabajo doméstico, entre las mujeres, se relacionan con una peor salud autopercebida¹⁵. Por lo tanto, resulta relevante analizar los efectos del confinamiento en la salud autopercebida desde una perspectiva de género debido a su potencialidad de explicación e interpretación de las inequidades¹⁶. El objetivo de este estudio es analizar los factores sociales asociados a la salud autopercebida durante el confinamiento en la población residente en Chile según la perspectiva de género.

Método

Tipo de estudio y recogida de datos

Estudio transversal realizado en personas de 18 años o más que vivían en Chile durante el confinamiento por la COVID-19. Los datos se obtuvieron mediante una encuesta *online* aplicada entre el 17 de mayo y el 17 de agosto de 2020. El 98,3% contestaron el cuestionario antes del inicio del plan «Paso a paso». Los datos del estudio se recogieron y gestionaron utilizando las herramientas de captura de datos electrónicos SurveyMonkey® (alojadas en la Fundació Institut Universitari per a la Recerca a l'Atenció Primària de Salut Jordi Gol i Gurina, Barcelona, España).

Muestreo

El reclutamiento se realizó a través de plataformas *online* y redes sociales utilizando técnicas de muestreo por conveniencia y de bola de nieve. El cuestionario fue creado inicialmente por un equipo de investigación en España y se adaptó al contexto chileno. Se realizó un estudio piloto y se introdujeron modificaciones para facilitar su comprensión e interpretación. Los criterios de inclusión fueron tener 18 años o más y vivir en Chile. Asumiendo un riesgo alfa del 5%, un riesgo beta del 20% y una *odds ratio* [OR] de 1,3, se consideró que era necesario reclutar un mínimo de 1841 participantes. Se utilizó el software PASS para el cálculo del tamaño de la muestra y la potencia (PASS 15 Power Analysis and Sample Size Software, 2017). Se analizaron las encuestas que las personas completaron con un mínimo del 50%. Para abordar los posibles sesgos debidos a las variables cuya información faltaba se realizó una imputación múltiple mediante ecuaciones encadenadas con 50 conjuntos de datos imputados¹⁷. Las estimaciones de cada conjunto de datos imputados se combinaron siguiendo las reglas descritas por Rubin¹⁸. Para disminuir los sesgos en las estimaciones, se ponderó la muestra por la distribución de edad y el nivel de educación extraídos del Censo 2017 de Chile¹⁹.

Variables

La variable dependiente fue la salud autopercebida, con cinco opciones de respuesta en una escala Likert, la cual luego fue dicotomizada en buena salud autopercebida (muy buena y buena) y mala salud autopercebida (regular, mala y muy mala). Como variables independientes se incluyeron las características sociodemográficas: edad, educación finalizada y pertenencia a pueblos originarios (entendida como aquellas personas que mantienen y defienden su identidad étnica diferenciándose de la cultura colonial²⁰). Las variables relacionadas con las condiciones materiales y socioeconómicas fueron la situación laboral, el cambio en la situación laboral, la tenencia de la vivienda, el tamaño de la vivienda (m²) y la percepción de vivir en una vivienda adecuada para el confinamiento. En cuanto a los factores psicosociales, se incluyeron las variables apoyo social, convivencia con personas dependientes, preocupación por la convivencia en el hogar y experimentar violencia en el hogar. Se analizaron comportamientos orientados a la salud con las variables consumo de tabaco, consumo de alcohol, consumo de

ansiolíticos o antidepresivos, consumo de drogas ilegales y actividad física. Se exploraron también las experiencias relacionadas con la COVID-19, como haber tenido el diagnóstico y convivir con personas con síntomas o diagnóstico de la enfermedad. Finalmente, se incluyó una variable relacionada con el grado de acuerdo con las medidas implementadas por el gobierno respecto a la pandemia.

Análisis estadístico

Se realizó un análisis descriptivo de las variables y se compararon las diferencias entre hombres y mujeres utilizando el test de ji al cuadrado. Se construyeron modelos de regresión logística multivariante para evaluar la asociación entre las variables independientes con la salud autopercibida. Se calcularon las OR ajustadas (ORa) con un intervalo de confianza del 95% (IC95%). El nivel de significación estadística se estableció en 0,05. Los análisis se estratificaron por sexo. Se excluyeron del análisis las personas que tenían una identidad no binaria o que se identificaban con otras categorías (n = 41). Todos los análisis se realizaron con el programa Stata 15.1.

Resultados

Se incluyeron en el estudio 5981 personas, de las cuales el 63,9% eran mujeres. En las [tablas 1 y 2](#) se describen las características de la población de estudio ponderada (los datos sin ponderación pueden consultarse en la [tabla I del Apéndice online](#)). Tanto los hombres como las mujeres forman parte mayoritariamente del grupo de edad de 31-50 años, y el 29,7% tienen estudios universitarios. El 29,6% de las mujeres y el 19,2% de los hombres reportaron mala salud autopercibida ($p < 0,001$).

En la [tabla 3](#) (hombres) y la [tabla 4](#) (mujeres) se muestran las asociaciones de mala salud autopercibida con las variables de estudio. Respecto a las variables sociodemográficas, se observa, en relación con la edad, que en las mujeres hubo una tendencia al empeoramiento de la salud autopercibida a medida que aumentaba la edad ($p < 0,001$), en especial entre las del rango de 51-64 años, quienes presentaron mayor riesgo de mala salud autopercibida (ORa: 4,19; IC: 2,38-7,38). Respecto al nivel educativo, destaca el riesgo de mala salud autopercibida en los hombres con educación secundaria (ORa: 2,81; IC: 1,32-5,98), mientras que, en las mujeres, tener nivel de educación universitaria fue un factor protector para tener buena salud autopercibida (ORa: 0,60; IC: 0,38-0,96). La pertenencia a un pueblo originario fue un factor protector en los hombres (ORa: 0,59; IC: 0,36-0,97).

Respecto a las condiciones materiales, se observa que las situaciones laborales de realizar trabajo informal, ser estudiante o jubilado/a estuvieron relacionadas con mala salud autopercibida en las mujeres (ORa: 2,11; IC: 1,43-3,12), en tanto que en los hombres se asoció a ser trabajador independiente (autónomo) (ORa: 1,65; IC: 1,11-2,45). Para todas las personas, percibir que la vivienda era poco o nada adecuada para el confinamiento se asoció con una mala salud autopercibida (hombres ORa: 1,89; IC: 1,20-2,97; mujeres ORa: 2,63; IC: 1,84-3,76), en tanto que solo en el caso de las mujeres fue un factor protector vivir en viviendas de más de 80 m² (ORa: 0,43; IC: 0,29-0,65).

En relación con las condiciones psicosociales, destaca que no tener apoyo social estuvo asociado a tener mala salud autopercibida (hombres ORa: 2,05; IC: 1,13-3,73; mujeres ORa: 2,34; IC: 1,32-4,16) y tener mayor preocupación por la convivencia con los miembros del hogar (hombres ORa: 1,66; IC: 1,04-2,63; mujeres ORa: 1,38; IC: 1,04-1,83). En el caso de los hombres, también es riesgo de mala salud autopercibida convivir con personas dependientes (ORa: 1,59; IC: 1,14-2,21), así como reportar violencia en el hogar durante el confinamiento (ORa: 1,97; IC: 1,10-3,53).

Tabla 1

Salud autopercibida, características sociodemográficas, condiciones materiales y condiciones psicosociales, en las personas participantes, según sexo, en Chile (n = 5981). Versión ponderada

| Variables | Hombres | | Mujeres | | p ^a |
|--|---------|------|---------|------|----------------|
| | n | % | n | % | |
| Salud | | | | | |
| <i>Salud autopercibida</i> | | | | | |
| Buena | 1631 | 80,8 | 2582 | 70,4 | |
| Mala | 386 | 19,2 | 1085 | 29,6 | b |
| Sociodemográficas | | | | | |
| <i>Edad</i> | | | | | |
| 18-30 años | 644 | 30,5 | 966 | 25,8 | |
| 31-50 años | 756 | 35,7 | 1388 | 37,1 | |
| 51-64 años | 483 | 22,8 | 834 | 22,3 | |
| 65 años o más | 232 | 11 | 558 | 14,9 | |
| <i>Educación</i> | | | | | |
| Primaria | 527 | 24,9 | 979 | 26,1 | |
| Secundaria | 954 | 45,1 | 1654 | 44,2 | |
| Universitaria | 633 | 30 | 1113 | 29,7 | |
| <i>Pueblo originario</i> | | | | | |
| No | 1882 | 89 | 3293 | 87,9 | |
| Sí | 233 | 11 | 453 | 12,1 | |
| Condiciones materiales | | | | | |
| <i>Situación laboral</i> | | | | | |
| Trabajo con contrato | 1136 | 54,1 | 1387 | 37,6 | |
| Trabajo autónomo | 389 | 18,5 | 844 | 22,9 | |
| Informal/jubilado/estudiante | 504 | 24 | 1101 | 29,9 | |
| Trabajos domésticos | 15 | 0,7 | 286 | 7,8 | |
| Desempleo | 55 | 2,6 | 68 | 1,8 | |
| <i>Cambio en situación laboral</i> | | | | | |
| Ha mejorado | 77 | 3,7 | 52 | 1,4 | |
| Está igual | 677 | 32,1 | 1492 | 40 | |
| Ha empeorado | 1353 | 64,2 | 2183 | 58,6 | |
| <i>Tenencia vivienda</i> | | | | | |
| Propia (sin deudas) | 690 | 39,4 | 1211 | 36,2 | c |
| Propia (con deudas) o alquilada | 1062 | 60,6 | 2137 | 63,8 | |
| <i>Tamaño vivienda</i> | | | | | |
| Menos de 50 m ² | 568 | 27,1 | 876 | 23,5 | c |
| De 50 a 80 m ² | 665 | 31,7 | 1299 | 34,8 | |
| Más de 80 m ² | 864 | 41,2 | 1557 | 41,7 | |
| <i>Percepción vivienda adecuada</i> | | | | | |
| Mucho/bastante | 901 | 48,7 | 1478 | 44 | c |
| Moderada | 948 | 51,3 | 1881 | 56 | |
| Poco/nada | 1000 | 47,7 | 1980 | 54 | |
| Condiciones psicosociales | | | | | |
| <i>Apoyo social</i> | | | | | |
| Sí | 590 | 28,2 | 921 | 25,1 | b |
| No | 507 | 24,2 | 768 | 20,9 | |
| <i>Vivir con personas dependientes</i> | | | | | |
| No | 1771 | 88,1 | 3031 | 84,4 | b |
| Sí | 238 | 11,9 | 560 | 15,6 | |
| <i>Preocupación por convivencia</i> | | | | | |
| No | 392 | 21,3 | 851 | 25,4 | c |
| Sí | 1453 | 78,7 | 2504 | 74,6 | |
| <i>Violencia en el hogar</i> | | | | | |
| No | 1621 | 87,6 | 2795 | 83 | b |
| Sí | 230 | 12,4 | 571 | 17 | |

^a Significación estadística entre hombres y mujeres derivada de la prueba de ji al cuadrado.

^b p < 0,001.

^c p < 0,05.

Respecto a las conductas orientadas a la salud, el consumo de psicofármacos fue un factor de riesgo de mala salud autopercibida tanto en hombres (ORa: 4,22; IC: 2,33-7,64) como en mujeres (ORa: 2,07; IC: 1,34-3,20). La disminución del consumo de drogas ilegales fue un factor protector en los hombres (ORa: 0,64; IC: 0,23-0,86). No se observaron asociaciones significativas en las variables relacionadas con la COVID-19.

Por último, las personas que estaban en desacuerdo con las medidas de gestión del gobierno para el control de la COVID-19

Tabla 2

Variables de conductas y hábitos, salud y COVID-19, y sobre las medidas de gobierno, en las personas participantes, según sexo, en Chile (n = 5981). Versión ponderada

| Variables | Hombres | | Mujeres | | p ^a | |
|---|---------|------|---------|------|----------------|--|
| | n | % | n | % | | |
| Conductas y hábitos | | | | | | |
| <i>Consumo de tabaco</i> | | | | | | |
| No consumo/sin cambios | 1394 | 76,9 | 2615 | 80 | b | |
| Disminución | 152 | 8,4 | 413 | 12,7 | | |
| Aumento | 266 | 14,7 | 241 | 7,4 | | |
| <i>Consumo de alcohol</i> | | | | | | |
| No consumo/sin cambios | 1220 | 67,1 | 2434 | 74,7 | b | |
| Disminución | 410 | 22,6 | 489 | 15 | | |
| Aumento | 188 | 10,4 | 335 | 10,3 | | |
| <i>Consumo de psicofármacos</i> | | | | | | |
| No consumo/sin cambios | 1667 | 91,7 | 2929 | 89,6 | c | |
| Disminución | 14 | 0,8 | 37 | 1,1 | | |
| Aumento | 137 | 7,5 | 303 | 9,3 | | |
| <i>Consumo de drogas ilegales</i> | | | | | | |
| No consumo/sin cambios | 1548 | 85,2 | 3065 | 93,9 | b | |
| Disminución | 178 | 9,8 | 90 | 2,8 | | |
| Aumento | 92 | 5,1 | 110 | 3,4 | | |
| <i>Actividad física</i> | | | | | | |
| No realización/sin cambios | 717 | 39,4 | 1542 | 47,3 | b | |
| Disminución | 904 | 49,7 | 1287 | 39,5 | | |
| Aumento | 199 | 10,9 | 434 | 13,3 | | |
| Salud y COVID-19 | | | | | | |
| <i>Diagnóstico de COVID-19</i> | | | | | | |
| No | 2047 | 98,9 | 3638 | 97,4 | b | |
| Sí | 24 | 1,1 | 98 | 2,6 | | |
| <i>Conviviendo con persona COVID-19</i> | | | | | | |
| No | 1765 | 85,7 | 3248 | 87 | | |
| Sí | 295 | 14,3 | 484 | 13 | | |

^a Significación estadística entre hombres y mujeres derivada de la prueba de jí al cuadrado.

^b p <0,001.

^c p <0,05.

Tabla 3

(continuación)

| Variables | ORa (IC95%) |
|---|------------------|
| <i>Tamaño vivienda</i> | |
| Menos de 50 m ² | 1,00 |
| De 50 a 80 m ² | 0,94 (0,60-1,48) |
| Más de 80 m ² | 1,06 (0,64-1,74) |
| <i>Percepción de vivienda adecuada</i> | |
| Mucho/bastante | 1,00 |
| Moderada | 2,19 (1,55-3,11) |
| Poco/nada | 1,89 (1,20-2,97) |
| Condiciones psicosociales | |
| <i>Apoyo social</i> | |
| Sí | 1,00 |
| No | 2,05 (1,13-3,73) |
| <i>Vivir con personas dependientes</i> | |
| No | 1,00 |
| Sí | 1,59 (1,14-2,21) |
| <i>Preocupación por convivencia</i> | |
| No | 1,00 |
| Sí | 1,66 (1,04-2,63) |
| <i>Violencia en el hogar</i> | |
| No | 1,00 |
| Sí | 1,97 (1,10-3,53) |
| Conductas y hábitos | |
| <i>Consumo de tabaco</i> | |
| No consumo/sin cambios | 1,00 |
| Disminución | 0,83 (0,46-1,52) |
| Aumento | 0,94 (0,51-1,73) |
| <i>Consumo de alcohol</i> | |
| No consumo/sin cambios | 1,00 |
| Disminución | 1,16 (0,79-1,72) |
| Aumento | 0,76 (0,44-1,31) |
| <i>Consumo de psicofármacos</i> | |
| No consumo/sin cambios | 1,00 |
| Disminución | 0,33 (0,03-4,02) |
| Aumento | 4,22 (2,33-7,64) |
| <i>Consumo de drogas ilegales</i> | |
| No consumo/sin cambios | 1,00 |
| Disminución | 0,44 (0,23-0,86) |
| Aumento | 0,90 (0,43-1,88) |
| <i>Actividad física</i> | |
| No realización/sin cambios | 1,00 |
| Disminución | 0,71 (0,47-1,08) |
| Aumento | 0,88 (0,42-1,85) |
| Salud y COVID-19 | |
| <i>Diagnóstico de COVID-19</i> | |
| No | 1,00 |
| Sí | 2,75 (0,85-8,92) |
| <i>Conviviendo con persona COVID-19</i> | |
| No | 1,00 |
| Sí | 0,75 (0,43-1,30) |
| Medidas del gobierno | |
| <i>Grado de acuerdo con gestión</i> | |
| De acuerdo | 1,00 |
| Ni de acuerdo ni en desacuerdo | 1,50 (0,44-5,15) |
| En desacuerdo | 2,80 (1,38-5,69) |

IC95%: intervalo de confianza del 95%; ORa: odds ratio ajustada.

Los modelos fueron ajustados por edad, educación, situación laboral, cambio en la situación laboral, tenencia de la vivienda, tamaño de la vivienda, percepción de adecuación de la vivienda para el confinamiento, apoyo social, convivencia con personas dependientes, preocupación por la convivencia en el hogar, violencia en el hogar, consumo de tabaco, consumo de alcohol, consumo de ansiolíticos o antidepresivos, consumo de drogas ilegales, actividad física, diagnóstico de COVID-19 y convivir con personas con síntomas o diagnóstico de COVID-19, y medidas adecuadas del gobierno respecto a la pandemia.

tuvieron más riesgo de mala salud autopercibida (hombres ORa: 2,80, IC: 1,38-5,69; mujeres ORa: 1,82, IC: 1,12-2,94).

Discusión

Nuestros resultados muestran que existen factores tanto sociales como económicos y relacionados con la convivencia que se

Tabla 3

Asociación entre salud autopercibida y variables socioestructurales en hombres, Chile

| Variables | ORa (IC95%) |
|------------------------------------|-------------------|
| Sociodemográficas | |
| <i>Edad</i> | |
| 18-30 años | 1,00 |
| 31-50 años | 0,86 (0,49-1,50) |
| 51-64 años | 0,84 (0,49-1,44) |
| 65 años o más | 1,18 (0,66-2,12) |
| <i>Educación</i> | |
| Primaria | 1,00 |
| Secundaria | 2,81 (1,32-5,98) |
| Universitaria | 1,80 (0,79-4,10) |
| <i>Pueblo originario</i> | |
| No | 1,00 |
| Sí | 0,59 (0,36-0,97) |
| Condiciones materiales | |
| <i>Situación laboral</i> | |
| Trabajo con contrato | 1,00 |
| Trabajo autónomo | 1,65 (1,11-2,45) |
| Informal/jubilado/estudiante | 1,53 (0,95-2,48) |
| Trabajos domésticos | 0,71 (0,13-3,92) |
| Desempleo | 1,39 (0,65-2,98) |
| <i>Cambio en situación laboral</i> | |
| Ha mejorado | 1,00 |
| Está igual | 1,93 (0,35-10,62) |
| Ha empeorado | 2,50 (0,45-13,85) |
| <i>Tenencia vivienda</i> | |
| Propia (sin deudas) | 1,00 |
| Propia (con deudas) o alquilada | 1,45 (0,74-2,85) |

Tabla 4

Asociación entre salud autopercibida y variables socioestructurales en mujeres, Chile

| Variables | ORa (IC95%) |
|--|------------------|
| Sociodemográficas | |
| <i>Edad</i> | |
| 18-30 años | 1,00 |
| 31-50 años | 2,01 (1,15-3,50) |
| 51-64 años | 4,19 (2,38-7,38) |
| 65 años o más | 3,05 (1,80-5,19) |
| <i>Educación</i> | |
| Primaria | 1,00 |
| Secundaria | 0,85 (0,56-1,27) |
| Universitaria | 0,60 (0,38-0,96) |
| <i>Pueblo originario</i> | |
| No | 1,00 |
| Sí | 1,04 (0,71-1,51) |
| Condiciones materiales | |
| <i>Situación laboral</i> | |
| Trabajo con contrato | 1,00 |
| Trabajo autónomo | 0,68 (0,43-1,06) |
| Informal/jubilada/estudiante | 2,11 (1,43-3,12) |
| Trabajos domésticos | 0,95 (0,56-1,62) |
| Desempleo | 0,72 (0,31-1,67) |
| <i>Cambio en situación laboral</i> | |
| Ha mejorado | 1,00 |
| Está igual | 0,89 (0,37-2,11) |
| Ha empeorado | 1,15 (0,50-2,66) |
| <i>Tenencia de vivienda</i> | |
| Propia (sin deudas) | 1,00 |
| Propia (con deudas) o alquilada | 1,19 (0,82-1,72) |
| <i>Tamaño vivienda</i> | |
| Menos de 50 m ² | 1,00 |
| De 50 a 80 m ² | 1,03 (0,72-1,47) |
| Más de 80 m ² | 0,43 (0,29-0,65) |
| <i>Percepción de vivienda adecuada</i> | |
| Mucho/bastante | 1,00 |
| Moderada | 0,76 (0,54-1,09) |
| Poco/nada | 2,63 (1,84-3,76) |
| <i>Apoyo social</i> | |
| Sí | 1,00 |
| No | 2,34 (1,32-4,16) |
| <i>Vivir con personas dependientes</i> | |
| No | 1,00 |
| Sí | 0,91 (0,71-1,17) |
| <i>Preocupación por convivencia</i> | |
| No | 1,00 |
| Sí | 1,38 (1,04-1,83) |
| <i>Violencia en el hogar</i> | |
| No | 1,00 |
| Sí | 1,16 (0,76;1,78) |
| Conductas y hábitos | |
| <i>Consumo de tabaco</i> | |
| No consumo/sin cambios | 1,00 |
| Disminución | 0,84 (0,50-1,40) |
| Aumento | 1,07 (0,62-1,85) |
| <i>Consumo de alcohol</i> | |
| No consumo/sin cambios | 1,00 |
| Disminución | 1,27 (0,86-1,87) |
| Aumento | 1,08 (0,72-1,61) |
| <i>Consumo de psicofármacos</i> | |
| No consumo/sin cambios | 1,00 |
| Disminución | 1,27 (0,48-3,38) |
| Aumento | 2,07 (1,34-3,20) |
| <i>Consumo de drogas ilegales</i> | |
| No consumo/sin cambios | 1,00 |
| Disminución | 1,05 (0,46-2,39) |
| Aumento | 0,94 (0,41-2,13) |
| <i>Actividad física</i> | |
| No realización/sin cambios | 1,00 |
| Disminución | 1,24 (0,91-1,69) |
| Aumento | 1,21 (0,81-1,83) |
| Salud y COVID-19 | |
| <i>Diagnóstico de COVID-19</i> | |
| No | 1,00 |
| Sí | 0,21 (0,04-1,15) |

Tabla 4

(continuación)

| Variables | ORa (IC95%) |
|--|------------------|
| <i>Conviviendo con personas COVID-19</i> | |
| No | 1,00 |
| Sí | 1,25 (0,85-1,84) |
| Medidas del gobierno | |
| <i>Grado de acuerdo con gestión</i> | |
| De acuerdo | 1,00 |
| Ni de acuerdo ni en desacuerdo | 0,63 (0,23-1,69) |
| En desacuerdo | 1,82 (1,12-2,94) |

IC95%: intervalo de confianza del 95%; ORa: odds ratio ajustada.

Los modelos fueron ajustados por edad, educación, situación laboral, cambio en la situación laboral, tenencia de la vivienda, tamaño de la vivienda, percepción de adecuación de la vivienda para el confinamiento, apoyo social, convivencia con personas dependientes, preocupación por la convivencia en el hogar, violencia en el hogar, consumo de tabaco, consumo de alcohol, consumo de ansiolíticos o antidepresivos, consumo de drogas ilegales, actividad física, diagnóstico de COVID-19 y convivir con personas con síntomas o diagnóstico de COVID-19, y medidas adecuadas del gobierno respecto a la pandemia.

asociaron con la salud autopercibida durante el confinamiento por la COVID-19 en Chile, con diferencias según el sexo. Según nuestros hallazgos, las mujeres tienen peor salud autopercibida que los hombres. Globalmente, la mala salud autopercibida estuvo asociada a la situación laboral, a percibir la vivienda inadecuada, a no tener redes de apoyo, a reportar preocupación por la convivencia con los miembros del hogar, a consumir psicofármacos y a estar en desacuerdo con las medidas del gobierno. Para las mujeres en particular, la mala salud autopercibida se relacionó con la edad, tener trabajo informal y ser jubilada o estudiante, mientras que fue un factor protector tener estudios universitarios y vivir en una vivienda con más de 80 m². En el caso de los hombres, la mala salud autopercibida, además, estuvo asociada a tener estudios secundarios, trabajar como independiente (autónomo), convivir con personas dependientes y reportar violencia en el hogar, mientras que fue un factor protector pertenecer a un pueblo originario y disminuir el consumo de drogas ilegales.

En cuanto a la peor salud autopercibida en las mujeres, estos resultados concuerdan con los de estudios previos²¹. Existe abundante literatura que muestra que las mujeres suelen tener peores condiciones sociales de vida y acuden más a los servicios sanitarios, y tienen más diagnósticos de enfermedades, pero más baja mortalidad que los hombres²². De hecho, se ha observado que, durante la pandemia, la mortalidad ha sido mayor en los hombres²³. Esto se ha explicado porque existen comportamientos socioculturales en ellos que llevan a presentar más enfermedades en estadios avanzados que pueden verse agravadas cuando contraen la infección por el SARS-CoV-2²⁴. La peor salud autopercibida de las mujeres puede deberse en parte a que ellas son quienes asumieron mayores responsabilidades dentro de las dinámicas del hogar, sumado al trabajo productivo²⁵. No obstante, los hombres que convivían con personas dependientes tuvieron mayor riesgo que las mujeres de tener una mala salud autopercibida. Esto va en la línea de un estudio realizado en España, en el cual convivir con menores de edad estaba asociado a padecer síntomas de ansiedad en hombres y mujeres, con una asociación mayor en los hombres². Esto puede atribuirse a que las mujeres suelen estar más habituadas a convivir con personas dependientes y a dedicarse a los trabajos de cuidado por los roles tradicionales de género.

Respecto a la edad, nuestros resultados muestran un mayor riesgo de mala salud autopercibida en las personas mayores, en particular entre las mujeres. Esto coincide con estudios previos realizados en Chile, en los que se ha visto que la salud autopercibida empeora a medida que avanza la edad²¹. Se ha observado el efecto que produce la disminución de las interacciones sociales y pertenecer a un grupo con especial riesgo de contraer la

COVID-19, asociándolo a un empeoramiento de la calidad de vida y a un aumento de la soledad y la depresión⁴. Además, resulta relevante el mayor riesgo de mala salud autopercibida en el caso de las mujeres de 51-64 años. En este intervalo de edad, las mujeres suelen ser responsables de una doble carga de cuidado: de sus hijos/as y de sus padres/madres mayores²⁶. Esto podría explicar que estas mujeres se vean especialmente expuestas a tener una peor salud autopercibida durante el confinamiento. Tales resultados difieren de los de estudios realizados en otros contextos, en los que se ha reportado un mayor empeoramiento tanto de la salud autopercibida²⁷ como de la salud mental en las personas jóvenes².

En las mujeres se observó que las que tenían estudios universitarios presentaban mejor salud autopercibida, lo cual puede estar relacionado con vivir en mejores condiciones materiales. Por otra parte, las mujeres que se dedicaban a trabajos informales, eran jubiladas o estudiantes tuvieron más riesgo de mala salud autopercibida. Estos resultados se pueden explicar porque el grupo de mujeres que se encuentra en la periferia del mercado activo formal están más precarizadas, lo cual se agravó durante el confinamiento. En los hombres, el riesgo de presentar una mala salud autopercibida se asoció con tener educación secundaria y trabajar como autónomos. Esto podría explicarse por la relación que existe entre el género y las oportunidades laborales, así como por el impacto que pueden tener las responsabilidades y vulnerabilidades económicas durante la pandemia, sobre todo cuando se carece de ayudas por parte del Estado²⁸. Todo lo anterior pone de manifiesto la necesidad de abordar temas de género con otras inequidades sociales.

Respecto a la vivienda, una peor salud autopercibida se relacionó, tanto en hombres como en mujeres, con vivir en una vivienda inadecuada y de menor tamaño. Otros estudios han hallado que la vivienda deficiente se asocia con un mayor riesgo de síntomas depresivos durante el encierro²⁹, posiblemente porque la vivienda se convirtió en el lugar de trabajo, escuela y, en ocasiones, espacio de aislamiento y de cuidados sanitarios. En el caso de Chile, además cumplió un rol fundamental por el cierre de las instituciones educativas durante un tiempo prolongado⁷. Esto agregó a la carga habitual de trabajo de los hogares todo lo relacionado con el cuidado y el acompañamiento escolar a infantes y jóvenes. Por otra parte, vivir en lugares con más espacio, sobre todo para las mujeres, y percibir una vivienda adecuada, fueron factores protectores para tener una buena salud autopercibida. Esto permite valorar que las características de la vivienda se comportan como una figura que protege³⁰. Por tanto, sería necesario reflexionar de qué forma una medida homogénea, como el confinamiento, tiene impactos diferenciales según las condiciones materiales de vida de la población.

Al analizar los factores psicosociales, tanto en hombres como en mujeres, la falta de apoyo social estuvo asociada a peor salud autopercibida. El acceso a redes de apoyo propicia instancias de interacción social, evita comportamientos de riesgo y protege contra el aislamiento social; así mismo, proporciona ayuda material y emocional para lidiar con estresores de la vida³¹. Por lo tanto, en un contexto donde el Estado provee ayudas deficitarias hacia la población, el apoyo social es fundamental³². Los estudios realizados en Chile durante la pandemia han revelado que las redes sociales y de solidaridad fueron fundamentales para el apoyo entre las comunidades, como ha sido el cuidado mutuo a través de la generación de «ollas comunes» en sectores socioeconómicamente más desfavorecidos³³.

En relación con los comportamientos orientados a la salud, el aumento del uso de ansiolíticos y antidepresivos se asoció a tener

peor salud autopercibida, tanto en hombres como en mujeres. Esto cuestiona el papel de los psicofármacos como medida de afrontamiento ante problemas de salud mental cuyas raíces son de orden social³⁴. También, entre los hombres, se observó que la disminución del consumo de drogas ilegales fue un factor protector de mala salud autopercibida, lo cual puede estar relacionado con que un sector de hombres pudo aumentar el autocuidado durante el confinamiento. Por otro lado, nuestro estudio no mostró un beneficio entre tener mejor salud autopercibida y el aumento de la actividad física, a diferencia de otras investigaciones³⁵. Sobre ello podría ser interesante profundizar en futuros estudios con metodología cualitativa.

Este estudio presenta algunas limitaciones. La encuesta, al ser realizada *online*, logró llegar mayoritariamente a personas con más acceso a herramientas digitales y con mayor nivel educativo. Sin embargo, para subsanar el problema de la representatividad, se utilizó un sistema de ponderación específico. Además, el no haber contado con datos sobre salud autopercibida de la población después del estallido social y previo al confinamiento limita comparar el impacto de los diferentes eventos que estaba viviendo la población del país. Entre las fortalezas del estudio, destaca por ser uno de los primeros que explora, de manera estratificada por sexo, el impacto del confinamiento por la COVID-19 en Chile y Latinoamérica, lo que permite valorar la necesidad de realizar intervenciones de acuerdo con una perspectiva de género.

En conclusión, el impacto social del confinamiento es peor en las mujeres y en las personas mayores. La peor salud autopercibida se relaciona principalmente con la situación laboral, la falta de apoyo social, las inadecuadas condiciones de la vivienda, el consumo de psicofármacos, la convivencia con personas dependientes y la percepción de medidas gubernamentales inadecuadas para gestionar la pandemia. Resulta necesario comparar estos resultados con los de otros países de la región, teniendo en cuenta la realidad socioeconómica y la gestión política de la pandemia. Además, se recomienda que, desde las políticas públicas, se consideren intervenciones de apoyo para los factores que empeoran la salud autopercibida, como tener una situación socioeconómicamente precaria, las condiciones de la vivienda y la carga del trabajo de cuidados, asumida principalmente por las mujeres.

Apéndice. Material suplementario

Puede consultarse material adicional a este artículo en su versión electrónica disponible en doi:10.1016/....

Disponibilidad de bases de datos y material para réplica

Los datos no se pueden compartir públicamente debido a restricciones éticas. El Comité de Ética no nos permite compartir los datos públicamente, ya que contienen información personal confidencial y no se puede anonimizar por completo. Nuestro estudio ha sido aprobado por el Comité Ético de Investigación del Institut de Recerca en Atenció Primària Jordi Gol i Gurina (IDIAPJGol) (referencia REC 20/063-PCV). Los datos están disponibles en el Comité Ético de Investigación del IDIAPJGol (cei@idiapjgol.info) para los investigadores que cumplan los criterios de acceso a datos confidenciales. Para obtener más información sobre las restricciones de disponibilidad de datos, puede comunicarse con dicho comité de ética.

¿Qué se sabe sobre el tema?

El confinamiento por la pandemia de COVID-19 ha tenido un efecto diferencial sobre la salud según la perspectiva de género. Destacan la peor salud mental en las mujeres y la mayor mortalidad en los hombres.

¿Qué añade el estudio realizado a la literatura?

En Chile, las condiciones socioeconómicas, tener personas a cargo y el desacuerdo con las medidas implementadas se asocian con peor salud autopercebida durante el confinamiento, sobre todo en mujeres y en personas mayores.

¿Cuáles son las implicaciones de los resultados obtenidos?

Desde las políticas públicas se deben considerar apoyos a la situación laboral precaria, las condiciones de la vivienda y la carga del trabajo de cuidados.

Editora responsable del artículo

Lucero Aída Juárez Herrera y Cairo.

Declaración de transparencia

La autora principal (garante responsable del manuscrito) afirma que este manuscrito es un reporte honesto, preciso y transparente del estudio que se remite a *GACETA SANITARIA*, que no se han omitido aspectos importantes del estudio, y que las discrepancias del estudio según lo previsto (y, si son relevantes, registradas) se han explicado.

Contribuciones de autoría

N. López-Contreras: análisis e interpretación de los datos, escritura del artículo, aprobación de la versión final para su publicación. T. López-Jiménez: concepción y diseño del estudio, análisis e interpretación de los datos, revisión crítica con importantes contribuciones intelectuales, aprobación de la versión final para su publicación. M. Mazzei: diseño del estudio, recogida de datos, interpretación de los datos, revisión crítica con importantes contribuciones intelectuales, aprobación de la versión final para su publicación. M.S. Anigstein: diseño del estudio, recogida de datos, interpretación de los datos, revisión crítica con importantes contribuciones intelectuales, aprobación de la versión final para su publicación. O.J. Horna-Campos: diseño del estudio, recogida de datos, interpretación de los datos, revisión crítica con importantes contribuciones intelectuales, aprobación de la versión final para su publicación. C. Jacques-Aviñó: responsable de la concepción y el diseño del estudio, la recogida de datos, la interpretación de los datos, la escritura del artículo y la aprobación de la versión final para su publicación, y garante de que todas las partes que integran el manuscrito han sido revisadas y discutidas entre todas las personas firmantes.

Agradecimientos

A todas las personas que respondieron la encuesta en Chile. A Anna Moleras, que creó y adaptó la encuesta en la plataforma SurveyMonkey®, y a Rodrigo Villegas, por su aporte en el equipo

de Chile. Gracias especiales a Anna Berenguera y Laura Medina-Perucha, por su apoyo en todo el proyecto.

Financiación

Este trabajo ha sido apoyado por el Ministerio de Ciencia e Innovación de España a través del Instituto de Salud Carlos III y por fondos FEDER (Fondo Europeo de Desarrollo Regional) de la Unión Europea a través de la Red de Investigación en Actividades Preventivas y de Promoción de la Salud en Atención Primaria (redIAPP, RD16/0007/0001).

Conflictos de intereses

Ninguno.

Anexo. Material adicional

Se puede consultar material adicional a este artículo en su versión electrónica disponible en [doi:10.1016/j.gaceta.2022.04.002](https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2022.04.002).

Bibliografía

- Paper O, Lippi G, Henry BM, et al. Health risks and potential remedies during prolonged lockdowns for coronavirus disease. *Diagnosis*. 2020;7:85–90.
- Jacques-Aviñó C, López-Jiménez T, Medina-Perucha L, et al. Gender-based approach on the social impact and mental health in Spain during COVID-19 lockdown: a cross- sectional study. *BMJ Open*. 2020;10:e03101.
- Czymara CS, Langenkamp A, Cano T. Cause for concern: gender inequality in experiencing the COVID-19 lockdown in Germany. *Eur Soc*. 2021;23:S68–81.
- Lebrasseur A, Fortin-Bédard N, Lettre J, et al. Impact of the COVID-19 pandemic on older adults: rapid review. *JMIR Aging*. 2021;4.
- Dang HAH, Viet Nguyen C. Gender inequality during the COVID-19 pandemic: income, expenditure, savings, and job loss. *World Dev*. 2021;140:105296.
- Organización de las Naciones Unidas. El impacto del COVID-19 en América Latina y el Caribe. Oficina de Naciones Unidas para la Coordinación de Asuntos Humanitarios; 2020.
- Centro de Estudios, Ministerio de Educación de Chile. Efectos de la suspensión de clases presenciales en contexto de pandemia por COVID-19. *Evidencias* 52, 2021.
- Richard N. Del descontrol de la revuelta al control de la pandemia. *An Univ Chile*. 2020;421–36.
- Ruiz ME, Álvarez Carimoney A, Anigstein Vidal MS, et al. Desigualdades sociales y procesos de salud-enfermedad-atención en tiempos de COVID-19: un análisis en clave antropológica En: Virus y sociedad: hacer de la tragedia social una oportunidad de cambios. Santiago de Chile: Revista Chilena de Salud Pública. 2020;68–78.
- Zúñiga L. Falta de gobernanza de las políticas de respuesta al COVID-19 en Chile. Ciudad Autónoma de Buenos Aires: Asuntos del Sur. 2021.
- Dagnino P, Anguita V, Escobar K, et al. Psychological effects of social isolation due to quarantine in Chile: an exploratory study. *Front Psychiatry*. 2020;11:1–13.
- Vaingankar JA, Chong SA, Abdin E, et al. Understanding the relationships between mental disorders, self-reported health outcomes and positive mental health: findings from a national survey. *Health Qual Life Outcomes*. 2020;18:1–10.
- Quesnel-Vallée A. Self-rated health: caught in the crossfire of the quest for “true” health? *Int J Epidemiol*. 2007;36:1161–4.
- Malmusi D, Artazcoz L, Benach J, et al. Perception or real illness? How chronic conditions contribute to gender inequalities in self-rated health. *Eur J Public Health*. 2012;22:781–6.
- Borrell C, Muntaner C, Benach J, et al. Social class and self-reported health status among men and women: what is the role of work organisation, household material standards and household labour? *Soc Sci Med*. 2004;58:1869–87.
- García Calvente MM, Jiménez Rodríguez ML, Martínez Morante E, et al. Guía para incorporar la perspectiva de género a la investigación en salud. Serie Monografías EASP N.º 48. Granada: Escuela Andaluza de Salud Pública. 2010.
- Lee KJ, Simpson JA. Introduction to multiple imputation for dealing with missing data. *Respirology*. 2014;19:162–7.
- Rubin DB. *Multiple imputation for nonresponse in surveys*. New York: John Wiley & Sons; 1987.
- Instituto Nacional de Estadística de Chile. Entrega de resultados definitivos. Censo 2017. (Consultado el 25/2/2022.) Disponible en: [https://www.ine.cl/estadisticas/sociales/censos-de-poblacion-y-vivienda/](https://www.ine.cl/estadisticas/sociales/censos-de-poblacion-y-vivienda/informacion-historica-censo-de-poblacion-y-vivienda/).
- Espósito J, Chapunov G. *Pueblos originarios y territorialidad: dinámica constitucional en el ámbito MERCOSUR*. Instituto de Relaciones Internacionales. 2007;1:1–13.
- Universidad del Desarrollo, Ministerio de Salud de Chile. Pobreza multidimensional, salud auto-percebida y acceso a salud en Chile: generando conocimiento

- crítico para la acción en red en salud pública. 2017. (Consultado el 25/2/2022.) Disponible en: <https://repositorio.udd.cl/handle/11447/1633/>.
- 22. Macintyre S, Hunt K, Sweeting H. Gender differences in health: are things really as simple as they seem? *Soc Sci Med.* 1996;42:617–24.
 - 23. Ruiz-Cantero M. Ceguera de género en la información sobre la COVID-19. Los datos hablan. *Gac Sanit.* 2021;36:90–1.
 - 24. Castellanos-Torres E, Tomás Mateos J, Chilet-Rosell E. COVID-19 from a gender perspective. *Gac Sanit.* 2020;34:419–21.
 - 25. Moré P. Care work and the coronavirus crisis: the invisible labour that sustains life. *Revista Española de Sociología.* 2020;29:737–45.
 - 26. Jacques-Aviñó C, López-Jiménez T, Medina-Perucha L, et al. El impacto psicosocial del confinamiento domiciliario por la pandemia de la COVID-19 en España. Barcelona: IDIAPJGol; 2021. (Consultado el 18/11/2021.) Disponible en: https://www.idiapjgol.org/images/PolicyBrief_vfinal.22FEB2021.pdf.
 - 27. Kang E, Lee H, Sohn JH, et al. The impact of COVID-19 pandemic on health status and behaviors in Korea: an analysis of the nationwide survey. *JMIR Public Health Surveill.* 2021;7:e31635.
 - 28. Bosoni GB, Soto CC. Caracterización del trabajo independiente en Chile. Elementos para la prevención, orientados a quienes trabajan emitiendo boleta de honorarios. Facultad de Ciencias Sociales, Universidad de Chile; 2021.
 - 29. Amerio A, Brambilla A, Morganti A, et al. COVID-19 lockdown: housing built environment's effects on mental health. *Int J Environ Res Public Health.* 2020;17:5973.
 - 30. Jaimes Torres M, Aguilera Portillo M, Cuerdo-Vilches T, et al. Habitability, resilience, and satisfaction in Mexican homes to COVID-19 pandemic. *Int J Environ Res Public Health.* 2021;18:6993.
 - 31. Holt-Lunstad J. Social integration, social networks, and health. *Int Encycl Soc Behav Sci.* 2015;21:365–70.
 - 32. Osorio-Parraguez P, Arteaaga Aguirre C, Valderrama Galaz C, et al. Consecuencias psicosociales de las medidas COVID-19 en mujeres mayores y madres trabajadoras en Chile. *Psicoperspectivas.* 2021;20:31–40.
 - 33. Bronfman P. Activism in a time of pandemic: the impact of COVID-19 in Chilean citizen movement after the uprising of October 2019. *Citizenship Teaching and Learning.* 2021;16:201–11.
 - 34. Valls Llobet C. Mujeres invisibles para la medicina. Desvelando nuestra salud. Madrid: Capitan Swing; 2020.
 - 35. Lesser IA, Nienhuis CP. The impact of COVID-19 on physical activity behavior and well-being of Canadians. *Int J Environ Res Public Health.* 2020;17:1–12.