

Original

¿Cómo influye la situación laboral en los efectos de la inseguridad residencial sobre la salud?



Alexia Reyes^{a,b}, Hugo Vásquez-Vera^{a,b,c,d,*}, Ana Novoa^{b,c}, Patricia González-Marín^{b,e}, Vanessa Puig-Barrachina^b y Carme Borrell^{a,b,c,e}

^a Departamento de Ciencias Experimentales y de la Salud, Facultad de Ciencias de la Salud y de la Vida, Universitat Pompeu Fabra, Barcelona, España

^b Agencia de Salud Pública, Barcelona, España

^c Instituto de Investigación Biomédica Sant Pau (IIB Sant Pau), Barcelona, España

^d Departamento de Salud Pública, Universidad de La Frontera, Temuco, Chile

^e CIBER de Epidemiología y Salud pública (CIBERESP), España

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 13 de febrero de 2019

Aceptado el 17 de julio de 2019

On-line el 13 de noviembre de 2019

Palabras clave:

Inseguridad residencial

Vivienda

Trabajo

Mecanismos

Determinantes sociales

RESUMEN

Objetivo: Analizar los efectos de la inseguridad residencial sobre la salud y si estos son modificados por la situación laboral en personas participantes en el programa *Treball als Barris*, en Barcelona, entre 2015 y 2016.

Método: Se realizó un estudio longitudinal con 469 personas a las cuales se les realizó una encuesta, basal y al año de seguimiento, que incluyó información sociodemográfica, residencial, laboral y de salud. Se construyó una variable de trayectorias residenciales con las situaciones al inicio y después del seguimiento. Luego se realizó un análisis descriptivo, se ajustaron modelos de regresión para estimar el efecto de la inseguridad residencial y de la situación laboral sobre la salud, y finalmente se analizó la interacción.

Resultados: La inseguridad residencial afectó principalmente la salud de las mujeres (la razón de prevalencia [RP] de mala salud percibida de quienes se mantuvieron en inseguridad residencial fue de 2,29, con un intervalo de confianza del 95% [IC95%] de 1,36-3,84, en comparación con quienes se mantuvieron en seguridad residencial), mientras que en los hombres fue la situación laboral la que tuvo efectos significativos sobre la salud (los desempleados sin subsidio ni prestación presentaron RP de mala salud percibida de 3,16, con IC95% de 1,02-6,15, comparados con quienes trabajaban). Además, parece existir una interacción de la inseguridad residencial y la situación laboral en los efectos sobre la salud mental de los hombres.

Conclusión: La inseguridad residencial es un fenómeno que se ha intensificado en los últimos años, tiene efectos negativos sobre la salud y podría interactuar con otros determinantes sociales, como el empleo, fundamentalmente en la salud mental de los hombres.

© 2019 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/>).

How does employment status influence the effects of residential insecurity on health?

ABSTRACT

Keywords:

Housing insecurity

Employment

Mechanisms

Pathways

Social determinants

Objective: This study aims to analyse the effects of housing insecurity on health and whether they are modified by employment status of people belonging to the *Treball als Barris* programme in Barcelona (Spain) between 2015 and 2016.

Method: We conducted a longitudinal study using a survey which included sociodemographic, employment and housing status information. This was administered to 469 individuals at baseline and after one year of follow-up. We then carried out a descriptive analysis and fitted regression models to estimate the effects of housing insecurity and employment status on health, and the interaction between them.

Results: Among women, we found negative effects of housing insecurity on health (the prevalence ratio [PR] of poor self-reported health among women with housing insecurity was 2.29, with a 95% confidence interval [95%CI] of 1.36-3.84, compared to those in secure housing), while, among men, the main effects on health were due to employment status (PR of poor self-reported health among men who were unemployed without subsidy was 3.16 [95%CI: 1.02-6.15] compared to those who were employed after follow-up). In addition, the results suggest an interaction between housing and employment status on mental health among men.

Conclusion: Housing insecurity rates have increased in recent years. It produces negative effects on health and can interact with other social determinants such as employment, mainly on men's mental health.

© 2019 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/>).

* Autor para correspondencia.

Correo electrónico: hvasquez@aspb.cat (H. Vásquez-Vera).

Introducción

En 2008, tras el estallido de la burbuja inmobiliaria, se acrecentó el problema de la inseguridad residencial en España, incluyendo las dificultades de asequibilidad y el vivir bajo la amenaza de desahucio o en alojamientos inseguros sin título legal^{1,2}. Durante 2017 se produjeron 22.330 desahucios derivados de ejecuciones hipotecarias y 35.666 derivados de la Ley de Arrendamientos Urbanos³.

Los efectos negativos que produce la inseguridad residencial en la salud física y mental de las personas son conocidos^{4–6}, pero son escasos los estudios que analizan los mecanismos que podrían explicar dicha relación^{7–9}. Respecto a los factores involucrados, algunos han mostrado cómo una situación laboral precaria puede conducir a inseguridad residencial o modificar sus efectos. Un estudio con personas de la Plataforma de Afectados por la Hipoteca de Barcelona reportó que el desempleo y la falta de recursos económicos en el hogar conducen a la pérdida de la vivienda, pero también que los aspectos psicosociales relacionados con el problema residencial, como el tiempo diario dedicado a los procesos judiciales y administrativos, impiden que las personas dispongan del tiempo y de las condiciones suficientes para la búsqueda de un nuevo empleo¹⁰. Resultados similares reporta un estudio australiano publicado en 2008 que halló que el estrés y los problemas de salud ocasionados por la inseguridad en la vivienda impedían que las personas mantuvieran su empleo, o que, en caso de estar desempleadas, buscaran uno nuevo, lo cual aumentaría los efectos negativos en la salud¹¹. Por otra parte, Bentley et al.¹² encontraron que entre las personas afectadas por problemas de asequibilidad, definidos como un gasto en vivienda de más del 30% de los ingresos del hogar, aquellas con empleos inseguros presentaban peores niveles de salud mental que las que tenían empleos seguros. A pesar de estos estudios, la evidencia es muy limitada en nuestro contexto.

En la ciudad de Barcelona, el fenómeno de la segregación urbana está presente y se traduce en que en algunos barrios de la ciudad se concentran las personas con menos recursos económicos, mayores tasas de paro y peores condiciones de vivienda¹³. En este contexto, para disminuir la tasa de paro en estos barrios, Barcelona Activa, organismo impulsor del desarrollo económico y local del Ayuntamiento de Barcelona, desde hace 10 años está implementando un programa de reinserción laboral llamado *Treball als Barris*, dirigido a la población en situación de desempleo residente en las zonas más desfavorecidas de la ciudad de Barcelona, donde existe mayor probabilidad de presentar otros tipos de privación material, como la inseguridad residencial. El objetivo principal del programa es ayudar a las personas participantes a mejorar sus capacidades personales para la búsqueda de empleo y finalmente lograr la reinserción laboral.

Basado en este contexto, nuestro estudio tiene como objetivo analizar los efectos de la inseguridad residencial sobre la salud y si estos son modificados por la situación laboral en personas participantes en el programa *Treball als Barris* en Barcelona entre los años 2015 y 2016.

Método

Diseño, población de estudio y fuente de información

Este estudio se enmarca dentro del proyecto de investigación *Evaluación de efectos en salud del programa Treball als barris*¹⁴. El proyecto puso en marcha un estudio longitudinal. La población de estudio fueron las personas de 16 a 64 años en situación de desempleo que participaron en el programa *Treball als Barris* entre 2015 y 2016.

La información se recogió a partir de una encuesta autocomplimentada a la población de estudio previamente a entrar en *Treball als Barris*, durante la sesión informativa del programa. Los cues-

tionarios recogen características sociodemográficas, de prestación de empleo, laborales, de situación residencial, y de salud y calidad de vida de la población de estudio. La encuesta basal fue autocomplimentada por 1001 personas (tasa de respuesta del 36,2%) bajo la supervisión de personal entrenado. De estas, 743 respondieron a la encuesta de seguimiento, un año después de su entrada en el programa, por vía telefónica con una encuestadora entrenada. Posteriormente se excluyó a las personas que habían finalizado su último contrato por problemas de salud en la encuesta basal, con lo que se obtuvo una muestra total de 699 participantes. Por último, en el marco de esta investigación se excluyeron aquellos casos que no habían respondido a la pregunta sobre retrasos en el pago o porque vivían sin hogar, generando una muestra final de 469 personas (236 mujeres y 233 hombres). Las características sociodemográficas de este subgrupo se encuentran en la [tablas I y II del Apéndice online](#).

El proyecto *Evaluación de los efectos en la salud del programa Treball als Barris* fue aprobado por el Comité Ético de Investigación Cínica del Parc de Salut Mar (Número 2015/6032/I).

Variables de estudio

Para medir la salud percibida se utilizó la pregunta «¿Cómo diría usted que es su salud en general?», cuya respuesta se categorizó como excelente, muy buena, buena, regular y mala. Posteriormente, para su análisis, la variable se categorizó de nuevo en buena (exce- lente, muy buena, buena) y mala (regular, mala)^{15–17}. En cuanto a la salud mental, el instrumento de medida utilizado fue la escala de 12 ítems del *General Health Questionnaire* (GHQ-12)^{18,19}, que valora el riesgo de padecer mala salud mental durante los últimos 30 días. El GHQ se analizó como una variable continua de 0 a 36; cada ítem tiene una escala de puntuación (0, 1, 2 o 3) en la que, cuantos más puntos, peor es la salud mental.

Para analizar la trayectoria residencial, se midió con la pregunta «¿En los últimos 12 meses se ha retrasado en el pago de préstamos hipotecarios y/o del recibo de alquiler de la vivienda principal?». Se creó una variable dicotómica (sí/no) para definir la situación residencial de las personas participantes en el momento basal y después de un año de ser entrevistadas. A partir de aquí, se crearon cuatro posibles trayectorias residenciales: 1) seguridad residencial en el inicio y seguridad residencial al año de seguimiento (SR-SR); 2) seguridad residencial en el inicio e inseguridad residencial al año de seguimiento (SR-IR); 3) inseguridad residencial en el inicio y seguridad residencial al año de seguimiento (IR-SR); y 4) inseguridad residencial en el inicio e inseguridad residencial al año de seguimiento (IR-IR).

Para analizar la situación laboral se creó una variable que recogía la transición entre la situación en el momento basal (todas las personas participantes estaban desempleadas al inicio del estudio) y la situación tras un año de seguimiento (trabajando actualmente, desempleado/a con subsidio/prestación o desempleado/a sin prestación/subsidio).

Las variables de ajuste fueron la edad, el país de nacimiento (España y Unión Europea [UE-15] más Noruega y Suiza, o resto de países), la clase social (en tres categorías, siguiendo la recomendación de la Sociedad Española de Epidemiología)¹⁹ y la composición familiar (persona sola sin hijos o pareja sin hijos, pareja con hijos/as y sin pareja con hijos/as).

Análisis de los datos

Se describieron las variables socioeconómicas y se estimaron las prevalencias de la situación de salud percibida y mental según las cuatro trayectorias residenciales.

A continuación, se ajustaron modelos multivariados para estimar la asociación entre las variables independientes y la mala salud percibida y mental al año de seguimiento. Se obtuvieron las razones de prevalencia (RP) de mala salud percibida y sus IC95%, y los coeficientes (Coef) de mala salud mental y sus intervalos de confianza del 95% (IC95%) en las cuatro trayectorias residenciales usando como categoría de referencia la trayectoria SR-SR. Para la salud percibida se ajustaron modelos de regresión de Poisson robusta, y para la salud mental se ajustaron modelos de regresión lineal. Para el análisis se ajustaron cuatro modelos, el primero ajustado por la edad y el estado de salud basal al inicio del seguimiento (modelo 1); luego se añadieron las variables socioeconómicas (edad, país de nacimiento, clase social y composición familiar) (modelo 2), y finalmente se añadió al modelo la situación laboral como variable explicativa (modelo 3). Para estimar el efecto modificador de la situación laboral entre la relación de la inseguridad residencial y la salud, al modelo 3 se incorporó la interacción de la situación laboral y las cuatro trayectorias residenciales para cada variable de salud (modelo 4).

La base de datos con la que se ha realizado el estudio presentaba un elevado número de valores perdidos, que se solucionó con el método de imputación múltiple por ecuaciones encadenadas^{14,20}. Todos los análisis fueron estratificados por sexo. Se utilizó el programa estadístico STATA versión 13.0.

Resultados

Características de la muestra

Un 50,3% de las 469 personas de la muestra son mujeres. Tanto en hombres como en mujeres, la mayoría se encuentran en la trayectoria SR-SR (42,8% y 45,5%, respectivamente), seguida de la trayectoria IR-IR (27,1% y 25,3%, respectivamente). En la tabla 1 se muestran las características sociodemográficas de la muestra.

Relación entre inseguridad residencial y salud

En la tabla 2 se muestra la situación de salud en el momento basal y en el seguimiento según la trayectoria residencial. Se observa que las mujeres de las trayectorias SR-IR e IR-IR empeoraron su salud percibida después del seguimiento (del 30,3% al 38,2% y del 36,6% al 40,6%, respectivamente), mientras que en los hombres la mayoría empeoró su salud percibida después del seguimiento, excepto aquellos con una trayectoria IR-SR, que mejoraron su salud después del seguimiento (del 26,1% a 22,2%). Respecto a la salud mental, la media de la escala GHQ-12 disminuyó considerablemente tanto en hombres como en mujeres de las cuatro trayectorias residenciales.

La tabla 3 muestra los efectos de la trayectoria residencial y la situación laboral sobre la salud. Se observa que las mujeres de las

Tabla 1

Características sociodemográficas de mujeres y hombres participantes en el estudio según la trayectoria residencial (n = 469)

	Mujeres (N = 236)				Hombres (N = 233)			
	SR-SR (n = 101) N (%)	SR-IR (n = 34) N (%)	IR-SR (n = 37) N (%)	IR-IR (n = 64) N (%)	SR-SR (n = 106) N (%)	SR-IR (n = 41) N (%)	IR-SR (n = 27) N (%)	IR-IR (n = 59) N (%)
<i>Edad, años [media (DE)] basal</i>	41,7 (10,73)	39,7 (11,13)	41,8 (7,34)	39,9 (9,73)	42,6 (11,32)	40,5 (10,42)	38,8 (10,58)	39,1 (8,48)
<i>País de nacimiento basal</i>								
Fuera UE-15	32 (31,7)	22 (64,5)	23 (62,2)	38 (59,4)	35 (33,0)	26 (63,4)	18 (66,7)	42 (71,2)
España y UE-15	69 (68,3)	12 (35,5)	14 (37,8)	26 (40,6)	71 (70,0)	15 (36,6)	19 (33,3)	17 (28,8)
<i>Clase social basal</i>								
No manual	28 (27,8)	5 (15,0)	8 (21,8)	9 (14,1)	16 (15,1)	2 (4,4)	2 (7,5)	8 (14,5)
Manual cualificado y semicualificado	34 (33,6)	11 (31,0)	15 (39,6)	24 (37,0)	58 (54,7)	16 (40,1)	14 (52,7)	21 (34,9)
Manual no cualificado	39 (38,6)	18 (54,0)	14 (38,7)	31 (48,8)	32 (30,2)	23 (55,6)	11 (39,8)	30 (50,6)
<i>Composición familiar basal</i>								
Sin hijos/as	48 (47,5)	8 (24,2)	8 (22,2)	18 (29,0)	65 (62,5)	28 (70,0)	12 (46,2)	25 (43,9)
Pareja e hijos/as	26 (27,7)	12 (36,4)	11 (30,5)	19 (30,6)	22 (21,2)	10 (25,0)	8 (30,8)	18 (31,2)
Sin pareja con hijos/as	27 (26,7)	13 (39,4)	17 (47,2)	25 (40,3)	17 (16,4)	2 (5,0)	6 (23,1)	14 (24,6)
<i>Situación laboral seguimiento</i>								
Trabaja actualmente	47 (47,0)	15 (44,1)	23 (63,9)	30 (46,9)	53 (50,0)	17 (42,5)	11 (40,7)	18 (30,5)
Desempleado con subsidio/prestación	13 (13,0)	6 (17,6)	5 (13,9)	14 (21,9)	25 (23,6)	8 (20,0)	9 (33,3)	14 (23,7)
Desempleado con subsidio/ prestación	40 (40,0)	13 (38,2)	8 (22,2)	20 (31,2)	28 (24,4)	15 (37,5)	7 (25,9)	27 (45,8)

IR: inseguridad residencial; SR: seguridad residencial.

Tabla 2

Descripción de la situación de salud percibida y salud mental según la trayectoria residencial antes y después de haber participado en el programa *Treball als Barris* en mujeres y hombres

Mujeres (N = 236)	SR-SR (n = 101)		SR-IR (n = 34)		IR-SR (n = 37)		IR-IR (n = 64)	
	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después
Mala salud percibida [% (n)]	18,4% (18)	16,8% (17)	30,3% (10)	38,2% (13)	24,5% (9)	24,3% (9)	36,6% (22)	40,6% (26)
Salud mental (Escala GHQ12) [mediana (RIQ)]	14 (19-11)	9 (13-6)	16 (21-5)	11 (13-10)	18 (24-11)	9 (18-7)	17 (24-10)	12 (17-7)
Hombres (N = 233)	SR-SR (n = 106)		SR-IR (n = 41)		IR-SR (n = 27)		IR-IR (n = 59)	
	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después	Antes	Después
Mala salud percibida [% (n)]	16,7% (17)	24,5% (26)	15,8% (6)	24,4% (10)	26,1% (6)	22,2% (6)	17,0% (9)	28,1% (16)
Salud mental (Escala GHQ12) [mediana (RIQ)]	11 (16-8)	8 (14-7)	12 (17-6)	9 (12-7)	17 (19-11)	7 (12-6)	15 (19-9)	10 (16-7)

IR: inseguridad residencial; RIQ: rango intercuartílico; SR: seguridad residencial.

Tabla 3

Asociación multivariada entre la mala salud percibida y la mala salud mental al año de seguimiento según las trayectorias residenciales y la situación laboral en mujeres y hombres

	Mujeres (n = 236)			Hombres (n = 233)		
	Modelo 1 RP (IC95%)	Modelo 2 RPa (IC95%)	Modelo 3 RPa (IC95%)	Modelo 1 RP (IC95%)	Modelo 2 RPa (IC95%)	Modelo 3 RPa (IC95%)
Mala salud percibida						
<i>Trayectoria residencial</i>						
SR-SR	1	1	1	1	1	1
SR-IR	2,26 (1,26-4,05) ^b	1,87 (0,99-3,51)	1,82 (0,98-3,38)	0,99 (0,52-1,87)	1,15 (0,63-2,12)	1,04 (0,57-1,92)
IR-SR	1,69 (0,84-3,44)	1,26 (0,59-2,71)	1,34 (0,64-2,82)	0,77 (0,37-1,60)	0,89 (0,40-1,98)	0,67 (0,30-1,46)
IR-IR	2,29 (1,36-3,84) ^b	1,83 (1,05-3,19) ^a	1,82 (1,05-3,16) ^a	1,07 (0,62-1,85)	1,13 (0,67-1,90)	0,84 (0,47-1,48)
<i>Situación laboral</i>						
Trabaja actualmente	–	–	1	–	–	1
Desempleo con subsidio/prestación	–	–	0,93 (0,55-1,60)	–	–	3,16 (1,02-6,15) ^b
Desempleo sin subsidio/prestación	–	–	1,20 (0,79-1,83)	–	–	3,02 (1,63-5,60) ^b
	Coef (IC95%)	Coef aju (IC95%)	Coef aju (IC95%)	Coef (IC95%)	Coef aju (IC95%)	Coef aju (IC95%)
Mala salud mental (Escala GHQ12)						
<i>Trayectoria residencial</i>						
SR-SR	1	1	1	1	1	1
SR-IR	1,76 (-0,08-3,59)	1,23 (-0,68-3,14)	1,25 (-0,63-3,13)	-0,06 (-2,13-2,02)	-0,07 (-2,31-2,17)	-0,54 (-2,75-1,67)
IR-SR	0,92 (-0,86-2,70)	0,54 (-1,33-2,41)	0,96 (-0,91-2,82)	-0,58 (-3,04-1,87)	-0,74 (-3,35-1,87)	-1,23 (-3,80-1,33)
IR-IR	2,70 (1,21-4,18) ^c	2,18 (0,62-3,74) ^b	2,22 (0,67-3,76) ^b	1,84 (-0,01-3,68) ^a	1,80 (-0,24-3,83)	1,11 (-0,90-3,13)
<i>Situación laboral</i>						
Trabaja actualmente	–	–	1	–	–	1
Desempleo con subsidio/prestación	–	–	0,84 (-0,89-2,57)	–	–	2,88 (0,86-4,90) ^c
Desempleo sin subsidio/prestación	–	–	2,35 (0,97-3,72)*	–	–	3,00 (1,24-4,75) ^b

Coef: coeficiente; Coef aju: coeficiente ajustado; IC95%: intervalo de confianza; IR: inseguridad residencial; SR: seguridad residencial; RP: razón de prevalencia; RPa: razón de prevalencia ajustada.

Modelo 1: salud, trayectoria residencial y ajustado por edad.

Modelo 2: salud, trayectoria residencial y ajustado por variables socioeconómicas.

Modelo 3: salud, trayectoria residencial, situación laboral y ajustado por variables socioeconómicas.

^a p < 0,05.

^b p < 0,01.

^c p < 0,001.

trayectorias SR-IR e IR-IR presentan RP de mala salud percibida al año de seguimiento de 2,26 (IC95%: 1,26-4,05) y de 2,29 (IC95%: 1,36-3,84), respectivamente, comparadas con las que se mantienen en seguridad residencial. Estos resultados persisten en la trayectoria IR-IR después de incluir las variables socioeconómicas (modelo 2) y la situación laboral (modelo 3), mientras que las mujeres de la trayectoria SR-IR presentan un patrón similar aunque los resultados están en el límite de la significación estadística. En los hombres no se aprecian efectos significativos de las trayectorias de inseguridad residencial sobre la salud percibida, aunque a diferencia de las mujeres destaca el efecto del desempleo sobre la salud con RP de mala salud percibida de 3,16 (IC95%: 1,02-6,15) entre los desempleados con subsidio/prestación y de 3,02 (IC95%: 1,63-5,60) entre los desempleados sin subsidio/prestación, comparados con aquellos que se encuentran empleados (modelo 3). En cuanto a la salud mental al año de seguimiento, los efectos de la trayectoria IR-IR se mantienen significativos para las mujeres en los tres modelos (ej. Coef_{aju}: 2,22; IC95%: 0,67-3,76 [modelo 3]). En los hombres no se observan efectos significativos de las trayectorias de inseguridad residencial sobre la salud mental tras ajustar por las variables socioeconómicas. No obstante, los hombres desempleados con subsidio/prestación y los desempleados sin subsidio/prestación presentan efectos significativos comparados con aquellos que trabajan actualmente (Coef_{aju}: 2,88, IC95%: 0,86-4,90, y Coef_{aju}: 3,00, IC95%: 1,24-4,75) (modelo 3). En las mujeres se observa un efecto significativo en las desempleadas sin subsidio/prestación (Coef_{aju}: 2,35; IC95%: 0,97-3,72) comparadas con aquellas que trabajan.

Modificación de los efectos de la inseguridad residencial sobre la salud según la situación laboral

La tabla 4 muestra los resultados del modelo 4 que incluye la interacción de las trayectorias de inseguridad residencial y la situación laboral, presentados de manera estratificada según la categoría de la situación laboral. En las mujeres, destacan una RP de mala salud percibida significativa en aquellas con trayectoria IR-IR que trabajan al año de seguimiento (RP: 3,17; IC95%: 1,44-6,99) y en las que pasaron de seguridad a inseguridad residencial y se encuentran desempleadas sin prestación (RP: 2,55; IC95%: 1,03-6,32), a diferencia de las otras categorías de situación laboral. En cuanto a la salud mental, destaca un efecto significativo de la categoría IR-IR en las mujeres desempleadas sin prestación (Coef: 4,46; IC95%: 1,99-6,94), lo cual no ocurre en las otras categorías de situación laboral. Sin embargo, no se encontró interacción significativa de las trayectorias de inseguridad residencial y situación laboral sobre la salud percibida y mental.

En los hombres no se observan efectos estadísticamente significativos sobre la salud percibida en ninguna de las tres categorías laborales. Sin embargo, respecto a la salud mental, los que se mantuvieron en inseguridad residencial y se encontraban desempleados sin prestación presentaron un efecto significativo (Coef: 3,28; IC95%: 0,34-6,22) comparados con aquellos de la trayectoria SR-SR, a diferencia de las otras categorías de situación laboral. De hecho, en este caso los resultados sugieren una interacción de la trayectoria residencial y la situación laboral ($p < 0,10$).

Tabla 4

Modelo multivariado de mala salud percibida y mala salud mental incorporando la interacción de la situación laboral y las trayectorias residenciales (modelo 4)

Trabaja actualmente		Desempleo con subsidio/prestación		Desempleo sin subsidio/prestación		p
Mujeres (N = 236)	RP (IC95%)	Mala salud percibida	RP (IC95%)	Mala salud percibida	RP (IC95%)	
Mala salud percibida						
Trayectoria residencial						
SR-SR	1	SR-SR	1	SR-SR	1	0,7627
SR-IR	2,16 (0,86-5,44)	SR-IR	1,85 (0,52-6,50)	SR-IR	2,55 (1,03-6,32) ^a	
IR-SR	2,04 (0,77-5,40)	IR-SR	1,05 (0,29-3,84)	IR-SR	2,07 (0,49-4,94)	
IR-IR	3,17 (1,44-6,99) ^b	IR-IR	3,17 (0,38-3,19)	IR-IR	2,27 (0,99-5,21)	
Mala salud mental	Coef (IC95%)	Mala salud mental	Coef (IC95%)	Mala salud mental	Coef (IC95%)	p 0,1837
Trayectoria residencial						
SR-SR	Cat. Ref.	SR-SR	Cat. Ref.	SR-SR	Cat. Ref.	
SR-IR	1,50 (-1,17-4,18)	SR-IR	-2,82 (-7,39-1,75)	SR-IR	3,86 (0,98-6,76)	
IR-SR	1,32 (-0,99-3,63)	IR-SR	-2,56 (-7,35-2,22)	IR-SR	2,85 (-0,65-6,34)	
IR-IR	1,93 (-0,19-4,05)	IR-IR	1,18 (-2,30-4,68)	IR-IR	4,46 (1,99-6,94) ^a	
Hombres (N = 233)						
Mala salud percibida	RP (IC95%)	Mala salud percibida	RP (IC95%)	Mala salud percibida	RP (IC95%)	p 0,6030
Trayectoria residencial						
SR-SR	1	SR-SR	1	SR-SR	1	
SR-IR	0,81 (0,19-3,40)	SR-IR	1,73 (0,74-4,01)	SR-IR	0,68 (0,23-1,99)	
IR-SR	-	IR-SR	0,90 (0,34-2,39)	IR-SR	0,75 (0,25-2,23)	
IR-IR	0,43 (0,06-3,20)	IR-IR	1,14 (0,48-2,71)	IR-IR	1,02 (0,50-2,07)	
Mala salud mental	Coef (IC95%)	Mala salud mental	Coef (IC95%)	Mala salud mental	Coef (IC95%)	p 0,0939 ^c
Trayectoria residencial						
SR-SR	Cat. Ref.	SR-SR	Cat. Ref.	SR-SR	Cat. Ref.	
SR-IR	0,51 (-2,54-3,57)	SR-IR	1,31 (-3,12-1,34)	SR-IR	-2,15 (-5,64-1,34)	
IR-SR	-1,22 (-4,87-2,43)	IR-SR	-3,08 (-7,32-1,15)	IR-SR	2,30 (-2,35-6,94)	
IR-IR	0,37 (-2,64-3,38)	IR-IR	-1,01 (-4,72-2,70)	IR-IR	3,28 (0,34-6,22) ^a	

Cat. Ref.: categoría de referencia; Coef: coeficiente; IC95%: intervalo de confianza; IR: inseguridad residencial; SR: seguridad residencial; RP: razón de prevalencia.

^a p < 0,05.^b p < 0,01.^c p < 0,10.

Discusión

Este estudio ha encontrado una asociación entre la inseguridad residencial y la mala salud percibida y mental, y el desempleo y la salud mental en las mujeres, mientras que en los hombres la asociación ha sido solo con la situación laboral, en la cual, concretamente, el desempleo afecta su salud. En general no se observó que la situación laboral modificara el efecto entre la inseguridad residencial y la salud, excepto en el caso de la mala salud mental en los hombres, pues se observaron efectos significativos en aquellos que se mantuvieron en inseguridad residencial al año de seguimiento y se encontraban desempleados sin ningún tipo de prestación, a diferencia de las otras categorías de situación laboral.

Algunos estudios previos evidenciaron los efectos negativos sobre la salud y el bienestar de las personas con problemas de pago de la hipoteca o el alquiler, las ejecuciones hipotecarias y el proceso del desahucio, tanto en hombres como en mujeres⁴⁻⁶. Sin embargo, en los hombres de nuestro estudio los resultados no muestran una asociación clara entre la salud y la inseguridad residencial, pero sí con la situación laboral. En especial, el desempleo tendría un efecto negativo sobre la salud percibida y mental, lo cual coincide con una nutrida evidencia al respecto²¹⁻²⁴. Estas diferencias en los resultados entre hombres y mujeres podrían explicarse en parte por los roles tradicionales de género todavía vigentes en el contexto español, según los cuales el hombre es el principal responsable de la economía del hogar, mientras que la mujer es la principal responsable del trabajo doméstico y de los cuidados. La división de género en España es particularmente importante en cuanto al trabajo reproductivo. Respecto al desempleo, algunos estudios han mostrado que, en contextos en los que se mantienen los roles tradicionales de género, los períodos de desempleo tienen un efecto más grave en la salud de los hombres²⁵, y en cambio aparecen efectos más similares en los contextos en que estos roles se diluyen²⁶.

Respecto a la vivienda, y en relación al desempeño del trabajo reproductivo, las mujeres pasan un mayor tiempo en el hogar, hecho que podría transformar la vivienda y la situación residencial en una dimensión más relevante que en el caso de los hombres. Por ejemplo, un estudio cualitativo realizado en Australia con 71 mujeres con algún tipo de inseguridad residencial halló que la mayoría priorizaba el cuidado de sus hijas e hijos, sintiéndose responsables por permanecer en el hogar y encontrar una solución residencial antes de la búsqueda de un trabajo remunerado¹¹.

Cuando incluimos la interacción de la situación laboral y la situación residencial en sus efectos en la salud, solo encontramos resultados significativos en la salud mental de los hombres, en los que parece ser que estar desempleado sin prestación aumentaría los efectos de la inseguridad residencial sobre la salud. Este resultado es interesante por los mecanismos relacionados con el género y la salud ya mencionados, y por coincidir con estudios previos que han analizado la interacción de trabajo, situación residencial y salud^{11,12}.

En cuanto a poder entender bien cómo el sistema de opresión patriarcal tiene un efecto en la salud determinado por la situación residencial y el desempleo, sería pertinente disponer de los resultados desagregados tanto por clase social como por estatus migratorio, ya que ambos ejes de opresión interseccionan con el género, y tienen un papel clave en la salud. Además, sería necesario incluir el género como concepto no binario²⁷, aunque esta es una de las limitaciones clave de nuestra base de datos.

Es necesario continuar investigando la relación entre las situaciones residencial y laboral, en especial si se tiene en cuenta que son parte de una serie de mecanismos e interacciones de fenómenos complejos que afectan la salud. Así, estudios previos han reportado otros factores, más allá de las condiciones de empleo y trabajo, que podrían relacionarse con la inseguridad residencial

y potenciar sus efectos negativos, como la pobreza energética, la inseguridad alimentaria y la economía del hogar^{10,28}.

Limitaciones y fortalezas

Este estudio utiliza la información del proyecto *Impacto en la salud del programa Treball als Barris*, que no fue diseñado para responder a nuestro objetivo. La limitación más importante se relaciona con la variable inseguridad residencial, que se mide solo según la existencia de retraso en el pago de los costes de la vivienda en los últimos 12 meses. En primer lugar, la inseguridad residencial puede ir desde el retraso en el pago de la hipoteca o alquiler hasta el propio desahucio, situaciones que no permite diferenciar esta variable. Probablemente, si incluyéramos etapas más severas de inseguridad residencial (como el desahucio), los efectos sobre la salud de las personas serían mayores, como han evidenciado estudios previos^{29,30}. Además, esta variable presentaba un elevado número de valores perdidos, lo cual redujo la muestra y la potencia estadística. No obstante, los datos han permitido observar diversos efectos de la inseguridad residencial sobre la salud, y a su vez cómo podría estar actuando la situación laboral en esta relación. Algo similar ocurre con nuestra variable de situación laboral, la cual no recoge aspectos relacionados con la precariedad ni con la calidad del empleo. El equipo está trabajando en una nueva variable compuesta que permita recoger esta situación y otros aspectos.

Otra limitación es la diferencia en el instrumento utilizado para la recogida de información en la encuesta basal (presencial autocumplimentada) y en la de seguimiento (entrevista telefónica), que podría conducir a un sesgo de información.

Finalmente, hemos visto algunas diferencias según la clase social, entre las personas que respondieron solo al inicio del estudio (pérdidas de seguimiento) y las que lo hicieron también al año de seguimiento, con una mayor proporción de clase manual no cualificada entre quienes dejaron el estudio. Lo mismo ocurre con la edad entre las personas que respondieron la pregunta sobre retraso en el pago de préstamos hipotecarios o de alquiler y las que no lo hicieron (que correspondieron a grupos de edades mayores). Estas diferencias pueden introducir un sesgo de selección, aunque los grupos excluidos presentan mayor susceptibilidad, por lo que los efectos de la inseguridad residencial sobre la salud podrían haber sido aún mayores, sin existir un cambio en la dirección de la asociación (v. [tablas I y II del Apéndice online](#)).

Como fortalezas, este estudio utiliza una variable de trayectoria de inseguridad residencial que permitió identificar las distintas posibilidades de cambio de la situación residencial y los efectos de estos cambios sobre la salud. Además, es uno de los pocos estudios que tratan de analizar el efecto modificador de la situación laboral sobre la relación entre inseguridad residencial y salud en nuestro contexto.

Conclusiones

La inseguridad residencial es un fenómeno que se ha intensificado en los últimos años, tiene efectos negativos sobre la salud y podría interactuar con otros determinantes sociales como la situación laboral, fundamentalmente en sus efectos sobre la salud mental de los hombres y las mujeres. Es necesario continuar investigando para generar más evidencia al respecto, y a su vez avanzar en intervenciones integrales que mejoren la salud de las personas afectadas por una emergencia habitacional.

¿Qué se sabe sobre el tema?

La inseguridad residencial y el desempleo tienen efectos conocidos sobre la salud. Sin embargo, el efecto modificador de la situación laboral sobre las consecuencias negativas de la inseguridad residencial no ha sido suficientemente estudiado, y menos aún en España.

¿Qué añade el estudio realizado a la literatura?

Los efectos negativos de la inseguridad residencial sobre la salud son más evidentes en las mujeres que en los hombres, mientras que los efectos negativos del desempleo son mayores en estos últimos. Nuestros resultados sugieren una interacción de la inseguridad residencial y la situación laboral, siendo mayores los efectos negativos en la salud mental de los hombres desempleados sin prestación. Para abordar la crisis habitacional actual y sus efectos sobre la salud se requieren políticas de vivienda integrales con enfoque de género y que incluyan otras dimensiones, como el empleo.

Editor responsable del artículo

Juan Alguacil.

Declaración de transparencia

El autor 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

Todas las personas firmantes han participado en la concepción y el diseño del estudio. A. Reyes ha realizado el análisis y la interpretación de los resultados de la investigación que ha dado como resultado el artículo. Todas las personas firmantes han revisado la redacción del artículo y han aprobado la versión final para su publicación.

Agradecimientos

Al servicio de Sistemas de Información Sanitarios de la Agencia de Salud Pública de Barcelona.

Financiación

Este estudio forma parte del proyecto de investigación «Evaluación de efectos en salud del programa “Treball als Barris”», proyecto liderado desde la Agencia de Salud Pública de Barcelona y financiado parcialmente por Recercaixa.

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.2019.07.007](https://doi.org/10.1016/j.gaceta.2019.07.007)

Bibliografía

1. Cortés L, Fernando AY, Alonso A. Número 40-41 @BULLET Jun-Octubre 2007. @BULLET Revista Bimestral de la FSG A FONDO La exclusión residencial. Revista Bimestral de la FSG. 2007;40-1.
2. Amore K, Baker M, Howden-Chapman P. The ETHOS definition and classification of homelessness: an analysis. Eur J Homelessness. 2011;5:19–37.
3. Consejo General del Poder Judicial. Datos sobre el efecto de la crisis en los órganos judiciales por TSJ hasta cuarto trimestre 2017. 2018. Disponible en: <http://www.poderjudicial.es/cgpj/es/Temas/Estadística-Judicial/Estudios-e-Informes/Efecto-de-la-Crisis-en-los-órganos-judiciales/>.
4. Tsai AC. Home foreclosure, health, and mental health: a systematic review of individual, aggregate, and contextual associations. PLOS One. 2015;10:1–21.
5. Downing J. The health effects of the foreclosure crisis and unaffordable housing: a systematic review and explanation of evidence. Vol. 162. Social Science and Medicine. 2016;162:88–96.
6. Vásquez-Vera H, Palència L, Magna I, et al. The threat of home eviction and its effects on health through the equity lens: a systematic review. Soc Sci Med. 2017;175:199–208.
7. Nettleton S, Burrows R. When a capital investment becomes an emotional loss: the health consequences of the experience of mortgage possession in England. Hous Stud. 2000;15:463–79.
8. Ertl AC. The effects of home foreclosure on adolescents and their mothers: Stress and resilience. [Newton]: Massachusetts School of Professional Psychology; 2013.
9. Ross LM, Squires GD. The personal costs of subprime lending and the foreclosure crisis: a matter of trust, insecurity, and institutional deception. Soc Sci Q. 2011;92:140–63.
10. Vasquez-Vera H, Fernández A, Novoa A, et al. Our lives in boxes: perceived community mediators between housing insecurity and health using a photovoice approach. Int J Equity Health. 2019;18.
11. Hulse K, Saugeres L. Housing insecurity and precarious living: an Australian exploration. AHURI Final Rep. 2008;124:1–51.
12. Bentley R, Baker E, LaMontagne A, et al. Does employment security modify the effect of housing affordability on mental health? SSM – Popul Heal. 2016;2:778–83.
13. Ayuntamiento de Barcelona. Distribución territorial de la renta familiar en Barcelona. 2016. Disponible en: <http://www.bcn.cat/estadistica/castella/dades/barri/economia/renda/rdfamiliar/a2016.htm>.
14. González-Marín P, Puig-Barrachina V, Cortès-Franch I, et al. Social and material determinants of health in participants in an active labor market program in Barcelona. Arch Public Heal. 2018;76:1–8.
15. Mavaddat N, Kinmonth AL, Sanderson S, et al. What determines self-rated health (SRH)? A cross-sectional study of SF-36 health domains in the EPIC-Norfolk cohort. J Epidemiol Community Health. 2011;65:800–6.
16. Quesnel-Vallée A. Self-rated health: caught in the crossfire of the quest for “true” health? Int J Epidemiol. 2007;36:1161–4.
17. Idler EL, Benyamin Y. Self-rated health and mortality: a review of twenty-seven community studies. J Health Soc Behav. 1997;38:21–37.
18. Campbell A, Knowles S. A confirmatory factor analysis of the GHQ12 using a large Australian sample. Eur J Psychol Assess. 2007;23:2–8.
19. Norris CM, Ghali WA, Saunders LD, et al. Ordinal regression model and the linear regression model were superior to the logistic regression models. J Clin Epidemiol. 2006;59:448–56.
20. Rubin D. Multiple imputation for nonresponse in surveys. New York: Wiley; 1987.
21. Dooley D, Fielding J, Levi L. Health and unemployment. Annu Rev Public Health. 1996;17:449–65.
22. Bartley M. Unemployment and ill health: understanding the relationship. J Epidemiol Community Health. 1994;48:333–7.
23. Puig-Barrachina V, Malmusi D, Martínez JM, et al. Monitoring social determinants of health inequalities: the impact of unemployment among vulnerable groups. Int J Heal Serv. 2011;41:459–82.
24. López del Amo González MP, Benítez V, Martín-Martín JJ. Long term unemployment, income, poverty, and social public expenditure, and their relationship with self-perceived health in Spain (2007–2011). BMC Public Health. 2018;18:133.
25. Artazcoz L, Benach J, Borrell C, et al. Unemployment and mental health: understanding the interactions among gender, family roles, and social class. Am J Public Health. 2004;94:82–8.
26. Strandh M, Hammarström A, Nilsson K, Nordenmark M, Russel H. Unemployment, gender and mental health: the role of the gender regime. Sociol Health Illn. 2013;35:649–65.
27. Hankivsky O. Women's health, men's health, and gender and health: implications of intersectionality. Soc Sci Med. 2012;74:1712–20.
28. Hernandez D. Energy insecurity: a framework for understanding energy, the built environment, and health among vulnerable populations in the context of climate change. Am J Public Health. 2013;103:32–4.
29. Bolívar Muñoz J, Bernal Solano M, Mateo Rodríguez I, et al. La salud de las personas adultas afectadas por un proceso de desahucio. Gac Sanit. 2016;30:4–10.
30. Vásquez-Vera H, Rodriguez-Sanz M, Palència L, et al. Foreclosure and health in Southern Europe: results from the platform for people affected by mortgages. J Urban Health. 2016;39:312–30.