



Universidad
Zaragoza

Trabajo Fin de Grado

DETERMINANTES DEMOGRÁFICOS, SOCIALES Y ECONÓMICOS DE LA SALUD PERCIBIDA EN ESPAÑA

Autor

Borja Apellaniz Aparicio

Directora

Ana Isabel García Felipe

Facultad de Medicina

Departamento de Microbiología, Medicina Preventiva y Salud Pública

2015

ÍNDICE

RESUMEN.....	1
INTRODUCCIÓN.....	3
La salud autopercebida como indicador de salud	3
Mecanismo de acción	4
Perspectiva histórica.....	5
La salud percibida como predictora de salud	6
Determinantes de la percepción de salud	6
Paradigma actual.....	7
La percepción de salud en España	8
OBJETIVO.....	10
MATERIAL Y MÉTODOS	10
Revisión bibliográfica	10
Fuente de información	10
Cambios a la base de datos y variables seleccionadas.....	11
Análisis estadístico.....	13
RESULTADOS	15
Análisis principal	15
Análisis secundario	17
DISCUSIÓN.....	26
CONCLUSIONES	29
BIBLIOGRAFÍA.....	30
ANEXO	33

Objetivo: Identificar grupos en riesgo de padecer mala salud percibida en la población española, a través del análisis de variables demográficas, sociales y económicas.

Material y método: Estudio transversal de 19351 adultos (de más de 24 años) de la Encuesta Nacional de Salud 2011-2012. Se realizó un análisis descriptivo de la relación de la salud percibida con el sexo, edad, país de nacimiento, estado civil, clase social, ingresos económicos, nivel educativo, actividad económica (ocupación) y limitación funcional. Se utilizaron análisis de regresión logística binaria y de correspondencias múltiples con las variables sexo, edad, clase social, ingresos y estudios. Se realizó un análisis secundario con idéntico método en una submuestra de adultos sin limitación funcional (n=15077).

Resultados: La prevalencia de salud percibida negativa es significativamente mayor en mujeres, adultos de edad avanzada, clase social baja, bajos ingresos y bajo nivel de estudios. Los inmigrantes, casados, solteros y trabajadores tienen mayor prevalencia de salud percibida positiva. En la regresión logística, las mujeres (OR=1.503), los mayores de 69 años (OR=5.616), la clase social baja (OR=1.313), los ingresos bajos (OR=2.202) y el nivel de estudios bajo (OR=2.193) se relacionan significativamente con una percepción de salud negativa. Este modelo de predicción tiene una AUC de 0.754. El análisis de correspondencias múltiples confirma estos resultados de forma gráfica.

En el análisis secundario, se confirma la tendencia de estas relaciones, aunque disminuye el tamaño del efecto. Todos los coeficientes de contingencia disminuyen, pero es más acusado en el caso del sexo (CC= 0.125 a CC=0.047). Las mujeres, adultos de edad avanzada, clase social baja, bajos ingresos y bajo nivel de estudios se relacionan significativamente con una salud percibida negativa en la regresión.

Conclusiones: Las mujeres, los mayores de 69 años, las clases socioeconómicas desfavorecidas y las personas con una carga significativa de patología y discapacidad (limitación funcional) son grupos de riesgo de percepción de salud negativa. La limitación funcional es el mayor determinante de salud percibida y actúa como modificador de la medida de efecto de las anteriores variables, sin alterar su significación ni su tendencia.

Palabras clave: salud autopercebida, estado de salud, desigualdad en salud, determinantes sociales de la salud, encuestas de salud

ABSTRACT

Objective: To identify groups at risk of negative self-rated health in the Spanish population through the analysis of demographic, social and economic variables.

Methods: Cross-sectional analysis of 19351 adults (25 or older) in the 2011-2012 Spanish National Health Survey. A descriptive analysis of gender, age, country of origin, marital status, social class, income, educational attainment, employment status and functional limitation was carried. Binary logistic regression analysis and multiple correspondence analysis were developed with the variables sex, age, social class, income and educational attainment. A secondary analysis of a subsample of 15077 adults without functional limitation was conducted, following the same method.

Results: Women, elders, low social class, low income and low educational attainment have a significantly higher prevalence of negative self-rated health. Immigrant, married, single and employed individuals all have higher prevalence of positive self-rated health. In the logistic regression, women (OR=1.503), those aged above 69 (OR=5.616), low social class (OR=1.313), low income (OR=2.202) and low educational attainment (OR=2.193) are significantly correlated to negative self-rated health. The prediction model's AUC is 0.754. Multiple correspondence analysis confirms this results visually.

In the secondary analysis, most correlations keep their trend, but their effect size is reduced. Although all contingency coefficients are reduced, gender changes the most (CC=0.047, from CC= 0.125). Women, elders, low social class, low income and low educational attainment significantly correlate to negative self-rated health.

Conclusion: Women, those aged above 69, socioeconomically underprivileged adults and adults with significant illness and disability (functional limitation) are at higher risk of rating their health as negative. Functional limitation is the greatest determinant of self-rated health and acts as an effect size modifier for the other variables, without altering their significance or trend.

Keywords: self-rated health, health status, health status disparities, social determinants of health, health surveys

INTRODUCCIÓN

La salud autopercebida es un indicador de salud general subjetivo. En los últimos años ha surgido un gran interés por esta medida por su eficiencia a la hora de aportar información: una simple pregunta engloba multitud de determinantes clínicos, sociales y psicológicos de salud, con gran potencia predictiva de efectos clínicos adversos.

Analizaremos primero las debilidades y fortalezas de la salud percibida como indicador de salud, para luego analizar cuál es su papel en el complejo mecanismo de acción por el que desigualdades socioeconómicas se traducen en desigualdades en salud. Para ello, partiremos de un resumen del marco conceptual, revisaremos el recorrido histórico del modelo y analizaremos más detalladamente la frontera del conocimiento actual, con especial atención a los estudios en población española.

LA SALUD PERCIBIDA COMO INDICADOR DE SALUD

Para conocer la percepción de salud de un individuo y establecer una medida válida, se interroga sobre su “estado de salud general” y se pide que elija su respuesta en una escala de Likert. Generalmente las opciones son 5, con dos respuestas negativas, una neutra y dos positivas (“Muy mala”, “Mala”, “Regular”, “Buena”, “Muy buena”). Se prefiere esta estructura porque si se incluyen mayor número de respuestas positivas (para aumentar la capacidad de discriminación entre ellas), la población encuestada tiende de todas formas a adecuar sus respuestas a unas categorías más simétricas. Es decir, en una escala “Excelente”, “Muy buena”, “Buena”, “Regular”, “Mala”, los encuestados tienden a tomar “Buena” como respuesta neutra (1). Sin embargo, tradicionalmente el análisis de las respuestas se ha realizado dicotomizando estas en “salud autopercebida positiva” (incluye las categorías superiores a la neutra, generalmente dos) y el resto de categorías, que denominaremos “salud autopercebida negativa” (incluye la respuesta neutra y las negativas) (2).

Aparte de cambios en estas categorías, hay otros factores que pueden introducir errores sistemáticos de respuesta entre los encuestados. El más importante es cómo y con qué control se compara cada individuo. Por una parte, podría haber grupos poblacionales con una percepción y una conducta de respuesta más optimista. Ciertos factores parecen favorecer que los encuestados, en igualdad de salud medida objetivamente, valoren su estado general de forma más positiva. Los grupos sociales más claramente asociados con esta conducta de respuesta optimista son quienes peor salud objetiva padecen: las mujeres, la clase socioeconómica baja y los muy ancianos (3) (4). Es un tema aún polémico, en especial en lo relativo a la influencia de la educación (1) (5) (6) (7) (8).

Se ha intentado explicar este sesgo a través de un desconocimiento de su situación de salud real, una expectativa de salud y enfermedad diferente según el entorno social del encuestado y una mayor adaptabilidad y aceptación entre quienes tienen peor salud (7). También hay que tener en cuenta que el umbral de qué se considera buena salud varía a lo largo del tiempo y que hay factores que vuelven más estricto ese umbral. Por ejemplo, el sobrediagnóstico de enfermedades banales o el diagnóstico temprano (en estadios

clínicamente poco significativos) podrían disminuir la percepción de salud de un individuo sin que se haya alterado su salud objetiva en absoluto (8).

El segundo factor es la población que cada individuo usa como control. En ocasiones el ítem de salud autopercebida explicita si el individuo debe compararse con individuos de su misma franja de edad o con el total de la población, y en ocasiones este requisito se omite. Pese a que posiblemente este sesgo tenga cierta influencia, parece que la tendencia natural de los encuestados es a compararse con la población general, incluso cuando se les ha solicitado lo contrario (1) (6).

Recientemente se ha intentado ajustar estos sesgos mediante viñetas de anclaje (“anchoring vignettes”, una técnica de ciencias políticas que pide al encuestado graduar diferentes casos predefinidos en una escala para luego extrapolar de esas respuestas su umbral personal para cada categoría de la escala) (9). Teóricamente, esta técnica permite cambiar la población con la que se compara un individuo con la población que se le presenta a través de los casos, cuantificando sesgos y ajustándolos (6), pero habrá que esperar para confirmar su utilidad en la investigación en salud autopercebida.

Desde su creación, existen dudas sobre la utilidad de la autopercepción de salud por su subjetividad y todos los sesgos presentes. En este debate, puede ser interesante tener en mente cómo se compara con medidas que consideramos suficientemente válidas en la clínica rutinaria. Un chequeo médico (anamnesis y exploración física completas, con acceso a la historia clínica) tiene similar capacidad predictiva de mortalidad a medio plazo por todas las causas, superior capacidad en mortalidad cardiovascular e inferior en la oncológica (10). En ancianos, la percepción de salud tuvo similar área bajo la curva ROC para mortalidad a 10 años (AUC = 0.69) que un predictor compuesto por tensión arterial, índice de masa corporal, electrocardiograma, presencia de diagnóstico de diabetes y un análisis sanguíneo básico (11).

En definitiva, la salud autopercebida es un indicador complejo de analizar por los múltiples factores que lo influyen. Si existe tanto interés a su alrededor es en parte por el mismo motivo: resume la interpretación del individuo de multitud de variables que lo componen. Sin embargo, el incentivo principal para analizar la autopercepción de salud ha sido históricamente la esperanza de conseguir un indicador simple de obtener y de gran potencia predictiva para diversos eventos clínicos, en especial la mortalidad.

MECANISMO DE ACCIÓN

Como veremos a través de una perspectiva histórica, la investigación se centra ahora en identificar los grupos con peor salud autopercebida y los mecanismos mediadores para llegar a esa mala percepción. Conviene formular primero el mecanismo general en torno a la salud autopercebida, sin olvidar que existen aún dudas razonables sobre el tema.

La edad es el factor demográfico con una relación más clara (12) (13) (14). Según envejecemos, nos sentimos menos sanos por haber tenido tiempo de acumular problemas y disfunciones. La excepción serían los muy ancianos (mayores de 85 años), que en algunas poblaciones tienen un repunte de buena autopercepción de salud (4) (15) en gran parte debido a un sesgo de percepción (7), como hemos comentado.

La relación del sexo con la salud es mucho más compleja. En general, se acepta que las mujeres tienen una peor salud autopercibida: tienen más patología y discapacidad (16) (17) (18). Esta desigualdad en salud parece venir determinada por otras desigualdades estructurales: ser mujeres aumenta su riesgo de recibir agresiones a su salud (discriminación percibida, peores situaciones laborales y otros estresores vitales condicionan más patología acumulada). Sin embargo, en varias poblaciones parecen tener un sesgo optimista respecto a los hombres (7) (17) . Además, las mujeres tienen una menor mortalidad, en contraposición a su mayor prevalencia de mala salud percibida (18).

La clase socioeconómica juega un papel claro como determinante independiente. Menos años de educación y menos ingresos anuales se relacionan significativamente con una peor autopercpción de salud (1) (3) (16) (19) (20). También se ha relacionado la desigualdad económica de una población con desigualdades en salud (21) (22).

Por otra parte, los determinantes de salud autopercibida más relevantes son la patología y discapacidad previas, medidas directamente o, con una relación más tenue, a través del uso de recursos sanitarios que se ha realizado (4) (23) (24) (25). Podemos explicar su gran importancia por su relación más directa con la percepción de salud: cuanto más enfermo estoy, menos sano me siento. Sabemos también que la salud autopercibida es un buen predictor de morbilidad y discapacidad (26) (27) (28), e incluso de efectos adversos (29), con lo que la relación se retroalimenta.

Esta fórmula nos permite intuir un posible mecanismo de acción. En resumen, ciertos factores demográficos nos protegen o predisponen a sufrir mayores ataques a nuestra salud por causa de desigualdades sociales. El acúmulo de agresiones a la salud determina mayor patología y sensación de pérdida de salud. Esa situación se mantiene en el tiempo, con lo que una mala salud actual permite predecir un futuro acúmulo de más patología. Al mismo tiempo, todos esos factores (determinantes sociodemográficos, mecanismos mediadores y eventos clínicos adversos) interactúan entre sí.

Se han estudiado posibles mediadores entre factores socioeconómicos y demográficos y la aparición de patologías. Los factores psicológicos pueden explicarse a través de los modelos de acúmulo de estrés de la psiquiatría de enlace o psicósomática. Las condiciones laborales (20) (30) o los hábitos de salud (4) (13) (31) (alimentación, sueño, ejercicio, consumo de drogas) parecen también buenos candidatos a incluir en el modelo. Sin embargo, el debate sobre estas variables está mucho más abierto que sobre las anteriores (17) (32) (33).

PERSPECTIVA HISTÓRICA

La investigación en salud percibida es un campo relativamente joven, pero en sus 25-30 años de historia ha sufrido varios cambios de paradigma y enfoque. Por ello, es importante analizar la bibliografía en su contexto histórico. Nos centraremos primero en su capacidad predictiva de eventos clínicos y después en sus determinantes, al haberse desarrollado este segundo campo con cierto retraso respecto al primero. Después exploraremos los matices que se han introducido más recientemente en esta área y revisaremos el estado de la cuestión en España.

La salud percibida como predictora de salud

A finales de los años 90 el interés en la salud autopercebida repuntó por una revisión de estudios longitudinales norteamericanos y europeos, que encontró que tras ajustar por edad, la salud autopercebida predecía la mortalidad. La relación se reforzaba porque parecía haber una relación directa: cuanto más negativa era la autopercepción de salud, mayor mortalidad encontraron (34).

Con la entrada del milenio se analizó más a fondo la relación entre la percepción de salud de los individuos y su salud futura. Se vio que la mala salud percibida podría ser un buen predictor de mortalidad, utilización de servicios sanitarios y discapacidad, y se exploraron más esas vías (5) (26) (35). Se encontró que no era solo un predictor potente a corto plazo, influido por una carga importante de patología en el momento de la encuesta, sino que también existía una relación fuerte con mortalidad y hospitalizaciones a largo plazo (12) (26) (36).

La mortalidad fue el evento que más atención despertó, por su innegable interés de salud pública y la facilidad de recogida de estos datos en grandes poblaciones. Tras algunas dudas iniciales, la verificación de su poder predictor para algunas causas específicas de mortalidad y su pobre relación con causas externas (homicidios y accidentes, pero también suicidios) (32) asentó esta relación.

Hacia finales de la década 2000-2010 el interés radicaba en identificar su papel entre todos los modelos de predicción de eventos clínicos existentes. Se comparó su capacidad predictiva (en ocasiones independientemente pero en general formando un modelo compuesto por la salud, el sexo y la edad) con la de modelos de predicción específicos de distintos eventos clínicos. Se confirmó que, pese a tener una capacidad de predicción de uso hospitalario y gasto en sanidad respetable (solo ligeramente menor a la de los Grupos Relacionados por el Diagnóstico (37)), su mayor utilidad era la predicción de la mortalidad (38), con una capacidad similar a la del componente físico del SF-36 o el índice Seattle de comorbilidad (27), compuestos de varios ítems y por tanto más costosos de encuestar a grandes poblaciones.

Determinantes de la percepción de salud

Mientras que la investigación sobre su capacidad predictiva fue una serie de confirmaciones de lo sospechado desde el inicio, los intentos para definir exactamente qué factores la determinaban han sufrido muchos más obstáculos. A inicios del siglo XXI imperaba una visión que ahora consideraríamos simplista, intentando relacionarla directamente con la patología y discapacidad basal del individuo, así como con variables demográficas, sexo y edad principalmente (12) (15) (26). El estatus socioeconómico (generalmente medido con distintas mezclas de los años de educación completados e ingresos anuales) se abrió paso rápidamente como un factor independiente importante (3) (12).

Más adelante se fueron añadiendo más matices a estos determinantes básicos. Otras variables sociodemográficas menores como el estado civil (39) o diversas medidas de satisfacción y estrés en el empleo (15) se empezaron a tomar en cuenta, esbozando un mapa de interacciones entre los factores determinantes que hacía difícil su análisis independiente y ajuste.

En esa misma época surgieron dudas sobre la comparabilidad entre los distintos grupos. ¿Las diferencias de salud percibida entre sexos o por clase social se podían relacionar directamente a una peor salud objetiva o se debían únicamente a un sesgo de respuesta? ¿De existir esos sesgos, cómo podían ajustarse? Mientras que el sexo y la edad parecían influir de forma compleja y por distintas vías en la salud autopercebida (15) (16), las distintas clases socioeconómicas parecían poder compararse directamente entre ellas (12). Como ya hemos comentado, parece que un nivel socioeconómico alto mejora la capacidad predictiva de mortalidad de la salud autopercebida (3) (12), pero existen muchos datos contradictorios.

En los años 2005-2010 se empezaron a realizar las primeras comparaciones robustas entre países. En líneas generales, se confirmaba una relación directa entre la salud autopercebida y la mortalidad, pero la potencia de asociación y los factores que incidían sobre ella variaban enormemente (40). Más recientemente, usando metodología equiparable en diversas poblaciones se ha podido comprobar que las contradicciones entre estudios aparecidos hasta la fecha no se debían solo a errores aleatorios o la elección de distintos factores independientes y de ajuste (33) (41). Existen diferencias de salud significativas entre poblaciones comparables de distintos países, no explicables con los determinantes de salud autopercebida que conocemos (14) (18) (42).

Ya se conocía la relación entre la desigualdad económica de una población (medida por el coeficiente Gini) y su mortalidad, el siguiente paso fue demostrar relación entre la desigualdad y la salud percibida de la población (21) (22). Se podía así descomponer el nivel económico en el nivel de ingresos absoluto de un individuo y sus ingresos relativos dentro de su comunidad (21). Pese a que ese principio se mantiene hoy día, habría que matizarlo según el tamaño de la población: la desigualdad entre barrios no tiene gran relevancia tras ajustar por factores personales (39).

Disciplinas más allá de la medicina entraron a analizar los factores individuales que determinaban la autopercepción de salud. Se relacionó con variables de estructura social (13) (15) (16) (confianza entre individuos y con el estado, participación en actividades sociales,...) y con diversos factores psicológicos y del mundo laboral (13) (30). Al mismo tiempo, se vio que todos estos factores afectaban con diferente potencia a diferentes grupos poblacionales (16), lo que complicaba aún más la red de interrelaciones entre todos estos factores.

Paradigma actual

En el último lustro ha habido un cambio cualitativo en la investigación en salud autopercebida. La salud autopercebida se concibe ahora como una variable bastante dinámica, que cambia a lo largo del tiempo tanto a nivel individual como poblacional.

Al repreguntar la salud autopercebida con un lapso de un año, más de un tercio de los encuestados variaron su respuesta en un grado y 4% lo hicieron en dos grados (índice kappa 0.42-0.47) (35). En otra cohorte a la que se le preguntó si su salud había variado (introduciendo un posible sesgo de memoria) las cifras fueron similares: 70% dijeron encontrarse igual (1). Un análisis de una cohorte inglesa sugiere que los cambios de salud autopercebida a corto plazo (2 años) tienen determinantes casi idénticos a los de la salud autopercebida general, posiblemente debido a una regresión a la media de esta (43).

A nivel poblacional es ilustrativo el deterioro generalizado de la salud que la reciente crisis económica ha causado entre la población griega (19). Este resultado no se puede extrapolar directamente, ya que la salud percibida en España se ha mantenido bastante estable e incluso ha mejorado ligeramente (4) (44). En Estados Unidos, la capacidad predictiva de mortalidad de la salud autopercebida ha aumentado de 1980 a 2002, especialmente para aquellos con una percepción más negativa. Es un caso interesante porque muestra que la salud autopercebida se ha mantenido estable pese a la disminución de la mortalidad, indicando quizá criterios más estrictos sobre qué supone una buena salud (8).

Podemos intuir que existe cierta influencia de circunstancias puntuales (patologías agudas, estrés puntual,...) que alteran la salud autopercebida esporádicamente, evidentemente sin olvidar la mayor relevancia de la acumulación de factores negativos persistentes según se envejece (43). Estas agresiones a la salud no tienen una distribución aleatoria, así que es de interés identificar los grupos más afectados. Sabemos que las mujeres (16) (17) y los inmigrantes (45) tienen peor salud autopercebida, solo en parte atribuibles a tener peores condiciones socioeconómicas (18). Las personas que perciben ser discriminadas (20), y en especial las que perciben discriminación por su edad, discapacidad o sexualidad también tienen peor salud (aunque en este estudio en España apenas había diferencias de salud significativas para estos grupos) (42).

El matrimonio se relaciona en general con mejor salud autopercebida (33) (39), pero puede darse el caso contrario en algunas poblaciones y grupos demográficos en los que lleve asociado una sobrecarga de trabajo (41). Parece que el matrimonio es un factor protector ante la mortalidad a corto plazo, pero ese efecto se atenúa según disminuye la salud autopercebida (46).

La falta de capital social (confianza en otros ciudadanos, confianza en el estado, apoyo emocional, participación social) se relaciona con mala salud autopercebida. Existen dudas sobre este conjunto de variables, ya que su relación con otras medidas de salud es pobre (47), pero una cohorte inglesa parece apoyar cierta relación causal (43).

Además de esos factores de riesgo, existen factores mediadores protectores. No sorprende que un estado de bienestar eficaz proteja parcialmente de su influencia. La inseguridad laboral y el trabajo precario se relacionan en general con peor salud física, mental y peor autopercepción de salud (4) (13) (30), pero no en todos los países (48). Ya hemos comentado que un alto nivel socioeconómico y una buena situación laboral se relacionan con buena salud autopercebida, pero el peso específico de estos factores varía según el modelo de estado de bienestar: en sistemas como el nuestro la educación es más relevante y ni la situación laboral ni los ingresos anuales tienen tanta influencia como en los sistemas anglosajones, escandinavos o bismarckianos (20).

La percepción de salud en España

La variabilidad temporal y espacial de la salud autopercebida hace indispensable un análisis local de la misma. En España, la principal fuente de información de salud percibida es la Encuesta Nacional de Salud (ENSE). La ENSE se inició en 1987 y es de periodicidad aproximadamente bienal desde 1993. A partir de 2009, se alterna con la Encuesta Europea de Salud, adquiriendo ambas una frecuencia quinquenal.

Para armonizar las encuestas europeas y nacionales, en la ENSE2011-2012 (la más reciente) se ha reducido el umbral de edad entre las encuestas de niño y de adulto de 16 a 15 años. También se ha reorganizado la encuesta, centrándose en identificar problemas de salud, asistencia sanitaria y determinantes de salud, y su interrelación en diferentes subgrupos poblacionales.

Otro cambio con respecto a la ENSE2006 ha sido la eliminación de ítems sobre discriminación, agresiones y maltratos, percepción de la función familiar y seguridad vial. Se ha expandido la encuesta sobre inmigración y se han incluido nuevos ítems sobre actividad física y calidad de vida.

En España, usando la ENSE y estudios propios, se ha constatado un comportamiento similar de la percepción de salud al observado en otros países. Así, se ha confirmado la capacidad predictiva de mortalidad de la salud percibida, incluso tras ajustar por multitud de factores personales (25). Guardan más interés los determinantes de la salud, que como hemos visto tienden a variar bastante entre poblaciones. El trabajo que más información aporta sobre los grupos de población con peor salud autopercebida es la tesis de P. Girón analizando esos factores determinantes con datos de la ENSE2006 (4). Los factores que con mayor peso explicaban la autopercepción de salud negativa eran la morbilidad (aguda y crónica) y el uso de servicios sanitarios (tanto consultas con profesionales sanitarios como toma de fármacos). Otros estudios han confirmado el papel de las patologías y la discapacidad como principales determinantes de la salud percibida en nuestra población (25) (49).

Las variables demográficas y los hábitos relacionados con la salud se mantenían en un discreto segundo plano en la ENSE2006, pero son relevantes si tenemos en cuenta que en parte determinan el grado de morbilidad y uso de servicios de un individuo. Así, vemos que las mujeres y los ancianos tienen una peor autopercepción de salud, con un repunte de mejora de esta entre los muy ancianos. También se ven muchas diferencias en cómo afectan los hábitos de salud a diferentes grupos poblacionales, lo que podría explicar en parte su influencia poco significativa en otros estudios (4).

Hemos visto que históricamente se sabe menos de los determinantes de la salud percibida que de su capacidad predictiva. Sabemos que estar muy enfermo es el principal determinante de una mala salud autopercebida. Este grupo es fácilmente identificable con las bases de datos clínicas actuales. Sin embargo, hay muchos otros factores cuya relación con la salud, pese a haber sido investigada, permanece poco clara en la población española. Basándose en la bibliografía disponible, es especialmente interesante aclarar la relación con la salud de las variables demográficas y sociales y económicas.

OBJETIVOS

La salud percibida es una medida de salud de interés por su capacidad de predecir eventos adversos como morbilidad, discapacidad y en especial mortalidad. El objetivo de este trabajo es identificar grupos de riesgo para padecer mala salud percibida, a través de las relaciones que con esta establecen las variables demográficas, sociales y económicas.

MATERIAL Y MÉTODOS

REVISIÓN BIBLIOGRÁFICA

Se realizó una búsqueda bibliográfica en la plataforma Alcorze, que incluye las bases de datos Medline, Social Sciences Citation Index, ScienceDirect, Scopus y SciELO, entre otras. El término de búsqueda fue "self rated health AND health status AND (determinant* OR predict*)", con la función de booleanos activada. La búsqueda se realizó el día 21 de marzo de 2015, limitando los resultados por Texto completo disponible. No se incluyeron límites por idioma o fecha de publicación. Se obtuvo un total de 2884 entradas, publicadas entre septiembre de 1980 y la fecha de la búsqueda. Hubo una selección de artículos en tres etapas: lectura del título, lectura del resumen y lectura pormenorizada del artículo completo.

FUENTE DE INFORMACIÓN

Se utiliza la Encuesta Nacional de Salud de 2011-2012 (ENSE2011-2012), por ser la más reciente publicada. La recogida de datos se realizó entre julio de 2011 y junio de 2012 (distribuida homogéneamente entre los cuatro trimestres) en viviendas familiares principales de todo el territorio español. El muestreo realizado es trietápico estratificado, con las siguientes etapas:

1. Secciones censales, seleccionadas entre las existentes en enero de 2011, de forma representativa para cada Comunidad Autónoma.
2. Se seleccionaron 24000 viviendas familiares principales, mediante muestreo sistemático con arranque aleatorio. La muestra efectiva ha sido de 21508 hogares.
3. Personas encuestables en la vivienda: un adulto (de 15 o más años) elegido al azar y un menor elegido al azar, si lo hubiera.

La ENSE2011-2012 consta de 3 cuestionarios: el de Hogar, el de Adultos y el de Menores. Debido a la muy baja prevalencia de mala salud autopercibida entre los menores de edad, en este trabajo se usará principalmente el Cuestionario de Adultos, con algunos datos tomados del Cuestionario de Hogar para complementar esa información.

El método de recogida de datos es la entrevista personal directa a personas mayores de 14 años. Hay un total de 21007 entrevistas a adultos válidas.

CAMBIOS A LA BASE DE DATOS Y VARIABLES SELECCIONADAS

La principal base de datos utilizada ha sido el Cuestionario de Adultos de la ENSE2011-2012. Sin embargo, también se han utilizado ciertos datos que solo están disponibles en el Cuestionario de Hogar. Ambas bases se han fusionado utilizando la variable "Identificación del hogar" como dato común para identificar cada individuo, ya que los datos están anonimizados. Se ha excluido del análisis todos los casos que no estuvieran ya presentes en el Cuestionario de Adultos (encuestados menores de 15 años, adultos no seleccionados para la Encuesta de Adultos).

Se ha excluido del análisis a los menores de 25 años. Se trata de una medida ya justificada en la literatura y que limita el sesgo que este grupo poblacional introduce en la variable de educación (44). También podría influir en las variables estado civil, ingresos y actividad económica principal. Al centrarse nuestro análisis en identificar los grupos con peor salud y al tener los adultos más jóvenes una salud autopercibida superior a la del resto de la población, no se pierde información relevante y se elimina un factor de confusión (ANEXO 1)

Finalmente, disponemos de 19351 entrevistas a adultos (de 25 o más años) residentes en España. Las variables que se han seleccionado para el análisis son las siguientes:

- **Sexo**
Se han utilizado las categorías disponibles en la Encuesta de Adultos:
 - Hombre
 - Mujer

- **Edad**
Tras excluir a los menores de 25 años del análisis, se han creado 4 grupos de edad, con umbrales basados en análisis de la ENSE previos (44). Estos umbrales permiten distinguir a la población anciana y delimitar varios subgrupos de similar población entre los adultos analizados.
 - Entre 25 y 39 años
 - Entre 40 y 54 años
 - Entre 55 y 69 años
 - 70 años y mayores

- **Estado civil**
Se han utilizado las categorías disponibles en la Encuesta de Adultos:
 - Soltero
 - Casado
 - Viudo
 - Separado
 - DivorciadoHabía un total de 21 casos perdidos (0.1%)

- **País de origen**
La población inmigrante se ha definido como cualquier residente nacido fuera de España, acorde a análisis de la ENSE previos (50) (51).

- Clase social

Esta variable ha sufrido modificaciones respecto a anteriores ENSEs para mejorar la compatibilidad con clasificaciones internacionales. Además, se han fusionado los seis grupos de Clase social presentes en la ENSE2011-2012 por parejas contiguas, creando tres categorías:

 - Clase I-II (directores con asalariados a su cargo, profesiones asociadas a estudios universitarios)
 - Clase III-IV (supervisores, autónomos y trabajadores técnicos cualificados)
 - Clase V-VI (trabajadores no cualificados, semicualificados o cualificados del sector primario)

Había un total de 671 casos perdidos (3.5%)

- Ingresos económicos mensuales del hogar

Se ha utilizado el importe mensual de ingresos de todo el hogar (tras descontar los impuestos) como aproximación al nivel económico del encuestado. Se han definido 4 categorías según este nivel de ingresos:

 - 800€ o menos
 - Entre 801€ y 1550€
 - Entre 1551€ y 2700€
 - Más de 2700€

Había un total de 4732 casos perdidos (24.5%)

- Nivel educativo

Se han agrupado varias categorías de nivel educativo siguiendo la bibliografía disponible (44) y basándose en la Clasificación Internacional de Educación (ISCED):

 - Nivel bajo (ISCED 0-1, educación primaria completa o inferior)
 - Nivel medio (ISCED 2-4, educación secundaria y profesional de grado medio)
 - Nivel alto (ISCED 5-6, educación profesional superior o educación universitaria)

- Actividad económica principal

Se han utilizado las categorías disponibles en el Cuestionario de Hogar para definir la ocupación del encuestado. Se ha excluido la categoría "Otros", por disponer tan solo de 48 casos y ser muy heterogénea.

 - Trabajando (incluidas las incapacidades laborales temporales)
 - Desempleado
 - Jubilado
 - Estudiante
 - Incapacitado
 - Labores del hogar

Otros y casos perdidos: 71 casos (0.4%)

- Limitación funcional

Se ha elaborado esta variable compuesta para definir una afectación de la vida diaria clínicamente relevante. El objetivo al crearla ha sido identificar a aquellos adultos con una carga de patología o discapacidad que afecte significativamente a su calidad de vida. Se ha definido como una afectación moderada, grave o extrema en uno o más de los siguientes apartados: Movilidad, Autocuidado, Actividades cotidianas, Dolor/Malestar o Depresión/Ansiedad:

- Sin limitación
- Con limitación
- Salud autopercebida

Es la variable de resultado en este trabajo. Se pide a los encuestados que definan su estado de salud durante los últimos 12 meses en una de las siguientes categorías:

 - Muy bueno
 - Bueno
 - Regular
 - Malo
 - Muy malo
- Salud autopercebida dicotomizada

Posteriormente se realizará una regresión logística binaria, para lo que se requiere una variable de resultado binaria. Por ello, se ha dicotomizado la percepción de salud para ese tratamiento estadístico. El umbral elegido es el más prevalente en la literatura, cuya determinación ya ha sido justificada en la literatura (2): las dos respuestas positivas en una categoría y las dos respuestas negativas y la neutra en otra.

 - Buena (salud percibida Buena o Muy buena): 12743 casos
 - Mala ((salud percibida Regular, Mala o Muy mala): 6608 casos

Debido a interacciones entre covariables que dificultaban la interpretación de un modelo de regresión el análisis principal se ha repetido con una muestra menor (análisis secundario). Además de a los menores de 25 años, se han excluido de esa muestra a quienes tenían una limitación funcional con los criterios expuestos anteriormente (22.1% de la muestra). La muestra del análisis secundario consta de 15077 residentes en España, mayores de 24 años y sin limitación funcional.

La exclusión de los individuos con limitación funcional se ha realizado para reducir el factor confusor que añade esta población, al ser la carga patológica elevada un determinante muy importante de salud percibida negativa. El análisis secundario tiene como objetivo analizar la validez de los resultados obtenidos en el análisis principal.

ANÁLISIS ESTADÍSTICO

Tablas de contingencia

Para analizar la relación que las diferentes variables tienen con la percepción de salud se han realizado tablas de contingencia. Se ha utilizado el estadístico χ^2 para establecer la asociación o independencia entre las variables. Se ofrecen los Residuales Ajustados de Aberman (RA) para explicar las categorías responsables de la significación estadística.

Se ofrecen también los coeficientes de contingencia (CC) de las variables. Este coeficiente mide el grado o intensidad de asociación de estas variables con la salud autopercebida.

Regresión

La salud autopercebida es una variable ordinal con 5 categorías de respuesta (Muy buena, Buena, Regular, Mala, Muy mala). Sin embargo, se ha decidido dicotomizar la variable Salud

Autopercebida y realizar una regresión logística binaria. Este método es el más prevalente en la literatura y por tanto el que ahora mismo permite comparaciones directas con más estudios.

Habiendo definido la variable dependiente, se han seleccionado las covariables. Se ha realizado el coeficiente de correlación tau de Kendall y se han excluido del modelo de regresión logística aquellas variables que presenten colinearidad entre ellas y especialmente con la variable principal. Como categoría de referencia para cada covariable se ha seleccionado aquella con mayor prevalencia de buena salud percibida, para que la odds ratio indique el riesgo de padecer mala salud.

Se ha utilizado el método "por pasos hacia atrás (condicional)". El criterio de entrada de covariables ha sido 0.05 y el de salida 0.10, permitiendo un máximo de 20 iteraciones hasta eliminar todas las variables que no aporten cambios significativos, respetando el principio de parsimonia. Finalmente, el modelo analiza las covariables Sexo, Edad, Clase social, Ingresos, Nivel educativo. Se ofrecen las odds ratio para cada categoría y su intervalo de confianza del 95%, así como el logaritmo de verosimilitud, la R^2 de Nagelkerke y el área bajo la curva ROC (AUC), para conocer su capacidad predictiva.

Correspondencias múltiples

Se ha realizado un análisis de correspondencias múltiples para, desde un punto de vista fundamentalmente gráfico, ver las relaciones de dependencia e independencia de las variables demográficas, sociales y económicas con la salud percibida y entre ellas. Las variables seleccionadas han sido: Sexo, Edad, Clase social, Ingresos, Nivel educativo y Salud percibida.

Se realizó el análisis con tres dimensiones. En la estimación de los parámetros se utilizaron como criterio de convergencia 0.0001 y número máximo de interacciones 100. Se seleccionó el método de normalización principal por variable, dado que nuestro interés primordial es la correlación entre las variables.

Todos los análisis se han realizado con IBM SPSS Statistics 20 ® con licencia de la Universidad de Zaragoza.

RESULTADOS

Se ofrecen primero los resultados del conjunto de la muestra inicial, que denominaremos análisis principal, para seguidamente mostrar los de la muestra con adultos sin limitación funcional (análisis secundario). Primero se pormenorizan las tablas de contingencia de cada variable con la salud percibida, para luego describir el modelo de regresión y sus características. Por último, se incluye el análisis de correspondencias múltiples.

ANÁLISIS PRINCIPAL

Tablas de contingencia

En la TABLA 1-A-1 y TABLA 1-A-2 se presentan las tablas de contingencia de cada variable con sus residuales ajustados (RA), además de la frecuencia relativa de cada categoría. Podemos observar una relación significativa ($p < 0.001$) de todas las variables analizadas con la salud percibida. A continuación se destacan algunos de los resultados más relevantes.

Los hombres tienen una prevalencia significativamente mayor de salud percibida Muy buena y Buena (RA 6.5 y 11.4), mientras las mujeres tienen mayor prevalencia de todas las categorías de salud percibida negativa (RA Regular 11.0, Mala 8.9, Muy mala 6.6).

Respecto a la edad, también hay una relación significativa con la mala percepción de salud. Encontramos una relación directa entre edad y mala salud percibida a partir de los 55 años (desde esa edad, los residuales ajustados en las categorías de salud percibida negativa se vuelven positivos). Los mayores de 69 años tienen una muy baja prevalencia de salud percibida Muy buena y Buena (4.9% y 34.3% de la muestra, RA -22.8 y -23.7). El coeficiente de contingencia (0.373) es el segundo más elevado de entre todas las variables analizadas.

De entre las categorías de estado civil analizadas, los solteros tienen la mayor prevalencia de salud percibida Muy buena (23.0%, RA 14.4). Los casados, un 56.5% de la muestra, tienen también una percepción de salud Buena significativamente elevada (RA 8.6). La viudedad es el estado civil con mayor prevalencia de salud autopercebida Regular, Mala y Muy mala (RA 19.1, 16.3, 11.2).

Los inmigrantes tienen mayor prevalencia de salud percibida positiva (23.0% y 53.3%) y menor prevalencia de salud percibida negativa que los autóctonos. Sin embargo, el coeficiente de contingencia de tan solo 0.081 manifiesta que existe poca intensidad de relación entre el país de origen y la autopercepción de salud en la población analizada.

Existe una relación directa entre la clase social alta y la percepción de salud Muy buena y Buena (RA 11.4 y 8.4). La clase media se relaciona también con la salud positiva, aunque con menor intensidad (RA 2.5 y 4.1). Tanto los ingresos elevados (RA 9.6) como especialmente el alto nivel educativo (RA 20.0) se relacionan también con una salud percibida Muy buena. El nivel educativo tiene el coeficiente de contingencia más elevado de entre estas variables socioeconómicas.

Respecto a la actividad económica principal, estar trabajando tiene una relación directa con la percepción de salud positiva (RA 23.3 y 21.8). Los desempleados tienen también una salud percibida positiva (RA Muy buena 4 y Buena 4.3) así como los estudiantes, aunque sólo en la categoría Muy buena (RA 8.1). Los jubilados, los incapacitados para trabajar y quienes realizan labores del hogar no remuneradas se relacionan con una salud percibida negativa (RA salud Mala 21.6, 14.2, 5.7). Tan solo 1.2% de las personas con incapacidad para trabajar percibían su salud como Muy buena.

La salud percibida de los individuos con limitación funcional es significativamente peor que la del resto de la población, como constatan los residuales ajustados (RA Muy buena -28.0, Buena -47.3, Regular 35.7, Mala 52.4, Muy mala 31.2). 27.3% de los individuos con limitación funcional califican su salud como Mala, en contraposición al 2.6% que responde igual entre los individuos sin limitación. El coeficiente de contingencia de esta relación es el más alto entre las variables analizadas (0.431), indicando una relación intensa entre la afectación de la calidad de vida y la percepción de salud.

Regresión

La regresión logística binaria apoya los resultados de las tablas de contingencia. En todas las categorías del modelo final aumenta la odds ratio de padecer mala salud respecto a la categoría de referencia, excepto en la clase media respecto a la clase alta. El modelo final tiene una R^2 de Nagelkerke de 0.238, un logaritmo de verosimilitud de 15533,331 y un AUC de 0,754. Se muestran todos los resultados en la TABLA 2-A.

Las mujeres tienen una odds ratio de padecer mala salud de 1,503. La edad tiene una relación inversa: a mayor edad, peor salud percibida. El subgrupo con mayor riesgo de padecer mala salud percibida de toda la muestra son los ancianos (odds ratio 5,616; CI 95% 4.909-6,426).

Todas las variables socioeconómicas guardan relación directa con la salud. La clase social no tiene una relación tan clara, porque la clase media no tiene un riesgo significativamente diferente al de la clase alta. La odds ratio de tener mala salud es de alrededor de 2.2 en las categorías de menores ingresos y estudios respecto a sus categorías de referencia.

Correspondencias múltiples

La solución para tres dimensiones logró explicar el 85.2% de la varianza (ANEXO 2-1). Se pueden consultar las medidas de discriminación del modelo en el ANEXO 2-2.

Según podemos observar en las proyecciones de las dimensiones 1-2 y 1-3 (Figura 1-A), en torno a la salud percibida negativa se agrupan las siguientes categorías: mujeres, personas a partir de 55 años y mayores, clase social baja, estudios bajos, ingresos bajos. Los mayores de 69 años, y los ingresos y nivel educativo más bajos son los grupos con una relación más estrecha con la percepción de salud Mala y Muy mala.

Por el contrario, los hombres, los menores de 55 años, y la clase media, educación e ingresos medios y altos se agrupan en torno a la salud percibida positiva. Parece existir una relación muy estrecha entre los ingresos mensuales superiores a 2700€, la clase social alta y el nivel de estudios alto, así como entre los más jóvenes y la percepción de salud Muy buena.

Es destacable la distribución de la salud percibida en el análisis, en el que la salud percibida negativa se agrupa claramente diferenciada de la salud percibida positiva.

ANÁLISIS SECUNDARIO

Tablas de contingencia

En la TABLA 1-B-1 y TABLA 1-B-2 se ofrecen las tablas de contingencia de cada variable, junto a la frecuencia relativa de cada categoría. Se puede analizar más fácilmente los cambios que cada categoría ha sufrido respecto al análisis principal en ANEXO 3. Destacan los grandes cambios en la distribución de la salud autopercebida. Se reducen drásticamente las personas con Mala y Muy mala percepción de salud. También se reducen las de salud percibida Regular, suponiendo un descenso total del 51.7% de las personas con percepción de salud negativa. Por el contrario, tan solo el 6.7% de las personas con una percepción de salud positiva tenían una limitación.

En el resto de variables, las categorías que más peso relativo han perdido debido a que inicialmente tenían mayor prevalencia de limitación son las siguientes: mujeres (28.2%), mayores de 69 años (44.1%), viudos (46.0%), baja clase social (25.9), bajos ingresos (38.6%), bajo nivel educativo (38.1%), jubilados (37.6%) e incapacitados para trabajar (66.8%).

Pese a esos cambios que cada categoría ha sufrido, las tablas de contingencia muestran tendencias idénticas, se mantiene una relación significativa ($p < 0.001$) de todas las variables analizadas con la salud percibida. La mayoría de categorías disminuyen el tamaño y la significación de sus diferencias y la intensidad de su relación con la autopercepción de salud. A continuación se ponen de relieve algunos de los cambios respecto a la muestra general.

Los hombres mantienen una prevalencia de salud percibida positiva significativamente superior a la de las mujeres, pero se reducen mucho las diferencias entre sexos (RA Muy buena 1.8, Buena 3.2). El exceso de mujeres con percepción negativa se agrupa especialmente en la categoría de salud Regular (RA 5.5), con pocas diferencias entre sexos en las categorías Mala y Muy mala (RA 1.0 y 0.0). El coeficiente de contingencia pasa de ser moderado a ser de 0.047, el menor de todas las variables analizadas.

La edad sigue una tendencia similar a la del análisis principal, manteniendo su relación intensa con la salud. Los ancianos tienen una prevalencia de salud percibida negativa significativamente superior al resto (RA Regular 22.9, Mala 10.1), mientras los más jóvenes refieren una alta prevalencia de salud Muy buena (RA 21.8)

El estado civil y el país de nacimiento también siguen patrones similares. Solo 9.9% de los viudos tiene una percepción de salud Muy buena, mientras el 30.7% refieren una salud Regular RA(13), el 4.9% Mala (RA 5.8) y Muy mala 0,7% RA(2.7) Los inmigrantes mantienen una prevalencia de salud percibida Muy buena ligeramente superior (RA 5.7), teniendo los autóctonos mayor prevalencia del resto de categorías de salud.

Las variables socioeconómicas tampoco varían apenas su relación con la salud percibida. La educación mantiene el mayor coeficiente de contingencia entre estas variables. El nivel de estudios alto tiene una percepción de salud Muy buena significativamente más prevalente que

otras categorías de su variable (RA 14.6), al igual que la clase social alta (RA 8.6) y los ingresos altos (RA 6.4).

En cuanto a la actividad económica principal, tampoco hay cambios al patrón del análisis principal. Los trabajadores mantienen una prevalencia de salud positiva significativamente superior al resto de categorías (RA Muy buena 15.3, Buena 7.1), mientras los jubilados, incapacitados para trabajar y quienes realizan labores del hogar de forma no remunerada tenían una mayor prevalencia de salud percibida negativa. Solo 2.9% de los incapacitados para trabajar referían tener una Muy buena salud.

Regresión

Al delimitar el análisis a la población sin limitación funcional, las tendencias generales del modelo se mantienen, aunque se reducen las odds ratios. El modelo final tiene una R^2 de Nagelkerke de 0.137, un logaritmo de verosimilitud de 10360,717 y un AUC de 0,707, manteniendo una capacidad predictiva similar al análisis principal. Se muestran todos los resultados en la TABLA 2-B.

Se mantiene la tendencia de los riesgos de todas las categorías, pero reduciendo el efecto. La odds ratio de las mujeres es de 1.235. Los ancianos siguen siendo el subgrupo con mayor riesgo de tener mala salud de toda la muestra (odds ratio 3,749; CI 95% 3,174- 4,428).

Las variables socioeconómicas se alteran algo menos que las demográficas. La clase social media siguen sin tener una diferencia de riesgo significativa respecto a la alta. El riesgo de tener mala salud de las categorías de menores ingresos y estudios respecto a sus categorías de referencia disminuye ligeramente (odds ratio de 1,974 y 2.080, respectivamente).

Correspondencias múltiples

En el análisis secundario, la solución para tres dimensiones logró explicar el 81.8% de la varianza (ANEXO 4-1). Se pueden consultar las medidas de discriminación en el ANEXO 4-2. Según podemos observar en las proyecciones de las dimensiones 1-2 y 1-3 de la FIGURA 1-B, las agrupaciones son similares a las del análisis principal.

Se mantiene la clara distinción entre la percepción de salud positiva y la negativa. En torno a la salud positiva podemos observar a los hombres, los adultos jóvenes, y la clase social, los ingresos y los estudios medios y altos. Alrededor de la salud percibida negativa se agrupan las mujeres, los mayores de 55 años y las categorías bajas de las diferentes variables socioeconómicas.

Se puede observar que la diferencia entre sexos se ha reducido considerablemente, ya que en ambas proyecciones se encuentran a escasa distancia las mujeres de los hombres. El nivel de estudios medio y la clase social media también se encuentran cerca del origen de coordenadas, indicando una relación menos intensa con la salud percibida positiva que en el análisis principal. Se mantiene la subagrupación de ingresos mensuales muy altos, clase social alta y nivel de estudios alto, así como la estrecha relación entre la salud percibida Muy buena y los menores de 40 años.

TABLA 1-A-1. Frecuencias relativas y tablas de contingencia. Análisis principal.

		SALUD AUTOPERCIBIDA										Frecuencia
		Muy buena		Buena		Regular		Mala		Muy mala		
SEXO	Hombre	1564 (17,8%)	6,5	4794 (54,4%)	11,4	1794 (20,4%)	-11,0	541 (6,1%)	-8,9	114 (1,3%)	-6,6	8807 (45,5%)
	Mujer	1513 (14,3%)	-6,5	4872 (46,2%)	-11,4	2865 (27,2%)	11,0	1016 (9,6%)	8,9	278 (2,6%)	6,6	10544 (54,5%)
$\chi^2 = 307,758$ (p < 0,001) CC = 0,125												
EDAD	25-39	1391 (29,2%)	28,9	2701 (56,7%)	10,7	559 (11,7%)	-23,0	97 (2,0%)	-17,6	19 (0,4%)	-9,2	4767 (24,6%)
	40-54	976 (17,7%)	4,3	3198 (58,0%)	14,1	1039 (18,8%)	-10,8	231 (4,2%)	-12,5	71 (1,3%)	-4,6	5515 (28,5%)
	55-69	495 (10,6%)	-11,3	2252 (48,4%)	-2,4	1324 (28,5%)	8,0	484 (10,4%)	6,8	98 (2,1%)	0,4	4653 (24,0%)
	Más de 69	215 (4,9%)	-22,8	1515 (34,3%)	-23,7	1737 (39,3%)	27,0	745 (16,9%)	24,5	204 (4,6%)	13,9	4416 (22,8%)
$\chi^2 = 3120,102$ (p < 0,001) CC = 0,373												
ESTADO CIVIL	Soltero	990 (23,0%)	14,4	2276 (52,8%)	4,3	776 (18,0%)	-10,6	226 (5,2%)	-7,7	41 (1,0%)	-5,7	4309 (22,3%)
	Casado	1708 (15,6%)	-1,2	5754 (52,7%)	8,6	2493 (22,8%)	-4,7	787 (7,2%)	-5,0	186 (1,7%)	-3,6	10928 (56,5%)
	Viudo	160 (5,8%)	-15,6	960 (35,0%)	-16,9	1057 (38,5%)	19,1	437 (15,9%)	16,3	132 (4,8%)	11,2	2746 (14,2%)
	Separado	80 (15,7%)	-0,1	252 (49,6%)	-0,2	120 (23,6%)	-0,2	46 (9,1%)	0,8	10 (2,0%)	-0,1	508 (2,6%)
	Divorciado	136 (16,2%)	0,2	411 (49,0%)	-0,6	209 (24,9%)	0,6	61 (7,3%)	-0,9	22 (2,6%)	1,3	839 (4,3%)
$\chi^2 = 1169,320$ (p < 0,001) CC = 0,239												
PAÍS DE NACIMIENTO	Español	2711 (15,3%)	-8,1	8819 (49,6%)	-2,8	4359 (24,5%)	5,0	1498 (8,4%)	6,6	376 (2,1%)	3,0	17763 (91,8%)
	Inmigrante	366 (23,0%)	8,1	847 (53,3%)	2,8	300 (18,9%)	-5,0	59 (3,7%)	-6,6	16 (1,0%)	-3,0	1588 (8,2%)
$\chi^2 = 128,035$ (p < 0,001) CC = 0,081												
CLASE SOCIAL	Alta	779 (22,6%)	11,4	1954 (56,7%)	8,4	520 (15,1%)	-13,3	152 (4,4%)	-8,3	43 (1,2%)	-3,5	3448 (17,8%)
	Media	1074 (17,1%)	2,5	3288 (52,3%)	4,1	1371 (21,8%)	-4,5	436 (6,9%)	-3,3	114 (1,8%)	-1,3	6283 (32,5%)
	Baja	1163 (13,0%)	-11,2	4140 (46,3%)	-10,4	2554 (28,5%)	14,6	876 (9,8%)	9,5	216 (2,4%)	3,9	8949 (46,2%)
$\chi^2 = 534,499$ (p < 0,001) CC = 0,167												
TOTAL		3077 (15,9%)		9666 (50,0%)		4659 (24,1%)		1557 (8,0%)		392 (2,0%)		19351

Se muestra la frecuencia total y entre paréntesis la frecuencia relativa en esa fila. A su lado, el residual ajustado (RA). Se ofrece el chi cuadrado (χ^2) y coeficiente de contingencia (CC) para la relación de cada variable con salud percibida.

TABLA 1-A-2. Frecuencias relativas y tablas de contingencia. Análisis principal. (Continuación)

		SALUD AUTOPERCIBIDA										Frecuencia
		Muy buena		Buena		Regular		Mala		Muy mala		
INGRESOS MENSUALES DEL HOGAR	800€ o menos	300 (8,7%)	-12,5	1281 (37,2%)	-16,8	1230 (35,7%)	17,7	493 (14,3%)	14,6	140 (4,1%)	8,8	3444 (17,8%)
	801-1550€	834 (14,6%)	-2,3	2798 (49,0%)	-1,5	1477 (25,9%)	3,4	487 (8,5%)	0,8	117 (2,0%)	-0,8	5713 (29,5%)
	1551-2700€	751 (19,3%)	7,7	2243 (57,6%)	11,4	664 (17,0%)	-12,4	189 (4,9%)	-9,1	49 (1,3%)	-4,5	3896 (20,1%)
	Más de 2700€	372 (23,8%)	9,6	949 (60,6%)	9,1	191 (12,2%)	-11,9	44 (2,8%)	-8,3	10 (0,6%)	-4,4	1566 (8,1%)
$\chi^2 = 1126,715$ (p < 0,001) CC = 0,268												
NIVEL DE ESTUDIOS	Bajo	321 (5,8%)	-24,3	2094 (37,8%)	-21,4	2061 (37,2%)	27,0	857 (15,5%)	24,0	207 (3,7%)	10,7	5540 (28,6%)
	Medio	1676 (17,4%)	5,6	5129 (53,2%)	8,9	2106 (21,8%)	-7,3	574 (5,9%)	-10,7	164 (1,7%)	-3,2	9649 (49,9%)
	Alto	1080 (25,9%)	20,0	2443 (58,7%)	12,7	492 (11,8%)	-20,9	126 (3,0%)	-13,4	21 (0,5%)	-7,9	4162 (21,5%)
$\chi^2 = 2252,083$ (p < 0,001) CC = 0,323												
ACTIVIDAD ECONÓMICA	Trabajando	1859 (23,2%)	23,3	4756 (59,3%)	21,8	1161 (14,5%)	-26,4	205 (2,6%)	-23,7	45 (0,6%)	-12,1	8026 (41,5%)
	Desempleado	432 (18,8%)	4,0	1245 (54,2%)	4,3	476 (20,7%)	-4,0	112 (4,9%)	-6,0	34 (1,5%)	-2,0	2299 (11,9%)
	Jubilado	354 (6,7%)	-21,5	2076 (39,3%)	-18,2	1861 (35,2%)	22,2	790 (14,9%)	21,6	205 (3,9%)	11,3	5286 (27,3%)
	Estudiante	64 (39,0%)	8,1	81 (49,4%)	-0,1	14 (8,5%)	-4,7	5 (3,0%)	-2,4	0 (0,0%)	-1,8	164 (0,8%)
	Incapacitado	5 (1,2%)	-8,3	99 (23,6%)	-10,9	172 (41,1%)	8,2	112 (26,7%)	14,2	31 (7,4%)	7,9	419 (2,2%)
	Labores de hogar	350 (11,3%)	-7,5	1372 (44,5%)	-6,7	965 (31,3%)	10,2	327 (10,6%)	5,7	72 (2,3%)	1,4	3086 (15,9%)
$\chi^2 = 2885,278$ (p < 0,001) CC = 0,360												
LIMITACIÓN FUNCIONAL	No limitación	2988 (19,8%)	28,0	8896 (59,0%)	47,3	2750 (18,2%)	-35,7	391 (2,6%)	-52,4	52 (0,3%)	-31,2	15077 (77,9%)
	Limitación	89 (2,1%)	-28,0	770 (18,0%)	-47,3	1909 (44,7%)	35,7	1166 (27,3%)	52,4	340 (8,0%)	31,2	4274 (22,1%)
$\chi^2 = 4411,327$ (p < 0,001) CC = 0,431												
TOTAL		3077 (15,9%)		9666 (50,0%)		4659 (24,1%)		1557 (8,0%)		392 (2,0%)		19351

Se muestra la frecuencia total y entre paréntesis la frecuencia relativa en esa fila. A su lado, el residual ajustado (RA). Se ofrece el chi cuadrado (χ^2) y coeficiente de contingencia (CC) para la relación de cada variable con salud percibida.

TABLA 1-B-1. Frecuencias relativas y tablas de contingencia. Análisis secundario.

		SALUD AUTOPERCIBIDA										Frecuencia
		Muy buena		Buena		Regular		Mala		Muy mala		
SEXO	Hombre	1531 (20,4%)	1,8	4528 (60,3%)	3,2	1238 (16,5%)	-5,5	185 (2,5%)	-1,0	26 (0,3%)	0,0	7508 (49,8%)
	Mujer	1457 (19,2%)	-1,8	4368 (57,7%)	-3,2	1512 (20,0%)	5,5	206 (2,7%)	1,0	26 (0,3%)	0,0	7569 (50,2%)
$\chi^2 = 32,892$ (p < 0,001) CC = 0,047												
EDAD	25-39	1356 (30,8%)	21,8	2569 (58,4%)	-0,9	423 (9,6%)	-17,6	41 (0,9%)	-8,2	7 (0,2%)	-2,5	4396 (29,2%)
	40-54	951 (20,2%)	0,9	2988 (63,6%)	7,7	673 (14,3%)	-8,4	71 (1,5%)	-5,6	17 (0,4%)	0,2	4700 (31,2%)
	55-69	483 (13,8%)	-10,3	2069 (58,9%)	-0,1	802 (22,8%)	8,1	142 (4,0%)	6,2	15 (0,4%)	1,0	3511 (23,3%)
	Más de 69	198 (8,0%)	-16,1	1270 (51,4%)	-8,4	852 (34,5%)	22,9	137 (5,5%)	10,1	13 (0,5%)	1,7	2470 (16,4%)
$\chi^2 = 1354,023$ (p < 0,001) CC = 0,287												
ESTADO CIVIL	Soltero	964 (26,3%)	11,3	2112 (57,5%)	-2,0	501 (13,7%)	-8,3	78 (2,1%)	-2,1	15 (0,4%)	0,8	3670 (24,3%)
	Casado	1667 (18,8%)	-3,8	5378 (60,6%)	4,8	1589 (17,9%)	-1,3	219 (2,5%)	-1,2	21 (0,2%)	-2,7	8874 (58,9%)
	Viudo	147 (9,9%)	-10,1	799 (53,8%)	-4,2	455 (30,7%)	13,0	72 (4,9%)	5,8	11 (0,7%)	2,7	1484 (9,8%)
	Separado	76 (19,8%)	0,0	226 (59,0%)	0,0	71 (18,5%)	0,1	8 (2,1%)	-0,6	2 (0,5%)	0,6	383 (2,5%)
	Divorciado	131 (20,2%)	0,3	368 (56,8%)	-1,2	132 (20,4%)	1,4	14 (2,2%)	-0,7	3 (0,5%)	0,5	648 (4,3%)
$\chi^2 = 382,211$ (p < 0,001) CC = 0,157												
PAIS DE NACIMIENTO	España	2630 (19,2%)	-5,7	8090 (59,2%)	1,1	2535 (18,5%)	2,9	374 (2,7%)	3,4	48 (0,4%)	0,4	13677 (90,7%)
	Inmigrante	358 (25,6%)	5,7	806 (57,6%)	-1,1	215 (15,4%)	-2,9	17 (1,2%)	-3,4	4 (0,3%)	-0,4	1400 (9,3%)
$\chi^2 = 44,817$ (p < 0,001) CC = 0,054												
TOTAL		2988 (19,8%)		8896 (59,0%)		2750 (18,2%)		391 (2,6%)		52 (0,3%)		15077

Se muestra la frecuencia total y entre paréntesis la frecuencia relativa en esa fila. A su lado, el residual ajustado (RA). Se ofrece el chi cuadrado (χ^2) y coeficiente de contingencia (CC) para la relación de cada variable con salud percibida.

TABLA 1-B-2. Frecuencias relativas y tablas de contingencia. Análisis secundario. (Continuación)

		SALUD AUTOPERCIBIDA										Frecuencia
		Muy buena		Buena		Regular		Mala		Muy mala		
CLASE SOCIAL	Alta	766 (25,6%)	8,6	1842 (61,5%)	3,0	329 (11,0%)	-11,3	53 (1,8%)	-3,0	7 (0,2%)	-1,3	2997 (19,9%)
	Media	1038 (20,7%)	1,5	3028 (60,2%)	2,2	833 (16,6%)	-3,5	106 (2,1%)	-2,4	21 (0,4%)	0,9	5026 (33,3%)
	Baja	1125 (17,0%)	-8,3	3783 (57,0%)	-4,5	1490 (22,5%)	12,5	212 (3,2%)	4,7	24 (0,4%)	0,1	6634 (44,0%)
$\chi^2 = 270,918$ (p < 0,001) CC = 0,135												
INGRESOS MENSUALES DEL HOGAR	800€ o menos	285 (13,5%)	-7,7	1109 (52,5%)	-6,9	600 (28,4%)	13,1	106 (5,0%)	7,7	14 (0,7%)	2,4	2114 (14,0%)
	801-1550€	811 (18,4%)	-2,2	2561 (58,2%)	-1,7	905 (20,6%)	4,7	107 (2,4%)	-1,0	18 (0,4%)	0,5	4402 (29,2%)
	1551-2700€	739 (21,9%)	4,3	2108 (62,6%)	4,8	451 (13,4%)	-9,0	65 (1,9%)	-3,0	7 (0,2%)	-1,9	3370 (22,4%)
	Más de 2700€	364 (25,8%)	6,4	905 (64,1%)	4,1	122 (8,6%)	-10,1	17 (1,2%)	-3,5	3 (0,2%)	-1,1	1411 (9,4%)
$\chi^2 = 427,259$ (p < 0,001) CC = 0,191												
NIVEL DE ESTUDIOS	Bajo	304 (8,9%)	-18,3	1829 (53,3%)	-7,7	1091 (31,8%)	23,4	188 (5,5%)	12,1	19 (0,6%)	2,4	3431 (22,8%)
	Medio	1627 (20,7%)	2,7	4742 (60,2%)	3,2	1320 (16,8%)	-4,9	157 (2,0%)	-4,8	28 (0,4%)	0,2	7874 (52,2%)
	Alto	1057 (28,0%)	14,6	2325 (61,6%)	3,8	339 (9,0%)	-17,0	46 (1,2%)	-6,1	5 (0,1%)	-2,6	3772 (25,0%)
$\chi^2 = 1054,207$ (p < 0,001) CC = 0,256												
ACTIVIDAD ECONÓMICA	Trabajando	1821 (24,9%)	15,3	4524 (61,9%)	7,1	858 (11,7%)	-20,2	86 (1,2%)	-10,7	19 (0,3%)	-1,7	7308 (48,5%)
	Desempleado	413 (21,3%)	1,8	1149 (59,4%)	0,4	326 (16,8%)	-1,7	40 (2,1%)	-1,6	7 (0,4%)	0,1	1935 (12,8%)
	Jubilado	338 (10,2%)	-15,6	1815 (55,0%)	-5,3	962 (29,1%)	18,3	169 (5,1%)	10,3	17 (0,5%)	1,9	3301 (21,9%)
	Estudiante	61 (40,1%)	6,3	79 (52,0%)	-1,8	10 (6,6%)	-3,7	2 (1,3%)	-1,0	0 (0,0%)	-0,7	152 (1,0%)
	Incapacitado	4 (2,9%)	-5,0	58 (41,7%)	-4,2	61 (43,9%)	7,9	13 (9,4%)	5,0	3 (2,2%)	3,7	139 (0,9%)
	Labores de hogar	338 (15,4%)	-5,5	1237 (56,5%)	-2,6	528 (24,1%)	7,7	81 (3,7%)	3,5	6 (0,3%)	-0,6	2190 (14,5%)
$\chi^2 = 1036,286$ (p < 0,001) CC = 0,254												
TOTAL		2988 (19,8%)		8896 (59,0%)		2750 (18,2%)		391 (2,6%)		52 (0,3%)		15077

Se muestra la frecuencia total y entre paréntesis la frecuencia relativa en esa fila. A su lado, el residual ajustado (RA). Se ofrece el chi cuadrado (χ^2) y coeficiente de contingencia (CC) para la relación de cada variable con salud percibida.

TABLA 2-A. Regresión logística binaria. Análisis principal

		Significación	Odds Ratio	CI Inferior	CI Superior
SEXO	Hombre	0,000			
	Mujer	0,000	1,503	1,391	1,625
EDAD	25-39	0,000			
	40-54	0,000	1,905	1,689	2,150
	55-69	0,000	3,371	2,978	3,815
	Más de 69	0,000	5,616	4,909	6,426
CLASE SOCIAL	Baja	0,000	1,313	1,145	1,504
	Media	0,181	1,095	0,958	1,252
	Alta	0,000			
INGRESOS MENSUALES DEL HOGAR	800€ o menos	0,000	2,202	1,843	2,630
	801-1550€	0,000	1,589	1,347	1,874
	1551-2700€	0,007	1,258	1,065	1,485
	2700€ o más	0,000			
NIVEL DE ESTUDIOS	Bajo	0,000	2,193	1,887	2,548
	Medio	0,000	1,501	1,323	1,704
	Alto	0,000			
Constante		0,000	0,056		

Se muestra la odds ratio, su significación y los límites de su CI95%. R² de Nagelkerke: 0,238. Logaritmo de verosimilitud: 15533,331. AUC de la curva ROC: 0,754 (p < 0,001; CI 95%: 0,746-0,763).

TABLA 2-B. Regresión logística binaria. Análisis secundario

		Significación	Odds ratio	CI Inferior	CI Superior
SEXO	Hombre	0,000			
	Mujer	0,000	1,235	1,122	1,361
EDAD	25-39	0,000			
	40-54	0,000	1,601	1,386	1,850
	55-69	0,000	2,551	2,196	2,964
	Más de 69	0,000	3,749	3,174	4,428
CLASE SOCIAL	Baja	0,002	1,300	1,097	1,540
	Media	0,307	1,091	0,923	1,289
	Alta	0,001			
INGRESOS MENSUALES DEL HOGAR	800€ o menos	0,000	1,974	1,578	2,470
	801-1550€	0,000	1,570	1,277	1,930
	1551-2700€	0,008	1,324	1,077	1,629
	Más de 2700€	0,000			
NIVEL DE ESTUDIOS	Bajo	0,000	2,080	1,724	2,510
	Medio	0,000	1,457	1,247	1,703
	Alto	0,000			
Constante		0,000	0,048		

Se muestra la odds ratio, su significación y los límites de su CI95%. R² de Nagelkerke: 0,137. Logaritmo de verosimilitud: 10360,717. AUC de la curva ROC: 0,707 (p < 0,001; CI 95%: 0,695-0,719).

FIGURA 1-A. Correspondencias múltiples. Análisis principal.

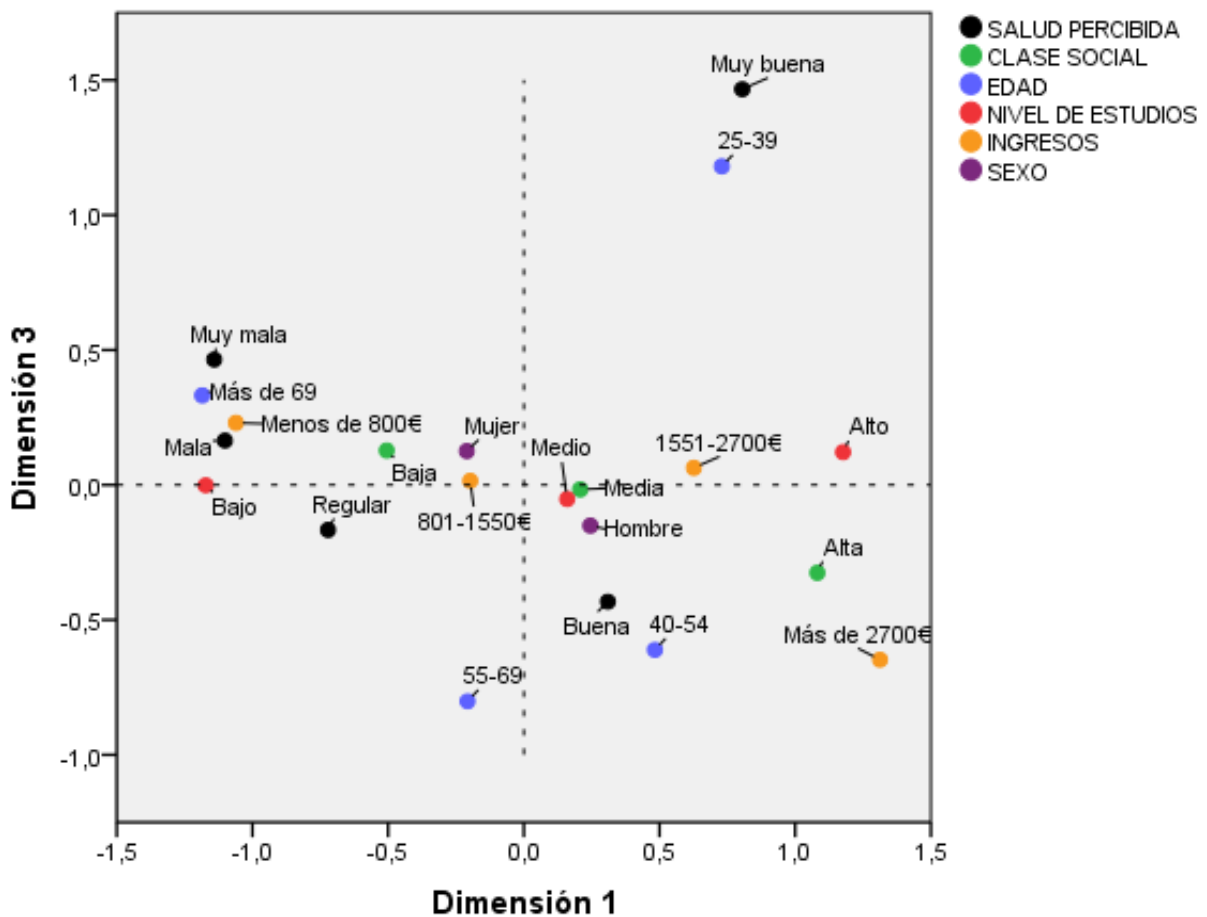
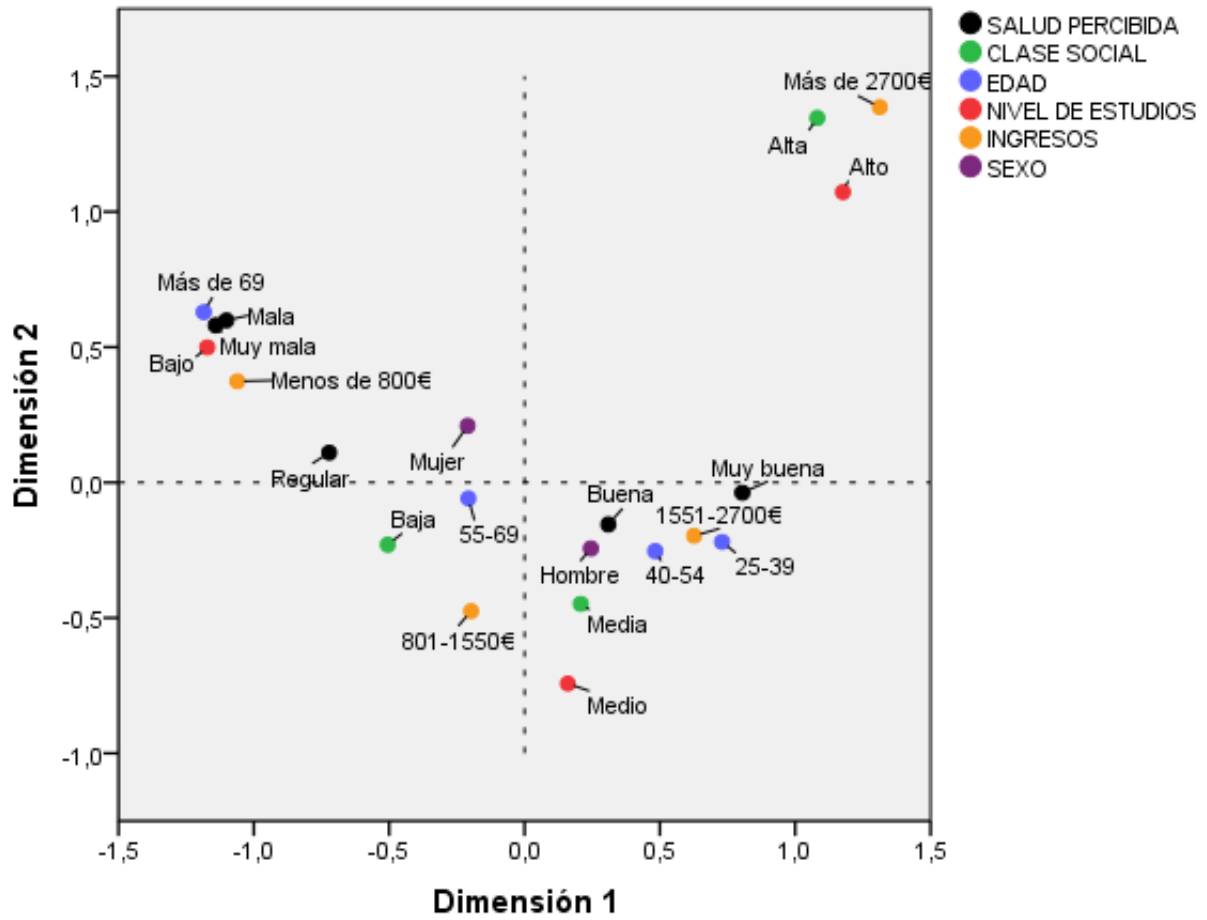
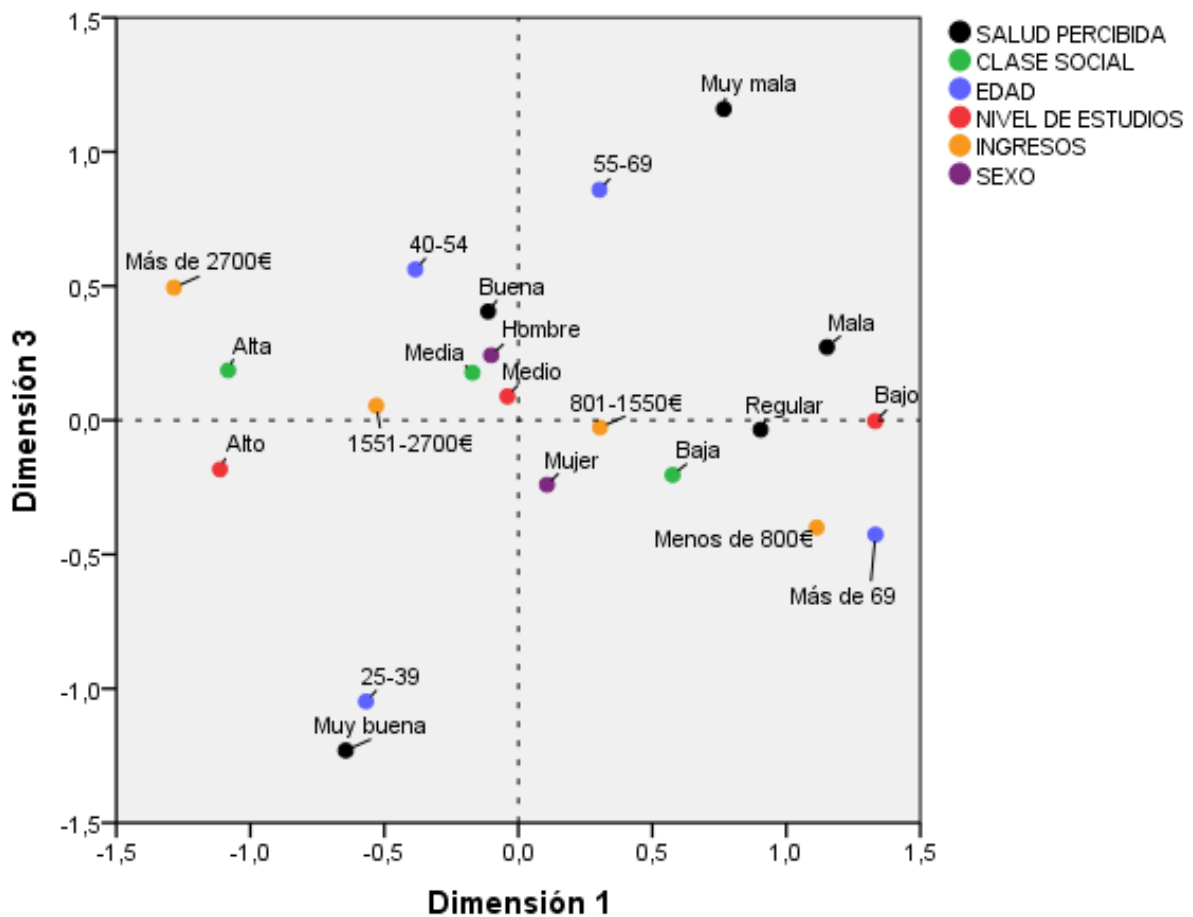
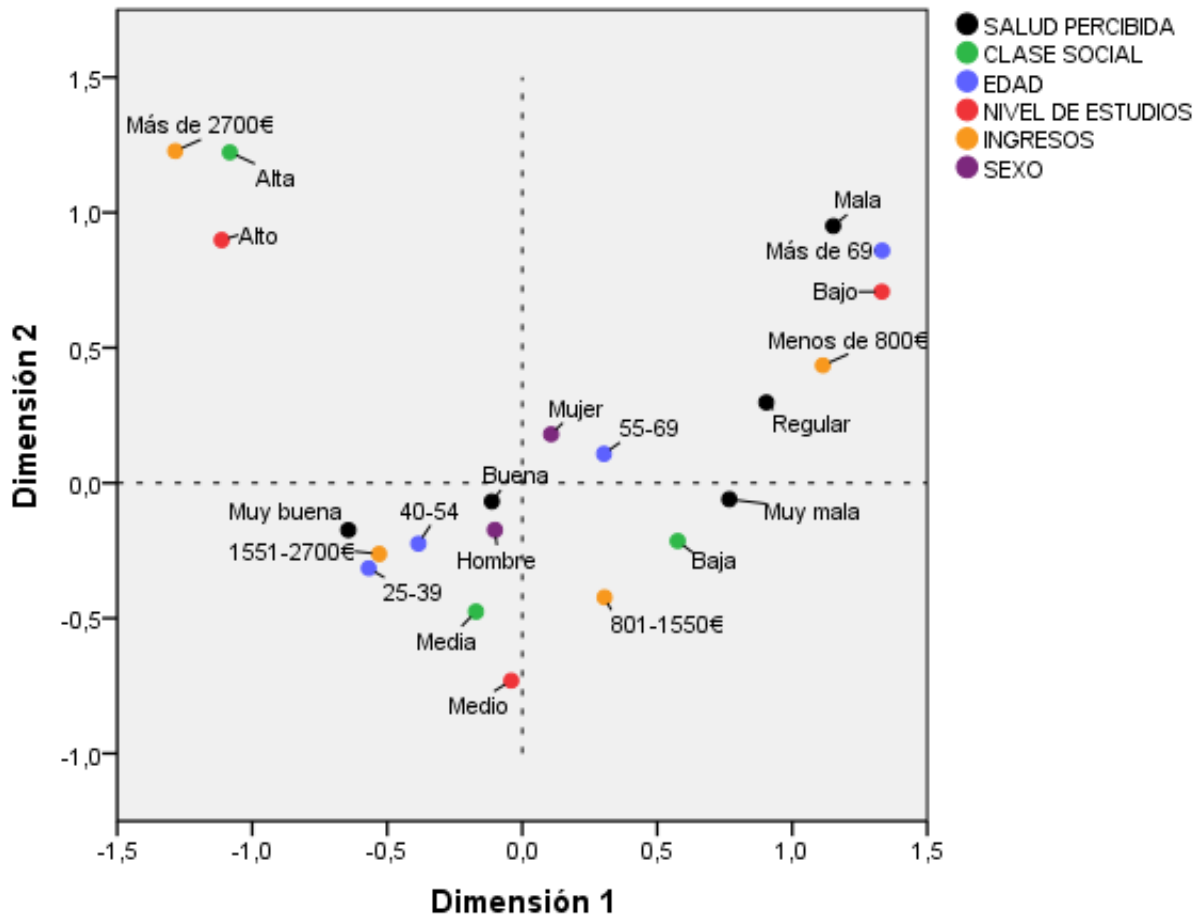


FIGURA 1-B. Correspondencias múltiples. Análisis secundario.



DISCUSIÓN

Este trabajo muestra desigualdades en salud percibida en diferentes grupos demográficos y socioeconómicos. Tanto las tablas de contingencia, regresión y correspondencias múltiples del análisis principal como las del análisis secundario apuntan en la misma dirección: el sexo, la edad, la clase social, los ingresos y el nivel educativo determinan la percepción de salud, sin olvidar el papel como determinante de la patología crónica y la incapacidad.

La exclusión de los menores de 25 años del modelo es una medida ya aplicada a la ENSE2011-2012 (44), pero que podría introducir un sesgo. En caso de existir, es dudoso que sea un sesgo grave, ya que en nuestro análisis la edad se mantiene como la variable con mayor capacidad para predecir la salud percibida, por detrás de la limitación funcional.

Nuestro trabajo confirma la bibliografía internacional (23) (24) (49) y española (4) (25) que posiciona la carga patológica (medida por la limitación funcional aquí) como la característica que más determina una mala salud percibida. 51.7% de los adultos con percepción negativa de salud tiene una limitación al menos moderada en su calidad de vida, mientras solo un 6.7% de la población con buena salud tiene esa limitación (ANEXO 3). Los indicios de que tiene un papel mediador entre los factores demográficos y socioeconómicos mencionados y la salud (43) nos han llevado a realizar un análisis secundario para eliminar este potencial factor confusor.

Se han obtenido resultados similares en la muestra de todos los adultos y en la muestra de adultos sin limitación funcional. Esto muestra que el factor confusor que supone la patología moderada y grave no interfiere en la tendencia de los resultados, sino tan sólo en el tamaño del efecto. Este segundo análisis confirma y valida los resultados del análisis principal, disminuyendo el factor confusor que podría suponer la diferente distribución de patología limitante en la población. También apoya el mecanismo de acción según el cual la carga patológica es el factor mediador entre la salud y los determinantes demográficos y socioeconómicos.

Las mujeres españolas tienen peor salud percibida que los hombres, al igual que en la mayoría de poblaciones investigadas (15) (16) (17) (18). Dado que en nuestro análisis secundario las mujeres mantienen un mayor riesgo de tener una salud percibida negativa, se puede afirmar que esa diferencia en percepción de salud no se debe solo a una desigualdad en la salud objetiva. Sin embargo, en esa segunda muestra la desigualdad en salud era menor y la intensidad de asociación entre ambas variables era mínima. Es decir, la peor percepción de salud de las mujeres se explica en gran parte por su mayor carga de patología, pero existen otros factores que determinan esa desigualdad en salud (18). Una explicación alternativa sería la influencia de la edad como factor confusor, ya que en algunos estudios las diferencias en percepción de salud entre sexos desaparecían al ajustar por edad. Se acepta que, en igualdad de condiciones, las mujeres tienen un sesgo de respuesta optimista sobre su salud (6) (7) (15) (17).

La edad es la principal variable del modelo, una vez excluida la limitación funcional. Incluso tras haber excluido de la muestra a los menores de 25 años, la edad es la variable que mejor

explica las diferencias en salud percibida de los individuos razonablemente sanos. Estos resultados siguen la línea de la bibliografía consultada (12) (13) (14) (49).

La relación del estado civil con la salud se mantiene poco clara. Las personas casadas (más de la mitad de la población) y especialmente las solteras tienen mayor prevalencia de buena salud. Esto se ajusta a lo encontrado en la mayoría de poblaciones (33) (39), pero se contrapone a otros trabajos donde el matrimonio suponía un factor de riesgo para la salud (41). Las contradicciones podrían deberse a la población con la que se comparan los casados. En nuestro caso hemos desglosado los estados civiles, pero otros trabajos comparan los casados con el resto de la población conjuntamente (compuesta mayoritariamente, al menos en nuestra muestra, por solteros con muy buen estado de salud). Por similar motivo, esta variable ha resultado no aportar cambios significativos a nuestro modelo de predicción de salud percibida, con lo que no se ha incluido en el modelo final. Una explicación alternativa sería que estas diferencias entre estados civiles se deban a la edad, aunque hemos tratado de disminuir este sesgo al excluir a los menores de 25 del análisis.

Los inmigrantes disfrutan de mejor salud que los autóctonos. Esta desigualdad apenas se explica por la diferente prevalencia de patología limitante (11.8% en la población inmigrante y 23.0% en la autóctona). Tras ajustar por factores demográficos, en la bibliografía española esta relación desaparecía o se invertía (42) (45). El hecho de que esta característica haya resultado poco explicativa en nuestro modelo de predicción de salud apunta a que el efecto protector sobre la salud podría ser debido a un factor confusor como la edad.

En nuestra muestra, la clase social, los ingresos mensuales del hogar y el nivel educativo mantienen una relación muy similar todos ellos con la salud. Estas variables socioeconómicas tienen una relación directa con la percepción de salud, un resultado acorde a la bibliografía existente (1) (3) (12) (16) (19) (20). En general, pertenecer a un grupo socioeconómicamente desfavorecido supone un riesgo de tener mala salud mayor que ser mujer. Esta desigualdad por razón socioeconómica es menos acusada en la clase social. En nuestra muestra, el nivel educativo tiene las mayores desigualdades de salud de este campo. Bibliografía europea ya destacó la mayor influencia sobre la salud de la educación en países con un sistema de salud como el español (20).

La actividad económica principal no se incluyó en nuestro modelo de predicción de salud por su relación estrecha con la edad y por no aportar información adicional al modelo. Sin embargo, algunas de las categorías sí muestran grandes desigualdades en salud en el análisis bivalente. Lo jubilados, incapacitados para trabajar y quienes realizan labores del hogar no remuneradas se relacionan claramente con una percepción de salud negativa, que permanece tras excluir del análisis a quienes tienen una limitación funcional. Los trabajadores tienen una alta prevalencia de salud percibida positiva, aunque la diferencia no era tan notoria como cabía esperar según la bibliografía consultada (13) (15). Tal vez se deba a que la ENSE incluye en esa categoría a quienes tienen una incapacidad laboral temporal (8.9% de trabajadores tenían una limitación moderada de su vida diaria por razón de enfermedad).

En el análisis de correspondencias múltiples, la categoría de percepción de salud Regular se ha agrupado claramente en torno a las categorías de salud Mala y Muy mala. Confirmamos así la validez del umbral de dicotomización de la salud percibida que se utiliza habitualmente en la bibliografía internacional (2).

Nuestro trabajo sigue la línea de la bibliografía existente sobre la población española. Nuestros resultados confirman la capacidad de predecir salud percibida del sexo, la edad y las diferentes variables socioeconómicas (en especial la educación), sin olvidar que la patología y discapacidad son los determinantes más relevantes (4) (44) (49).

Limitaciones

Se ha definido a la población emigrante como todo adulto nacido en un país distinto a España. Dudamos de la validez de este criterio, por incluir a personas con un tiempo de residencia en España muy diferente, pero se ha utilizado por ser el aplicado en la bibliografía española consultada (50) (51) .

La variable Limitación funcional se ha creado específicamente para este análisis. Pretende representar la carga de patología y discapacidad funcional que sufre el individuo. La gran diferencia en salud de la población con y sin limitación apunta a que las representa correctamente, pero no ha sido validada en la literatura científica.

En la ENSE2011-2012, los ingresos disponibles son los del conjunto del hogar y no los individuales de los adultos consultados. Estos ingresos no se han ajustado por el número de integrantes del hogar, lo que podría suponer un sesgo importante. Además, 24.5% de la muestra no aportó información sobre sus ingresos. Sin embargo, el riesgo de padecer mala salud de las diferentes categorías de ingresos son similares a las esperadas según el comportamiento de las demás variables socioeconómicas y la bibliografía disponible.

La clase social se construye en torno a la ocupación laboral del adulto. Además, su formato ha cambiado respecto a anteriores ENSEs y en nuestro trabajo se ha introducido un cambio adicional, agrupando la variable en tres categorías. Alguno de estos factores han podido influir en la baja significación de la variable.

En la variable de ocupación (actividad económica principal), los trabajadores incluyen las personas con incapacidades laborales temporales. Este hecho podría explicar que los trabajadores de nuestra muestra tuvieran una prevalencia mayor de mala salud percibida que los de la bibliografía consultada, así como la alta prevalencia de la limitación funcional de este colectivo (8.9%). Una explicación alternativa podría ser que el Sistema de Salud español proteja más a los no trabajadores que los de otros países, disminuyendo las diferencias.

CONCLUSIONES

Se han identificado los grupos en riesgo de tener una percepción de salud negativa dentro de las distintas variables analizadas. Los que mayor riesgo presentan son las mujeres, los mayores de 70 años, las clases socioeconómicas desfavorecidas y las personas con una carga significativa de patología y discapacidad (limitación funcional). Esta última variable es la mayor condicionante de salud percibida y actúa como modificador de la medida de efecto de las anteriores variables, sin alterar su significación ni su tendencia.

BIBLIOGRAFÍA

1. Hernandez-Quevedo C, Jones AM, Rice N. Sesgo de respuesta y heterogeneidad en salud autopercebida. Evidencia del Panel de Hogares Británico. Cuad Econ ICE. 2008;(75):63.
2. Manor O, Matthews S, Power C. Dichotomous or categorical response? Analysing self-rated health and lifetime social class. *Int J Epidemiol*. 2000;29(1):149-57.
3. Franks P, Gold MR, Fiscella K. Sociodemographics, self-rated health, and mortality in the US. *Soc Sci Med*. 2003;56(12):2505.
4. Girón Daviña P. Los determinantes de salud percibida en España [tesis doctoral]. Madrid: Escuela universitaria de Enfermería, Fisioterapia y Podología; 2010.
5. Dominick KL, Ahern FM, Gold CH, Heller DA. Relationship of health-related quality of life to health care utilization and mortality among older adults. *Aging Clin Exp Res*. 2002;14(6):499.
6. Grol-Prokopczyk H, Freese J, Hauser RM. Using Anchoring Vignettes to Assess Group Differences in General Self-Rated Health. *J Health Soc Behav*. 2011;52(2):246.
7. Layes A, Asada Y, Kephart G. Whiners and deniers - what does self-rated health measure? *Soc Sci Med*. 2012;75(1):1.
8. Schnittker J, Bacak V. The increasing predictive validity of self-rated health. *PLoS One*. 2014;9(1):e84933.
9. King G, Murray CJL, Salomon JA, Tandon A. Enhancing the validity and cross-cultural comparability of measurement in survey research. *Am Polit Sci Rev*. 2004;98(1):191-207.
10. Giltay EJ, Vollaard AM, Kromhout D. Self-rated health and physician-rated health as independent predictors of mortality in elderly men. *Age Ageing*. 2012;41(2):165.
11. Lima-Costa MF, Cesar CC, Chor D, Proietti FA. Self-rated health compared with objectively measured health status as a tool for mortality risk screening in older adults: 10-year follow-up of the Bambuí Cohort Study of Aging. *Am J Epidemiol*. 2012;175(3):228.
12. Burström B, Fredlund P. Self rated health: Is it as good a predictor of subsequent mortality among adults in lower as well as in higher social classes? *J Epidemiol Community Health*. 2001;55(11):836.
13. Molarius A, Berglund K, Eriksson C, Lambe M, Nordström E, Eriksson HG, et al. Socioeconomic conditions, lifestyle factors, and self-rated health among men and women in Sweden. *Eur J Public Health*. 2007;17(2):125.
14. French DJ, Browning C, Kendig H, Luszcz MA, Saito Y, Sargent-Cox K, et al. A simple measure with complex determinants: investigation of the correlates of self-rated health in older men and women from three continents. *BMC Public Health*. 2012;12(649).
15. Murata C, Kondo T, Tamakoshi K, Yatsuya H, Toyoshima H. Determinants of self-rated health: Could health status explain the association between self-rated health and mortality? *Arch Gerontol Geriatr*. 2006;43(3):369.
16. Denton M, Prus S, Walters V. Gender differences in health: a Canadian study of the psychosocial, structural and behavioural determinants of health. *Soc Sci Med*. 2004;58(12):2585.
17. Crimmins EM, Kim JK, Solé-Auró A. Gender differences in health: Results from SHARE, ELSA and HRS. *Eur J Public Health*. 2011;21(1):81.
18. Dahlin J, Härkönen J. Cross-national differences in the gender gap in subjective health in Europe: Does country-level gender equality matter? *Soc Sci Med*. 2013;98:24.

19. Zavras D, Tsiantou V, Pavi E, Mylona K, Kyriopoulos J. Impact of economic crisis and other demographic and socio-economic factors on self-rated health in Greece. *Eur J Public Health*. 2013;23(2):206.
20. Alvarez-Galvez J, Rodero-Cosano M, García-Alonso C, Salvador-Carulla L. Changes in socioeconomic determinants of health: comparing the effect of social and economic indicators through European welfare state regimes. *J Public Health (Bangkok)*. 2014;22(4):305.
21. Kennedy BP, Kawachi I, Glass R, Prothrow-Stith D. Income distribution, socioeconomic status, and self rated health in the United States: multilevel analysis. *BMJ: British Medical Journal*. 1998;317(7163):917-921.
22. Kondo N, Sembajwe G, Kawachi I, van Dam RM, Subramanian SV, Yamagata Z. Income inequality, mortality, and self rated health: metaanalysis of multilevel studies. *Br Med J*. 2009;339.
23. Singh-Manoux A, Martikainen P, Ferrie J, Zins M, Marmot M, Goldberg M. What does self rated health measure? Results from the British Whitehall II and French Gazel cohort studies. *J Epidemiol Community Heal*. 2006;60(4):364.
24. Smith PM, Glazier RH, Sibley LM. The predictors of self-rated health and the relationship between self-rated health and health service needs are similar across socioeconomic groups in Canada. *J Clin Epidemiol*. 2010;63(4):412.
25. Tamayo-Fonseca N, Quesada JA, Nolasco A, Melchor I, Moncho J, Pereyra-Zamora P, et al. Self-rated health and mortality: a follow-up study of a Spanish population. *Public Health*. 2013;127(12):1097.
26. Idler EL, Russell LB, Davis D. Survival, functional limitations, and self-rated health in the NHANES I Epidemiologic Follow-up Study, 1992. First National Health and Nutrition Examination Survey. *Am J Epidemiol*. 2000;152(9):874.
27. DeSalvo KB, Fan VS, McDonell MB, Fihn SD. Predicting mortality and healthcare utilization with a single question. *Health Serv Res*. 2005;40(4):1234.
28. Van der Linde RM, Mavaddat N, Luben R, Brayne C, Simmons RK, Khaw KT, et al. Self-rated health and cardiovascular disease incidence: results from a longitudinal population-based cohort in Norfolk, UK. *PLoS One*. 2013;8(6):e65290.
29. Lainscak M, Farkas J, Inkrot S, Gelbrich G, Neskovic AN, Rau T, et al. Self-rated health predicts adverse events during β -blocker treatment: the CIBIS-ELD randomised trial analysis. *Int J Cardiol*. 2013;163(1):87.
30. Bauer G, Huber C, Jenny G, Müller F, Hämmig O. Socioeconomic status, working conditions and self-rated health in Switzerland: explaining the gradient in men and women. *Int J Public Health*. 2009;54(1):23.
31. Meyer OL, Castro-Schilo L, Aguilar-Gaxiola S. Determinants of Mental Health and Self-Rated Health: A Model of Socioeconomic Status, Neighborhood Safety, and Physical Activity. *Am J Public Health*. 2014;104(9):1734.
32. Benjamins MR, Hummer RA, Eberstein IW, Nam CB. Self-reported health and adult mortality risk: an analysis of cause-specific mortality. *Soc Sci Med*. 2004;59(6):1297.
33. Prus SG. Comparing social determinants of self-rated health across the United States and Canada. *Soc Sci Med*. 2011;73(1):50.
34. Idler EL, Benyamini Y. Self-rated health and mortality : A review of twenty-seven community studies. *J Health Soc Behav*. 1997;38(1):21.
35. Miilunpalo S, Vuori I, Oja P, Pasanen M, Urponen H. Self-rated health status as a health measure: the predictive value of self-reported health status on the use of physician services and on mortality in the working-age population. *J Clin Epidemiol*. 1997;50(5):517.

36. Kennedy BS, Kasl SV, Vaccarino V. Repeated hospitalizations and self-rated health among the elderly: a multivariate failure time analysis. *Am J Epidemiol.* 2001;153(3):232.
37. DeSalvo KB, Jones TM, Peabody J, McDonald J, Fihn S, Fan V, et al. Health care expenditure prediction with a single item, self-rated health measure. *Med Care.* 2009;47(4):440.
38. McFadden E, Luben R, Bingham S, Wareham N, Kinmonth AL, Khaw KT. Does the association between self-rated health and mortality vary by social class? *Soc Sci Med.* 2009;68(2):275.
39. Kelleher CC, Friel S, Nic Gabhainn S, Tay JB. Socio-demographic predictors of self-rated health in the Republic of Ireland: findings from the National Survey on Lifestyle, Attitudes and Nutrition, SLAN. *Soc Sci Med.* 2003;57(3):477.
40. DeSalvo KB, Bloser N, Reynolds K, He J, Muntner P. Mortality prediction with a single general self-rated health question: a meta-analysis. *J Gen Intern Med.* 2006;21(3):267.
41. Park JH, Lee KS. Self-rated health and its determinants in Japan and South Korea. *Public Heal.* 2013;127(9):834.
42. Alvarez-Galvez J, Salvador-Carulla L. Perceived discrimination and self-rated health in Europe: evidence from the European Social Survey (2010). *PLoS One.* 2013;8(9):e74252.
43. Giordano GN, Björk J, Lindström M. Social capital and self-rated health – A study of temporal (causal) relationships. *Soc Sci Med.* 2012;75(2):340.
44. Aguilar-Palacio I, Carrera-Lasfuentes P, Rabanaque MJ. Self-rated health and educational level in Spain: trends by autonomous communities and gender (2001-2012). *Gac Sanit.* 2015;29(1):37-43.
45. Sousa E, Agudelo-Suárez A, Benavides FG, Schenker M, García AM, Benach J, et al. Immigration, work and health in Spain: the influence of legal status and employment contract on reported health indicators. *Int J Public Health.* 2010;55(5):443.
46. Zheng H, Thomas PA. Marital Status, Self- Rated Health, and Mortality: Overestimation of Health or Diminishing Protection of Marriage? *J Health Soc Behav.* 2013;54(1):128.
47. Ahnquist J, Wamala SP, Lindstrom M. Social determinants of health - A question of social or economic capital? Interaction effects of socioeconomic factors on health outcomes. *Soc Sci Med.* 2012;74(6):930.
48. Kim IH, Muntaner C, Vahid Shahidi F, Vives A, Vanroelen C, Benach J. Welfare states, flexible employment, and health: a critical review. *Health Policy.* 2012;104(2):99.
49. Morcillo Cebolla V, de Lorenzo-Cáceres Ascanio A, Domínguez Ruiz de León P, Rodríguez Barrientos R, Torijano Castillo MJ. Desigualdades en la salud autopercibida de la población española mayor de 65 años. *Gac Sanit.* 2014;28(6):511.
50. González-Rábago Y, La Parra D, Martín U, Malmusi D. Participación y representatividad de la población inmigrante en la Encuesta Nacional de Salud de España 2011-2012. *Gac Sanit.* 2014;28(4):281-6.
51. Jiménez Rubio D, Hernández Quevedo C. Diferencias en la automedicación en la población adulta española según el país de origen. *Gac Sanit.* 2010;24(2):116.e1-116.e8.

ANEXO

ANEXO 1. Distribución de salud percibida en los menores de 25 años.

EDAD	SALUD AUTOPERCIBIDA					TOTAL
	Muy buena	Buena	Regular	Mala	Muy mala	
≥ 25 años	3077 (15,9%)	9666 (50,0%)	4659 (24,1%)	1557 (8,0%)	392 (2,0%)	19351
< 25 años	659 (39,8%)	866 (52,3%)	109 (6,6%)	17 (1,0%)	5 (0,3%)	1656
TOTAL	3736 (17,8%)	10532 (50,1%)	4768 (22,7%)	1574 (7,5%)	397 (1,9%)	21007

Se compara la distribución de la frecuencia de salud percibida en ambas muestras. El chi cuadrado (X^2) es de 821.357 ($p < 0.001$) y el coeficiente de contingencia (CC), de 0.194.

ANEXO 2-1. Características del modelo de correspondencias múltiples. Análisis principal.

Dimensión	Alfa de Cronbach	Varianza explicada	
		Total (Autovalores)	Inercia
1	0,711	2,454	0,409
2	0,392	1,485	0,247
3	0,176	1,172	0,195
Total		5,111	0,852
Media	0,496	1,704	0,284

ANEXO 2-2. Medidas de discriminación del modelo de correspondencias múltiples. Análisis principal.

Variables	Dimensión			Media
	1	2	3	
SALUD PERCIBIDA	0,400	0,051	0,448	0,300
SEXO	0,051	0,051	0,019	0,040
EDAD	0,528	0,121	0,629	0,426
CLASE SOCIAL	0,341	0,413	0,026	0,260
INGRESOS	0,430	0,255	0,044	0,243
NIVEL DE ESTUDIOS	0,704	0,594	0,005	0,434
Total activo	2,454	1,485	1,172	1,704

ANEXO 3. Diferencias entre las muestras del análisis principal y del análisis secundario.

		MUESTRA GENERAL	SIN LIMITACIÓN FUNCIONAL	REDUCCIÓN TOTAL	REDUCCIÓN RELATIVA
SEXO	Hombre	8807 (45,5%)	7508 (49,8%)	1299	14,7%
	Mujer	10544 (54,5%)	7569 (50,2%)	2975	28,2%
EDAD	25-39	4767 (24,6%)	4396 (29,2%)	371	7,8%
	40-54	5515 (28,5%)	4700 (31,2%)	815	14,8%
	55-69	4653 (24,0%)	3511 (23,3%)	1142	24,5%
	Más de 69	4416 (22,8%)	2470 (16,4%)	1946	44,1%
ESTADO CIVIL	Soltero	4309 (22,3%)	3670 (24,3%)	639	14,8%
	Casado	10928 (56,5%)	8874 (58,9%)	2054	18,8%
	Viudo	2746 (14,2%)	1484 (9,8%)	1262	46,0%
	Separado	508 (2,6%)	383 (2,5%)	125	24,6%
	Divorciado	839 (4,3%)	648 (4,3%)	191	22,8%
PAIS DE NACIMIENTO	Español	17763 (91,8%)	13677 (90,7%)	4086	23,0%
	Inmigrante	1588 (8,2%)	1400 (9,3%)	188	11,8%
CLASE SOCIAL	Alta	3448 (17,8%)	2997 (19,9%)	451	13,1%
	Media	6283 (32,5%)	5026 (33,3%)	1257	20,0%
	Baja	8949 (46,2%)	6634 (44,0%)	2315	25,9%
INGRESOS MENSUALES DEL HOGAR	800€ o menos	3444 (17,8%)	2114 (14,0%)	1330	38,6%
	801-1550€	5713 (29,5%)	4402 (29,2%)	1311	22,9%
	1551-2700€	3896 (20,1%)	3370 (22,4%)	526	13,5%
	Más de 2700€	1566 (8,1%)	1411 (9,4%)	155	9,9%
NIVEL DE ESTUDIOS	Bajo	5540 (28,6%)	3431 (22,8%)	2109	38,1%
	Medio	9649 (49,9%)	7874 (52,2%)	1775	18,4%
	Alto	4162 (21,5%)	3772 (25,0%)	390	9,4%
ACTIVIDAD ECONÓMICA	Trabajando	8026 (41,5%)	7308 (48,5%)	718	8,9%
	Desempleado	2299 (11,9%)	1935 (12,8%)	364	15,8%
	Jubilado	5286 (27,3%)	3301 (21,9%)	1985	37,6%
	Estudiante	164 (0,8%)	152 (1,0%)	12	7,3%
	Incapacitado	419 (2,2%)	139 (0,9%)	280	66,8%
	Labores de hogar	3086 (15,9%)	2190 (14,5%)	896	29,0%
SALUD PERCIBIDA	Muy buena	3077 (15,9%)	2988 (19,8%)	89	2,9%
	Buena	9666 (50,0%)	8896 (59,0%)	770	8,0%
	POSITIVA TOTAL	12743 (65,9%)	11884 (78,8%)	859	6,7%
	Regular	4659 (24,1%)	2750 (18,2%)	1909	41,0%
	Mala	1557 (8,0%)	391 (2,6%)	1166	74,9%
	Muy mala	392 (2,0%)	52 (0,3%)	340	86,7%
	NEGATIVA TOTAL	6608 (34,1%)	3193 (21,2%)	3415	51,7%
TOTAL		19351	15077	4274	22,1%

ANEXO 4-1. Características del modelo de correspondencias múltiples. Análisis secundario.

Dimensión	Alfa de Cronbach	Varianza explicada	
		Total (Autovalores)	Inercia
1	0,669	2,260	0,377
2	0,384	1,471	0,245
3	0,180	1,176	0,196
Total		4,907	0,818
Media	0,466	1,636	0,273

ANEXO 4-2. Medidas de discriminación del modelo de correspondencias múltiples. Análisis secundario.

Variables	Dimensión			Media
	1	2	3	
SALUD PERCIBIDA	0,275	0,048	0,404	0,242
SEXO	0,011	0,031	0,058	0,033
EDAD	0,453	0,168	0,620	0,414
CLASE SOCIAL	0,389	0,393	0,036	0,272
INGRESOS	0,418	0,235	0,046	0,233
NIVEL DE ESTUDIOS	0,714	0,595	0,013	0,440
Total activo	2,260	1,471	1,176	1,636