Documento de Trabajo

Soledad y sobreutilización de recursos sanitarios: Evidencia basada en Europa

SABELA SIABA

Documento de Trabajo 2026/04
Julio 2026

fedea

Las opiniones recogidas en este documento son las de sus autores y no coinciden necesariamente con las de Fedea.

Soledad y Sobreutilización de Recursos Sanitarios: Evidencia Basada en Europa

Sabela Siaba[1,2]

[1] Facultad de Economía y Empresa, Departamento de Economía. Universidade da Coruña. Campus de Elviña, 15008 - A Coruña (España).

[2] Autor de correspondencia: Sabela Siaba. Email: sabela.siabac@udc.es

Resumen:

Ante la creciente presión sobre los sistemas sanitarios, resulta esencial comprender los factores que impulsan su utilización. La soledad se ha identificado como un posible determinante, aunque la evidencia sigue siendo mixta y aún existen gaps en la literatura que deben abordarse. Este estudio explora bajo qué condiciones, y para quiénes, la soledad puede influir de manera significativa en los patrones de uso de los servicios sanitarios. Utilizando datos de SHARE y técnicas de Propensity Score Matching (PSM), se estima el efecto de la soledad sobre varios resultados de utilización sanitaria mediante datos longitudinales de 37.076 europeos de 50 años o más. Los resultados muestran que el tipo de sistema sanitario condiciona la forma en que la soledad influye en el uso de la atención sanitaria. La relación entre la soledad y el aumento de las visitas al médico es estadísticamente significativa solo en países con sistemas de *gatekeeping* (países Beveridge), donde los médicos de familia son el primer punto de contacto con el sistema sanitario. Las personas que experimentan soledad no deseada tienen, en promedio, 1,27 visitas más que sus homólogas no solas (un aumento del 14% para la soledad contemporánea y del 39% para la soledad crónica). En cuanto a la atención domiciliaria profesional, la soledad aumentó las probabilidades de recibir dicha atención en un 47% en los países Beveridge y en un 48% en los países Bismarck, alcanzando el 66% entre las personas con soledad crónica en estos últimos. Por el contrario, no se encontraron efectos significativos para las hospitalizaciones, el consumo de medicación ni las visitas al dentista. Estos resultados sugieren que las personas solas podrían recurrir a los proveedores sanitarios no solo por razones médicas, sino también para obtener contacto social. Las políticas deberían priorizar las intervenciones sociales para reducir la soledad y mejorar el bienestar de las personas mayores.

Palabras clave: soledad, atención sanitaria, servicios de salud, sobreutilización, sobreconsumo

Códigos JEL: H0, I0, I1

INTRODUCCIÓN

La soledad se describe como un sentimiento angustioso que surge cuando una persona percibe que sus necesidades sociales no están siendo satisfechas, ya sea por falta de vínculos o por relaciones insatisfactorias (Hawkley & Cacioppo, 2010; Weeks, 1994). La soledad puede ser particularmente importante entre las personas mayores, para quienes la disminución de los recursos económicos, la salida de los hijos del hogar y la pérdida de familiares pueden aumentar el riesgo de aislamiento social (Steptoe et al., 2013). Los datos de prevalencia indican que hasta el 23% de las personas mayores (de 60 años o más) en Europa experimentan soledad (Susanty et al., 2025). Aunque esta prevalencia puede variar significativamente según la población estudiada y el instrumento utilizado para medir la soledad (Chan et al., 2015; Lim & Chan, 2017; Newall et al., 2015), la soledad se ha asociado con malos resultados de salud y costes sociales importantes (Casal et al., 2025; Hawkley, 2022; Park et al., 2020; Zhou et al., 2023). Reconociendo su impacto, en la Comisión sobre Conexión Social (2024-2026), la Organización Mundial de la Salud (OMS) declaró que la soledad constituye una amenaza urgente para la salud mundial (OMS, 2023).

Existe un corpus creciente de literatura que muestra asociaciones entre la soledad y los resultados relacionados con la salud en personas adultas, incluidos mecanismos biológicos específicos como la respuesta inmunitaria y la presión arterial, así como la salud mental, la función cognitiva, las limitaciones funcionales y la morbilidad (Cacioppo et al., 2000, 2002; Hawkley, 2022; Perissinotto et al., 2012). Dado el creciente reconocimiento de la soledad como determinante de una mala salud, puede considerarse un factor que impulsa y, en consecuencia, contribuye a mayores necesidades sanitarias y a niveles más altos de utilización de los servicios de salud. Sin embargo, el efecto que la soledad podría tener en el uso de los servicios sanitarios no se ha estudiado suficientemente. Aunque la investigación es relativamente limitada, algunos trabajos han encontrado que las personas solas tienen mayor probabilidad de buscar asistencia médica para satisfacer su necesidad de interacción y estimulación interpersonal (Barsky, 1981; Cheng, 1992; Ellaway et al., 1999). Comprender el impacto de la soledad en el uso de la atención sanitaria es crucial, ya que la soledad es un factor social modificable que puede abordarse mediante intervenciones preventivas de bajo coste (Newall et al., 2015), abriendo así oportunidades para reducir el uso de la atención sanitaria.

La evidencia sobre la relación entre la soledad y el uso de recursos sanitarios sigue siendo inconcluyente. Algunos estudios señalan que las personas mayores solas tienen mayor probabilidad de utilizar servicios sanitarios (Cheng, 1992; Geller et al., 1999; Nägga et al., 2012; Newall et al., 2015), mientras que otros sugieren que no existe correlación o incluso una asociación negativa entre la soledad y la utilización de la atención sanitaria (Ellaway et al., 1999; Lim & Chan, 2017; Theeke, 2010). La heterogeneidad de la evidencia existente probablemente se deba a diferencias en la muestra de estudio, la selección de covariables, el periodo de análisis y las medidas de soledad empleadas (Valtorta et al., 2018; Wang et al., 2019). En este sentido, la mayoría de los estudios evalúan las dimensiones de la soledad recurriendo a menudo a escalas únicas y sin emplear indicadores validados (Burns et al., 2022; Christiansen et al., 2023; Xie et al., 2024). Asimismo, los estudios publicados realizaron análisis basados en datos transversales sin considerar la dinámica temporal y, en algunos casos, la selección de covariables no está respaldada por marcos teóricos (Christiansen et al., 2023; Gao et al.,

2024). También se observó que analizan muestras muy localizadas que pueden no ser representativas de la población al extrapolar resultados, y muy pocos estudios han explorado la asociación entre soledad y uso de la atención sanitaria con independencia del estado de salud (Christiansen et al., 2023).

El objetivo de este estudio es abordar estas lagunas clave presentes en la literatura y analizar la asociación entre la soledad y varios servicios de salud. En concreto, nuestro análisis se basa en una muestra longitudinal representativa de adultos europeos de 50 años o más y distingue entre soledad contemporánea y soledad crónica. El estudio examina si estas asociaciones están confundidas por la salud, incorporando además nuevas medidas de uso de servicios sanitarios (por ejemplo, consumo de medicación, atención domiciliaria profesional y visitas al dentista) que siguen sin explorarse en la literatura. Hasta donde sabemos, este es el primer estudio que analiza esta relación entre sistemas sanitarios europeos utilizando datos longitudinales y una escala validada de soledad.

1. MARCO TEÓRICO Y EVIDENCIA PREVIA

Desde el punto de vista teórico, los mecanismos subyacentes a la relación entre déficits sociales, salud y utilización sanitaria pueden explicarse sistemáticamente mediante vías biológicas, conductuales y psicológicas (Borrell-Carrió et al., 2004; Donovan & Blazer, 2020). En este sentido, desde una perspectiva biológica, existe evidencia creciente de que los déficits sociales se asocian con alteraciones en procesos inflamatorios, inmunitarios y metabólicos (Pourriyahi et al., 2021; Shiovitz-Ezra et al., 2022; Vingeliene et al., 2019; Whisman, 2010), lo que puede conducir a peores resultados de salud y, en consecuencia, a un mayor uso de los servicios sanitarios. Desde una perspectiva conductual, las personas que experimentan falta de interacciones sociales tienen mayor probabilidad de adoptar conductas no saludables (por ejemplo, fumar, mala alimentación y conductas sedentarias) (Glanz et al., 1990; Kobayashi & Steptoe, 2018; Schrempft et al., 2019; Shankar et al., 2011), aumentando su riesgo de desarrollar enfermedades crónicas y, por tanto, su probabilidad de utilizar servicios sanitarios. Por último, desde una perspectiva psicológica, la falta de relaciones sociales también puede afectar al uso de la atención sanitaria. Las personas que se sienten solas pueden buscar contacto interpersonal mediante una mayor interacción con los proveedores sanitarios (Kouzis & Eaton, 1998). Estas vías se alinean con el *Behavioural Model of Health Services Use* (Andersen, 1995), que sugiere que las personas acumulan "necesidades" a través de vías biopsicosociales. Este modelo proporciona un marco útil para comprender cómo los déficits sociales pueden moldear la utilización de la atención sanitaria.

A pesar del vínculo bien establecido entre la soledad y los malos resultados de salud, la evidencia sobre la soledad como predictor independiente de la utilización sanitaria sigue siendo escasa, y los hallazgos hasta la fecha son mixtos. Estudios previos han encontrado asociaciones de la soledad con las consultas al médico de familia, las visitas a urgencias y las hospitalizaciones. En cuanto a la atención primaria, en un estudio de mujeres mayores en San Francisco, Cheng (1992) encontró que el malestar por soledad explicaba significativamente una mayor utilización médica, incluso tras ajustar por salud física. Se han comunicado hallazgos similares en Suecia, donde los investigadores encontraron que las personas mayores frágiles que se sentían solas utilizaban más servicios ambulatorios que quienes no se sentían solos (Taube et al., 2015). En Escocia, los investigadores encontraron que, entre su muestra de personas de 40 y 60 años, quienes se sentían solas

declaraban una mayor frecuencia de consulta con un médico general o de familia (Ellaway et al., 1999). Por último, Gerst-Emerson & Jayawardhana (2015) analizaron datos del *Health and Retirement Study* (HRS), centrándose en adultos estadounidenses de 60 años o más residentes en la comunidad. Encontraron que las personas que declaraban soledad en distintos momentos —indicativo de soledad crónica— tenían un número significativamente mayor de visitas médicas, incluso tras ajustar por estado de salud y otros factores de confusión. Sin embargo, la soledad no se asoció significativamente con las hospitalizaciones.

También se han señalado factores sociales como factores de riesgo de hospitalización entre poblaciones mayores en Australia (Longman et al., 2012) y el Reino Unido (Jordan et al., 2008). Geller et al. (1999) encontraron que la soledad era un predictor significativo del uso de los servicios de urgencias, incluso después de controlar por variables de salud y demográficas. En Suecia, Nägga et al. (2012) encontraron que las personas de 85 años que habían utilizado atención hospitalaria con ingreso durante el año anterior tenían mayor probabilidad de declarar sentimientos de soledad que quienes no habían sido hospitalizadas. Esta relación se mantuvo incluso al tener en cuenta otros factores relacionados con la salud. Molloy et al. (2010), utilizando una muestra nacionalmente representativa de adultos de 65 años o más en Irlanda e Irlanda del Norte, distinguieron entre ingresos hospitalarios de urgencia e ingresos planificados. Su análisis mostró que la soledad se asociaba significativamente con las hospitalizaciones de urgencia, incluso controlando por estado de salud, depresión y participación social. Sin embargo, no se encontró asociación con las hospitalizaciones planificadas. En relación con estos resultados, esto podría no reflejar necesariamente mayores necesidades sanitarias entre las personas mayores solas, ya que los mismos estudios no encontraron asociación entre soledad e ingreso hospitalario, lo que implica que algunas personas mayores podrían simplemente percibir a los médicos de familia como confidentes fiables (Gerst-Emerson & Jayawardhana, 2015; Newall et al., 2015).

Por el contrario, algunos estudios no han encontrado asociación con la utilización sanitaria o incluso han informado asociaciones negativas. En el estudio de Lim & Chan (2017), se observaron probabilidades significativamente menores de visitas médicas entre las personas mayores que se sentían solas en Singapur. Por otra parte, otros estudios han identificado asociaciones limitadas o nulas entre los déficits sociales y la utilización sanitaria. Por ejemplo, Theeke (2010) examinó la asociación entre la soledad y el número de visitas médicas autodeclaradas durante un periodo de dos años. Aunque los análisis iniciales indicaban una relación positiva, esta asociación dejó de ser significativa tras ajustar por factores como el estado de salud física y las características demográficas, lo que pone de relieve la importancia de considerar las condiciones de salud subyacentes en este tipo de análisis. Asimismo, Ellaway et al. (1999) encontraron que los niveles de visitas médicas domiciliarias autodeclaradas no diferían significativamente entre adultos solos y no solos una vez incluidas en el análisis las variables sociodemográficas y de salud.

Estas inconsistencias en la literatura subrayan la naturaleza compleja y dependiente del contexto de la relación entre soledad y utilización de la atención sanitaria. Las variaciones en los enfoques de medición (por ejemplo, cómo se define y evalúa la soledad), los tipos de uso sanitario examinados y los contextos institucionales, poblacionales o culturales pueden contribuir a los hallazgos divergentes entre estudios. En conjunto, estos resultados mixtos ponen de manifiesto una clara necesidad de investigación adicional que tenga en

cuenta sistemáticamente estas diferencias y explore bajo qué condiciones, y para quiénes, la soledad puede influir de manera significativa en los patrones de uso de la atención sanitaria.

2. DATOS Y MÉTODOS

2.1 Datos

Se utilizaron microdatos de las dos oleadas más recientes de la *Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe* (SHARE) para analizar la relación entre la soledad y la utilización sanitaria (Börsch-Supan et al., 2013). SHARE es un estudio de cohorte multidisciplinar, longitudinal y transnacional diseñado para investigar el impacto de factores sanitarios, sociales, económicos y ambientales en personas de mediana edad y mayores. SHARE recopila datos de muestras probabilísticas representativas de personas de 50 años o más en varios países europeos. Para el presente análisis, los datos proceden de las dos oleadas más recientes disponibles en ese momento: Wave 8 (2020) y Wave 9 (2022). Aunque la Wave 8 está fechada en 2020, el trabajo de campo de esta oleada comenzó en 2019, antes del inicio de la pandemia de COVID-19. Además, las variables utilizadas se refieren al uso de la atención sanitaria durante los 12 meses anteriores, lo que significa que las respuestas capturan mayoritariamente comportamientos prepandémicos. Como resultado, el impacto potencial de la COVID-19 en los datos de uso sanitario es insignificante. Asimismo, con el fin de controlar el sesgo de riesgo y debido a posibles problemas de memoria durante las entrevistas, se excluyó a los participantes con enfermedad de Alzheimer o demencia. También se excluyó a los participantes con datos faltantes en las variables clave (por ejemplo, resultados de salud y uso de la atención sanitaria). La muestra final estuvo compuesta por 37.076 individuos de 25 países europeos: Austria, Alemania, Suecia, Países Bajos, España, Italia, Francia, Dinamarca, Grecia, Bélgica, República Checa, Polonia, Luxemburgo, Hungría, Eslovenia, Estonia, Croacia, Lituania, Bulgaria, Chipre, Finlandia, Letonia, Malta, Rumanía y Eslovaquia.

2.2 Variables

Utilización de Recursos Sanitarios

La variable dependiente fue la utilización de recursos sanitarios. En el análisis se consideraron varios indicadores de uso de la atención sanitaria: atención hospitalaria con ingreso (hospitalizaciones), visitas al médico, consumo de medicamentos, atención domiciliaria profesional y visitas al dentista. En la encuesta SHARE, se pide a los encuestados que informen del número de estancias hospitalarias con pernoctación y de visitas a un médico que tuvieron en los últimos 12 meses. Estas dos variables se trataron en los modelos econométricos como variables de recuento. La encuesta también recopila información sobre si una persona toma medicación al menos una vez por semana para condiciones de salud específicas, entre ellas hipertensión arterial, diabetes, colesterol alto, asma, enfermedades pulmonares, trastornos psiquiátricos, osteoporosis, úlceras, dolor, problemas de sueño e inflamación. El número de medicamentos diferentes tomados para las condiciones de salud declaradas también se registró como variable de recuento. Además, SHARE pregunta si la persona encuestada visitó al dentista o recibió algún tipo de atención domiciliaria formal durante el último año. Estas dos variables se midieron como indicadores dicotómicos con valor 1 si la persona declaró el uso del servicio sanitario, y 0 en caso contrario.

Soledad

Para evaluar la soledad, SHARE emplea la *Three-Item Loneliness Scale* (TIL) (Hughes et al., 2004), una versión abreviada de la *Revised UCLA Loneliness Scale* (R-UCLA) (Russell et al., 1980). La TIL incluye tres preguntas sobre con qué frecuencia las personas encuestadas sienten que carecen de compañía, se sienten excluidas y se sienten aisladas de los demás. Las puntuaciones oscilan entre 3 y 9, y las puntuaciones más altas indican mayores niveles de soledad. Para clasificar a las personas como solas o no solas, seguimos el umbral comúnmente utilizado en la literatura, que define la soledad como una puntuación TIL igual o superior a 6 (Steptoe et al., 2013). En consecuencia, creamos una variable binaria: las personas con una puntuación de 6 o más se codificaron como "solas" (valor = 1), mientras que aquellas con puntuaciones inferiores a 6 se codificaron como "no solas" (valor = 0).

Covariables

En este estudio, las covariables se seleccionaron en base al *Andersen Healthcare Utilization Model* (Andersen, 1995). El modelo de Andersen propone que la utilización de los servicios de salud está determinada por tres componentes principales: factores predisponentes, factores facilitadores y factores de necesidad. Los factores predisponentes reflejan las características demográficas y la estructura social de una persona. Los factores facilitadores se refieren a los recursos que facilitan u obstaculizan el acceso a la atención. Y los factores de necesidad representan las condiciones de salud percibidas o evaluadas que impulsan la demanda de servicios (Andersen, 1995, 2008). Por tanto, la selección de covariables para el análisis se guió por estas tres dimensiones: (1) características predisponentes: edad, género, educación, estado civil, frecuencia de contacto con los hijos y zona de residencia (véase la Tabla 1 para las definiciones de cada variable); (2) recursos facilitadores: ingresos del hogar y situación laboral; y (3) necesidades de salud: se incluyeron salud autopercibida, número de enfermedades crónicas, síntomas depresivos, función cognitiva y movilidad. La salud autopercibida se incluyó como una variable categórica de cinco niveles ("excelente", "muy buena", "buena", "regular" y "mala"). En cuanto al número de enfermedades crónicas, se preguntó a los encuestados si tenían en el momento de la entrevista una condición crónica especificada. La variable utilizada fue el número total de enfermedades crónicas que la persona declaró tener. La lista incluía hipertensión arterial, diabetes, cáncer, enfermedad pulmonar, problemas cardíacos, ictus, artritis, trastorno psiquiátrico, asma, osteoporosis, colesterol alto, enfermedad de Parkinson, cataratas, úlceras y enfermedad renal. Los síntomas depresivos se midieron mediante el indicador EURO-D de SHARE, una escala de 12 ítems desarrollada y validada para evaluar y comparar transnacionalmente los síntomas de depresión en la vejez en Europa (Prince et al., 1999). El sistema de puntuación de la escala va de 0 a 12, y las puntuaciones más altas representan mayores síntomas depresivos. La función cognitiva se evaluó con una medida objetiva basada en una puntuación resumida de recuerdo de palabras. Este compuesto fue la suma de las puntuaciones de recuerdo inmediato y diferido. La movilidad se evaluó a partir de las limitaciones funcionales de la persona encuestada. En concreto, se calculó un índice de movilidad sumando las respuestas a cuatro ítems que evaluaban si la persona tenía alguna dificultad con formas específicas de desplazamiento, como caminar 100 metros, cruzar una habitación y subir varios tramos de escaleras.

2.3 Estrategia Econométrica

Dadas las diferencias estructurales entre los sistemas sanitarios europeos (Ministry of Health, Consumer Affairs and Social Welfare, 2019), adoptamos un enfoque de agrupación por sistema sanitario. Se construyeron dos muestras diferentes, y los países se agruparon en dos categorías según su modelo de organización sanitaria, siguiendo la clasificación del Ministerio de Sanidad (Ministry of Health, Consumer Affairs and Social Welfare, 2019). El primer grupo corresponde al Sistema de Seguro Social, comúnmente conocido como modelo Bismarck, caracterizado por contribuciones sociales obligatorias de empleadores y empleados, servicios basados en reembolso y copagos parciales por parte de los usuarios. El segundo grupo representa el Servicio Nacional de Salud, o modelo Beveridge, financiado predominantemente mediante impuestos, que garantiza el acceso universal y se estructura en torno a médicos de atención primaria que actúan como *gatekeepers*, regulando y filtrando el acceso a la atención especializada. Esta clasificación responde a la necesidad de tener en cuenta la heterogeneidad estructural entre sistemas sanitarios (Di Novi et al., 2015). En consecuencia, todos los análisis y regresiones se realizaron por separado para cada grupo.

En el análisis se adoptó un enfoque cuasiexperimental basado en *Propensity Score Matching* (PSM) (Abadie & Imbens, 2016; Caliendo & Kopeinig, 2008), ya que este método reduce el sesgo de selección y permite la inferencia causal a partir de datos observacionales mediante la simulación de un escenario contrafactual (Austin, 2011). El PSM permite construir grupos de comparación emparejando a individuos que experimentan una determinada condición (por ejemplo, soledad) con otros similares que no la experimentan, en función de un conjunto de características observables que se sabe que influyen tanto en la probabilidad de estar en esa condición como en el resultado analizado. En comparación con el análisis de datos de panel, el emparejamiento resulta particularmente útil en contextos en los que el tratamiento carece de suficiente variación intraindividual a lo largo del tiempo (Imai et al., 2023).

Se comparó un grupo de individuos "tratados" con un grupo de "no tratados". En nuestro caso, el "tratamiento" estuvo representado por encontrarse en una situación de soledad. Esta asignación al tratamiento puede no ser aleatoria, y los resultados pueden estar sesgados por diferencias en las características que influyen en la experiencia de soledad. Para tener en cuenta la heterogeneidad individual, emparejamos a cada persona que se sentía sola con una persona que no declaraba estar en situación de soledad, en función de cada característica conocida por estar asociada con la soledad y el uso de la atención sanitaria (Caliendo & Kopeinig, 2008). Este enfoque de emparejamiento se realizó utilizando el *Propensity Score*, formalizado por Rosenbaum & Rubin (1983). Este método estimó un índice e(X) para cada individuo, como función de los factores de confusión (X), que representa la probabilidad condicional de ser una persona sola, dadas todas las características individuales observables. Puede expresarse como:

$$e(X) = P(I = 1|X) \qquad (1)$$

donde $I = 1$ denota que la persona pertenece al grupo de personas solas (es decir, el grupo "expuesto"). En nuestra muestra, dado que comparamos pocas personas solas en relación con muchas no tratadas, se eligió el algoritmo de emparejamiento *Caliper and Radius* (con caliper 0,05), siguiendo la literatura previa (Di Novi et al., 2015). Esta técnica utiliza

la máxima cantidad de datos y la imposición de un umbral de tolerancia evita el riesgo de malos emparejamientos (Caliendo & Kopeinig, 2008; Imbens & Wooldridge, 2009). El PSM se estimó mediante un modelo *probit*, con la soledad como resultado binario. Las covariables se explicaron en la Subsección 2.2 y se utilizaron para realizar los emparejamientos. Para explotar la dimensión temporal de nuestros datos, también incluimos como variables de control en el modelo *probit* el rezago de la variable de uso de la atención sanitaria y el rezago de la soledad, lo que nos permite controlar la causalidad inversa (Di Novi et al., 2015). Además, como ocurre con la mayoría de las encuestas de panel, SHARE está sujeta a sesgo por atrición causado por el abandono gradual de los encuestados del panel (se perdió el 10,2% de la muestra inicial entre las dos oleadas). Para tener esto en cuenta, seguimos la literatura previa (Di Novi et al., 2015; Ham & Li, 2011) e incluimos una variable de salud rezagada que indicaba si la persona encuestada estaba sana (valor = 1) o no (valor = 0) en la primera oleada (Wave 8)[1].

Además de estimar el *Average effect of Treatment on the Treated* (ATT) mediante PSM, se realizaron regresiones ponderadas utilizando los pesos generados por el procedimiento de emparejamiento con dos fines: analizar la dinámica temporal de la soledad y llevar a cabo una primera comprobación de robustez de los resultados. En concreto, los modelos de regresión estimaron las diferencias entre la muestra de personas que experimentaron soledad y las muestras de control seleccionadas. Además, siguiendo a Lim & Chan (2017) y Gerst-Emerson & Jayawardhana (2015), también analizamos los efectos de la soledad crónica (definida como experimentar soledad en ambas oleadas). Esta distinción nos permite explorar si la persistencia de la soledad en el tiempo tiene un efecto diferenciado sobre la utilización sanitaria. Los modelos se seleccionaron de acuerdo con cada variable de resultado: regresiones de Poisson para variables de recuento que no mostraron sobredispersión (número de medicamentos tomados); regresiones binomiales negativas para variables de recuento que mostraron sobredispersión (número de estancias hospitalarias con pernoctación y visitas a consultas externas) y regresiones logísticas para respuestas binarias (atención domiciliaria y visitas al dentista). Todos los análisis se realizaron con la versión 16.0 de *Stata* (StataCorp, 2020).

3. RESULTADOS

3.1 Estadísticos Descriptivos

La Tabla 1 presenta los estadísticos descriptivos previos al emparejamiento para todas las variables según condición de soledad y sistema sanitario. Un total de 37.076 personas constituyeron la muestra completa, de las cuales el 14,2% declaró encontrarse en situación de soledad. Puede observarse que, en general, las personas que sufrían soledad presentaban peores indicadores de salud, menor nivel educativo y menores ingresos en comparación con quienes no se sentían solas. En ambos grupos, las personas solas tendían a ser de mayor edad, tenían mayor probabilidad de ser mujeres y declaraban niveles más bajos de educación e ingresos que sus homólogas no solas. Además, presentaban una condición de salud significativamente peor, incluido un mayor número de enfermedades crónicas, más síntomas depresivos, peor salud autopercibida y mayores limitaciones funcionales. Estas personas también mostraban un mayor uso de los servicios sanitarios, como hospitalizaciones, consumo de medicación y atención domiciliaria.

[1] Los individuos fueron clasificados como “sanos” si declararon que su estado de salud era “excelente”, “muy bueno” o “bueno”, y como “no sanos” si lo declararon como “regular” o “malo” (Di Novi et al., 2015).

Tabla 1. Estadísticos descriptivos, Wave 9 (pre-emparejamiento)

		Grupo Bismarck			Grupo Beveridge		
		Muestra (n = 29.128)	**Personas solas (14,5%)**	**No solas (85,5%)**	**Muestra (n = 7.948)**	**Personas solas (13,4%)**	**No solas (86,6%)**
Variable	**Definición**	**Media (DE)**	**Media (DE)**	**Media (DE)**	**Media (DE)**	**Media (DE)**	**Media (DE)**
Edad	Número de años	69.8608 (9.21)	71.9128 (9.93)	69.4738 (9.02)	71.2537 (9.24)	74.5443 (9.86)	70.7011 (9.01)
Género	1 = mujer	0.5862 (.492)	0.6722 (.469)	0.5700 (.495)	0.5671 (.495)	.6900 (.462)	0.5465 (.497)
Educación	Número de años de educación	11.5135 (3.96)	10.7358 (4.01)	11.6602 (3.94)	11.3511 (4.39)	9.3388 (4.31)	11.6890 (4.31)
Estado civil	1 = con pareja	.7071 (.455)	.5242 (.499)	.7416 (.437)	.7362 (.440)	.5281 (.499)	.7711 (.420)
Contacto familiar	1 = contacto regular	.0291 (.168)	.0480 (.213)	.0257 (.158)	.0294 (.168)	.0325 (.177)	.0289 (.167)
Zona de residencia	1 = rural	.3622 (.480)	.3503 (.477)	.3644 (.481)	.3020 (.459)	.3107 (.463)	.3005 (.458)
Ingresos	Ingresos del hogar antes de impuestos y cotizaciones	25,281.72 (45,162.4)	16,472.44 (24,198.8)	26,993.46 (48,002.2)	30,047.56 (27,547.3)	18,670.8 (24,295.8)	32,089.21 (27,600.8)
Situación laboral	1 = fuera del mercado laboral (desempleado/a, jubilado/a o dedicado/a al hogar)	.8206 (.383)	.8854 (.318)	.8083 (.393)	.8063 (.395)	.9332 (.249)	.7850 (.410)
Enfermedades crónicas	Número de enfermedades crónicas	2.2650 (1.67)	2.7594 (1.80)	2.1717 (1.62)	2.2437 (1.62)	2.8437 (1.68)	2.1430 (1.59)
Síntomas depresivos	Número de síntomas depresivos	2.3680 (2.20)	4.0419 (2.63)	2.0523 (1.95)	2.3314 (2.20)	4.3652 (2.75)	1.9899 (1.90)
Salud autopercibida	5 categorías. Referencia = Excelente	3.1949 (.954)	3.6036 (.960)	3.1179 (.933)	3.0842 (1.06)	3.7120 (.936)	2.9787 (1.05)
Función cognitiva	Número de palabras recordadas	9.4503 (3.56)	8.1317 (3.69)	9.6974 (3.48)	9.2009 (3.58)	7.3512 (3.45)	9.5085 (3.51)
Limitaciones funcionales	Número de limitaciones funcionales	.5656 (.931)	.9945 (1.16)	.4847 (.856)	.4725 (.892)	.9507 (1.16)	.3923 (.810)
Hospitalizaciones	Número de estancias hospitalarias con pernoctación	1.3290 (6.92)	1.9120 (8.61)	1.2191 (6.55)	.9517 (5.66)	1.6523 (8.25)	.8341 (5.10)
Visitas al médico	Número de visitas	6.3684 (8.16)	7.4325 (9.36)	6.1677 (7.89)	5.2539 (7.78)	7.0316 (9.94)	4.9554 (7.32)
Medicamentos tomados	Número de medicamentos diferentes tomados	1.4163 (1.29)	1.7607 (1.43)	1.3513 (1.25)	1.4496 (1.32)	1.8876 (1.44)	1.3760 (1.28)

Atención domiciliaria	1 = sí	.0751 (.263)	.1459 (.353)	.0618 (.240)	.0856 (.279)	.1996 (.399)	.0664 (.249)
Visitas al dentista	1 = sí	.5066 (.499)	.3979 (.489)	.5271 (.499)	.5800 (.493)	.3773 (.484)	.6140 (.486)

Fuente: elaboración propia.

3.2 Efecto de la Soledad en el Uso de Recursos Sanitarios

La Tabla 2 muestra los resultados del *Average effect of Treatment on the Treated* (ATT). Se encontraron diferencias significativas en las visitas al médico (para los países Beveridge) y en la atención domiciliaria profesional (para ambos grupos). En particular, el ATT estimado mediante PSM indicó que las personas solas residentes en los países Beveridge tenían, en promedio, 1,27 visitas más al médico que las personas no solas con características similares. En cuanto a la atención domiciliaria profesional, las personas solas tenían un 4,6% (en el grupo Beveridge) y un 2,6% (en el grupo Bismarck) más de probabilidad de recibir atención domiciliaria profesional que si esas mismas personas no hubieran estado solas.

Las pruebas de balance de covariables, mostraron que el emparejamiento fue eficaz para eliminar diferencias en las características observables entre personas solas y no solas. En particular, después del emparejamiento, todas las covariables mostraron diferencias inferiores al 10%, lo que indica un buen balance entre los grupos tratado y de control (Rosenbaum & Rubin, 1985; Austin, 2009). Además, los valores p de las pruebas t para la comparación de medias entre estos grupos no fueron significativos para ninguna de las covariables incluidas. Esto indicó que no había diferencias estadísticas entre los dos grupos después del emparejamiento, lo que refuerza la evidencia de un balance adecuado y respalda la validez de los resultados previos del PSM (Austin, 2009; Di Novi et al., 2015).

Tabla 2. Efecto medio del tratamiento en los tratados (ATT) del *propensity score matching*

	Grupo Bismarck		**Grupo Beveridge**	
Resultado	**ATT**	**S.E.**	**ATT**	**S.E.**
Hospitalizaciones	.02623413	.2310460	.1177156	.5125840
Visitas al médico	.31264108	.2761521	1.271561 **	.6007856
Medicamentos tomados	.01777150	.0422447	.0023310	.0937298
Atención domiciliaria	.0265761 ***	.0097091	.0468384 **	.0235681
Visitas al dentista	-.02173299	.01523664	-.0373831	.0329097

Fuente: elaboración propia. Nota: (**) significativo al nivel del 95%; (***) significativo al nivel del 99%. Emparejamiento con caliper 0,05.

La Tabla 3 muestra los resultados de las regresiones ponderadas según cada resultado sanitario. Los resultados de los modelos de regresión revelaron efectos significativos tanto para las visitas al médico como para la atención domiciliaria profesional. Específicamente, dentro del modelo Beveridge, la soledad contemporánea se vinculó significativamente con un aumento del 14% en las visitas al médico (IRR = 1,14; $p < 0,05$), mientras que la soledad crónica se vinculó con un aumento del 39% (IRR = 1,39; $p < 0,01$). En cuanto a la atención domiciliaria profesional, la soledad se relacionó significativamente con un mayor uso en ambos grupos. En particular, en los países

Beveridge, las personas que experimentaban soledad contemporánea tenían una probabilidad significativamente mayor de recibir atención domiciliaria profesional (OR = 1,47; $p < 0,05$). Las probabilidades de recibir dicha atención fueron un 47% más altas para las personas solas en comparación con sus homólogas no solas. Dentro del grupo Bismarck, la soledad contemporánea también se vinculó con una probabilidad significativamente mayor de recibir atención domiciliaria profesional, con una magnitud superior a la del grupo Beveridge (OR = 1,48; $p < 0,01$). Para quienes experimentaban soledad crónica, las probabilidades aumentaron aún más, alcanzando el 66% (OR = 1,66; $p < 0,01$).

Tabla 3. Resultados de las regresiones ponderadas del efecto de la soledad sobre varios indicadores de uso de la atención sanitaria

	Soledad contemporánea		**Soledad crónica**	
Resultado	**Coeficiente**	**E.E. robusto**	**Coeficiente**	**E.E. robusto**
Grupo Bismarck				
Hospitalizaciones	.9279327	.1043789	1.018145	.189317
Visitas al médico	1.008776	.0318205	1.020971	.057441
Medicamentos tomados	1.025532	.0178971	1.040366	.032255
Atención domiciliaria	1.482122 ***	.1719375	1.667443 ***	.347324
Visitas al dentista	.8464581 **	.0632522	.8794308	.122825
Grupo Beveridge				
Hospitalizaciones	1.062557	.242700	.7080877	.251521
Visitas al médico	1.144289 **	.0712372	1.39609 ***	.144317
Medicamentos tomados	1.007478	.036335	1.010465	.060698
Atención domiciliaria	1.477717 **	.291757	1.286046	.406446
Visitas al dentista	.7971252	.120221	1.177196	.321723

Fuente: elaboración propia. Nota: (**) significativo al nivel del 95%; (***) significativo al nivel del 99%. Los coeficientes de las regresiones de Poisson y binomial negativa se expresan como IRR; los de las regresiones *logit* se expresan como OR.

3.3 Análisis de robustez

Para evaluar la robustez de los hallazgos previos, se llevaron a cabo varias variaciones de los modelos. Este paso es esencial para valorar si las asociaciones observadas se mantienen bajo escenarios alternativos y para garantizar que los resultados no estén determinados por decisiones analíticas específicas (Thabane et al., 2013). Los análisis de robustez se realizaron, además de las regresiones ponderadas presentadas en la Tabla 3, probando diferentes tamaños de *caliper*. El *caliper* es un límite de tolerancia que se aplica durante el PSM y especifica cuán cercano en puntuación de propensión debe estar un control para ser considerado un buen emparejamiento para una unidad tratada. En este sentido, se han considerado dos tamaños diferentes alrededor de 0,05, específicamente 0,01 y 0,10. La Tabla 4 muestra que los resultados no fueron muy sensibles al tamaño del *caliper*, ya que la magnitud de las estimaciones se mantuvo bastante similar. Además, los resultados de las regresiones ponderadas corroboraron las estimaciones del PSM, mostrando que la soledad se asocia con un mayor uso de servicios sanitarios en las mismas submuestras en las que el PSM identificó diferencias significativas.

Tabla 4. Análisis PSM con diferentes tamaños de *caliper*

	(Caliper 0.01)				(Caliper 0.10)			
	Grupo Bismarck		Grupo Beveridge		Grupo Bismarck		Grupo Beveridge	
Outcome	**ATT**	**S.E.**	**ATT**	**S.E.**	**ATT**	**S.E.**	**ATT**	**S.E.**
Hospitalizaciones	.026234	.23104	.182138	.507237	.026234	.23104	.11771	.51258
Visitas al médico	.312641	.27615	1.2709 ***	.587584	.312641	.27615	1.2715 ***	.60078
Medicamentos tomados	.017771	.04224	.005889	.091905	.017771	.04224	.002331	.09372
Atención domiciliaria	.026576 ***	.00971	.045077 **	.023155	.02657 ***	.00970	.04683 ***	.02356
Visitas al dentista	-.021732	.01523	-.040572	.031922	-.021732	.01523	-.037383	.03291

Fuente: elaboración propia. Nota: (**) significativo al nivel del 95%; (***) significativo al nivel del 99%.

4. DISCUSIÓN

Este estudio examina el efecto de la soledad sobre la utilización sanitaria en varios países europeos, abordando lagunas existentes en la literatura sobre esta relación relevante. Comprender esta cuestión es particularmente importante dado que la soledad es un fenómeno extendido en Europa, que afecta a una proporción sustancial de la población mayor (Susanty et al., 2025). Al mismo tiempo, el envejecimiento poblacional está ejerciendo una presión creciente sobre los sistemas sanitarios, planteando preocupaciones sobre su sostenibilidad y su capacidad para responder a una demanda en aumento. Para investigar esta relación, utilizamos una muestra representativa de adultos europeos de 50 años o más, una mejora respecto a las muestras pequeñas y localizadas empleadas en gran parte de la investigación previa (Cheng, 1992; Nägga et al., 2012; Taube et al., 2015). Además, aprovechamos la naturaleza longitudinal de los datos para capturar la dinámica temporal, un aspecto también ampliamente ignorado en investigaciones anteriores. Esto nos permitió incorporar dos dimensiones de la soledad (contemporánea y crónica) y observar si la persistencia de la soledad en el tiempo tiene un impacto acumulativo o diferenciado sobre el uso de la atención sanitaria. Este estudio también contribuye a la literatura al incorporar medidas poco exploradas de utilización sanitaria, como el consumo de medicamentos, la atención domiciliaria profesional y las visitas al dentista. Se encontraron efectos significativos de la soledad para la atención domiciliaria profesional. También se empleó un indicador validado de soledad (escala TIL), lo que mejora la fiabilidad de los resultados y evita sesgos de medición que pueden surgir con escalas no contrastadas. Por último, también exploramos si las asociaciones y los posibles factores de confusión difieren según los sistemas sanitarios en los países europeos. Hasta donde sabemos, este es el primer estudio que aborda este tipo de aproximaciones.

En nuestra muestra, la prevalencia de soledad fue del 14,2%, una cifra que se alinea estrechamente con cifras europeas previas. Por ejemplo, Surkalim et al. (2022) encontraron tasas de entre el 10% y el 15% en Europa occidental y meridional para personas de 60 años o más, mientras que Tapia-Muñoz et al. (2022) informó un 15,7% para Inglaterra y un rango del 5,22% al 20,15% en países SHARE para personas de 50 años o más. Estas tasas de prevalencia previas sugieren que nuestra muestra refleja de forma representativa la prevalencia de soledad en esta población. Nuestros resultados

indican que la soledad tiene un efecto independiente sobre el uso de ciertos servicios sanitarios, en línea con investigaciones previas. Se observó un vínculo positivo entre la soledad y el aumento de las visitas al médico, un patrón también reportado por Cheng (1992), Ellaway et al. (1999) y Gerst-Emerson & Jayawardhana (2015). Además, nuestros resultados mostraron que la soledad crónica conduce a una mayor frecuencia de visitas al médico. Este resultado es coherente con Gerst-Emerson y Jayawardhana (2015), quienes encontraron que los adultos estadounidenses de 60 años o más que declaraban soledad en varios momentos (soledad crónica) tenían significativamente más visitas médicas, incluso después de controlar por estado de salud y otros factores de confusión. Sin embargo, estos mismos autores no encontraron una asociación significativa entre la soledad y las hospitalizaciones, resultado que también se obtuvo en nuestro estudio. En este sentido, en ambos grupos de países analizados, la soledad no pareció influir en las hospitalizaciones. El hecho de que la soledad no esté relacionada significativamente con las hospitalizaciones también está en línea con el estudio de Molloy et al. (2010).

Nuestros resultados no indican necesariamente mayores necesidades sanitarias entre las personas mayores solas. La ausencia de una asociación significativa entre soledad y hospitalizaciones en ambos grupos, combinada con el efecto significativo de la soledad sobre las visitas ambulatorias observado solo en países Beveridge, sugiere que algunas personas mayores podrían ver a los médicos de atención ambulatoria como confidentes de confianza, buscando atención no solo por razones médicas, sino también por apoyo emocional. Estos resultados pueden reforzar la idea de que las personas solas acuden al médico menos por necesidades médicas que para tener a alguien con quien hablar, como se muestra en diferentes estudios (Gerst-Emerson & Jayawardhana, 2015; Newall et al., 2015).

No obstante, también pueden existir otras explicaciones a nivel de país. Aunque las diferencias observadas entre países Beveridge y Bismarck son coherentes con una interpretación psicosocial, esta clasificación constituye un marco institucional amplio que puede recoger otros factores a nivel país. Por ejemplo, los países Beveridge y Bismarck pueden diferir en PIB per cápita, gasto sanitario público, grado de urbanización o normas culturales sobre la búsqueda de atención y el apoyo informal. Todos estos factores podrían influir en la relación entre soledad y uso de servicios sanitarios, más allá del tipo de sistema sanitario en sí mismo. Por ello, los resultados deben interpretarse con cautela. Aunque no puede descartarse esta heterogeneidad y la posible influencia de estos factores alternativos, el patrón observado no muestra un aumento generalizado del uso sanitario, sino una asociación específica con determinados servicios. Específicamente, los efectos significativos se concentran en las visitas al médico y la atención profesional a domicilio, mientras que no se observan efectos significativos sobre hospitalizaciones ni consumo de medicamentos. Además, la relación con las visitas médicas aparece específicamente en los sistemas Beveridge, donde los médicos de atención primaria suelen ser el primer punto de contacto con el sistema sanitario. Este patrón es coherente con la idea de que la soledad tiende a traducirse en un mayor uso de aquellos servicios con menores barreras de acceso, contacto interpersonal frecuente y un papel relacional del profesional sanitario, más que en servicios determinados principalmente por necesidades clínicas agudas o tratamientos específicos.

Este estudio no está exento de limitaciones. La primera limitación se refiere a la medición de la utilización sanitaria, ya que nuestro análisis se basa en datos autodeclarados. Dichos autoinformes pueden tender a subestimar el uso real de los servicios sanitarios (Hunger

et al., 2013; Ritter et al., 2001). La segunda limitación se relaciona con las razones subyacentes del uso de la atención sanitaria, que no pudieron captarse en este análisis. En este sentido, no pudimos determinar si estas visitas eran clínicamente necesarias o estaban motivadas por necesidades emocionales o sociales, un aspecto que podría haberse recogido en la encuesta mediante una simple pregunta sobre la motivación de la visita. En tercer lugar, dado que el estudio se centra en europeos de 50 años o más, los hallazgos pueden no ser generalizables a poblaciones más jóvenes o a otros contextos geográficos, donde las experiencias de la soledad y las respuestas a ella pueden diferir. Además, la encuesta SHARE excluye a personas institucionalizadas, lo que limita la aplicabilidad de los resultados al conjunto de la población mayor. Esto es particularmente relevante dado que las personas mayores que viven en entornos institucionales, como residencias y centros de cuidados de enfermería, suelen experimentar niveles más altos de soledad que quienes viven en la comunidad (Gardiner et al., 2020).

Estos hallazgos pueden tener implicaciones importantes tanto para la eficiencia del sistema sanitario como para la equidad en la asignación de recursos. Esto es especialmente relevante en países con sistemas de *gatekeeping*, donde las personas mayores solas pueden buscar consultas médicas como forma de apoyo emocional. La soledad podría ejercer una presión adicional sobre los servicios sanitarios (particularmente la atención primaria), pudiendo conducir a la saturación si no se implementan medidas para aliviarla. Esta presión adicional puede reducir el tiempo y los recursos disponibles para pacientes con necesidades de salud más urgentes o complejas, generando así un coste de oportunidad. Además, reducir la soledad entre las personas mayores podría ayudar a aliviar la presión sobre los servicios profesionales de atención domiciliaria, aumentando la disponibilidad de estos recursos para individuos con mayores necesidades relacionadas con la salud y contribuyendo a una distribución de servicios más equitativa y eficiente. Esto pone de relieve la necesidad de intervenciones psicosociales dirigidas a la soledad para prevenir el uso innecesario de la atención sanitaria y garantizar que los recursos se dirijan a quienes tienen mayores necesidades médicas. Podrían llevarse a cabo diversas intervenciones con impacto directo sobre la soledad. Entre ellas se incluyen iniciativas que fortalecen las redes de apoyo social, como plataformas en línea, centros comunitarios o programas de visitas de voluntariado, y aquellas orientadas a fomentar la comunicación intergeneracional, que han mostrado resultados especialmente prometedores (Masi et al., 2011; Phang et al., 2023).

5. CONCLUSIONES

Mediante un enfoque PSM, este estudio aporta evidencia de que la soledad tiene un efecto independiente sobre la utilización sanitaria, más allá de otros factores de salud o sociodemográficos. En particular, el uso de servicios sanitarios es notablemente mayor entre las personas que experimentan soledad crónica, lo que sugiere que la desconexión social prolongada puede conducir a un uso sostenido o creciente de los servicios sanitarios a lo largo del tiempo. En conjunto, este estudio amplía la literatura previa y cubre lagunas clave en nuestra comprensión de cómo los déficits sociales, como la soledad, influyen en la demanda de recursos sanitarios. En este sentido, exploramos bajo qué condiciones, y para quiénes, la soledad puede influir de manera significativa en los patrones de uso de la atención sanitaria.

Los hallazgos muestran que el tipo de sistema sanitario condiciona la manera en que la soledad influye en el uso de la atención sanitaria. No es solo la soledad la que impulsa el uso de servicios de salud, sino también cómo está estructurado el acceso a la atención. Nuestros hallazgos indican que la asociación entre la soledad y el aumento de visitas al médico es significativa en aquellos países con sistemas de *gatekeeping*, donde los médicos de atención primaria actúan como primer punto de contacto. Esto sugiere que los mecanismos de acceso al sistema sanitario interactúan con factores emocionales y sociales, moldeando el patrón de consumo de recursos sanitarios.

Para mitigar el efecto que la soledad puede ejercer sobre los servicios sanitarios, especialmente en la atención primaria y el apoyo domiciliario, se necesitan acciones intersectoriales. Las políticas deberían invertir en intervenciones no clínicas que aborden directamente la soledad. Estas pueden incluir programas comunitarios, iniciativas de acompañamiento voluntario o la integración del cribado de la soledad en la atención rutinaria en puntos de contacto habituales con personas mayores donde también podrían detectarse casos de soledad, como las farmacias comunitarias. En relación con esto último, el sistema sanitario —especialmente la atención primaria— también puede desempeñar un papel clave en el cribado y la identificación de personas mayores que experimentan soledad no deseada, facilitando la intervención temprana y la derivación a redes de apoyo adecuadas. Al ofrecer vías alternativas de apoyo emocional fuera del sistema médico, estas intervenciones podrían reducir el uso innecesario de la atención sanitaria y mejorar el bienestar general de las personas mayores.

REFERENCIAS

Abadie, A., & Imbens, G. (2016). Matching on the Estimated Propensity Score. *Econometrica*, *84*(2), 781-807. https://doi.org/10.3982/ECTA11293

Andersen, R. (1995). Revisiting the behavioral model and access to medical care: Does it matter? *Journal of Health and Social Behavior*, *36*(1), 1-10.

Andersen, R. (2008). National Health Surveys and the Behavioral Model of Health Services Use. *Medical Care*, *46*(7), 647. https://doi.org/10.1097/MLR.0b013e31817a835d

Austin, P. (2011). An Introduction to Propensity Score Methods for Reducing the Effects of Confounding in Observational Studies. *Multivariate Behavioral Research*, *46*(3), 399-424. https://doi.org/10.1080/00273171.2011.568786

Austin, P. (2009). Balance diagnostics for comparing the distribution of baseline covariates between treatment groups in propensity-score matched samples. *Statistics in Medicine*, 28(25), 3083–3107. https://doi.org/10.1002/sim.3697

Barsky, A. (1981). Hidden Reasons Some Patients Visit Doctors. *Annals of Internal Medicine*, *94*(4_Part_1), 492-498. https://doi.org/10.7326/0003-4819-94-4-492

Borrell-Carrió, F., Suchman, A., & Epstein, R. (2004). The Biopsychosocial Model 25 Years Later: Principles, Practice, and Scientific Inquiry. *The Annals of Family Medicine*, *2*(6), 576-582. https://doi.org/10.1370/afm.245

Börsch-Supan, A., Brandt, M., Hunkler, C., Kneip, T., Korbmacher, J., Malter, F., Schaan, B., Stuck, S., Zuber, S., & on behalf of the SHARE Central Coordination Team. (2013). Data Resource Profile: The Survey of Health, Ageing and Retirement in

Europe (SHARE). *International Journal of Epidemiology*, *42*(4), 992-1001. https://doi.org/10.1093/ije/dyt088

Burns, A., Leavey, G., Ward, M., & O'Sullivan, R. (2022). The impact of loneliness on healthcare use in older people: Evidence from a nationally representative cohort. *Journal of Public Health*, *30*(3), 675-684. https://doi.org/10.1007/s10389-020-01338-4

Cacioppo, J., Ernst, J., Burleson, M., McClintock, M., Malarkey, W., Hawkley, L., Kowalewski, R., Paulsen, A., Hobson, J., Hugdahl, K., Spiegel, D., & Berntson, G. (2000). Lonely traits and concomitant physiological processes: The MacArthur social neuroscience studies. *International Journal of Psychophysiology*, *35*(2), 143-154. https://doi.org/10.1016/S0167-8760(99)00049-5

Cacioppo, J., Hawkley, L., Crawford, L., Ernst, J., Burleson, M., Kowalewski, R., Malarkey, W., Van Cauter, E., & Berntson, G. (2002). Loneliness and Health: Potential Mechanisms. *Biopsychosocial Science and Medicine*, *64*(3), 407.

Caliendo, M., & Kopeinig, S. (2008). Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Surveys*, *22*(1), 31-72. https://doi.org/10.1111/j.1467-6419.2007.00527.x

Casal, B., Rodríguez-Miguez, E., & Rivera, B. (2025). The societal cost of 'unwanted' loneliness in Spain. *The European Journal of Health Economics*, 26(4), 605–617. https://doi.org/10.1007/s10198-024-01724-9

Chan, A., Raman, P., Ma, S., & Malhotra, R. (2015). Loneliness and all-cause mortality in community-dwelling elderly Singaporeans. *Demographic Research*, *32*, 1361-1382. https://doi.org/10.4054/DemRes.2015.32.49

Cheng, S. (1992). Loneliness-distress and physician utilization in well-elderly females. *Journal of Community Psychology*, *20*(1), 43-56. https://doi.org/10.1002/1520-6629(199201)20:1<43::AID-JCOP2290200107>3.0.CO;2-3

Christiansen, J., Pedersen, S., Andersen, C., Qualter, P., Lund, R., & Lasgaard, M. (2023). Loneliness, social isolation, and healthcare utilization in the general population. *Health Psychology: Official Journal of the Division of Health Psychology, American Psychological Association*, *42*(2), 63-72. https://doi.org/10.1037/hea0001247

Di Novi, C., Jacobs, R., & Migheli, M. (2015). The Quality of Life of Female Informal Caregivers: From Scandinavia to the Mediterranean Sea. *European Journal of Population*, *31*(3), 309-333. https://doi.org/10.1007/s10680-014-9336-7

Donovan, N., & Blazer, D. (2020). Social Isolation and Loneliness in Older Adults: Review and Commentary of a National Academies Report. *The American Journal of Geriatric Psychiatry*, *28*(12), 1233-1244. https://doi.org/10.1016/j.jagp.2020.08.005

Ellaway, A., Wood, S., & Macintyre, S. (1999). Someone to talk to? The role of loneliness as a factor in the frequency of GP consultations. *British Journal of General Practice*, *49*(442), 363-367.

Gao, Q., Mak, H., & Fancourt, D. (2024). Longitudinal associations between loneliness, social isolation, and healthcare utilisation trajectories: A latent growth curve

analysis. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, *59*(10), 1839-1848. https://doi.org/10.1007/s00127-024-02639-9

Gardiner, C., Laud, P., Heaton, T., & Gott, M. (2020). What is the prevalence of loneliness amongst older people living in residential and nursing care homes? A systematic review and meta-analysis. Age and Ageing, 49(5), 748–757. https://doi.org/10.1093/ageing/afaa049

Geller, J., Janson, P., McGovern, E., & Valdini, A. (1999). Loneliness as a predictor of hospital emergency department use. *The Journal of Family Practice*, *48*(10), 801-804.

Gerst-Emerson, K., & Jayawardhana, J. (2015). Loneliness as a Public Health Issue: The Impact of Loneliness on Health Care Utilization Among Older Adults. *American Journal of Public Health*, *105*(5), 1013-1019. https://doi.org/10.2105/AJPH.2014.302427

Glanz, K., Lewis, F., & Rimer, B. (1990). *Health behavior and health education: Theory, research, and practice*. xxxi, 460.

Ham, J., & Li, X. (2011). *Assessing the Ability of Matching to Address Attrition Bias in a Randomized Experiment using Data from the Rand Health Insurance Experiment*.

Hawkley, L. (2022). Loneliness and health. *Nature Reviews Disease Primers*, *8*(1), 1-2. https://doi.org/10.1038/s41572-022-00355-9

Hawkley, L., & Cacioppo, J. (2010). Loneliness Matters: A Theoretical and Empirical Review of Consequences and Mechanisms. *Annals of Behavioral Medicine*, *40*(2), 218-227. https://doi.org/10.1007/s12160-010-9210-8

Hughes, M., Waite, L., Hawkley, L., & Cacioppo, J. (2004). A Short Scale for Measuring Loneliness in Large Surveys: Results From Two Population-Based Studies. *Research on Aging*, *26*(6), 655-672. https://doi.org/10.1177/0164027504268574

Imai, K., Kim, I., & Wang, E. (2023). Matching Methods for Causal Inference with Time-Series Cross-Sectional Data. *American Journal of Political Science*, *67*(3), 587-605. https://doi.org/10.1111/ajps.12685

Imbens, G., & Wooldridge, J. (2009). Recent Developments in the Econometrics of Program Evaluation. *Journal of Economic Literature*, *47*(1), 5-86. https://doi.org/10.1257/jel.47.1.5

Jordan, R., Hawker, J., Ayres, J., Adab, P., Tunnicliffe, W., Olowokure, B., Kai, J., McManus, R., Salter, R., & Cheng, K. (2008). Effect of social factors on winter hospital admission for respiratory disease: A case–control study of older people in the UK. *British Journal of General Practice*, *58*(551), e1-e9. https://doi.org/10.3399/bjgp08X302682

Kobayashi, L., & Steptoe, A. (2018). Social Isolation, Loneliness, and Health Behaviors at Older Ages: Longitudinal Cohort Study. *Annals of Behavioral Medicine*, *52*(7), 582-593. https://doi.org/10.1093/abm/kax033

Kouzis, A., & Eaton, W. (1998). Absence of social networks, social support and health services utilization. *Psychological Medicine*, *28*(6), 1301-1310. https://doi.org/10.1017/S0033291798007454

Lim, K., & Chan, A. (2017). Association of loneliness and healthcare utilization among older adults in Singapore. *Geriatrics & Gerontology International*, *17*(11), 1789-1798. https://doi.org/10.1111/ggi.12962

Longman, J., I Rolfe, M., Passey, M., Heathcote, K., Ewald, D., Dunn, T., Barclay, L., & Morgan, G. (2012). Frequent hospital admission of older people with chronic disease: A cross-sectional survey with telephone follow-up and data linkage. *BMC Health Services Research*, *12*(1), 373. https://doi.org/10.1186/1472-6963-12-373

Masi, C., Chen, H.-Y., Hawkley, L., & Cacioppo, J. (2011). A Meta-Analysis of Interventions to Reduce Loneliness. Personality and Social Psychology Review, 15(3), 219–266. https://doi.org/10.1177/1088868310377394

Ministry of Health, Consumer Affairs and Social Welfare. (2019). *Los sistemas sanitarios en los países de la Unión Europea. Características e indicadores de salud 2019*. Gobierno de España. https://www.sanidad.gob.es/estadEstudios/estadisticas/docs/presentacion_es.pdf

Molloy, G., McGee, H., O'Neill, D., & Conroy, R. (2010). Loneliness and Emergency and Planned Hospitalizations in a Community Sample of Older Adults. *Journal of the American Geriatrics Society*, *58*(8), 1538-1541. https://doi.org/10.1111/j.1532-5415.2010.02960.x

Nägga, K., Dong, H.-J., Marcusson, J., Skoglund, S., & Wressle, E. (2012). Health-related factors associated with hospitalization for old people: Comparisons of elderly aged 85 in a population cohort study. *Archives of Gerontology and Geriatrics*, *54*(2), 391-397. https://doi.org/10.1016/j.archger.2011.04.023

Newall, N., McArthur, J., & Menec, V. (2015). A Longitudinal Examination of Social Participation, Loneliness, and Use of Physician and Hospital Services. *Journal of Aging and Health*, *27*(3), 500-518. https://doi.org/10.1177/0898264314552420

Park, C., Majeed, A., Gill, H., Tamura, J., Ho, R., Mansur, R., Nasri, F., Lee, Y., Rosenblat, J., Wong, E., & McIntyre, R. (2020). The Effect of Loneliness on Distinct Health Outcomes: A Comprehensive Review and Meta-Analysis. *Psychiatry Research*, *294*, 113514. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2020.113514

Perissinotto, C., Stijacic Cenzer, I., & Covinsky, K. (2012). Loneliness in Older Persons: A Predictor of Functional Decline and Death. *Archives of Internal Medicine*, *172*(14), 1078-1084. https://doi.org/10.1001/archinternmed.2012.1993

Phang, J., Kwan, Y., Yoon, S., Goh, H., Yee, W., Tan, C., & Low, L. (2023). Digital Intergenerational Program to Reduce Loneliness and Social Isolation Among Older Adults: Realist Review. JMIR Aging, 6(1), e39848. https://doi.org/10.2196/39848

Pourriyahi, H., Yazdanpanah, N., Saghazadeh, A., & Rezaei, N. (2021). Loneliness: An Immunometabolic Syndrome. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *18*(22), Article 22. https://doi.org/10.3390/ijerph182212162

Prince, M., Reischies, F., Beekman, A., Fuhrer, R., Jonker, C., Kivela, S.-L., Lawlor, B., Lobo, A., Magnusson, H., Fichter, M., Oyen, H., Roelands, M., Skoog, I., Turrina, C., & Copeland, J. (1999). Development of the EURO–D scale – a European Union initiative to compare symptoms of depression in 14 European centres. *The*

British Journal of Psychiatry, *174*(4), 330-338. https://doi.org/10.1192/bjp.174.4.330

Rosenbaum, P., & Rubin, D. (1985). Constructing a Control Group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score. *The American Statistician*, 39(1), 33–38. https://doi.org/10.2307/2683903

Rosenbaum, P., & Rubin, D. (1983). The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects. *Biometrika*, *70*(1), 41-55. https://doi.org/10.2307/2335942

Russell, D., Peplau, L., & Cutrona, C. (1980). The revised UCLA Loneliness Scale: Concurrent and discriminant validity evidence. *Journal of Personality and Social Psychology*, *39*(3), 472-480. https://doi.org/10.1037//0022-3514.39.3.472

Schrempft, S., Jackowska, M., Hamer, M., & Steptoe, A. (2019). Associations between social isolation, loneliness, and objective physical activity in older men and women. *BMC Public Health*, *19*(1), 74. https://doi.org/10.1186/s12889-019-6424-y

Shankar, A., McMunn, A., Banks, J., & Steptoe, A. (2011). Loneliness, social isolation, and behavioral and biological health indicators in older adults. *Health Psychology*, *30*(4), 377-385. https://doi.org/10.1037/a0022826

Shiovitz-Ezra, S., Parag, O., Litwin, H., Shiovitz-Ezra, S., Parag, O., & Litwin, H. (2022). Does Physical Activity Mediate the Effect of Loneliness on Inflammatory and Metabolic Processes? En *Geriatric Medicine and Healthy Aging*. IntechOpen. https://doi.org/10.5772/intechopen.104915

StataCorp. (2020). *Stata Statistical Software: Release 16* [Software].

Steptoe, A., Shankar, A., Demakakos, P., & Wardle, J. (2013). Social isolation, loneliness, and all-cause mortality in older men and women. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *110*(15), 5797-5801. https://doi.org/10.1073/pnas.1219686110

Surkalim, D., Luo, M., Eres, R., Gebel, K., Buskirk, J. van, Bauman, A., & Ding, D. (2022). The prevalence of loneliness across 113 countries: Systematic review and meta-analysis. *BMJ*, *376*, e067068. https://doi.org/10.1136/bmj-2021-067068

Susanty, S., Nadirawati, N., Setiawan, A., Haroen, H., Pebrianti, S., Harun, H., Azissah, D., Suyanto, J., Sarasmita, M., Chipojola, R., Khwepeya, M., & Banda, K. (2025). Overview of the prevalence of loneliness and associated risk factors among older adults across six continents: A meta-analysis. *Archives of Gerontology and Geriatrics*, *128*, 105627. https://doi.org/10.1016/j.archger.2024.105627

Tapia-Muñoz, T., Staudinger, U., Allel, K., Steptoe, A., Miranda-Castillo, C., Medina, J., & Calvo, E. (2022). Income inequality and its relationship with loneliness prevalence: A cross-sectional study among older adults in the US and 16 European countries. *PLOS ONE*, *17*(12), e0274518. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0274518

Taube, E., Kristensson, J., Sandberg, M., Midlöv, P., & Jakobsson, U. (2015). Loneliness and health care consumption among older people. *Scandinavian Journal of Caring Sciences*, *29*(3), 435-443. https://doi.org/10.1111/scs.12147

Thabane, L., Mbuagbaw, L., Zhang, S., Samaan, Z., Marcucci, M., Ye, C., Thabane, M., Giangregorio, L., Dennis, B., Kosa, D., Debono, V., Dillenburg, R., Fruci, V., Bawor, M., Lee, J., Wells, G., & Goldsmith, C. (2013). A tutorial on sensitivity analyses in clinical trials: The what, why, when and how. *BMC Medical Research Methodology*, *13*(1), 92. https://doi.org/10.1186/1471-2288-13-92

Theeke, L. (2010). Sociodemographic and Health-Related Risks for Loneliness and Outcome Differences by Loneliness Status in a Sample of U.S. Older Adults. *Research in Gerontological Nursing*, *3*(2), 113-125. https://doi.org/10.3928/19404921-20091103-99

Valtorta, N., Moore, D., Barron, L., Stow, D., & Hanratty, B. (2018). Older Adults' Social Relationships and Health Care Utilization: A Systematic Review. *American Journal of Public Health*, *108*(4), e1-e10. https://doi.org/10.2105/AJPH.2017.304256

Vingeliene, S., Hiyoshi, A., Lentjes, M., Fall, K., & Montgomery, S. (2019). Longitudinal analysis of loneliness and inflammation at older ages: English longitudinal study of ageing. *Psychoneuroendocrinology*, *110*, 104421. https://doi.org/10.1016/j.psyneuen.2019.104421

Wang, H., Zhao, E., Fleming, J., Dening, T., Khaw, K.-T., & Brayne, C. (2019). Is loneliness associated with increased health and social care utilisation in the oldest old? Findings from a population-based longitudinal study. *BMJ Open*, *9*(5), e024645. https://doi.org/10.1136/bmjopen-2018-024645

Weeks, D. (1994). A review of loneliness concepts, with particular reference to old age. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, *9*(5), 345-355. https://doi.org/10.1002/gps.930090502

Whisman, M. (2010). Loneliness and the metabolic syndrome in a population-based sample of middle-aged and older adults. *Health Psychology*, *29*(5), 550-554. https://doi.org/10.1037/a0020760

World Health Organization (WHO). (2023). *WHO Commission on Social Connection*. https://www.who.int/groups/commission-on-social-connection

Xie, X., Lyu, Y., Li, X., Zhuang, Z., & Xu, A. (2024). Exploring the association between social isolation and utilization of primary health services by older adults: Evidence from China. *Frontiers in Public Health*, *12*. https://doi.org/10.3389/fpubh.2024.1341304

Zhou, X., Yang, F., & Gao, Y. (2023). A meta-analysis of the association between loneliness and all-cause mortality in older adults. *Psychiatry Research*, *328*, 115430. https://doi.org/10.1016/j.psychres.2023.115430