



## **Gasto público en visitas a servicios sanitarios ocasionados por los hábitos de alimentación de personas mayores\***

RAÚL DEL POZO RUBIO  
PABLO MOYA MARTÍNEZ  
FRANCISCO ESCRIBANO SOTOS  
MARÍA ELISA AMO SAUS  
*Universidad de Castilla-La Mancha*

*Recibido: Mayo, 2017*  
*Aceptado: Enero, 2018*

### **Resumen**

Los hábitos de alimentación en las personas mayores constituyen un factor a tener en cuenta a la hora de analizar la calidad de vida. El objetivo del presente trabajo es valorar los costes sanitarios derivados de las visitas a servicios de salud y hospitalizaciones ocasionados por los hábitos de alimentación de las personas mayores. Para ello se utilizó la Encuesta Europea de Salud en España de 2014, y a través de diferentes modelos se observa la asociación estadísticamente significativa entre el número de visitas a urgencias y el incumplimiento de unos criterios mínimos de alimentación saludable. El gasto público total anual estimado de dichas visitas asciende a 731M€, de los que el 5,6% podría ser debido a una alimentación no saludable.

*Palabras clave:* Costes servicios sanitarios, patrones alimentarios, estilo de vida, personas mayores.

*Clasificación JEL:* H51, P46, J14

### **1. Introducción**

Los cambios sociodemográficos acontecidos en los países desarrollados han generado nuevos desafíos para el decisor político. El envejecimiento de la población y la longevidad producen cambios en diferentes ámbitos como el social, sanitario, la intersección de ambos (sociosanitario) y las pensiones, y se traduce en implicaciones y derivas rigurosamente estrictas en el diseño y aplicación de los regímenes específicos de protección de los Estados (López-Casasnovas y del Pozo, 2010).

En el presente trabajo, tratamos de unir el envejecimiento con aspectos sociales y sanitarios. El objetivo principal es valorar el gasto que supone para la sociedad española las vi-

---

\* El presente trabajo cuenta con la Ayuda a la Investigación de la Universidad de Castilla-La Mancha a Grupos de Investigación, referencia GI20163465, así como del subproyecto ECO2013-48217-C2-2-R del Ministerio de Economía y Competitividad.

sitas a servicios de salud debidas a que las personas mayores no tengan unos hábitos alimentarios saludables.

Determinar el gasto en salud de las personas mayores se vincula con políticas de reducción del coste, y ligarlo a los hábitos alimenticios de una vida saludable se vincula con políticas de prevención que permitan realizar un menor uso de los servicios médicos. En este sentido, la Ley de Promoción de la Autonomía Personal y atención a las Personas en situación de Dependencia de 2006 (Boletín Oficial del Estado, 2006) tiene como objetivo fundamental alcanzar el estado del bienestar de las personas dependientes, entre las que se encuentran parte de nuestro grupo de estudio, las personas mayores, y que representan el porcentaje más alto de personas dependientes en nuestro país el 28,8% (Instituto Nacional de Estadística, 2016), principales benefactores de la hucha del Estado (Esping-Andersen y Palier, 2010).

El gasto en sanidad, educación y protección social supone de manera conjunta el grueso de volumen de gasto público, cerca de dos tercios (Consejo Económico y Social, 2015). Sin embargo, la compleja situación de recesión económica y crisis financiera no sólo ha incidido negativamente sobre dicho gasto, sino que ha generado un impacto social traducido en el empeoramiento de las condiciones de vida de las personas, debilitamiento del Estado de Bienestar construido y aumento de las desigualdades socioeconómicas (Consejo Económico y Social, 2012 y 2013).

Dicha situación de dificultades financieras también ha incidido en los estilos de vida de las personas (Alonso, Fernández e Ibáñez, 2016), que además afecta a la salud, la calidad de vida, la situación de dependencia o la aparición de enfermedades (Bryant *et al.*, 2013) pudiendo, además, generar inequidades derivadas de las necesidades de salud de las personas que son independientes de sus niveles de renta (López-Casasnovas y Rivera, 2002). Estos hechos suscitan rigurosas implicaciones en el consumo de recursos y aumento del gasto sanitario. Asimismo, es importante considerar que las personas mayores son un colectivo de gran vulnerabilidad dado que padecen un 35,6% más de problemas de salud o enfermedades crónicas respecto a la población de 15 a 64 años (Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad, 2014), y que pueden estar asociados a su estilo de vida.

Dentro de los estilos de vida, la alimentación adquiere un papel, así el trabajo de Hernández y Goñi (2015) sobre hábitos de alimentación en personas mayores de 80 años no institucionalizadas en España concluye que, a pesar de que la alimentación en mayores no se aleja mucho de los principios básicos de una dieta mediterránea, es evidente la necesidad de promover hábitos de vida más saludables. También existe evidencia sobre la asociación en mayores de cincuenta entre el estado de salud autopercebido, una alimentación saludable y otros estilos de vida (Blázquez *et al.*, 2016).

En este sentido, un reciente estudio canadiense cifra en seis los años de vida perdidos derivados de los estilos de vida no saludables, y en doce de cada cien las muertes atribuibles a dietas pobres (Manuel *et al.*, 2016). Por otro lado, el estudio de cohortes Three-City Dijon que durante doce años realiza un seguimiento del consumo de alimentos en adultos concluye que, el riesgo de sufrir dependencia, se incrementa significativamente con los hábitos alimentarios no saludables (Artaud *et al.*, 2013).

Como podemos observar, el actual proceso de envejecimiento de las sociedades (Pakulski, 2016) y su repercusión sobre la sostenibilidad de los sistemas sociales y sanitarios, precisa del estudio de los problemas de salud evitables en este grupo poblacional tan sensible así como la cuantificación del gasto social que suponen. Encontramos un estudio que ha cuantificado los costes de las enfermedades asociadas a la alimentación inadecuada en EEUU, y estima que con una dieta saludable se ahorrarían 71\$ billones al año en costes médicos, pérdidas de productividad y muertes prematuras (Frazao, 1999).

Existen diferentes estudios que relacionan los hábitos de alimentación saludable y utilización de los servicios de salud para calcular su impacto económico. Burgos *et al.* (2012) analizan el coste que tiene para el Sistema Nacional de Salud la llegada de personas desnutridas al hospital, determinando que el 28,9% de las personas ingresadas estaban desnutridas, siendo el grupo más relevante las personas mayores, los trabajadores no manuales y los procedentes de urgencias. Martínez-Reig *et al.* (2017) muestran que la presencia de malnutrición o riesgo nutricional aumenta el riesgo de hospitalización.

El trabajo se estructura en los siguientes apartados. La sección 2 explica la fuente de datos del estudio, qué variables se han empleado para valorar la alimentación y las visitas a servicios de salud, así como las covariables de ajuste. Posteriormente, se describen los métodos estadísticos que permiten estimar la asociación entre las variables principales del trabajo. En la sección 3 se exponen los resultados del estudio y, por último, en la sección 4 se realiza una discusión sobre los mismos.

## 2. Material y métodos

Se empleó la Encuesta Europea de Salud en España (EESE) del año 2014, que consta de 22.842 entrevistas a mayores de 15 años y es representativa de la población española (Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad, 2014). Asimismo, incluye información sobre el uso de servicios sanitarios, la frecuencia del consumo de alimentos y un largo conjunto de variables sobre características socioeconómicas y de salud de los sujetos encuestados. Para el desarrollo de los objetivos del estudio se seleccionaron sujetos con 65 años o más ( $n=6.520$ ).

### 2.1. Variables de estudio

González-Álvarez y Gamero-Burón (2013) indican los factores más relevantes que determinan o explican la utilización de servicios sanitarios. Entre ellos para este estudio se han seleccionado variables sociodemográficas, de salud e indicadores de gasto sanitario. Como variables sociodemográficas se obtuvieron el sexo (hombre y mujer), la edad, el

estado civil (soltero, casado y viudo/separado/divorciado), el nivel educativo (no sabe leer/escribir, educación primaria, educación secundaria y estudios universitarios) y la Comunidad Autónoma (CA) de residencia. En este punto, es importante señalar que debido a la posible relación existente entre el acceso a los servicios y el nivel de ingresos, consideramos la inclusión de esta última variable como los ingresos del hogar o los ingresos por persona equivalente (ingresos dependientes del número de miembros del hogar) pero fue descartada tras observar que existía aproximadamente un 20% de valores perdidos en la base original, que la variable nivel educativo puede ser un fiel representante del nivel de ingresos y diversas pruebas sobre los datos en las que observamos la no relevancia de su inclusión en los modelos.

En cuanto a las variables de salud, se obtuvo el estado de salud autopercebido en los últimos doce meses (malo/muy malo, regular y bueno/muy bueno), la frecuencia con que se realiza actividad física en el tiempo libre (sedentaria, ocasional y varias veces al mes/entrenamiento), los hábitos tóxicos de consumo de alcohol (bebedor ocasional 2-3 días mes o menos, bebedor 1-4 días semana, bebedor a diario o 5-6 días semana) y de tabaco (no fumador, fumador ocasional, fumador diario). Asimismo, la encuesta incluye el diagnóstico de 32 grupos distintos de enfermedades que abarcan todo tipo de problemas de salud. Se generó la variable número de enfermedades diagnosticadas con el objetivo de tener un proxy del nivel de salud.

Hay que puntualizar que la utilización la variable salud autopercebida en estos modelos presenta cierta controversia ya que autores como Muñoz *et al.* (2009), Barrios-Vicedo *et al.* (2015) y Blázquez *et al.* (2016) muestran la existencia de una asociación positiva entre el nivel de salud autopercebida y hábitos de alimentación saludable y, por el contrario, Haveman-Nies, de Groot y van Staveren (2003), Darviri *et al.* (2011) y López-Giménez (2014) concluyen que dicha asociación es inexistente. Esto puede ser debido a que la valoración de la salud autopercebida la hace el propio sujeto y ésta es subjetiva (López-Casasnovas y Rivera, 2002; Blázquez *et al.*, 2016) puesto que además de recoger síntomas y signos biomédicos también tiene en cuenta aspectos físicos, emocionales y sociales (Girón, 2010).

La EESE incluye un extenso grupo de preguntas sobre la frecuencia de consumo de alimentos. De entre ellos se seleccionó la frecuencia de consumo de pescado, carne (pollo, ternera, cerdo, cordero, etc.), huevos, legumbres, lácteos (leche, queso o yogurt), verduras, ensaladas y hortalizas en conjunto, fruta fresca (excluyendo zumos) y pan y cereales. En todos estos alimentos se preguntaba si la frecuencia de consumo era: una o más veces al día, de 4 a 6 veces a la semana, 3 veces a la semana, una o 2 veces a la semana, menos de una vez a la semana o nunca. Para transformar cada una de estas variables en un Criterio de Alimentación Saludable (CAS) fueron categorizadas en cumplir o no de la siguiente forma: para el pescado, la carne, y los huevos consumir con una frecuencia de 3 a 6 raciones semanales suponía cumplir con el criterio de consumo saludable; para las legumbres consumir de una a seis raciones a la semana; para el resto de variables (lácteos, vegetales, fruta, pan y cereales) consumir una o más veces al día. Posteriormente, se generó una variable indicado-

ra del número CAS que cumplía cada persona de la muestra. Todas estas operaciones para la obtención de los CAS se realizaron tratando de ajustarse en el máximo posible a la Guía de Alimentación Saludable publicada por la Sociedad Española de Nutrición Comunitaria (Dapcich *et al.*, 2004).

Como variables cuantificadoras de gasto sanitario se obtuvieron el número de visitas mensuales al médico de familia y al médico especialista, el número de veces que el sujeto acudió al servicio de urgencias y el número de veces ingresado en un hospital en los últimos 12 meses.

## 2.2. Análisis estadístico

Para una correcta valoración de la cantidad de visitas derivadas de la nutrición no saludable se empleó la técnica estadística *Propensity Score Matching* (PSM) que permite inferir causalidad en un conjunto de sujetos que no están aleatorizados, como la muestra presentada en este trabajo. Dicha técnica genera una nueva muestra con dos grupos para comparación, de forma similar a un ensayo clínico con un grupo de tratamiento y otro de control. Para ello, en base a una serie de covariables y factores de ajuste, junto a la variable cuyo efecto se pretende estudiar, se calcula el *propensity score*, que mide la probabilidad de que un individuo participe de un grupo o del otro, realizando posteriormente el emparejamiento entre individuos que irán asignados a uno u otro grupo. Se descartan los sujetos con observaciones perdidas y los que no pueden ser asignados como se indica en el trabajo seminal sobre el uso del *propensity score* (Rosenbaum and Rubin, 1983). Varios trabajos emplean esta técnica con resultados satisfactorios (González-Álvarez y Gamero-Burón, 2013; García-Gómez y López-Nicolás, 2006; García-Gómez, 2011).

En nuestro caso se utilizó el número de CAS, considerando a las personas que cumplen tres o menos de los ocho CAS como no cumplidores y los demás cumplidores, junto a las covariables de edad, sexo, nivel de estudios, de actividad física, de salud autopercebida, número de enfermedades y CA de residencia. La elección del punto de corte para clasificar a los sujetos en cumplidores o no cumplidores se realizó tras observar que un muy bajo porcentaje de los individuos cumplían con los 8 CAS (lo que ya es una información relevante de cara a la implementación de nuevas políticas de alimentación saludable en personas mayores) y diversos análisis entre la relación del número de estos y la frecuentación de servicios de salud.

Para comprobar la correcta asignación de los sujetos a uno u otro grupo se incluye en el Anexo 1 un diagnóstico detallado y además, en los resultados principales de este trabajo se muestran dos modelos de regresión logística binaria con ser cumplidor como variable dependiente y las covariables empleadas en el emparejamiento: el primero con toda la muestra, mientras que en el segundo sólo la resultante tras realizar la asignación. Si en el segundo modelo se obtienen parámetros estadísticamente no significativos, se habrán eliminado las diferencias entre grupos, y por tanto, se dispondrá de dos grupos para comparar.

El siguiente paso fue cuantificar el número de visitas médicas y al servicio de urgencias atribuibles a una alimentación inadecuada, i.e., no cumplir con el mínimo de los criterios establecidos. Dada la naturaleza de los datos, que presentan un número muy grande de ceros, se utilizó el modelo binomial negativo, es decir, un modelo de conteo sobre la muestra en la que se ha realizado la asignación (Greene, 1994). Señalar que podría haber sido interesante el empleo de otros modelos como los ZIP (Zero Inflated Poisson) o Heckman que son modelos en 2 partes en los que en la primera se trata de estimar el acceso al servicio (si la frecuencia es cero o no) y la segunda parte trata de estimar la cantidad de veces que se accede. Fueron evaluados pero problemas de convergencia en el ajuste de las variables nos condujo a no utilizarlos.

Se estimaron cuatro modelos cuya variable dependiente fue, respectivamente, el número de visitas al médico de familia, al médico especialista, a urgencias y número de hospitalizaciones. Como variables explicativas se utilizaron si cumple o no con el mínimo de CAS, y como variables de control las empleadas en el PSM.

Para obtener el incremento de visitas en los no cumplidores (NC), se calculó el número medio de visitas de los cumplidores (C) y, con el coeficiente estimado de no cumplidores obtenido del modelo binomial, se desarrolló la ecuación (1).

$$\Delta \mathcal{NC} = (e^{\hat{\beta}_{NC}} - 1) \cdot \bar{C} \quad (1)''$$

Dado que es de gran interés estimar el incremento en el número de visitas a nivel nacional y como la EESE es representativa de la población española, se utilizó el factor de ponderación asociado a cada observación para estimar la cantidad de visitas de la población objeto de estudio (Pob) derivada del no cumplimiento de los CAS, como:

$$E(\Delta \mathcal{NC}) = \text{Pob}_{NC} \cdot \bar{C} \cdot \left( e^{\hat{\beta}_{NC} + \frac{\hat{\sigma}_{NC}^2}{2}} - 1 \right) \quad (2)''$$

Por último, se realizó la valoración económica del número de visitas empleando los precios de los Servicios Públicos de Salud publicados en cada comunidad a través de su Consejería de Sanidad, en sus correspondientes Boletines Oficiales. Debido a que las tarifas existentes para cada CA son de diferentes años, se homogenizan los precios empleando la tasa de variación interanual del Índice de Precios al Consumo de cada CA, desde el año de publicación del precio hasta el año 2016<sup>1</sup>.

Una vez realizada la actualización se imputa a cada sujeto el coste económico de la cantidad de veces que ocurre el evento en atención a su CA y mediante la suma ponderada del coste se obtiene el coste total del número de visitas u hospitalizaciones en España.

Para estimar el coste atribuible al no cumplimiento de los CAS recurrimos al valor, calculado anteriormente, del incremento de uso del servicio en no cumplidores. Realizando el producto de este diferencial por el coste del servicio (recordemos que fueron visitas médico



de familia, especialista, urgencias y hospitalizaciones) de cada sujeto de la muestra, y la suma ponderada de dicha operación para todos los sujetos se obtiene el coste atribuible.

En un último paso se realiza un análisis de sensibilidad que permita valorar de una forma más adecuada los resultados obtenidos. Para ello se emplea la variable de coste del servicio debido a la existencia de importantes diferencias en su valor según cada CA. Se generaron tres escenarios que utilizan el coste de la CA que mayor coste presentó, el de la de menor y el coste promedio de todas las Comunidades Autónomas (CC.AA.).

Para el análisis y tratamiento de los datos se empleó IBM SPSS Statistics 19 (SPSS INC) y R statistical software versión R2.15.3 (R Foundation for Statistical Computing). Para realizar el PSM se empleó un módulo para SPSS que permite ejecutar el paquete de R en el que se implementa el algoritmo de la técnica estadística (Thoemmes, 2012).

### 3. Resultados

Las 6.520 encuestas seleccionadas fueron representativas de 8.220.327 de personas mayores residentes en España (18% de la población). Los estadísticos descriptivos se recogen en la Tabla 1. Empleando el factor de ponderación, la edad media fue de 75,30 (DE: 7,252), el 56,5% fueron mujeres y reportaron una media de enfermedades por sujeto de 4,92 (DE: 3,46). Aproximadamente un 7% reportan buena o muy buena salud; casi la mitad son sedentarios, una cuarta parte es bebedor diario y mayoritariamente son no fumadores (91,6%).

La Tabla 2 muestra la frecuencia y porcentaje en el cumplimiento de cada uno de los CAS. En cuanto al total, los que más se cumplen son consumo de legumbres (86,6%), lácteos (84%), pan y cereales (84,7%) y fruta fresca (81%), siendo el de menor cumplimiento el consumo de huevos (26,6%). El test de Chi-cuadrado de Pearson muestra diferencias significativas para todos los grupos de alimentos por sexo excepto para el consumo de huevos. Además, se observa que los hombres cumplen en mayor porcentaje criterios de consumo de carne, legumbres, pan y cereales, mientras que las mujeres lo hacen en pescado, lácteos, verduras, ensaladas y hortalizas. En cuanto al nivel educativo no encontramos diferencias (según el test de Chi-cuadrado de Pearson) en el consumo de legumbres y de lácteos. De forma general se puede observar que un mayor nivel de estudios supone un mayor cumplimiento de consumo de cada uno de los grupos. Las personas que califican su salud como buena o muy buena cumplen ligeramente en mayor porcentaje y no existieron diferencias significativas por salud entre los grupos de pescado, lácteos y frutas. En cuanto a los niveles de actividad física, no encontramos diferencias en el consumo de lácteos y sí en el resto de los grupos siendo en todos los casos más cumplidores aquellos que realizan un mayor nivel de actividad. Para el caso de las categorías del hábito tóxico de fumar sí que encontramos diferencias significativas según el test de Chi-cuadrado de Pearson para los consumidores de pescado, verduras y fruta fresca. Y finalmente, en las categorías de bebedores no existieron diferencias significativas entre las categorías en el consumo de pescado y legumbres.

El porcentaje de personas que cumple un número de CAS y el promedio se muestran en la Tabla 3. En cuanto al total de la muestra, se observan mayores porcentajes de cumplimiento a partir de 4 criterios (19,2%, 25,7% y 25% para 4, 5 y 6 criterios, respectivamente). La media del número de CAS que se cumplen (5,201) se sitúa 1,2 puntos por encima del valor medio (4), y no se aprecian diferencias significativas por sexo, mientras sí que existen entre las medias de las categorías de educación salud auto percibida, actividad física, fumador y bebedor. Además, de forma general la categorías más positivas suelen cumplir una mayor media de CAS, por ejemplo, Estudios universitarios, buena o muy buena salud, actividad física varios meses al mes o entrenamiento o no fumador.

En la comparación del número medio de visitas según el número de CAS agrupado entre grupos y sin realizar ningún tipo de ajuste no se revelan importantes diferencias en las consultas médicas en medicina general (0,63-0,65) (Tabla 4); en visitas al especialista, su media es inferior respecto a medicina general y mayor cuantos más CAS cumplen (0,20, 0,26 y 0,30, según CAS 0-3, 4-6 y 7-8, respectivamente). Este hecho puede ser debido a que por un lado la mayor parte de la muestra de estudio tiene seguro médico público (96,6%) y un 12,5% seguro privado (se pueden tener ambos). El médico de familia o general suele ser una barrera para el acceso al médico especialista, lo que hace la frecuentación sea menor. Por otro lado, es posible que se derive más fácilmente a los pacientes más preocupados por su salud y que por tanto serán los que más se cuidan y cumple más CAS. En cualquier caso habría que analizar con mayor detalle esta relación.

Sí que se aprecian diferencias en las visitas a urgencias, con mayor número medio de visitas para quienes cumplen pocos CAS (0,73 para 0-3 CAS) y menor conforme se cumplen más (0,46 y 0,41). En cuanto a las hospitalizaciones, no observamos uniformidad ascendente o descendente. También podemos observar que no existen diferencias estadísticamente significativas entre grupos en el número medio de visitas al médico general y la frecuencia de hospitalizaciones. Encontramos diferencias significativas entre grupos en la media de visitas a urgencias y a un nivel del 0,1 en las visitas al médico especialista.

La Tabla 5 muestra el resultado de la estimación de los dos modelos de regresión logística con variable dependiente cumplir CAS, el primero de toda la muestra y el segundo tras aplicar PSM. En el segundo modelo no se obtiene ningún parámetro estadísticamente significativo, y por tanto, no se explica en ningún grado la probabilidad de cumplir, evidenciándose en suma que la técnica estadística PSM genera una muestra homogénea en las variables de estudio, y por tanto, se respalda su utilización en el siguiente paso de estimación de las visitas derivadas de no cumplir el mínimo de CAS.

Cuando se desarrollan los modelos binomiales de conteo para cada una de las variables dependientes, en los coeficientes asociados al incumplimiento del mínimo de CAS, sólo ha resultado estadísticamente significativo a un nivel de significación  $p < 0,10$ , las visitas a urgencias ( $\beta = 0,113$ ; DE: 0,060;  $p = 0,061$ ), indicando que los problemas de salud relacionados con la alimentación no saludable no suelen ser objeto de visitas al médico hasta que el problema obliga a la entrada en el sistema sanitario a través del servicio de urgencias (Tabla 6).



Derivado de este resultado, sólo se cuantifican los costes del incumplimiento del CAS en las visitas a urgencias, puesto que para los otros casos las diferencias pueden ser debidas al azar.

A partir de este punto y dado que, como se comenta anteriormente, solo encontramos asociación entre el número de visitas a urgencias y cumplir un mínimo de CAS, nos centramos en esta variable para tratar de estimar su cantidad y coste. La media anual de visitas a urgencias de los cumplidores fue de 0,475 (DE: 1,09) y aplicando la ecuación (1), se obtiene que el incremento de visitas derivadas de no cumplir las recomendaciones es de 0,0567. Mediante la expresión (2), se obtiene el total de visitas producidas por no cumplir con el mínimo de CAS es de 180.054 que suponen un 4,57% de las 3.942.806 visitas a urgencias de las personas mayores.

Tras la estimación de la cantidad se cuantifica el gasto total del número de visitas a urgencias de las personas mayores en 731M€, siendo el atribuible al no cumplimiento de los CAS de 41,4M€, un 5,7% sobre el gasto total. En la Tabla 7 se muestran el gasto total en visitas y el atribuible a no cumplir CAS, el gasto medio por español y gasto medio por español mayor de 64 años además del análisis de sensibilidad con los distintos escenarios de costes.

## 4. Discusión

El presente trabajo estima el efecto de la alimentación no saludable de las personas mayores sobre la parte del gasto del sistema sanitario español correspondiente a la frecuentación de distintos servicios de salud. Se emplea la técnica estadística PSM para tratar de obtener diferencias entre dos muestras que en principio no están aleatorizadas y, tras el ajuste realizado, el efecto de no cumplir el mínimo de criterios de alimentación saludable únicamente resultó estadísticamente significativo para el número de visitas a urgencias. Ello podría venir motivado por la existencia de inequidad territorial en los casos de visitas al médico general y especialista, explicado por la diferente asignación de recursos en ambos niveles de atención, que podría redundar en una latencia del efecto de los hábitos de alimentación sobre el número de visitas (Abásolo, Pinilla, y Negrín, 2008). El coste medio incremental por persona mayor de 65 años debido a no cumplir los criterios asciende a 5,04€ año que, considerando aproximadamente una población de 8,2 millones de personas mayores en España, no es en absoluto un gasto insignificante, acorde con los resultados del trabajo de Martínez-Reig *et al.* (2017) que concluye que la desnutrición y riesgo nutricional son predictores de un aumento en el coste sanitario total.

Además, nuestros resultados están en consonancia con un estudio que trata de evaluar la calidad de la dieta en la población española no institucionalizada mayor de ochenta años. En dicho trabajo se observa que habitualmente se cumplen las recomendaciones de dieta mediterránea, si bien existe un bajo consumo de verduras, hortalizas, frutos secos y vino y un elevado consumo de embutidos, haciendo hincapié en la necesidad de realizar una planifica-

ción estratégica de intervenciones para promover los hábitos de vida saludable (Hernández y Goñi, 2015). Nuestro estudio además aporta el ahorro anual sobre el gasto público en salud que podrían suponer dichas intervenciones o un umbral máximo de inversión en intervenciones que supongan un descenso en las visitas a urgencias, y por tanto, un ahorro de recursos sociales, además de otros efectos de costes de tiempo, niveles de estrés del trabajo del servicio de urgencias,...

Una intervención para la prevención de la dieta no saludable y la inactividad física consistente en: campañas publicitarias, incremento impositivo para productos alimentarios no saludables y subvenciones a los saludables, mayor y mejor información nutricional y etiquetado, así como restricciones en el marketing de productos no saludables, supondría un coste de entre 0,35 y 1,18 US\$ por persona dependiendo del país de aplicación (Cecchini *et al.*, 2010). Teniendo en cuenta que estos programas mejorarían la salud poblacional, y no solo de las personas mayores, junto a que el coste derivado de los malos hábitos alimentarios según nuestros cálculos se estima entre 0,57 y 1,19 € por persona (0,69 y 1,34 US\$), parece factible realizar la inversión en dichos programas habida cuenta del ahorro de recursos en salud que supondrían.

En esta línea, encontramos un meta-análisis que cifra los patrones de dieta saludable en una media de 1,5\$ más caro por persona y día (498,10€ año) que una dieta no saludable (Rao *et al.*, 2013). Ello suscita cuestiones interesantes sobre el hecho de que la alimentación saludable sea más cara, y por extensión, de la pertinencia de programas que la subvencionen, pudiendo así comparar sus costes con nuestros resultados.

En un contexto de acusada recesión económica en España y en Europa, con medidas rigurosas de reducción de déficit público a través de la reducción de las partidas de gasto público y aumento de la presión fiscal (Consejo Económico y Social, 2013), se precisa del diseño y establecimiento de actuaciones que contribuyan a una mejora substancial de la calidad de vida de las personas a la vez que permiten conferir mayor eficiencia, y por extensión, ahorro o mejor utilización de los recursos públicos.

El trabajo cuenta con las siguientes limitaciones. En primer lugar, la alimentación no saludable es un factor de riesgo en enfermedades cardiovasculares, cáncer, diabetes, o trastornos respiratorios (World Health Organization, 2013), que a su vez implican visitas a urgencias. Al introducir en el análisis la covariable proxy número de enfermedades, se recoge parte del efecto atribuible a la alimentación, y ello redundaría en una infraestimación de la incidencia de la dieta en el número de visitas. En segundo lugar, no se han incluido costes directos e indirectos debido a la falta de información, *i.e.*, los derivados de aquellos sujetos que tras su visita a urgencias permanecen hospitalizados, o los referentes a pérdidas de productividad laboral. Además, hay que considerar la existencia de diferentes tarifas según el tipo de urgencia hospitalaria que es atendida. Debido a que con los datos de la encuesta no es posible conocer la naturaleza del tipo de visita, se decide emplear los costes de las visitas mediante la tarifa de la urgencia simple, lo que podría suponer una infraestimación de los costes, y por tanto, que la importancia de realizar intervenciones hacia la mejora de los hábitos alimentarios sea más recomendable.

En última instancia, es importante señalar que los análisis realizados son de una única anualidad, por lo que es difícil inferir causalidad en los resultados. En este sentido, si bien se precisa de futuros trabajos que arrojen luz sobre esta cuestión, también parece plausible la existencia de relación entre los hábitos de alimentación no saludable y el número de visitas a urgencias, ascendiendo su magnitud de manera aproximada a la estimada en el apartado de resultados.

Para concluir, el trabajo que se presenta permite observar cómo los malos hábitos alimentarios en mayores suponen un gasto evitable para el sistema sanitario mediante la inversión en proyectos, políticas y programas focalizados a la mejora de estas condiciones. Quizá sea el momento de plantear los debates oportunos en los foros adecuados sobre incrementar los impuestos de los productos alimentarios no saludables y subvencionar los saludables (como por ejemplo frutas y vegetales), limitar la publicidad de productos no saludables y promover campañas para incentivar el consumo saludable y responsable.

Por otro lado, es preciso poner de manifiesto que la existencia de relevantes diferencias en las tarifas de un mismo servicio propuesto por cada CA lleva a inequidades sociales dependientes de la CA de residencia. Hay que invitar a reflexionar a gestores y decisores de política si la imputación del coste de estos servicios no debiera ser más homogénea y consensuada por el servicio estatal junto a las CC.AA.

**Tabla 1**  
**CARACTERÍSTICAS SOCIODEMOGRÁFICAS DE LA MUESTRA DE SUJETOS**  
**DE 65 AÑOS O MÁS DE LA ENCUESTA EESE EMPLEANDO EL FACTOR**  
**DE PONDERACIÓN**

		Frecuencia	Porcentaje
Estado civil:	Soltero	528.132	6,4%
	Casado	5.098.048	62,0%
	Viudo, divorciado o separado	2.587.252	31,6%
Educación:	No sabe leer, escribir o menos de 5 años de Educación	400.056	4,9%
	Educación Primaria	5.785.482	70,3%
	Educación Secundaria (Bachillerato, FP, 2º ESO,..)	1.320.743	16,1%
	Estudios Universitarios	714.045	8,7%
Salud:	Mala o muy mala	1.664.393	20,2%
	Regular	2.926.514	35,6%
	Buena o muy buena	3.629.420	6,9%
Actividad Física:	Sedentario	3.838.128	46,7%
	Ocasional	3.635.627	44,2%

*(Continuación)*

		Frecuencia	Porcentaje
	Varias veces mes o entrenamiento	732.564	8,9%
Hábitos tóxicos:	No fumador	7.531.072	91,6%
	Fumador ocasional	36.422	0,4%
	Fumador diario	637.515	7,8%
	Bebedor ocasional (2-3 días mes o menos)	5.433.832	66,1%
	Bebedor 1-4 días semana	658.272	8,0%
	Bebedor a diario o 5-6 días semana	2.110.287	25,7%
CC.AA.:	Andalucía	1.320.647	16,1%
	Aragón	260.997	3,2%
	Asturias, Principado de	242.319	2,9%
	Balears, Illes	165.577	2,0%
	Canarias	307.902	3,7%
	Cantabria	113.290	1,4%
	Castilla y León	556.053	6,8%
	Castilla-La Mancha	353.725	4,3%
	Cataluña	1.294.839	15,8%
	Comunitat Valenciana	891.029	10,8%
	Extremadura	205.725	2,5%
	Galicia	636.222	7,7%
	Madrid, Comunidad de	1.023.604	12,5%
	Murcia, Región de	216.128	2,6%
	Navarra, Comunidad Foral de	114.051	1,4%
	País Vasco	441.583	5,4%
	Rioja, La	59.478	0,7%
	Ceuta	7.766	0,1%
	Melilla	9.392	0,1%
N		8.220.327 "	

**Tabla 2**  
**DISTRIBUCIÓN DEL CUMPLIMIENTO DE CRITERIOS DE ALIMENTACIÓN SALUDABLE EN PERSONAS DE 65 AÑOS**  
**O MÁS EN ESPAÑA (ENCUESTA EESE 2014)**

	Pescado <sup>c</sup>		Carne <sup>c</sup>		Huevos <sup>c</sup>		Legumbres <sup>d</sup>		Lácteos tipo leche, queso o yogur <sup>e</sup>		Verduras, ensaladas y hortalizas <sup>e</sup>		Fruta fresca <sup>e</sup>		Pan, cereales <sup>e</sup>		
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	
Sexo:																	
Hombre	1.778.211	49,90%	2.066.428	58,00%	953.689	26,70%	3.132.919	87,90%	2.970.014	81,90%	1.725.738	48,40%	2.832.856	79,50%	3.060.069	85,80%	
Mujer	2.478.559	53,50%	2.438.780	52,70%	1.229.559	26,50%	3.964.230	85,60%	3.969.112	85,60%	2.388.492	51,60%	3.808.254	82,20%	3.885.557	83,90%	
Educación:																	
No sabe leer <sup>a</sup>	1.298.396	46,25%	1.394.613	49,65%	596.558	21,24%	2.432.739	86,61%	2.331.537	83,04%	1.202.156	42,83%	2.185.008	77,85%	2.358.289	83,96%	
Educación Primaria	1.831.452	54,51%	1.962.713	58,48%	979.367	29,15%	2.930.246	87,30%	2.841.950	84,55%	1.739.774	51,78%	2.818.825	83,91%	2.907.670	86,61%	
Educación Secundaria <sup>b</sup>	716.936	54,37%	747.837	56,76%	401.489	30,42%	1.124.999	85,32%	1.112.900	84,32%	758.117	57,47%	1.054.626	79,91%	1.092.096	82,75%	
Estudios Universitarios	409.986	57,51%	400.045	56,11%	205.834	28,87%	609.165	85,45%	602.739	84,55%	414.183	58,10%	582.650	81,73%	587.572	82,42%	
Salud auto percibida: "																	
Muy malo-regular	2.372.611	51,90%	2.482.281	54,30%	1.150.447	25,10%	3.892.957	85,10%	3.854.192	84,20%	2.158.566	47,20%	3.691.644	80,70%	3.841.332	83,90%	
Bueno-muy bueno	1.884.160	52,00%	2.022.927	55,90%	1.032.802	28,50%	3.204.193	88,40%	3.034.934	83,70%	1.955.664	54,00%	2.949.465	81,40%	3.104.294	85,70%	
Actividad Física:																	
Sedentario	1.887.257	49,29%	2.029.374	53,01%	1.012.316	26,43%	3.234.827	84,55%	3.193.693	83,38%	1.729.395	45,17%	2.962.787	77,34%	3.208.366	83,77%	
Ocasional	1.940.928	53,43%	2.024.184	55,78%	931.999	25,65%	3.211.755	88,43%	3.061.979	84,27%	1.956.402	53,88%	3.042.624	83,79%	3.113.842	85,77%	
Varias veces mes/entrenamiento	424.586	58,06%	448.214	61,18%	235.497	32,15%	645.240	88,08%	627.496	83,66%	427.105	58,30%	632.263	86,55%	621.460	84,83%	

**Tabla 2 (Continuación)**  
**DISTRIBUCIÓN DEL CUMPLIMIENTO DE CRITERIOS DE ALIMENTACIÓN SALUDABLE EN PERSONAS DE 65 AÑOS**  
**O MÁS EN ESPAÑA (ENCUESTA EESE 2014)**

	Pescado <sup>c</sup>		Carne <sup>c</sup>		Huevos <sup>c</sup>		Legumbres <sup>d</sup>		Lácteos tipo leche, queso o yogur <sup>e</sup>		Verduras, ensaladas y hortalizas <sup>c</sup>		Fruta fresca <sup>c</sup>		Pan, cereales <sup>c</sup>	
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%
Fumador: "	3.946.595	52,47%	4.134.255	55,00%	1.971.412	26,21%	6.514.159	86,65%	6.310.783	83,90%	3.817.574	50,77%	6.156.474	81,88%	6.398.223	85,08%
Fumador ocasional	23.819	65,40%	16.344	44,87%	13.062	35,86%	30.604	84,02%	33.566	92,16%	17.956	49,30%	32.128	88,21%	29.955	82,24%
Fumador diario "	285.689	44,92%	349.193	54,87%	196.778	30,92%	546.972	85,94%	539.736	84,66%	277.371	43,58%	446.380	70,02%	514.321	80,81%
Bebedor: "	2.866.108 "	52,83%	2.913.202	53,73%	1.367.366	25,20%	4.680.400	86,30%	4.535.072	83,56%	2.648.360	48,82%	4.441.306	81,83%	4.512.185	83,16%
2-3 días al mes o menos																
1-4 días semana	324.350	49,27%	389.901	59,23%	206.752	31,41%	568.372	86,34%	559.756	85,03%	373.308	56,71%	519.660	78,94%	553.607	84,38%
A diario o 5-6 días semana	1.064.800	50,52%	1.195.168	56,73%	606.705	28,78%	1.840.342	87,37%	1.785.551	84,71%	1.088.370	51,64%	1.672.495	79,48%	1.874.518	88,94%
Total	4.256.770	51,90%	4.505.208	55,00%	2.183.248	26,60%	7.097.149	86,60%	6.889.126	84,00%	4.114.230	50,20%	6.641.110	81,00%	6.945.626	84,70%

*Nota: Los porcentajes que aparecen subrayados son aquellos en los que no hubo diferencias entre grupos según el Test de Chi-cuadrado de Pearson.*

*a Indica que no sabe leer; escribir o que ha estado escolarizado menos de 5 años; b Se refiere a Bachillerato, FP, 2º ESO o similar; c 3-6 raciones/semana; d 1-6 raciones/semana; e 1 o más veces al día*



**Tabla 3**  
**DISTRIBUCIÓN PORCENTUAL Y MEDIA DEL NÚMERO DE CRITERIOS**  
**DE ALIMENTACIÓN QUE CUMPLE LA MUESTRA DE SUJETOS DE 65 AÑOS O MÁS**  
**DE LA ENCUESTA EESE EMPLEANDO EL FACTOR DE PONDERACIÓN**

		Nº de criterios (% que cumplen)									Media (DE)	p
		0	1	2	3	4	5	6	7	8		
Sexo:	Hombre	0,4	1	2,7	6,9	19,4	26,3	24,7	15	3,5	5,181 (1,449)	0,967
	Mujer	0,1	0,7	2,9	7,4	19,1	25,2	25,3	15,2	4	5,216 (1,436)	
Educación:	No sabe leer, escribir o menos de 5 años de Educación	0,33	1,15	3,38	10,7	22,9	25	23	11,6	2	4,915 (1,446)	<0,001
	Educación Primaria	0,14	0,74	2,62	5,26	17,2	25,3	26,5	17,3	4,87	5,365 (1,426)	
	Educación Secundaria (Bachillerato, FP, 2º ESO,...)	0	0,61	2,39	5,83	17,9	27,1	25,9	15,9	4,31	5,314 (1,381)	
	Estudios Universitarios	0,34	0,67	2,61	5,41	16,5	27,7	24,3	17,4	5,02	5,344 (1,442)	
Salud auto percibida:	Muy malo-regular	0,4	1,1	2,9	8,4	20,1	23,7	25,7	14,2	3,5	5,127 (1,479)	<0,001
	Bueno-muy bueno	0	0,5	2,7	5,8	18,1	28,1	24,2	16,3	4,2	5,294 (1,388)	
Actividad Física:	Sedentario	0,42	0,85	3,48	8,64	22,1	24,7	24,3	12,3	3,2	5,031 (1,464)	<0,001
	Ocasional	0	0,92	2,39	6,26	16,7	27,4	25,5	16,8	3,98	5,308 (1,403)	
	Varias veces mes o entrenamiento	0	0,52	1,71	4,28	16,8	22,5	26,4	21,6	6,23	5,556 (1,397)	
Fumador:	No fumador	0,19	0,83	2,74	7,13	18,8	25,7	25,3	15,4	3,89	5,221 (1,438)	<0,001
	Fumador ocasional	0	1,8	0	0	13,6	37,3	35,6	8,2	3,6	5,420 (1,116)	
	Fumador diario	0,33	1,05	4,23	8,74	23,8	24,6	21,7	12,6	2,88	4,957 (1,483)	
Bebedor:	2-3 días mes o menos	0,3	0,94	3,05	7,82	19,7	25	24,6	15,1	3,51	5,155 (1,466)	<0,001
	1-4 días semana	0	0,87	2,1	7,37	15,2	28,9	25,7	15,2	4,69	5,304 (1,403)	
	A diario o 5-6 días semana	0	0,61	2,56	5,64	19,3	26,4	26	15,2	4,32	5,285 (1,386)	
Total:		0,2	0,9	2,8	7,2	19,2	25,7	25	15,1	3,8	5,201 (1,442)	

*Nota: La significación estadística ha sido obtenida mediante el test H de Kruskal-Wallis.*

Tabla 4

**NÚMERO MEDIO DE CONSULTAS MÉDICAS SEGÚN EL NÚMERO DE CRITERIOS DE ALIMENTACIÓN SALUDABLE AGRUPADOS LA MUESTRA DE SUJETOS DE 65 AÑOS O MÁS DE LA ENCUESTA EESE EMPLEANDO EL FACTOR DE PONDERACIÓN**

Número de criterios de alimentación saludable	General	Especialista	Urgencias	Hospitalizaciones
0-3	0,65 (0,97)	0,20 (0,57)	0,73 (1,80)	0,23 (0,83)
4-6	0,63 (0,97)	0,26 (0,69)	0,46 (1,12)	0,19 (0,59)
7-8	0,63 (0,92)	0,30 (0,86)	0,41 (0,91)	0,23 (0,71)
<i>p</i>	0,833	0,087	<0,001	0,407
Total	0,64 (0,98)	0,24 (0,69)	0,47 (1,14)	0,19 (0,59)

*Nota: Media y desviación estándar entre paréntesis. Observar que en las visitas tanto a medicina general como especialista se preguntaba por la frecuencia mensual, mientras que en las de urgencias y hospitalizaciones la frecuencia es anual. El valor de significatividad indica si existen diferencias entre los tres grupos según el test H de Kruskal-Wallis.*

Tabla 5

**PROBABILIDAD DE CUMPLIR CON UN MÍNIMO DE CRITERIOS DE ALIMENTACIÓN SALUDABLE ANTES (MODELO1) Y DESPUÉS (MODELO 2) DEL EMPAREJAMIENTO**

	Modelo 1		Modelo 2	
	OR	<i>p</i>	OR	<i>p</i>
Mujer	1,091	0,204	0,959	0,588
Edad	1,039	0,597	0,986	0,867
Edad2	1,000	0,661	1,000	0,868
Estado civil:				
	Soltero	0,001		0,905
	Casado	1,402	1,053	0,669
	Viudo, divorciado o separado	1,154	1,033	0,793
Educación:				
	No sabe leer, escribir o menos de 5 años de Educación			0,544
	Educación Primaria	1,350	1,035	0,666
	Educación Secundaria (Bachillerato, FP, 2º ESO,...)	1,331	1,045	0,698
	Estudios Universitarios	1,475	1,233	0,144
Salud:				
	Mala o muy mala			0,388
	Regular	1,034	1,059	0,542
	Buena o muy buena	1,230	1,152	0,187
Actividad Física:				
	Sedentario			0,413
	AF ocasional	1,421	1,073	0,358
	AF mensual o entrenamiento	1,414	0,913	0,547

*(Continuación)*

		Modelo 1		Modelo 2	
		OR	<i>p</i>	OR	<i>p</i>
Número enfermedades		1,030	0,002	1,017	0,133
Hábitos tóxicos:	No fumador		0,000		0,632
	Fumador ocasional	1,526	0,385	1,085	0,890
	Fumador diario	0,614	0,000	0,891	0,346
	Bebedor ocasional (2-3 días mes)		0,200		0,851
	Bebedor 1-4 días semana	1,233	0,085	1,029	0,840
	Bebedor a diario o 5-6 días mes	1,069	0,374	1,049	0,574
CC.AA.:	Andalucía		0,000		0,236
	Aragón	2,786	0,000	1,182	0,400
	Asturias, Principado de	3,588	0,000	1,346	0,181
	Balears, Illes	1,871	0,001	1,023	0,917
	Canarias	0,462	0,000	0,827	0,246
	Cantabria	0,574	0,000	0,909	0,552
	Castilla y León	3,579	0,000	1,578	0,014
	Castilla - La Mancha	1,496	0,005	1,152	0,380
	Cataluña	1,853	0,000	1,076	0,600
	Comunitat Valenciana	1,461	0,002	1,024	0,870
	Extremadura	1,015	0,919	1,008	0,960
	Galicia	0,855	0,197	0,910	0,475
	Madrid, Comunidad de	2,244	0,000	1,137	0,388
	Murcia, Región de	1,523	0,009	1,005	0,979
	Navarra, Comunidad Foral de	2,450	0,000	0,874	0,571
	País Vasco	3,096	0,000	1,390	0,086
	Rioja, La	2,871	0,000	1,033	0,898
	Ceuta	1,386	0,444	0,844	0,740
	Melilla	2,082	0,028	0,486	0,153
Constante		0,112	0,431	1,293	0,935
N		6458		3794	
Pseudo R2		0,124		0,012	
LR test (chi-cuadrado)		591,580		34,899	
Prob (chi-cuadrado)		0,000		0,473	

*Nota: Modelo 1: Regresión logística antes del emparejamiento; Modelo 2: regresión logística después del emparejamiento.*

**Tabla 6**  
**COEFICIENTES DE NO CUMPLIDORES DE CRITERIOS DE ALIMENTACIÓN SALUDABLE EN LOS MODELOS DE CONTEO DE VISITAS EN LA MUESTRA DE SUJETOS GENERADA MEDIANTE LA TÉCNICA PSM**

Frecuentación del servicio	Coefficiente (DE)	<i>p</i>
Urgencias	0,113 (0,060)	0,061
Médico de familia	-0,015 (0,053)	0,786
Médico especialista	-0,040 (0,080)	0,619
Hospitalizaciones	0,710 (0,091)	0,438

*Nota: Todos los modelos están ajustados por sexo, edad, estado civil, educación, salud autopercibida, actividad física, número de enfermedades, hábitos tóxicos y Comunidad Autónoma de residencia.*

**Tabla 7**  
**ESTIMACIÓN DEL GASTO ANUAL EN VISITAS A URGENCIAS EN ESPAÑA DE LOS SUJETOS DE 65 AÑOS Y MÁS**

	Gasto real		Escenario 1		Escenario 2		Escenario 3	
	Todas las visitas	$E(\Delta\widehat{NC})$	Todas las visitas	$E(\Delta\widehat{NC})$	Todas las visitas	$E(\Delta\widehat{NC})$	Todas las visitas	$E(\Delta\widehat{NC})$
Visitas a urgencias:								
Gasto (M€)	731,111	41,440	664,658	37,673	391,442	22,187	816,91	46,303
Gasto por español (€)	18,77	1,06	17,06	0,97	10,05	0,57	20,97	1,19
Gasto por persona mayor de 65 (€)	88,94	5,04	80,86	4,48	47,62	2,70	99,38	5,63

*Nota: Escenario 1: empleando el el precio medio de todas las CCAA (168,575€); Escenario 2: emplea la tarifa de la CA de menor coste (Castilla y León con 99,28€); Escenario 3: emplea la tarifa de la CA de mayor coste (Canarias con 207,19€).*

## Anexo 1

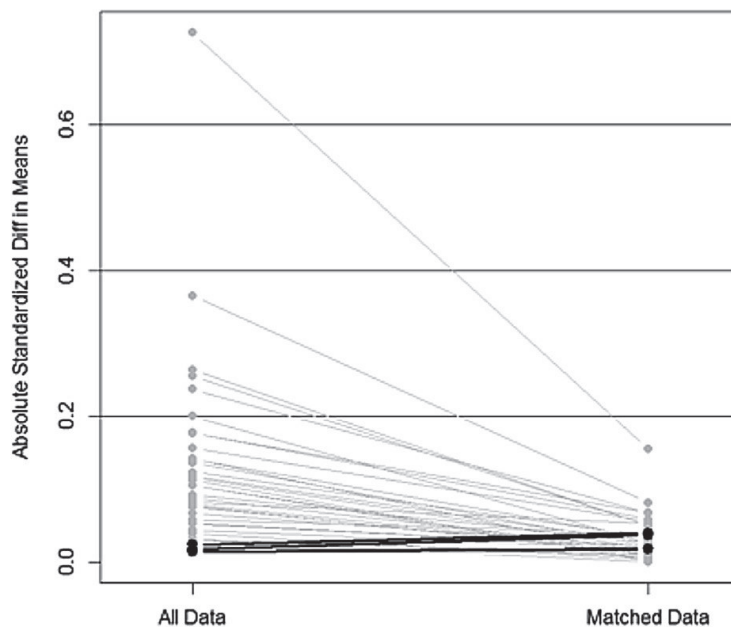
El procedimiento de emparejamiento con la técnica PSM puede realizarse de diferentes formas pero una de las más directas y sencillas es utilizar el emparejamiento uno a uno mediante el vecino más próximo, de esta forma obtenemos el mismo número de sujetos para el grupo de intervención que para el de control. Para prevenir emparejamientos muy desequilibrados se impuso un calibre de 0,15 de la desviación estándar del modelo de regresión logística que se emplea para obtener el *propensity score*.

Además, para poder llevar a cabo el emparejamiento, hay que considerar que para que un sujeto sea susceptible de ser seleccionado no debe existir ningún valor perdido en las

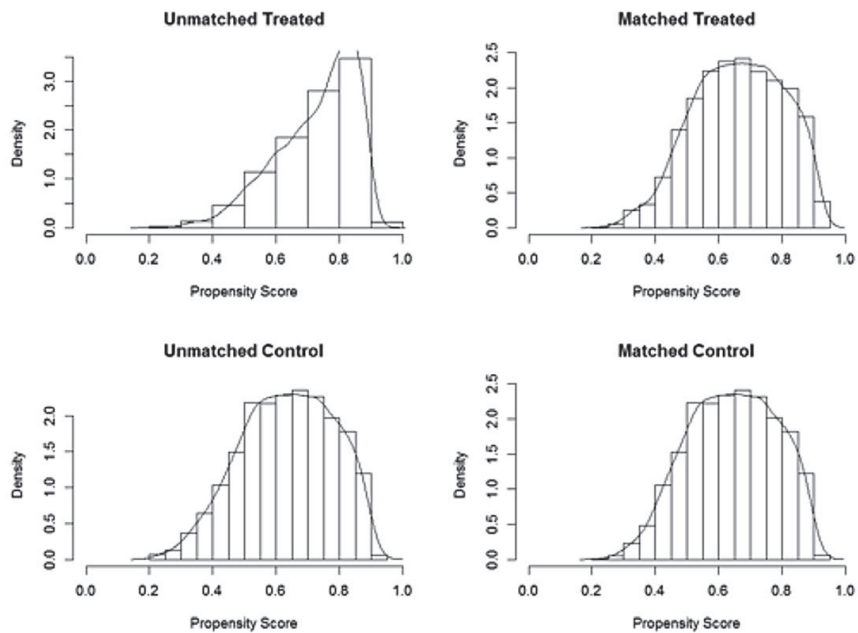
variables involucradas. Se descartaron 62 sujetos con valores perdidos en alguna de sus variables (0,95% del total de la muestra). Debido a su bajo número se optó por no realizar ningún procedimiento para la imputación de valores a dichos casos.

La descripción del número de sujetos en cada parte del procedimiento se pueden observar en la Tabla A1.

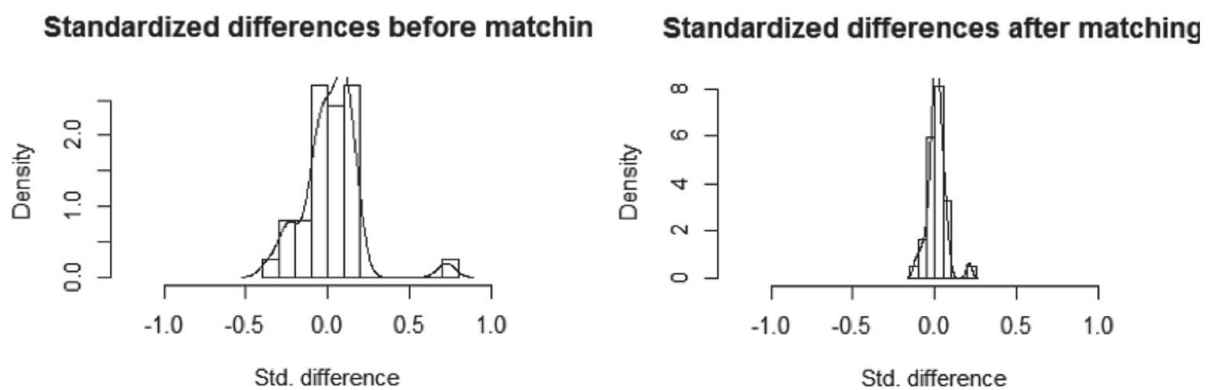
Una vez realizado el emparejamiento hay que comprobar la adecuación del modelo. El test desarrollado por Hansen and Bowers (2008) evalúa simultáneamente si una variable o una combinación lineal de variables no están significativamente balanceadas después del



**Figura A.1: Gráfico de líneas de la diferencia estandarizada de medias entre ambos grupos antes y después del PSM**

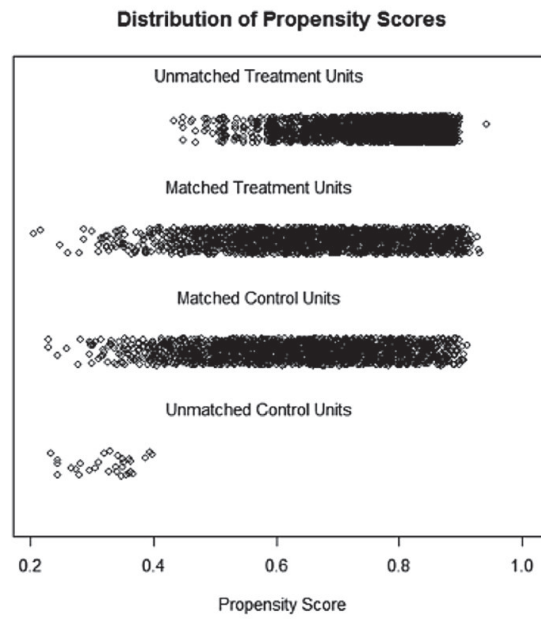


**Figura A.2:** Distribución de *propensity scores* entre los sujetos que cumplen 3 o menos CAS (*Treated*) y aquellos que cumplen 4 o más (*Control*) antes y después del emparejamiento



**Figura A.3:** Histograma con función densidad del núcleo de la diferencia estandarizada antes y después del emparejamiento





**Figura A.4: Gráfico de puntos con el *Propensity Score* dividido por grupos y en la muestra emparejada y sin emparejar**

**Tabla A.2**  
**VARIACIÓN INTERANUAL DEL IPC DE CADA CA, PRECIO EN BASE AL AÑO DE REFERENCIA Y PRECIO ACTUALIZADO**  
**AL AÑO 2016 EN BASE A LA VARIACIÓN INTERANUAL**

	2016	2015	2014	2013	2012	2011	2010	2009	2008	2007	2006	Año referencia	Precio	Actua- lizado a 2016
Andalucía	-0,3	-1,4	0,1	2,5	1,7	3,5	0,9	0,6	4,3	2,6	4,0	27/10/2005	144,24	172,99
Aragón	-0,2	-1,6	0	2,5								10/08/2012	133,19	134,07
Asturias	-0,3	-1,5	0	2,6	2	3,7	1					11/08/2009	136,38	146,80
Balears, Illes	-0,1	-1,1										01/07/2014	194,00	191,67
Canarias	-0,7	-1,4	-0,2	2,3	1,4	2,5	0,2					26/06/2009	199,02	207,19
Cantabria	-0,4	-1,7	0,3	3,5	1,9							05/05/2011	163,60	169,44
Castilla y León	-0,6	-1,8	0,3									30/12/2013	101,41	99,28
Castilla-La Mancha	-0,6	-2										21/11/2014	236,09	229,98
Cataluña	0	-0,9	0,3									26/02/2013	151,00	150,09
C. Valenciana	-0,5	-1,4	0,1									23/12/2013	187,61	184,24
Extremadura	-0,6	-1,5	-0,1	2,7	1,7	3,4	0,9	0,7	4,3	2,1	3,5	31/12/2005	165,35	195,60
Galicia	-0,5	-1,4										21/05/2014	361,59	354,75
Madrid	-0,2	-1,3	0,2									10/09/2013	180,00	177,66
Murcia	-0,2											10/02/2015	205,75	205,34
Navarra	-0,1	-1,4	-0,4	2,8	2,3	3,0						11/06/2010	265,00	281,61
País Vasco	0,1											28/12/2015	149,00	149,15
Rioja, La	-0,2	-1,2										19/12/2014	133,83	131,96
Ceuta	-0,5	-0,8	0									29/07/2013	108,52	107,11
Melilla	-0,7	-0,7	-0,2									29/07/2013	108,52	106,79

emparejamiento. En nuestro caso no resulto significativo,  $\chi^2(35) = 34,65$ ,  $p=0,485$ , indicando la adecuación del emparejamiento.

Otro test multivariable desarrollado por Iacus, King y Porro (2009) evalúa el correcto balanceo de la muestra calculando una medida comparando la diferencia de frecuencias de todas las celdas de una tabla de contingencia de ambos grupos y las covariables agrupadas de forma automática. Observamos la mejora de la muestra balanceada respecto a la original, pero hay que señalar que con valores muy cercanos a 1, siendo deseables los valores próximos a cero, si bien hay que considerar que este hecho es común cuando hay muchas variables involucradas en el proceso como es el caso.

Tests univariados del correcto balanceo incluyen el cálculo de la diferencia estandarizada de medias de las covariables después del emparejamiento. Rubin (2001) sugiere que la diferencia estandarizada de medias próxima a cero ( $d < 0.20$ ) indica el correcto balanceo como se observa en la Figura A1. Además, Rubin (2001) sugiere calcular el ratio de la varianza del *propensity score* entre los grupos, indicando que debe estar próximo a 1. En nuestro caso, en dicho ratio para toda la muestra se obtuvo un valor de 0,75 mientras que a la muestra emparejada el valor fue de 0,95.

Otros gráficos de diagnóstico incluyen histograma y la función de densidad del núcleo superpuesta de los *propensity scores* para ambos grupos, antes y después del emparejamiento (Figura A2). Las colas de los histogramas o estimaciones de la densidad del núcleo que no se superponen entre ambos grupos son indicación de superposición insuficiente. Podemos observar cómo en la muestra emparejada ambos grupos se superpondrían.

Finalmente en las figuras A3 podemos observar cómo existe un mayor ajuste en la diferencia estandarizada de medias entre grupos observan como después del emparejamiento esta distribución está más centrada en cero. Y en la figura A4 la distribución individual de los *propensity scores* entre los grupos y antes y después del emparejamiento.

Dados los resultados presentados es posible asumir el correcto balanceo de las variables en la nueva muestra.

**Tabla A.1**  
**ANÁLISIS DESCRIPTIVO DE LOS SUJETOS EMPLEADOS PARA EL PSM**

	Número de CAS que cumple		Total N (% sobre toda la muestra)
	3 o menos n (%)	4 o más n (%)	
Toda la muestra	1941 (30,1%)	4517 (69,9%)	6458
Emparejados	1897 (50,0%)	1897 (50,0%)	3794 (58,7%)
No emparejados	44 (1,7%)	2605 (98,3)	2649 (41,0%)
Descartados	0	15	15 (0,2%)

## Notas

1. " Índice de Precios al Consumo. Resultados por Comunidades Autónomas. Instituto Nacional de Estadística. 2016.

## Referencias

- Abásolo, I., Pinilla, J. y Negrín, M. (2008), "Equidad en la utilización de servicios sanitarios públicos por comunidades autónomas en España: un análisis multinivel", *Hacienda Pública Española*, 187: 87-106.
- Alonso, L. E., Fernández, C. J. e Ibáñez R. (2016), "Between Austerity and Discontent: Discourse on Consumption and Economic Crisis in Spain", *Revista Española de Investigaciones Sociológicas* (REIS), 155: 21-51.
- Artaud, F., Dugravot, A., Sabia, S., Singh-Manoux, A., Tzourio, C. y Elbaz, A. (2013), "Unhealthy behaviours and disability in older adults: Three-City Dijon cohort study", *BMJ*, 347: f4240.
- Barrios-Vicedo, R., Navarrete-Muñoz, E. M., García de la Hera, M., González-Palacio, S., Valera-Gran, D., Checa-Sevilla, JF., Giménez-Monzo, D. y Vioque, J. (2015), "Una menor adherencia a la dieta mediterránea se asocia a una peor salud auto percibida en población universitaria", *Nutrición Hospitalaria*, 31: 785-92.
- Blázquez, G., López-Torres, J. D., Rabanales, J., López-Torres, J. y Val, C. LL. (2016), "Alimentación saludable y autopercepción de salud", *Atención Primaria*, 48: 535-42.
- Boletín Oficial del Estado (2016), Ley 39/2006, de 14 de diciembre, de Promoción de la Autonomía Personal y Atención a las Personas en situación de Dependencia. BOE núm. 299 de 15 de diciembre de 2006.
- Bryant, J., Bonevski, B., Paul, C. L. y Lecathelinais, C. L. (2013), "A cross-sectional survey of health risk behaviour clusters among a sample of socially disadvantaged Australian welfare recipients", *Australian and New Zealand journal of public health*, 37: 118-23.
- Burgos, R., Sarto, B., Elío, I., Planas, M., Forga, M., Cantón, A., Trallero, R., Muñoz, M. J., Pérez, D., Bonada, A., Saló, E., Lecha, M., Enrich, G. y Salas-Salvadó, J. (2012), "Prevalence of malnutrition and its etiological factors in hospitals", *Nutrición Hospitalaria*, 27(2): 469-476.
- Cecchini, M., Sassi, F., Lauer, J. A., Lee, Y. Y., Guajardo-Barron, V. y Chisholm, D. (2010), "Tackling of unhealthy diets, physical inactivity, and obesity: health effects and cost-effectiveness", *The Lancet*, 376 (9754): 1775-84.

- Consejo Económico y Social, España (2012), *Memoria sobre la situación socioeconómica y laboral de España 2011*.
- Consejo Económico y Social, España (2013), *Memoria sobre la situación socioeconómica y laboral de España 2012*.
- Consejo Económico y Social, España (2015), *Memoria sobre la situación socioeconómica y laboral de España 2014*.
- Dapcich, V., Salvador, G., Ribas, L., Pérez, C., Aranceta, J. y Serra, L. (2004), *Guía de la alimentación saludable*, Madrid: Sociedad Española de Nutrición Comunitaria, 105p.
- Darviri C., Artemiadis A. K., Alexopoulos E. C. y Evangelos, C. (2011), “Lifestyle and self-rated health: a cross-sectional study of 3601 citizens of Atenas . Greece”, *BMC Public Health*, 11: 619.
- Esping-Andersen, G. y Palier, B. (2010), *Los tres grandes retos del Estado del bienestar*, Barcelona: Ariel, 126 p.
- Frazao, E. (1999), “High costs of poor eating patterns in the United States”, *Heart disease*, 732: 32-1.
- García-Gómez, P. y López-Nicolás, A. (2006), “Health shocks, employment and income in the Spanish labour market”, *Health Economics*, 15: 997-1009.
- García-Gómez, P. (2011), “Institutions, health shocks and labour market outcomes across Europe”, *Journal of Health Economics*, 30: 200-13.
- Girón, P. (2010), *Los determinantes de la salud percibida en España*, Tesis doctoral, Universidad Complutense de Madrid.
- González-Álvarez, M. L. y Gamero-Burón, C. (2013), “Coste de las visitas médicas y urgencias asociadas al estrés laboral en España”, *Estudios de Economía Aplicada*, 31(2): 417-44.
- Greene, W.H. (1994), *Accounting for excess zeros and sample selection in Poisson and negative binomial regression models*, Working paper, Department of Economics, New York University.
- Haveman-Nies A., de Groot L. C. y van Staveren W. A. (2003), “Relation of dietary quality, physical activity and smoking habits to 10-year changes in health status in older Europeans in the SENECA study”, *American Journal of Public Health*, 3: 318-23.
- Hansen, B. y Bowers., J. (2008), “Covariate balance in simple, stratified and clustered comparative studies”, *Statistical Science*, 23, 219-236. doi: 10.1214/08-STS254
- Hernández, A. y Goñi, I. (2015), “Calidad de la dieta de la población española mayor de 80 años no institucionalizada”, *Nutrición Hospitalaria*, 31(6): 2571-77.
- Instituto Nacional de Estadística (2016), *Proyecciones de población 2016-2066*. Notas de prensa. En <http://www.ine.es> consultada el 12 de septiembre de 2017.
- Iacus S. M., King, G. y Porro, G. (2009), “CEM: Coarsened exact matching software”, *Journal of Statistical Software*, 30: 1-27.
- Iacus S. M., King, G. y Porro, G. (2011), “Causal Inference without Balance Checking: Coarsened Exact Matching”, *Political Analysis*, 20: 1-24.
- López-Casasnovas, G. y del Pozo, R. (2010), “La protección social de los problemas de dependencia en España”, Documentos de trabajo. Fundación CASER-CRES, 1.
- López-Casasnovas, G. y Rivera, B. (2002), “Las políticas de equidad en salud y las relaciones entre renta y salud”, *Hacienda Pública Española*, 161: 99-126.

- López-Giménez, M. R., Montero, M. P., Mora, M. I. y Romero, J. F. (2014), “Hábitos de alimentación, salud y género en personas mayores”, *European Journal of Investigation in Health, Psychology and Education*, 4: 31-9.
- Manuel, D. G, Pérez, R., Sanmartín, C., Taljaard, M., Hennessy, D., Wilson, K., Tanuseputro, P., Manson, H., Bennett, C. y Tuna M. (2016), “Measuring burden of unhealthy behaviours using a multivariable predictive approach: life expectancy lost in Canada attributable to smoking, alcohol, physical inactivity, and diet”, *PLoS Med*, 13: e1002082.
- Martínez-Reig, M., Aranda-Reneo, I., Peña-Longobardo, L. M., Oliva-Moreno, J., Barcons-Villardell, N., Hoogendijk, E. O. y Abizanda, P. (2017), “Use of health resources and healthcare costs associated with nutritional risk: The FRADEA study”, *Clinical Nutrition*, (In press), <https://doi.org/10.1016/j.clnu.2017.05.021>.
- Ministerio de Sanidad, Servicios Sociales e Igualdad (2014), *Encuesta Europea de Salud en España*.
- Muñoz, M. A., Marrugat, J., Covas, M. I. y Schröder, H. (2009), “Adherence to the Mediterranean diet is associated with better mental and physical health”, *British Journal Nutrition*, 101: 1821-7.
- Pakulski, J. (2016), “Facing the challenges of an ageing society”, *Population Ageing*: 111.
- Rao, M., Afshin, A., Singh, G. y Mozaffarian, D. (2013), “Do healthier foods and diet patterns cost more than less healthy options? A systematic review and meta-analysis”, *BMJ open*, 3: e004277.
- Rosenbaum, P. R. y Rubin, D. B. (1983), “The central role of the propensity score in observational studies for causal effects”, *Biometrika*: 41-55.
- Rubin, D. B. (2001), “Using propensity scores to help design observational studies: Application to the tobacco litigation”, *Health Services and Outcomes Research Methodology*, 2, 169-188. doi:10.1023/A:1020363010465
- Thoemmes, F. (2012), “Propensity score matching in SPSS”, *E-printer on <http://arxiv.org/abs/1201.6385>*.
- World Health Organization (2013), *Global action plan for the prevention and control of noncommunicable diseases 2013-2020*.

## Abstract

With the aim to assess the expenditure the Spanish society make in health visits and hospitalizations due to unhealthy diet in elderly people, we used data from the European Health Survey for Spain in 2014. Through different models, we observed a significant statistical association between the number of emergency visits and unhealthy eating habits in older adults. The total expenditure of the emergency visits of elderly people in Spain is 731 million euros of which 5.6% are attributable to unhealthy diet.

*Keywords:* Health services cost, feeding behaviour, lifestyle, elderly people.

*JEL Classification:* H51, P46, J14