



Original/Otros

Frecuencia de comidas fuera de casa y calidad de hidratos de carbono y de grasas en el Proyecto SUN

Cecilia Villacis¹, Itziar Zazpe^{1,2,3}, Susana Santiago¹, Carmen de la Fuente-Arrillaga^{2,3}, Maira Bes-Rastrollo^{2,3} y Miguel Angel Martínez-González^{2,3}

¹Departamento de Ciencias de la Alimentación y Fisiología, Universidad de Navarra, Pamplona. ²Departamento de Medicina Preventiva y Salud Pública, Universidad de Navarra, Pamplona. ³CIBER Fisiopatología de la Obesidad y Nutrición (CIBERObn), Instituto de Salud Carlos III. España.

Resumen

Objetivo: Investigar la asociación entre la frecuencia de comidas fuera de casa (CFC) con a) la calidad de hidratos de carbono y b) la calidad de grasas.

Materiales y métodos: Se evaluaron 19.371 participantes de la cohorte SUN que completaron un cuestionario basal de frecuencia de consumo de alimentos previamente validado. Se utilizaron los índices de calidad de hidratos de carbono (ICHC) en una escala de 4 a 20 y de grasas (ICG) en una escala de 0,62 a 5,92. En ambos casos, a mayor puntuación mayor calidad. Se utilizó la regresión lineal múltiple para determinar la asociación entre la frecuencia de CFC (4 categorías) y la puntuación de ambos índices, y la regresión logística para medir la asociación entre la frecuencia de CFC y un bajo ICHC o ICG (<percentil 25).

Resultados: Los participantes mostraron una media de ICHC e ICG de 11,3 (DE 3,2) y 1,7 (DE 0,5), respectivamente. Una mayor frecuencia de CFC (≥ 2 veces/semana) se asoció con un menor ICHC (B: -0,29, IC 95%: -0,41 a -0,17, $p < 0,001$), y con un menor ICG (B: -0,02, IC 95%: -0,03 a -0,001, $p < 0,03$). Los participantes con CFC ≥ 2 veces/semana tuvieron mayor riesgo de peor ICHC (OR: 1,31, IC 95%: 1,17-1,46, $p < 0,001$), pero no de peor ICG (OR: 0,93 IC 95%: 0,83-1,03, $p 0,194$).

Conclusiones: Hacer con mayor frecuencia CFC se asoció con una peor calidad de grasas en la dieta y especialmente con peor calidad de hidratos de carbono. Estos resultados destacan la importancia de la educación nutricional dirigida a los consumidores de CFC.

(*Nutr Hosp.* 2015;31:466-474)

DOI:10.3305/nh.2015.31.1.8153

Palabras clave: Comer fuera de casa. Índice de calidad de hidratos de carbono. Índice de calidad de grasas. Cohorte mediterránea.

Correspondencia: Itziar Zazpe García.

Departamento de Ciencias de la Alimentación y Fisiología.
Universidad de Navarra. Irunlarrea 1.
31080 Pamplona, Navarra, España.
E-mail: izazpe@unav.es

Recibido: 1-X-2014.

Aceptado: 3-XI-2014.

FREQUENCY OF EATING AWAY-FROM-HOME AND QUALITY OF DIETARY CARBOHYDRATE AND FAT INTAKE IN THE SUN PROJECT

Abstract

Objective: To investigate the association between eating-away-from-home (EAFH) and a) the quality of dietary carbohydrate intake and b) the quality of fat intake.

Material and methods: We assessed 19,371 participants in the SUN cohort who completed a validated baseline food frequency questionnaire. Quality indices of carbohydrate (CQI) and fat (FQI) were used. Multiple regression models were fitted to determine the association between the frequency of EAFH (4 categories) and both indices. Logistic regression analysis was used to assess the association between the frequency of EAFH and low CQI or FQI (<25th percentile).

Results: Participants showed an average CQI and FQI of 11,3 (SD 3,2) and 1,7 (SD 0,5), respectively. A higher frequency of EAFH (≥ 2 times/week) was associated with a poorer CQI and a poorer FQI. For CQI, the adjusted mean difference was -0,29, 95%CI: -0,41, -0,17 (p for trend $< 0,001$), and for FQI it was -0,02, 95%CI: -0,03, -0,001 (p for trend 0,03). Participants with a highest frequency (≥ 2 times/week) of EAFH had higher adjusted risk of a poorer CQI, (adjusted OR 1,31, 95%CI 1,17, 1,46, p for trend $< 0,001$), but this habit (EAFH) was unrelated to FQI (adjusted OR 0,93, 95%CI: 0,83, 1,03, p for trend 0,194).

Key findings: A higher frequency of EAFH was associated with a poorer quality of dietary fat, and particularly, dietary carbohydrate. These findings highlight the importance of nutritional education addressed to consumers who frequently do out-of-home meals.

(*Nutr Hosp.* 2015;31:466-474)

DOI:10.3305/nh.2015.31.1.8153

Key words: Eating away-from-home. Carbohydrate quality. Fat quality. Mediterranean Cohort.

Introducción

Los índices dietéticos, son instrumentos frecuentemente utilizados en epidemiología nutricional, no sólo para medir la calidad de dieta, sino también para establecer relaciones entre hábitos alimentarios y salud¹. La dieta mediterránea se considera un referente de dieta saludable², aunque en España, los patrones de consumo de alimentos, energía y nutrientes han cambiado notablemente en los últimos 40 años, difiriendo en la actualidad de la dieta mediterránea tradicional y saludable³.

Este alejamiento del patrón mediterráneo también implica una menor realización de comidas en el hogar. Estudios recientes constatan una tendencia al alza en el hábito de comer fuera de casa (CFC)^{4,5}. En España, según los resultados del “Estudio sobre el mercado extradoméstico de alimentación (2013)”, el 60% de total de visitas a establecimientos de alimentación corresponden a restaurantes de comida rápida o consumo inmediato. (MAGRAMA, 2012)⁶.

Por otro lado, diversos estudios han examinado las características nutricionales de las comidas fuera de casa y en especial de la comida *fast food*, que en general aporta un mayor aporte calórico, de grasa total y Ácidos Grasos Saturados (AGS) y una menor ingesta de fibra, macronutrientes y vitaminas⁷⁻¹⁴. Sin embargo, en la literatura científica, se utilizan distintos criterios para definir operativamente el CFC y no existe por el momento una definición ni clasificación consensuada¹⁵.

Los hidratos de carbono (HC) son el componente principal de la dieta y el efecto de su consumo sobre la salud debe medirse de acuerdo a la secreción de insulina y la glucemia postprandial¹⁶. Así, un metaanálisis de 2008 mostró que las dietas con bajo índice glucémico (IG) influyen favorablemente en los parámetros fisiológicos implicados como marcadores intermedios del sobrepeso y la obesidad, la diabetes mellitus y el riesgo de enfermedad cardiovascular¹⁷. Además, existen evidencias de que el consumo de alimentos ricos en fibra de cereales o mezclas de granos enteros y salvado se asocia a una reducción en el riesgo de obesidad, diabetes tipo 2 y enfermedad cardiovascular, según lo publicado por la *Society for Nutrition Position*¹⁸. Recientemente se ha desarrollado un índice de calidad de los hidratos de carbono (ICHC), que pretende medir de manera multidimensional la calidad de los HC y su asociación con la adecuación de micronutrientes en la dieta¹⁹.

En relación con la calidad de las grasas, existe cierto consenso en que la ingesta de Ácidos Grasos Trans (AGT) debe reducirse al mínimo, el consumo de Ácidos Grasos Monosaturados (AGM) debe aumentar y que los AGS debe ser sustituido por Ácidos Grasos Polinsaturados (AGP)²⁰.

Sin embargo, hasta el momento no existen estudios, según nuestro conocimiento, que hayan examinado de manera multidimensional la asociación entre la frecuencia de consumo de CFC y la calidad nutricional de los HC y de grasas de la dieta. En este contexto el objetivo

del presente trabajo fue analizar la asociación entre la frecuencia de consumo de comidas fuera de casa con la calidad de HC y grasas de la dieta de los participantes de la cohorte mediterránea SUN.

Materiales y métodos

Población de estudio

El proyecto SUN, es un estudio de cohortes prospectiva y multipropósito, diseñado para estudiar la asociación entre la dieta y las enfermedades crónicas²¹. El reclutamiento de los participantes todos españoles graduados universitarios, se inició en el año 1999, y está permanentemente abierto. Los sujetos cumplimentan periódicamente una serie de cuestionarios, que se envían bienalmente por correo postal o electrónico existiendo hasta la fecha 7 cuestionarios de seguimiento. La cohorte SUN se lleva a cabo de acuerdo a las directrices establecidas en las declaraciones de Helsinki. El protocolo del estudio fue aprobado por el Comité de Investigación de la Universidad de Navarra. Se consideró que la respuesta al cuestionario basal equivalía al consentimiento informado de los individuos a participar.

Para este estudio, se tuvieron en cuenta los participantes que hubieran contestado el cuestionario basal antes de diciembre de 2013 ($n=21.398$). De ellos, se excluyeron los sujetos con una ingesta energética fuera de los valores determinados (mujeres menor de 500 kcal/día o mayor de 3.500 kcal/día y en varones menor de 800 kcal/día o mayor de 4.000 kcal/día), eliminando a 2.027 personas. Así, la muestra final estuvo compuesta por 19.371 participantes.

Evaluación de la exposición

La valoración dietética se realizó utilizando un cuestionario semicuantitativo de frecuencia de consumo de alimentos (CFCA), previamente validado en España y reevaluado con posterioridad²²⁻²³.

La información sobre la frecuencia de comidas fuera de casa, se midió con la pregunta del cuestionario basal: *¿Con qué frecuencia haces comidas fuera de casa?* Que incluía las mismas 9 categorías de respuesta que las del CFCA entre: “Nunca o casi nunca” hasta “Más de 6 veces al día”. Para evaluar la calidad de HC de la dieta, se empleó el Índice de Calidad de HC (ICHC) que tiene en cuenta la ingesta de fibra dietética (g/d), IG de la dieta, ratio cereales integrales/(cereales integrales + cereales refinados) y ratio HC sólidos/(HC sólidos + HC líquidos)^{19,24}. Para cada uno de estos cuatro componentes, los participantes fueron clasificados en quintiles y se les dio un valor (1 - 5) de acuerdo con cada quintil. Finalmente, sumando todos los valores, se obtuvo el ICHC, con un rango que oscila entre 4 y 20.

El ICG se calculó como el ratio $(AGM + AGP)/(AGS + AGT)$. De acuerdo con este índice, cuyo rango oscila entre 0,62 y 5,92, los participantes fueron clasificados en quintiles¹⁹.

Por último, para valorar la adhesión al patrón de dieta mediterránea se usó el índice *a priori* creado por Trichopoulos y col.²⁵.

Análisis estadístico

Se emplearon el test de Chi cuadrado y ANCOVA ajustados por edad y sexo para comparar proporciones y medias.

Se llevó a cabo una regresión lineal múltiple para valorar la asociación entre la frecuencia de consumo de comidas fuera de casa y el ICHC o el ICG basal. Como variable independiente se usó la frecuencia de CFC dividida en cuatro categorías: “Nunca o casi nunca”, “Entre 1 y 3 veces al mes”, “1 vez por semana” y “ ≥ 2 veces a la semana”. En segundo lugar, se realizó una regresión logística no condicional en la que la variable dependiente fue tener un ICHC o un ICG inferior al percentil 25 y percentil 50 en el momento de inclusión en el estudio, con el fin de evaluar la asociación entre la frecuencia de comidas fuera de casa y el riesgo de un peor ICHC o ICG. En todos los casos se consideró la primera de las cuatro categorías como referencia.

En ambos análisis estadísticos se realizaron cuatro modelos con distintos niveles de ajuste: a) modelo crudo, b) ajustado por edad, sexo y nivel educativo, c) ajustado adicionalmente por ingesta energética total y de HC o grasas para el análisis con ICHC o ICG respectivamente y d) ajustado además por Índice de Masa Corporal (IMC), tabaco, adhesión al patrón de dieta mediterránea y actividad física.

Todos los análisis estadísticos efectuados se repitieron cambiando los criterios de inclusión. En total se llevaron a cabo tres análisis de sensibilidad. El primero excluyendo a los sujetos que respondieron que seguían alguna dieta especial en el cuestionario basal. El segundo, eliminando a los participantes que dejaron en blanco la pregunta relativa a la frecuencia de consumo de comidas fuera de casa. Y un tercer y último análisis, excluyendo a los sujetos que padecían o habían padecido en el momento de la inclusión en la cohorte diabetes, enfermedad cardiovascular o algún tipo de cáncer.

El test de tendencia lineal fue calculado introduciendo las categorías de CFC como variables continuas en los modelos. Se calcularon intervalos de confianza (IC) al 95%. Un valor $P < 0,05$ se consideró estadísticamente significativo. Para el análisis estadístico se utilizó el programa STATA 12.0 para Windows.

Resultados

La tabla I muestra las características basales de los participantes. La media de edad fue de 38,4 (DE 12,3),

siendo el 61,4 % mujeres. En el momento de inclusión en la cohorte, el 25,9 % de los participantes comían fuera de casa con una frecuencia de ≥ 2 veces por semana. Una mayor frecuencia en las comidas fuera de casa (≥ 2 veces por semana) se asoció directamente y de manera significativa con el hábito tabáquico, el nivel educativo, la actividad física y la hipercolesterolemia prevalente. Por el contrario, se observó una asociación inversa, estadísticamente significativa, entre una mayor frecuencia de consumo de comidas fuera de casa y la edad, el ser mujer y la probabilidad de presentar diabetes e hipertensión arterial.

Respecto a la dieta, los sujetos con mayor frecuencia de comidas fuera de casa, presentaron una mayor ingesta de energía, alcohol, proteínas y un mayor consumo de pescados y mariscos, carnes y comida *fast food*. Además, su dieta se caracterizó por un mayor IG, un mayor consumo de HC líquidos, cereales refinados, AGM y un menor consumo de fibra, de HC sólidos y cereales integrales. Por el contrario, no salir nunca o casi nunca a CFC, se asoció con una mayor ingesta de HC y un mayor consumo de frutas, verduras y hortalizas, legumbres, lácteos y aceite de oliva.

Las tablas II y III muestran los valores crudos y ajustados en el ICHC, calculados mediante regresión lineal múltiple, para medir la asociación entre la frecuencia de consumo de comidas fuera de casa y el ICHC o ICG respectivamente. El hábito de CFC frecuentemente se asoció de manera significativa con un menor ICHC, tanto en el modelo crudo como en los tres modelos multivariados al ir ajustando por diferentes factores de confusión (Tabla II).

Así, en el modelo 3, después de ajustar por la edad, sexo, nivel educativo, ingesta de energía total y de HC, IMC, hábito tabáquico, adhesión a dieta mediterránea y actividad física, los coeficientes β de CFC entre 1-3 veces al mes, 1 vez por semana o al menos 2 por semana fueron respectivamente, -0,18 (-0,30, -0,07), -0,22 (-0,34, -0,10) y -0,29 (-0,41, -0,17) respecto a la categoría de referencia (no CFC nunca o casi nunca) (P tendencia lineal $< 0,001$). Por lo que respecta al ICG, los participantes con mayor frecuencia de consumo de comidas fuera de casa presentaron menores cifras de ICG respecto a los que no lo hacían nunca o casi nunca (1,687 frente a 1,715) (Tabla III). Este menor ICG se obtuvo incluso en el modelo de máximo ajuste, con un valor β de -0,017 (-0,034, -0,001) entre los participantes con una frecuencia de CFC igual o superior a 2 veces por semana, frente a los que nunca o casi nunca CFC (P tendencia lineal = 0,03).

Por último, los participantes que más veces comían fuera del hogar tuvieron un 31% más riesgo de tener un ICHC basal inferior al percentil 25 en el análisis multivariable más ajustado (P tendencia lineal $< 0,001$) (Tabla IV). En el caso del ICG, aunque en los modelos 1 y 2 ajustados por edad, sexo y nivel educativo en el primer caso y adicionalmente por ingesta energética total y de grasas en el segundo, se observó un menor riesgo, estadísticamente significativo de no alcan-

Tabla I
Características basales de acuerdo a la frecuencia consumo de comidas fuera de casa en 19.371 participantes.
[Media (desviación estándar) o porcentaje]

	Frecuencia de consumo de comidas fuera de casa				P*
	Nunca o casi nunca	1-3 veces/mes	1 vez/ semana	≥2/semana	
N	4386	5768	4201	5016	
Sexo (% Mujeres)	61,4	64,6	61,2	51,9	<0,001
Edad (años)	40,7 (13,3)	38,4 (12,4)	37,1 (12,0)	37,2 (11,0)	<0,001
IMC (kg/m ²)	23,7 (3,6)	23,4 (3,5)	23,4 (3,5)	23,8 (3,6)	0,178
Fumadores (%)	20,9	20,6	22,3	22,7	<0,001 [†]
Nivel educativo (años de universidad)	5,0 (1,5)	5,0 (1,5)	5,0 (1,5)	5,3 (1,6)	<0,001
Actividad física (METs-h/semana)	20,0 (22,1)	21,6 (22,2)	22,3 (22,5)	23,1 (24,0)	<0,001
Enf. cardiovascular prevalente (%)	1,3	1,2	1,6	1,4	0,281 [†]
Diabetes prevalente (%)	2,4	1,8	1,8	1,6	0,024 [†]
Hipertensión prevalente (%)	9,0	6,8	6,8	7,3	<0,001 [†]
Hipercolesterolemia prevalente (%)	18,4	17,0	17,4	19,1	0,025 [†]
Picoteo (%)	32,9	33,7	34,7	34,1	0,255 [†]
Seguimiento dieta especial (%)	8,4	8,1	8,6	8,5	0,804 [†]
Ingesta de energía (kcal/d)	2302	2349	2354	2359	0,017
Ingesta carbohidratos (% E)	43,6 (7,9)	43,5 (7,4)	43,1 (7,2)	42,8 (7,4)	<0,001
Índice glucémico	51,8 (5,0)	52,1 (4,7)	51,9 (4,5)	52,0 (4,6)	<0,001
Carbohidratos sólidos (g/d)	218,1 (81,3)	222,3 (76,6)	217,2 (75,0)	213,8 (74,7)	<0,001
Carbohidratos líquidos (g/d)	12,7 (16,5)	13,9 (16,8)	15,3 (17,0)	16,3 (17,9)	<0,001
Cereales integrales (g/d)	13,1 (34,1)	12,8 (31,7)	14,0 (32,1)	12,7 (28,3)	0,125
Cereales refinados (g/d)	136,8 (88,7)	141,6 (85,3)	139,9 (83,5)	140,2 (81,4)	<0,001
Fibra total (g/d)	28,8 (13,4)	28,5 (12,4)	27,6 (11,6)	26,6 (11,9)	<0,001
Grasas (% E)	36,2 (7,0)	36,6 (6,6)	36,6 (6,4)	36,5 (6,4)	0,621
AGM (% de E)	15,5 (4,0)	15,8 (3,8)	15,8 (3,6)	15,7 (3,6)	0,020
AGP (% de E)	5,2 (1,7)	5,2 (1,6)	5,2 (1,5)	5,2 (1,5)	0,595
AGS (% de E)	12,3 (3,4)	12,4 (3,2)	12,5 (3,2)	12,5 (3,1)	0,724
AGT (% de E)	0,9 (0,6)	0,9 (0,5)	1,0 (0,6)	1,0 (0,5)	0,564
n-3 (g/d)	2,6 (1,3)	2,6 (1,2)	2,6 (1,2)	2,7 (1,2)	0,173
n-6 (g/d)	17,3 (13,5)	17,8 (11,6)	18,0 (11,9)	17,9 (11,4)	0,230
Colesterol (mg/d)	406,8 (159,4)	412,0 (145,6)	417,7 (147,0)	418,9 (151,6)	0,413
Proteínas (% E)	18,4 (3,7)	18,2 (3,3)	18,2 (3,2)	18,1 (3,2)	0,011
Alcohol (g/d)	5,8 (10,6)	5,6 (8,5)	7,0 (9,7)	8,5 (11,7)	<0,001
Frutas (g/d)	363,0 (323,5)	359,0 (297,8)	336,3 (276,0)	312,9 (275,6)	<0,001
Verduras y hortalizas (g/d)	538,3 (351,4)	535,9 (349,3)	527,3 (334,3)	508,2 (327,1)	0,731
Pescados y mariscos (g/d)	96,6 (63,1)	97,2 (60,9)	98,7 (58,5)	100,5 (60,3)	<0,001
Carnes (g/d)	171,8 (83,4)	173,4 (76,3)	175,4 (77,2)	178,6 (81,3)	0,563
Legumbres (g/d)	24,1 (19,9)	23,2 (19,1)	22,4 (18,1)	21,3 (15,8)	<0,001
Lácteos (g/d)	197,3 (211,1)	196,9 (200,8)	188,0 (190,1)	188,2 (182,2)	<0,001
Aceite de oliva (g/d)	17,8 (15,3)	19,4 (15,2)	18,8 (14,6)	17,6 (14,2)	<0,001
Frutos secos (g/d)	7,5 (13,6)	7,2 (12,0)	6,9 (10,4)	7,5 (11,5)	0,104
Fast food (g/d)	18,8 (20,2)	20,0 (18,7)	23,3 (20,4)	24,5 (23,2)	<0,001

*P calculados con ANCOVA ajustados por edad y sexo. †P calculados con el test de Chi cuadrado.

Tabla II
Estimaciones (regresión de coeficientes, β) de los cambios en el Índice de Calidad de Hidratos de Carbono de acuerdo a la frecuencia de consumo de comidas fuera de casa

	Frecuencia de consumo de comidas fuera de casa				P*
	Nunca o casi nunca	1-3 veces/mes	1 vez/semana	≥ 2 / semana	
N	4386	5768	4201	5016	
ICHC (DE)	11,5 (3,2)	11,4 (3,2)	11,3 (3,2)	11,1 (3,3)	
	B (IC 95 %)	B (IC 95 %)	B (IC 95 %)	B (IC 95 %)	
Crudo	0 (ref)	-0,13 (-0,26, -0,001)	-0,23 (-0,37, -0,10)	-0,45 (-0,59, -0,32)	<0,001
Multivariable 1	0 (ref)	-0,07 (-0,20, 0,05)	-0,27 (-0,16, 0,11)	-0,15 (-0,28, -0,02)	0,03
Multivariable 2	0 (ref)	-0,09 (-0,22, 0,02)	-0,04 (-0,18, 0,08)	-0,17 (-0,30, -0,04)	0,02
Multivariable 3	0 (ref)	-0,18 (-0,30, -0,07)	-0,22 (-0,34, -0,10)	-0,29 (-0,41, -0,17)	<0,001

Multivariable 1. Ajustado por edad (continua), sexo y nivel educativo (continua).

Multivariable 2. Ajustado por edad (continua), sexo, nivel educativo (continua), ingesta energética total (continua) e ingesta de HC (continua).

Multivariable 3. Ajustado por edad (continua), sexo, nivel educativo (continua), ingesta energética total (continua), ingesta de HC (continua), IMC, tabaco (3 categorías), adhesión a dieta mediterránea (continua) y actividad física total (continua).

*P para el test de tendencia lineal.

Tabla III
Estimaciones (regresión de coeficientes, β) de los cambios en el Índice de Calidad de Grasas de acuerdo a la frecuencia de consumo de comidas fuera de casa

	Frecuencia de consumo de comidas fuera de casa				P*
	Nunca o casi nunca	1-3 veces/mes	1 vez/semana	≥ 2 / semana	
N	4386	5768	4201	5016	
ICG (DE)	1,715 (0,5)	1,716 (0,5)	1,692 (0,4)	1,687	
	B (IC 95 %)	B (IC 95 %)	B (IC 95 %)	B (IC 95 %)	
Crudo	0 (ref)	0,001 (-0,017, 0,018)	-0,023 (-0,043, -0,04)	-0,028 (-0,046, -0,009)	<0,001
Multivariable 1	0 (ref)	0,006 (-0,011, 0,025)	-0,005 (-0,025, 0,014)	-0,001 (-0,019, 0,019)	0,68
Multivariable 2	0 (ref)	0,006 (-0,012, 0,024)	-0,005 (-0,025, 0,014)	-0,001 (-0,019, 0,019)	0,68
Multivariable 3	0 (ref)	-0,009 (-0,025, 0,006)	-0,036 (-0,053, -0,019)	-0,017 (-0,034, -0,001)	0,03

Multivariable 1. Ajustado por edad (continua), sexo y nivel educativo (continua).

Multivariable 2. Ajustado por edad (continua), sexo, nivel educativo (continua), ingesta energética total (continua) e ingesta de grasas (continua).

Multivariable 3. Ajustado por edad (continua), sexo, nivel educativo (continua), ingesta energética total (continua), ingesta de grasas (continua), IMC, tabaco (3 categorías), adhesión a dieta mediterránea (continua) y actividad física total (continua).

*P para el test de tendencia lineal.

zar un ICG inferior al percentil 25, en el modelo más ajustado no se encontró ninguna asociación (Tabla V). Cuando se consideró como punto de corte el percentil 50 del ICHC o FQI para evaluar el riesgo de tener un peor índice basal, los resultados fueron similares a los recogidos en las tablas IV y V (datos no mostrados).

Se realizaron tres análisis de sensibilidad. En el primero se excluyeron a los participantes que seguían una dieta especial en el momento que cumplimentaron el cuestionario basal ($n= 17.270$). En el segundo se excluyeron a los sujetos que no contestaron en dicho cuestionario la pregunta referente a la frecuencia de consumo de comidas fuera de casa ($n= 17.479$ sujetos). En el tercer y último análisis de sensibilidad, se excluyeron a 1.328 participantes que presentaban en el momento de la inclusión alguna de estas tres enfer-

medades prevalentes (diabetes, enfermedad cardiovascular o cáncer) ($n=18.043$). Los resultados obtenidos, fueron similares a los expuestos anteriormente (datos no mostrados).

Discusión

En el presente estudio observacional y transversal con graduados universitarios españoles de mediana edad, una mayor frecuencia de CFC se asoció con un menor ICHC y ICG, así como con un mayor riesgo de tener peor ICHC, entendiendo como tal un valor inferior o igual a 9 (rango entre 4 y 20).

Cabe destacar, que en la literatura científica no se han encontrado estudios previos que hayan investiga-

Tabla IV
Odds ratios e Intervalos de Confianza 95 % de tener un Índice de Calidad de Carbohidratos inferior al percentil 25, de acuerdo con la frecuencia de consumo de comidas fuera de casa

	Frecuencia de consumo de comidas fuera de casa				P*
	Nunca o casi nunca	1-3 veces/mes	1 vez/semana	≥2/ semana	
N	4386	5768	4201	5016	
% con ICHC < p25	18,5	20,1	21,7	24,0	
		OR (IC 95 %)	OR (IC 95 %)	OR (IC 95 %)	
Crudo	1 (ref)	1,10 (1,00-1,22)	1,22 (1,09-1,35)	1,39 (1,26-1,54)	<0,001
Multivariable 1	1 (ref)	1,07 (0,96-1,18)	1,08 (0,97-1,21)	1,20 (1,08-1,33)	<0,001
Multivariable 2	1 (ref)	1,09 (0,98-1,21)	1,10 (0,99-1,23)	1,22 (1,10-1,35)	<0,001
Multivariable 3	1 (ref)	1,14 (1,02-1,27)	1,23 (1,09-1,38)	1,31 (1,17-1,46)	<0,001

Multivariable 1. Ajustado por edad (continua), sexo y nivel educativo (continua).

Multivariable 2. Ajustado por edad (continua), sexo, nivel educativo (continua), ingesta energética total (continua) e ingesta de HC (continua).

Multivariable 3. Ajustado por edad (continua), sexo, nivel educativo (continua), ingesta energética total (continua), ingesta de HC (continua), IMC, tabaco (3 categorías), adhesión a dieta mediterránea (continua) y actividad física total (continua).

*P para el test de tendencia lineal.

Tabla V
Odds ratios e Intervalos de Confianza 95 % de tener un Índice de Calidad de Grasas inferior al percentil 25, de acuerdo con la frecuencia de consumo de comidas fuera de casa

	Frecuencia de consumo de comidas fuera de casa				P*
	Nunca o casi nunca	1-3 veces/mes	1 vez/semana	≥2/ semana	
N	4386	5768	4201	5016	
% con ICG < p25	26,3	24,5	23,9	25,4	
		OR (IC 95 %)	OR (IC 95 %)	OR (IC 95 %)	
Crudo	1 (ref)	0,91 (0,83-0,99)	0,88 (0,79-0,97)	0,95 (0,87-1,04)	0,558
Multivariable 1	1 (ref)	0,90 (0,82-0,99)	0,84 (0,76-0,93)	0,89 (0,81-0,98)	0,035
Multivariable 2	1 (ref)	0,91 (0,83-0,99)	0,84 (0,76-0,93)	0,89 (0,81-0,98)	0,037
Multivariable 3	1 (ref)	0,94 (0,85-1,04)	0,93 (0,83-1,03)	0,93 (0,83-1,03)	0,194

Multivariable 1. Ajustado por edad (continua), sexo y nivel educativo (continua).

Multivariable 2. Ajustado por edad (continua), sexo, nivel educativo (continua), ingesta energética total (continua) e ingesta de grasas (continua).

Multivariable 3. Ajustado por edad (continua), sexo, nivel educativo (continua), ingesta energética total (continua), ingesta de grasas (continua), IMC, tabaco (3 categorías), adhesión a dieta mediterránea (continua) y actividad física total (continua).

*P para el test de tendencia lineal.

do del mismo modo la asociación entre la frecuencia de consumo extra-doméstico y la calidad de HC y de grasas. Existen por el contrario, varias publicaciones que sí han tenido en cuenta las mismas variables dietéticas que las incluidas en el ICHC o en el ICG, pero de manera individual, para evaluar su relación con la comida fuera de casa, y especialmente, con el *fast food*.

Nuestro estudio ha corroborado que con la edad la frecuencia de consumo de CFC disminuye. En general, algunos estudios previos han mostrado también asociaciones entre CFC y el sexo, más frecuente en varones²⁶⁻²⁷, así como como con un mayor nivel educativo²⁸.

Igualmente y de manera consistente, diversas investigaciones previas también han encontrado asociación entre el consumo de CFC y una mayor ingesta

de energía, AGM, HC líquidos, cereales refinados, alcohol, pescado, comida *fast food* y alcohol^{29,30}. Por el contrario, no comer fuera nunca o casi nunca se asoció a una mayor calidad nutricional de la dieta, con un mayor consumo de HC sólidos, fibra, proteínas, frutas, legumbres, lácteos y aceite de oliva. En este sentido, también se ha descrito que el hecho de preparar la propia comida y participar en actividades culinarias se ha asociado con una mejor calidad de la dieta en adultos jóvenes^{8,30}. En relación al ICHC, los resultados obtenidos en nuestro estudio son consistentes con estudios previos, que han demostrado que, a mayor número de comidas fuera de casa mayor IG y menor aporte de fibra, así como un predominio de los HC líquidos frente a los sólidos y de los cereales refinados frente a los integrales⁷⁻¹³.

Los mecanismos que podrían explicar la asociación directa encontrada entre la frecuencia de consumo de comidas fuera del hogar, el ICHC y el riesgo de tener peor ICHC basal, son diversos. La tendencia descrita a incrementar el tamaño de las raciones cuando se come fuera de casa y a consumir alimentos de alta densidad energética pero de baja densidad nutricional por un lado, y por otro, a la menor variedad de algunos grupos de alimentos ofrecida por algunos restaurantes. Así por ejemplo, en los restaurantes tipo *fast food* la oferta de frutas, verduras, legumbres y cereales integrales, suele ser inferior a la de otros productos con menor contenido en fibra, mayor IG y mayor contenido en HC líquidos.¹²

Otro de los hallazgos importantes en este estudio fue la asociación entre las CFC y un bajo ICG. Varios autores han explicado esta asociación por los altos contenidos de AGS y AGT que caracterizan en su mayoría a los platos de CFC, sobre todo si se habla de *fast food*^{4,31}. Por otro lado, también existen resultados previos y similares a los nuestros, en relación a CFC y un mayor aporte de grasa total, AGS y AGT^{4,32}.

Aunque la ausencia de asociación entre una mayor frecuencia de consumo de CFC y un peor ICG (menor a 1,39 entre un rango de 0,62 y 5,92) puede resultar sorprendente a priori, varias son las razones que podrían explicar este hallazgo. En primer lugar, es probable que las tablas de composición de alimentos empleadas para calcular la ingesta dietética no incluyan el contenido de los distintos tipos de grasas en todos los alimentos³³, ni que reflejen las posibles reformulaciones en la composición nutricional de alimentos tradicionalmente fuente de AGS y AGT. De hecho una reciente revisión de productos de bollería comercializados en España, constató una disminución en el contenido de AGT en los últimos años y señala la importancia de contar con información nutricional actualizada de los nuevos productos ofertados, para estimar con precisión la ingesta³⁴.

Estos aspectos metodológicos han podido limitar que el ICG responda a la ingesta real de los distintos tipos de grasas. Prueba de ello, es la diferencia mínima existente entre el valor de ICG de las categorías extremas (1,715 en los que nunca o casi nunca comen fuera de casa, frente a 1,687 de los que lo hacen dos o más veces). Por otro lado, los participantes podrían no haber reflejado con exactitud el consumo de grasas parcialmente hidrogenadas empleadas en algunos restaurantes, o de raciones grandes con el consiguiente aporte extra de grasa. Y por último, las grasas comestibles y los aceites constituyen la principal fuente de grasa de la dieta y uno de los grupos de alimentos más difíciles de medir en lo relativo tanto a su frecuencia de consumo como a la cantidad consumida. Precisamente, en estos participantes que comen fuera de casa, y que no preparan la comida, puede ser mayor el error para estimar su ingesta y las porciones consumidas³⁵.

El presente estudio presenta algunas limitaciones. Primera, dado que el proyecto SUN es un estudio observacional no se puede establecer una relación causalmente firme. Segunda, el CFCA empleado puede

presentar cierto error de medida. Sin embargo, este método de evaluación de la ingesta dietética ha sido previamente validado²² y sigue siendo uno de los más usados en epidemiología nutricional. Tercera, los dos índices dietéticos empleados para evaluar la calidad de la dieta no han sido previamente validados. Sin embargo, ambos índices han sido calculados a partir de un CFCA repetidamente validado en España y además, se han utilizado anteriormente con éxito para estudiar la asociación con la adecuación de micronutrientes en la dieta, cambio de peso e incidencia de obesidad, en el mismo proyecto SUN obteniendo resultados estadísticamente significativos^{19,23}. Cuarta, la muestra estudiada, todos graduados universitarios, hace que no pueda ser considerada representativa de la población general y por lo tanto, los resultados no serían completamente generalizables. Sin embargo, esta limitación puede verse como una ventaja ya que dicha homogeneidad respecto al nivel educativo, y quizás en el patrón alimentario de los participantes a la entrada en el estudio, en realidad aumenta la validez, al reducir una posible confusión relacionada con la situación socioeconómica, el nivel educativo y sus hábitos alimentarios. En cualquier caso, todos los análisis se han ajustado por la ingesta de energía total y por otros factores de confusión relacionados con la dieta basal (adhesión al patrón de dieta mediterránea). Asimismo, y de manera adicional se ajustó por la cantidad de HC o de grasas al evaluar los cambios en el ICHC o ICG respectivamente. Quinta, cabe la posibilidad de que los hallazgos encontrados se deban a algún factor de confusión no incluido en los análisis. Sin embargo, todos los análisis han sido ajustados por los principales factores de confusión conocidos hasta el momento. Sexta, no se ha podido establecer la asociación entre el tipo, la cantidad de comida consumida fuera de casa, la toma del día realizada fuera de casa ni el tipo de establecimiento y la calidad de HC o grasas de la dieta, ya que el cuestionario empleado no recogía dicha información. Séptima y última, la escasez de estudios previos con unos objetivos similares al presente estudio, ha dificultado la comparación de los resultados que se han obtenido.

Por otro lado, en cuanto a las fortalezas, el nivel de educación de los participantes y su alto grado de motivación aumenta su validez interna, disminuye la confusión asociada al nivel socioeconómico (aunque no lo elimina en su totalidad) y mejora la calidad y la fiabilidad de la información recibida. Otra fortaleza del proyecto SUN ya mencionada es que el método usado para medir la ingesta dietética ha sido validado con anterioridad. Por último, el alto número de participantes de la cohorte y su tasa de retención elevada son otras fortalezas a tener en cuenta en nuestros resultados.

Conclusión

Se han encontrado diferencias en el patrón de consumo de alimentos y la calidad nutricional de la dieta,

en función de la frecuencia de comidas fuera de casa, siendo en general peor, en el caso de los participantes que comen fuera de casa ≥ 2 veces por semana. Este aumento en la frecuencia de consumo fuera del hogar, también se asoció a una menor calidad de HC en la dieta. Por otro lado los participantes con un consumo de comidas fuera de casa ≥ 2 veces por semana, tienen un 31% más de riesgo de tener un ICHC bajo. Asimismo, esta alta frecuencia de consumo de comidas fuera de casa se relaciona a una menor calidad de grasas en la dieta.

Sin embargo, es necesario llevar a cabo nuevas investigaciones sobre los tipos de establecimiento, alimentos y cantidades consumidas fuera del hogar para confirmar los resultados obtenidos en este estudio.

Agradecimientos

Los autores desean agradecer la entusiasta colaboración de los participantes de la cohorte SUN. También nos gustaría dar las gracias a los demás miembros del grupo del estudio SUN Alonso A, Barrio MT, Basterra-Gortari FJ, Benito S, Carlos S, Carmona L, de Irala J, de la Rosa PA, Delgado-Rodríguez M, Donat CL, Fernández Montero A, Galbete Ciáurriz C, García López M, Gea Sanchez A, Goñi Ochandorenea E, Guillén-Grima F, Hernández A, Lahortiga F, Llorca J, Lopez del Burgo C, Marí Sanchís A, Martí A, Martín Calvo N, Martínez JA, Núñez-Córdoba JM, Pimenta A, Ruiz Canela M, Ruiz Zambrana A, Sánchez Adan, D, Sánchez-Villegas A, Sayón-Orea C, Toledo Atucha E, Toledo Atucha J, Vázquez Ruiz Z. Así como también agradecer a los miembros del Departamento de Nutrición de la universidad de Harvard de Salud Pública, quienes ayudaron con el diseño del estudio SUN.

Financiación

El estudio SUN ha recibido financiación del Instituto de Salud Carlos III, organismo oficial del Gobierno español para la investigación biomédica (PI10 / 02658, PI10 / 02293, PI13 / 00615, RD06 / 0045, G03 / 140 y 87/2010), el Gobierno foral de Navarra (Departamento de Salud: 45/2011) y la Universidad de Navarra.

Referencias

1. Wirt A, Collins C. Diet quality – what is it and does it matter?. *Public Health Nutr* 2009; 12(12): 2473-22.
2. Bach-Faig A, Berry E, Lairon D, Reguant J, Trichopoulou A, Demini S, et al. Mediterranean diet pyramid today. Science and cultural updates. *Public Health Nutr*. 2011; 14(12A): 2274-2284.
3. Varela-Moreiras G, Ruiz E, Valero T, Ávila J, Del Pozo S, The Spanish diet: an update. *Nutr Hosp* 2013;28(Supl. 5):13-20.
4. Jaworowska A, Blackham T, Davies I, Stevenson L. Nutritional challenges and health implications of takeaway and fast food. *Nutr Rev* 2013; 71(5): 310-318.

5. Bezerra IN, Curioni C, Sichieri R. Association between eating out of home and body weight. *Nutr Rev* 2012; 70(2): 65-79.
6. Ministerio de Agricultura, Alimentación y Medio Ambiente. España. Estudio sobre el mercado extradoméstico de alimentación (MAGRAMA) 2013. http://www.magrama.gob.es/es/alimentacion/temas/consumo-y-comercializacion-y-distribucion-alimentaria/variables_de_demanda_extradom%C3%A9stica_2013_tcm7-321941.pdf
7. Lachat C, Nago E, Verstraeten R, Roberfroid D, Van Camp J, Kolsteren P. Eating out of home and its association with dietary intake: a systematic review of the evidence. *Obes Rev* 2012; 13: 329-346.
8. Thorpe MG, Kestin M, Riddell LJ, Keast RS, McNaughton SA. Diet quality in young adults and its association with food-related behaviours. *Public Health Nutr* 2014; 17(8): 1767-75.
9. Vandevijvere S, Lachat C, Kolsteren P, Van Oyen H. Eating out of home in Belgium: current situation and policy implications. *Br J Nutr* 2009;102(6):921-8.
10. Guthrie JF, Lin BH, Frazao E. Role of food prepared away from home in the American diet, 1977-78 versus 1994-96: changes and consequences. *J Nutr Educ Behav* 2002; 34(3):140-50.
11. Lin BH, Wendt M, Guthrie JF. Impact on energy, sodium and dietary fibre intakes of vegetables prepared at home and away from home in the U.S.A. *Public Health Nutr* 2013; 16(11): 1937-43.
12. Hearst MO, Hamack LJ, Bauer KW, Earmest AA, French SA, Michael Oakes J. Nutritional quality at eight U.S. fast-food chains: 14-year trends. *Am J Prev Med* 2013; 44(6): 589-94.
13. Powell LM, Nguyen BT, Han E. Energy intake from restaurants: demographics and socioeconomic, 2003-2008. *Am J Prev Med* 2012; 43(5): 498-504.
14. McGuire S, Todd J.E., Mancino L., Lin B-H. The impact of food away from home on adult diet quality. ERR-90, U.S. Department of Agriculture, Econ. Res. Serv. *Adv Nutr*. 2011; 2(5): 442-3.
15. Bezerra IN, Curioni C, Sichieri R. Association between eating out of home and body weight. *Nutr Rev* 2012; 70(2): 65-79.
16. Augustin L, Franceschi S, Jenkins D, Kendall C, La Vecchia C. Glycemic index in chronic disease: a review. *Eur J Clin Nutr* 2002; 56(11): 1049-1071.
17. Livesey G, Taylor R, Hulshof T, Howlett J. Glycemic response and health--a systematic review and meta-analysis: relations between dietary glycemic properties and health outcomes. *Am J Clin Nutr* 2008;87(1):258S-268S
18. Cho SS, Qi L, Fahey GC Jr, Klurfeld DM. Consumption of cereal fiber, mixtures of whole grains and bran, and whole grains and risk reduction in type 2 diabetes, obesity, and cardiovascular disease. *Am J Clin Nutr* 2013;98(2):594-619.
19. Zazpe I, Sánchez-Taínta A, Santiago S, de la Fuente-Arrillaga C, Bes-Rastrollo M, Martínez JA, et al. Association between dietary carbohydrate intake quality and micronutrient intake adequacy in a Mediterranean cohort: the SUN (Seguimiento Universidad de Navarra) Project. *Br J Nutr* 2014;25:1-10.
20. Harika RK, Eilander A, Alssema M, Osendarp SJ, Zock PL. Intake of fatty acids in general populations worldwide does not meet dietary recommendations to prevent coronary heart disease: a systematic review of data from 40 countries. *Ann Nutr Metab* 2013; 63 (3):229-38.
21. Martínez-González MA, Sánchez-Villegas A, de Irala J, Martí A, Martínez JA. Mediterranean diet and stroke: objectives and design of the SUN project. *Nutr Neurosci* 2002;5:65-73.
22. Fernández-Ballart JD1, Piñol JL, Zazpe I, Corella D, Carrasco P, Toledo E, Perez-Bauer M, Martínez-González MA, Salas-Salvadó J, Martín-Moreno JM. Relative validity of a semi-quantitative food-frequency questionnaire in an elderly Mediterranean population of Spain. *Br J Nutr* 2010;103:1808-16.
23. De la Fuente-Arrillaga C, Ruiz ZV, Bes-Rastrollo M, Sampson L, Martínez-González MA. Reproducibility of an FFQ validated in Spain. *Public Health Nutr* 2010;13:1364-72.
24. Santiago S, Zazpe I, Bes-Rastrollo M, Sánchez-Taínta A, Sayón-Orea C, de la Fuente-Arrillaga C, Benito S, Martínez JA, Martínez-González MA. Carbohydrate quality, weight change and incident obesity in a Mediterranean cohort: the SUN Pro-

- ject. *Eur J Clin Nutr* 2014 (en prensa). *Eur J Clin Nutr*. 2014 Sep 17. doi: 10.1038/ejcn.2014.187. [Epub ahead of print]
25. Trichopoulou A, Costacou T, Bamia C, Trichopoulou D. Adherence to a Mediterranean diet and survival in a Greek population. *N Engl J Med* 2003; 348, 2599-2608.
 26. Lachat C, Nguyen L, Tuyen T, Verstraeten R, Nago E, D Roberfroid D, Kolsteren P. Factors associated with eating out of home in Vietnamese adolescents. *Appetite* 2011; 57(3): 649-655.
 27. Van der Host K, Brunner TA, Siegrist M. Fast food and take-away food consumption are associated with different lifestyle characteristics. *J Hum Nutr Diet* 2011; 24(6): 596-602.
 28. Carús JP, França GV, Barros AJ. Place and type of meals consumed by adults in medium sized cities. *Rev Saude Publica* 2014; 48(1):68-74.
 29. Kant AK, Graubard BI. Eating out in America, 1987-2000: trends and nutritional correlates. *Prev Med* 2004; 38: 243-9.
 30. Bowman SA, Vinyard BT. Fast food consumption of U.S. adults: impact on energy and nutrient intakes and overweight status. *J Am Coll Nutr* 2004; 23(2): 163-8.
 31. Schroder H, Fito M, Covas M. Association of fast food consumption with energy intake, diet quality, body mass index and the risk of obesity in a representative Mediterranean population. *Br J Nutr* 2007; 98: 1274-1280.
 32. Gorgulho BM, Fisberg RM, Marchioni DM. Nutritional quality of major meals consumed away from home in Brazil and its association with the overall diet quality. *Prev Med* 2013; 57(2): 98-101.
 33. Mataix Verdú J. Tabla de composición de alimentos españoles (Spanish Food Composition Table), 4th ed. Granada: Universidad de Granada. 2003.
 34. Ansorena D, Echarte A, Ollé R, Astiasarán I. 2012: no trans fatty acids in Spanish bakery products. *Food Chem* 2013; 1;138(1):422-9.
 35. Bes-Rastrollo M, Basterra-Gortari FJ, Sánchez-Villegas A, Martí A, Martínez JA, Martínez-González MA. A prospective study of eating away-from-home meals and weight gain in a Mediterranean population: the SUN (Seguimiento Universidad de Navarra). *Public Health Nutr* 2010 Sep;13(9):1356-63.