

食物繊維、水、およびマグネシウム摂取量と機能性便秘：

栄養関連学科女子学生 3835 人の横断研究

分担研究者 佐々木 敏¹、村上健太郎^{1*}、大久保公美^{2*}、高橋佳子^{1*}

¹独立行政法人国立健康・栄養研究所栄養所要量策定企画・運営担当、

²女子栄養大学食生態学研究室、*協力研究者

研究要旨

便秘に関する研究のほとんどが食物繊維摂取量のみ焦点を当ててきた。そこで今回、食物繊維だけでなく、便秘と関連がある可能性がある栄養素である水とマグネシウムの摂取量と便秘との横断的関連を検討した。

対象者は、日本全国 53 の栄養士養成施設に所属する 18～20 歳の女子学生 3835 人であった。食事摂取量の推定には自記式食事歴法質問票を用いた。便秘の判定には、Rome I 基準を用いた。

26%のひとが便秘と判定された。食物繊維摂取量（平均値＝6.4 g/1000 kcal）、水摂取量（総量）、および飲み物由来の水摂取量は便秘と関連していなかった。一方、食べ物由来の水の低摂取は便秘の増加と関連していた。最低摂取群（第 1 分位）に対する便秘の調整済みオッズ比（95%信頼区間）は、第 2 分位で 0.72（0.57, 0.90）、第 3 分位で 0.78（0.62, 0.98）、第 4 分位で 0.71（0.56, 0.89）、第 5 分位で 0.77（0.61, 0.97）であった（傾向性の P＝0.04）。また、マグネシウムの低摂取は便秘の増加と関連していた。最低摂取群（第 1 分位）に対する便秘の調整済みオッズ比（95%信頼区間）は、第 2 分位で 0.70（0.56, 0.88）、第 3 分位で 0.75（0.60, 0.95）、第 4 分位で 0.73（0.58, 0.92）、第 5 分位で 0.79（0.63, 0.996）であった（傾向性の P＝0.09）。

食物繊維摂取量が比較的小さい集団において、食べ物由来の水の低摂取とマグネシウムの低摂取は、独立して便秘の増加と関連があった。

A. 研究の背景ならびに目的

便秘は一般的な健康問題のひとつであり、食事は、便秘と関連する修正可能な生活習慣要因のひとつであると考えられる。食物繊維の便秘の対する望ましい効果は広く受け入れられており、すべてではないものの、いくつかの研究では、食物繊維摂取量と便秘の負の関連が示されている。しかし、ほとんどの先行研究において、便秘の判定には、排便回数の習慣的な少なさや対象者の主観的評価が用いられてきたが、便秘の定義の世界的な

基準（Rome 基準）は、排便回数の習慣的な少なさだけでなく、排便の際の緊張、便の硬さ、および排便後の排泄しきっていないという感覚、から成り立つ。

便秘との関連が示唆されるほかの栄養素として、水とマグネシウムがあげられる。水の高摂取によって利益がもたらされるかどうかは不明ではあるが、水の低摂取は便の水含有量を下げ、そのことによって便秘を引き起こすかもしれない。マグネシウムは硫酸塩やクエン酸塩を形成し、消化管における水分の保持を促進し、軽めの下剤と

して機能するかもしれない。しかし、われわれの知る限り、水やマグネシウム摂取量と便秘の関連を検討した観察研究は存在しない。

若年日本人女性を対象とした今回の横断研究の目的は、すでに妥当性を確認済みの自記式食事歴法質問票(DHQ)によって推定された食物繊維、水、およびマグネシウム摂取量と、Rome 基準によって判定された便秘との関連を検討することであった。

B. 方法

B-1. 対象と調査方法

本研究は、日本全国 33 都道府県の 54 の栄養士養成施設に在籍する学生 4679 人を対象とした、食事やその他のさまざまな生活習慣に関する質問票調査をもとにしている。それぞれの施設のスタッフは、2005 年 4 月に入学した学生を対象としたオリエンテーションや最初の講義の時間に、2 種類の質問票（最近 1 か月の食事に関する質問票と最近 1 か月のその他の生活習慣に関する質問票）を学生に配布した。これは、ほとんどの施設で入学後 2 週間以内に実施された。学生は、オリエンテーションや講義の時間中もしくは自宅で質問票に回答して、各施設のスタッフに提出した。最近 6 年間（中学校および高校生活）の生活習慣に関する、もうひとつの質問票も、同様に配布、回答された。これは、ほとんどの施設で入学後 4 週間以内に実施された。

各施設のスタッフは、調査プロトコルに従って、できるだけ迅速に質問票の記入内容を確認した。未記入の箇所や非論理的な回答が見つかった場合には、学生にもう一度回答してもらった。その後、各施設のスタッフは回収した質問票を調査事務局に郵送した。事務局のスタッフは質問票の内容をもう一度確認し、必要に応じて、質問票を各施設のスタッフに郵送し、学生に再度回答しても

らった。このようなわけで、すべての質問票の記入内容は、各施設のスタッフによって最低 1 回、事務局のスタッフによって最低 1 回チェックされた。ほとんどの調査は 2005 年 5 月に完了した。本研究のプロトコルは、独立行政法人国立健康・栄養研究所の倫理審査委員会によって承認されている。

合計で 4286 人の学生（女性 4066 人、男性 220 人）が 3 種類の質問票のすべてに回答した（回収率=91.6%）。今回の解析のために、18~20 歳の女子学生（n = 3967）に限定した。その 3967 人から、5 月下旬に調査が行われた施設に所属するひと（n = 97）、極端にエネルギー摂取量が低いもしくは高い（<500 kcal/日未満、もしくは>4000 kcal/日）ひと（n = 23）、本研究で使用する変数において欠損があるひと（n = 24）を除外した。2 つ以上の除外カテゴリに属するひともいたので、最終的な解析対象者数は 3825 であった。最近 1 年間に意図的に食事を変えたひと（n = 649）、習慣的に経口下剤を使用しているひと（n = 231）、もしくはその両方をさらに除外しても結果は大きくは変わらなかったため、これらの対象者は解析に含まれた。

（倫理面への配慮）

ヘルシンキ宣言を遵守して実施した。研究参加者には書面ならびに口頭での説明を研究協力者が行い、じゅうぶんに理解し、同意が得られたひとを研究対象者とした。対象者の自由意志により、研究実施中ならびに実施後における研究からの離脱が可能ないようにじゅうぶん配慮した。また、収集したデータは、データ管理者のみが管理し、その他の共同研究者には、個人が特定できない形式の情報（個人には ID が与えられ、個人が特定できない形式）として配布し、各自、厳重に保管することとした。

B-2. 食事摂取量

であった。水の妥当性は現在検討中である。

すでに妥当性が確認された自記式食事歴法質問票 (DHQ) を用いて、最近 1 か月間の食習慣を評価した。DHQ は、全 16 ページの構造化された質問票で、食習慣全般、調理法、アルコール飲料の摂取頻度と量、121 の食品の摂取頻度と量、サプリメントの使用状況、主食とみそ汁の摂取頻度と量、週 1 回以上摂取するが DHQ に登場しなかった食品の自由記入欄の 7 つのセクションから構成されている。DHQ 中の食品およびポーションサイズは、国民栄養調査の結果およびいくつかの日本料理に関するレシピ本を参考に決められている。

147 の食品、エネルギー、総食物繊維、水溶性食物繊維、不溶性食物繊維、水 (総量)、飲み物由来の水、食べ物由来の水、およびマグネシウムの摂取量の推定には、日本食品標準成分表をもとにして特別に開発された計算プログラムを用いた。食物繊維はプロスキー変法によって推定された。水 (総量) は、147 のすべての食品由来の水の合計と定義された。飲み物由来の水は、すべての飲料、牛乳、ジュース、スープ、および飲み水の合計と定義された。食べ物由来の水は、それ以外のすべての食べ物由来の水の合計と定義された。マグネシウム摂取量の推定にはサプリメントを含めなかったが、マグネシウムサプリメントの使用者は 0 人、マルチミネラルサプリメントの使用者は 14 人 (0.4%) であったので、サプリメント由来のマグネシウムが本研究の結果に大きな影響を与えるということは考えづらい。47 人の女性を対象とした先行研究における DHQ と 3 日間食事記録とのピアソンの相関係数は、エネルギーで 0.48 であった。また、92 人の女性を対象とした別の先行研究における DHQ と 16 日間食事記録とのピアソンの相関係数は、総食物繊維で 0.69、水溶性食物繊維で 0.62、不溶性食物繊維で 0.70

B-3. 便秘

先行研究をもとに便秘に関する質問票を作成し、それを、20 ページからなる最近 6 年間の生活習慣をたずねる質問票の中に組み込んだ。便秘の判定には Rome I 基準を用いた。この Rome I 基準は 1999 年に修正されている (Rome II 基準) が、先行研究は一貫して、Rome II 基準による便秘の診断は限定的に過ぎるということを示しているのので、今回は Rome I 基準を採用した。Rome I 基準による便秘の判定には、以下の 4 つの質問が用いられた: 1) 排便中、精一杯ふんばることはありましたか? 2) 排便後、便がまだ出きっていないと感じることはありましたか? 3) 便は硬いですか? 4) 排便は平均して 1 週間に何回ありましたか? これらの質問は最近 12 ヶ月間についてたずねられた。1~3 の質問の選択肢は、「いいえ」、「ときどき」、「しばしば」、「ほとんどいつも」、であった。4 つの質問のうち 2 つ以上で陽性 (1~3 の質問では、回答が「しばしば」、もしくは「ほとんどいつも」の場合、4 の質問では、3 回未満の場合) である場合、便秘であるとみなされた。

B-4. その他の変数

質問票の中で、身長、体重、居住地域、現在の喫煙 (はい、いいえ)、現在の経口薬の使用 (はい、いいえ) をたずねた。BMI は、体重 (kg) を身長 (m) の 2 乗で除して求めた。BMI で対象者を 3 グループ (<18.5、18.5-24.9、 $\geq 25 \text{ kg/m}^2$) に分けた。居住地域は、国民栄養調査を参考に、6 つの居住ブロック (北海道・東北、関東、北陸・

東海、近畿、中国・四国、九州)に分類された。居住地域はまた、人口規模によって、3つのカテゴリ(人口100万人以上の都市、人口100万人未満の都市、町や村)に分類された(居住地域の規模)。

質問票ではさらに、普段の起床時刻と就寝時刻(これらから睡眠時間を算出)、高強度の身体活動、中強度の身体活動、歩行、および座位活動の頻度と時間をたずねた。それぞれの活動に、文献を参照して metabolic equivalent (MET) をあてはめ、1日あたりの活動時間に MET を掛けて、すべてを合計した (MET-hour スコア)。この値は、1日に消費する体重 1 kg あたりのエネルギー量を示す。一方、日本人の基礎代謝量基準値もまた1日に消費する体重 1 kg あたりのエネルギー量で示されている。そこで、MET-hour スコアを、18~29歳の日本人女性の基礎代謝量基準値で除して、身体活動レベルを算出した。対象者は身体活動レベルで5つのカテゴリに分類された。

B-5. 統計処理

エネルギーで調整済み (/1000 kcal) の総食物繊維、水溶性食物繊維、不溶性食物繊維、水(総量)、飲み物由来の水、食べ物由来の水、およびマグネシウムの摂取量と便秘との関連を検討した。ロジステック回帰分析を用いて、それぞれの食事変数の5分位別に便秘のオッズ比(粗値と交絡要因で調整済みの値)および95%信頼区間を計算した。用いられた交絡要因は、BMI(3カテゴリ)、居住ブロック(6カテゴリ)、居住地域の規模(3カテゴリ)、喫煙(2カテゴリ)、飲酒(2カテゴリ)、経口薬の使用(2カテゴリ)、身体活動レベル(5分位)、エネルギー摂取量(5分位)であった。さらに、独立した関連をみるために、食物繊維、水、およびマグネシウムを同時に投入することも行った。交絡要因による調整の

有無で結果が大きく変わらなかったため、調整済みの結果のみを示す。すべての統計処理は、SASソフトウェアを用いて行った。有意水準を5%未満(両側)とした。

C. 結果

対象者の基本的特性を表1に示す。食物繊維摂取量の平均値は6.4 g/1000 kcal、総水摂取量の平均値は1025 g/1000 kcal、マグネシウム摂取量の平均値は119 mg/1000 kcalであった。26.2%の対象者(n=1002)が便秘と判定された。

表2に、食事変数の5分位別にみた便秘の調整済みオッズ比を示す。食物繊維摂取量は便秘と関連していなかった。総水摂取量と飲み物由来の水摂取量も便秘と関連していなかった。一方、食べ物由来の水の低摂取は便秘の増加と関連していた。最低摂取群(第1分位)に対する便秘の調整済みオッズ比(95%信頼区間)は、第2分位で0.72(0.57, 0.90)、第3分位で0.78(0.62, 0.98)、第4分位で0.71(0.56, 0.89)、第5分位で0.77(0.61, 0.97)であった(傾向性のP=0.04)。また、マグネシウムの低摂取は便秘の増加と関連していた。最低摂取群(第1分位)に対する便秘の調整済みオッズ比(95%信頼区間)は、第2分位で0.70(0.56, 0.88)、第3分位で0.75(0.60, 0.95)、第4分位で0.73(0.58, 0.92)、第5分位で0.79(0.63, 0.996)であった(傾向性のP=0.09)。食物繊維、水、およびマグネシウムの摂取量を同時にモデルに投入すると、関連の強さは若干弱まった(表2を参照)。しかし、食べ物由来の水と便秘の関連、およびマグネシウムと便秘の関連は大きくは変わらなかったため、これら2つの食事要因は独立して便秘と関連しているということが示唆された。

D. 考察

D-1. 主な知見

この研究は、われわれの知る限り、食物繊維、水、およびマグネシウムの摂取量と Rome I 基準によって判定された便秘の関連を検討した最初の研究である。さまざまな交絡要因で調整したところ、食べ物由来の水の低摂取およびマグネシウムの低摂取は便秘の増加と関連していた。一方、食物繊維摂取量、総水摂取量、および飲み物由来の水摂取量は便秘と関連していなかった。

D-2. 結果解釈上の問題点

本研究にはいくつかの問題点がある。第一に、食物繊維や水分の増加は便秘の治療法として広く認められているので、便秘のひとつは食物繊維や（飲み物由来の）水の摂取量を増加させているかもしれない。このような食事の変化は、栄養士コースの学生でありそれゆえ健康に対する意識が高い今回の対象者において、より顕著であるかもしれない。よって、本研究で、食物繊維摂取量、総水摂取量、および飲み物由来の水摂取量と便秘との間に関連がみられなかったのは、便秘と判定されたひとにおける、食物繊維や（飲み物由来の）水の摂取量の意識的な増加のためであるかもしれない。しかし、食べ物由来の水やマグネシウムが便秘に効果的であるとは一般的に考えられていないので、便秘のひとつが食べ物由来の水やマグネシウムの摂取量を意識的に増減させるということとはなさそうである。

第二に、すべての自己申告による食事評価において、食事摂取量の測定誤差や選択的過小評価や過大評価が不可避である。しかし、データの妥当性を最大にするために、この研究では、すでに妥当性を確認済みの DHQ を用いた。加えて、結果

セクションで示したのと同様の結果が、生理学的に妥当なエネルギー摂取量（エネルギー摂取量を基礎代謝量で割った値が 1.2 から 2.5）である対象者（ $n = 2717$ ）のみを用いた解析でも観察された（結果は示さず）。よって、食事摂取量の測定誤差や選択的過小評価や過大評価の影響を完全に除外することは不可能ではあるものの、食事データの不正確さが本研究の知見に大きな影響を与えているということとはなさそうである。

第三に、本研究の対象者は、健康に対する意識が高いであろう、限定された、栄養士養成施設的女子学生であるので、今回の結果が日本人の一般集団にもあてはまるかどうかはわからない。最後に、さまざまな交絡要因での調整を試みたものの、交絡要因の影響が残っている可能性を否定することはできない。

E. 結論

便秘に関する研究のほとんどが食物繊維摂取量だけに焦点を当ててきた。そこで今回、食物繊維だけでなく、便秘と関連がある可能性がある栄養素である水とマグネシウムの摂取量と便秘との横断的関連を検討した。対象者は、日本全国 53 の栄養士要請施設に所属する 18~20 歳の女子学生 3835 人であった。食事摂取量の推定には自記式食事歴法質問票を用いた。便秘の判定には、Rome I 基準を用いた。26%のひとが便秘と判定された。食物繊維摂取量（平均値=6.4 g/1000 kcal）、水摂取量（総量）、および飲み物由来の水摂取量は便秘と関連していなかった。一方、食べ物由来の水の低摂取は便秘の増加と関連していた。最低摂取群（第 1 分位）に対する便秘の調整済みオッズ比（95%信頼区間）は、第 2 分位で 0.72 (0.57, 0.90)、第 3 分位で 0.78 (0.62, 0.98)、第 4 分位で 0.71 (0.56, 0.89)、第 5 分位で 0.77

(0.61、0.97)であった(傾向性の $P=0.04$)。また、マグネシウムの低摂取は便秘の増加と関連していた。最低摂取群(第1分位)に対する便秘の調整済みオッズ比(95%信頼区間)は、第2分位で0.70(0.56、0.88)、第3分位で0.75(0.60、0.95)、第4分位で0.73(0.58、0.92)、第5分位で0.79(0.63、0.996)であった(傾向性の $P=0.09$)。食物繊維摂取量が比較的少ない集団において、食べ物由来の水の低摂取とマグネシウムの低摂取は、独立して便秘の増加と関連があった。本研究のような横断研究では因果関係を明らか

にすることはできないので、縦断的なデザインを含む新たな研究で今回の知見を確かめる必要がある。

F. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

表1 対象者の基本的特性 (n = 3825)¹

年齢(歳)	18.1 ± 0.3
身長(cm)	157.9 ± 5.3
体重(kg)	52.3 ± 7.7
Body mass index (kg/m ²)	21.0 ± 2.8
<18.5	14.6
18.5-24.9	77.8
>=25	7.6
居住ブロック	
北海道・東北	9.8
関東	34.3
北陸・東海	14.0
近畿	20.0
中国・四国	11.0
九州	10.9
居住地域の規模	
人口100万人以上の都市	19.5
人口100万人未満の都市	65.2
町や村	15.3
喫煙者	1.5
飲酒者	19.0
飲み薬使用者	9.9
身体活動レベル	1.45 ± 0.15
食事摂取量	
総エネルギー(kcal/日)	1819 ± 502
総食物繊維(g/1000 kcal)	6.4 ± 2.0
水溶性食物繊維(g/1000 kcal)	1.7 ± 0.6
不溶性食物繊維(g/1000 kcal)	4.7 ± 1.5
水(総量、g/1000 kcal)	1028 ± 360
飲み物由来の水(g/1000 kcal)	654 ± 337
食べ物由来の水(g/1000 kcal)	374 ± 65
マグネシウム(mg/1000 kcal)	118 ± 29
便秘	
いいえ	73.8
はい	26.2

¹値は平均値±標準偏差、または%。

²Rome I 基準を用いて判定。

表2 食物繊維、水、およびマグネシウム摂取量の5分位別にみた便秘の調整済みオッズ比および95%信頼区間(n = 3825)¹
摂取量の5分位

	1	2	3	4	5	傾向性のP
総食物繊維 (g/1000 kcal) ²	4.3 [1.9-4.9]	5.3 [4.9-5.7]	6.1 [5.7-6.6]	7.1 [6.6-7.7]	8.9 [7.7-28.5]	
n(便秘あり/便秘なし)	203/562	199/566	197/568	203/562	200/565	
交絡要因で調整したオッズ比(95%信頼区間) ³	1.0	0.94 (0.75, 1.19)	0.96 (0.76, 1.21)	0.97 (0.77, 1.22)	0.93 (0.74, 1.18)	0.66
交絡要因・他の栄養素で調整したオッズ比(95%信頼区間) ^{3,4}	1.0	1.07 (0.84, 1.37)	1.17 (0.90, 1.52)	1.21 (0.91, 1.61)	1.15 (0.83, 1.59)	0.28
水溶性食物繊維 (g/1000 kcal) ²	1.1 [0.3-1.2]	1.4 [1.2-1.5]	1.6 [1.5-1.7]	1.9 [1.7-2.1]	2.4 [2.1-6.4]	
n(便秘あり/便秘なし)	195/570	188/577	211/554	202/563	206/559	
交絡要因で調整したオッズ比(95%信頼区間) ³	1.0	0.92 (0.72, 1.16)	1.08 (0.86, 1.37)	1.02 (0.80, 1.28)	1.01 (0.80, 1.28)	0.63
交絡要因・他の栄養素で調整したオッズ比(95%信頼区間) ^{3,4}	1.0	1.02 (0.80, 1.31)	1.26 (0.98, 1.62)	1.23 (0.94, 1.60)	1.23 (0.91, 1.65)	0.08
不溶性食物繊維 (g/1000 kcal) ²	3.2 [1.7-3.6]	3.9 [3.6-4.2]	4.4 [4.2-4.8]	5.1 [4.8-5.6]	6.5 [5.6-22.0]	
n(便秘あり/便秘なし)	208/557	205/560	193/572	192/573	204/561	
交絡要因で調整したオッズ比(95%信頼区間) ³	1.0	0.96 (0.76, 1.21)	0.92 (0.73, 1.16)	0.87 (0.69, 1.10)	0.94 (0.74, 1.18)	0.38
交絡要因・他の栄養素で調整したオッズ比(95%信頼区間) ^{3,4}	1.0	1.07 (0.84, 1.37)	1.09 (0.84, 1.42)	1.05 (0.78, 1.40)	1.11 (0.80, 1.55)	0.63
水(総量、g/1000 kcal) ²	656 [311-747]	823 [747-891]	959 [891-1037]	1125 [1037-1259]	1485 [1259-4340]	
n(便秘あり/便秘なし)	218/547	197/568	179/586	193/572	215/550	
交絡要因で調整したオッズ比(95%信頼区間) ³	1.0	0.89 (0.70, 1.11)	0.76 (0.60, 0.96)	0.81 (0.64, 1.02)	0.92 (0.73, 1.16)	0.33
交絡要因・他の栄養素で調整したオッズ比(95%信頼区間) ^{3,5}	1.0	0.94 (0.74, 1.19)	0.82 (0.64, 1.04)	0.88 (0.69, 1.13)	1.01 (0.78, 1.31)	0.89
飲み物由来の水 (g/1000 kcal) ²	316 [62-397]	461 [397-518]	580 [518-654]	746 [654-862]	1085 [862-4145]	
n(便秘あり/便秘なし)	209/556	190/575	188/577	199/566	216/549	
交絡要因で調整したオッズ比(95%信頼区間) ³	1.0	0.87 (0.69, 1.10)	0.84 (0.66, 1.06)	0.89 (0.71, 1.13)	0.97 (0.77, 1.22)	0.86
交絡要因・他の栄養素で調整したオッズ比(95%信頼区間) ^{3,5}	1.0	0.91 (0.72, 1.15)	0.89 (0.70, 1.12)	0.95 (0.75, 1.21)	1.05 (0.82, 1.34)	0.60
食べ物由来の水 (g/1000 kcal) ²	279 [106-307]	327 [307-347]	364 [347-385]	406 [385-434]	478 [434-1282]	
n(便秘あり/便秘なし)	240/525	184/581	196/569	184/581	198/567	
交絡要因で調整したオッズ比(95%信頼区間) ³	1.0	0.72 (0.57, 0.90)	0.78 (0.62, 0.98)	0.71 (0.56, 0.89)	0.77 (0.61, 0.97)	0.04
交絡要因・他の栄養素で調整したオッズ比(95%信頼区間) ^{3,5}	1.0	0.74 (0.59, 0.94)	0.82 (0.64, 1.05)	0.74 (0.57, 0.96)	0.79 (0.58, 1.07)	0.12
マグネシウム (mg/1000 kcal) ²	87 [60-95]	102 [95-108]	114 [108-120]	127 [120-138]	155 [138-350]	
n(便秘あり/便秘なし)	231/534	182/583	197/568	188/577	204/561	
交絡要因で調整したオッズ比(95%信頼区間) ³	1.0	0.70 (0.56, 0.88)	0.75 (0.60, 0.95)	0.73 (0.58, 0.92)	0.79 (0.63, 0.996)	0.09
交絡要因・他の栄養素で調整したオッズ比(95%信頼区間) ^{3,6}	1.0	0.68 (0.53, 0.87)	0.71 (0.54, 0.93)	0.67 (0.50, 0.91)	0.73 (0.51, 1.02)	0.09

¹便秘の判定にはRome I基準を用いた。

²値はメデアン[範囲]。

³Body mass index (<18.5, 18.5-24.9, >=25 kg/m²)、居住ブロック(北海道・東北、関東・東海、北陸・東海、近畿、中国・四国、九州)、居住地域の規模(人口100万人以上の都市、人口100万人未満の都市、町や村)、喫煙(はい、いいえ)、飲酒(はい、いいえ)、飲み薬の使用(はい、いいえ)、身体活動レベル(5分位)、エネルギー摂取量(5分位)で調整。

⁴総水摂取量(5分位)およびマグネシウム摂取量(5分位)でさらに調整。

⁵総食物繊維摂取量(5分位)およびマグネシウム摂取量(5分位)でさらに調整。

⁶総食物繊維摂取量(5分位)および総水摂取量(5分位)でさらに調整。

食品摂取量と機能性便秘：栄養関連学科女子学生 3835 人の横断研究

分担研究者 佐々木 敏¹、村上健太郎^{1*}、大久保公美^{2*}、高橋佳子^{1*}

¹独立行政法人国立健康・栄養研究所栄養所要量策定企画・運営担当、

²女子栄養大学食生態学研究室、*協力研究者

研究要旨

われわれはすでいくつかの食品の摂取量と便秘の関連を見出してきたが、その研究では、便秘の判定には完全に主観的な、非常に簡易なひとつの質問（便秘がちなほうですか？）が用いられていた。本研究では、食品摂取量と、症状をもとにした基準によって評価された機能性便秘（Rome I 基準：排便中に精一杯ふんばるか、便は硬いか、排便後に便がまだ出きっていないと感じるか、排便の頻度が少ないか）との関連を検討した。

対象者は、日本全国 53 の栄養士養成施設に所属する 18~20 歳の女子学生 3835 人であった。食事摂取量の推定には自記式食事歴法質問票を用いた。便秘の判定には、Rome I 基準を用いた。

26%のひとが便秘と判定された。いくつかの食品の摂取量は機能性便秘と有意な関連を示した。最低摂取群（第 1 分位）に対する最高摂取群（第 5 分位）の調整済みオッズ比（95%信頼区間；傾向性の P）は、めし類において 0.59 (0.46-0.75；<0.0001)、豆類において 0.77 (0.61-0.97；0.003)、菓子類において 1.64 (1.30-2.08；<0.0001)、パン類において 1.41 (1.11-1.78；0.01) であった。

結論として、若年日本人女性の一集団において、めし類と豆類の摂取量は機能性便秘と負の関連を、菓子類とパン類の摂取量は機能性便秘と性の関連を示した。これらの結果は、非常に簡易な質問で便秘を評価したわれわれの先行研究と一致するものであった。

A. 研究の背景ならびに目的

便秘は一般的な健康問題のひとつであり、食事は、便秘と関連する修正可能な生活習慣要因のひとつであると考えられる。すでに発表された観察研究において、便秘との関連が観察された食品としては、乳類、豆類、肉類、果実類、野菜類、めし類、たまご類、菓子類、およびいくつかの非アルコール性飲料がある。しかしながら、これらの先行研究の多くは、便秘の評価に、排便頻度が少ないことのみ、あるいは対象者の主観を用いている一方、便秘の世界的な統一基準としては、排便

中に精一杯ふんばるか、便は硬いか、排便後に便がまだ出きっていないと感じるか、排便の頻度が少ないか、といった複数の質問からなる Rome 基準がある。また、いくつかの先行研究では、便秘の評価に Rome 基準あるいは独自に開発した症状をもとにした基準が用いられているが、食事の評価には、妥当性の検討がなされていない比較的簡易な食物摂取頻度質問票が用いられている。さらに、われわれは、すでに、妥当性を確認済みの自記式食事歴法質問票(DHQ)によって推定された、いくつかの食品の摂取量と、便秘との関連を見出してきたが、その研究では、便秘の判定には完全

に主観的な、非常に簡易なひとつの質問（便秘がちなほうですか？）が用いられていた。このように、われわれの知る限りでは、妥当性を確認済みの食事評価法によって推定された食品摂取量と、症状をもとにした基準によって評価された機能性便秘との関連を検討した研究は存在しない。そこで、本研究では、DHQによって推定された食品摂取量とRome基準によって定義された機能性便秘との関連を検討した。

B. 方法

B-1. 対象と調査方法

本研究は、日本全国33都道府県の54の栄養士養成施設に在籍する学生4679人を対象とした、食事やその他のさまざまな生活習慣に関する質問票調査をもとにしている。それぞれの施設のスタッフは、2005年4月に入学した学生を対象としたオリエンテーションや最初の講義の時間に、2種類の質問票（最近1か月の食事に関する質問票と最近1か月のその他の生活習慣に関する質問票）を学生に配布した。これは、ほとんどの施設で入学後2週間以内に実施された。学生は、オリエンテーションや講義の時間中もしくは自宅で質問票に回答して、各施設のスタッフに提出した。最近6年間（中学校および高校生活）の生活習慣に関する、もうひとつの質問票も、同様に配布、回答された。これは、ほとんどの施設で入学後4週間以内に実施された。

各施設のスタッフは、調査プロトコルに従って、できるだけ迅速に質問票の記入内容を確認した。未記入の箇所や非論理的な回答が見つかった場合には、学生にもう一度回答してもらった。その後、各施設のスタッフは回収した質問票を調査事務局に郵送した。事務局のスタッフは質問票の内容をもう一度確認し、必要に応じて、質問票を各

施設のスタッフに郵送し、学生に再度回答してもらった。このようなわけで、すべての質問票の記入内容は、各施設のスタッフによって最低1回、事務局のスタッフによって最低1回チェックされた。ほとんどの調査は2005年5月に完了した。本研究のプロトコルは、独立行政法人国立健康・栄養研究所の倫理審査委員会によって承認されている。

合計で4286人の学生（女性4066人、男性220人）が3種類の質問票のすべてに回答した（回収率=91.6%）。今回の解析のために、18~20歳の女子学生（n=3967）に限定した。その3967人から、5月下旬に調査が行われた施設に所属するひと（n=97）、極端にエネルギー摂取量が低いもしくは高い（<500 kcal/日未満、もしくは>4000 kcal/日）ひと（n=23）、本研究で使用する変数において欠損があるひと（n=24）を除外した。2つ以上の除外カテゴリに属するひともいたので、最終的な解析対象者数は3825であった。最近1年間に意図的に食事を変えたひと（n=649）、習慣的に経口下剤を使用しているひと（n=231）、もしくはその両方をさらに除外しても結果は大きくは変わらなかったため、これらの対象者は解析に含まれた。

（倫理面への配慮）

ヘルシンキ宣言を遵守して実施した。研究参加者には書面ならびに口頭での説明を研究協力者が行い、じゅうぶんに理解し、同意が得られたひとを研究対象者とした。対象者の自由意志により、研究実施中ならびに実施後における研究からの離脱が可能なようにじゅうぶん配慮した。また、収集したデータは、データ管理者のみが管理し、その他の共同研究者には、個人が特定できない形式の情報（個人にはIDが与えられ、個人が特定できない形式）として配布し、各自、厳重に保管することとした。

B-2. 食事摂取量

すでに妥当性が確認された DHQ を用いて、最近 1 か月間の食習慣を評価した。DHQ は、全 16 ページの構造化された質問票で、食習慣全般、調理法、アルコール飲料の摂取頻度と量、121 の食品の摂取頻度と量、サプリメントの使用状況、主食とみそ汁の摂取頻度と量、週 1 回以上摂取するが DHQ に登場しなかった食品の自由記入欄の 7 つのセクションから構成されている。DHQ 中の食品およびポーションサイズは、国民栄養調査の結果およびいくつかの日本料理に関するレシピ本を参考に決められている。

147 の食品およびエネルギー摂取量の推定には、日本食品標準成分表をもとにして特別に開発された計算プログラムを用いた。47 人の女性を対象とした先行研究において、DHQ と 3 日間食事記録から計算されたエネルギー摂取量のピアソンの相関係数は 0.48 であった。また、92 人の女性を対象とした別の先行研究において、DHQ と 16 日間食事記録から計算された 16 の食品群摂取量のスピアマンの相関係数の平均値は 0.35 (0.05~0.59) であった。

B-3. 便秘

先行研究をもとに便秘に関する質問票を作成し、それを、20 ページからなる最近 6 年間の生活習慣をたずねる質問票の中に組み込んだ。便秘の判定には Rome I 基準を用いた。この Rome I 基準は 1999 年に修正されている (Rome II 基準) が、先行研究は一貫して、Rome II 基準による便秘の診断は限定的に過ぎるということを示しているので、今回は Rome I 基準を採用した。Rome I 基準による便秘の判定には、以下の 4 つの質問が用いられた：1) 排便中、精一杯ふんばることはあり

ましたか？ 2) 排便後、便がまだ出きっていないと感じることはありましたか？ 3) 便は硬いですか？ 4) 排便は平均して 1 週間に何回ありましたか？ これらの質問は最近 12 ヶ月間についてたずねられた。1~3 の質問の選択肢は、「いいえ」、「ときどき」、「しばしば」、「ほとんどいつも」、であった。4 つの質問のうち 2 つ以上で陽性 (1~3 の質問では、回答が「しばしば」、もしくは「ほとんどいつも」の場合、4 の質問では、3 回未満の場合) である場合、便秘であるとみなされた。

B-4. その他の変数

質問票の中で、身長、体重、居住地域、現在の喫煙 (はい、いいえ)、現在の経口薬の使用 (はい、いいえ) をたずねた。BMI は、体重 (kg) を身長 (m) の 2 乗で除して求めた。BMI で対象者を 3 グループ (<18.5、18.5-24.9、 ≥ 25 kg/m²) に分けた。居住地域は、国民栄養調査を参考に、6 つの居住ブロック (北海道・東北、関東、北陸・東海、近畿、中国・四国、九州) に分類された。居住地域はまた、人口規模によって、3 つのカテゴリ (人口 100 万人以上の都市、人口 100 万人未満の都市、町や村) に分類された (居住地域の規模)。

質問票ではさらに、普段の起床時刻と就寝時刻 (これらから睡眠時間を算出)、高強度の身体活動、中強度の身体活動、歩行、および座位活動の頻度と時間をたずねた。それぞれの活動に、文献を参照して metabolic equivalent (MET) をあてはめ、1 日あたりの活動時間に MET を掛けて、すべてを合計した (MET-hour スコア)。この値は、1 日に消費する体重 1 kg あたりのエネルギー量を示す。一方、日本人の基礎代謝量基準値もまた 1 日に消費する体重 1 kg あたりのエネルギー量で示されている。そこで、MET-hour スコアを、

18～29歳の日本人女性の基礎代謝量基準値で除して、身体活動レベルを算出した。対象者は身体活動レベルで5つのカテゴリに分類された。

B-5. 統計処理

エネルギーで調整済み (g/1000 kcal) の18の食品群の摂取量と機能性便秘との関連を検討した。ロジステック回帰分析を用いて、それぞれの食事変数の5分位別に便秘のオッズ比(粗値と交絡要因で調整済みの値)および95%信頼区間を計算した。用いられた交絡要因は、BMI(3カテゴリ)、居住ブロック(6カテゴリ)、居住地域の規模(3カテゴリ)、喫煙(2カテゴリ)、飲酒(2カテゴリ)、経口薬の使用(2カテゴリ)、身体活動レベル(5分位)、エネルギー摂取量(5分位)であった。すべての統計処理は、SASソフトウェアを用いて行った。有意水準を5%未満(両側)とした。

C. 結果

対象者の基本的特性を表1に示す。年齢、身長、体重の平均値(±標準偏差)は、それぞれ、18.1±0.3歳、157.9±5.3cm、52.3±7.7kgであった。26.2%の対象者(n=1002)が便秘と判定された。便秘と判定された対象者において、喫煙者、飲酒者、経口薬の使用者が多かった。

表2に、食事変数の5分位別にみた便秘の調整済みオッズ比を示す。めし類摂取量と便秘とのあいだに有意な負の関連がみられた。めし類の最低摂取群(第1分位)に対する便秘の調整済みオッズ比は、第2分位で0.81、第3分位で0.73、第4分位で0.76、第5分位で0.59であった(傾向性の $P<0.0001$)。豆類もまた便秘と負の関連を示した。豆類の最低摂取群に対する便秘の調整済み

オッズ比は、第2分位で0.90、第3分位で0.64、第4分位で0.68、第5分位で0.77であった(傾向性の $P=0.003$)。一方、菓子類摂取量と便秘の間には正の関連がみられた。菓子類の最低摂取群に対する便秘の調整済みオッズ比は、第2分位で1.17、第3分位で1.20、第4分位で1.51、第5分位で1.64であった(傾向性の $P<0.0001$)。パン類もまた便秘と正の関連を示した。パン類の最低摂取群に対する最高摂取群の便秘の調整済みオッズ比は1.41であった(傾向性の $P=0.01$)。ほかの食品と便秘との関連はみられなかった。

D. 考察

D-1. 主な知見

この研究は、われわれの知る限り、妥当性を確認済みの食事評価法(本研究ではDHQ)によって推定された食品摂取量と、Rome I基準によって評価された機能性便秘との関連を検討した最初の研究である。さまざまな交絡要因で調整したところ、めし類と豆類の摂取量は機能性便秘と負の関連を、菓子類とパン類の摂取量は機能性便秘と性の関連を示した。

D-2. 結果解釈上の問題点

本研究にはいくつかの問題点がある。第一に、便秘のひとは食習慣を変えているかもしれないので、本研究の解釈には慎重であるべきである。一般に、めし類、豆類、菓子類、パン類が便秘に影響を与えるとは考えられていないものの、今回みられた関連は、便秘になったあとの食習慣を反映しているだけかもしれない。しかし、パン類以外は、先行研究でも同様の関連が認められている。

第二に、すべての自己申告による食事評価にお

いて、食事摂取量の測定誤差や選択的過小評価や過大評価が不可避である。しかし、データの妥当性を最大にするために、この研究では、すでに妥当性を確認済みの DHQ を用いた。加えて、結果セクションで示したのと同様の結果が、生理学的に妥当なエネルギー摂取量（エネルギー摂取量を基礎代謝量で割った値が 1.2 から 2.5）である対象者（ $n = 2717$ ）のみを用いた解析でも観察された（結果は示さず）。よって、食事摂取量の測定誤差や選択的過小評価や過大評価の影響を完全に排除することは不可能ではあるものの、食事データの不正確さが本研究の知見に大きな影響を与えているということはなさそうである。

第三に、本研究の対象者は、健康に対する意識が高いであろう、限定された、栄養士養成施設の女子学生であるので、今回の結果が日本人の一般集団にもあてはまるかどうかはわからない。最後に、さまざまな交絡要因での調整を試みたものの、交絡要因の影響が残っている可能性を否定することはできない。

E. 結論

われわれはすでにいくつかの食品の摂取量と便秘の関連を見出してきたが、その研究では、便秘の判定には完全に主観的な、非常に簡易なひとつの質問（便秘がちなほうですか？）が用いられていた。本研究では、食品摂取量と、症状をもとにした基準によって評価された機能性便秘

（Rome I 基準：排便中に精一杯ふんばるか、便は硬いか、排便後に便がまだ出きっていないと感じるか、排便の頻度が少ないか）との関連を検討した。対象者は、日本全国 53 の栄養士要請施

設に所属する 18~20 歳の女子学生 3835 人であった。食事摂取量の推定には自記式食事歴法質問票を用いた。便秘の判定には、Rome I 基準を用いた。26%のひとが便秘と判定された。いくつかの食品の摂取量は機能性便秘と有意な関連を示した。最低摂取群（第 1 分位）に対する最高摂取群（第 5 分位）の調整済みオッズ比（95%信頼区間；傾向性の P）は、めし類において 0.59（0.46-0.75； <0.0001 ）、豆類において 0.77（0.61-0.97；0.003）、菓子類において 1.64（1.30-2.08； <0.0001 ）、パン類において 1.41（1.11-1.78；0.01）であった。結論として、若年日本人女性の一集団において、めし類と豆類の摂取量は機能性便秘と負の関連を、菓子類とパン類の摂取量は機能性便秘と性の関連を示した。これらの結果は、非常に簡易な質問で便秘を評価したわれわれの先行研究と一致するものであった。しかし、本研究は因果関係を明らかにすることはできない横断研究であり、また、今回みられた関連に対する生物学的説明が不十分であるので、さらなる観察研究および介入研究によって、今回の知見を確かめる必要がある。

F. 研究発表

1. 論文発表

なし

2. 学会発表

なし

表1 対象者の基本的特性¹

	全員 (n=3835)	便秘群 ² (n=1002)	非便秘群 (n=2823)	p ³
Body mass index (kg/m ²)	21.0 ± 2.8	21.0 ± 2.8	21.0 ± 2.8	0.08
<18.5	14.6	14.6	14.6	0.19
18.5-24.9	77.8	77.8	77.8	
>=25	7.6	7.6	7.6	
居住ブロック				
北海道・東北	9.8	9.8	9.8	0.20
関東	34.3	34.3	34.3	
北陸・東海	14.0	14.0	14.0	
近畿	20.0	20.0	20.0	
中国・四国	11.0	11.0	11.0	
九州	10.9	10.9	10.9	
居住地域の規模				
人口100万人以上の都市	19.5	19.5	19.5	0.98
人口100万人未満の都市	65.2	65.2	65.2	
町や村	15.3	15.3	15.3	
喫煙				
いいえ	98.5	97.8	98.8	0.02
はい	1.5	2.2	1.2	
飲酒				
いいえ	81.0	76.9	82.4	0.0001
はい	19.0	23.2	17.6	
経口薬の使用				
いいえ	90.1	83.8	92.4	<0.0001
はい	9.9	16.2	7.7	
身体活動レベル	1.45 ± 0.15	1.45 ± 0.16	1.45 ± 0.15	0.56
第1分位(<1.36)	19.2	20.0	19.8	0.96
第2分位(1.36-1.38)	20.2	20.5	20.1	
第3分位(1.39-1.42)	20.0	20.6	19.8	
第4分位(1.43-1.49)	20.0	19.6	20.2	
第5分位(>1.49)	20.0	19.5	20.2	
エネルギー摂取量(kcal/日)	1819 ± 502	1835 ± 531	1814 ± 491	0.26
第1分位(<1407)	20.0	20.6	19.8	0.19
第2分位(1407-1636)	20.0	19.5	20.2	
第3分位(1637-1869)	20.0	19.1	20.3	
第4分位(1870-2181)	20.0	18.6	20.5	
第5分位(>2182)	20.0	22.4	19.2	

¹値は平均値±標準偏差、または%。

²Rome I 基準を用いて判定。

³連続変数にはt検定を、カテゴリ変数にはカイ二乗検定を用いた。

表2 食品群摂取量(g/1000 kcal)の5分位別にみた便秘の調整済みオッズ比および95%信頼区間(n = 3825)^{1,2}

	摂取量の5分位					傾向性のP
	1	2	3	4	5	
めし類 ³	78 [0-101]	119 [101-135]	152 [135-169]	188 [169-214]	251 [214-448]	
n(便秘あり/便秘なし)	247/518	206/559	191/574	197/568	161/604	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	0.81 (0.65-1.02)	0.73 (0.58-0.92)	0.76 (0.60-0.96)	0.59 (0.46-0.75)	<0.0001
パン類 ³	4 [0-9]	14 [9-18]	23 [18-28]	34 [28-41]	53 [41-171]	
n(便秘あり/便秘なし)	178/587	199/566	206/559	195/570	224/541	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	1.16 (0.92-1.47)	1.27 (1.00-1.61)	1.17 (0.92-1.49)	1.41 (1.11-1.78)	0.01
めん類 ³	0 [0-11]	16 [11-24]	31 [24-38]	47 [38-59]	79 [59-355]	
n(便秘あり/便秘なし)	204/561	211/554	207/558	185/580	195/570	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	1.06 (0.84-1.33)	1.02 (0.81-1.29)	0.90 (0.71-1.14)	0.94 (0.75-1.19)	0.30
いも類 ³	6 [0-8]	10 [8-11]	13 [11-15]	18 [15-22]	29 [22-165]	
n(便秘あり/便秘なし)	199/566	169/596	206/559	218/547	210/555	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	0.80 (0.63-1.02)	1.03 (0.82-1.30)	1.10 (0.87-1.38)	1.04 (0.83-1.31)	0.15
菓子類 ^{5,3}	18 [1-24]	29 [24-33]	37 [33-42]	47 [42-54]	63 [54-142]	
n(便秘あり/便秘なし)	162/603	185/580	191/574	224/541	240/525	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	1.17 (0.92-1.50)	1.20 (0.94-1.53)	1.51 (1.19-1.92)	1.64 (1.30-2.08)	<0.0001
油脂類 ³	7 [1-8]	10 [8-11]	12 [11-14]	15 [14-18]	21 [18-67]	
n(便秘あり/便秘なし)	196/569	210/555	205/560	194/571	197/568	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	1.14 (0.91-1.44)	1.11 (0.88-1.40)	1.04 (0.82-1.32)	1.03 (0.81-1.31)	0.90
豆類 ^{6,3}	7 [0-10]	13 [10-17]	20 [17-25]	30 [25-37]	48 [37-174]	
n(便秘あり/便秘なし)	234/531	216/549	174/591	181/584	197/568	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	0.90 (0.72-1.12)	0.64 (0.50-0.80)	0.68 (0.54-0.86)	0.77 (0.61-0.97)	0.003
魚介類 ³	11 [0-16]	20 [16-24]	27 [24-31]	35 [31-41]	50 [41-164]	
n(便秘あり/便秘なし)	209/556	208/557	194/571	184/581	207/558	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	1.00 (0.80-1.26)	0.92 (0.73-1.16)	0.88 (0.70-1.11)	0.98 (0.78-1.23)	0.54
肉類 ³	15 [0-20]	23 [20-27]	31 [27-35]	39 [35-46]	55 [46-134]	
n(便秘あり/便秘なし)	199/566	192/573	194/571	219/546	198/567	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	0.98 (0.78-1.24)	1.03 (0.81-1.29)	1.17 (0.93-1.47)	1.03 (0.81-1.30)	0.39
卵類 ³	3 [0-5]	8 [5-13]	15 [13-20]	25 [20-29]	36 [29-127]	
n(便秘あり/便秘なし)	192/573	211/554	197/568	200/565	202/563	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	1.12 (0.89-1.42)	1.02 (0.80-1.29)	1.04 (0.82-1.31)	1.12 (0.89-1.42)	0.58
乳類 ³	16 [0-26]	38 [26-52]	66 [52-82]	100 [82-123]	172 [123-596]	
n(便秘あり/便秘なし)	212/553	200/565	198/567	193/572	199/566	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	0.90 (0.72-1.14)	0.88 (0.70-1.11)	0.87 (0.69-1.10)	0.91 (0.72-1.15)	0.39
野菜類 ^{7,3}	49 [2-67]	80 [67-95]	110 [95-126]	146 [126-173]	221 [173-1142]	
n(便秘あり/便秘なし)	218/547	201/564	187/578	197/568	199/566	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	0.89 (0.71-1.12)	0.81 (0.64-1.02)	0.84 (0.67-1.06)	0.86 (0.68-1.09)	0.18
果物類 ³	8 [0-14]	20 [14-27]	36 [27-45]	57 [45-74]	104 [74-614]	
n(便秘あり/便秘なし)	224/541	189/576	201/564	176/589	212/553	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	0.80 (0.64-1.01)	0.84 (0.67-1.06)	0.70 (0.55-0.89)	0.87 (0.69-1.09)	0.11
水 ³	0 [0]	11 [2-14]	34 [14-62]	96 [62-185]	319 [185-1649]	
n(便秘あり/便秘なし)	319/950	62/199	205/560	203/562	213/552	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	0.93 (0.68-1.28)	1.05 (0.85-1.29)	1.04 (0.84-1.28)	1.10 (0.89-1.35)	0.36
緑茶とウーロン茶 ³	44 [0-80]	124 [80-189]	237 [189-288]	366 [288-459]	635 [459-1806]	
n(便秘あり/便秘なし)	212/553	190/575	188/577	210/555	202/563	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	0.87 (0.69-1.09)	0.86 (0.68-1.09)	1.00 (0.79-1.26)	0.93 (0.74-1.17)	0.97
紅茶 ³	0 [0]	11 [2-14]	25 [14-40]	72 [40-1069]		
n(便秘あり/便秘なし)	482/1351	108/354	206/559	206/559		
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	1.02 (0.83-1.24)	0.83 (0.63-1.09)	1.02 (0.81-1.28)		0.99
コーヒー ³	0 [0]	13 [4-29]	65 [29-1282]			
n(便秘あり/便秘なし)	638/1800	171/451	193/572			
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	1.10 (0.91-1.34)	1.11 (0.87-1.42)			0.41
その他の非アルコール性飲料 ³	0 [0-0.002]	4 [0.002-10]	18 [10-29]	42 [29-61]	96 [61-860]	
n(便秘あり/便秘なし)	197/568	212/553	178/587	198/567	217/548	
調整済みオッズ比(95%信頼区間) ⁴	1.00	1.11 (0.88-1.40)	0.87 (0.69-1.11)	1.02 (0.81-1.29)	1.11 (0.88-1.40)	0.60

¹便秘の判定にはRome I基準を用いた。

²対象者の1/5以上が非摂取者であったため、水、紅茶、コーヒーは5分位ではない(それぞれ、5、4、3カテゴリ)。

³値はメディアン[範囲]。

⁴Body mass index(<18.5、18.5-24.9、≥25 kg/m²)、居住ブロック(北海道・東北、関東、北陸・東海、近畿、中国・四国、九州)、居住地域の規模(人口100万人以上の都市、人口100万人未満の都市、町や村)、喫煙(はい、いいえ)、飲酒(はい、いいえ)、飲み薬の使用(はい、いいえ)、身体活動レベル(5分位)、エネルギー摂取量(5分位)で調整。

⁵砂糖と甘味料を含む。

⁶種実類を含む。

⁷きのこ類と海藻類を含む。

分担研究報告書

若年日本人女性における食事エネルギーにかかる費用：

食品・栄養素摂取量および body mass index との関連

分担研究者 佐々木 敏¹、村上健太郎^{1*}、大久保公美^{2*}、高橋佳子^{1*}

¹ 独立行政法人国立健康・栄養研究所栄養所要量策定企画・運営担当、

² 女子栄養大学食生態学研究室、*協力研究者

研究要旨

食事の金銭的費用と食事摂取量および肥満との関連は、とりわけ非欧米諸国において、よくわかっていない。そこで、若年日本人女性において、食事エネルギーの費用と食事摂取量および body mass index (BMI) との関連を検討した。

対象者は、日本全国 53 の栄養士養成施設に所属する 18~20 歳の女子学生 3931 人であった。食事摂取量の推定には、妥当性を確認済みの自記式食事歴法質問票を用いた。食事の金銭的費用の推定は、小売物価統計調査のデータを用いて行い、食事エネルギーの費用 (円/1000 kcal) を計算した。BMI の計算には自己申告の身長と体重を用いた。

食事エネルギーの費用は、果物、野菜、魚介類、豆類摂取量と正の関連を示したが、油脂類、肉類、非アルコール飲料摂取量とも正の関連を示し、穀類摂取量とは負の関連を示した (傾向性の $P < 0.01$)。栄養素レベルでは、食事エネルギーの費用は、食物繊維や多くのビタミン類やミネラル類と正の関連を示す一方で、脂質、飽和脂肪酸、コレステロール、ナトリウム摂取量とも正の関連を示し、炭水化物摂取量とは負の関連を示した (傾向性の $P < 0.0001$)。考えられる交絡因子で調整したのち、食事エネルギーの費用は BMI と非常に弱いながらも有意な負の関連を示した (傾向性の $P = 0.02$)。

結論として、若年日本人女性において、食事エネルギーの費用は、望ましい食事パターンと望ましくない食事パターンの両方に関連しており、また、非常に弱いながらも BMI と負の関連を示した。

A. 研究の背景ならびに目的

食品選択は多くの要因の影響を受ける一方、食品の価格は明らかに食事選択の重要な要因のひとつである。食品のエネルギー密度 (食品の重量あたりのエネルギー) とエネルギーの費用 (食品のエネルギーあたりの金銭的費用) とのあいだには負の関連が存在する。一般に、穀類、油脂類、砂糖類、菓子類といった、エネルギー密度が大きく、栄養素密度が小さい食品は、低価格で食事エネルギーを供給する。一方、魚介類、野菜類、果

実類といった、エネルギー密度が小さく、栄養素密度が大きい食品の価格はより高い。

より健康的な食品の価格が高ければ、より健康的な食事の価格も高くなるはずであり、金銭的余裕のない消費者は、支出を節約するための手段として、エネルギー密度が大きく、栄養素密度が小さい食品を選択するかもしれない。自由生活を営む人々の食事の費用に関する観察研究は少ないものの、より健康的な食事は、そうでない食事よりも費用がかかるということが示されている。しかし、われわれの知る限り、これらの研究はすべ

てヨーロッパで実施されたものであり、日本を含むアジア諸国でこの種の研究は存在しない。

西洋人と比べて、日本人はエネルギーの大部分(29%)をめし類から摂取している。また、脂質のエネルギー比率(≤30%エネルギー)は比較的小さい。それゆえ、食事の費用と食事摂取量や食事の質との関連は、欧米と日本では異なるかもしれない。そこで、若年日本人女性を対象とした横断研究のデータを用いて、食事エネルギーの費用と食品・栄養素摂取量およびエネルギー密度との関連を検討した。さらに、食事エネルギーの費用とbody mass index (BMI)の関連も検討した。

B. 方法

B-1. 対象と調査方法

本研究は、日本全国33都道府県の54の栄養士養成施設に在籍する学生4679人を対象とした、食事やその他のさまざまな生活習慣に関する質問票調査をもとにしている。それぞれの施設のスタッフは、2005年4月に入学した学生を対象としたオリエンテーションや最初の講義の時間に、2種類の質問票(最近1か月の食事に関する質問票と最近1か月のその他の生活習慣に関する質問票)を学生に配布した。これは、ほとんどの施設で入学後2週間以内に実施された。学生は、オリエンテーションや講義の時間中もしくは自宅で質問票に回答して、各施設のスタッフに提出した。各施設のスタッフは、調査プロトコルに従って、できるだけ迅速に質問票の記入内容を確認した。未記入の箇所や非論理的な回答が見つかった場合には、学生にもう一度回答してもらった。その後、各施設のスタッフは回収した質問票を調査事務局に郵送した。事務局のスタッフは質問票の内容をもう一度確認し、必要に応じて、質問票を各施設のスタッフに郵送し、学生に再度回答してもらった。このようなわけで、すべての質問票の記入内容は、各施設のスタッフによって最低1回、

事務局のスタッフによって最低1回チェックされた。ほとんどの調査は2005年5月に完了した。本研究のプロトコルは、独立行政法人国立健康・栄養研究所の倫理審査委員会によって承認されている。

合計で4394人の学生(女性4168人、男性226人)が2種類の質問票の両方に回答した(回収率=93.9%)。今回の解析のために、18~20歳の女子学生(n=4060)に限定した。その4060人から、5月下旬に調査が行われた施設に所属するひと(n=98)、極端にエネルギー摂取量が低いもしくは高い(<500kcal/日未満、もしくは>4000kcal/日)ひと(n=23)、本研究で使用する変数において欠損があるひと(n=12)を除外した。2つ以上の除外カテゴリに属するひともいたので、最終的な解析対象者数は3931人であった。

(倫理面への配慮)

ヘルシンキ宣言を遵守して実施した。研究参加者には書面ならびに口頭での説明を研究協力者が行い、じゅうぶんに理解し、同意が得られたひとを研究対象者とした。対象者の自由意志により、研究実施中ならびに実施後における研究からの離脱が可能なようにじゅうぶん配慮した。また、収集したデータは、データ管理者のみが管理し、その他の共同研究者には、個人が特定できない形式の情報(個人にはIDが与えられ、個人が特定できない形式)として配布し、各自、厳重に保管することとした。

B-2. 食事評価

すでに妥当性が確認された自記式食事歴法質問票(DHQ)を用いて、最近1か月間の食習慣を評価した。DHQは、全16ページの構造化された質問票で、食習慣全般、調理法、アルコール飲料の摂取頻度と量、121の食品の摂取頻度と量、サブ

リメントの使用状況、主食とみそ汁の摂取頻度と量、週1回以上摂取するがDHQに登場しなかった食品の自由記入欄の7つのセクションから構成されている。DHQの中の食品およびポーションサイズは、国民栄養調査の結果およびいくつかの日本料理に関するレシピ本を参考に決められている。

148の食品、エネルギー、栄養素摂取量の推定には、日本食品標準成分表をもとにして特別に開発された計算プログラムを用いた。本研究では、エネルギー調整済み摂取量（エネルギー産生栄養素では、%エネルギー、その他の栄養素および食品では、1000 kcalあたりの重量）を用いた。総エネルギー摂取量をすべての食品の摂取重量（アルコール飲料を除く）で割った値を、エネルギー密度（kcal/g）とした。47人の女性を対象とした先行研究におけるDHQと3日間食事記録とのピアソンの相関係数は、エネルギーで0.48、たんぱく質で0.48、脂質で0.55、総炭水化物で0.48であった。また、92人の女性を対象とした別の先行研究におけるDHQと16日間食事記録とのピアソンの相関係数は、総食物繊維で0.69、エネルギー密度で0.40、すべての食品の摂取重量で0.33、また、食品におけるスピアマンの相関係数は0.28~0.59であった。

B-3. 食事の費用

DHQによって評価された習慣的な食事の金銭的費用（円/日）は、DHQからの食品の摂取量（g/日）にその食品の推定価格（円/g）をかけ、各食品のその値を合計することによって計算された（1円=0.007ユーロ=0.008ドル（2006年4月現在））。この計算は、すべての食品は購入され、その後、家庭で調理され、摂取されたということ为前提としている。アルコール飲料（6品目）、エネルギーを含まない非アルコール飲料（4品目）、飲料水、めんスープ、みそ汁の水はこの計算に含まれなかった。それぞれの食品の価格は主に小売

物価統計調査から得られた（135品目中122品目；90%）。小売物価統計調査で調べられていなかった食品の価格は、全国に店舗を持つスーパーマーケット（西友）やファーストフード店（ミスタードーナツ）のウェブサイトから得られた（135品目中13品目；10%）。価格の計算には調理中の廃棄分などが考慮された。食事エネルギーの費用（円/1000 kcal）は、1日あたりの食事の費用（円/日）を1日あたりのエネルギー摂取量（kcal/日）で除し、1000倍して計算した。各食品のエネルギーの費用を表1に示す。

B-4. BMI

DHQの中で、身長と体重を自己申告させた。BMIは、体重（kg）を身長（m）の2乗で除して求めた。

B-5. その他の変数

最近1か月間の食事以外の生活習慣をたずねる12ページからなる質問票において、対象者は居住地域を申告した。この居住地域を、国民栄養調査を参考に、6つの居住ブロック（北海道・東北、関東、北陸・東海、近畿、中国・四国、九州）に分類した。居住地域はまた、人口規模によって、3つのカテゴリ（人口100万人以上の都市、人口100万人未満の都市、町や村）に分類された（居住地域の規模）。居住形態（家族と同居、ひとり暮らし、その他）、現在の喫煙（はい、いいえ）と現在体重を減少しようとしているか（はい、いいえ）についてもまた質問票で申告された。

この質問票ではさらに、普段の起床時刻と就寝時刻（これらから睡眠時間を算出）、高強度の身体活動、中強度の身体活動、歩行、および座位活動の頻度と時間をたずねた。それぞれの活動に、文献を参照してmetabolic equivalent (MET)をあてはめ、1日あたりの活動時間にMETを掛け

て、すべてを合計した (MET-hour スコア)。この値は、1日に消費する体重 1 kg あたりのエネルギー量を示す。一方、日本人の基礎代謝量基準値もまた 1日に消費する体重 1 kg あたりのエネルギー量で示されている。そこで、MET-hour スコアを、18~29歳の日本人女性の基礎代謝量基準値で除して、身体活動レベルを算出した。対象者は身体活動レベルで5つのカテゴリに分類された。摂食速度は、DHQの中で5つの質的カテゴリ(かなり遅い、やや遅い、ふつう、やや速い、かなり速い)を用いて評価された。自己申告の摂食頻度と友人が申告した摂食頻度とはかなり一致することが先行研究で示されている。DHQでは、現在サプリメントを使用しているかどうかもたずねられた(はい、いいえ)。

B-6. 統計処理

すべての統計処理は、SASソフトウェアを用いて行った。食事エネルギーにかかる費用の5分位別に食事摂取量およびBMIの平均値(未調整値および調整済み値)を計算した。交絡因子として用いた変数は、居住ブロック(北海道・東北、関東、北陸・東海、近畿、中国・四国、九州)、居住地域の規模(人口100万人以上の都市、人口100万人未満の都市、町や村)、居住形態(家族と同居、ひとり暮らし、その他)、喫煙(はい、いいえ)、飲酒(はい、いいえ)、サプリメントの使用(はい、いいえ)、体重を減少しようとしているか(はい、いいえ)、摂食速度(かなり遅い、やや遅い、ふつう、やや速い、かなり速い)、身体活動レベル(連続変数)、エネルギー摂取量(連続変数)であった。BMIの解析では、たんぱく質の%エネルギー(連続変数)、脂質の%エネルギー(連続変数)、食物繊維摂取量(連続変数)でさらに調整した。傾向性のP値は、それぞれのカ

テゴリのメディアンを連続変数として扱って計算した。有意水準を5%未満(両側)とした。

C. 結果

対象者の基本的特性を表2に示す。食事エネルギーの費用が大きい群ほど、大都市に住んでいるひと、家族と同居しているひと、飲酒者、サプリメントの使用者、食べるのが遅いひと、体重を減少しようとしているひとの割合が大きかった。食事エネルギーの費用が大きい群ほど、体重、BMI、身体活動レベルの平均値が大きかった。食事の費用は主に魚介類(16%)、肉類(16%)、野菜類(16%)、菓子類(12%)、めし類(9%)によって占められていた(表3)。食事エネルギーの費用が大きい群ほど、穀類にかかる費用の平均値が小さかった(めん類を除く)。穀類以外の食品の費用は、食事エネルギーの費用が大きい群ほど大きかった。

表4に食事エネルギーの費用と食事摂取量の関連を示す。食事エネルギーの費用は、望ましい食事パターンと望ましくない食事パターンの両方に関連していた。食品レベルでは、食事エネルギーの費用は、野菜、果物、魚介類、豆類、いも類、乳類摂取量と正の関連を示す一方で、油脂類、肉類、非アルコール飲料摂取量とも正の関連を示し、穀類摂取量とは負の関連を示した(傾向性の $P < 0.01$)。栄養素レベルでは、食事エネルギーの費用は、たんぱく質、食物繊維や多くのビタミン類やミネラル類と正の関連を示す一方で、脂質、飽和脂肪酸、コレステロール、ナトリウム摂取量とも正の関連を示し、炭水化物摂取量とは負の関連を示した(傾向性の $P < 0.0001$)。交絡因子で調整してもこれらの関連は大きくは変わらなかった(結果は示さず)。

表5に食事エネルギーの費用とBMIの関連を示す。考えられる交絡因子で調整したのち、食事エネルギーの費用はBMIと非常に弱いながらも有意な負の関連を示した(モデル2:傾向性のP

=0.02)。栄養素摂取量でさらに調整してもこの有意な関連は認められた（モデル3：傾向性のP=0.03）。

D. 考察

D-1. 主な知見

この研究は、われわれの知る限り、めしを主食とし、脂質摂取量が比較的少ないアジア人の集団において、食事にかかる費用と食事摂取量の関連を検討した最初の研究である。若年日本人集団において、食事エネルギーの費用は、望ましい食事パターンと望ましくない食事パターンの両方に関連していた。また、食事エネルギーの費用は、非常に弱いながらもBMIと負の関連を示した。

D-2. 結果解釈上の問題点

本研究にはいくつかの問題点がある。第一に、実際に支出データがないために、食品の価格は主に小売物価統計調査から得られた。今回計算された食事の費用は実際の食費の近似値に過ぎないため、結果の解釈には注意が必要である。しかし、すべての先行研究で同様の方法がとられている。

第二に、すべての自己申告による食事評価において、食事摂取量の測定誤差や選択的過小評価や過大評価が不可避である。データの妥当性を最大にするために、この研究では、すでに妥当性を確認済みのDHQを用いた。また、結果セクションで示したのと同様の結果が、生理学的に妥当なエネルギー摂取量（エネルギー摂取量を基礎代謝量で割った値が1.2から2.5）である対象者（n=2792）のみを用いた解析でも観察された（結果は示さず）。よって、食事摂取量の測定誤差や選択的過小評価や過大評価の影響を完全に排除することは不可能ではあるものの、食事データの不正

確さが本研究の知見に大きな影響を与えているということはなさそうである。

この研究では、測定した身長と体重ではなく、自己申告の身長と体重を用いてBMIを計算した。しかし、先行研究において、自己申告の身長・体重から計算されたBMIは身長・体重の測定値から計算されたBMIと強く相関することが示されている。よって、自己申告の身長・体重から計算されたBMIは、少なくとも関連を検討する解析においては信頼できる変数であると考えられる。

本研究の対象者は、健康に対する意識が高いであろう、限定された、栄養士養成施設の女子学生であるので、今回の結果が日本人の一般集団にもあてはまるかどうかはわからない。栄養教育の影響を最小限にするために、今回の調査はほとんどの施設で入学後2週間以内実施された。また、さまざまな交絡要因での調整を試みたものの、交絡要因の影響が残っている可能性を否定することはできない。

E. 結論

食事の金銭的費用と食事摂取量および肥満との関連は、とりわけ非欧米諸国において、よくわかっていない。そこで、若年日本人女性において、食事エネルギーの費用と食事摂取量およびBMIとの関連を検討した。対象者は、日本全国53の栄養士要請施設に所属する18~20歳の女子学生3931人であった。食事摂取量の推定には、妥当性を確認済みの自記式食事歴法質問票を用いた。食事の金銭的費用の推定は、小売物価統計調査のデータを用いて行い、食事エネルギーの費用（円/1000 kcal）を計算した。BMIの計算には自己申告の身長と体重を用いた。食事エネルギーの費用は、果物、野菜、魚介類、豆類摂取量と正の関連を示したが、油脂類、肉類、非アルコール飲料摂取量とも正の関連を示し、穀類摂取量とは負の関