

20040/288A

厚生労働科学研究費補助金  
健康科学総合研究事業

健康づくりのための個々人の身体状況に応じた適切な  
食事摂取に関する栄養学的研究

平成 16 年度 総括・分担研究報告書

主任研究者: 佐々木 敏

平成 17 年(2005 年) 3 月

**厚生労働科学研究費補助金  
健康科学総合研究事業**

**健康づくりのための個々人の身体状況に応じた適切な**

**食事摂取に関する栄養学的研究**

**平成 16 年度 総括・分担研究報告書**

**主任研究者:佐々木 敏**

**平成 17 年(2005 年) 3 月**

## 目次

### 総括研究報告書

健康づくりのための個々人の身体状況に応じた適切な食事摂取に関する栄養学的研究

佐々木敏

2-7

### 分担研究報告書

食事歴法質問票から得られる摂取エネルギーの妥当性と申告精度に及ぼす要因—二重標識水法を外的指標とした検討— 佐々木敏、赤川安正、他

8-16

小学生版簡易型自記式食事歴法質問票(BDHQ10y)の妥当性の検討 佐々木敏、門脇孝、他

17-29

BDHQを用いた女性への栄養教育支援による食習慣の改善 佐々木敏、内藤義彦、他

30-36

### 資料

37-101

- 1) Okubo H, Sasaki S. Underreporting of energy intake among Japanese women aged 18-20 years and its association with reported nutrient and food group intakes. *Public Health Nutr* 2004; 7: 911-7.
- 2) 佐々木敏. 特集 I 糖尿病予防のための食事、II 肥満予防のための食事、III がん予防のための食事、IV 高血圧予防のための食事 よぼういがく 2004; 34(4): 3-45.
- 3) 佐々木敏. 保健師のための EBN 入門⑧. 栄養指導のための科学的根拠: 高脂血症. 地域保健 2004; 35(1): 57-60.
- 4) 佐々木敏. 保健師のための EBN 入門⑨. 栄養指導のための科学的根拠: 肥満と食行動. 地域保健 2004; 35(2): 91-6.
- 5) 佐々木敏. 保健師のための EBN 入門⑩. EBN を正しく使う7つのコツ. 地域保健 2004; 35(4): 87-91.
- 6) 佐々木敏, 大久保公美. 栄養 その4 栄養指導の適任者はだれか. 動脈硬化予防 2004; 3: 93.

健康づくりのための個々人の身体状況に応じた適切な食事摂取に関する栄養学的研究

主任研究者 佐々木 敏

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

研究要旨

【目的】初年度である本年度は、適正な食事摂取方法を個々人に提案し、指導に用いるための一連のシステムの構築の最初の段階として、自記式食事歴法質問票の妥当性の検討を中心に、以下のような研究を実施した。

【研究内容】本年度に実施した各個研究は次のとおりである。研究1:二重標識水法をゴールドスタンダードとした、成人版自記式食事歴法質問票(DHQ)から得られる摂取エネルギーの妥当性の検討。研究2:7日間秤量食事記録をゴールドスタンダードとした、小学生版簡易型自記式食事歴法質問票(BDHQ10y)の妥当性の検討。研究3:成人版簡易型自記式食事歴法質問票(BDHQ)を用いた、女性への栄養教育支援による食習慣の改善効果の検討。

【主な結果】研究1より、DHQにおける摂取エネルギーの過小申告の程度は欧米諸国からの報告とほぼ同程度であるものの、集団として評価する場合、摂取量に無視できないほどに大きな系統誤差が存在することが明らかとなった。研究2より、BDHQ10yの妥当性は、栄養素レベルでも食品レベルでもじゅうぶんでなく、ポーションサイズや休職の計算プログラムの見直しが必要であると考えられた。研究3より、栄養素等摂取状況の結果を簡単に示すBDHQの結果票を加えた、専門家による栄養教育の実施による、食習慣の改善の可能性が示唆された。

【今後の課題】適正な食事摂取方法を個々人に提案し、指導に用いるための一連のシステムの構築を実現するために必要不可欠である、食事アセスメント法の基礎的研究をさらに進めていく必要がある。

【研究組織】

分担研究者

内藤義彦(武庫川女子大学生生活環境学部 教授)

赤川安正(広島大学大学院医歯薬学総合研究科  
教授)

門脇孝(東京大学医学部附属病院糖尿病・代謝内科、  
内科学 教授)

研究協力者

大久保公美(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 研究補助)

高橋佳子(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 研究員)

渡邊智子(千葉県立衛生短期大学栄養学科 教授)

A. 背景と研究目的

## A-1. 背景

食品・栄養素摂取量、食行動(行動変容への意識レベルを含む)、食環境、生活活動(運動)習慣、食事能力関連の身体機能(咀嚼機能、嚥下機能等を含めた口腔状態[以下、口腔状態と略する])などを定性的または定量的に把握し、適正な食事摂取方法を個々人に提案し、指導に用いるための一連のシステムは数多く開発され、保健・健康増進分野を中心に広く用いられている。しかし、その多くは以下の問題点を有している。

- ① 生活活動(運動)習慣および食事能力関連の身体機能(口腔状態)が栄養摂取状態にどのような影響を与えているのかに関する信頼度の高いデータはわが国には存在しない。
- ② 上記の分野を総合的・統合的に把握し、指導に活用するものは乏しい。
- ③ 保健・健康増進分野で用いられている指導は、個々人の特徴・特性を考慮しない画一的なものが多く、個々人のニーズにじゅうぶんに対応できていない。中年では生活活動(運動)習慣の考慮、高齢者では食事能力関連の身体機能(口腔状態)の考慮が特に大きな課題であると考えられる。
- ④ 個々人の指導受容可能性を科学的に評価したうえで、指導理論(change-of-stage modelなど)や、それを踏まえた食事摂取に関する指導システムの開発は、わが国ではじゅうぶんではない。
- ⑤ 疾病を持たない健常者を対象とする一次予防、ハイリスク者を対象とする一次予防、軽度の疾患を有する患者を対象とする指導(疾病コントロール)における指導方法は理論的にも実践的にも異なるが、食事指導の分野においては、この相違を理論的な裏づけをもって明確に区別した指

導システムはほとんど存在していない。これは、糖尿病の分野で特に大きな問題となっているものと考えられる。

- ⑥ 把握(アセスメント)方法の妥当性の検討がなされていないが多い。その結果として、科学的根拠に基づかない指導がなされることが少なくない。
- ⑦ システムを実際の指導に用いた場合の効果や限界に関する科学的検証が行われていないものが多い。

このような現状と、この種のシステムの社会的重要性を鑑み、本研究では、以下の研究を行う予定である。

- ① 栄養(食事摂取習慣・食行動・食環境)、運動(生活活動習慣)、食事能力関連の身体機能(口腔状態)を中心として、それぞれのアセスメント方法の開発を行う。  
なお、栄養に関しては佐々木(分担)が、運動に関しては内藤(分担)が、食事能力関連の身体機能に関しては赤川(分担)が、軽度疾病群(耐糖能異常者を取り上げる)に関しては門脇(分担)が、それぞれ担当することとする。
- ② 上記それぞれのアセスメント法について、アセスメント能力に関するじゅうぶんな妥当性の検討を行う。
- ③ 生活活動(運動)習慣および食事能力関連の身体機能(口腔状態)が栄養摂取状態にどのような影響を与えているのかに関する横断研究を中年勤労者(240人)と地域在住高齢者(300人)を対象として行い、生活活動(運動)習慣および食事能力関連の身体機能(口腔状態)を考慮した上で個々人にもっとも適切な栄養指導を行うための基礎資料を得る。
- ④ それぞれのアセスメント結果を用いて、管理栄養士、

保健師、歯科衛生士、医師等が、対象者(個人)に対して、適正な食事習慣に関する指導を行えるようなシステムを開発する。指導者が高度な指導方法を短期間にマスターできるよう、指導法に関する自己学習システム(ホームページ等を開発して活用)を開発する。

- ⑤ 対象集団を設定し、指導効果に関する検証(評価研究)を行う。可能な限り、ランダム化割付比較試験の形式で実施することとする。対象者は、①高齢者集団(4集団、各60人、合計240名程度)、②中年勤労者(2集団、各100人、合計200名程度)、③健診で発見された未指導・未治療の耐糖能異常者(4集団120人)とする。①とは③地域住民、②は職域集団とすることを予定している。評価指標としては、行動面の変化と食品・栄養素摂取量の変化の両面を考慮し、可能な集団に対しては、消化・吸収ならびに代謝の影響も考慮した栄養素摂取量の評価指標である生体指標(血清中ビタミンC濃度等)を加えることを計画している。

## A-2. 研究目的

初年度である本年度は、適正な食事摂取方法を個人に提案し、指導に用いるための一連のシステムの構築の最初の段階として、自記式食事歴法質問票の妥当性の検討を中心に、以下のような研究を実施した。本年度に実施した各個研究は次のとおりである。

研究1: 二重標識水法をゴールドスタンダードとした、成人版自記式食事歴法質問票(DHQ)から得られる摂取エネルギーの妥当性の検討。

研究2: 7日間秤量食事記録をゴールドスタンダードとした、小学生版簡易型自記式食事歴法質問票(BDHQ10y)の妥当性の検討。

## 研究3: 成人版簡易型自記式食事歴法質問票

(BDHQ)を用いた、女性への栄養教育支援による食習慣の改善効果の検討。

## B. 研究方法

### (研究1)

全国4地域の20-59歳の健康な一般住民133名(男性61名、女性72名)を対象に調査を実施した。調査には、二重標識水法(Doubly labeled water: DLW)による14日間のfree-livingな消費エネルギー(Total energy expenditure:  $TEE_{DLW}$ )の測定と習慣的な摂取エネルギー(Reported energy intake:  $rEI_{DHQ}$ )を把握するために自記式食事歴法質問票(Self-administered diet history questionnaire: DHQ)による食事調査を消費エネルギー測定の前後の2回行った。本研究では摂取エネルギーの申告精度の評価法として、 $TEE$ と $rEI_{DHQ1}$ の比( $rEI_{DHQ1}/TEE_{DLW}$ )を用いた。

### (研究2)

鳥取県と長野県に在住する小学5年生137人の7日間秤量食事記録法(DR)による食事調査をゴールドスタンダードとしてBDHQ10yの妥当性を検討した。

### (研究3)

簡易型自記式食事歴法質問票(BDHQ)を、平成16年に一般住民健診および骨粗しょう症検診などで要指導とされた女性に、BDHQを実施した。その後6ヶ月の間に、BDHQの結果票などを用い管理栄養士・栄養士が栄養教育を実施した。栄養教育実施前(ベースライン)および栄養教育実施後(6ヶ月後)に、BDHQの回答が得られた238人を対象に、栄養教育による食習慣の改善に与える影響について検討し

た。

#### (倫理面への配慮)

研究1～3は、ヘルシンキ宣言を遵守した。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、同意が得られた者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に配慮した。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、個人は特定できない形式)として配布し、各自、厳重に保管することとした。

#### C. 結果

##### (研究1)

摂取エネルギー( $rEI_{DHQ1}$ )と消費エネルギー( $TEE_{DLW}$ )の相関係数は0.40であった。 $rEI_{DHQ1}$ は $TEE_{DLW}$ よりも集団平均値として1.0・・・2.3 MJ低かった(男性:1.5・・・2.7 MJ、女性:0.6・・・1.9 MJ)。また、対象者を申告状況に応じて分類したところ、男性の57%、女性の31%が過小申告、男性の13%、女性の18%が過大申告者であった。続いて、申告精度に及ぼす要因を検討した結果、男性では、理想体重と現在の体重との差ならびにアルコールの摂取頻度が $rEI_{DHQ1}/TEE_{DLW}$ と有意な正の関連を示した。女性では学歴が有意な正の関連を、一方、BMIは有意な負の関連を示した。

##### (研究2)

BDHQから推定された摂取量とDRから得られた摂取量との相関係数の平均値は、栄養素は男子で0.03～0.36、女子で0.01～0.30(いずれもエネルギー密度モデル)であった。食品群は男子で0.01～0.62、女子は-0.1～0.62となり、栄養素と食品群のいずれにおいても十分な妥当性は認められなかった。

##### (研究3)

要指導の女性は、栄養教育支援によりいも類、砂糖類、豆類、野菜類、緑黄色野菜類、その他の野菜類、きのこ類、藻類、魚類、卵類、油脂類を有意に多く摂取し、菓子類を有意に少なく摂取するようになった。エネルギー、脂質、カリウム、鉄、ビタミンC、カロテン、飽和脂肪酸、コレステロール、食物繊維、食塩で、「改善できた人の割合」が「悪くなった人の割合」よりも多くなった。

#### D. 考察

##### (研究1)

DHQから得られる摂取エネルギーはやや低いものの、DLW法を用いた欧米の先行研究の結果とほぼ同程度であった。一方、集団として評価する場合、摂取量に無視できないほどに大きな系統誤差(過大・過小申告)が存在することが明らかとなった。そのため、個人および集団で使用する場合には注意が必要である。

##### (研究2)

栄養素摂取量および食品群摂取量の集団摂取量は、栄養素・食品群によってばらつきはあるものの、平均としてDRから得られた集団平均値に近似し、摂取量の見積もり能力は比較的高いと考えられた。しかしながら、一部の栄養素および食品群では無視できないほどの大きな差があり、注意が必要であると考えられた。BDHQ10yにおけるポーションサイズ、給食の計算プログラムの見直しや、子供を対象とする場合の妥当性研究の方法について再考し、妥当性を高めるための検討が必要であると考えられた。

##### (研究3)

栄養素等摂取状況の結果を簡単に示すBDHQの結果票に加え専門家による栄養教育を実施すると、食習慣の改善が可能になることが示唆され、栄養教育の有効性がわかった。今後は、対象年齢や性別などを広げ研究を重ね検討する必要があると考えられた。

以上より、適正な食事摂取方法を個々人に提案し、指導に用いるための一連のシステムの構築を実現するために必要不可欠である、食事アセスメント法の基礎的研究をさらに進めていく必要がある。

#### E. 結論

【目的】初年度である本年度は、適正な食事摂取方法を個々人に提案し、指導に用いるための一連のシステムの構築の最初の段階として、自記式食事歴法質問票の妥当性の検討を中心に、以下のような研究を実施した。

【研究内容】本年度に実施した各個研究は次のとおりである。研究1:二重標識水法をゴールドスタンダードとした、成人版自記式食事歴法質問票(DHQ)から得られる摂取エネルギーの妥当性の検討。研究2:7日間秤量食事記録をゴールドスタンダードとした、小学生版簡易型自記式食事歴法質問票(BDHQ10y)の妥当性の検討。研究3:成人版簡易型自記式食事歴法質問票(BDHQ)を用いた、女性への栄養教育支援による食習慣の改善効果の検討。

【主な結果】研究1より、DHQにおける摂取エネルギーの過小申告の程度は欧米諸国からの報告とほぼ同程度であるものの、集団として評価する場合、摂取量に無視できないほどに大きな系統誤差が存在することが明らかとなった。研究2より、BDHQ10yの妥当性は、栄養素レベルでも食品レベルでもじゅうぶんでなく、ポーションサイズや休職の計算プログラムの見

直しが必要であると考えられた。研究3より、栄養素等摂取状況の結果を簡単に示すBDHQの結果票を加えた、専門家による栄養教育の実施による、食習慣の改善の可能性が示唆された。

【今後の課題】適正な食事摂取方法を個々人に提案し、指導に用いるための一連のシステムの構築を実現するために必要不可欠である、食事アセスメント法の基礎的研究をさらに進めていく必要がある。

#### F. 健康危険情報

なし

#### G. 研究発表

##### 1.論文発表

- (1) Okubo H, Sasaki S. Underreporting of energy intake among Japanese women aged 18-20 years and its association with reported nutrient and food group intakes. *Public Health Nutr* 2004; 7: 911-7.
- (2) 佐々木敏. 特集 I 糖尿病予防のための食事、II 肥満予防のための食事、III がん予防のための食事、IV 高血圧予防のための食事 よぼういがく 2004; 34(4): 3-45.

##### 2.学会発表

- (3) 大久保公美,佐々木敏,伊達ちぐさ,広田直子,福井充,野津あきこ,等々力英美,三浦綾子. 摂取エネルギーの申告精度に及ぼす要因—3種類の食事調査法による比較— *栄養学雑誌* 2004; 62(5): 188(第51回日本栄養改善学会学術総会. 2004年10月20~22日,金沢).
- (4) 広田直子,佐々木敏,伊達ちぐさ,福井充,大久保公美,野津あきこ,等々力英美,三浦綾子. 簡易型



自記式食事歴法質問票(BDHQ)の妥当性の検討 栄養学雑誌 2004; 62(5): 144(第51回日本栄養改善学会学術総会. 2004年10月20~22日、金沢).

- (5) 野津あきこ,佐々木敏,伊達ちぐさ,福井充,大久保公美,広田直子,等々力英美,三浦綾子. 簡易型自記式食事歴法質問票(BDHQ)の再現性の検討 栄養学雑誌 2004; 62(5): 185(第51回日本栄養改善学会学術総会. 2004年10月20~22日、金沢).
- (6) 野津あきこ,佐々木敏,伊達ちぐさ,福井充,大久保公美,広田直子,等々力英美,三浦綾子. 簡易型自記式食事歴法質問票(BDHQ):質問票構造と

栄養価計算アルゴリズムの理論的考察 栄養学雑誌 2004; 62(5): 185(第51回日本栄養改善学会学術総会. 2004年10月20~22日、金沢).

H. 知的財産権の出願・登録状況

1. 特許取得  
なし
2. 実用新案登録  
なし
3. その他  
なし

$^{18}\text{O}$  の減少率（回帰係数）より  $\text{CO}_2$  産生量を算出した。その後、以下の式を用いて TEE を算出した。

$$\text{TEE} = 3.9 \times (\text{CO}_2/\text{FQ}) + 1.1 \times (\text{CO}_2)$$

なお、FQ (Food quotient) はこの集団の平均値 (0.867) を使用した。

## B-2. 統計処理

回答が得られた 157 名のうち、1) DHQ に 40 項目以上に回答不備がある者、2) 調査期間中に体重が 100g 以上の変動があった者、3) 自己申告による摂取エネルギーが 3.0-16.0MJ の範囲外の者、4) 測定に必要な量の尿を採取できなかった者、を除く 133 名 (男性 61 名、女性 72 名) を解析対象とした。

自己申告による摂取エネルギーの妥当性を検討するために、TEE と  $r\text{EI}_{\text{DHQ}}$  の比

( $r\text{EI}_{\text{DHQ}}/\text{TEE}_{\text{DLW}}$ ) を算出し、エネルギーの申告誤差を評価するための指標として用いた。

### (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。

## C. 結果

### C-1. 集団特性

今回の解析対象者の特性を表 1 に示す。調査期間中に男性は有意な体重減少が認められた ( $-15 \pm 45\text{g/d}$ )。

### C-2. DLW 法による消費エネルギーと DHQ による摂取エネルギーの関連 (妥当性)

DLW 法により測定された消費エネルギー量と 1 回目および 2 回目の DHQ から得られた摂取エネルギー量ならびに両法の相関を表 2 に示す。

$r\text{EI}_{\text{DHQ1}}$  および  $r\text{EI}_{\text{DHQ2}}$  は  $\text{TEE}_{\text{DLW}}$  と比較して、男性ではそれぞれ  $1.5 \pm 2.7 \text{ MJ/d}$  (13.5%,  $P < 0.001$ ) and  $1.5 \pm 2.7 \text{ MJ/d}$  (13.5%,  $P < 0.001$ )、女性では、 $0.6 \pm 1.9 \text{ MJ/d}$  (5.5%,  $P < 0.05$ )、 $0.9 \pm 1.7 \text{ MJ/d}$  (9.6%,  $P < 0.001$ ) 少なかった。

$r\text{EI}_{\text{DHQ}}/\text{TEE}_{\text{DLW}}$  は、男性ではそれぞれ 0.86、0.86 であり、女性では、0.93、0.90 であり、対象者を申告状況に応じて分類したところ、

$r\text{EI}_{\text{DHQ1}}/\text{TEE}_{\text{DLW}}$  は男性のほうが有意に低値を示した ( $P < 0.05$ )。さらに、申告状況によって対象者を分類した結果、男性の 57%、女性の 31% が過小申告、男性の 13%、女性の 18% が過大申告者であった。

なお、 $r\text{EI}_{\text{DHQ1}}$  および  $r\text{EI}_{\text{DHQ2}}$  の  $\text{TEE}_{\text{DLW}}$  の相関は 0.40 (男性: 0.30、女性: 0.28)、0.46 (男性: 0.35、女性 0.28) であった。

### C-3. DHQ による摂取エネルギーの再現性

DHQ の再現性について検討するために、1 回目と 2 回目の摂取エネルギー量を比較したところ、女性において 2 回目の  $r\text{EI}$  が 1 回目よりも有意に低かった (1 回目:  $7.7 \pm 1.8 \text{ MJ/d}$ 、2 回目:  $7.4 \pm$

1.6 MJ/d,  $P < 0.01$ )。ピアソン相関係数は全体で 0.84 (男性: 0.84、女性: 0.80) であった。

#### C-4. 摂取エネルギーの申告精度に及ぼす要因

摂取エネルギーの申告精度に及ぼす要因についてステップワイズ法による重回帰分析を行った結果を表 4 に示した。男性では、理想体重と現在の体重との差ならびにアルコールの摂取頻度が  $rEI_{DHQ1}/TEE_{DLW}$  と有意な正の関連を示した。女性では学歴が有意な正の関連を、一方、BMI は有意な負の関連を示した。これらの因子を調整したところ、偏相関係数は男性で 0.32、女性で 0.35 であった。

### D. 考察

#### D-1. 今回の検討の意義

今回の検討によって、Non-Western 諸国として初めて DLW 法により測定された消費エネルギー量を外的指標として食事評価法の妥当性を検討することができた。さらに、エネルギー申告精度に及ぼす諸要因について検討することができた。今回の結果は、食事のアセスメントの際に、集団、個人ともに誤申告 (過小、過大申告) の問題に注意を払う必要があることが示唆された。また性別によって、申告精度に及ぼす要因が異なることが明らかとなり、集団、個人の特性を考慮した上で、アセスメント結果を解釈する必要があることが示唆された。

#### D-2. 主な結果

DHQ から得られた摂取エネルギーと DLW 法から測定された消費エネルギーの相関は 0.40 (男

性: 0.30、女性: 0.28) であり、やや低い傾向を示した。しかし、これまでの欧米の先行研究 ( $r = 0.06-0.48$ ) と比較したところ、今回の結果はほぼ同程度であった。ところが、集団全体として、摂取エネルギーは 9% (男性: 13.5%、女性: 5.5%) 程度、過小に申告されている可能性が示唆された。また、過小申告の程度 ( $rEI_{DHQ1}/TEE_{DLW}$ ) は、女性よりも男性のほうが顕著であり (男性: 0.86、女性: 0.93,  $P < 0.05$ )、過小申告者の割合も男性のほうが明らかに多いことが明らかとなった (男性: 57%、女性: 31%,  $P < 0.01$ )。以前、我々が行った 16 日間の食事記録法による摂取エネルギーの申告状況について検討した結果によると、性別による差は認められなかった。今回、性別によって申告状況の程度の差が認められた原因として DHQ の構造が関与している可能性がある。DHQ では、主食 (ご飯、パン、めん類、他の小麦製品) およびみそ汁以外のすべての食品のポーションサイズは、性別に関係なく一定値が使用されている。これらが性別によって過大あるいは過小に見積もる原因の一つと考えられるが、現在の日本では性別によるポーションサイズに関する情報がないため、あくまでも推測に過ぎない。そのため、性別による申告状況に関して更なる検討が必要であると考えられる。

また本研究では、申告精度に及ぼす要因は性別によって異なる可能性が示唆された。男性では、理想体重と現在の体重との差ならびにアルコールの摂取頻度が  $rEI_{DHQ1}/TEE_{DLW}$  と有意な正の関連を示した。女性では学歴が有意な正の関連を、一方、BMI は有意な負の関連を示した。これらの因子を調整したところ、相関係数が男性で 0.30→0.32、女性で 0.28→0.35 に改善された。以上の結果より、食事のアセスメントの際には、個人およ

び集団の特性を考慮したうえで、アセスメント結果を十分注意して評価する必要性が示唆された。

### D-3. 結果解釈上の問題点

通常、DLW法を用いる場合、体重安定下による消費エネルギーの測定が原則である。ところが、男性において、調査期間中に有意な体重減少が認められた ( $-15 \pm 45\text{g/d}$ )。そのため、過小申告なのか、それとも調査期間中の食生活を変えたのか、その判断が難しい。対象者には、調査の事前説明会時に調査期間中の生活習慣を変えないように依頼していたが、意に反して変化が見られた。そのため、調査期間中の体重変動については、精度管理上の限界といえる。

### E. 結論

自己申告による食事調査の場合は、無視できない誤申告が存在することが報告されている。そのため、自己申告による食事評価法から得られる摂取量の妥当性ならびに申告精度に及ぼす要因を把握しておくことは非常に重要である。

そこで、全国4地域の20-59歳の健康な一般住民131名（男性61名、女性72名）を対象に調査を実施した。調査には、二重標識水法(Doubly labeled water: DLW)による14日間のfree-livingな消費エネルギー (Total energy expenditure:  $\text{TEE}_{\text{DLW}}$ ) の測定と習慣的な摂取エネルギー (Reported energy intake:  $\text{rEI}_{\text{DHQ}}$ ) を把握するために自記式食事歴法質問票 (Self-administered diet history questionnaire: DHQ) による食事調

査を消費エネルギー測定の前後の2回行った。本研究では摂取エネルギーの申告精度の評価法として、 $\text{TEE}$  と  $\text{rEI}_{\text{DHQ}}$  の比 ( $\text{rEI}_{\text{DHQ}}/\text{TEE}_{\text{DLW}}$ ) を用いた。

摂取エネルギー ( $\text{rEI}_{\text{DHQ}}$ ) と消費エネルギー ( $\text{TEE}_{\text{DLW}}$ ) の相関係数は0.40であった。 $\text{rEI}_{\text{DHQ}}$  は  $\text{TEE}_{\text{DLW}}$  よりも集団平均値として  $1.0 \pm 2.3 \text{ MJ}$  低かった (男性:  $1.5 \pm 2.7 \text{ MJ}$ 、女性:  $0.6 \pm 1.9 \text{ MJ}$ )。また、対象者を申告状況に応じて分類したところ、男性の57%、女性の31%が過小申告、男性の13%、女性の18%が過大申告者であった。続いて、申告精度に及ぼす要因を検討した結果、男性では、理想体重と現在の体重との差ならびにアルコールの摂取頻度が  $\text{rEI}_{\text{DHQ}}/\text{TEE}_{\text{DLW}}$  と有意な正の関連を示した。女性では学歴が有意な正の関連を、一方、BMIは有意な負の関連を示した。

以上、DHQから得られる摂取エネルギーはやや低いものの、DLW法を用いた欧米の先行研究の結果とほぼ同程度であった。一方、集団として評価する場合、摂取量に無視できないほどに大きな系統誤差(過大・過小申告)が存在することが明らかとなった。そのため、個人および集団で使用する場合には注意が必要である。

### F. 研究発表

#### 1. 論文発表

なし

#### 2. 学会発表

なし

表 1 対象者特性<sup>a</sup>

	男性 (n = 61)	女性 (n = 72)
年齢(歳)	39.6 ± 11.1	38.8 ± 10.3
身長 (cm)	169.1 ± 6.3	157.9 ± 6.1 <sup>b</sup>
体重 (kg)	66.9 ± 9.9	53.9 ± 7.3 <sup>b</sup>
BMI (kg/m <sup>2</sup> )	23.4 ± 2.9	21.6 ± 2.7 <sup>b</sup>
<18.5	5 (8)	10 (14) <sup>d</sup>
18.5-24.9	35 (57)	54 (75)
>=25.0	21 (34)	8 (11)
学歴		
高卒以下	24 (39)	22 (31) <sup>c</sup>
専門学校、短期大学	5 (8)	28 (38)
大学卒以上	32 (52)	22 (31)
ダイエット経験の有無		
なし	53 (87)	55 (76)
あり	8 (13)	17 (24)
体重変化願望		
やせたい	33 (54)	49 (68)
このままでよい	19 (31)	20 (28)
太りたい	9 (15)	3 (4)
現在体重と理想体重の差 (kg)	-3.9 ± 6.5	-4.5 ± 4.2
アルコール摂取頻度 (回/週)	2.5 ± 2.7	1.1 ± 1.9 <sup>b</sup>
身体活動レベル	1.70 ± 0.22	1.69 ± 0.27
調査期間中の体重変化量(g/d)	-15 ± 45 <sup>e</sup>	-2 ± 40

<sup>a</sup>平均値 ± 標準偏差。あるいは、人数 (%)。

<sup>b</sup>性別による有意検定 (対応のないt検定) : <sup>b</sup>P < 0.001, <sup>c</sup>P < 0.05。

<sup>c, d</sup>カテゴリー変数の有意差検定にはX<sup>2</sup>検定: <sup>c</sup>P < 0.001, <sup>d</sup>P < 0.01。

<sup>e</sup>対応のあるt検定: P < 0.01。

表 2 DLW法による消費エネルギー (TEE<sub>DLW</sub>), DHQによる摂取エネルギー量 (rE<sub>DHQ</sub>), TEE<sub>DLW</sub> と rE<sub>DHQ</sub> の差、ならびに相関係数

	DHQ1			DHQ2		
	全体 (n=133)	男性 (n=61)	女性 (n=72)	全体 (n=131)	男性 (n=59)	女性 (n=72)
TEE <sub>DLW</sub> (MJ/d)	9.4 ± 1.9	10.6 ± 1.6	8.3 ± 1.3 <sup>b</sup>	9.3 ± 1.9	10.6 ± 1.7	8.3 ± 1.3 <sup>b</sup>
rE <sub>DHQ</sub> (MJ/d)	8.3 ± 2.2	9.1 ± 2.7	7.7 ± 1.8 <sup>b</sup>	8.2 ± 2.3	9.1 ± 2.8	7.4 ± 1.6 <sup>b</sup>
rE <sub>DHQ</sub> /TEE <sub>DLW</sub>	0.91 ± 0.23	0.86 ± 0.25	0.93 ± 0.21 <sup>c</sup>	0.89 ± 0.23	0.86 ± 0.26	0.90 ± 0.20
申告精度 (rE <sub>DHQ</sub> /TEE <sub>DLW</sub> ) <sup>d</sup>						
過小申告 (n (%))	57 (43)	35 (57)	22 (31) <sup>e</sup>	59 (45)	30 (51)	29 (40)
適度 (n (%))	55 (41)	18 (30)	37 (51)	56 (43)	22 (37)	34 (47)
過大申告 (n (%))	21 (15)	8 (13)	13 (18)	16 (12)	7 (12)	9 (13)
ピアソン相関係数	0.40 <sup>f</sup>	0.30 <sup>h</sup>	0.28 <sup>h</sup>	0.46 <sup>f</sup>	0.35 <sup>g</sup>	0.28 <sup>h</sup>

<sup>a</sup> 平均値 ± 標準偏差。あるいは、人数 (%)。

<sup>b, c</sup> 性別による有意差検定: <sup>b</sup>P < 0.001, <sup>c</sup>P < 0.05。

<sup>d</sup> 摂取エネルギーと消費エネルギーの比 (rE<sub>DHQ</sub>/TEE<sub>DLW</sub>) によって < 0.84 (過小-), 0.84-1.16 (適度), > 1.16 (過大申告) に分類し

<sup>e</sup> カテゴリー変数の有意差検定には<sup>2</sup>検定: P < 0.01。

<sup>f, h</sup> rE<sub>DHQ</sub>とTEE<sub>DLW</sub>のピアソン相関係数: <sup>f</sup>P < 0.001, <sup>g</sup>P < 0.01, <sup>h</sup>P < 0.05。

表 3  
申告精度( $r_{|bHQ/TEE_{DLW}}$ )を独立変数としたステップワイズ法による多変量回帰分析の結果

従属変数 <sup>a</sup>	偏相関係数 <sup>b</sup>	標準誤差 <sup>c</sup>	P-value	Partial R <sup>2</sup> (%) <sup>d</sup>
男性 (n = 61)				
現在体重と理想体重の差 (kg)	0.010	0.005	0.05	6.1
アルコール摂取頻度 (回/週)	0.026	0.011	0.03	4.9
女性 (n = 72)				
BMI (kg/m <sup>2</sup> )	-0.031	0.009	<0.001	11.4
学歴 (高卒以下を基準) 大学卒以上	0.115	0.053	0.03	5.9

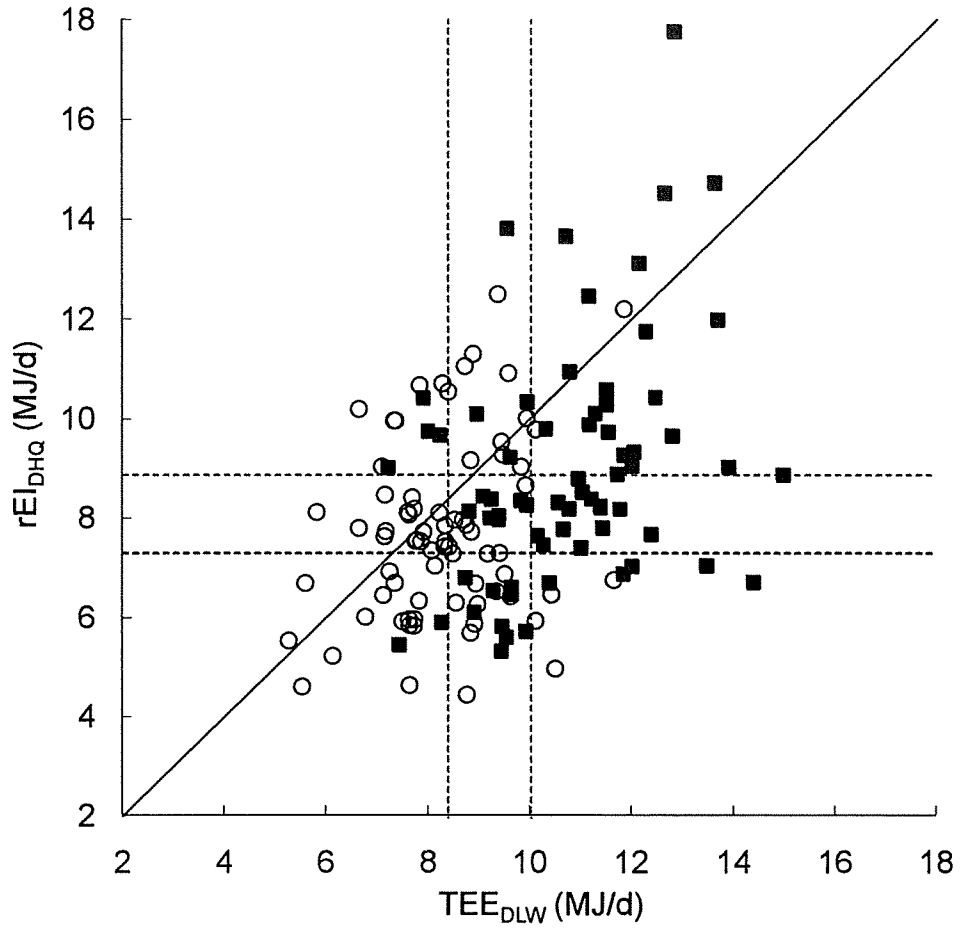
<sup>a</sup>年齢、BMI、身長、調査期間中の体重変化量、調査地域、学歴、身体活動レベル、アルコール摂取頻度、体重変化願望、現在体重と理想体重の差、ダイエット歴の有無を従属変数としてモデルに投入した。

<sup>b</sup>偏相関係数; 独立変数が1単位変化した場合の従属変数の変化量。

<sup>c</sup>回帰係数の標準誤差。

<sup>d</sup>調整済み決定係数(R<sup>2</sup>)、P-値は多変量回帰分析における各独立変数における値。モデルに全変数を投入した場合の決定係数は男性11.0%、女性17.3%であった。

図1





分担研究報告書

小学生版簡易型自記式食事歴法質問票 (BDHQ10y) の妥当性の検討

分担研究者 佐々木 敏<sup>1</sup>、門脇 孝<sup>2</sup>、高橋佳子\*<sup>1</sup>

<sup>1</sup>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、<sup>2</sup>東京大学医学部附属病院糖尿病・代謝内科、内科学、\*研究協力者

研究要旨

学校現場や地域において「食育」が重要視され、さまざまな取り組みが行われている。科学的根拠に基づいて教育効果を検証するには、妥当性・再現性の高い質問票が必要となるが、現在、日本においては妥当性が確認されている子供用の食物摂取頻度調査票は存在しない。子供の栄養教育において、食品・栄養素摂取量を定量的・定性的に把握した上で、適切な食事摂取方法を個々人に提案し、指導に用いるためのシステムを開発することは重要な課題である。主任研究者がこれまで開発してきた簡易型自記式食事歴法質問票(BDHQ)をもとに、新たに作成した小学生高学年用簡易型自記式食事歴法質問票(BDHQ10y)の妥当性について検討した。鳥取県と長野県に在住する小学5年生137人の7日間秤量食事記録法(DR)による食事調査をゴールドスタンダードとしてBDHQ10yの妥当性を検討した。BDHQから推定された摂取量とDRから得られた摂取量との相関係数の平均値は、栄養素は男子で0.03~0.36、女子で0.01~0.30(いずれもエネルギー密度モデル)であった。食品群は男子で0.01~0.62、女子は-0.1~0.62となり、栄養素と食品群のいずれにおいても十分な妥当性は認められなかった。栄養素摂取量および食品群摂取量の集団摂取量は、栄養素・食品群によってばらつきはあるものの、平均としてDRから得られた集団平均値に近似し、摂取量の見積もり能力は比較的高いと考えられた。しかしながら、一部の栄養素および食品群では無視できないほどの大きな差があり、注意が必要であると考えられた。BDHQ10yにおけるポーションサイズ、給食の計算プログラムの見直しや、子供を対象とする場合の妥当性研究の方法について再考し、妥当性を高めるための検討が必要であると考えられた。

A. 研究の背景ならびに目的

平成17年の食育基本法の施行により、学校現場や地域において「食育」が重要視され、さまざまな取り組みが行われている。科学的根拠に基づいて、教育効果を検証するには、妥当性・再現性の高い質問票が必要となるが、現在、日本においては、妥当性が確認されている子供用の食物摂取頻度調査票は存在しない。子供の栄養教育におい

て、食品・栄養素摂取量を定量的・定性的に把握した上で、適切な食事摂取方法を個々人に提案し、指導に用いるためのシステムを開発することは重要な課題である。主任研究者はこれまでに多人数に対して、食品・栄養素摂取量を定量的・定性的に把握した上で、適切な食事摂取方法を個々人に提案し、指導に用いるためのシステムとしてすでに妥当性・再現性が確認されている自記式食事歴法質問票(DHQ)を基礎に、その簡易型として自記式食事歴質

問票(BDHQ)の開発を進めてきた。本研究では、このBDHQを基にして新たに開発した、小学生高学年用の質問票、「小学校高学年(10歳用)用簡易型自記式食事歴法質問票(BDHQ10y)」の妥当性について検討した。

## B. 対象と方法

### B-1. 対象者

対象者は、長野県および鳥取県の小学校に通う5年生158人(男子77人、女子81人)である。2004年6月から7月に調査を実施した。

### B-2. 調査方法

調査の第1日目(金曜日)にBDHQ10yに回答してもらい、翌日(土曜日)から連続7日間秤量食事記録法による食事調査(DR)を実施した。BDHQ10yは授業時間を利用し、栄養士または学校教諭が説明しながら、児童自身に記入させた。回答記入漏れの確認は、回収後直ちに行った。DRについては、BDHQ10yを実施後、全員に秤を配布し、秤の使い方や記録表の書き方について指導した。食事記録表は、学校のある日には毎日回収した。食事記録表について、児童の記録が不自由な場合には、保護者の協力を得られるように、保護者説明会を開き、調査概要の説明と協力依頼を行った。

### B-3. 解析方法

BDHQ10yに答え、さらにDRを毎日記録した(病気などの理由で欠食があった者、記録に不備が多い者を除く)137人(男子64人、女子73人)について解析を行った。BDHQ10yおよびDRから算出された、栄養素等摂取量および食品群別摂取量の差、相関係数について検討した。栄養素等摂取量については、ピアソンの相関係数とスピアマンの

相関係数、食品群別摂取量についてはスピアマンの相関係数を用いた。

## C. 結果

### C-1. DRとBDHQ10yの関連：栄養素等摂取量の差

対象者の平均年齢は、男子10.2(±標準偏差)0.4歳、女子が10.3±0.5歳であった。DRから得られた平均摂取量とBDHQ10yから得られた対応するエネルギー、栄養素等摂取量について平均±標準偏差とBDHQ10yとDRの結果の比(%DR)の男女別の結果を表2と3に示す。粗摂取量モデルにおける平均の%DRは男子で142%、女子で130%となった。その幅は、男子では106%(ビタミンK)~211%(ビタミンB12)となり、女子では98%(ビタミンB1)~284%(ビタミンD)であった。エネルギー密度モデルで検討すると、%DRの平均は男子で116%、女子で115%となり、その幅はそれぞれ87%(ビタミンK)~231%(ビタミンD)、87%(ビタミンB1)~199%(ビタミンK)となった。エネルギー密度モデルでは19の栄養素(たんぱく質、脂質、炭水化物、ナトリウム、カリウム、カルシウム、マグネシウム、リン、鉄、亜鉛、銅、パントテン酸、飽和脂肪酸、一価不飽和脂肪、多価不飽和脂肪酸、コレステロール、水溶性食物繊維、不溶性食物繊維、n-6系不飽和脂肪酸において±10%の差であり、多くの栄養素においてDRと近似した値が得られていることがわかった。

### C-2. DRとBDHQ10yの関連：栄養素等摂取量の相関

DRから得られた摂取量とBDHQ10yから得られた対応するエネルギー、栄養素摂取量との相関を表4、5に示す。粗摂取量モデルにおけるピアソンの相関係数およびスピアマンの相関係数は、男子ではそれぞれ平均0.16、0.15となり、女子では0.13、0.16だった。幅は、男子ではピアソンの相関係数で0.03(脂質)~0.36(葉酸)、スピアマンの相

関係数で 0.01 (エネルギー) ~0.30 (ベータカロテン) であった。女子は、0.01 (ビタミン A) ~0.30 (n-3 系不飽和脂肪酸)、0.07 (ベータカロテン、ビタミン A、葉酸) ~0.32 (n-3 系不飽和脂肪酸) であった。エネルギー密度モデルで検討すると、男子でピアソンの相関係数は 0.06 (一価不飽和脂肪酸) ~0.43 (カルシウム)、スピアマンの相関係数は 0.10 (ビタミン B1) ~0.38 (カルシウム) であった。女子ではそれぞれ 0.06 ( $\alpha$ -トコフェロール) ~0.39 (飽和脂肪酸)、0.03 (ビタミン A) ~0.38 (マグネシウム) であった。

#### C-3. DR と BDHQ10y の関連：食品群別摂取量の差

DR から得られた食品群別摂取量と BDHQ10y から得られた対応する摂取量について平均±標準偏差と BDHQ10y と DR の結果の比 (%DR) の男女別の結果を表 6 と 7 に示す。粗摂取量モデルにおける %DR は男子で 138%、女子で 129% となった。幅は、男子では 37% (砂糖) ~380% (漬物) となり、女子では 41% (砂糖) ~288% (ジュース) となった。エネルギー密度モデルで検討すると、男子では 35% (砂糖) ~338% (漬物)、女子では 36% (砂糖) ~223% (ジュース) となった。男女ともに豆類、肉類、乳製品は、DR と BDHQ10y のそれぞれから推定された摂取量が比較的近い値を示した。

#### C-4. DR と BDHQ10y の関連：食品群別摂取量の相関

DR から得られた食品群別摂取量と BDHQ10y から得られた対応する摂取量との相関を表 8、9 に示す。粗摂取量モデルおよびエネルギー密度モデルによるスピアマンの相関係数は、男子では 0.27、0.26、女子ではいずれも 0.25 となった。幅は男子が 0.03 (卵類) ~0.53 (海藻類、お茶およびコーヒー)、0.01 (卵類) ~0.62 (お茶およびコーヒー) となり女子では 0.02 (砂糖) ~0.48 (お茶およびコーヒー)、-0.1 (砂糖) ~0.62 (乳製品)

となった。男女ともに、お茶およびコーヒーと、乳製品の相関が高かった。

#### D. 考察

BDHQ10y の妥当性は、成人用の BDHQ (平均：粗摂取量モデル 0.34~0.44、エネルギー密度モデルが 0.46~0.49) よりも妥当性が低かった。また欧米で開発された子供用の食物摂取頻度調査票の妥当性研究と比較しても、本研究で得られた相関係数は低く、十分な妥当性があるとはいえない結果であった。栄養素摂取量の集団平均値を DR と比べると、男女ともに DR で得られた集団平均値に比較的近い値が得られていることがわかった。ただし、一部の栄養素 (レチノール、ビタミン D、ビタミン B12 など) では無視できないと思われるほど大きな集団平均値の差が観察されたため、集団摂取量を評価する場合には注意が必要であると考えられる。

食品群別摂取量においても、成人用 BDHQ の妥当性 (粗摂取量モデルで 0.36~0.40、エネルギー密度モデルで 0.37~0.42) と比べると相関係数は低かった。欧米の子供用の食物摂取頻度調査票の妥当性研究と比較すると、ほぼ同程度の結果であった。食品群別摂取量の集団平均値を DR と比べると、男女ともに豆類、肉類、乳製品では DR で得られた集団平均値と近い値が得られていた。しかしながらそれ以外の食品群では DR から得られた摂取量との間に大きな差があった。

日本における小学生の食事調査のデータは非常に乏しく、BDHQ10y の開発時にポーションサイズの検討を十分に行うことができなかった。本研究の結果をもとに今後、ポーションサイズの見直しを行い、新たな妥当性研究の実施が望まれる。また、BDHQ10y には、学校給食の喫食状況についての質問項目が含まれており、この給食の喫食状況を考慮して栄養素摂取量および食品群別摂取量を計算しているが、この計算プログラムについても

再度見直しが必要であると考えられる。今回の妥当性研究では、ゴールドスタンダードとして7日間の秤量食事記録法を用いたが、この方法は記入忘れが多い、コンプライアンスを持続しにくいなどの理由から過小申告されやすいことが認められている。特に子供の場合、食品の認識力が十分でないなどの問題もあり、食事調査の実施は困難であると言われている。今回の検討では、概ね良く記録されているもののみを解析対象としたが、記録表の完成度には個人差が大きく、保護者の協力が得られている児童の食事記録は、目安量や摂取量が詳細に記載されていた。料理名のみ記載され、重量または目安量の記載がないものが多くあり、その場合は栄養士が一般的なレシピをもとに、材料（食品）および摂取量を推定して解析を行ったため、これにより多少の誤差が生じたことは否めない。以上のことから、児童を対象とした妥当性研究には、食事記録法をゴールドスタンダードとするには問題が多く、バイオマーカーを用いて行うことも必要であると考えられた。

## E. 結論

鳥取県と長野県に在住する小学5年生158人を対象として7日間秤量食事記録法による食事調査をゴールドスタンダードとして、小学生高学年用簡易型自記式食事歴法質問票（BDHQ10y）の妥当性を検討した。いずれの栄養素摂取量、食品群別摂取量においても十分な妥当性が得られなかった。今後、本研究のデータをもとに、BDHQ10y ポーションサイズの見直しなどの必要があるほか、バイオマーカーをゴールドスタンダードとした新たな妥当性研究の必要性も考えられた。

## F. 研究発表

### 1. 論文発表

なし

### 2. 学会発表

なし