

図1(つづき) 調査日数とCV値(標準偏差/平均)の関係: 16日間の秤量食事記録調査による。全年齢(30~69歳)
 左上:ナトリウム、右上:カリウム。

表21 栄養素摂取量*と食事摂取基準(2005年版)で示されたの比較(男女、174人):16日間平均(秤量食事記録法による調査)

栄養素	摂取量の単位											
	1日間		3日間		16日間		1日間		3日間		16日間	
	人数	(%)	人数	(%)	人数	(%)	人数	(%)	人数	(%)	人数	(%)
たんぱく質	1	(1)	0	(0)	0	(0)	---	---	---	---	---	---
ビタミンB ₁	93	(53)	84	(48)	72	(41)	---	---	---	---	---	---
ビタミンB ₂	36	(21)	18	(10)	7	(4)	---	---	---	---	---	---
ナイアシン	4	(2)	0	(0)	0	(0)	0	(0)	0	(0)	0	(0)
ビタミンB ₆	19	(11)	13	(7)	10	(6)	0	(0)	0	(0)	0	(0)
葉酸	8	(5)	6	(3)	1	(1)	4	(2)	1	(1)	0	(0)
ビタミンB ₁₂	2	(1)	0	(0)	0	(0)	---	---	---	---	---	---
ビタミンC	41	(24)	42	(24)	39	(22)	---	---	---	---	---	---
ビタミンA	22	(13)	13	(7)	4	(2)	2	(1)	1	(1)	1	(1)
ビタミンE	---	---	---	---	---	---	0	(0)	0	(0)	0	(0)
ビタミンD	---	---	---	---	---	---	1	(1)	0	(0)	0	(0)
マグネシウム	33	(19)	41	(24)	40	(23)	---	---	---	---	---	---
カルシウム	---	---	---	---	---	---	0	(0)	0	(0)	0	(0)
リン	---	---	---	---	---	---	0	(0)	0	(0)	0	(0)
マンガン	---	---	---	---	---	---	1	(1)	0	(0)	1	(1)
鉄	53	(30)	61	(35)	62	(36)	0	(0)	0	(0)	0	(0)
銅	0	(0)	0	(0)	0	(0)	0	(0)	0	(0)	0	(0)
亜鉛	9	(5)	3	(2)	3	(2)	0	(0)	0	(0)	0	(0)

* すべての対象者が、推定エネルギー必要量(身体活動レベル=2[ふつう])を摂取していると仮定した。

尿中ヨウ素測定方法の検討とヨウ素負荷時の尿中ヨウ素の測定

分担研究者 上西一弘¹、武林 亨²、吉永 淳³、菊池有利子^{*2}

¹女子栄養大学、²慶應義塾大学、³東京大学、*研究協力者

研究要旨

食事摂取基準の推定平均必要量、上限量の策定のためのデータを得るために、尿中ヨウ素排泄量から、ヨウ素摂取量を推定することの妥当性を検討するパイロットスタディを行った。すなわち、成人男性4人に昆布で取った出し汁を含む高ヨウ素食を摂取させ、摂取前後の尿中ヨウ素排泄量を測定した。本年はまず、尿中ヨウ素排泄量の測定方法の検討を目的とした。尿中ヨウ素はアンモニア水で希釈し、テルルを内部標準とすることで、ICP-MS法で測定することが可能であった。2人分の尿を測定したところ、高ヨウ素摂取により尿中ヨウ素排泄量は高値となることが確認できた。

A. 研究の背景ならびに目的

ヨウ素は、世界的には不足しやすい栄養素であるが、わが国では昆布を代表とする海藻類の摂取により、不足の報告はほとんどみられない。逆に過剰摂取に注意が必要な栄養素である。摂取したヨウ素は、その大部分が腸管から吸収され、尿中に排泄されている。したがって、尿中ヨウ素排泄量を測定すれば、ヨウ素摂取量を把握することができ、過剰摂取の可能性を見いだすことができると考えられる。

本研究では通常食および高ヨウ素負荷食摂取後の尿を用いて、尿中ヨウ素の測定方法を検討した。

B. 方法

B-1. 試験方法

健康な成人男性4名を対象にヨウ素負荷試験を行い、尿中ヨウ素を測定した。試験は3日間からなり、第

1日目は朝食時から海藻などの摂取を禁止し、18時以降に採尿を開始、対照尿サンプルとする。2日目も継続して採尿を続け、夕食(18時)時に昆布でだしをとり、200gの汁物を摂取、ヨウ素負荷を行う。3日目も18時まで引き続き採尿を行う。

B-2. ヨウ素測定法

尿中ヨウ素はICP-MSを用いて測定した。尿を希アンモニア水で希釈、内部標準物質としてテルルを加え、ICP-MS(Aligent 7500、YOKOGAWA HP)で測定した。現時点では2人分の尿について分析が終了している。

C. 結果

2人分の尿中ヨウ素排泄量の経時変化を図1に、24時間あたりの総排泄量を表1に示した。

D. 考察ならびに結論

尿中ヨウ素は、希アンモニア水で希釈後、ICP-MSを用いることにより測定することが可能であることが確認できた。ICP-MSの測定感度、検出限界の検討から、希釈倍率をより高く設定できることが確認できた。このことによりマトリックスの問題が回避できるため、今後は内部標準法を用いず、絶対検量法で測定できる可能性もある(今後の検討課題)。今後は、残りの2人の尿の分析と合わせて、血液、食事のヨウ素分析法の検討を行い、摂取量と排泄量について解析を加える予定である。

E. 健康危険情報

なし

F. 研究発表

なし

G. 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

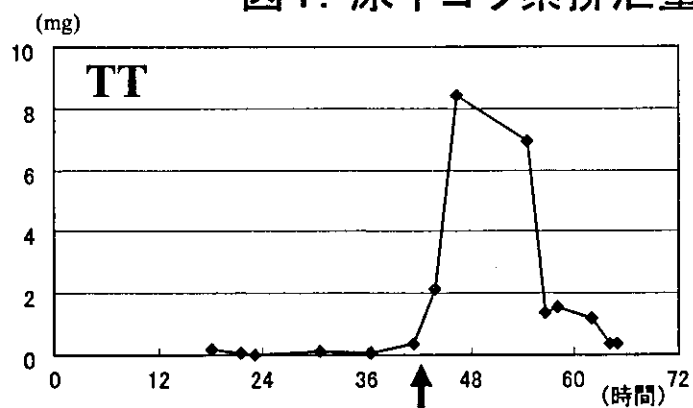
3. その他

なし

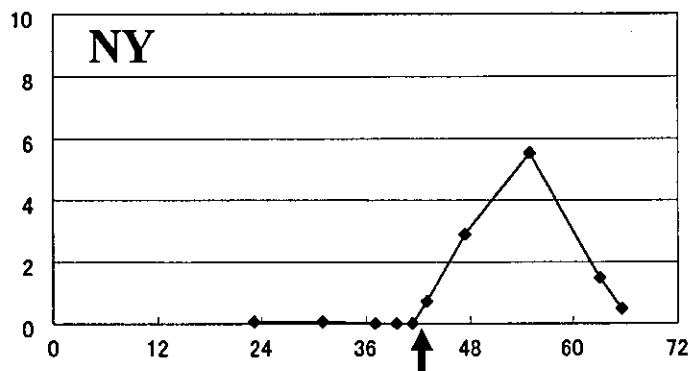
表1 24時間あたりの尿中ヨウ素排泄量(μg)

被験者	負荷前	負荷後
TT	752	22,189
NY	148	11,013

図1. 尿中ヨウ素排泄量の経時変化



2日目の18時(↑)に昆布だして作った汁を摂取。それ以外は海藻などの摂取をひかえる。



食事摂取基準参考文献データベースの開発に関する研究

分担研究者 佐々木 敏¹、高橋佳子*¹、上西一弘²、武林 亨³

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女子栄養大学栄養生理学研究室、³慶應義塾大学医学部衛生学公衆衛生学教室 *研究協力者

研究要旨

厚生労働省より2004年10月に公表された「食事摂取基準(2005年版)」で直接に引用された文献について、その別刷りまたはコピーを収集し、保管ならびに閲覧を容易にすることを目的としたデータベースを開発した。総論、エネルギー、各栄養素(34種類)における引用文献数はそれぞれ21、35、812であり、種類別には原著論文(英文)、原著論文(和文)、報告書・書籍などはそれぞれ599、127、136であった。現時点で収集されたものはそれぞれ586、125、67であった。収集率はそれぞれ98%、91%、49%であった。これは原著論文を優先して収集した結果であった。今後、未収集の文献の収集に努め、完全な文献データベースを完成させる予定である。なお、収集した文献とデータベースファイルは主任研究者の所属機関にて保管している。

A. 研究の背景ならびに目的

栄養所要量、食事摂取基準は、ほぼ5年ごとに改定が加えられ、厚生労働省より公表され、栄養行政、栄養教育、給食などの分野で広く活用されている。また、この分野における最新かつ信頼度の高い情報源として、学術的にも広く活用されている。

ところが、これらの策定の際に収集され、引用された文献が統一して管理、保管され、次の改定の際に活用されることはなかった。そのために、改定作業のたびに収集のやり直しが必要になるなど、効率的とはいえない面があった。

そこで、今回は、食事摂取基準(2005年版)で参考文献リストにあげられているすべての文献の別刷りまたはコピーを収集し、今後の研究ならびに次の改定作業の際の基礎資料として提供できるようなシステムを構築することを目的として、全文献の集中管理

ならびにデータベース作成を行った。

B. 方法

B-1. 文献収集

食事摂取基準(2005年版)の参考文献リストを用いて、文献の内容を①原著論文(系統的レビュー、メタ・アナリシスを含む)、書物(書物として市販されている報告書を含む)、報告書、その他に分類した。すべてについて、該当部分(ページ)の別刷りまたはコピーを入手した。

コピーは、①Medlineに掲載されている文献で無料ダウンロードができるか、ダウンロード契約を独立行政法人国立健康・栄養研究所が結んでいる雑誌に掲載されているもの、②国立感染症研究所図書館(独立行政法人国立健康・栄養研究所図書館)に所

蔵されている雑誌に掲載されている論文、③それ以外に分けて収集を試みた。③については、図書館の相互貸借制度を利用して図書館経由で入手を試みたが、図書館の能力を超える仕事量であることが判明したために、専門業者も利用することにした。

B-2. データベース作成

データベースのアプリケーションには、ファイルメーカープロ(FileMaker Pro)を用いた。OSには、Windows XPを用いた。ファイルメーカープロは、データベース構造の作成が容易であること、感覚的な利用ができ、データベースやパソコンの初心者でも比較的使いやすいことなどを理由に選定した。

データベース構造は、佐々木が個人的な目的に開発した文献管理データベースの構造をほぼそのまま用いることにした。

C. 結果

C-1. 文献収集

表1に、収集した論文数を示す。全872文献のうち、総論、エネルギー、各栄養素(34種類)における引用文献数はそれぞれ21、35、812であった。栄養素の中では、脂質の107がもっとも多く、次いで亜鉛の70であった。種類別にみると全体の599(69%)が原著論文(英文)であり、原著論文(和文)は127(16%)、報告書・書籍などは136(16%)であった。

現時点で収集されたものは、原著論文(英文)、原著論文(和文)、報告書・書籍などがそれぞれ586、125、67であり、それぞれの収集率は98%、91%、49%であった。収集した文献とデータベースファイルは主任研究者の所属機関にて保管している。

C-2. データベース

データベースの構造を図1に示す。収集した論文には通し番号(No)をつけ、その番号(No)で管理することにした。データベースには、著者名(全員)、論題、雑誌名、年、巻、ページを入力した。英文と和文のデータベース構造はほぼ同じであるが、入力と管理の観点から別ファイルとした。

D. 考察

完全ではないものの、食事摂取基準(2005年版)で引用された全文献872のうち89%(778編)、原著論文のうちの97%のコピー(または別刷り)を収集し、データベース化することができた。このデータベースによって、今後の改定作業の効率化を図れるものと期待できる。また、関連する栄養学研究の推進に資するものも大きいと考える。しかし、原著論文を優先して収集したため、報告書・書籍など、原著論文以外の収集率は49%と低かった。引き続き、収集を行い、未収集の文献の収集に努め、完全な文献データベースを完成させる予定である。

ところで、食事摂取基準(2005年版)の策定に当たっては、系統的レビューの手法が用いられ、相当数(5万編程度またはそれ以上)の論文が参考にされている。これら、直接には引用されなかったが、策定に当たり、収集され、検討対象とされた論文は、各栄養素を担当したそれぞれの研究者の手元に保管されている。可能な範囲でこれらも収集し、今回と同様のデータベースを作成できれば、次回の策定作業に多大な貢献が期待できるものと予想される。

今回は、著作権などの関係で、文献の画像化は行わず、抄録内容などの電子化も行わなかった。そのため、文献を保管しているところでないところと閲覧はできない。この不便さを解決できる方法の有無について

検討し、解決可能な場合は、国内外の栄養学研究が広く活用できるシステムの構築をめざすことも重要ではないかと考えられた。

E. 結論

厚生労働省より2004年10月に公表された「食事摂取基準(2005年版)」で直接に引用された文献について、その別刷りまたはコピーを収集し、保管ならびに閲覧を容易にすることを目的としたデータベースを開発した。総論、エネルギー、各栄養素(34種類)における引用文献数はそれぞれ21、35、812であり、種類別には原著論文(英文)、原著論文(和文)、報告書・書籍などはそれぞれ599、127、136であった。現時点で収集されたものはそれぞれ586、125、67であった。収集率はそれぞれ98%、91%、49%であった。これは原著論文を優先して収集した結果であった。今後、未収集の文献の収集に努め、完全な文献データベースを完成させる予定である。なお、収集した文献とデータベースファイルは主任研究者の所属機関にて保管している。

G. 研究発表

1. 論文発表

(なし)

2. 学会発表

(なし)

表1 食事摂取基準(2005年版)参考文献データベース作成状況(数字は文献数・かっこ内は合計にしめる割合[%])

	収集済み			未収集			合計
	論文(英文)	論文(和文)	報告書・書籍 など	論文(英文)	論文(和文)	報告書・書籍 など	
総論	10 (1)	5 (1)	6 (1)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	21 (2)
エネルギー	21 (2)	7 (1)	3 (0)	0 (0)	1 (0)	3 (0)	31 (4)
たんぱく質	41 (5)	6 (1)	2 (0)	1 (0)	2 (0)	12 (1)	49 (6)
脂質	94 (11)	3 (0)	5 (1)	1 (0)	3 (0)	1 (0)	102 (12)
炭水化物・食物繊維・アルコール	21 (2)	11 (1)	4 (0)	1 (0)	5 (1)	0 (0)	36 (4)
水溶性ビタミン(総論)	3 (0)	0 (0)	1 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	4 (0)
ビタミンB ₁	2 (0)	2 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	1 (0)	4 (0)
ビタミンB ₂	5 (1)	2 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	7 (1)
ナイアシン	6 (1)	3 (0)	2 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	11 (1)
ビタミンB ₆	7 (1)	2 (0)	1 (0)	0 (0)	0 (0)	1 (0)	10 (1)
葉酸	9 (1)	2 (0)	2 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	13 (1)
ビタミンB ₁₂	16 (2)	3 (0)	1 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	20 (2)
ビオチン	3 (0)	3 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	6 (1)
パントテン酸	4 (0)	2 (0)	2 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	8 (1)
ビタミンC	15 (2)	1 (0)	1 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	17 (2)
脂溶性ビタミン							
ビタミンA	19 (2)	1 (0)	0 (0)	0 (0)	1 (0)	2 (0)	20 (2)
ビタミンE	13 (1)	2 (0)	2 (0)	0 (0)	0 (0)	1 (0)	17 (2)
ビタミンD	29 (3)	1 (0)	3 (0)	0 (0)	0 (0)	1 (0)	33 (4)
ビタミンK	20 (2)	0 (0)	1 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	21 (2)
ミネラル							
マグネシウム	11 (1)	2 (0)	3 (0)	0 (0)	0 (0)	3 (0)	16 (2)
カルシウム	46 (5)	4 (0)	2 (0)	9 (1)	0 (0)	0 (0)	52 (6)
リン	7 (1)	2 (0)	4 (0)	0 (0)	0 (0)	0 (0)	13 (1)
微量元素							
クロム	36 (4)	1 (0)	1 (0)	1 (0)	0 (0)	5 (1)	38 (4)
モリブデン	9 (1)	0 (0)	2 (0)	0 (0)	0 (0)	3 (0)	11 (1)
マンガン	27 (3)	2 (0)	3 (0)	0 (0)	0 (0)	3 (0)	32 (4)
鉄	24 (3)	5 (1)	1 (0)	0 (0)	0 (0)	7 (1)	30 (3)
銅	8 (1)	2 (0)	4 (0)	0 (0)	0 (0)	9 (1)	14 (2)
亜鉛	32 (4)	33 (4)	2 (0)	0 (0)	0 (0)	3 (0)	67 (8)
セレン	20 (2)	3 (0)	3 (0)	0 (0)	0 (0)	2 (0)	26 (3)
ヨウ素	7 (1)	6 (1)	2 (0)	0 (0)	0 (0)	4 (0)	15 (2)
電解質							
ナトリウム	10 (1)	5 (1)	3 (0)	0 (0)	0 (0)	4 (0)	18 (2)
カリウム	11 (1)	4 (0)	1 (0)	0 (0)	0 (0)	3 (0)	16 (2)
合計	586 (67)	125 (14)	67 (8)	13 (1)	12 (1)	69 (8)	778 (89)
合計							872

番号(No) 6018
入力日 04.06.06

著者 Okubo H. Sasaki S.

論題 Underreporting of energy intake among Japanese women age 18-20 years and its association with reported nutrient and food group intakes.

雑誌名(略号) Public Health Nutr

年 2004

巻 7

ページ 911-7

Type full article Copy: whole Language

論文の種別
 Diet CVD Meta Analysis IBD DM
 Cancer Assessment Immunology HIP DRIs

コピー・別刷り入手状況
 Temporary selection
 Temporary order

言語
 備考*
 整理用予備カラム*
 インパクトファクター* 2.123 ← Only for our original articles

入力された情報から自動作成・表示される

Vancouver (automatic)
 6018. Okubo H, Sasaki S. Underreporting of energy intake among Japanese women age 18-20 years and its association with reported nutrient and food group intakes. Public Health Nutr 2004; 7: 911-7.

JPNS style
 6018. Okubo H, Sasaki S.: Underreporting of energy intake among Japanese women age 18-20 years and its association with reported nutrient and food group intakes. Public Health Nutr. 7: 911-7. 2004

EICN style
 6018. Okubo H, Sasaki S. (2004): Underreporting of energy intake among Japanese women age 18-20 years and its association with reported nutrient and food group intakes. Public Health Nutr. 7: 911-7.

自動作成項目

必須入力項目

必須推奨項目

図1 文献データベースの入力および検索画面(研究ごとに表示される画面、英文の例) 使用しているアプリケーションはファイルメーカープロ。

資 料

- 1) Okubo H, Sasaki S. Underreporting of energy intake among Japanese women age 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. これからの栄養学研究に与える食事摂取基準(2005年版)の意味: 栄養学雑誌の一読者として 栄養学雑誌 2004; 62(6): 373-5.
- 3) 佐々木敏. 日本人の食事摂取基準(2005年版)-その考え方と解釈のポイント-. 栄養日本 2005; 48: 96-109.
- 4) 佐々木敏. 「食事摂取基準(2005年版)」の基本的な考え方: 新しい食事摂取基準をどのように理解したらよいか. 糖尿病診療マスター 2005; 3: 439-42.
- 5) 佐々木敏. 日本人の食事摂取基準、大幅改定の背景. 食生活 2005; 99: 14-7.
- 6) 佐々木敏. 「日本人の食事摂取基準(2005年版)の概要について. 食生活 2005; 99: 18-33.

Underreporting of energy intake among Japanese women aged 18-20 years and its association with reported nutrient and food group intakes

Hitomi Okubo and Satoshi Sasaki*

National Institute of Health and Nutrition, 1-23-1 Toyama, Shinjuku-ku, Tokyo 162-8636, Japan

Submitted 24 November 2003; Accepted 4 May 2004

Abstract

Objectives: To evaluate the ratio of energy intake to basal metabolic rate (EI/BMR) among young female Japanese adults, and to compare the lifestyle and dietary characteristics between relatively low and high reporters.

Design: Dietary intakes were assessed over a 1-month period with a validated, self-administered, diet history questionnaire, and lifestyle variables were assessed by a second questionnaire designed for this survey. The ratio of EI/BMR was calculated from reported energy intake and estimated basal metabolic rate.

Subjects: In total, 1889 female Japanese university students aged 18-20 years who were enrolled in dietetics courses.

Results: Ninety-five per cent of the subjects were classified into a non-obese group (body mass index (BMI) $< 25 \text{ kg m}^{-2}$; mean \pm standard deviation (SD): $20.8 \pm 2.6 \text{ kg m}^{-2}$). EI/BMR was 1.43 ± 0.40 (mean \pm SD). Sixty-eight per cent of the subjects showed an EI/BMR level below the possibly balanced value of 1.56, 37% showed EI/BMR below the minimum survival value of 1.27 and 2% of the subjects showed EI/BMR exceeding the maximum value for a sustainable lifestyle of 2.4. BMI, body weight and BMR decreased significantly with the increase in EI/BMR ($P < 0.001$). The percentage of energy from carbohydrate was significantly higher, whereas those from fat and protein were significantly lower, among the lower EI/BMR groups. As for food groups, a significantly declining trend from the lowest to the highest EI/BMR groups was observed for cereals.

Conclusion: Underreporting, rather than overreporting, of energy intake was predominant in this relatively lean Japanese female population. BMI was the most important factor affecting the reporting accuracy of energy intake.

Keywords
Dietary questionnaire
Underreporting
Energy intake
Japanese women
Epidemiology

An accurate assessment of habitual dietary intake is very important in determining the association between diet and disease. Several dietary assessment methods have been developed, validated and used in dietary surveys. However, any method used to assess self-reported dietary intake is not entirely able to avoid reporting errors¹. Most dietary surveys may include not only random errors but also systematic errors, such as the misreporting of true intake by certain subject groups^{2,3}.

In the 1980s, the development of the doubly labelled water technique, which measured the total energy expenditure of subjects in free-living situations^{4,5}, made it possible to validate reported energy intake as an external biomarker⁶⁻⁸. However, the high cost of the technique has restricted its use to relatively small-scale studies. As an alternative approach to detect misreporting of energy intake, Goldberg *et al.*⁹ introduced the ratio of reported energy intake to basal metabolic rate (EI/BMR). Many investigators who have used the Goldberg cut-off value to

identify underreporters¹⁰ have indicated that reporting errors have been associated with subject characteristics³. However, almost all studies on this issue were conducted in Western countries such as in Europe¹¹⁻¹⁴, the USA¹⁵ and Australia¹⁶. No studies have been performed in Asian countries except one dealing with pregnant Indonesian women¹⁷.

The purpose of the present study was to evaluate EI/BMR values in order to examine the prevalence of misreporting of energy intake in female Japanese students and the relationship between reported energy intake and body mass index (BMI) and nutrient intakes.

Subjects and methods

Subjects

The subjects were freshmen who were enrolled in dietetics courses at 22 colleges and technical schools in Japan in April 1997 ($n = 2069$). All the questionnaires were

*Corresponding author. Email stssasak@nih.go.jp

distributed between 7 and 21 April 1997. A total of 2063 students (2017 women and 46 men) returned the answered questionnaires within 1 week (response rate of 99.7%). Faculty members of each school checked the submitted questionnaires. When missing replies and/or errors were found, the subjects were requested to answer the questions again. All questionnaires were checked at least once by local staff and once by staff of the study centre. The entire survey was completed before the end of May.

Assessment of dietary habits

We used a self-administered diet history questionnaire (DHQ). The DHQ is a validated, 16-page questionnaire assessing dietary habits in the previous month. Intakes of 147 food items, 16 nutrients and total energy intake were calculated using an *ad hoc* computer algorithm developed to analyse the questionnaire. More detailed descriptions of the questionnaire, methods of calculating nutrients and the validity are given elsewhere^{18,19}. The 147 foods from the DHQ were grouped into 17 food groups, mainly according to the food composition tables of Japanese foods, 4th revised edition²⁰. In this study, sugar, nuts, and mushrooms and sea vegetables were categorised into confectioneries, pulses and vegetables, respectively, because the mean intakes of these items were much lower than those of other food groups.

Assessment of lifestyle variables

Lifestyle variables were obtained from the 4-page questionnaire designed for this survey. It included the frequency of sports club activity and smoking habits. The physical activity level was assessed by the monthly frequency of sports club activity only, without inquiring into the types of sport, their intensity or duration. The subjects who engaged in sports club activity at least once per week in the previous month were defined as 'physically active' and the others as 'sedentary'. Smoking habits were divided into three categories: never, former and current smokers. Data on birth date, and self-reported body weight and height – to the nearest kg and cm, respectively, were obtained from the DHQ. BMI was calculated as body weight (kg) divided by the square of body height (m²). We classified BMI into three categories according to the Japan Society for the Study of Obesity²¹: 18.5 kg m^{-2}, $18.5\text{--}25 \text{ kg m}^{-2}$ and $\geq 25 \text{ kg m}^{-2}$ as 'lean', 'normal' and 'obese', respectively.

Estimation of BMR

BMR was estimated for each subject using the formula for women aged 18–30 years based on body weight, given by the Food and Agriculture Organization/World Health Organization/United Nations University (FAO/

WHO/UNU)²² as follows:

$$\begin{aligned} \text{Estimated BMR (MJ day}^{-1}\text{)} \\ = 0.0615 \times \text{body weight (kg)} + 2.08. \end{aligned}$$

Statistical analysis

For the purpose of statistical analysis we selected only women who completed the questionnaires ($n = 2017$), and we included 1889 subjects (93.7%) who satisfied the following three criteria in the analysis:

1. Those aged 18–20 years on the surveyed day ($n = 1960$);
2. Those with information on sports club activity and smoking habits ($n = 1988$); and
3. Those with reported energy intake of more than or equal to half of the energy requirement of the lowest physical activity category and less than 1.5 times the energy requirement of the highest physical activity category²³, i.e. the subjects with reported energy intake of $3.0\text{--}14.4 \text{ MJ day}^{-1}$ ($n = 1980$).

We calculated the EI/BMR ratio to evaluate the validity of energy intake. To compare the relative degree of under- and overreporting, we temporarily used the values defined by FAO/WHO/UNU²²: the minimum survival level of 1.27, the sedentary level for women of 1.56, and the maximum sustainable lifestyle level of 2.0–2.4. We classified the subjects into quintiles of EI/BMR. Distribution of anthropometric and dietary variables across quintiles of EI/BMR was evaluated by calculating the means of these variables for each quintile.

Nutrient intakes were energy-adjusted using the energy density model, i.e. the percentage of energy intake for macronutrients and g/mg/ μg per 10 MJ energy intake for micronutrients and food groups. The results are given only with the adjustment for sports club activity, because other variables such as smoking and alcohol drinking habits were not statistically different across quintiles of EI/BMR.

We tested the differences across quintiles of EI/BMR by using the PROC GLM procedure with the LSMEANS statement. The chi-square test was used to test for proportionate differences between categories. All statistical analyses were performed using version 8.2 of the SAS software package (SAS Institute, Inc., Cary, NC, USA). A P -value of <math><0.05</math> was considered significant.

Results

The characteristics of the subjects are shown in Table 1. BMI for all subjects was $20.8 \pm 2.6 \text{ kg m}^{-2}$ (mean \pm standard deviation (SD)). Ninety-five per cent of the subjects were classified into a non-obese group (BMI <math><25 \text{ kg m}^{-2}</math>). Energy intake was $7.5 \pm 2.0 \text{ MJ day}^{-1}$ (mean \pm SD). The frequency of sports club activity was 1.7 ± 4.1 days per month (mean \pm SD). Eighty-eight per cent of the subjects participated in sports club activity

Table 1 Characteristics of the subjects ($n = 1889$). Values are expressed as mean \pm standard deviation, unless specified otherwise

Age (years)	18.1 \pm 0.4
Body weight (kg)	51.8 \pm 7.3
Body height (cm)	157.9 \pm 5.2
Reported EI (MJ day ⁻¹)	7.5 \pm 2.0
BMR (MJ day ⁻¹)*	5.3 \pm 0.5
EI/BMR	1.43 \pm 0.40
BMI (kg m ⁻²)	20.8 \pm 2.6
< 18.5 (%)	16
18.5–25.0 (%)	79
\geq 25.0 (%)	5
Sports club activity (days/month)	1.7 \pm 4.1
Sedentary (%)	88
Active (%)†	12
Smoking habits (%)	
Current	3
Former	3
Never	94
Alcohol drinking habits (%)	
Non-drinker	80
Drinker	20

EI – energy intake; BMR – basal metabolic rate; BMI – body mass index.
 * BMR was calculated by the Food and Agriculture Organization/World Health Organization/United Nations University formula (1985)²².
 † Subjects who participated in sports club activity at least once per week were defined as 'active'.

less than once per week during the previous month. Regarding smoking habits, most of the subjects (97%) were current non-smokers. Eighty per cent were non-drinkers. EI/BMR for all subjects was 1.43 ± 0.40 (mean \pm SD). Figure 1 shows the distribution of EI/BMR values. The distribution is slightly skewed to the right. Some 68% and 37% of subjects showed lower EI/BMR when we compared EI/BMR with the possibly balanced value of 1.56 and the minimum survival level of 1.27²², respectively. On the other hand, 2% of the subjects showed EI/BMR exceeding the maximum value for a sustainable lifestyle of 2.4.

Table 2 shows mean values of body weight and height, BMI, BMR and EI by quintile of EI/BMR. A significant declining trend from the lowest to the highest quintile of

EI/BMR was observed for body weight, BMI and BMR. As for sports club activity, the proportion of the physically active group increased slightly with increasing EI/BMR. The percentage of current smokers and alcohol drinkers was not statistically different between quintiles of EI/BMR.

Table 3 presents mean energy and nutrient intakes by quintile of EI/BMR. Mean fat intake expressed as a percentage of total energy increased with increasing EI/BMR. A similar tendency was seen for saturated fatty acids, monounsaturated fatty acids and polyunsaturated fatty acids. On the other hand, the energy intake derived from carbohydrate decreased with increasing EI/BMR. Vitamin C did not correlate significantly with EI/BMR.

Table 4 presents the mean intakes of food groups by quintile of EI/BMR. When intake was expressed per 10 MJ of energy intake, a significant declining trend from the lowest to the highest quintile of EI/BMR was seen for cereals. A significantly positive correlation was observed for confectioneries, fats and oil, fish, and meats. As for pulses and non-sugar containing soft drinks, neither correlated significantly with EI/BMR.

Discussion

This is the first study to report an inverse relationship between BMI and EI/BMR among young Japanese women. Some previous papers reported that obese subjects in Western countries tended to underreport their energy intake^{2,3,24}. Despite the fact that the subjects of the present study were relatively lean, 37% of them showed an EI/BMR level below the minimum survival value of 1.27, whereas 2% of the subjects showed EI/BMR exceeding the maximum value for a sustainable lifestyle of 2.4. In the six previous studies dealing with adult populations with cut-off values for EI/BMR from < 1.20 to < 1.28 , the mean ratio of underreporters was 40%³, which was similar to the rate of possible underreporters in this female Japanese population. This indicates that they tended to underreport,

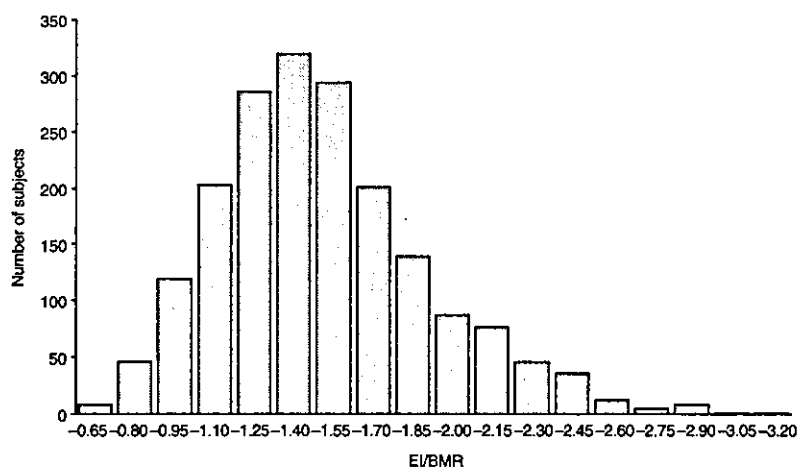


Fig. 1 Distribution of the ratio of energy intake to basal metabolic rate (EI/BMR). Values on horizontal axis show the upper limit of each range ($n = 1889$)

Table 2 Values of anthropometric characteristics and lifestyle variables by quintile of EI/BMR. Values are expressed as mean \pm standard deviation, unless specified otherwise

	Quintile of EI/BMR					P-value
	First quintile (n = 377)	Second quintile (n = 378)	Third quintile (n = 378)	Fourth quintile (n = 378)	Fifth quintile (n = 378)	
EI/BMR	0.94 \pm 0.12	1.20 \pm 0.06	1.38 \pm 0.05	1.59 \pm 0.08	2.05 \pm 0.26	<0.001
Body weight (kg)	54.8 \pm 9.2	52.5 \pm 7.1***	51.7 \pm 6.7***	50.6 \pm 5.8***	49.5 \pm 5.9***	<0.001
Body height (cm)	158.2 \pm 5.3	158.0 \pm 5.2	157.9 \pm 5.2	157.9 \pm 5.2	157.8 \pm 5.1	0.896
BMI (kg m ⁻²)	21.9 \pm 3.3	21.0 \pm 2.6***	20.8 \pm 2.4***	20.3 \pm 2.1***	19.9 \pm 2.0***	<0.001
BMR (MJ day ⁻¹)	5.5 \pm 0.6	5.3 \pm 0.4***	5.3 \pm 0.4***	5.2 \pm 0.4***	5.1 \pm 0.4***	<0.001
Energy intake (MJ day ⁻¹)	5.1 \pm 0.8	6.4 \pm 0.6***	7.3 \pm 0.6***	8.3 \pm 0.7***	10.5 \pm 1.7***	<0.001
Sports club activity (days/month)	1.46 \pm 3.79	1.52 \pm 3.58	1.54 \pm 4.29	1.87 \pm 4.18	1.92 \pm 4.33	0.365
Sedentary (%)†	90	89	90	85	85	0.052
Active (%)‡	10	11	10	15	15	
Smoking habits (%)†						
Current	4	3	3	2	3	0.221
Former	4	3	2	3	3	
Never	92	94	95	96	94	
Alcohol drinking habits (%)†						
Non-drinker	79	82	79	83	76	0.130
Drinker	21	18	21	17	24	

EI – energy intake; BMR – basal metabolic rate; BMI – body mass index.

† Percentage of the subjects (%); significant differences between all categories by chi-square test.

‡ Subjects who participated in sports club activity at least once per week were defined as 'active'.

Significance level compared with the first quintile of EI/BMR: ***, $P < 0.001$.

rather than to overreport, their energy intake, similar to the situation observed in Western populations.

To evaluate the validity of energy intake and to identify underreporters, the Goldberg cut-off value has been used widely^{14,24–27}. We did not use the value in the present study, however, for the following two reasons. First, we did not collect enough information to estimate the physical activity level of the population, which is needed to use the Goldberg cut-off value²⁸. Second, the purpose of the present study was to evaluate EI/BMR, and to investigate its association with reported nutrient and food group intakes rather than to detect under- or over-reporters. In this analysis, we excluded 36 subjects with energy intakes of less than 3.0 MJ day⁻¹ or more than 14.4 MJ day⁻¹. We also conducted the analyses including

these 36 subjects ($n = 1925$). The results did not change materially (data not shown).

We used the standard formula proposed by FAO/WHO/UNU²². But the prediction formulas for BMR might be inadequate for estimating the true BMR in Japanese populations. According to a previous report, the BMR calculated from the FAO/WHO/UNU formula (1985) was 103 kcal day⁻¹ (314 kJ day⁻¹) higher than the measured BMR in female Japanese populations aged 6.8–78.5 years²⁹. Taking this into account, our results might overestimate the number of underreporters. To the contrary, the range of 2.0–2.4, which is suggested as the maximum value for a sustainable lifestyle, was included in the fifth quintile of EI/BMR. Therefore, the results should be interpreted cautiously both for possible under- and

Table 3 Intakes of energy and nutrients by quintile of EI/BMR. Values are expressed as mean \pm standard deviation†

	Quintile of EI/BMR					P-value
	First quintile (n = 377)	Second quintile (n = 378)	Third quintile (n = 378)	Fourth quintile (n = 378)	Fifth quintile (n = 378)	
Total fat (% of energy)	26.5 \pm 6.0	29.2 \pm 6.0***	30.0 \pm 6.0***	32.4 \pm 5.9***	34.0 \pm 5.9***	<0.001
SFA (% of energy)	8.2 \pm 2.2	9.2 \pm 2.2***	9.5 \pm 2.2***	10.1 \pm 2.1***	10.5 \pm 2.1***	<0.001
MUFA (% of energy)	9.2 \pm 2.5	10.3 \pm 2.5***	10.6 \pm 2.5***	11.5 \pm 2.4***	12.2 \pm 2.4***	<0.001
PUFA (% of energy)	6.4 \pm 2.0	7.0 \pm 2.0***	7.1 \pm 2.0***	7.8 \pm 2.0***	8.1 \pm 2.0***	<0.001
Protein (% of energy)	14.0 \pm 2.7	14.5 \pm 2.6**	14.7 \pm 2.7***	15.0 \pm 2.6***	14.7 \pm 2.6***	<0.001
Carbohydrate (% of energy)	58.0 \pm 7.1	55.0 \pm 7.1***	54.0 \pm 7.1***	51.6 \pm 6.9***	50.0 \pm 6.9***	<0.001
Alcohol (% of energy)	0.3 \pm 1.1	0.2 \pm 1.1*	0.2 \pm 1.1	0.2 \pm 1.1*	0.4 \pm 1.1	0.013
Calcium (mg/10 MJ)	699 \pm 293	755 \pm 292**	769 \pm 293***	806 \pm 285***	776 \pm 285***	<0.001
Iron (mg/10 MJ)	10.7 \pm 2.8	11.2 \pm 2.8**	11.3 \pm 2.8***	11.7 \pm 2.7***	11.4 \pm 2.7***	<0.001
Sodium (mg/10 MJ)	4440 \pm 1517	4740 \pm 1511**	4708 \pm 1518**	4901 \pm 1476***	4974 \pm 1478***	<0.001
Vitamin C (mg/10 MJ)	154.5 \pm 80.1	148.7 \pm 79.8	153.4 \pm 80.1	159.5 \pm 77.9	152.0 \pm 78.0	0.153
Dietary fibre (g/10 MJ)	16.6 \pm 5.3	16.5 \pm 5.3	16.5 \pm 5.3	16.8 \pm 5.2	15.9 \pm 5.2**	0.001

EI – energy intake; BMR – basal metabolic rate; SFA – saturated fatty acids; MUFA – monounsaturated fatty acids; PUFA – polyunsaturated fatty acids.

† Mean values were adjusted by sports club activity.

Significance level compared with the first quintile of EI/BMR: *, $P < 0.05$; **, $P < 0.01$; ***, $P < 0.001$.

Table 4 Intakes of food groups (g/10MJ) by quintile of EI/BMR. Values are expressed as mean \pm standard deviation

	Quintile of EI/BMR					P-value
	First quintile (n = 377)	Second quintile (n = 378)	Third quintile (n = 378)	Fourth quintile (n = 378)	Fifth quintile (n = 378)	
Cereals	663.0 \pm 158.5	574.2 \pm 157.8***	546.3 \pm 158.6***	474.8 \pm 154.1***	427.4 \pm 154.3***	<0.001
Potatoes	45.6 \pm 31.2	42.9 \pm 31.0***	44.9 \pm 31.2***	46.1 \pm 30.3***	48.5 \pm 30.4***	0.025
Confectioneries†	84.0 \pm 55.9	94.2 \pm 55.7	96.7 \pm 55.9*	98.7 \pm 54.3***	110.0 \pm 54.4***	<0.001
Fats and oil‡	22.3 \pm 18.9	24.5 \pm 18.9	25.0 \pm 18.9	30.1 \pm 18.4***	33.7 \pm 18.4***	<0.001
Pulses	62.9 \pm 49.1	68.1 \pm 48.9	65.9 \pm 49.1	71.0 \pm 47.7*	63.5 \pm 47.8	0.089
Fruits	128.7 \pm 150.8	128.4 \pm 150.2	130.2 \pm 150.9	154.3 \pm 146.6**	150.0 \pm 146.9*	0.011
Total vegetables§	293.5 \pm 170.3	292.7 \pm 169.6	300.2 \pm 170.4	311.1 \pm 165.6	292.0 \pm 165.9	0.047
Soft drinks						
Sugar-containing	44.9 \pm 100.5	43.3 \pm 100.5	50.7 \pm 100.5	48.1 \pm 100.5	65.5 \pm 100.6**	0.017
Non-sugar containing	20.8 \pm 66.7	15.6 \pm 66.7	20.7 \pm 66.7	13.3 \pm 66.7	19.7 \pm 66.7	0.317
Fish	80.7 \pm 53.6	88.3 \pm 53.4*	91.6 \pm 53.6**	95.3 \pm 52.1***	98.5 \pm 52.2***	<0.001
Meats	77.0 \pm 45.7	83.3 \pm 45.5*	87.1 \pm 45.7***	92.5 \pm 44.4***	97.7 \pm 44.5***	<0.001
Eggs	38.9 \pm 34.1	41.4 \pm 34.0	42.1 \pm 34.2	43.0 \pm 33.2	36.1 \pm 33.2	0.011
Dairy products	188.8 \pm 182.5	211.9 \pm 181.7*	217.5 \pm 182.6*	232.5 \pm 177.4***	213.0 \pm 177.7*	0.003

EI – energy intake; BMR – basal metabolic rate.

Energy-adjusted values by density method were used for analysis.

† Including sugar and sweeteners.

‡ Including animal fat and vegetable fat.

§ Including green and yellow vegetables, non-green and yellow vegetables, mushrooms and sea vegetables.

Significance level compared with the first quintile of EI/BMR: *, $P < 0.05$; **, $P < 0.01$; ***, $P < 0.001$.

overreporters. In addition, we applied BMR and BMI calculated from self-reported body weight and height. They might be biased (for example, see reference 30). However, some studies have reported that BMI calculated from self-reported body height and weight correlated highly with measured BMI^{31,32}. These studies suggest that BMI calculated from self-reported body weight and height is, at least, a reliable measure for use in association analyses. We have therefore used these values both in our previous paper³³ and the present report.

Several previous studies have examined non-dietary factors such as physiological and psychological factors associated with energy intake^{3,26,34,35}. Here, we examined the effects of physical activity, smoking habits and alcohol intake on reported energy intake (Table 2). The proportion of the active group was increasing slightly, whereas that of the sedentary group was decreasing, along with the increase in EI/BMR, which indicates that a more active lifestyle is associated with higher energy requirements. As for psychological factors, we examined the association between EI/BMR and desire for body weight change, expressed as the difference between ideal and present BMI (data not shown). We observed a linear trend between EI/BMR and the difference in BMI. However, when present BMI, the difference between ideal and present BMI, sports club activity and smoking habits were entered in a model for multiple regression analysis, the difference between ideal and present BMI did not reach a significant level. Therefore, present BMI seems, at least in this population, to be the most important factor affecting the reporting of food intakes and predicting underreporting.

We examined whether low-energy reporters underreported all nutrients equally or reported some specific

nutrients lower than others. Energy from carbohydrate was significantly higher, whereas that from fat was significantly lower, in the lower quintiles of EI/BMR (Table 3). Among the micronutrients examined, vitamin C was not significantly different across the EI/BMR groups. According to the review by Livingstone and Black³, energy from protein tends to be reported significantly higher, whereas that from fat is reported lower, in low-energy reporters.

Few studies have examined the bias in reporting of meal patterns and the types of food consumed^{26,36,37}. In previous studies, low-energy reporters tended to report the consumption of 'socially desirable' foods such as fish, fruit and salad higher, whereas 'socially undesirable' foods such as snacks, cakes, sugar and fats were reported lower. According to Hebert *et al.*³⁸, women show higher 'social desirability' scores associated with lower reported fat and energy intakes than do men. In the present study (Table 4), the reported intake of cereals was higher, while in contrast intakes of confectioneries, fats and oil, fish and meats were lower, in the lower EI/BMR groups. We analysed the data on soft drinks divided into sugar-containing and non-sugar containing drinks. Neither type of drink correlated significantly with EI/BMR, which is somewhat different from the results observed in Western populations²⁷.

Our results might not be representative because the subjects were not a random sample of the general Japanese population, but selected female dietetics students aged 18–20 years. Because they were freshmen enrolled in dietetics courses, the participants in this study might be highly health-conscious. To minimise the influence of nutritional education, we finished the survey within almost one month after their entrance to the course. According to the Japanese National Nutrition Survey in 1998, the percentages of subjects aged 15–19 years with

BMI $< 18.5 \text{ kg m}^{-2}$ and $\geq 25 \text{ kg m}^{-2}$ were 20% and 6%, respectively³⁹. It was 16% and 5%, respectively, in the present study. The distribution of BMI was not markedly different between the two surveys. Compared with Western populations⁴⁰, Japanese women are generally leaner in this age range. Nevertheless, we observed the tendency of underreporting, rather than overreporting, similar to that found in Western populations. This indicates that inaccuracy of energy intake should be taken into account when the results of dietary surveys are interpreted, even in a non-obese population such as young Japanese women.

In summary, our study found a significant correlation between BMI and EI/BMR. Moreover, a majority of the subjects underreported their energy intake in spite of being relatively lean. However, the participants in this study were not representative of the Japanese population as a whole. Further studies are needed to examine whether the correlations observed in the present study are commonly observed in other Asian as well as in other Japanese populations.

Acknowledgements

We wish to thank Drs Keiko Amano, Akane Katagiri, Taeko Shimoda, Tomiko Tsuji and Hatsuko Yamamoto for study planning and data collection, and Shoko Matsunaga for data processing.

References

- Barrett-Connor E. Nutrition epidemiology: how do we know what they ate? *American Journal of Clinical Nutrition* 1991; **54**(Suppl. 1): 182S–7S.
- Black AE, Cole TJ. Biased over- or under-reporting is characteristic of individuals whether over time or by different assessment methods. *Journal of the American Dietetic Association* 2001; **101**: 70–80.
- Livingstone MB, Black AE. Markers of the validity of reported energy intake. *Journal of Nutrition* 2003; **133**(Suppl. 3): 895S–920S.
- Schoeller DA. Recent advances from application of doubly labeled water to measurement of human energy expenditure. *Journal of Nutrition* 1999; **129**: 1765–8.
- Schoeller DA. Validation of habitual energy intake. *Public Health Nutrition* 2002; **5**(6A): 883–8.
- Black AE, Coward WA, Cole TJ, Prentice AM. Human energy expenditure in affluent societies: an analysis of 574 doubly-labelled water measurements. *European Journal of Clinical Nutrition* 1996; **50**: 72–92.
- Hill RJ, Davies PS. The validity of self-reported energy intake as determined using the doubly labelled water technique. *British Journal of Nutrition* 2001; **85**: 415–30.
- Trabulsi J, Schoeller DA. Evaluation of dietary assessment instruments against doubly labeled water, a biomarker of habitual energy intake. *American Journal of Physiology. Endocrinology and Metabolism* 2001; **281**(5): E891–9.
- Goldberg GR, Black AE, Jebb SA, Cole TJ, Murgatroyd PR, Coward WA, *et al.* Critical evaluation of energy intake data using fundamental principles of energy physiology. 1. Derivation of cut-off values to identify under-reporting. *European Journal of Clinical Nutrition* 1991; **45**: 569–81.
- Black AE, Goldberg GR, Jebb SA, Livingstone MBE, Cole TJ, Prentice AM. Critical evaluation of energy intake data using fundamental principles of energy physiology. 2. Evaluating the results of published surveys. *European Journal of Clinical Nutrition* 1991; **45**: 583–99.
- Fogelholm M, Männistö S, Vartiainen E, Pietinen P. Determinants of energy balance and overweight in Finland 1982 and 1992. *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders* 1996; **20**: 1097–104.
- Price GM, Paul AA, Cole TJ, Wadsworth MEJ. Characteristics of the low-energy reporters in a longitudinal national dietary survey. *British Journal of Nutrition* 1997; **77**: 833–51.
- Voss S, Kroke A, Klipstein-Grobusch K, Boeing H. Is macronutrient composition of dietary intake data affected by underreporting? Results from the EPIC–Potsdam study. *European Journal of Clinical Nutrition* 1998; **52**: 119–26.
- McGowan MJ, Harrington KE, Kiely M, Robson PJ, Livingstone MBE, Gibney MJ. An evaluation of energy intakes and the ratio of energy intake to estimated basal metabolic rate (EI/BMR_{est}) in the North/South Ireland Food Consumption Survey. *Public Health Nutrition* 2001; **4**(5A): 1043–50.
- Briefel RR, Sempos CT, McDowell MA, Chien S, Alaimo K. Dietary methods research in the third National Health and Nutrition Examination Survey: under-reporting of energy intake. *American Journal of Clinical Nutrition* 1997; **65**: S1203–9.
- Heywood P, Harvey PJW, Marks GC. An evaluation of energy intake in the 1983 Australian National Dietary Survey of Adults. *European Journal of Clinical Nutrition* 1993; **47**: 604–6.
- Winkvist A, Persson V, Hartini TNS. Underreporting of energy intake is less common among pregnant women in Indonesia. *Public Health Nutrition* 2002; **5**(4): 523–9.
- Sasaki S, Yanagibori R, Amano K. Self-administered diet history questionnaire developed for health education: a relative validation of the test-version by comparison with 3-day diet record in women. *Journal of Epidemiology* 1998; **8**: 203–15.
- Sasaki S, Ushio F, Amano K, Morihara M, Todoriki O, Uehara Y, *et al.* Serum biomarker-based validation of a self-administered diet history questionnaire for Japanese subjects. *Journal of Nutritional Science and Vitaminology* 2000; **46**(6): 285–96.
- Science and Technology Agency. *Standard Tables of Food Composition in Japan*, 4th revised ed. Tokyo: Printing Bureau, Ministry of Finance, 1982 [in Japanese].
- Matsuzawa Y, Inoue S, Ikeda Y, Sakata T, Saito Y, Sato Y, *et al.* The judgment criteria for new overweight, and the diagnostic standard for obesity. *Obesity Research* 2000; **6**: 18–28 [in Japanese].
- Food and Agriculture Organization/World Health Organization/United Nations University (FAO/WHO/UNU). *Energy and Protein Requirements*. Report of a Joint FAO/WHO/UNU Expert Consultation. Technical Report Series No. 724. Geneva: WHO, 1985.
- Ministry of Health and Welfare. *Recommended Dietary Allowance for Japanese: Dietary Reference Intakes*, 6th revised ed. Tokyo: Ministry of Health and Welfare, 1999 [in Japanese].
- Braam LA, Ocke MC, Bueno-de-Mesquita HB, Seidell JC. Determinants of obesity-related underreporting of energy intake. *American Journal of Epidemiology* 1998; **147**(11): 1081–6.
- Ferrari P, Slimani N, Ciampi A, Trichopoulou A, Naska A, Lauria C, *et al.* Evaluation of under- and overreporting of energy intake in the 24-hour diet recalls in the European Prospective Investigation into Cancer and Nutrition (EPIC). *Public Health Nutrition* 2002; **5**(6B): 1329–45.
- Mathys C, De Henauw S, Devos C, De Backer G. Estimated

- energy intake, macronutrient intake and meal pattern of Flemish adolescents. *European Journal of Clinical Nutrition* 2003; **57**(2): 366–75.
- 27 Johansson L, Solvoll K, Bjørneboe G-EA, Drevon CA. Under- and overreporting of energy intake related to weight status and lifestyle in a nationwide sample. *American Journal of Clinical Nutrition* 1998; **68**: 266–74.
- 28 Black AE. Critical evaluation of energy intake using the Goldberg cut-off for energy intake: basal metabolic rate. A practical guide to its calculation, use and limitations. *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders* 2000; **24**: 1119–30.
- 29 Yamamura C, Kashiwazaki H. Factors affecting the post-absorptive resting metabolic rate of Japanese subjects: reanalysis based on published data. *Japanese Journal of Nutrition* 2002; **60**(2): 75–83 [in Japanese].
- 30 Rovira RF, Pons IF, Martinez MI, Sanchez RR. Self-reported versus measured height, weight and body mass index in Spanish Mediterranean teenagers: effects of gender, age and weight on perceptual measures of body image. *Annals of Nutrition & Metabolism* 2002; **46**: 68–72.
- 31 Goodman E, Hinden BR, Khandelwal S. Accuracy of teen and parental reports of obesity and body mass index. *Pediatrics* 2000; **106**: 52–8.
- 32 Kuczmarski MF, Kuczmarski RJ, Najjar M. Effects of age on validity of self-reported height, weight, and body mass index: findings from the Third National Health and Nutrition Examination Survey, 1988–1994. *Journal of the American Dietetic Association* 2001; **101**: 28–34.
- 33 Sasaki S, Katagiri A, Tsuji T, Shimoda T, Amano K. Self-reported rate of eating correlates with body mass index in 18-y-old Japanese women. *International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders* 2003; **27**: 1405–10.
- 34 Asbeck I, Mast M, Bierwag A, Westenhöfer J, Acheson KJ, Müller MJ. Severe underreporting of energy intake in normal weight subjects: use of an appropriate standard and relation to restrained eating. *Public Health Nutrition* 2002; **5**(5): 683–90.
- 35 Kant AK. Interaction of body mass index and attempt to lose weight in a national sample of US adults: association with reported food and nutrient intake, and biomarkers. *European Journal of Clinical Nutrition* 2003; **57**(2): 249–59.
- 36 Burns C, Jackson M, Gibbons C, Stoney RM. Foods prepared outside the home: association with selected nutrients and body mass index in adult Australians. *Public Health Nutrition* 2002; **5**(3): 441–8.
- 37 Berteus Forslund H, Lindroos AK, Sjostrom L, Lissner L. Meal patterns and obesity in Swedish women – a simple instrument describing usual meal types, frequency and temporal distribution. *European Journal of Clinical Nutrition* 2002; **56**(8): 740–7.
- 38 Hebert JR, Clemow L, Pbert L, Ockene IS, Ockene JK. Social desirability bias in dietary self-report may compromise the validity of dietary intake measures. *International Journal of Epidemiology* 1995; **24**: 389–98.
- 39 Ministry of Health and Welfare. *Kokumin Eiyō no Genjō [Annual Report of the National Nutrition Survey in 1998]*. Tokyo: Ministry of Health and Welfare, 2000; 45–6 [in Japanese].
- 40 Schoenborn CA, Adams PF, Barnes PM. Body weight status of adults: United States, 1997–98. *Advance Data* 2002; **6**(330): 1–15.

これからの栄養学研究に与える食事摂取基準（2005年版）の意味： 栄養学雑誌の一読者として

独立行政法人国立健康・栄養研究所栄養所要量策定企画・運営担当リーダー

佐々木 敏

1. はじめに

先日、「食事摂取基準（2005年版）」の内容が公開された。これは、5年を経て、従来どおりに行われた改定と見なすこともできるが、単に、名称の変更だけではなく、内容、考え方の刷新という大きな意味を持っていると読むこともできる。ここでは、その背景と概略について紹介することにしたい。

2. 世界の動向

現在、世界的な流れとして、「栄養所要量」から、「食事摂取基準」という考え方にシフトしている。これは、「所要量」という考え方が、欠乏からの回避を専ら目的とし、同時に、決定論的な考え方に基づくものであり、それが、現代社会における栄養問題の解決にそぐわなくなってきたためである。

後で詳述するが、食事摂取基準には、「摂取範囲」と「確率論」という2つの考え方にその特徴がある。この特徴に基づいて、アメリカとカナダは、世界に先んじて、食事摂取基準の策定に乗り出した。1990年の半ばのことであった。この策定は大規模なもので、1997年のカルシウム・リン・マグネシウム・ビタミンD・フッ素から、2002年のエネルギー・主栄養素に関するレポートまで、合計6冊のレポートとして公開されている（詳細はNational Academy Press (www.nap.edu) より得られる）。このレポートは、「摂取範囲」と「確率論」に加えて、「系統的レビュー」というもう1つの重要な特徴をもっている。系統的レビューとは、世の中に存在する関連情報（主として学術論文）を系統的、網羅的に収集し、その内容を客観的に評価することによって、科学情報を集約する方法である。たいへんな時間と労力を要する方法であるが、得られる結果の信頼度は高いと考えられている。

アメリカ/カナダの流れと並行して、イギリスや世界保健機関（WHO）でも、類似の考え方に基いて食事摂取基準の策定が進められている。

このような世界の動向の中で、日本が「栄養所要量」という名称を2005年以後も使用するとすれば、また、「摂取範囲」「確率論」、そして「系統的レビュー」という方法論を採用しないとすれば、世界（特に先進諸国）の栄養学や栄養改善の流れから取り残されてしまうであろうことは、想像に難くない。

3. 日本の動向

現在、厚生労働省や各種学会では、EBM (evidence-based medicine) の考え方に基づいて、さまざまな疾病の予防や治療に関するガイドラインを策定する作業が精力的に進められている。そのための技術の中核をなすものが系統的レビューである。栄養学も医療・健康を扱う分野の1つであるからには、EBMの考え方を無視するわけにいかないのは当然の成り行きであろう。むしろ、EBMの考え方を積極的に導入し、それを栄養学や、栄養関連の実務に反映させるための方法論を一日も早く確立することが急務だと言える。これは、栄養所要量（食事摂取基準）についても同様である。

4. 食事摂取基準（2005年版）の基本策定方針

このような国内外の情勢を鑑み、2005年度から使用する栄養所要量（食事摂取基準）は、「摂取範囲」「確率論」「系統的レビュー」という3点を中心の柱に据えて策定されることになった。特に、「系統的レビュー」を行うために、国内の栄養関連の研究者、およそ100人に協力が依頼され、2年の年月が費やされた。そのために、独立行政法人国立健康・栄養研究所の栄養所要量策定企画・運営担当室に事務局が置かれ、すべての作業の企画と運営に当たることになった。事務局では、協力研究者が必要とする学術論文を一括して収集・配布するサービスなど、協力研究者の作業の便を図ることを行った。

その結果、事務局が把握しているだけで、およそ1万5,000の論文が、この作業のために読まれた。協力研究者が、それぞれの栄養素の専門家であることを考えると、すでに手持ちの論文が多数あった上での追加分と考えられるため、まったくの推定にすぎないが、今回の作業のために参考にされた論文数は、5万を下らないだろうと思われる。その中から、価値の高い論文が抽出され、参考文献として利用された。このような作業手順でもっとも重要視されたことは、網羅性と客観性、つまり科学性である。その意味で、今回の食事摂取基準は、可能な限り「科学的に策定された」と考えることができるであろう。

5. 食事摂取基準（2005年版）の基本理論

食事摂取基準（2005年版）の基本理論を理解するには、5つの指標（エネルギーを含めれば6つ）を理解す

ることが近道だろう。

栄養素については、不足の有無や程度を判断するための指標として、「推定平均必要量」(estimated average requirement: EAR)と「推奨量」(recommended dietary allowance: RDA)の2つの値が設定された。推定平均必要量と推奨量を設定できない栄養素が存在し、これらについては、「目安量」(adequate intake: AI)が設定されている。この推奨量と目安量は、第六次改定日本人の所要量では、ともに所要量と呼ばれている指標である。

一方、生活習慣病の一次予防を専らの目的として、食事摂取基準を設定する必要のある栄養素が存在する。これらの栄養素に関しては、「生活習慣病の一次予防のために、現在の日本人が当面の目標とすべき摂取量」としての指標を提示し、「目標量」(tentative dietary goal for preventing life-style related diseases: DG)と呼ぶことにした。

また、過剰摂取による健康障害を未然に防ぐことを目的として、「上限量」(tolerable upper intake level: UL)を設定した。しかし、十分な科学的根拠が得られず、設定を見送った栄養素も存在する。これらの指標を理解するための概念図を図1に示す。

6. 「充足確率」と「充足率」のちがひ

「確率的な考え方」を用いて策定された食事摂取基準は、当然ながら、それを用いる場合も「確率的」に用いることを要求される。たとえば、摂取量が推定平均必要量付近であれば、その人にとってその栄養素が充足している確率はおよそ50%（不足している確率もおよそ50%）であり、摂取量が推奨量付近であれば97.5%（不足している確率はおよそ2.5%）であると推定するこ

とができる。同様に、摂取量が推定平均必要量より少ない場合は、充足確率は50%未満（不足確率は50%以上）であろうと推定される。

従来は、「充足率=摂取量÷所要量（推奨量）」という式を用いて、その人の摂取量の状態を評価することが多かった。たとえば、ある人のある栄養素の摂取量が1.0mg/日であり、平均必要量（推定平均必要量）が1.0mg/日、所要量（推奨量）が1.2mg/日であれば、充足率=1.0÷1.2=0.83（83%）と表現された。一方、摂取量=平均必要量（推定平均必要量）であるから、充足確率は50%である。この試算でわかるように、充足率=充足確率ではない。そのために、充足率を用いた経験をもつ栄養士、管理栄養士、栄養関係の研究者は、充足率がどのような科学的、統計学的意味をもつのかについて、もう一度考え直す必要があるだろう。

「充足確率」と「充足率」の比較からわかるように、食事摂取基準は、その中で使われている指標や、それぞれの指標で示される値について、かなり詳細な理論付けが行われている。従来（たとえば、第五次改定や第六次改定）の日本人の栄養所要量とその辺りを比べてみると、今回の改定のポイントが理解できるのではないかと思われる。

7. 「個人における不足確率」と「集団における不足者率」のちがひ

図2（上）に個人における不足確率を示す曲線を模式的にかいてみた。たとえば、ある人の摂取量が↑であれば、不足確率はおよそ20%と推測される。

では、図2（下）のように、ある集団の摂取量がヒストグラムのような分布であった場合、不足している者は何%いるだろうか。実際には、分布は曲線として与えら

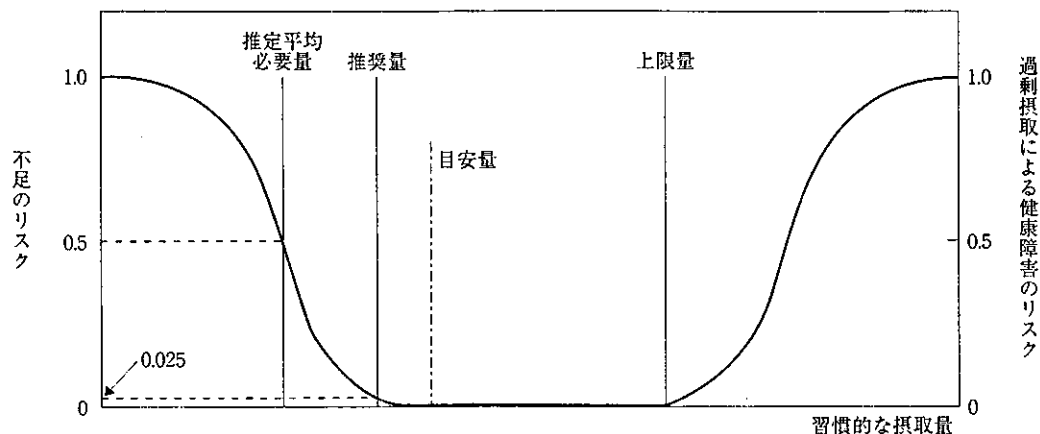


図1 食事摂取基準（2005年版）で使われている指標

注：1）栄養素について。エネルギーは別に定められている。

2）目標量は、別の考え方によって定められるため、図示していない。