

資料

- 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) Takahashi Y, Sasaki S, Okubo S, Hayashi M, Tsugane S. Blood pressure change in a free-living population-based dietary modification study in Japan. *J Hypertens* 2006; 24: 451–8.
- 4) Okubo H, Sasaki S. Histidine intake may negatively correlate with energy intake in human: a cross-sectional study in Japanese female students aged 18 years. *J Nutr Sci Vitaminol* 2005; 51: 329–34.
- 5) Murakami K, Okubo H, Sasaki S. Effect of dietary factors on incidence of type 2 diabetes: a systematic review of cohort studies. *J Nutr Sci Vitaminol (Tokyo)* 2005; 51: 292–310.
- 6) Okubo H, Sasaki S, Hirota N, Notsu A, Todoriki H, Miura A, Fukui M, Date C. The influence of age and body mass index on relative accuracy of energy intake among Japanese adults. *Public Health Nutr.* 2006; 9(5): 651–7.
- 7) Murakami K, Sasaki S, Okubo H, Takahashi Y, Hosoi Y, Itabashi M, the Freshmen in Dietetic Courses Study II Group. Food intake and functional constipation: a cross-sectional study of 3,835 Japanese women aged 18–20 years. *J Nutr Sci Vitaminol (Tokyo)* 2007; 53: 30–6.
- 8) Takahashi Y, Sasaki S, Okubo S, Hayashi M, Tsugane S. Maintenance of a low-sodium, high-carotene and -vitamin C diet after a one-year dietary intervention: the Hiraka Dietary Intervention Follow-up Study. *Prev Med* 2006; 43: 14–9.
- 9) Okubo H, Sasaki S, Horiguchi H, Oguma E, Miyamoto K, Hosoi Y, Kim MK, Kayama F. Dietary patterns associated with bone mineral density in premenopausal Japanese farmwomen. *Am J Clin Nutr* 2006; 83: 1185–92.
- 10) Murakami K, Sasaki S, Takahashi Y, Okubo H, Hosoi Y, Horiguchi H, Oguma E, Kayama F. Dietary glycemic index and load in relation to metabolic risk factors in Japanese female farmers with traditional dietary habits. *Am J Clin Nutr* 2006; 83: 1161–9.
- 11) Murakami K, Okubo H, Sasaki S. No relation between intakes of calcium and dairy products and body mass index in Japanese women aged 18 to 20 y. *Nutrition* 2006; 22: 490–5.
- 12) Murakami K, Okubo H, Sasaki S. Dietary intake in relation to self-reported constipation among Japanese women aged 18–20 years. *Eur J Clin Nutr* 2006; 60: 650–7.
- 13) BDHQ(成人版)を正しく使っていただくために[BHDQ(成人版)利用者マニュアル].

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, 18.5–25 kg m⁻² and ≥ 25 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 3.0–14.4 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 < 0.05 was considered significant.

Results

The characteristics of the subjects are shown in Table 1. BMI for all subjects was 20.8 ± 2.6 kg m⁻² (mean ± standard deviation (SD)). Ninety-five per cent of the subjects were classified into a non-obese group (BMI < 25 kg m⁻²). Energy intake was 7.5 ± 2.0 MJ day⁻¹ (mean ± SD). The frequency of sports club activity was 1.7 ± 4.1 days per month (mean ± 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,

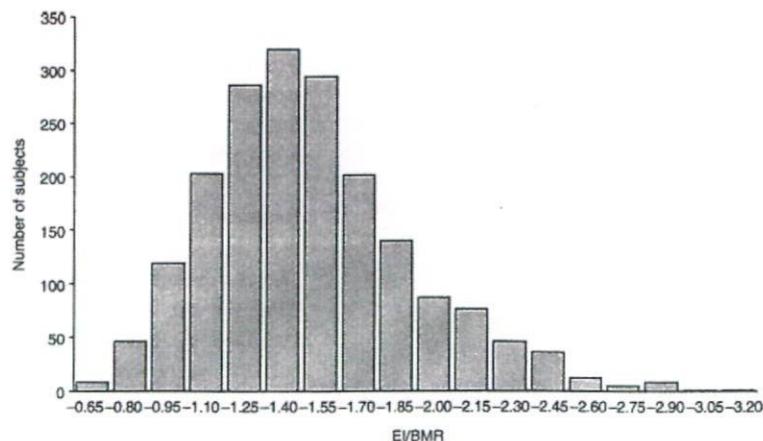


Fig. 1 Distribution of the ratio of energy intake to basal metabolic rate (EI/BMR). Values on horizontal axis show the upper limit of each range ($n = 1889$)

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/10MJ)	699 \pm 293	755 \pm 292**	769 \pm 293***	806 \pm 285***	776 \pm 285***	<0.001
Iron (mg/10MJ)	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/10MJ)	4440 \pm 1517	4740 \pm 1511**	4708 \pm 1518**	4901 \pm 1476***	4974 \pm 1478***	<0.001
Vitamin C (mg/10MJ)	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/10MJ)	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/10 MJ) 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 under-reported 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.
- Matthys 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 Eiyou no Genjou [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.

よぼういがく

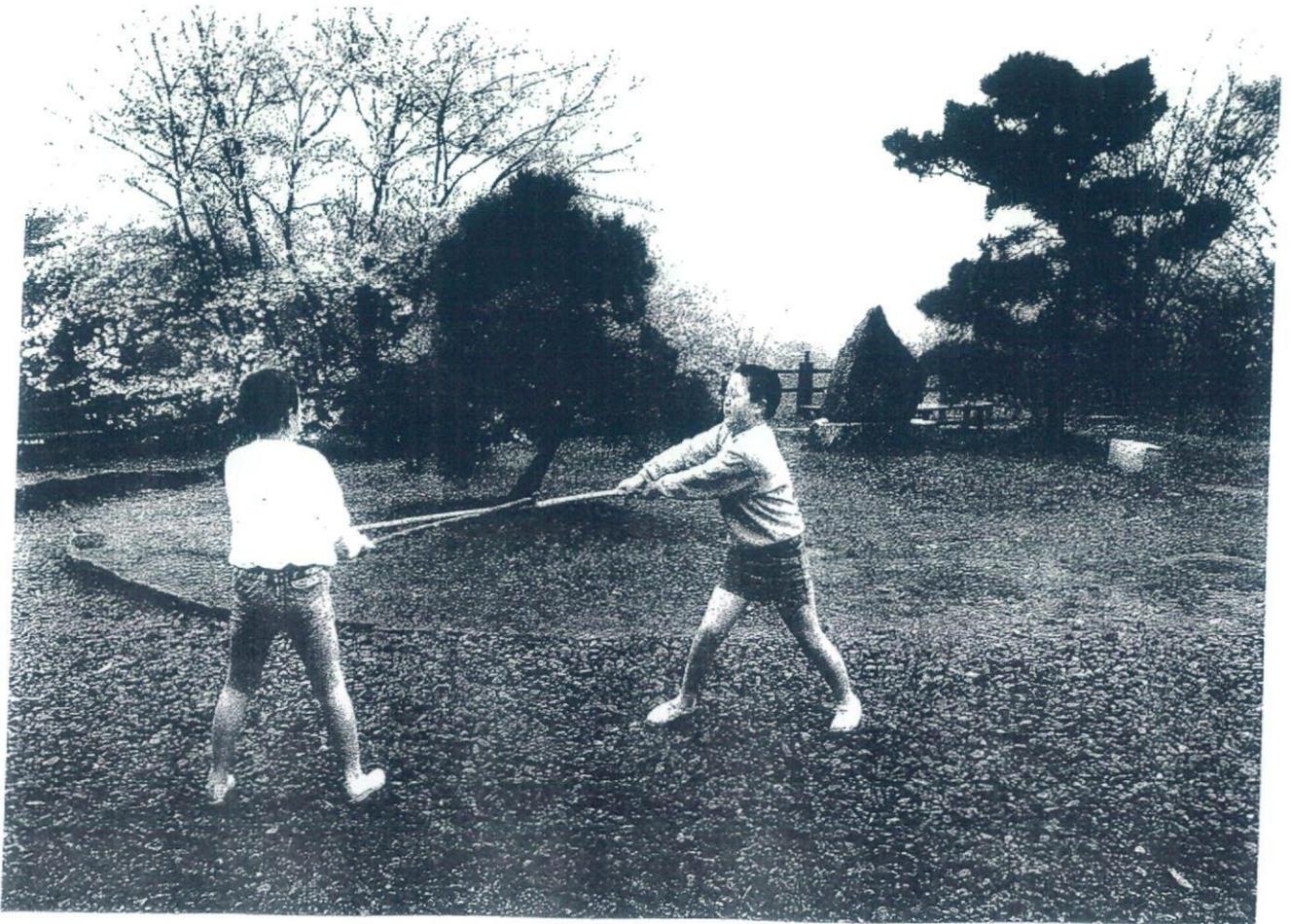
2004
APRIL
Vol.34 No.4

財団法人 日本予防医学協会

- 特集Ⅰ 糖尿病予防のための食事
- 特集Ⅱ 肥満予防のための食事
- 特集Ⅲ がん予防のための食事
- 特集Ⅳ 高血圧予防のための食事

佐々木 敏

4



写真：“春陽” 田尾 浩一（関西支部）

よ ぼ う い が く

2004. 4. Vol.34 Contents

特集 I

糖尿病予防のための食事 —現状と今後の課題—

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・運営担当リーダー

1. 糖尿病はなぜ怖いのか	4
2. 日本人の糖尿病の実態	4
3. 肥満と糖尿病	5
4. 糖尿病の食事性因子	8
4-1. 食物繊維	9
4-2. グリセミック・インデックス	9
4-3. 砂糖	10
4-4. 飲酒	10
4-5. 脂質（脂肪）	11
まとめ	12
<参考文献>	13

特集 II

肥満予防のための食事 —現状と今後の課題—

1. はじめに	14
2. 日本人の肥満問題	14
3. 肥満と循環器疾患危険因子	16
4. 肥満と糖尿病	14
5. 肥満と総死亡	18
6. 生活習慣病予防と肥満度	20
7. 肥満者の食行動	20
7-1. エネルギー密度と摂取エネルギー	20
7-2. 食べ物の見積もり誤差と肥満度	21
7-3. 朝食の種類と肥満度	22
7-4. 食べる速さと肥満度	23
まとめ	24
<参考文献>	25

2004. 4. Vol.34 Contents

特集Ⅲ

がん予防のための食事 —現状と今後の課題—

1. 日本人のがんの特徴	26
2. がん予防の特徴	28
3. 胃がんの食事性因子	28
4. 乳がんの食事性因子	29
5. 大腸がんの食事性因子	31
6. 肺がんの食事性因子	32
7. アルコール関連のがん	32
8. 全てのがん予防としての野菜と果物	33
まとめ	35
<参考文献>	35

特集Ⅳ

高血圧予防のための食事 —現状と今後の課題—

1. 高血圧予防の特徴	36
2. 循環器疾患の危険因子としての高血圧	36
3. 循環器疾患死亡率と血圧の推移	37
4. 高血圧予防からみた食事因子	38
5. 食塩	39
6. カリウム	40
7. 飲酒	41
8. 肥満	43
9. 効果的な高血圧予防のために	43
まとめ	44
<参考文献>	45

特集 I

糖尿病予防のための食事

—現状と今後の課題—

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・運営担当リーダー

<健康管理研究会>

主催・日本予防医学協会

日時・2003年9月26日(金) 13:30-16:00

場所・大阪



●略歴(ささき・さとし)

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)。医学博士。1957年(昭和32年)三重県生まれ。1981年(昭和56年)京都大学工学部卒業後、1989年(平成元年)大阪大学医学部卒業、1994年(平成6年)同大学大学院医学研究科博士課程修了(医学博士)、同年(ベルギー)ルーベン大学大学院博士課程修了(医学博士)。1995年(平成7年)名古屋市立大学公衆衛生学教室助手、1996年(平成8年)国立がんセンター研究所支所臨床疫学研究部室長、2002年(平成15年)独立行政法人国立健康・栄養研究所、現在に至る。

【著書】EBN 栄養調査・栄養指導の実際(医歯薬出版)、EBN 入門(第一出版<東京>)

(財)日本予防医学協会では、東京・名古屋・大阪・福岡において「健康管理研究会」を催しています。昨年9月から本年3月には、各地で、計4回にわたり、佐々木敏先生(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)をお招きし、生活習慣病(糖尿病・肥満・がん・高血圧)に対する指導の仕方、最新の知識などについて講演していただきました。

佐々木敏先生にそれら疾病等の「現状と今後の課題」について、講演会の内容をもとに本誌掲載用の原稿をあらためてご執筆いただきました。講演内容を一部整理し、若干のちがひがあるとのことですが、簡潔かつ分りやすく解説いただきました。

よって、本誌にて掲載いたします。(編集部)

1. 糖尿病はなぜ怖いのか

糖尿病は、日本人の代表的な死亡原因には入っていません。それにもかかわらず、深刻な健康問題として、最近、話題になっています。これはなぜでしょうか。

第一に、糖尿病は、長い間気づかないままじわじわと進行し、発見されたときには、かなり悪化しているケースが多く、たとえ発見できても完全な治療は非常に困難で、生活に特別な注意と、専門的な治療が不可欠ということが挙げられるでしょう。特に注意すべきは、合併症（網膜症、腎症、神経障害）の併発です。しかし、最近、大きな問題になっているのは、糖尿病、または、高血糖のひとは循環器疾患の罹患率や死亡率が高いということです。たとえば、糖尿病のひとが心筋梗塞で死亡する確率は糖尿病にかかっていないひとに比べて男性で1.9倍、女性で2.6倍も高くなるのが欧米で行われた10のコホート研究をまとめたメタアナリシスで明らかになっています(図1)。¹⁾

ところで、糖尿病の管理は血糖の管理であり、血糖の管理は摂取エネルギー（カロリー）の管理が中心になります。そして、

糖尿病という名前からの類推も働くのか、糖尿病は食事が密接に関連している病気だという認識が広く浸透しているようです。さらに、「糖」ということばから想像して、「甘いものの食べ過ぎ」とか、「糖尿病になったら甘いものは厳禁」という話を聞くこともあります。

今回は、わが国における最近の糖尿病の実態と、糖尿病の発症に関連する食事性因子について紹介することにします。

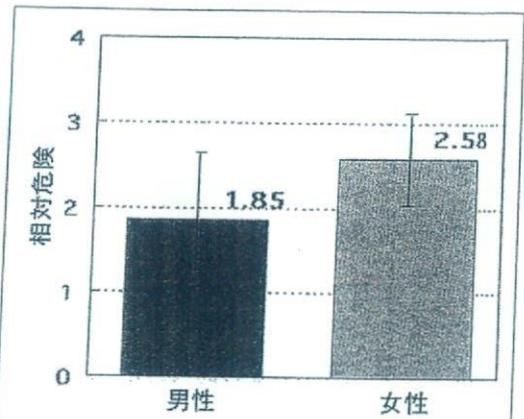


図1 糖尿病の有無による心筋梗塞死亡率のちがい：糖尿病なし群に比べたあり群の相対危険（平均±95%信頼区間）10のコホート研究に基づくメタアナリシス

Warren, et al. Diabetes Care 2000; 23: 962-8

2. 日本人の糖尿病の実態

厚生労働省が平成14年に20歳以上の5,792人を対象として実施した糖尿病実態調査²⁾によりますと、HbA1cが6.1%以上か現在糖尿病の治療を受けている人（糖尿病が強く疑われるひと）は9.0%、HbA1cが

5.6%以上6.1%未満で現在治療を受けていない人（糖尿病の可能性を否定できない人）は10.6%という結果でした。これらの結果を元に現在の人口で換算すると、糖尿病が強く疑われる人は約740万人、糖尿病の可能性を否定できない人を合わせると約1,620万人もの数に上っていることになります。

糖尿病が強く疑われるひとの中で、およ

そ半数 (51%) の人が現在すでに治療を受けていましたが、41%の人は治療を受けておらず、8%のひとが治療を中断していました。また、糖尿病が強く疑われる人のうち、健診を受けたことがある人は、半数以上は現在も治療を受けていましたが、逆に、健診を受けたことがない人の90%は治療を受けていませんでした。糖尿病の初期には、自覚症状がほとんどありませんから、発見には健診を受けることが不可欠であること、健診を受けない人たちに健診を受けてもらうことが大切なことが理解されます。

糖尿病についての知識を調べた結果をみると、「軽い糖尿病の人でも狭心症や心筋梗塞などの心臓病になりやすい」、「糖尿病の人は血圧が高い人が多い」、「糖尿病の人は傷が治りにくい」に、「わからない」と

答えたひとは、それぞれ46%、41%、39%あり、合併症への知識が十分に浸透していない実態が明らかになりました。「太っていると糖尿病になりやすい」という文章に対して、「正しい」と答えた者は58%、「まちがい」が24%、「その他」が18%であり、後で紹介するように、糖尿病のもっとも大きな危険因子である肥満に関する知識でさえも、十分に理解されていないことがわかりました。

糖尿病の効果的な予防と早期における治療開始、正しいコントロールを進めるためには、健診受診率の向上とともに、糖尿病に関する正しい知識の普及が重要な働きをしており、糖尿病対策における保健活動の重要性を改めて認識したいものです。

3. 肥満と糖尿病

肥満が糖尿病発症の大きな危険因子であることは数多くの研究で明らかにされています。たとえば、アメリカ人を対象としたコホート研究では、糖尿病にかかっていない女性、114,281人を14年間追跡し、その間に糖尿病を発症した2,204人と発症しなかった残りのひとについて、18歳のときのBMIとの

関連を調べました。その結果、18歳時のBMIと糖尿病の発症リスクには、非常に強

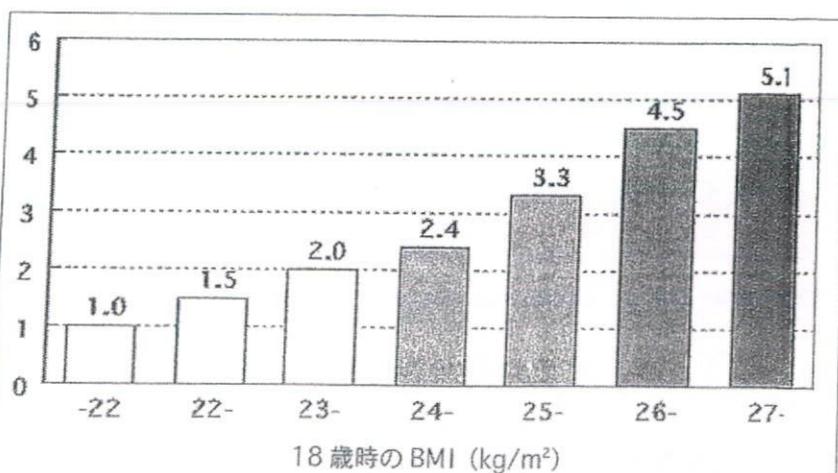


図2 18歳時の体重と30歳以後の糖尿病発症の関係。BMIが22未満の群に比べた相対危険 (アメリカ人女性、114281人を14年間追跡。糖尿病発症数=2204)

Colditz et al. Anal Intern Med 1995; 122: 481-6.

い正の相関が認められました (図2)。³⁾ BMIが22未満の群の発症リスクに比べた相対危険は、BMIが25以上26未満の群では3.3倍、BMIが27以上の群では5.1倍と、BMIが大きくなるにつれて、ほぼ直線的に危険が増していました。また、18歳のときのBMIだけでなく、その後の体重の変化も糖尿病の発症に関連していることが、同じ研究で明らかにされています。18歳からこのコホート研究が開始された時までの体重の変化と、研究中の糖尿病の発症リスクとの関係を検討した結果、図3のように、体重の変化が5kg未満だった群に比べて、5kg～8kg増加した群では1.9倍、11kg以上増加した群では5.5倍、発症リスクが上がることを確認されました。²⁾ 一方、体重が5kg～10kg減少した群では0.5倍 (つまり、半分)、20kg以上減少した群では0.1 (10%) とリスクが大きく下がることも明らかにされました。この2つの結果から理解されることは、若い頃の肥満度 (体重) と、その後の肥満度

(体重) の変化は、それぞれ独立に糖尿病の発症に関与しているということです。

ところで、糖尿病は遺伝が関与する疾患で、糖尿病の家族歴があるひとは、家族歴がないひとに比べて糖尿病が発症しやすいことが明らかにされています。では、家族歴の有無と肥満の有無はどちらが大きな影響を及ぼしているのでしょうか。さきほど

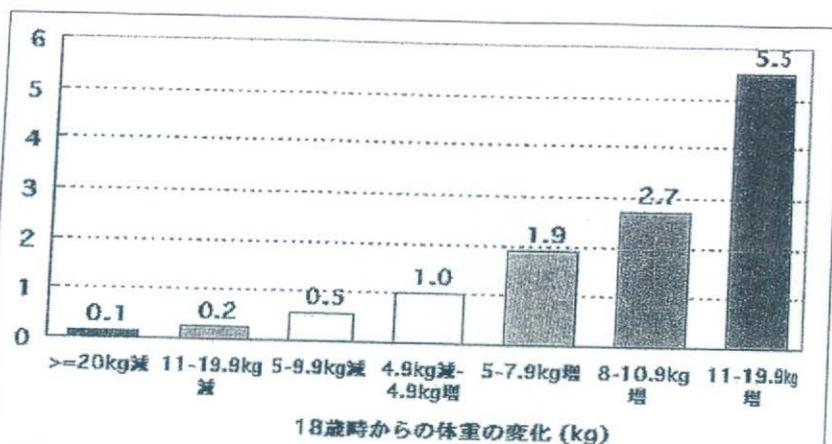


図3 18歳時からの体重の変化と糖尿病発症の関係。BMIが22未満の群に比べた相対危険 (アメリカ人女性、114281人を14年間追跡。糖尿病発症数=2204)

Colditz et al. Ann Intern Med 1995; 122: 481-6.

表1 18歳時からの体重の変化・糖尿病家族歴と糖尿病発症の関係。体重変化が少なく家族歴のないひとと比較した相対危険 (アメリカ人女性、114281人を14年間追跡した結果)

両親の糖尿病	なし	1人	なし	両親
兄弟の糖尿病	なし	なし	あり	あり
11～19kg減	0.5	2.1	---	---
5～10kg減	0.9	1.9	4.3	3.7
4.9kg減～4.9kg増	1.0	3.6	1.0	1.6
5～9kg増	2.3	6.8	5.8	11.7
10～19kg増	6.1	12.6	11.9	21.3
20kg以上増	20.1	27.9	32.8	48.7

Colditz, et al. Ann Intern Med 1995; 122: 481-6.

の図3の結果を家族歴の有無によって細分類したものが表1です。体重の変化が同じ場合、家族歴があるひとの発症率は、家族歴のないひとたちよりもやや高い傾向が見られますが、体重変動の少ない群（±4.9kg以内）では、家族歴の有無やその程度は、糖尿病の発症にあまり明確な影響は与えていません。一方、家族歴が同じでも、体重の増加が大きいほど、糖尿病の発症率の増加は大きく、その増加は、家族歴のある群で特に顕著なように見られます。この結果は、①糖尿病の発症には、家族歴（遺伝）と肥満の両方が関与していること、②家族歴よりも肥満（体重の増加）の影響のほうがはるかに大きいことの2つを教えてください。

このように、糖尿病予防の見地からは、肥満を未然に防ぐことが大きな意味をもっていることがわかります。しかし、少しだけ注意が必要です。たとえ、糖尿病にかからなくても、他の病気で命を落としたり、生活に支障を来したりしては困ります。そこで、すべての病気にかからないことを健康と定義した場合、もっとも単純に、肥満と健康との関連を検討するために、肥満と死亡（死因を問わない総死亡）との関連を見てみましょう。図4は、40～59歳の日本人男女、それ

ぞれ19500人と21315人を10年間追跡した結果です。⁴⁾ 追跡開始時のBMIと10年間の死亡率との関係を、BMIが23.0～24.9だった群の死亡率に比べた相対危険として示しました。

男性では、BMIが23.0～24.9だった群の死亡率が最低で、それ以上でも、それ以下でも、死亡率が上昇していました。そして、上昇のカーブは、やや左側、つまり、やせている群の方で大きいようでした。一方、女性の死亡率は、BMIが19.0～24.9の3つの群ではまったく変わらず、このあいだのBMIの大小は総死亡率に影響していませんことが明らかになりました。しかし、男性と異なり、25.0を超えると死亡率は上昇し、同時に、19.0未満の群でも死亡率の上昇が観察されました。このように、男性では、U字型、女性ではJ字型のカーブが認められ、「太り過ぎも良くないが、やせ過ぎも

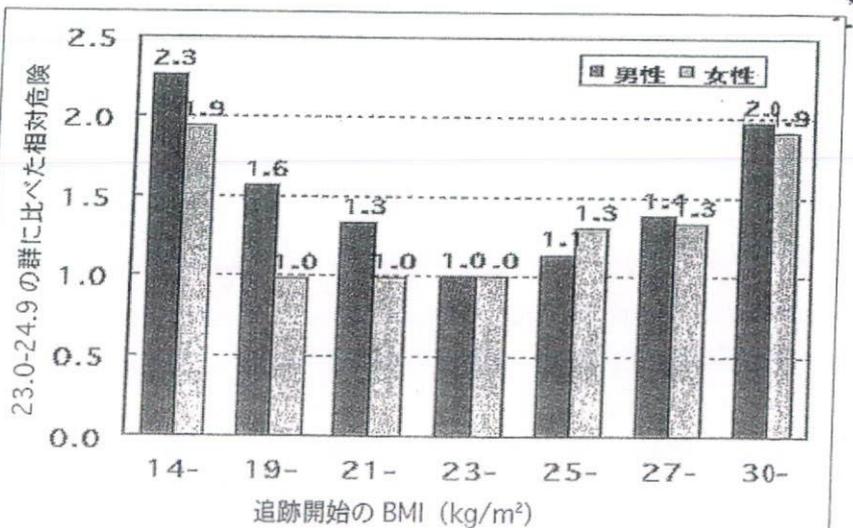


図4 BMIと総死亡率の関連

日本人男女（19500、21315人）を10年間追跡した結果
地域、年齢、喫煙習慣、飲酒習慣、教育歴、運動習慣、20歳以後の体重変化の影響を調整

Tsugane et al. Int J Obes 2002;26:529-37

良くない」こと、「ひとつの理想体重は存在せず、理想体重の範囲が存在する」ことの2つが明らかとなりました。現在、日本人のBMIの平均値は、40歳以上では男女ともに23.0から23.9の範囲にあります（40歳の女性だけ22台）から、少なくとも日本人中高年の肥満度は、集団レベルでみた場合、現在が理想であるといえるかもしれません。なお、この研究結果は、特殊なものではなく、体型が比較的に似ている中国人でも同じような結果が得られています。⁵⁾

糖尿病に限らず、高血圧も高脂血症もやせているひとで危険度が低いことがたくさんの研究で明らかにされています。それにもかかわらず、総死亡でみると、平均的な

体型のひとがもっとも死亡率が低いのはなぜでしょうか。高血圧も高脂血症も糖尿病も、循環器（つまり、血管）に関連する病気です。日本人に多い死因には、他に、がん（癌）があります。また、高齢者の死亡原因として無視できないのが、肺炎などの感染症です。その理由はまだじゅうぶん明らかになっていませんが、がんも感染症も、どちらかというところ、やせ型のひとたちのほうで死亡率が高い傾向が認められています。³⁴⁾ なお、がんは、発生する部位によって、その原因は大きく異なるため、「やせているひとはがんにかかりやすい」とは一概にいえないようです。

4. 糖尿病の食事性因子

糖尿病は、その名前や、肥満が大きく関連することから、食事との関連が十分に考えられる疾患です。

ところが、今までに行われた臨床試験や

疫学研究を元にまとめられた結果をみますと（表2）⁹⁾、糖尿病に関連する栄養素として、「確実」なものはないようです。そして、「高い可能性」のところ、予防因子として非でんぷん性多糖類（食物繊維と同じ意味と考えてほぼ問題はないと思います）が、促進因子として飽和脂肪酸とトラ

表2 生活・環境要因と2型糖尿病の関連（世界のヒト研究のまとめ）

	予防的	関連なし	促進的
確実	過体重者・肥満者の自発的体重減少、運動	---	過体重、肥満、腹部肥満、運動不足、妊娠糖尿病
高い可能性	非でんぷん性多糖類	---	飽和脂肪酸、子宮内発育遅滞
可能性あり	低グリセミック・インデックス食品、完全な母乳栄養	---	総脂質、トランス型脂肪酸
不十分	ビタミンE、クロム、マグネシウム、軽度な飲酒	---	過度な飲酒

Steyn, et al. Public Health Nutr 2004; 7(1A): 147-65.

ンス型脂肪酸が挙げられています。「可能性あり」や「不十分」にリストアップされている栄養素や栄養成分がいくつかありますが、まだじゅうぶんエビデンスが確立しているわけではないと理解し、あまり気にしないほうが良いのではないかと思います。

4-1. 食物繊維

食物繊維摂取量と糖尿病発症との関連を調べた疫学研究はいくつかありますが、結果の中で注目されるのは、穀物由来食物繊維摂取量が他の食品に由来する食物繊維よりも強く糖尿病と関連していることです。同じような方法で結果が示された3つのコホート研究の結果を図5に示しました。^{7,9)} 3つの研究のいずれでも、食物繊維摂取量が多い群ほど、発症率は低くなっていて、もっともたくさん食べていた群は、もっとも食べ方が少なかった群に比べて3割から4割程度も発症率が低いという結果になっています。ところで、日本人の平均的な穀物由来食物繊維摂取量は3.0g/日で、ここに示しました3つの研究の最低群に近い値です。この3つの研究はすべてアメリカで行われたものですが、日本人は穀類を主食とする食習慣をもっているにもかかわらず、

穀物由来の食物繊維摂取量が少ないことがわかります。これは、お米でもパンでも精製されたものを好み、食物繊維が少ない穀物を食べているためと考えられます。糖尿病予防の観点からは、穀物摂取量を増やすだけでなく、食物繊維が豊富な穀物を積極的に食べることが勧められます。

4-2. グリセミック・インデックス

最近、グリセミック・インデックス(またはグライセミック・インデックス: glycemic index [略してGI])ということばをしばしば耳にします。GIは、「基準となる食品(ブドウ糖または白パンが一般に使われている)と同等量のそれぞれの炭水化物を摂取したあとの血糖反応曲線下面積(5~10人の結果の平均)」と定義される指標です。同じ量のエネルギー(カロリー)を持つ食品ならば、同じ血糖上昇になりそうなのですが、実際には食品によって異なる場合があります。

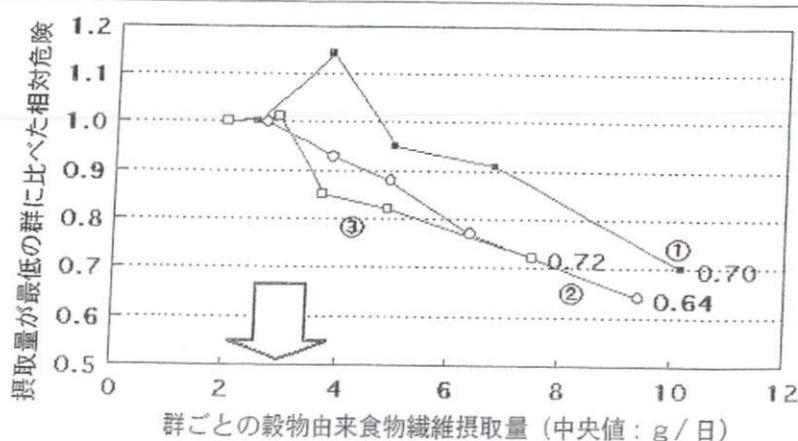


図5 穀物由来食物繊維摂取量と糖尿病発症リスクとの関係
3つのコホート研究の結果

矢印は日本人の平均摂取量(3.0g/日): 2001年国民栄養調査結果による。

① Salmeron J, et al. Diabetes Care 1997; 20: 545-50.

② Meyer KA, et al. Am J Clin Nutr 2000; 71: 921-30.

③ Salmeron, et al. JAMA 1997; 277: 472-7.

なる場合があります。この現象に着目し、摂取後の血糖の上昇を食品ごとに測定して決めた数値がGIです。ところが、食品によって異なるGIが糖尿病の発症にどのように関係しているかは、つい最近までほとんど研究されていませんでした。

今までに4つのコホート研究で、GIと糖尿病の発症との関連を検討され、^{7,10)} そのう

ちの2つでGIが高いほど糖尿病の発症が多いことが観察されています。これは、GIと糖尿病に関連がある可能性を示す興味深い結果として注目されます。しかし、研究数がまだ少ないため、結論を下すのは早いようです。

4-3. 砂糖

「糖」ということばから、砂糖の食べ過ぎが糖尿病の原因になっているのではないかと、という疑問を耳にしたことがあります。45歳以上のアメリカ人女性(39,345人)の食事を調べ、約5年半の追跡を行い、砂糖摂取量と糖尿病の発症との関連を検討した研究があります。追跡期間中に糖尿病を発症したひとは918人でした。年齢、喫煙習慣、肥満度、運動習慣など、糖尿病に関連する要因の影響を統計学的に除いて、砂糖

摂取量との関連を検討した結果、砂糖全体の摂取量とも、砂糖を糖類の分類にしたがって4種類に分けた場合でも、糖尿病の発症とは関連がありませんでした(図6)。¹¹⁾

この結果から、ふつうのレベルで食べている砂糖は糖尿病の発症にはあまり関係していないだろうということがわかります。しかし、砂糖を多く含む菓子類を食べ過ぎると、その結果として、果物や3度の食事の摂取量が少なくなり、そこから取るべき、さまざまな栄養素の摂取量が少なくなってしまう恐れがあります。この研究では、注意深い統計学的な計算によって、このような他の栄養素の影響を除き、砂糖と糖尿病の直接の関連を検討しています。その意味で、「お菓子を食べたために、食べなかった大切な食べ物はないか」という見方で、考えていただきたいと思います。

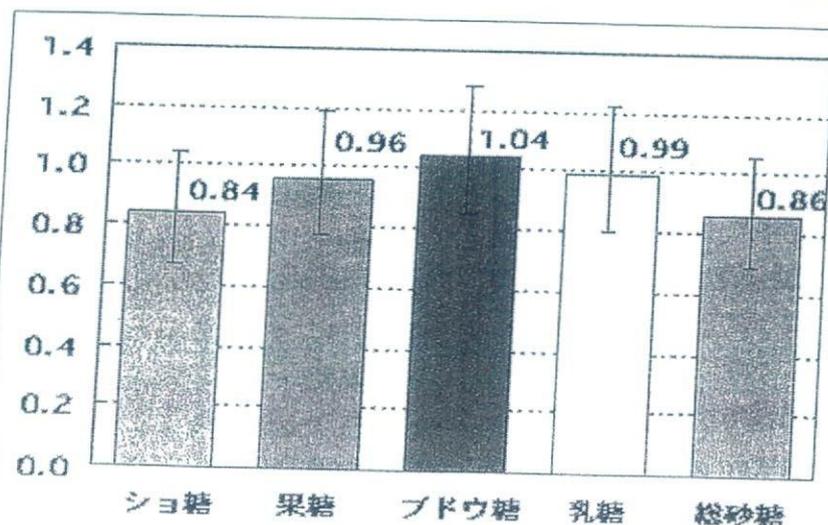


図6 砂糖摂取量と糖尿病発症リスクとの関係

健康な39,345人のアメリカ人女性(45歳以上)を約5年半追跡。糖尿病発症率を観察。それぞれの糖の摂取量ごとに、集団を5つに分けて、摂取量が最低の群に比べた最高の群の相対危険性(±95%信頼区間)。肥満度など、確立された危険因子の影響は調整済み。

Janket, et al. Diabetes Care 2003; 26: 1008-15

4-4. 飲酒

アルコール(物質としてはエタノール)は、1gで約7kcalのエネルギー(カロリー)を持っています。これは、同じ重量で炭水化物とたんぱく質が4kcal、脂質が9kcalであることを考えると、かなりの高エネルギーだといえます。そのため、アルコールを飲みすぎると糖尿病にかかる危険があると考えても不思議はないでしょう。

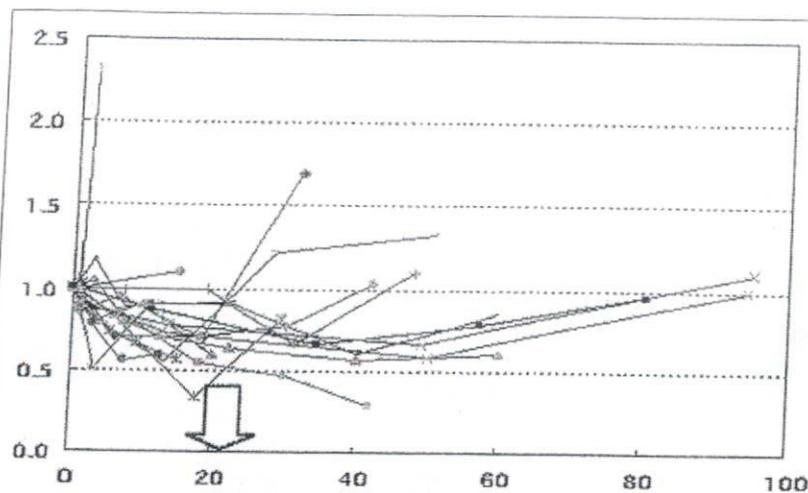


図7 アルコール摂取量（1日平均としてのエタノール量：g/日）と糖尿病発症との関連（男性） 飲まない群に比した相対危険：12のコホート研究。太線は日本での研究。矢印は日本酒1合中のアルコール（22g）。

厚生科学研究費補助金 糖尿病とその合併症の治療・予防についての最適ストラテジーの探索とそのデータベース化（野田班） 平成14年度報告書 佐々木敏から改変、引用。
日本の研究は、Nakanishi, et al. Diabetes Care 2003; 26: 48-54 から改変、引用。

アルコール（飲酒）と糖尿病の発症との関連を調べた研究で数多くあります。質の高い12のコホート研究を図7にまとめました。^{12,13)} 研究によってかなりばらつきがありますが、多くの研究が、「少しの飲酒で発症率が低下し、大量飲酒で上昇する」というU字型のカーブを示しています。日本酒1合が23g（ビール大ビン1本でもほぼ同量）でも、発症率の減少が期待できるという結果になっています。しかし、これは「体重が同じなら」という条件をつけた上での結果です。飲み過ぎによって、そして、それに伴った食べ過ぎによって体重が増えれば、それだけ糖尿病にかかりやすくなりますから、やはり、飲酒は適度に、ということになるでしょう。それに、糖尿病のリ

スクは上がらなくても、他の病気になっては意味がありません。その意味からも過度な飲酒にならないよう心がけたいことには変わりはありません。

4-5. 脂質（脂肪）

いくつかのコホート研究が、総脂質または飽和脂肪酸の摂取が多い群で、糖尿病の発症が多いことを報告しています。¹⁴⁻¹⁶⁾ また、多価不飽和脂肪酸（P）と飽和脂肪酸（S）の比（P/S比）が低い群で発症が多いことを報

告した研究もあります。¹⁷⁾ これらの結果から、脂質、特に、飽和脂肪酸の過剰摂取が糖尿病の発症に関係し、逆に、脂質であっても、多価不飽和脂肪酸は発症を抑える方向に働いている可能性があることがわかります。表2では、飽和脂肪酸は「高い可能性」にランクされ、他の栄養成分に比べると、信頼度が高めになっていますが、これを否定した研究結果もあるため、飽和脂肪酸と糖尿病の関係は、まだじゅうぶんに明らかにはなっていない、と理解するほうが良いかもしれません。また、これらは、欧米で行われた研究に基づくもので、日本人に比べるとはるかにたくさんの脂質（総脂質）や飽和脂肪酸を摂取していました。このことを考慮すると、日本人が現在の摂取