

糖尿病の栄養教育のための半定量食物摂取頻度 調査票（FFQW65）の妥当性と再現性の検討

ヤマカカ カズエ タンゴ トシロウ*
山岡 和枝* 丹後 俊郎*
ワタベマリコ コヅカ マサユキ*
渡辺満利子* 横塚 昌子*^{3*}

背景 糖尿病予防のための栄養教育のために、65食品リストからなる食物摂取頻度調査票（FFQW65）を開発した。

方法 妥当性と再現性の検討を71人の男性ボランティアを解析対象にして行った。妥当性は1週間の秤量調査結果と、再現性は10カ月後の再調査結果との比較により行った。データはすべて対数変換した上でピアソン積率相関係数を求めた。

結果 妥当性に関しては、朝食の総エネルギー摂取量のピアソン積率相関係数は0.74であり、FFQW65と秤量調査から求めた実際の値との相違は小さかった（差は-5 kcal, 相対差1.1%）。それに比べると昼食、夕食、一日あたり量の相関係数は小さめであり（それぞれ0.52, 0.66, 0.64）、相対差も10%前後であった。カリウム、ナイアシンを除く16栄養成分の1日あたり栄養成分摂取量の相関係数は0.28-0.64の範囲にあった。エネルギー調整相関係数ではたんぱく質、鉄、コレステロールが低くなった（0.16, 0.14, 0.19）が、その他は0.26-0.65の間にあった。他方、再現性は10カ月後に回答の得られた64人を対象にした検討の結果、全食品のエネルギー摂取量のピアソン積率相関係数は0.76であり、その他の栄養成分では0.54（ビタミンD）から0.81（カルシウム）までの範囲にあった。

結論 本研究結果より、FFQW65は特に糖尿病の栄養教育のために有用となるエネルギー摂取量の食事別評価に利用可能と考える。

Key words : 半定量食物摂取頻度調査票, 秤量調査, 再現性, 妥当性, 糖尿病, 食事別

I はじめに

近年、糖尿病の増加はめざましく、その予防は現在の予防医学の大きな課題となっている。糖尿病予防のためには食事指導が切り離せないが、そのためには簡易で比較的正確度の高い個人の食事評価方法の開発が必要不可欠である。食事評価方法として秤量調査によるものは正確度が高いものの、それに関わる時間や煩雑さにより日常的な評価法として実施可能性がきわめて低い。栄養疫学における最も大きな問題点として、正確で比較的

安価である実用的な食事調査の方法が確立していないことが指摘されてきた（Willettら¹⁾, P5）。栄養疫学分野における食事評価方法としては、個人レベルで半定量的に評価する食物摂取頻度調査法（Food Frequency Questionnaire Method, 以後FFQと表記する）が最も機能すると考えられている。さらにWillettは、FFQの開発についてまとめ、FFQを食品リストとその頻度で構成される食物摂取の習慣的摂取状況を調査するものであると定義している。その特徴として、食物・食品グループ別摂取状況を知ることができる、簡易である、調査対象者の負担が少ないことがあげられる。近年、各国においてそれぞれの食文化に応じた、疫学調査でも利用可能な頻度調査票が開発されつつある^{1~7)}が、日本においては、現在、FFQの開発がいくつか検討されているものの^{8~10)}、糖

* 帝京大学医学部衛生学公衆衛生学教室

*² 国立公衆衛生院疫学部

*³ 昭和女子大学短期大学部

連絡先：〒173-8605 東京都板橋区加賀 2-11-1

帝京大学医学部衛生学公衆衛生学教室 山岡和枝

尿病の栄養教育に利用するという点からみて十分とはいえない。

渡辺らはこれまで、糖尿病予防のためには境界型の段階からの栄養教育が重要と考え、境界型に着目し、その適切な食事指導の目的のためにFFQの開発を試みてきた¹¹⁾。今回、これまでの試行錯誤的な試みで得られたさまざまな問題点を考慮し、特に糖尿病予防のための栄養教育を目的として、個人の食習慣に応じた栄養指導のための65項目からなるFFQを開発した(以後、これをFFQW65と表記する)。FFQW65は朝・昼・夕食の食事区分別、食品グループ別に各栄養成分摂取量を推定するという特徴を有する。本論文では、この食物摂取頻度調査票の妥当性を1週間の秤量調査結果との比較に基づき、また再現性を10カ月後の再調査結果との関連から検討した。

II 食物摂取頻度調査票 (FFQW65)

FFQW65の着眼点として以下のことを想定した。すなわち、①簡易であること、②数カ月おきの指導に利用するため、最近1カ月間程度の平均的摂取量の評価が行えること、③集団の評価ではなく個人の摂取量の推定が行えること、④指導の際には朝、昼、夕食による栄養摂取をできるだけ均等に摂るよう指導するため、朝、昼、夕食別の摂取状況を把握できること、加えて⑤対象者に理解しやすいように糖尿病食品交換表に対応した食品グループ別に栄養摂取状況が把握できること、を念頭に置いた。現在、境界型対象者の食事指導に関する介入研究を計画し、進行しているところである。

次にFFQW65の概要について略記する。FFQW65は、これまでに行ってきた予備調査結果および既存の資料などを参考にして数多くの食品リストの項目の中から65項目(表1に示す)を選定したものであり、各項目の摂取頻度と一回目安量(ポーションサイズ)を同時に尋ねる半定量式頻度調査の形式を取っている。食品グループは15群(表1)とし、それぞれ単独あるいはいくつかの食品リストの合計を求めた。

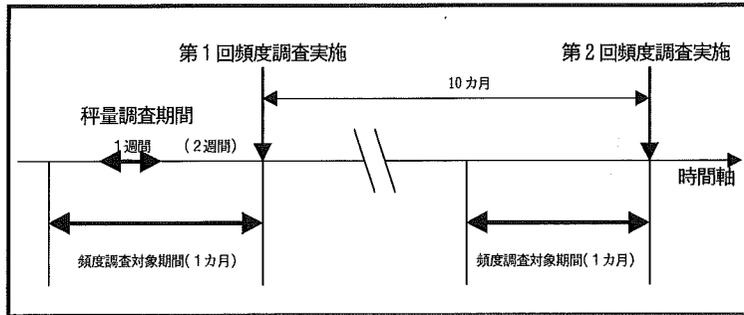
摂取頻度は、朝食、昼食、夕食ごとに(0:まったく食べない, 1:月1回以下食べる, 2:月2~3回食べる, 3:週1回食べる, 4:週2~3回食べる, 5:週4~6回食べる, 6:必ず食べる)

表1 糖尿病食品交換表に対応した食品グループに含まれる食品リスト

食品グループ	食品リスト
穀類等	ご飯 パン 菓子パン うどんそば ラーメン スパゲティ かぼちゃ いも類 とうもろこし 豆類
果実類	みかん りんご バナナ 他果実類
魚介類	いかたこ さかな類 貝類 たらこ かまぼこ類 干海産物 魚缶詰
肉類	豚肉 鶏肉 牛肉 ハム類 ベーコン レバー
卵類	卵類 チーズ
大豆類	とうふ なつとう えだまめ 厚揚げ ・油揚げ
牛乳類	普通牛乳 低脂肪牛乳 ヨーグルト
油脂類	ドレッシング類 ピーナッツ類 ポテ トチップス バター類 炒め物 天ぷら
野菜類	緑黄色野菜 淡色野菜 こんにゃく 海藻類
加工食品	ぎょうざ カレーレトルト コロッケ
みそ類	みそ
酒類	ビール 日本酒 ワイン 焼酎・ウィ スキー
菓子類	ケーキ類 チョコレート 和菓子 せんべい アイスクリーム
砂糖類	砂糖・甘味類 ジャム はちみつ
嗜好飲料類	茶類 コーヒー 清涼飲料類

の7段階で尋ねた(付図参照)。これは、Willettの「1週間に1回未満の摂取は総体としての栄養成分摂取量にほとんど寄与しないためその程度で妥当である」という指摘(Willettら¹¹⁾, P79)や、本調査票が朝・昼・夕食の3回に分けて尋ねているため、1日での頻度の詳細は必要としないことを考慮し7段階に設定したものである。なお、頻度の取り扱いに関しては、予備分析の段階で、頻度を($f=1, 2, 3, \dots, 7$)という順序変数とした場合、1カ月を28日として月1回以下であれば1回、毎日であれば28回というように日数を考慮し、($f_c=0, 1, 2, 4, 10, 20, 28$)という数量を付与した場合とで、秤量調査により求めた実摂取量との関連を食品リストの項目ごとに相関分析(対数変換後)により検討した結果、数量を付与した場合の方が相関が大きいものが多かったため、後者を採択した。

図1 頻度調査と秤量調査のプロセス



した。プログラムではエネルギーと18栄養成分(表4参照)について、食品リストごとの摂取量 z_j , ($j=1, \dots, 65$) が出力され、これをもとに対応する食品グループごとに合計して食品グループごとの摂取量 y_i , ($i=1, \dots, 15$) を求めた。すなわち、朝・昼・夕食ごとに

$y_i = (\text{食品グループ } i \text{ に含まれる食品リスト } j \text{ の秤量調査による摂取量 } z_j \text{ の合計})$

として求めた。また、1日の秤量調査による実摂取量は朝・昼・夕食ごとの3種類の実摂取量 y_i を単純に合計して算定した。

3. FFQW65 に基づく食物摂取量の推定方法

FFQW65 に基づく推定摂取量では、日本糖尿病学会編第5版食品交換表に対応した食品グループごとに個人の摂取量を推定することを目的の1つとしている。推定方法の手順について以下に記述した。

〈手順1〉 食品リストの項目ごとの推定摂取量の算出

個人の摂取量を推定するためには、ある食物について、人により食べたり食べなかったりするというような個人差を考慮する必要がある。そこで、食品リスト(65項目)の各項目について、個々に栄養成分データベース(栄養成分ごとの一回目安量標準値)の数値を基に頻度調査(FFQW65)に基づく推定摂取量(以後、推定摂取量と表記する) w_j を算出した。栄養成分データベースとは、食品リストの各項目ごとに一回目安量のMサイズに対応する平均栄養成分の標準値を、市販の食品成分表¹⁴⁾の栄養成分量を基に、朝・昼・夕食の各平均摂取量の分布、糖尿病食品交換票の単位量(1点80 kcal)、調理学教科書記載¹⁵⁾の1人当り分

量を参考にし、栄養成分毎に平均的1回摂取量を算出したものである。

具体的には、朝・昼・夕食ごとに、

① 頻度調査への回答で食品リストのある項目 j の頻度を $f_j (=0, 1, 2, 4, 10, 20, 28)$, 1回量(S, M, L)をMを基準として数値化したものを $q_j (=1/2, 1, 2)$, 食品リストの項目ごとの「一回目安量の標準値」を s_j とおく。

② 食品リストの項目ごとの1日あたり推定摂取量 w_j は、 $w_j = q_j \times f_j \times s_j \div 28$ として求める ($j=1, 2, \dots, 65$)。ただし、1カ月は28日として計算した。

〈手順2〉 食品グループごとの推定摂取量の算出

食品グループ(15群)ごとの推定摂取量は、手順1で求めた食品リスト毎の推定摂取量の食品グループに対応する項目について、それらの合計値として求めた。すなわち、朝・昼・夕食ごとに

$x_i = (\text{食品グループ } i \text{ に含まれる食品リスト } j \text{ の頻度に基づく摂取量 } w_j \text{ の合計})$

また、1日の推定摂取量の算定は、手順2で求めた食品グループごとの推定摂取量について、次の2通りについて検討した。

方式1 朝(B)・昼(L)・夕食(D)ごとに、秤量調査から求めた実摂取量 y_i の対数値を結果変数とし推定摂取量 x_i の対数値を説明変数とした回帰分析：

$$\log y_{i(B)} = \hat{\alpha}_{i(B)} + \hat{\beta}_{i(B)} \cdot \log x_{i(B)}$$

$$\log y_{i(L)} = \hat{\alpha}_{i(L)} + \hat{\beta}_{i(L)} \cdot \log x_{i(L)}$$

$$\log y_{i(D)} = \hat{\alpha}_{i(D)} + \hat{\beta}_{i(D)} \cdot \log x_{i(D)}$$

により摂取量を予測し、その予測した朝・昼・夕食という3つの予測摂取量 $\hat{y}_{i(B)}$, $\hat{y}_{i(L)}$, $\hat{y}_{i(D)}$ を合

計して1日の推定摂取量 \hat{y}_i を求める ($i=1, 2, \dots, 15$)。

方式2 朝・昼・夕食での推定摂取量を単純に合計して、1日の推定摂取量を算出する。

以上の手順に基づいて、エネルギーと18栄養成分(表4参照)ごとの摂取量を算定した。

4. FFQW65の妥当性・再現性の検討方法

まず、明らかな誤回答を除いたものについて、7日間の秤量調査より求めた1日あたり平均実摂取量を gold standard とみなし、FFQW65 から算定した推定摂取量との、「調査票に基づく測定 of 妥当性係数」⁶⁾である粗およびエネルギー調整のピアソンの積率相関係数を求めた。なお、データはその分布の特徴として正規分布を示さないため、要約統計量として、通常平均値は必ずしも中心的情報を示さないことから、中心的情報を中央値により、バラツキを25%点および75%点で表現した。ピアソンの積率相関係数は、推定摂取量 x_i と実摂取量 y_i とともに対数変換した上で、食品グループ別 ($i=1, \dots, 15$) に、朝・昼・夕食および1日あたり別、エネルギーと18栄養成分別に求めた。さらに、エネルギー以外の栄養成分の場合にはエネルギー摂取量が多いと当該栄養成分の摂取量も多くなるという相関があるため、エネルギー摂取量を調整した相関係数を求める必要が生じる。そこで、エネルギー調整相関係数を推定摂取量および実摂取量ごとに、それぞれのエネルギー摂取量を算定し、当該栄養成分の対数値を結果変数、エネルギー摂取量の対数値を説明変数とした線形回帰分析を行い、その残差を当該栄養成分のエネルギー調整摂取量として取り扱い、残差どうしの相関係数を求めた。

再現性は、総エネルギーおよび栄養成分ごとに2回の調査結果での食品グループ別一日量の推定摂取量を対数変換後、ピアソンの積率相関係数を求め検討した。

IV 結 果

解析対象71人のエネルギーの食品グループ別、朝・昼・夕食別および1日あたり推定摂取量と実摂取量の要約統計量を表2に示す。朝食での最大差は穀類の-13 kcal (相対差6.2%) であり、食事別の中では誤差が小さかった。昼食では特に穀類、肉類の誤差が大きく、全食品で-91 kcal (同

13.8%) と差が開いていた。夕食は穀類は昼食ほどではないが差が大きく、穀類、魚介類、肉類、酒類などの差が開いていた。全食品では-98 kcal (同9.8%) であった。1日あたりでは、穀類、魚類、肉類、牛乳類、野菜類、酒類の差が大きく、全食品では-167 kcal (同7.8%) となっていた。全体として推定摂取量は実摂取量を少な目に推定する傾向が認められた。

食品グループ別のエネルギーの推定摂取量と実摂取量の相関係数を朝・昼・夕食および1日あたり別に表3に示す。朝食における相関は3食のうちで最も高く、範囲は0.47 (油脂類)~0.91 (果実類) までで15食品グループ中9グループで0.7以上の相関が認められた。全食品では0.74であった。それに比べて昼食は最も低く全食品で0.52で、0.29 (野菜類)~0.77 (牛乳類、酒類) までの間にばらつき、0.7以上の相関が認められたのは5食品グループであった。同様に夕食は全食品で0.66と昼食よりやや高かったが、0.12 (野菜類)~0.89 (酒類) までの間にばらつき、0.7以上の相関は3食品グループで認められたのみであった。次に1日あたりの摂取量に関しては、「朝・昼・夕食ごとの予測摂取量の総和 (方式1)」と「推定摂取量の総和 (方式2)」の2通りについて相関係数を求めたが、前者では0.11 (加工食品類)~0.88 (酒類)、後者では0.13 (加工食品類)~0.88 (酒類) までの間にばらつき、両者とも0.7以上の相関は4食品グループで認められ、全食品では方式1、方式2はそれぞれ0.66、0.64とほぼ同程度の相関が認められた。そこで、1日あたりの摂取量の予測方式に関しては、方式1、方式2とも相関係数はほとんど変わらなかったこと、朝・昼・夕食で相関係数に違いの認められたものがあり、推定精度が異なることなどを考慮し、方式2を用いた。相関関係の例として穀類の朝・昼・夕食・一日あたり量のエネルギーの実摂取量と推定摂取量の相関図を図2に、全食品のエネルギーについての実摂取量と推定摂取量との相関図を図3に示す。

以上、エネルギーについての検討結果を示したが、次に栄養成分別1日あたりの推定摂取量と実摂取量を表4に示す。相対差は繊維の141.7%が最大であり、次いでビタミンA効力(66.4%)、ビタミンD(43.5%)、ビタミンE(23.4%)、ナ

表2 食品グループ別エネルギー(kcal)の推定摂取量および実摂取量の基本統計量(朝食・昼食・夕食・一日あたり)

食品グループ	人数	朝食			昼食			夕食			一日あたり		
		推定摂取量	実摂取量	差(相対差)\$	推定摂取量	実摂取量	差(相対差)\$	推定摂取量	実摂取量	差(相対差)\$	推定摂取量	実摂取量	差(相対差)\$
穀類等	71	197* (138:249)	210 (158:252)	-13(6.2)	260 (233:365)	340 (297:380)	-80(23.5)	244 (196:301)	289 (220:342)	-45(15.6)	716 (633:842)	824 (738:943)	-108(13.1)
果実類	69	13 (0:35)	8 (0:27)	5(62.5)	4 (0:11)	0 (0:5)	4(—)	13 (5:25)	11 (2:23)	2(18.2)	33 (13:83)	24 (10:56)	9(37.5)
魚介類	71	16 (2:33)	13 (0:40)	3(23.1)	26 (14:48)	34 (17:67)	-8(23.5)	63 (50:89)	88 (55:126)	-25(28.4)	114 (79:162)	150 (119:186)	-36(24.0)
肉類	71	48 (6:38)	16 (4:29)	2(12.5)	42 (31:86)	74 (31:106)	-32(43.2)	74 (49:129)	105 (74:165)	-31(29.5)	166 (106:233)	213 (147:283)	-47(22.1)
卵類	71	17 (7:35)	23 (12:39)	-6(26.1)	10 (7:26)	14 (8:29)	-4(28.6)	13 (7:19)	12 (5:26)	1(8.3)	51 (30:88)	59 (41:72)	-8(13.6)
大豆類	71	13 (3:40)	14 (27:32)	-1(7.1)	9 (3:20)	12 (1:24)	-3(25.0)	38 (22:60)	43 (27:54)	-5(11.6)	82 (53:105)	82 (54:100)	0(0.0)
牛乳類	59	39 (9:106)	28 (1:81)	11(39.3)	9 (0:18)	1 (0:20)	8(800.)	9 (0:46)	0 (0:34)	9(—)	81 (39:151)	51 (32:118)	30(38.8)
油脂類	71	24 (7:53)	31 (15:45)	-7(22.6)	57 (33:99)	55 (36:76)	2(3.6)	84 (43:134)	82 (48:103)	2(2.4)	165 (101:266)	162 (138:209)	3(1.9)
野菜類	71	7 (2:14)	7 (2:15)	0(0.)	7 (4:14)	13 (7:19)	-5(38.5)	14 (10:27)	30 (20:36)	-16(53.3)	33 (20:55)	54 (38:64)	-21(38.9)
加工食品	49	0 (0:8)	0 (0:0)	0(—)	20 (12:27)	19 (0:34)	1(5.3)	23 (14:28)	17 (0:23)	6(35.3)	47 (31:61)	40 (21:57)	7(17.5)
みそ類	71	9 (1:18)	8 (0:20)	1(12.5)	9 (1:18)	7 (3:9)	2(28.6)	9 (4:18)	8 (4:16)	1(12.5)	28 (20:44)	24 (17:36)	4(16.7)
酒類	68	0 (0:0)	0 (0:0)	0(—)	0 (0:10)	0 (0:21)	0(—)	211 (76:379)	251 (89:462)	-40(15.9)	222 (79:390)	266 (96:474)	-44(16.5)
菓子類	56	0 (0:10)	0 (0:23)	0(—)	26 (11:51)	27 (7:54)	-1(3.7)	24 (10:62)	32 (0:81)	-8(25.0)	57 (33:144)	62 (39:136)	-5(8.1)
砂糖	69	5 (0:20)	5 (2:13)	0(0.)	7 (1:19)	5 (2:9)	2(40.0)	8 (3:19)	6 (3:13)	2(33.3)	30 (14:54)	20 (11:36)	10(50.0)
嗜好飲料	70	0 (0:4)	0 (0:0)	0(—)	3 (0:16)	0 (0:32)	3(—)	0 (0:8)	0 (0:6)	0(—)	8 (0:45)	12 (0:54)	-4(33.3)
全食品	71	463 (346:607)	468 (361:547)	-5(1.1)	568 (439:815)	659 (585:757)	-91(13.8)	907 (753:1114)	1005 (842:1307)	-98(9.8)	1977 (1695:2441)	2144 (1890:2494)	-167(7.8)

推定摂取量:「頻度調査に基づく推定摂取量」の中央値 実摂取量:秤量調査での実摂取量の中央値

* 数値は中央値(25%値:75%値)

\$ 中央値の差:(推定摂取量-実摂取量), 相対差%:(推定摂取量-実摂取量)÷実摂取量×100

表3 食品グループ別エネルギー (kcal)の朝食・昼食・夕食・一日あたりでの第1回頻度調査での推定摂取量と実摂取量 (妥当性) および第2回頻度調査での推定摂取量 (再現性) との相関係数 (Pearson)

食品グループ	妥当性			一日あたり		再現性 (n=64)
	朝食	昼食	夕食	方式1	方式2	
穀類等	0.87	0.34	0.65	0.53	0.59	0.69
果実類	0.91	0.71	0.65	0.82	0.82	0.64
魚介類	0.88	0.64	0.28	0.43	0.37	0.60
肉類	0.66	0.66	0.63	0.68	0.69	0.65
卵類	0.73	0.49	0.58	0.54	0.51	0.71
大豆類	0.85	0.66	0.56	0.50	0.50	0.60
牛乳類	0.89	0.77	0.87	0.80	0.79	0.79
油脂類	0.47	0.31	0.33	0.36	0.38	0.51
野菜類	0.64	0.29	0.12	0.18	0.15	0.52
加工食品	0.57	0.41	0.21	0.11	0.13	0.38
みそ類	0.85	0.73	0.61	0.62	0.59	0.58
酒類	0.66	0.77	0.89	0.88	0.88	0.88
菓子類	0.60	0.69	0.73	0.74	0.72	0.67
砂糖	0.73	0.42	0.32	0.54	0.57	0.35
嗜好飲料	0.71	0.70	0.61	0.65	0.63	0.65
全食品	0.74	0.52	0.66	0.66	0.64	0.76

方式1: 朝・昼・夕食ごとに秤量調査から求めた実摂取量 y_i の対数値を結果変数とし「頻度調査に基づく推定摂取量」 x_i の対数値を説明変数とした回帰分析により摂取量を予測し、その予測した朝・昼・夕食という3つの予測摂取量 $\hat{y}_{i(m)}$, $\hat{y}_{i(L)}$, $\hat{y}_{i(D)}$ を合計して一日あたりの推定摂取量 \hat{y}_i を求める ($i=1,2,\dots,15$)。

方式2: 朝・昼・夕食での「頻度調査に基づく推定摂取量」を単純に合計して1日あたりの「頻度調査に基づく推定摂取量」を算出する。

注: 妥当性の検討の場合の対象者数は表2と同じである。

イアシン (24.5%) であり、その他は2割を切っており、最も小さかったのはコレステロールの5.3%であった。

表5には栄養成分別粗およびエネルギー調整相関係数を示す。粗相関係数のバラツキは0.15 (カリウム) から0.64 (エネルギー) までであった。各栄養成分とエネルギー摂取量との相関係数は全体的に推定摂取量で高い傾向が認められた。エネルギー調整相関係数は全体として低めになり、特にタンパク質、鉄、カリウム、ナイアシン、コレステロールが0.2を下回った。

再現性については、第1回および第2回調査結

果間の食品グループ別エネルギーの推定摂取量の相関係数を表3(右)に示す。全食品での相関係数は0.76であり、相関係数は最も低かったのが砂糖の0.35、最も高かったのが酒類の0.88であった。また、エネルギー以外の18栄養成分に関しての相関係数(表5右)では最も低かったのがビタミンDの0.54、最も高かったのがカルシウムの0.81であった。

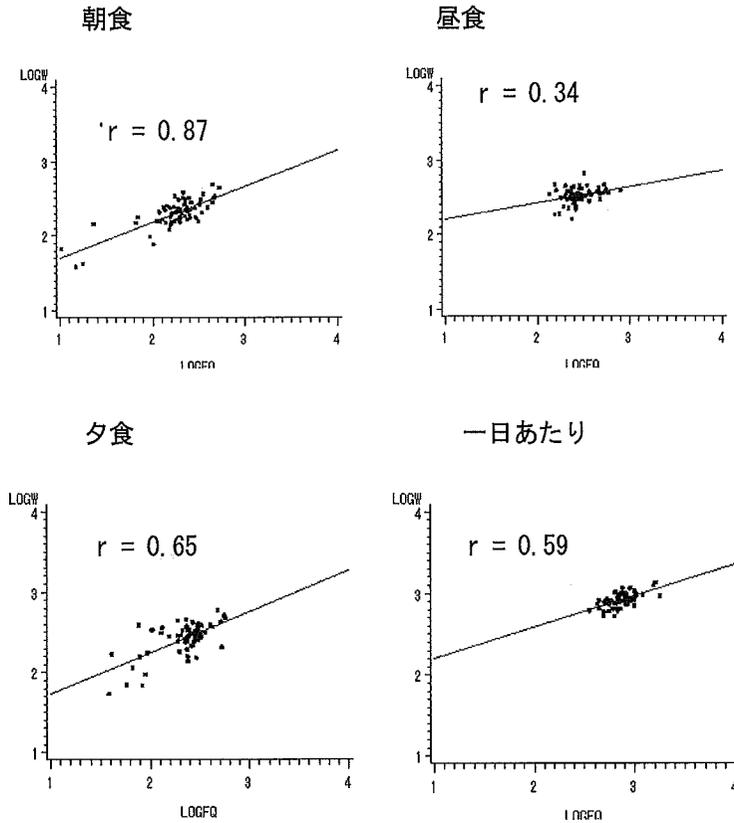
V 考 察

本研究では、糖尿病予防のための栄養教育に利用することを想定して開発した65項目からなる半定量食物摂取頻度調査票 FFQW65 の妥当性の検討を、1週間の秤量調査結果との比較に基づき行い、再現性の検討を10カ月後の再調査結果との比較に基づき行った。その結果、特に食事別エネルギー摂取量では朝食の推定摂取量が実測値との差および相関とも良好であった。また、栄養成分別の1日あたり摂取量の予測ではカリウム、ナイアシン以外の栄養成分で比較的良好な相関関係が認められ、妥当性があると考えられる。他方、再現性に関してもほぼ妥当な相関が得られた。以上より、FFQW65における実摂取量推定の信頼性はあるものと考えられる。

1. 質問項目の設定について

近年の動向として、各国においてそれぞれの食文化に応じた疫学調査でも利用可能な頻度調査票が開発されつつあり^{1~7)}、多国間共同研究成果も報告されている²⁾。FFQW65の特徴として、糖尿病予防での栄養教育のためには1日に占める朝食でのエネルギー摂取量割合の情報が特に重要な意味をもつと考えたことから、朝・昼・夕食別に摂取量が推定可能なデザインをとっている。このようなデザインでの実用性の高いFFQに関する研究は、著者らの知る限りこれまでにはない。また1回目安量の問題は先にも述べたようにそれを入れたほうが良いか否かについては定まった見解は得られていない。さらに日本型食生活を考えた場合、1回目安量の意味も異なってくる。本研究で用いたFFQW65では、それまでの検討結果から平均的な一回摂取量をもとめ一回目安量をS, M, Lの3段階とした。そして本研究結果でも一回目安量を入れたほうがやや妥当な結果となり、この傾向は Shimizu ら¹⁰⁾の結果とも一致してい

図2 朝・昼・夕食および一日あたりの穀類等エネルギーの実摂取量と「頻度調査に基づく推定摂取量」との関連



縦軸: \log_{10} (実摂取量)
横軸: \log_{10} (頻度調査に基づく推定摂取量)

た。

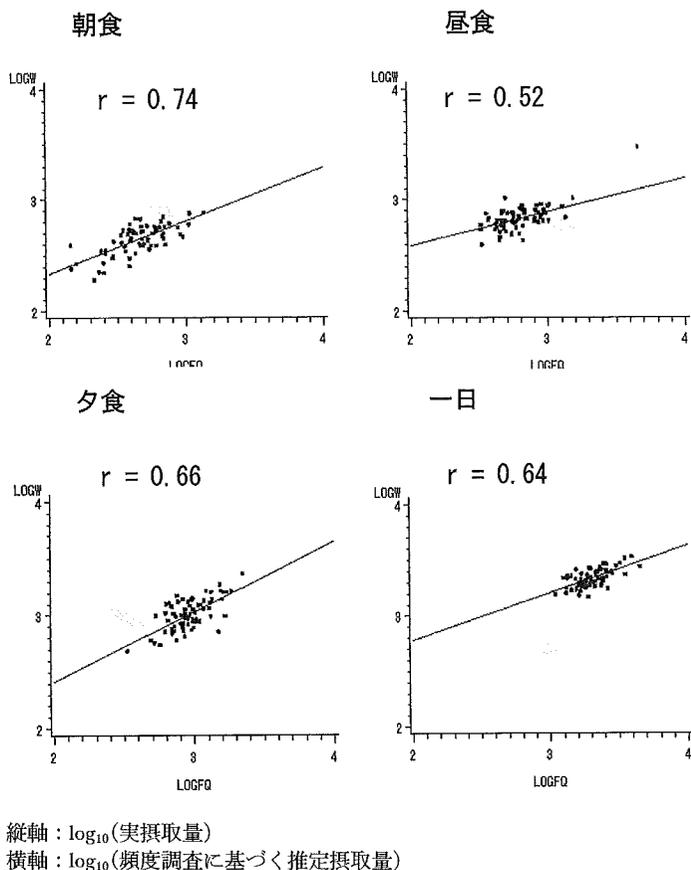
次に実施可能性として項目数の問題がある。食品リスト中の食品項目数は、FFQW65では65であり、これは他の研究と比べて多くも少なくもない。付表にこれまでに行われた主なFFQの妥当性に関する研究結果を示すが、ここでは24項目から131項目までのものがあるように、かなりばらついている。なお、Willettらは61項目¹⁷⁾から116項目^{18,19)}に変更してきているが、最近のヨーロッパを中心に行われた多国間共同研究ではOCKEら²⁰⁾のように80項目前後のものが利用されている。なお、日本での研究では片桐らFFQは24項目であり、ShimizuらのFFQ¹⁰⁾ (169項目)のショートバージョンとして報告されたTakatsukaらのSDHQ⁹⁾では169項目から31項目へと削減されており、かなり簡易になっている。

2. 妥当性と信頼性について

相関係数に関しては、OCKEら²⁰⁾のオランダの研究では20~60歳の男性63人を対象としており、本対象と類似したものであるが、総エネルギーでは0.71と本結果での0.64より若干良好な値であった。その他の諸外国の研究^{3~7,18~24)}では0.27から0.67の間にあり、対象数などを考慮すると、本結果は諸外国の結果と比較してもさほど見劣りはせず、むしろ、良好な相関係数の得られた栄養成分も少なくないと考えられる(付表参照)。

他方、日本においては、現在、FFQの開発がいくつか検討されているものの、まだ、実用という観点からみて十分な信頼性が得られているものは少ない。片桐ら⁸⁾は36人の男性(50~74歳)を対象に、本研究と同様に過去1カ月間を対象期間とし、1週間の秤量調査結果をもとに妥当性の検

図3 朝・昼・夕食および一日あたりの総エネルギーの実摂取量と「頻度調査に基づく推定摂取量」との関連



討を行い11栄養成分について相関を求めているが、全体としてさほど高い相関は得られていない(範囲: $-0.09 \sim 0.46$)。またエネルギー調整相関係数は算出してない。他方、TakatsukaらのSDHQ⁹⁾は、過去1年間を対象期間としており、12日の秤量調査結果をもとに妥当性の検討を行っている。調査対象は31人(内、男性13)の男女(35~64歳)であり12栄養成分について検討している。本研究結果と比較してビタミンDと蛋白、粗食物繊維のエネルギー調整相関係数がやや高いが、エネルギー量は本研究の相関が0.64に対して0.55であった。統計学的には標本数が大きくなるにつれて相関係数は小さくなる傾向があるので、本研究の対象者数を考慮すればFFQW65は高い相関が得られていると考えられる。

個人に対する栄養指導を行う際には、摂取の絶対量が重要な意味を持つ。本研究結果では実摂取

量と推定摂取量との間に乖離が認められたものがあった。特に昼食での穀類の差が大きかった点に関しては、昼食を24時間思い出し法調査で行ったため、調査対象者が実際に摂取した食品を記入漏れした可能性が考えられる。また、ビタミンAでは推定摂取量は実摂取量より大きめに推定された。この理由として、頻度調査法での1回目分量算定の問題が考えられる。ビタミンAには炒め物などでの油脂類の摂取が特に強く関連すると考えられるが、本研究では1回目分量を算定する際に過去の調査結果や料理書に掲載された量を参考にした。しかし、最近の健康志向の影響などで油脂類の摂取自体が少なくなっている可能性が否定できない。これらの点に関しては今後さらに検討する必要がある。個人に対する実際の指導の場では、FFQW65に基づく糖尿病食品交換表に対応する食品群別推定摂取量を求めエネルギー量(単

表4 栄養成分別推定摂取量と実摂取量の一あたり摂取量の基本統計量

栄養成分	推定摂取量	実摂取量	差 (相対差)*
エネルギー (kcal)	1978(1695 : 2441)‡	2144(1890 : 2494)	-166(7.7)
タンパク質 (g)	77.6(59.5 : 92.3)	84.6(74.6 : 106.4)	-7(8.3)
脂質 (g)	59.5(44.7 : 73.1)	64.4(54.1 : 74.7)	-4.9(7.6)
糖質 (g)	238(193 : 273)	273(225 : 323)	-35(12.8)
繊維 (g)	8.7(7.3 : 11.5)	3.6(3.0 : 4.3)	5.1(141.7)
カルシウム (mg)	528(387 : 666)	569(445 : 695)	-41(7.2)
リン (mg)	1001(802 : 1308)	1184(990 : 1476)	-183(15.5)
鉄 (mg)	10.2(7.9 : 12.8)	10.9(9.3 : 13.1)	-0.7(6.4)
ナトリウム (mg)	2530(2031 : 2965)	2730(2364 : 3202)	-200(7.3)
カリウム (mg)	2480(1894 : 3096)	2971(2495 : 4451)	-491(16.5)
ナイアシン (mg)	16.6(14.4 : 21.0)	22.0(17.3 : 37.5)	-5.4(24.5)
ビタミンA効力 (IU)	3279(2046 : 5548)	1971(1455 : 3135)	1308(66.4)
ビタミンB ₁ (mg)	0.95(0.74 : 1.23)	1.02(0.87 : 1.14)	-0.07(6.9)
ビタミンB ₂ (mg)	1.56(1.24 : 1.94)	1.33(1.14 : 1.64)	0.23(17.3)
ビタミンC(mg)	67.8(44.9 : 107.3)	81.5(62.2 : 100.8)	-13.7(16.8)
ビタミンD(IU)	46.7(36.9 : 73.6)	82.7(53.0 : 139.8)	-36.0(43.5)
ビタミンE(mg)	5.98(4.58 : 7.65)	7.81(6.60 : 8.88)	-1.83(23.4)
コレステロール (mg)	288(200 : 410)	304(245 : 396)	-16(5.3)
塩分相当分 (g)	5.94(4.94 : 7.34)	6.61(5.76 : 7.87)	-0.67(10.1)

推定摂取量：「頻度調査に基づく推定摂取量」の中央値 実摂取量：秤量調査での実摂取量の中央値

* 中央値の差：(推定摂取量-実摂取量)，相対差%：|推定摂取量-実摂取量|÷実摂取量×100

‡ 数値は中央値 (25%値：75%値)

位)に変換し、同交換表の各表配分単位を基準値として対比させ、その過不足をパイグラフで表示し、栄養指導に活用することを考えている。この際、実摂取量よりも少な目に推定される項目についてはそれを加味した上で指導するよう留意する。

また、再現性に関しては栄養成分ごとにとみるとエネルギーと18栄養成分中12栄養成分で0.7以上の相関が得られ、また、最も低いものでも0.54であり、比較的良好な再現性が得られたものと考えられる。

3. 本研究での問題点について

本研究での問題点として妥当性と再現性の検討での調査期間のズレがある。その影響として、FFQW65と実摂取量との相関分析で関連を検討する中で、週2~3回以上摂取程度でも実際の摂取では「食べなかった」ものが数件認められた。また、逆に頻度調査ではほとんど食べないと回答していても、実際には「食べた」となっている、頻度調査と実摂取量との大きな違いが認められ

た。この違いの原因の1つとして、頻度調査が1カ月の期間で尋ねているのに対し、秤量調査はその期間内の1週間に行っているという調査期間の長さの違いが考えられた。FFQW65は1カ月間の食習慣を想定して尋ねており、本来ならば過去1カ月間の秤量調査を行うのが最も望ましい。本研究で1週間の秤量調査期間という研究デザインをとったのは以下の理由による。①まず、一般の男性勤労者に1カ月間毎日の秤量調査を行うことは実施可能性を考えた場合、不可能と考えざるをえない。例え実際に行ったとしても、少数の回答しか期待できず、さらに精度が著しく悪化する可能性がある。②また、毎日でなくとも対象者にランダムな日を割り当て調査を行うということも考えられる。しかし、これも調査ミスや記載忘れなどの可能性も小さくない。③さらに、日本人の食習慣を考えた場合に、一カ月間での相違よりも1週間での曜日による食生活の相違の方が大きい可能性がある。④したがって、次善の策として1週間続けて秤量調査を行うという方式を選定した。

表5 栄養成分別第1回頻度調査での推定摂取量と実摂取量(妥当性)および第2回頻度調査での推定摂取量(再現性)との相関係数(Pearson)

栄養成分	粗	妥当性 (n=71)		再現性 (n=64)
		エネルギー調整	エネルギーとの相関 推定摂取量	実摂取量
エネルギー (kcal)	0.64	—	—	0.76
タンパク質 (g)	0.40	0.16	0.85	0.60
脂質 (g)	0.62	0.65	0.86	0.68
糖質 (g)	0.61	0.56	0.86	0.61
繊維 (g)	0.47	0.34	0.63	0.37
カルシウム (mg)	0.55	0.55	0.61	0.45
リン (mg)	0.43	0.26	0.83	0.56
鉄 (mg)	0.28	0.14	0.75	0.48
ナトリウム (mg)	0.36	0.34	0.74	0.34
カリウム (mg)	0.15	-0.10	0.76	0.36
ナイアシン (mg)	0.20	-0.07	0.83	0.40
ビタミンA効力 (IU)	0.43	0.36	0.54	0.34
ビタミンB ₁ (mg)	0.46	0.42	0.76	0.49
ビタミンB ₂ (mg)	0.48	0.37	0.75	0.60
ビタミンC(mg)	0.54	0.52	0.51	0.26
ビタミンD(IU)	0.36	0.37	0.53	0.15
ビタミンE(mg)	0.48	0.44	0.72	0.33
コレステロール (mg)	0.30	0.19	0.64	0.24
塩分相当分 (g)	0.35	0.31	0.67	0.31

推定摂取量:「頻度調査に基づく推定摂取量」の中央値 実摂取量:秤量調査での実摂取量の中央値
 エネルギー調整相関係数:推定摂取量および実摂取量ごとにそれぞれのエネルギー摂取量を算定し、当該栄養成分の対数値を結果変数、エネルギー摂取量の対数値を説明変数とした線形回帰分析を行い、その残差を当該栄養成分のエネルギー調節摂取量として取り扱い、残差どうしの相関係数を求めた。

したがって、この調査デザインの限界を考慮すると、このような頻度調査と実摂取量との大きなズレ(誤回答)には誤差と回答ミスの両方が混在している可能性があるといえよう。他方、実摂取量は「食べた」となっていて、頻度調査の回答では「まったく食べない」に回答したものもあった。

このような誤差、回答ミスについては、このアンケート調査固有の問題であるのか、この種のアンケートに基づく研究の特徴なのか、さらに今後さらに検討する必要がある。なお、これらの要因により関連性を低めに推定する方向のバイアスがかかる可能性が高い。

他方、再現性に関しては、できる限り同一時期に行うことが望ましい。しかし、本対象では学生の父親を調査対象としたため、1年後には卒業してしまうという事情により、同一時期に再調査を行うという調査の実施可能性の低さがあった。ま

た、本対象は都会の住民であり農村部に比べ季節変動が小さい、夏、秋、冬に比べむしろ3月から5月くらいまでの食習慣の相違の方が小さいとみなし、このような期間をとった。したがって、同一時期に行うよりも相関を低める方向にバイアスがかかる可能性が否定できない。

また、本研究では、朝食、夕食については秤量調査結果を妥当性検討の際の gold standard として取り扱い、昼食に関しては24時間思い出し法による調査結果で代用したため秤量調査に比べ相関を低める方向にバイアスがかかる可能性が否定できない。昼食で相関係数が低めになったのはこの点が影響している可能性がある。なお、栄養疫学においては通常、秤量調査を gold standard として取り扱うことが一般的である。しかし、秤量調査でのばらつきの問題など、今後、さらに検討すべき課題である。

4. 推定方式について

FFQからの摂取量の推定に際し、重回帰分析などを用いて食品リストの選択を行い推定するというを行った研究もみられる²⁴⁾。これは個々の栄養成分に寄与の大きな食品リストを選択する結果となる。しかしながら、この方法では個人の摂取量の推定に適した方法であるとはいえない。なぜなら、食事の好みには個人差が大きいので、重回帰分析・変数選択を利用して求めた場合には、「食べていないものが予測式に含まれる」、あるいは「食べているものが予測式に含まれない」という問題が生じるからである。

FFQW65は特に糖尿病予防のため、そのハイリスクグループである境界型に対する栄養教育を想定し、食事別栄養成分別の摂取量の予測を行うという特徴を持つ。食習慣は性、年齢により大きく左右されると考えられ、妥当性の検討にあたっては、ターゲットの集団の選定には留意する必要がある。そのため、妥当性の検討にあたり、本研究では境界型が相対的に多くなり始める40歳代以降の男性を対象とした。また、朝食での相関が総じて高かったという結果は、栄養指導における朝食の占める重要性を考えると妥当な結果と考えられた。

本研究の一部は平成10年度文部省科学研究補助金基礎研究C(2)課題番号10680163で行った。

(受付 1999. 4. 2)
(採用 1999.12.27)

文 献

- 1) Willett W. Nutritional Epidemiology. New York: Oxford University Press, 1990.
- 2) Riboli E, Kaaks R. The EPIC project: Rationale and study design. *Int J Epidemiol* 1997; 26(Suppl. 1): S6-S14.
- 3) Sichieri R, Everhart JE. Validity of a Brazilian food frequency questionnaire against dietary recalls and estimated energy intake. *Nutrition Research* 1998; 18(10): 1649-1659.
- 4) Fidanza F, Gabriella G, Porrini M. A self-administered semiquantitative food-frequency questionnaire with optical reading and its concurrent validation. *Eur J Epidemiol* 1995; 11: 163-170.
- 5) Martin-Moreno JM, Boyle P, Gorgojo L, et al. Development and validation of a food frequency questionnaire in Spain. *Int J Epidemiol* 1993; 22(3): 512-519.
- 6) Tjonneland A, Overvad K, Haraldsdottir J, et al. Validation of a semiquantitative food frequency questionnaire developed in Denmark. *Int J Epidemiol* 1991; 20: 906-912.
- 7) Pietinen P, Hartman AM, Haapa E, et al. Reproducibility and validity of dietary instruments: II. A quantitative food frequency questionnaire. *Am J Epidemiol* 1988; 128: 667-676.
- 8) 片桐あかね, 橋本修二, 大橋靖雄, 他. 半定量的食物摂取頻度調査の再現性と妥当性の検討. *日本公衛誌* 1998; 45(12): 1127-1136.
- 9) Takatsuka N, Kurisu Y, Nagata C, et al. Validation of simplified diet history questionnaire. *J Epidemiol* 1997; 7: 33-41.
- 10) Shimizu H, Ohwaki A, Kurisu Y, et al. Validity and reproducibility of a quantitative food frequency questionnaire for a cohort study in Japan. *Jpn J Clin Oncol* 1999; 29: 38-44.
- 11) 渡辺満利子, 山岡和枝. 大都市男子勤労者の耐糖能異常と食物摂取状況, 生活習慣との関連性—人間ドック受診者における断面調査—*日本公衛誌* 1993; 40(10): 969-980.
- 12) Hankin JH, Rhoads GG, Globor GA. A dietary method for an epidemiologic study of gastrointestinal cancer. *Am J Clin Nutr* 1975; 28: 1055-1060.
- 13) Humble CG, Samet JM, Skipper BE. Use of quantified and frequency indices of vitamin A intake in a case-control study of lung cancer. *Int J Epidemiol* 1987; 16: 341-346.
- 14) 女子栄養大出版部編. 市販食品成分表. 東京: 1996.
- 15) 渡辺満利子. 日常食の献立. 三輪節子, 吉中哲子編, 献立と調理—東京: 弘学出版, 1994.
- 16) Kaaks R, Riboli E. Validation and calibration of dietary intake measurements in the EPIC projects: Methodological considerations. *Int J Epidemiol* 1997; 26(Suppl. 1): S15-S25.
- 17) Willett WC, Sampson L, Stampfer MJ, et al. Reproducibility and validity of a semiquantitative food frequency questionnaire. *Am J Epidemiol* 1985; 122: 51-65.
- 18) Willett WC, Sampson L, Browne ML, et al. The use of a self-administered questionnaire to assess diet four years in the past. *Am J Epidemiol* 1988; 127: 188-199.
- 19) Willett WC, Reynolds RD, Cottrell-Hoehner S, et al. Validation of a semi-quantitative food-frequency questionnaire: comparison with a 1-year diet record. *J Am Diet Assoc* 1987; 87: 43-47.
- 20) Ocke MC, Bueno-de-Mesquita HB, Pols MA, et al. The Dutch EPIC food frequency questionnaire. II.

付表 これまでの主な頻度調査票の妥当性

	山岡	片桐 ⁸⁾	Takatsuka ⁹⁾	OCKE ²⁰⁾	Sichieri ³⁾	Romieu ²¹⁾	Fianza ⁴⁾
年度	本研究	1998	1997	1997	1998	1997	1995
秤量調査日数	7	7	12	12	—	16	7
頻度調査期間	過去1月	過去1月	過去1年	過去1年	過去1年	過去1年	過去1年
項目数	65	24	31	79	73	116	61
対象数	71	36	31	63	42	134	46
国名	日本	日本	日本	オランダ	ブラジル	メキシコ	イタリア
性別	男性	男性	男13女18	男性	男22女24	女性	男11女35
年齢	43-60	50-74	35-64	20-60	—	15-45	19-47
総エネルギー	0.64	0.38	0.55	0.71	0.60	0.44	0.53
タンパク質	0.40 (0.16)	0.38	0.45 (0.57)	0.61 (0.62)	0.47	0.36 (0.10)	0.48
総脂肪	0.62 (0.65)	0.11	0.18 (-0.03)	0.69 (0.57)	0.70	0.44 (0.35)	0.59
総糖質	0.61 (0.56)	0.40	0.54 (0.34)	0.72 (0.71)	0.46	0.40 (0.34)	0.37
粗食物繊維	0.47 (0.34)		0.47 (0.60)	0.51 (0.55)	—	—	0.34
コレステロール	0.30 (0.19)		0.48 (0.52)		—	0.28 (0.18)	0.59
ビタミンA	0.43 (0.36)	0.44	0.31 (0.22)		0.34	0.18 (0.11)	—
ビタミンB1	0.46 (0.42)	0.15			—	0.27 (0.20)	0.54
ビタミンB2	0.48 (0.37)	0.31			—	0.43 (0.41)	0.50
ビタミンC	0.54 (0.52)	0.23	0.33 (0.44)	0.39 (0.37)	0.52	0.19 (0.18)	0.33
ビタミンD	0.36 (0.37)		0.53 (0.53)		—	—	—
ビタミンE	0.48 (0.44)		0.44 (0.50)	0.57 (0.53)	—	0.12 (0.16)	—
カルシウム	0.55 (0.55)	0.46	0.58 (0.69)		0.44	0.44 (0.36)	0.48
リン	0.43 (0.26)				—	—	—
カリウム	0.15 (-0.10)				—	—	—
鉄	0.28 (0.14)	-0.09			0.45	0.24 (0.06)	0.59
ナイアシン	0.20 (-0.07)				—	0.32 (0.16)	—
ナトリウム	0.36 (0.34)				—	—	—
塩分	0.35 (0.31)	0.13	0.54 (0.33)		—	—	—

注：() はエネルギー調整相関係数，—は特に記載なしを示す。

- Relative validity and Reproducibility for Nutrients. *Int J Epidemiol* 1997; 26(Suppl. 1): S49-S58.
- 21) Romieu I, Hernandez-Avila M, Rivera JA, et al. Dietary studies in countries experiencing a health transition: Mexico and Central America. *Am J Clin Nutr* 1997; 65(Suppl): 1159S-1165S.
- 22) Longnecker MP, Lissner L, Holden JM, et al. The reproducibility and validity of a self-administered semiquantitative food frequency questionnaire in subjects from South Dakota and Wyoming. *Epidemiology* 1993; 4(4): 356-365.
- 23) Block G, Thompson FE, Hartman AM, et al. Comparison of two dietary questionnaire validated against multiple records collected during a 1-year period. *J Am Diet Assoc* 1992; 92: 686-693.
- 24) Rimm EB, Giovannucci EL, Stampfer MJ, et al. Reproducibility and validity of an expanded self-administered semiquantitative food frequency questionnaire among male health professionals. *Am J Epidemiol* 1992; 135: 1114-1126.
- 25) 中村美詠子, 青木伸雄, 那須恵子, 他. 食品摂取頻度・摂取量法と7日間秤量記録法の比較. *日本公衛誌* 1994; 41(8): 682-691.

VALIDITY AND REPRODUCIBILITY OF A SEMI-QUANTITATIVE FOOD FREQUENCY QUESTIONNAIRE FOR NUTRITIONAL EDUCATION OF PATIENTS OF DIABETES MELLITUS (FFQW65)

Kazue YAMAOKA*, Toshiro TANGO^{2*}, Mariko WATANABE^{3*}, Masako YOKOTSUKA^{3*}

Key words: Semi-quantitative food frequency questionnaire, Diet record, Reproducibility, Validity, Diabetes mellitus, Regular mealtimes

Background A self-administered semi-quantitative food frequency questionnaire with 65 food lists (FFQW65) was developed for the nutritional education of patients of diabetes mellitus.

Methods Relative validity and reproducibility of nutrient intakes as assessed by FFQW65 were investigated in volunteers of 71 males. To assess the relative validity, a one-week diet record was used as a reference. The FFQW65 was administered twice at an interval of 10 month in order to assess the reproducibility. Log transformed data was used to obtain Pearson correlation coefficients.

Results As for the validity, Pearson correlation coefficient of total energy intake of breakfast was 0.74 and the relative difference between predicted value and diet record was relatively small (the difference was -5 kcal and relative difference rate was 1.1%). Compared with breakfast, those for lunch, supper and one-day total energy intakes were relatively lower (0.52, 0.66 and 0.64, respectively) and the relative differences were around 10%, respectively. The one-day intakes of sixteen nutrients (except for potassium and niacin) ranged from 0.28 to 0.64. Energy adjusted correlation coefficients for protein, iron and cholesterol were low (0.16, 0.14 and 0.19, respectively). Those for the other thirteen nutrients ranged from 0.26 to 0.65. As for the reproducibility, the second survey using FFQW65 was administered to 64 males. Pearson correlation coefficient of one-day total energy intake was 0.76 and those for the other nutrients ranged from 0.54 (vitamin D) to 0.81 (calcium).

Conclusion The results suggest that FFQW65 can be used for the evaluation of energy intake by usual meals for nutrition education of patients of diabetes mellitus.

* Department of Hygiene and Public Health, Teikyo University School of Medicine

^{2*} Department of Epidemiology, National Institute of Public Health

^{3*} Department of Food Science, Showa Women's University