質問紙を用いた食塩摂取量推定について

高木 廣文* 金子 俊** 佐伯圭一郎** 西山 悦子*³
平野 真澄*³ 道場 信孝*⁴ 日野原重明*⁵

Estimation of Daily Salt Intake by Means of Questionnaire

Hirofumi TAKAGI*, Shun KANEKO**, Keiichirou SAIKI**,
Etsuko NISHIYAMA*³, Masumi HIRANO*³, Nobutaka DOUBA*⁴
and Shigeaki HINOHARA*⁵

To elucidate the relationship between estimate of dairy salt intake and urinary salt excretion, and to develop a questionnaire for the estimation of dairy NaCl intake, we conducted area surveys on 62 females living in an agricultural district and 50 females living in a fishery district.

Collected data were about all the food intakes in three days, all the urine through 24 hours, and life habits questionnaire.

The correlation coefficient were 0.393 with highly statistical significance between urinary NaCl excretion and computed NaCl intake by food survey, while the salt scale of the life habits questionnaire was found to be higher correlated, 0.410, with the NaCl excretion.

Moreover, by means of Quantification Theory I to obtain the most appropriate weights for categories of items of the salt scale, multiple correlation coefficient of the salt scale with urinary NaCl excretion became to be 0.504 with high significance.

Finally, it was strongly suggested that the use of questionnaire must be a powerful tool to estimate the dairy salt intake in epidemiologic studies as well as food survey.

Key words : salt intake, epidemiology, life habits, urinary salt excretion, quantification theories

食塩摂取量, 疫学, 生活習慣, 食塩排泄量, 数量化理論

* 文部省統計数理研究所, ** 文教大学教育学部

*³ (財) ライフプランニングセンター, *⁴ 帝京大学医学部第3内科

*⁵ 聖路加看護大学

* *The Institute of Statistical Mathematics*

** *Faculty of Education, Bunkyo University*

*³ *The Life Planning Center*

*⁴ *Third Department of Internal Medicine, Teikyo University School of Medicine*

*⁵ *St. Luke's College of Nursing*

I はじめに

いわゆる成人病である悪性新生物や心疾患などは、長年のさまざまな生活習慣の影響により、発症に至るものと考えられている。生活習慣のうちでも食習慣は、一般に循環器系の疾患や消化器系の悪性新生物の発生に影響するものと考えられている(Doll and Peto, 1981, 青木, 大野訳, 1991)。とくに食塩摂取と循環器系疾患の関係については、従来より多くの報告がある(小沢, 1968; 佐々木, 1968, 1971; 柳川, 1976)。しかし実際には、食塩摂取量を正確に測定するのは、それほど容易ではない。通常は、陰膳法や秤量法による食事調査から推定することが考えられる。また一方では、24時間蓄尿による食塩排泄量は、食塩摂取量の指標として優れたものと考えられている。

実際の地域調査や特定の疾患との関係を調べるための疫学調査では、多数の対象者を扱うため、できるだけ簡便で安価な方法が望ましい。さらに、調査対象者の協力が得られ易いような、負担の少ない調査方法が好ましい。24時間蓄尿による食塩排泄量の測定や、陰膳法、秤量法による食事調査は被調査者に多大な負担をかけるので、この点からはそれほど優れた方法とはいえなくなる。簡便さとある程度の正確さを備えた方法として、分割尿を利用する方法が考えられる(金子, 1983; 柴田, 1983; 平田, 1984; 川崎, 1986; 伊藤, 1989; 米山, 1990; 田口, 1991)が、分割尿を採取する最適な時間帯について、現状として統一的な見解が認められているとはいえない。

被調査者に負担が少なく、簡単な方法としては、質問紙による頻度調査のような方式が考えられる。しかし、食塩摂取量のよい推定値である24時間蓄尿による食塩排泄量と、適当な質問紙による食塩摂取量の推定値との関係について、一般地域住民を対象とした報告例はほとんどみられない。

我々は、特定地域に存在する婦人を対象として、秤量法による食事調査、24時間蓄尿による食塩排泄量の測定、質問紙を用いた生活習慣調査などを実施した。本研究では、これらの調査資料を用い

て、尿中食塩排泄量を一日の食塩摂取量の測定値として、食事調査と質問紙調査から算出した推定食塩摂取量の比較を行い、さらに特定時点での食塩摂取量の推定に関して、質問紙による調査法の有用性を検討することを目的とする。

II 対象および方法

調査対象地域としては、図1に示したように、生活習慣が大きく異なるものと予想される2つの地域を選んだ。すなわち、長野県中野市北部地域(科野・倭地区)と千葉県安房郡白浜町である。中野市の科野・倭地区は、農村地帯であり、世帯数は約1,000戸、総人口は約4,300人である。また、白浜町は農業・漁業関連産業を主とし、世帯数約2,300戸、総人口約7,300人である。

調査対象者として、40~64歳の婦人を各地域50名ずつにする予定とし、中野市では市の保健衛生課を通じて調査対象者の選定を依頼し、白浜町では地元の医師の協力を得て調査対象者を選定した。この結果、中野市62名、白浜町50名が対象となった。なお、中野での調査対象数が多いのは、脱落者を見込んでいたのが、当初の予想より調査拒否者が少なかったためである。図2に示したよ

図1 調査対象地域

	3* 13	
	3* 799	
	431 4* 111144	
	999888877555 4* 5678889999	
	4444443333322211100 5* 0112234444	
	999888877777776655 5* 5568899	
	411111000 6* 00122234	
	6* 579	
(中野市)	7* 4	(白浜町)

図2 地域別調査対象者の年齢分布

うに、中野市での年齢分布は41～64歳となり、白浜町では31～74歳と両側に裾野は広がったが、平均年齢は中野市53.7歳、白浜町52.1歳で有意差はなく、全体では53.0歳であった。

調査内容は、質問紙による生活習慣検査（日野原，1982；佐伯，1988；Takagi, 1991），国民栄養調査方式に準ずる秤量法による3日間連続の食事調査，食塩排泄量を測定するための24時間蓄尿などであった。なお，生活習慣検査票は個人の年齢，職業などの基本的なプロフィールについての部分と，生活習慣23尺度195項目からなるもので，1尺度は基本として8項目からなり，各項目の回答に応じて0，1，2の得点を与え，その合計を尺度得点として用いる。尺度によっては9項目から成るものもあり，また使用されないダミーの項目もある。詳しくは佐伯（1988），もしくはTakagi（1991）を参照されたい。

調査期間は，中野市は1990年6月25日～29日，白浜町は同年7月2日～6日と連続する各5日間とした。調査初日は対象者への説明会を行い，生活習慣調査票を配布した。第2日～4日に食事調査，第4日早朝～5日早朝に24時間蓄尿，第5日に全ての調査資料を回収した。なお調査結果は，各人に後日フィードバックした。なお，24時間蓄尿の実施にあたり，採尿を忘れた場合などは，その旨調査用紙に記入してもらうように依頼した。この結果，各地域1名ずつ，計2名が蓄尿が不備となり，分析から除外された。

本報告では，生活習慣検査のうち主に「高塩分尺度」に関する項目，食事調査による食塩摂取量の推定値，および24時間蓄尿による食塩排泄量についてのデータを中心に分析を行った。

なお，食塩排泄量は尿中のナトリウムイオン濃度を電極式自動分析装置（A&T社製，EA-03）により測定し，ナトリウムと塩素が1対1で結びついているものと仮定して算出した。

食事調査の結果は，四訂日本食品標準成分表（香川綾監修，1983）に基づいてコード化され，23食品群別（表2参照）の摂取量，食塩摂取量（以後，「算出食塩摂取量」と呼ぶ）などを計算した。

24時間蓄尿による食塩排泄量と食事調査による算出食塩摂取量，および生活習慣検査の高塩分尺度との関係の分析には，単相関係数を求め，無相関の検定を行った。さらに，高塩分尺度はカテゴリカルデータから得点を求めているので，高塩分尺度項目を説明変数とし，食塩排泄量を基準変数とした数量化理論Ⅰ類により予測を行った（駒澤，橋口，1988）。なお，各項目内でのカテゴリへの回答の差による食塩排泄量の差を検討するために，一元配置分散分析を行った。

解析には統計学パッケージ HALBAU を用いた（高木ら，1989）。

III 結 果

1. 食塩排泄量と食事調査による算出食塩摂取量

表1 食塩排泄量と食事調査による算出食塩摂取量との単相関係数

食事区分	単 相 関	有意確率
1) 朝 食*	0.255	0.007
2) 昼 食*	0.358	0.000
3) 夕 食*	0.252	0.007
4) 間 食	0.139	0.148
全 体*	0.393	0.000

食塩排泄量は中野市61名，白浜町49名，計110名。

*単相関が5%水準で有意。

図3 食塩排泄量と算出食塩摂取量

表2 食塩排泄量と食事区分別食品群摂取量との単相関係数

食 品 名	朝 食	昼 食	夕 食	間 食	全 体
1) 米	-0.069	0.066	-0.021	-0.005	-0.010
2) パン	0.052	-0.107	-0.133	0.117	0.021
3) めん類	-0.106	0.049	0.114	-0.082	0.092
4) いも類	0.103	0.085	0.039	-0.008	0.095
5) 砂糖	-0.250**	0.105	0.027	-0.011	-0.041
6) 菓子類	-0.042	-0.114	0.018	0.210*	0.145
7) 油脂	0.085	0.031	0.033	0.131	0.086
8) 味噌	0.091	0.142	0.118	0.120	0.192*
9) 豆・豆製品	-0.038	0.022	-0.027	-0.051	-0.026
10) その他豆類	-0.032	-0.086	-0.029	0.068	-0.022
11) 果実類	-0.073	0.010	-0.031	0.039	-0.002
12) 緑黄色野菜	-0.136	0.032	-0.043	0.111	-0.047
13) 淡色野菜	0.237*	0.302**	0.239*	0.118	0.341**
14) 海藻類	-0.024	-0.120	-0.179	0.006	-0.148
15) 調味料	-0.021	0.151	0.185	-0.082	0.166
16) 酒類	-0.201*	-0.067	0.062	0.177	0.088
17) 嗜好飲料	0.105	-0.146	-0.042	0.288**	0.221*
18) 魚介類	0.252**	0.005	-0.027	-0.040	0.071
19) 肉類	0.065	0.005	0.142	0.049	0.125
20) 卵	-0.106	0.087	0.207*	0.157	0.095
21) 乳	0.155	0.008	0.048	-0.045	0.076
22) 乳製品	0.105	-0.030	0.059	0.037	0.079
23) 加工食品	-0.047	0.120	0.001	0.000	0.050

注) 食塩排泄量は中野市61名, 白浜町49名, 計110名。

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

表1に24時間蓄尿による食塩排泄量と、食事調査(秤量法)による算出食塩摂取量の単相関係数とその検定結果の有意確率を食事区分ごとに示した。また、図3には食塩排泄量と算出食塩摂取量の相関図を示した。相関図からは正の相関はあるが、それほど直線関係は大きくないことがわかる。表1から、食事区分による算出食塩摂取量は間食を除いて、食塩排泄量と有意な相関を示している。最も高い相関は昼食の算出食塩摂取量であり、0.358の単相関であった。しかし、食事区分別よりも、合算して求めた1日あたりの算出食塩摂取量の方が0.393とより大きな単相関係数を示した。

表2は食事区分別に23食品群の摂取量と食塩排泄量の単相関係数を調べたものである。全体としては、淡色野菜0.341、嗜好飲料0.221、味噌0.192と食塩排泄量と3食品群が有意な相関を示した。食事区分別にみると、淡色野菜では間食を除いて全て有意な相関を示したが、嗜好飲料では間食の

み有意であり、味噌では全て有意ではなかった。その他の食品群での単相関係数は、朝食の砂糖-0.250、酒類-0.201、魚介類0.252、夕食の卵0.207、間食の菓子類0.210などが食塩排泄量と有意な相関を示した。

2. 食塩排泄量と生活習慣尺度

表3に生活習慣尺度得点と食塩排泄量の単相関係数とその無相関の検定結果の有意確率を示した。尿中食塩排泄量と有意な相関を示したのは高塩分、糖分、肉・油脂、および喫煙の4尺度であった。とくに、高塩分尺度と食塩排泄量の単相関係数は0.410と、食事調査による算出食塩摂取量の0.393という値よりも大きかった。なお、母相関係数の95%信頼区間を求めると、食塩排泄量と高塩分尺度は(0.241, 0.555)となり、算出食塩摂取量とは(0.222, 0.540)となる。

図4は高塩分尺度と食塩排泄量の相関図である。生活習慣尺度は、特定の8項目について3つ

表3 食塩排泄量と生活習慣尺度との単相関係数

変数名	単相関	有意確率
高塩分*	0.410	0.000
糖分*	0.281	0.002
肉一油脂*	0.259	0.006
喫煙*	0.194	0.041
飲酒	0.159	0.096
洋風の食事	0.140	0.144
食事の規則性	-0.095	0.321
料理への進取性	-0.069	0.475
経済型	0.145	0.129
共感性	0.132	0.167
教養	-0.131	0.172
清潔	-0.129	0.178
外向性	0.125	0.194
妻主導型	0.115	0.230
自発性	0.093	0.334
疾病頻度	-0.080	0.407
娯楽	0.062	0.517
運動の実施	0.058	0.550
社会奉仕	-0.056	0.561
義理人情	0.054	0.578
保守中庸	-0.042	0.663
情緒不安定	-0.019	0.841
健康観	0.016	0.866
多愁訴	-0.004	0.968

注) 食塩排泄量は中野市61名, 白浜町49名, 計110名。

*単相関が5%水準で有意。

図4 食塩排泄量と高塩分尺度

のカテゴリから1つを回答として選択させ、カテゴリに応じて0, 1, 2の得点を与えている。従って、図4のように高塩分尺度得点は0から16点ま

表4 高塩分尺度項目と尿中食塩排泄量との単相関係数

尺度項目名	単相関	有意確率
Q17 : おかずには醤油, ソース, 塩などをかける	0.239	0.012
Q40 : ひものや塩づけを食べる	0.294	0.002
Q63 : 漬けものを食べる	0.299	0.002
Q86 : 漬けものにはしょう油をかける	0.228	0.017
Q109 : 食塩をとりすぎないように気をつける	0.274	0.004
Q132 : おかずは味付けの濃いものを食べる	0.222	0.020
Q155 : 漬けものにはしょう油と味の素の両方をかける	0.249	0.009
Q188 : みそ汁を飲む	0.193	0.043

注) 食塩排泄量は中野市61名, 白浜町49名, 計110名。番号は生活習慣検査票での項目番号。

での17種の離散的な値しかとらない。

高塩分尺度に含まれる8項目について、表4に食塩排泄量との単相関係数と無相関の検定結果の有意確率を示したが、5%以下の水準で全項目が統計学的に有意であった。なお、項目番号Q109は、減塩の意識に関する項目であり、得点は他の項目の逆順に与えられている。したがって、減塩の意識が高いほど食塩排泄量が少ないことを示している。

ところで、前述のように、各項目は0, 1, 2のわずか3種類の数値しか取らないので、そのまま単相関を計算するよりも、各項目のカテゴリ別の食塩排泄量の平均値を比較すべきかも知れない。

表5は、高塩分尺度項目のカテゴリ別に尿中食塩排泄量の平均値を分散分析により検討したものである。全ての項目で質問に肯定的な回答ほど、食塩排泄量の平均値が大きくなっていることが分かる(Q109では、逆に値が小さくなる)。しかし、Q86, Q132, およびQ188の3項目は、無相関の検定結果とは異なり、5%水準で有意差が認められなかった。

高塩分尺度得点と尿中食塩排泄量との間に相関が認められたが、すでに述べたように、高塩分尺度は離散的なアイテム-カテゴリからなるので、数量化理論I類の方が妥当な方法かもしれない(駒澤, 橋口, 1988)。

表5 高塩分尺度項目の各カテゴリ別食塩排泄量の平均値と標準偏差 (SD)

項 目 名 カ テ ゴ リ	人数(%)	食塩排泄量 平均値(SD)	F 値 (有意確率)
Q17 : おかずには醤油, ソース, 塩などをかける			3.479 (0.034)
0. いいえ	29(26.4)	10.32(3.36)	
1. ときどき	64(58.2)	11.24(3.39)	
2. はい	17(15.5)	13.06(3.24)	
Q40 : ひものや塩ざけを食べる			5.481 (0.005)
0. あまり食べない	23(20.9)	9.34(2.89)	
1. ときどき	71(64.5)	11.59(3.33)	
2. よく	16(14.5)	12.64(3.72)	
Q63 : 漬けものを食べる			5.622 (0.005)
0. あまり食べない	27(24.6)	9.49(3.03)	
1. 1~2回/日	35(31.8)	11.41(3.29)	
2. 食事ごと	48(43.6)	12.18(3.45)	
Q86 : 漬けものにはしょう油をかける			3.005 (0.054)
0. いいえ	49(44.5)	10.43(3.24)	
1. ときどき	47(42.7)	11.78(3.18)	
2. よく	14(12.7)	12.56(4.35)	
Q109 : 食塩をとりすぎないように気をつける			4.357 (0.015)
2. いいえ	11(10.0)	13.71(3.82)	
1. どちらともいえない	16(14.5)	12.20(2.19)	
0. はい	83(75.5)	10.77(3.45)	
Q132 : おかずは味付けの濃いものを食べる			2.794 (0.066)
0. いいえ	66(60.0)	10.73(3.27)	
1. ときどき	34(30.9)	11.76(3.37)	
2. よく	10(9.1)	13.22(4.07)	
Q155 : 漬物にはしょう油と味の素の両方をかける			4.649 (0.012)
0. いいえ	65(59.1)	10.76(3.38)	
1. ときどき	38(34.5)	11.51(3.28)	
2. はい	7(6.4)	14.79(3.11)	
Q188 : みそ汁を飲む			2.293 (0.106)
0. あまり飲まない	17(15.5)	10.44(3.51)	
1. 1回/日	64(58.2)	10.98(3.09)	
2. 食事ごと	29(26.4)	12.41(3.93)	
全 体	110(100.0)	11.28(3.47)	—

(注) 各カテゴリの番号は、尺度得点を計算する場合に与える数値。

表6に食塩排泄量を基準変数に、高塩分尺度項目を説明変数とした数量化理論Ⅰ類による各項目のカテゴリへの数量(重み)と重相関係数を示した。高塩分尺度得点を計算する場合には、0, 1, 2の得点を各項目のカテゴリに与えているが、カテゴリ数量がその順序と同じであった項目は、Q17, Q40, Q63, Q109(他の項目とは逆順), Q132の5項目であった。Q86では中間のカテゴリに、Q155とQ188では両側のカテゴリの数量が大きく

なっていた。偏相関係数の最も大きかった項目はQ40(ひものや塩ざけを食べる)であり、次にQ63(漬けものを食べる)であった。

図5に食塩排泄量と数量化理論Ⅰ類による推定量との相関図を示した。両者の重相関係数は0.504となり、単に0, 1, 2の得点から計算した高塩分尺度得点を用いる場合の0.410よりも大きく、食事調査からの算出食塩摂取量による0.393よりも大きかった。

表6 食塩排泄量の予測のための高塩分尺度項目
カテゴリーの数量（数量化理論Ⅰ類による）

項 目 名	数 量（単相関，偏相関）
Q17：おかずに醤油，ソース，塩などをかける	
0. いいえ	-0.0795 (0.216, 0.063)
1. ときどき	-0.0968
2. はい	0.4999
Q40：ひものや塩ざけを食べる	
0. あまり食べない	-1.6887 (0.300, 0.278)
1. ときどき	0.3703
2. よく	0.7842
Q63：漬けものを食べる	
0. あまり食べない	-1.3745 (0.296, 0.242)
1. 1～2回/日	0.4112
2. 食事ごと	0.4733
Q86：漬けものにはしょう油をかける	
0. いいえ	-0.1762 (0.074, 0.084)
1. ときどき	0.2975
2. よく	-0.3818
Q109：食塩をとりすぎないように気をつける	
2. いいえ	1.0213 (0.272, 0.128)
1. どちらともいえない	0.5366
0. はい	-0.2388
Q132：おかずは味付けの濃いものを食べる	
0. いいえ	-0.0560 (0.217, 0.021)
1. ときどき	0.0665
2. よく	0.1434
Q155：漬けものにはしょう油と味の素の両方をかける	
0. いいえ	-0.0677 (0.239, 0.189)
1. ときどき	-0.3382
2. よく	2.4651
Q188：みそ汁を飲む	
0. あまり飲まない	0.1729 (0.130, 0.071)
1. 1回/日	-0.1847
2. 食事ごと	0.3063
定数項	11.2755 —
重相関係数（2乗）	0.5041 (0.2541)

注）各カテゴリーの番号は，尺度得点を計算する場合に与える数値。単相関，偏相関は数量化後の項目と食塩排泄量の値。

IV 考 察

ここでは，本研究で得られた主要な結果について考察を加えるが，まず本研究の調査に関する問題点を指摘し，その後，食塩摂取量の推定のための簡便な方法に関して，考察を行うことにする。

図5 食塩排泄量と推定量

1. 24時間蓄尿調査の正確さについて

本研究では，調査対象者全員が24時間蓄尿を正しく行ったものとして，すべての解析を行っている。今回の調査で同時に実施した秤量法による食事調査では，3日間毎日一度は（管理）栄養士が対象者を訪問するか，所定の場所で調査用紙への記入の確認や質問などに応じた。従って，食事調査に関しては比較的信頼できるデータが収集されたものと考えて良いだろう。また，生活習慣調査については，説明会で記載方法などについては，丁寧に指示を与えた。しかし，高齢者も調査対象者には含まれているので，必ずしも説明会だけでは十分でなかったかも知れない。実際には，調査者は食事調査のために，必ず被調査者と毎日面接を行ったので，生活習慣調査票の回答の仕方などについて，不明な点や記載についての確認などは，その場を利用して行った。

今回は測定していないが，尿中クレアチニン排泄量を蓄尿の正確さの指標として用いることも考えられるが（川崎，1984），実際の調査では個人について24時間蓄尿を一度実施できればよい方であろう。従って，本調査のような場合には，尿中クレアチニンの個体内変動については言及できない。また，伊藤（1989）が指摘したように，尿中クレアチニンの個人内での変動はそれほど小さくない。本研究では，クレアチニンの測定を行っていないので，調査の信頼性について，この点から

の言及はできない。ただし、調査への対象者の態度は概ね好意的であり、極めて協力的であった。実際、本調査対象地域である長野県中野市では、保健衛生課を中心に、約十年前から24時間蓄尿による食塩排泄量の調査を毎年千人以上の規模で実施している。また白浜町の対象者も多く、前年までに24時間蓄尿の経験者であり、調査の方法をよく理解していた。この点からいえば、収集したデータは信頼に足るものであると、我々は考えている。ただし、24時間蓄尿などのデータの信頼性については、今後の課題として重要なものであり、客観的で簡便で適切な判定方法が必要とされる。

2. 食塩排泄量への発汗の影響について

24時間蓄尿調査の調査対象時期が6月、7月という点から、暑さに伴う発汗による食塩の排泄の問題がある。しかし、本調査期間中は梅雨があけておらず、そのため気温はそれほど高くなかった。したがって、発汗に伴う尿中食塩の減少は、結果に重大な影響を及ぼすほど大きくなかったものと考えられる。実際、食塩排泄量の平均値は11.3g/日であり、秤量法による食事調査から推定される平均値10.8g/日よりも大きかった。この点からも、発汗による尿中食塩の減少の問題は、本研究では小さいものと思われるが、発汗について正確な観察・測定を行っていないので、今後の研究においては吟味すべき課題である。

3. 食事調査と尿中食塩排泄量

特定時点、通常はある1日の食塩排泄量の推定の方法として、食事調査に基づくデータから計算するのが一般的であろう。とくに、陰膳法は被調査者が飲食したものと同一、同量の食品を入手して分析を行うので、最も信頼性の高い値が得られる。しかし、対象者は調査期間中は常に2人分の食事を用意する必要がある。このため、比較的多人数を対象とした疫学調査での実施は、対象者にかかる負担と必要とされる経費の面から、ほとんど不可能といえよう。

24時間蓄尿による食塩排泄量の測定は、陰膳法に比べれば、実施可能な方法といえる。この方法が妥当性をもつのは、食塩排泄量は食塩摂取量の

値と平行するものと考えられるからである。実際、田口ら(1991)はNa摂取量と尿中Na排泄量について最大で0.910の単相関係数を報告している。ただし、実施においては被調査者にかかる負担は大きい。とくに、自宅外で職業に従事している対象者は、通勤の交通機関や職場内にビニールバックなどの採尿用の容器を持ち込まねばならず、精神的に恥ずかしさや、面倒くささを感じる人は少ないだろう。

この点からも、疫学調査のように多数の対象者を扱うためには、可能な限り簡単に実施できる調査方法が、開発されることが望まれよう。

一日の分割尿を用いる方法は、簡便に実施可能であり、優れた方法と考えられるが、実施時間について統一的な見解がまだ認められない(金子, 1983; 柴田, 1983; 平田, 1984; 川崎, 1986; 伊藤, 1989; 米山, 1990; 田口, 1991)。この点について、妥当な結論が得られれば、疫学調査で有用なものとなろう。

一方、秤量法は摂取した食品名と重量から、それに対応する食品成分表に記載された数値をかけ、全食品について合計を求めることによって、食塩摂取量などの必要とされる栄養素が計算される。当然のことではあるが、食品成分表に掲載の数値と実際に摂取した食品に含まれている各種の栄養素の量は一致するとは限らない。どの程度の正確さが要求されるかは、研究の目的にも依存するが、エネルギー、糖分、脂肪、蛋白などの摂取量は比較の数値が大きいこともあり、若干の誤差は許容できるのではないかと考えられよう。しかし、食塩のように摂取量がそれほど大きくない栄養素については、相対的に大きな誤差が入り込む可能性は、秤量法では大きくなると考えられる。

結果ですでに述べたように、食事調査から得られた算出食塩摂取量と尿中食塩排泄量の単相関係数は0.393と、有意であるが、それほど大きな値とはいえないものであった。この理由の一つとして、食事調査による算出食塩摂取量は3日間の平均値であるが、食塩排泄量は特定日の1日量であり、測定日は必ずしも一致しておらず、そのため相関

は低めになると考えられる。しかし、実際の個人の食塩摂取量の日間変動が大きくなり、一定の値を保っているのであれば、比較的高度な相関が認められてしかるべきであろう。

ところで、伊藤（1989）によれば、陰膳法と秤量法による Na 摂取量の単相関は $0.578(p < 0.01, n = 27)$ と比較の高い相関を示している。我々の調査では、陰膳による食事調査を実施していないので、この点については言及できない。しかし、秤量法による食事調査の負担は、陰膳法や24時間蓄尿と比べて優るとも劣らないものであろう。両者の相関係数がかかる労力に見合って、十分に大きいとは考えがたい。

食事調査は単に食塩摂取量を推定するために行うのではないので、秤量法による食事調査を否定するものでもない。しかし、被調査者への負担と調査者の経費・負担を考えた場合、それほど効率のよい調査方法とはいえないことは確かである。

4. 質問紙による食塩摂取量の推定

結果で述べたように、生活習慣検査に含まれている高塩分尺度得点と、尿中食塩排泄量との単相関係数は 0.410 あり、食事調査（秤量法）による算出食塩摂取量の 0.393 と比べて、統計学的な有意差はないものの、より大きな数値を示した。

実際の調査を実施する場合、かかる労力の大きさからいえば、質問紙を用いる方法は、その簡便さと低廉さから、魅力的な調査方式といえるだろう。生活習慣検査票の回答に要する時間は、せいぜい30分程度であり、わずか8項目しかない高塩分尺度項目のみならば、数分程度の時間しか要しないだろう。秤量法による食事調査が（管理）栄養士などの有能な専門家を多数必要とすることを考えれば、人材と経費の点からも、質問紙による方法は優れたものといえる。

さらに、尿中塩分排泄量と高塩分尺度項目に関するデータへの数量化理論Ⅰ類の適用の結果では、重相関係数が 0.504 とわずかながら上昇した。

質問項目の内容を若干変更したり、項目数を増やすことなどで、食塩排泄量とより相関の高い尺度が構成されるものと考えられる。実際の食塩摂

取量と相関が高く、より信頼性の高い質問項目の設定に関しては、今後の研究課題として重要であり、疫学調査での応用などの面からも継続的に検討する必要があると考えられる。

24時間蓄尿により測定された食塩排泄量は、食塩摂取量の極めてよい推定量と考えられるので、このことは、長期の食習慣を測るために設定された高塩分尺度項目を用いることで、特定時点での食塩摂取量のある程度は推定できることを示すものと考えられよう。

一般に、質問紙による生活習慣調査の目的は、長期に亘る個人のある特性の傾向を測ることであろう。ここで使用した高塩分尺度に関しても、元来は長期的な塩分摂取の傾向性を把握するために開発されたものである。したがって、高塩分尺度得点が特定の1日の尿中食塩排泄量と、必ずしも高い相関を持つ必要はないかもしれない。しかしながら、本研究では両者に高度な相関が認められた。この理由は必ずしも明らかではないが、個人の食塩摂取量は変動するものの、比較的せまい範囲におさまるためではないかと考えられる。個人の食塩摂取量が比較的安定したものであれば、前述したように秤量法による算出食塩摂取量と尿中食塩排泄量に相関が認められるはずであるし、質問紙による高塩分尺度得点とも相関が認められることになる。

個人の食物摂取の傾向は、長期的には大きく変化するかもしれないが、特定の疾患への罹患等がなく、医師や栄養士などから食事指導などを受けていないのであれば、短期間にはそれほど変化するものではないと考えられよう。とくに、短期間に味の好みが大きく変わるとは考えにくい。しかしながら、一般地域住民を対象として長期に亘り食塩摂取量を陰膳法などで、正確に調査した報告はないので、食塩摂取量などの個体内変動に関しては、今後の研究が待たれる。

V 結 論

農業地域在住の婦人62名と漁業地域在住の婦人50名について、生活習慣調査、食事調査、および

24時間蓄尿による食塩排泄調査を実施し、尿中食塩排泄量を中心にデータ解析を行い、簡便な食塩摂取量推定のための調査方法について検討した。その結果、以下のことが明らかとなった。

1. 食事調査による算出食塩摂取量と尿中食塩排泄量の単相関係数は0.393であった。

2. 生活習慣検査の高塩分尺度得点と尿中食塩排泄量の単相関係数は0.410であった。

3. 高塩分尺度を構成する8項目と食塩排泄量の単相関係数は絶対値で0.193から0.299の大きさがあつた。また、各項目の各カテゴリごとの食塩排泄量の平均値は、カテゴリ順に大きくなる（小さくなる）という一定の傾向が認められた。

4. 食塩排泄量を基準変数、高塩分尺度項目を説明変数とした数量化理論Ⅰ類を行ったところ、重相関係数は若干大きくなり、0.504となった。

5. 以上の結果に考察を加え、日常の食塩摂取量の推定値として、秤量法による食事調査と比べて、質問紙による簡便な調査方法によっても、同程度の信頼性のある食塩摂取量の推定が行えることが示唆された。

謝辞：調査に御協力頂いた長野県中野市科野・倭地区ならびに千葉県安房郡白浜町の住民の方々、中野市保健衛生課の方々、白浜町の和頼美和子医師、財団法人ライフプランニングセンターの臨床検査部の北川輝子氏および関係各位に深謝致します。なお、本研究の一部は文部省統計数理研究所共同研究（2-共研-71, 3-共研-72, 4-共研-75）、およびWHO Medical Research Grant (WP) MRO/ICP/HSR/001-Aの援助を得た。

文 献

青木國雄, 大野良之 訳 (1991): ガンはどれだけ避けられるか、今日のアメリカの研究成果から、名古屋大学出版会 (名古屋), Doll, R. & Peto, R. (1981): The Cause of Cancer, Quantitative Estimates of Avoidable Risks of Cancer in the United States Today, Oxford University Press Inc. (New York)
日野原重明, 柳井晴夫, 高木廣文, 柏木恵子, 日野原緑 (1982): 循環器疾患予防のための生活習慣に関する研究 (第1報) 生活習慣の多変量解析による分析, 日本公衛誌, 29(7), 309—320

平田清文, 他 (1984): 朝のスポット尿による食塩摂取の簡易測定法, 医学のあゆみ, 129(6), 411—416

伊藤和枝 (1989): 分割尿を用いたナトリウムならびにカリウム摂取量推定法の検討, 日本公衛誌, 36(10), 701—709

香川 綾 監修 (1983): 四訂食品成分表, 女子栄養大学出版部 (東京)

金子佳代子, 小池五郎 (1983): 夜間尿への食塩排泄量から食塩摂取量を推定する方法に関する一考察, 日本栄養食糧学会, 36(1), 43—46

川崎晃一, 他 (1984): 尿中クレアチニン排泄量に関する研究 (1) —24時間排泄量に及ぼす年齢, 性, 運動および食塩摂取量の影響と日周変動, 健康科学, 6, 1—8

川崎晃一, 他 (1986): 24時間尿中 Na 排泄量推定法に関する研究—尿中クレアチニン排泄量予測値と分割尿を用いた推定法の基礎的検討—, 健康科学, 8, 57—63

駒澤 勉, 橋口捷久 (1988): パソコン数量化分析, 朝倉書店 (東京)

佐伯圭一郎, 高木廣文, 日野原重明, 柳井晴夫, 道場信孝, 水口 緑 (1988): LPC 式生活習慣検査の作成, 行動計量学, 15(2), 32—44

佐々木直亮 (1968): 循環器疾患と食物との関係, とくに高血圧と食塩摂取との関連について, 厚生 の 指 標, 15(2), 38—44

佐々木直亮 (1971): 疫学面よりみた食塩と高血圧, 最新医学, 26, 2270—2279

柴田 博 (1983): 食塩摂取量の推定法について, 最新医学, 38(4), 649—653

Takagi, H., Saiki, K., Hinohara, S., Yanai, H., Douba, N. & Mizuguchi, M. (1991): Construction of the Life Habits Inventory, Methods and Applications in Mental Health Surveys, Suzuki, S. & Roberts, R.E., eds., 103—121 and 297—306, University of Tokyo Press (Tokyo)

高木廣文, 佐伯圭一郎, 中井里史 (1989): HALBAU によるデータ解析入門, 現代数学社 (京都)

田口徹也, 柳 修平, 中村健一 (1991): 食塩摂取量別ナトリウム摂取量と尿中排泄量の関係, 民族衛生, 57(3), 97—106

小沢秀樹 (1968): 脳卒中の地域差と過去の食生活, 日本公衛誌, 15, 551—566

柳川 洋, 橋本 勉, 福富和夫, 川口 毅, 竹内和子, 重松逸造 (1976): 循環器死亡率の地域格差と食品摂取に関する統計的検討, 23(11), 711—719

米山京子, 池田順子, 永田久紀 (1990): 尿中 Na/クレアチニン, Na/K の日内変動および24時間尿中 Na, Na/K との関連, 日本公衛誌, 37(1), 45—52

(受稿 1992. 9. 21)