

生活習慣変容ステージは健康行動の実施と一致しているか

—特定健康診査における標準的な質問票を用いた検討—

溝下万里恵*¹, 赤松 利恵*¹, 山本久美子*¹, 武見ゆかり*²

*¹お茶の水女子大学大学院人間文化創成科学研究科 *²女子栄養大学食生態学研究室

【目的】生活習慣全般をたずねる変容ステージの項目の回答が、各健康行動の実施と一致しているか、成人の男女を対象に検討することを目的とした。

【方法】A健康保険組合で実施された標準的な質問票の回答を用いた(3,364名)。調査項目は、性別、年齢、BMI、生活習慣変容ステージ、健康行動(11項目:運動行動、食行動、喫煙行動、休養)であった。変容ステージごとの検討にはKruskal-Wallis検定と χ^2 検定を用い、変容ステージの実行/維持期に関連する健康行動の検討には多変量ロジスティック回帰分析を用いた。

【結果】変容ステージの分布は、前熟考期610人(18.1%)、熟考期1,562人(46.4%)、準備期521人(15.5%)、実行期313人(9.3%)、維持期358人(10.7%)であった。変容ステージの実行/維持期に関連する健康行動は、男性では定期的な運動(オッズ比(OR)=4.41, 95%信頼区間(95%CI)=3.30-5.90)、身体活動(OR=1.67, 95%CI=1.26-2.23)、歩行速度(OR=1.46, 95%CI=1.11-1.91)であった。女性ではそれらに加えて朝食欠食(OR=1.62, 95%CI=1.03-2.53)、飲酒頻度(OR=1.70, 95%CI=1.07-2.66)、休養(OR=1.46, 95%CI=1.04-2.03)も関連していた。

【結論】生活習慣変容ステージの回答は、主に運動行動の実施と一致していることが示され、複数の健康行動の準備性をとらえるには複数の質問項目を用いる必要性が示唆された。

栄養学雑誌, Vol.69 No.6 318-325 (2011)

キーワード: 変容ステージ, 健康行動, 成人, 標準的な質問票

I. 緒 言

平成20(2008)年度よりわが国では、医療保険者に特定健康診査(以下、特定健診)と特定保健指導の実施が義務付けられた¹⁾。本制度はメタボリックシンドローム(内臓脂肪症候群)に着目した保健指導を行うことが明記されており¹⁾、運動や食生活等の生活習慣の改善に重点をおいた行動変容を促す早期の介入が推奨されている。実際に、特定健診時で聞き取られる標準的な質問票(以下、標準的な質問票)¹⁾では、行動科学の理論を用いた生活習慣変容ステージを評価する質問項目が取り入れられている。

この項目は、トランスセオレティカルモデル(Transtheoretical Model, 以下 TTM)を応用した項目である²⁾。TTMはProchaskaらにより、禁煙教育を目的とした研究で開発され³⁾、実践的で理解しやすいモデルとして、現在では運動や食行動など幅広い健康行動で用いられている^{4,5)}。変容ステージの概念は、このTTMの中に含まれる²⁾。変容ステージは、人の行動変容の準備性にそって5段階に分類され、準備性の低い方から、前熟考期、熟考期、準備期、実行期、維持期となっている。TTMを用いた介入の特徴は行動変容の準備性にそった介入ができ

ることであり、変容ステージに合わせた介入が多く報告されている⁶⁻⁸⁾。したがって、TTMを用いた介入では変容ステージを把握することが重要なポイントとなっている。

しかしながら、標準的な質問票において変容ステージを評価する項目は「運動や食生活等の生活習慣を改善してみようと思いませんか」の1項目のみである¹⁾。「動機づけ支援」「積極的支援」では詳細な質問を実施することとなっているが、変容ステージに関しては『生活習慣に関する行動変容のステージ(準備状態)を把握する』となっており、運動、食生活等、各々の変容ステージを評価することは明記されていない。これでは、TTMの特徴である準備性によって評価できていない可能性がある。なぜならば、ここで示される生活習慣に含まれる運動や食生活などの様々な健康行動は全て同じステージであるとは限らないからである。対象者は設問に対して、複数ある健康行動の中から、自分がイメージしたある生活習慣の準備性を回答すると考えられる。例えば、運動は実行期であるが食生活は前熟考期である対象者が運動をイメージして実行期と回答した場合、指導者は食生活に対しても対象者が実行期にいると判断しかねない。このよ

連絡先: 赤松利恵 〒112-8610 東京都文京区大塚2-1-1 お茶の水女子大学大学院人間文化創成科学研究科公衆栄養学研究室(栄養教育学分野)
電話・FAX 03-5978-5680 E-mail akamatsu.rie@ocha.ac.jp

うに、対象者の生活習慣改善の準備性を評価し、より効果的な指導を行う目的で設定された項目にも関わらず、実際指導に十分に活用できない可能性がある。

これらをふまえ、本研究では、特定健診時に聞き取られる標準的な質問票を用いて、生活習慣変容ステージの回答が食行動や運動行動など複数の健康行動の実施と一致しているか検討することを目的とする。さらに、本研究では、多変量解析を用いて、食行動や運動行動などの複数の健康行動のうちどの行動が、実際に行動しているとされる生活習慣変容ステージ（すなわち実行／維持期）に関連しているか、その関連の強さを検討する。

II. 方 法

1. 対象者と手続き

2009年4月～2010年3月にかけて、全国の医療機関（27都道府県）において、特定健診を受診したA健康保険組合の被保険者又は被扶養者計3,879人（男性1,764人、女性2,115人）を対象とし、既存のデータを活用した。このうち、質問票の回答が得られなかった515名を除外したため、解析対象者は3,364人（男性1,614人、女性1,750人）であった（有効回答率86.7%）。本調査の目的や結果の学術的使用については、健康保険組合に説明を行い、研究内容について協議した上で研究への同意を得た。健康保険組合がデータの匿名化の作業を行い、連結不可能匿名化されたデータの提供を受けて、本研究を実施した。以上の本研究の倫理的配慮については、お茶の水女子大学生物医学的研究の倫理特別委員会の審査で承認されている（通知番号第22-2号）。

2. 調査項目

1) 属性

解析に用いた属性は、性別、年齢そして body mass index（体重（kg）/身長（m）×身長（m）、以下 BMI）の3項目である。

2) 健康行動（計11項目）

健康行動に用いた項目は標準的な質問票¹⁾の以下の11項目を使用した。運動行動：計3項目（定期的な運動「1回30分以上の軽く汗かく運動を週2日以上、1年以上実施しているか」、身体活動「日常生活において歩行又は同等の身体活動を1日1時間以上実施しているか」、歩行速度「ほぼ同じ年齢の同性と比較して歩行速度が速いか」）、食行動：計6項目（遅い夕食「就寝前の2時間以内に夕食をとることが週に3回以上あるか」、夜食「夕食後に間食をとることが週に3回以上あるか」、朝食欠食「朝食を抜くことが週に3回以上あるか」、食べる速度

「人と比較して食べる速度が速いか」、飲酒頻度「お酒（清酒、焼酎、ビール、洋酒など）を飲む頻度」、飲酒量「飲酒日の1日当たりの飲酒量」、喫煙行動（「たばこを習慣的に吸っているか」、休養（「睡眠で休養が十分とれている」）（回答選択肢は表2を参照）。

3) 生活習慣変容ステージ（以下、変容ステージ）

変容ステージの項目も標準的な質問票¹⁾の次の項目を用いた。「運動や食生活等の生活習慣を改善してみようと思いますか」という設問に対して、回答者は「改善するつもりはない」（前熟考期）、「（概ね6か月以内に）改善するつもりである」（熟考期）、「近いうち（概ね1か月以内）に改善するつもりであり、少しずつ始めている」（準備期）、「既に改善に取り組んでいる（6か月未満）」（実行期）、「既に改善に取り組んでいる（6か月以上）」（維持期）の5段階の選択肢から1つ選択している。

3. 解析方法

まず、対象特性を明らかにするために変容ステージの年齢とBMIについて、Kruskal-Wallis検定を用いて検討した。次に、変容ステージと各健康行動については、 χ^2 検定を用いて検討した。多重比較はBonferroniの補正によるMann-WhitneyのU検定及び χ^2 検定を用いた（ $\alpha < 0.005 = 0.05/10$ ）。最後に、変容ステージの実行期と維持期を合わせた実行／維持期（0）とそれ以外に分けた（1）変数を従属変数とした多変量ロジスティック回帰分析（ステップワイズ法）を用い、関連する健康行動を検討した。分析は年齢、BMI、健診を受診した27都道府県を調整変数として、3種類のモデルを想定して行った。まず、モデル1では運動行動の3項目、モデル2では食行動の6項目、モデル3では喫煙行動、休養を加え、全11項目を独立変数とした。これら健康行動の基準（0）は、定期的な運動「あり」、身体活動「あり」、歩行速度「速い」、遅い夕食（週3回以上）「なし」、朝食欠食（週3回以上）「なし」、夜食（週3回以上）「なし」、食べる速度「ふつう・遅い」、飲酒頻度「ときどき・飲まない」、飲酒量「2合未満」、喫煙「なし」、十分な休養「あり」とした。

解析にはIBM SPSS 18.0 ver. for Windows（SPSS社）を使用し、有意水準は5%（両側検定）とした。

III. 結 果

1. 対象者の特性

全体の平均年齢は45.7歳、平均BMIは22.4 kg/m²であった。変容ステージの分布は、前熟考期18.1%、熟考期46.4%、準備期15.5%、実行期9.3%、維持期10.7%で

表1 生活習慣変容ステージごとの年齢と BMI

	全 体	前熟考期 n=610 18.1%	熟 考 期 n=1,562 46.4%	準 備 期 n=521 15.5%	実 行 期 n=313 9.3%	維 持 期 n=358 10.7%	p 値
男性							
ステージ分布*	1,614 (100)	278 (17.2)	675 (41.8)	261 (16.2)	163 (10.1)	237 (14.7)	
年齢 (歳)†	46.0 (41.0, 53.0)	46.0 (40.7, 52.0)	46.0 (41.0, 52.0)	46.0 (41.0, 53.0)	46.0 (41.0, 53.0)	49.0 (43.0, 55.0)	<0.001
BMI (kg/m ²)†	23.0 (21.0, 25.0)	22.0 (20.1, 23.7)	23.2 (21.2, 25.2)	23.8 (21.8, 26.0)	23.0 (21.6, 25.3)	22.7 (21.0, 24.8)	<0.001
女性							
ステージ分布*	1,750 (100)	332 (19.0)	887 (50.7)	260 (14.9)	150 (8.6)	121 (6.9)	
年齢 (歳)†	43.0 (39.0, 48.0)	43.0 (39.0, 48.0)	43.0 (39.0, 48.0)	42.0 (39.0, 48.0)	43.0 (39.0, 50.0)	44.0 (41.0, 51.0)	0.023
BMI (kg/m ²)†	20.6 (19.0, 22.9)	19.6 (18.5, 21.6)	20.7 (19.1, 23.4)	21.5 (19.4, 24.1)	21.7 (19.4, 24.1)	20.3 (19.1, 22.1)	<0.001

* n (%)

† 中央値 (25%タイル値, 75%タイル値), Kruskal-Wallis の検定

表2 男性における健康行動の生活習慣変容ステージごとの比較*

		前熟考期	熟 考 期	準 備 期	実 行 期	維 持 期	χ^2 値 (自由度)	p 値
定期的な運動							287.95 (4)	<0.001
なし	(n=1,285, 79.8%)	219 (78.8)	615 (91.2)	229 (88.1)	126 (77.3)	96 (40.9)		
あり	(n= 325, 20.2%)	59 (21.2)	59 (8.8)	31 (11.9)	37 (22.7)	139 (59.1)		
身体活動							75.90 (4)	<0.001
なし	(n=1,194, 74.3%)	208 (74.8)	553 (82.5)	197 (75.8)	106 (65.0)	130 (55.3)		
あり	(n= 412, 25.7%)	70 (25.2)	117 (17.5)	63 (24.2)	57 (35.0)	105 (44.7)		
歩行速度							28.26 (4)	<0.001
遅い	(n= 718, 44.7%)	132 (47.7)	327 (48.7)	127 (48.8)	54 (33.5)	78 (33.1)		
速い	(n= 887, 55.3%)	145 (52.3)	344 (51.3)	133 (51.2)	107 (66.5)	158 (66.9)		
食べる速度							7.99 (8)	0.435
速い	(n= 580, 36.3%)	89 (32.4)	260 (38.9)	90 (34.7)	61 (37.4)	80 (34.3)		
ふつう・遅い	(n=1,118, 63.7%)	186 (67.6)	408 (61.1)	169 (65.2)	102 (62.6)	153 (65.6)		
遅い夕食 (週3回以上)							19.09 (4)	0.001
あり	(n= 960, 59.7%)	155 (56.0)	440 (65.4)	153 (58.8)	93 (57.4)	119 (50.6)		
なし	(n= 647, 40.3%)	122 (44.0)	233 (34.6)	107 (41.2)	69 (42.6)	116 (49.4)		
夕食 (週3回以上)							6.48 (4)	0.166
あり	(n= 182, 11.3%)	30 (10.8)	69 (10.3)	41 (15.8)	19 (11.7)	23 (9.7)		
なし	(n=1,424, 88.7%)	247 (89.2)	601 (89.7)	219 (84.2)	144 (88.3)	213 (90.3)		
朝食欠食 (週3回以上)							17.40 (4)	0.002
あり	(n= 370, 23.0%)	62 (22.4)	177 (26.3)	62 (24.0)	38 (23.3)	31 (13.1)		
なし	(n=1,236, 77.0%)	215 (77.6)	495 (73.7)	196 (76.0)	125 (76.7)	205 (86.9)		
飲酒頻度							5.86 (8)	0.663
毎日	(n= 667, 41.4%)	120 (43.3)	273 (40.5)	104 (39.8)	71 (43.6)	99 (41.8)		
時々	(n= 581, 36.0%)	86 (31.0)	245 (36.4)	101 (38.7)	61 (37.4)	88 (37.1)		
ほとんど飲まない	(n= 364, 22.6%)	71 (25.6)	156 (23.1)	56 (21.5)	31 (19.0)	50 (21.1)		
飲酒量							12.69 (12)	0.397
3合以上	(n= 569, 38.7%)	109 (42.7)	249 (40.5)	81 (33.9)	46 (30.7)	84 (40.0)		
2~3合未満	(n= 506, 34.4%)	88 (34.5)	209 (34.0)	84 (35.1)	59 (39.3)	66 (31.4)		
1~2合未満	(n= 286, 19.5%)	40 (15.7)	112 (18.2)	55 (23.0)	33 (22.0)	46 (21.9)		
1合未満	(n= 108, 7.4%)	18 (7.1)	45 (7.3)	19 (7.9)	12 (8.0)	14 (6.7)		
喫煙							5.64 (4)	0.228
あり	(n= 648, 40.1%)	118 (42.4)	276 (40.9)	109 (41.8)	66 (40.5)	79 (33.3)		
なし	(n= 966, 59.9%)	160 (57.6)	399 (59.1)	152 (58.2)	97 (59.5)	158 (66.7)		
十分な休養							25.24 (4)	<0.001
なし	(n= 580, 36.4%)	94 (34.1)	287 (43.2)	86 (33.6)	45 (28.1)	68 (28.8)		
あり	(n=1,013, 63.6%)	182 (65.9)	378 (56.8)	170 (66.4)	115 (71.9)	168 (71.2)		

* n (%), χ^2 検定

あった。性別で変容ステージの分布を比較したところ統計的有意差がみられ ($p < 0.001$)、男性に実行期 (10.1%)、維持期 (14.7%) が多かった (女性：実行期8.6%、維持期6.9%) (性別ステージ分布は表1参照)。これら変容ステージの違いに加えて、男女間では身体状況や意識、行動の違いが予想されることを考慮し、これ以降の解析は男女に分けて行うことにした。

2. 生活習慣変容ステージごとの対象者の特性と健康行動

各変容ステージと属性 (年齢, BMI) を比較した。その結果、男女ともに年齢および BMI で統計的有意差がみられた (表1)。多重比較の結果、男性において維持期の者は、年齢が熟考期と準備期の者より高く、BMIが準備期の者より低かった (各々 $p < 0.001$)。女性において維持期の者は、年齢が熟考期と準備期の者より高く、BMI

が準備期と実行期の者より低かった (各々 $p < 0.001$)。

続いて、各変容ステージと健康行動の各項目を比較した。その結果、男性では定期的な運動、身体活動、歩行速度、遅い夕食、朝食欠食、十分な休養において統計的有意差がみられた (表2)。定期的な運動「あり」、身体活動「あり」、歩行速度「速い」、遅い夕食 (週3回以上)「なし」、朝食欠食 (週3回以上)「なし」、十分な休養「あり」と回答した者は、維持期に多かった。同様に女性では定期的な運動、身体活動 ($p < 0.001$)、歩行速度、遅い夕食、朝食欠食、休養に加えて飲酒頻度で統計的有意差がみられた (表3)。定期的な運動「あり」、身体活動「あり」、歩行速度「速い」、遅い夕食 (週3回以上)「なし」、朝食欠食 (週3回以上)「なし」、飲酒頻度「ほとんど飲まない」と回答した者は、維持期に多かった。

表3 女性における健康行動の生活習慣変容ステージごとの比較*

		前熟考期	熟考期	準備期	実行期	維持期	χ^2 値 (自由度)	p値
定期的な運動							180.99 (4)	<0.001
なし	(n=1,506, 86.5%)	278 (84.0)	820 (93.0)	228 (88.0)	121 (80.7)	59 (49.2)		
あり	(n=236, 13.5%)	53 (16.0)	62 (7.0)	31 (12.0)	29 (19.3)	61 (50.8)		
身体活動							30.76 (4)	<0.001
なし	(n=1,262, 72.8%)	234 (71.6)	674 (76.4)	194 (75.8)	87 (58.4)	73 (61.3)		
あり	(n=471, 27.2%)	93 (28.4)	208 (23.6)	62 (24.2)	62 (41.6)	46 (38.7)		
歩行速度							31.73 (4)	<0.001
遅い	(n=908, 52.2%)	171 (52.0)	487 (55.3)	139 (53.5)	77 (51.3)	34 (28.1)		
速い	(n=833, 47.8%)	158 (48.0)	394 (44.7)	121 (46.5)	73 (48.7)	87 (71.9)		
食べる速度							13.36 (8)	0.100
速い	(n=531, 30.6%)	81 (24.7)	269 (30.5)	86 (33.2)	49 (32.7)	46 (39.0)		
ふつう・遅い	(n=1,205, 69.4%)	247 (75.3)	612 (69.4)	173 (66.8)	101 (67.3)	72 (61.0)		
遅い夕食 (週3回以上)							26.16 (4)	<0.001
あり	(n=630, 36.3%)	88 (26.7)	351 (39.9)	98 (37.7)	62 (41.6)	31 (26.3)		
なし	(n=1,105, 63.7%)	241 (73.3)	528 (60.1)	162 (62.3)	87 (58.4)	87 (73.7)		
夕食 (週3回以上)							5.19 (4)	0.268
あり	(n=380, 21.8%)	61 (18.4)	206 (23.4)	20 (19.2)	33 (22.0)	30 (25.0)		
なし	(n=1,363, 78.2%)	270 (81.6)	676 (76.6)	210 (80.8)	117 (78.0)	90 (75.0)		
朝食欠食 (週3回以上)							26.73 (4)	<0.001
あり	(n=392, 22.6%)	56 (17.0)	230 (26.2)	69 (26.6)	20 (13.4)	17 (14.2)		
なし	(n=1,344, 77.4%)	273 (83.0)	649 (73.8)	190 (73.4)	129 (86.6)	103 (85.8)		
飲酒頻度							20.18 (8)	0.010
毎日	(n=285, 16.3%)	71 (21.5)	139 (15.7)	41 (15.8)	20 (13.3)	14 (11.6)		
時々	(n=687, 39.3%)	119 (36.0)	355 (40.1)	119 (45.8)	50 (33.3)	44 (36.4)		
ほとんど飲まない	(n=776, 44.4%)	141 (42.6)	392 (44.2)	100 (38.5)	80 (53.3)	63 (52.1)		
飲酒量							17.16 (12)	0.144
3合以上	(n=903, 64.6%)	176 (67.7)	475 (65.3)	128 (60.4)	64 (59.8)	60 (65.2)		
2~3合未満	(n=324, 23.2%)	48 (18.5)	170 (23.4)	29 (27.8)	27 (25.2)	20 (21.7)		
1~2合未満	(n=139, 9.9%)	31 (11.9)	64 (8.8)	24 (11.3)	10 (9.3)	10 (10.9)		
1合未満	(n=32, 2.3%)	5 (1.9)	18 (2.5)	1 (0.5)	6 (5.6)	2 (2.2)		
喫煙							4.57 (4)	0.335
あり	(n=323, 18.5%)	73 (22.0)	160 (18.0)	47 (18.1)	26 (17.3)	17 (14.0)		
なし	(n=1,427, 81.5%)	259 (78.0)	727 (82.0)	213 (81.9)	127 (82.7)	104 (86.0)		
十分な休養							16.94 (4)	0.002
なし	(n=801, 46.1%)	141 (42.6)	447 (50.7)	107 (41.8)	63 (42.0)	43 (36.1)		
あり	(n=936, 53.9%)	190 (57.4)	434 (49.3)	149 (58.2)	87 (58.0)	76 (63.9)		

* n (%), χ^2 検定

表4 生活習慣変容ステージの実行/維持期に関連する健康行動*

	男 性			女 性		
	モデル1 [†] 運動行動	モデル2 [‡] 食行動	モデル3 [§] 全て	モデル1 [†] 運動行動	モデル2 [‡] 食行動	モデル3 [§] 全て
定期的な運動						
あり(0)対なし(1)	4.45 (3.38-5.86)	-	4.41 (3.30-5.90)	3.79 (2.73-5.26)	-	3.91 (2.65-5.76)
身体活動						
あり(0)対なし(1)	1.83 (1.40-2.39)	-	1.67 (1.26-2.23)	1.45 (1.08-1.94)	-	1.46 (1.03-2.07)
歩行速度						
速い(0)対遅い(1)	1.48 (1.15-1.92)	-	1.46 (1.11-1.91)	1.46 (1.10-1.93)	-	1.53 (1.10-2.13)
食べる速度						
ふつう・遅い(0)対速い(1)	-			-	0.71 (0.51-1.00)	
遅い夕食(週3回以上)						
なし(0)対あり(1)	-			-		
夜食(週3回以上)						
なし(0)対あり(1)	-			-		
朝食欠食(週3回以上)						
なし(0)対あり(1)	-	1.39 (1.03-1.89)		-	2.01 (1.32-3.08)	1.62 (1.03-2.53)
飲酒頻度						
時々・飲まない(0)対毎日(1)	-			-		1.70 (1.07-2.66)
飲酒量						
1~2合未満(0)対2合以上(1)	-			-		
喫煙						
なし(0)対あり(1)	-	-		-	-	
十分な休養						
あり(0)対なし(1)	-	-		-	-	1.46 (1.04~2.03)

* 多変量ロジスティック回帰分析(ステップワイズ法)。従属変数:生活習慣変容ステージの実行/維持期(0)とそれ以外の変数(1)にした。値はオッズ比(95%信頼区間)。オッズ比が高いことは、実行/維持期に、健康行動が望ましい者(たとえば定期的な運動あり(0))が多いことを示す。

† モデル1:独立変数として運動行動3項目を投入

‡ モデル2:独立変数として食行動6項目を投入

§ モデル3:独立変数に全ての健康行動11項目を投入

3. 生活習慣変容ステージに関連する健康行動

男性において、モデル1(運動行動)では定期的な運動、身体活動、歩行速度の3項目、モデル2(食行動)では朝食欠食の1項目、モデル3(全ての健康行動)では定期的な運動、身体活動、歩行速度の3項目が実行/維持期に関連していた(表4)。中でも、定期的な運動はモデル3においてもオッズ比が4.41と最も高かった。

女性においては、モデル1では定期的な運動、身体活動、歩行速度の3項目、モデル2では食べる速度、朝食欠食の2項目、モデル3では定期的な運動、身体活動、歩行速度、朝食欠食、飲酒頻度、休養の6項目が関連していた(表4)。女性においても、男性と同様、定期的な運動のオッズ比が高く、実行/維持期に関連していた。

さらに、女性ではモデル3において運動行動の3項目以外に朝食欠食(週3回以上しない)、飲酒頻度(時々飲む又はほとんど飲まない)、休養(十分とれている)の3項目が関連していた。

IV. 考 察

本研究では、特定健診時に聞き取られる標準的な質問票を用いて、生活習慣変容ステージと運動行動や食行動などの健康行動の実施が一致しているかを調べた。さらに、変容ステージの実行/維持期に関連が深い健康行動を検討した。その結果、運動行動、食行動、喫煙、休養のうち、いくつかの健康行動の実施が一致しており、維

時期と回答した者において好ましい健康行動の者が多かった。例えば、男性は、運動行動の全3項目（定期的な運動、身体活動、歩行速度）ができている者に実行／維持期は多かった。同様に、女性はこれらの項目に加えて朝食欠食と飲酒頻度、休養が変容ステージと一致していた。これらの項目は、準備性に応じて変容ステージが分類されていると考えられ、先行研究と同様の結果を示している⁴⁾。

しかしながら、全ての健康行動が生活習慣変容ステージと一致していたわけではなかった。食べる速度、夜食、飲酒量（男性は飲酒頻度も含む）、喫煙行動において有意差はみられなかった。興味深い結果は、運動行動が全ての項目で一致していたのに対し、食行動は一致していた項目の方が少なかったという点である。健康行動と変容ステージの関連を評価した同様の研究の中には、運動は反映されていたのに対し、具体的な食行動は一部しか反映されていなかったという報告⁹⁾があり、本研究の結果と一致している。その要因として、食行動は、健康行動としてではなく日常的な生活行動として行われており¹⁰⁾、また、複数の行動が含まれることで、教育や評価が難しい⁵⁾ためと考えられる。例えば、食行動と一概に示されていても、実際には「朝食の有無」「野菜の摂取」「間食の有無」等、対象となる食物や時間がいくつかあり、行動は多様である。「健康的な食生活とは何か」についてたずねた先行研究では、回答者の選択した食行動にばらつきがみられたこと¹¹⁾、また対象者が選択した食行動によって変容ステージは異なること¹²⁾が報告されている。よって、食行動は対象となる行動が幅広いため、変容ステージに反映されにくいことが考えられる。

本研究ではさらに、実行／維持期に関連する健康行動を調べた。男性は、食行動のみで検討した場合、朝食欠食が関連していたが、全ての健康行動で検討したところ、運動行動のみが関連していることが示された。中でも定期的な運動の関連が最も強かった。一方、女性の実行／維持期と全ての健康行動の関連を検討した結果、男性と同様に運動行動が関連しており、それに加えて朝食欠食、飲酒頻度、休養にも有意差がみられた。このように、女性ではいくつかの食行動が関連していたが、男性において関連がみられた項目は運動行動のみであった。先行研究において、男性は、運動が有益だという認識が女性よりも強いことが示されている¹³⁾。加えて、喫煙と運動の変容ステージ分布は男女間で異なり^{14, 15)}、今回の結果も同様に、男女間で変容ステージの分布に有意差がみられた。これらは、性別による違いを考慮した評価の必要性を示唆している。

以上の結果より、生活習慣全般をたずねる変容ステージの項目は、食行動より運動行動の準備性が回答されている可能性がある。特に男性において、その結果は顕著であった。保健指導では変容ステージの活用が着目されているが、この設問で評価された変容ステージは、食生活の支援に上手く活用できない可能性がある。このことから、動機づけ支援や積極的支援において食生活支援を行う際は、運動など他の健康行動と分けて食行動の変容ステージをたずねることが求められる。前述した『生活習慣に関する行動変容のステージ（準備状態）を把握する』¹⁾においても、誤解のないよう運動や食生活等、各々の変容ステージを評価するといった具体例の明示を提案したい。

現在、用いられている標準的な質問票の変容ステージの設問は課題とされるが、総合的に健康行動を評価することは対象者の負担の軽減につながる。また、多様な健康行動への同時介入や評価は取り組むべきと考えられており^{16, 17)}、総合的な健康行動の変容ステージの評価のニーズがある。また、本研究の結果より、維持期の者は準備期の者よりもBMIが低かった。この結果は、この項目が健康的な生活習慣の実施を捉えていることを示唆する結果であり、総合的な健康行動の変容ステージの評価の可能性を示していると考えられる。

本研究の限界として、まず、横断調査に基づいた解析のため、変容ステージと健康行動の因果関係はいえない。また、企業1社の健康保険組合員のみを対象としていたため、一般化可能性の限界がある。さらに、標準的な質問票の回答後、問診などにより回答を確認したかは不明である。そのため、本研究では都道府県を調整したが、今後は質問票回答後の状況を含めた検討も必要である。

以上のような限界があるものの、本研究は、特定健診時に聞きとられる標準的な質問票を用いて、生活習慣変容ステージと、運動行動や食行動などの健康行動の実施が一致しているか調べた初めての研究である。本研究の結果から、生活習慣変容ステージの回答は、食行動やその他の健康行動よりも運動行動の準備性を反映している可能性が示された。このことから、生活習慣変容ステージ1つの設問のみでは全ての健康行動の準備性を捉えられないことが示唆された。

V. 結 論

本研究は日本人成人の男女を対象に、標準的な質問票を用いて、生活習慣変容ステージと、運動行動や食行動を含む健康行動の実施について調べた。その結果、運動

行動は生活習慣変容ステージと一致していた。しかしながら、生活習慣変容ステージと一致していない健康行動もあり、対象者の複数の健康行動の準備性をとらえるには複数の質問項目を用いる必要が示唆された。

謝 辞

本研究は、平成23年度厚生労働科学研究費補助金（循環器疾患・糖尿病等生活習慣対策総合研究事業）「生活習慣病対策における行動変容を効果的に促す食生活支援の手法に関する研究（主任研究者：武見ゆかり）」の一環として実施した。

利益相反

利益相反に相当する事項はない。

文 献

- 1) 厚生労働省：標準的な健診・保健指導に関するプログラム（確定版）。<http://www.mhlw.go.jp/bunya/shakaihoshou/iryouseido01/info03a.html>。（2011年10月14日）
- 2) Prochaska, J.O., DiClemente, C.C., Norcross, J.C.: In search of how people change. Applications to addictive behaviors, *Am. Psychol.*, **47**, 1102-1114 (1992)
- 3) Prochaska, J.O., Velicer, W.F.: The transtheoretical model of health behavior change, *Am. J. Health Promot.*, **12**, 38-48 (1997)
- 4) Hutchison, A.J., Breckon, J.D., Johnston, L.H.: Physical activity behavior change interventions based on the transtheoretical model: a systematic review, *Health Educ. Behav.*, **36**, 829-845 (2009)
- 5) 赤松利恵、武見ゆかり：トランスセオレティカルモデルの栄養教育への適用に関する研究の動向。日本健康教育学会誌, **15**, 3-17 (2007)
- 6) Aveyard, P., Massey, L., Parsons, A., et al.: The effect of transtheoretical model based interventions on smoking cessation, *Soc. Sci. Med.*, **68**, 397-403 (2009)
- 7) Johnson, S.S., Paiva, A.L., Cummins, C.O., et al.: Transtheoretical model-based multiple behavior intervention for weight management: effectiveness on a population basis, *Prev. Med.*, **46**, 238-246 (2008)
- 8) 柴 英里, 森 敏昭：トランスセオレティカル・モデルにおける行動変容ステージから見た大学生の食生活の実態, 日本食生活学会誌, **20**, 33-41 (2009)
- 9) Lam, T.H., Chan, B., Ho, S.Y., et al.: Stage of change for general health promotion action and health-related lifestyle practices in Chinese adults, *Prev. Med.*, **38**, 302-308 (2004)
- 10) 足立己幸：セルフケア・参加を重視する健康教育からみた栄養・食行動の特徴, 日本健康教育学会誌, **7**, 1-2 (2000)
- 11) Croll, J.K., Neumark-Sztainer, D., Story, M.: Healthy eating: what does it mean to adolescents?, *J. Nutr. Educ.*, **33**, 193-198 (2001)
- 12) Akamatsu, R.: Individual characteristics and readiness to change in selecting target behaviors for healthy eating, *Japanese Health Psychology*, **22**, 52-59 (2009)
- 13) O'Hea, E.L., Wood, K.B., Brantley, P.J.: The transtheoretical model: gender differences across 3 health behaviors, *Am. J. Health Behav.*, **27**, 645-656 (2003)
- 14) Cardinal, B.J., Lee, J.Y., Kim, Y.H., et al.: Behavioral, demographic, psychosocial, and sociocultural concomitants of stage of change for physical activity behavior in a mixed-culture sample, *Am. J. Health Promot.*, **23**, 274-278 (2009)
- 15) Lin, Y.C., Yeh, M.C., Chen, Y.M., et al.: Physical activity status and gender differences in community-dwelling older adults with chronic diseases, *J. Nurs. Res.*, **18**, 88-97 (2010)
- 16) Lippke, S., Nigg, C.R., Maddock, J.E.: Health-promoting and health-risk behaviors: theory-driven analyses of multiple health behavior change in three international samples, *Int. J. Behav. Med.*, DOI 10.1007/s12529-010-9135-4 (2011)
- 17) Prochaska, J.O., Velicer, W.F., Rossi, J.S., et al.: Multiple risk expert systems interventions: impact of simultaneous stage-matched expert system interventions for smoking, high-fat diet, and sun exposure in a population of parents, *Health Psychol.*, **23**, 503-516 (2004)

(受付：平成23年7月11日，受理：平成23年10月14日)

Is the Stage of Lifestyle Change Consistent with Health Behaviors among Japanese Adults?: A Study of a Standard Questionnaire for Specific Medical Checkups

Marie Mizoshita^{*1}, Rie Akamatsu^{*1}, Kumiko Yamamoto^{*1}
and Yukari Takemi^{*2}

^{*1}Graduate School of Humanities and Sciences, Ochanomizu University

^{*2}Nutrition Ecology, Department of Nutrition Sciences, Kagawa Nutrition University

ABSTRACT

Objective: To determine whether the stage of lifestyle change is consistent with health behaviors among Japanese adult men and women.

Methods: This study analyzed the responses of 3,364 participants to a self-administered questionnaire survey conducted by a health insurance society. The questions included those pertaining to gender, age, body mass index, stage of lifestyle change, and health behaviors (11 items, including eating behavior, exercise behavior, smoking behavior, and adequate rest). We used the Kruskal-Wallis and chi-square tests with multiple comparisons for examining each variable and multivariate logistic regression for examining the health behavior-related action/maintenance stage.

Results: The stage distribution was as follows: precontemplation stage, 610 participants (18.1%); contemplation stage, 1,562 participants (46.4%); preparation stage, 521 participants (15.5%); action stage, 313 participants (9.3%); and maintenance stage, 358 participants (10.7%). Regular exercise (odds ratio [OR] = 4.41, 95% confidence interval [95%CI] = 3.30–5.90), physical activity (OR = 1.67, 95%CI = 1.26–2.23), and high-speed walking (OR = 1.46, 95%CI = 1.11–1.91) were related to the action/maintenance stage in men. In addition, not skipping breakfast (OR = 1.62, 95%CI = 1.03–2.53), infrequent alcohol consumption (OR = 1.70, 95%CI = 1.07–2.66), and adequate rest (OR = 1.46, 95%CI = 1.04–2.03) were related to the action/maintenance stage in women.

Conclusions: This study indicated that exercise behaviors were more strongly consistent with the stage of lifestyle change than other health behaviors were. Thus, the results suggest that more than 1 item should be assessed to determine the readiness of the individual with respect to changing multiple behaviors.

Jpn. J. Nutr. Diet., 69 (6) 318–325 (2011)

Key words: stage of change, health behaviors, adult, the standard questionnaire for specific medical checkup

成人を対象とした「野菜摂取のセルフエフィカシー」尺度の作成

山本久美子*¹, 赤松 利恵*¹, 玉浦 有紀*^{2, *3}, 武見ゆかり*⁴

*¹お茶の水女子大学大学院人間文化創成科学研究科 *²独立行政法人国立病院機構善通寺病院

*³前お茶の水女子大学大学院人間文化創成科学研究科 *⁴女子栄養大学

【目的】成人を対象とした「野菜摂取のセルフエフィカシー」を測定する尺度の作成を目的に、尺度の信頼性と妥当性を検討する。

【方法】2009年2月に、都内の運送会社営業所の社員317名を対象に、自記式質問紙調査を実施した。尺度の信頼性は、内的整合性の指標であるクロンバック α 係数を用いて確認し、妥当性は、野菜をたくさん食べるための対策の行動変容ステージ、野菜摂取に関する認知的要因、属性との関連性によって検討した。

【結果】有効回答数は、221人であった（回答率69.7%）。探索的因子分析の結果、「手間」因子と「環境」因子、「疲労」因子の3つの因子が得られた。確認的因子分析を行った結果、野菜摂取のセルフエフィカシー尺度には、3因子各3項目からなる計9項目が残った（適合度指標：GFI=0.96, AGFI=0.92, RMSEA=0.07）。信頼性（クロンバック α 係数）は、全項目0.90、「手間」因子0.87、「環境」因子0.78、「疲労」因子0.91だった。基準関連妥当性について検討した結果、妥当な結果が得られた（例えば、野菜摂取の対策のステージが維持期の人は、無関心期の人に比べ、「野菜摂取のセルフエフィカシー」の得点が高かった（ $p < 0.01$ ））。

【結論】本研究では、野菜摂取が困難な場面におけるセルフエフィカシーの尺度を開発し、成人における信頼性と妥当性を確認した。

栄養学雑誌, Vol.69 No.1 20-28 (2011)

キーワード：尺度、野菜摂取、セルフエフィカシー、成人

I. 緒 言

平成20年度国民健康・栄養調査によると、日本人成人の野菜摂取量は、1日あたり295.3gであり¹⁾、「健康日本21」の目標値である350gに達していない²⁾。野菜摂取が少ない者は、多い者と比べてがんや心疾患、脳卒中のリスクが高く、血圧やヘモグロビンA1cが高いことが報告されている³⁻⁷⁾。また、日本の成人を対象とした研究によると、野菜摂取が多い者は、他の食品群も多く摂取しており、微量栄養素の摂取量も多かった⁸⁾。ゆえに、日本の成人の野菜摂取量を増加させることが望まれる。

野菜摂取を促進するには、ファーストフード店の利用の減少などの環境整備に加え⁹⁾、個人の知識や態度の変容が必要である¹⁰⁾。個人要因では、特にセルフエフィカシーが強力な予測因子として知られている^{11, 12)}。セルフエフィカシーとは、社会的認知理論の構成概念の一つで、ある誘惑場面において目標とする行動を行うことができるという確信であり、誘惑場面を設定しない自信とは区別される¹³⁾。

海外では、セルフエフィカシーと野菜・果物摂取量や行動変容ステージとの関連を調べた研究が多く報告されている。例えば、横断的調査で、野菜・果物摂取に対するセルフエフィカシーが高い人は野菜・果物摂取量が多

く^{11, 12, 14-16)}、行動変容ステージが実行期や維持期の者が多いことが示されている¹⁶⁻²¹⁾。また、縦断的調査でも、野菜・果物摂取増加を目的とした介入で、野菜・果物摂取に対するセルフエフィカシーの増加が、野菜・果物摂取量の増加に関連していることが示されている^{10, 22)}。

しかし、上記の研究の中で、妥当性の確認された尺度を用いてセルフエフィカシーを測定しているものは少ない。Campbellらは²²⁾、1項目でセルフエフィカシーではなく自信をたずねている。複数の誘惑場面における野菜・果物摂取に対するセルフエフィカシーを測定した研究もあるが、その尺度の妥当性は確認されていない^{20, 21)}。

現在、野菜摂取や果物摂取に対するセルフエフィカシーを測定する尺度には、Lingら²³⁾やMainvilら²⁴⁾が開発した尺度がある。Lingら²³⁾は、「急いでいる時でも野菜や果物を食べることができる」や「レストランで食事する時、少なくとも一皿は野菜料理を注文することができる」などの「困難な場面」11項目、「職場で買えないことがわかっている時、果物をもっていくことができる」や「ファーストフードでの食事後、果物を食べることができる」などの「忘れずにやる場面」5項目、計16項目の野菜・果物摂取に関する誘惑場面ごとのセルフエフィカシー尺度を開発し、Transtheoretical Model (TTM) の行動変容ステージとの妥当性を確認している。Mainvil

連絡先：赤松利恵 〒112-8610 東京都文京区大塚2-1-1 お茶の水女子大学大学院人間文化創成科学研究科 公衆栄養学研究室（栄養教育学分野）
電話 03-5978-5680 FAX 03-5978-5680 E-mail akamatsu.rie@ocha.ac.jp

ら²⁴⁾が開発した尺度は、「野菜摂取」(6項目)、「果物摂取」(6項目)、「野菜・果物摂取」(4項目)に対するセルフエフィカシーが下位尺度であった。野菜摂取と果物摂取を合わせてセルフエフィカシーを評価した研究が多い中^{10~12, 14, 20, 21)}、Mainvilらの尺度は、野菜と果物は「食べ方」や「食べる時間」が異なることから、野菜摂取と果物摂取のセルフエフィカシーは分けることを提案している。

日本では、「健康日本21」²⁾の目標値や「食事バランスガイド」²⁵⁾の料理区分を、野菜と果物で分けていることから、野菜摂取と果物摂取のセルフエフィカシーも分けることが望ましい。しかし、日本人を対象とした野菜摂取のセルフエフィカシーを測定する信頼性と妥当性のある尺度はなく、野菜摂取とセルフエフィカシーの関連を調べた研究もない。そこで、本研究では、日本人成人を対象とした野菜摂取のセルフエフィカシー尺度を開発することを目的とした。

II. 方法

1) 対象者と手続き

2009年2月、都内の運送会社営業所の社員317名を対象に、自記式質問紙調査を実施した。回答者は221名(男性194名、女性25名、欠損2名)であった(回答率69.7%)。

自記式質問紙は、営業所の人事部から各グループのマネージャーを通して配布および回収した。質問紙の表紙に、調査の目的、個人情報保護、調査協力が任意であることを明記した。なお、本研究の倫理的配慮については、お茶の水女子大学生物医学的研究の倫理特別委員会の審査で承認されている。

2) 調査項目

調査項目は、野菜摂取の誘惑場面におけるセルフエフィカシー、野菜をたくさん食べるための対策の行動変容ステージ、野菜摂取に関する認知的要因、属性であった。

「野菜摂取の誘惑場面におけるセルフエフィカシー」(以下、野菜摂取のセルフエフィカシーとする)は、「次の項目は、一般的に野菜を食べることが難しくなると言われている場面を示しています。各場面をイメージして、あなたならこれらの場面で、どのくらい野菜を食べる自信があるかをお答えください。」という教示で、各項目について、「全く自信がない(1点)」「ほとんど自信がない(2点)」「あまり自信がない(3点)」「少し自信がある(4点)」「まあまあ自信がある(5点)」「とても自信がある(6点)」の6段階の順位尺度(リッカートスケール)

でたずねた。ここで、本研究で用いた対策項目は、Lingらの尺度²³⁾をもとに、過食のセルフエフィカシー尺度である日本版過食状況効力感尺度(KC-SAM)²⁶⁾、Weight Efficacy Life-Style Questionnaire(WEL)²⁷⁾、一部の対象者に実施したグループインタビュー、研究者らによる話し合いから項目を収集し、19項目を作成した。

次に、「野菜をたくさん食べるための対策の行動変容ステージ」(以下、行動変容ステージとする)は、「野菜をたくさん食べるための対策」に対する準備性についてたずねた。TTMの無関心期、関心期、準備期、実行期、維持期の5つのステージのうち²⁸⁾、現在の状況に最もあてはまる段階を1つ選択してもらった。本研究では、ステージごとの野菜摂取量も確認するため、対象者に対し食事調査へ協力を募り、3日間(平日2日、休日1日)の食事記録を実施した。食事調査では、記録の仕方を書いた食事記録用紙を配布し、提出時に管理栄養士による個別面接を行い、記入漏れを確認した。その後、エクセル栄養君 ver4.5(建帛社)を使用して、1日の野菜摂取量を算出した。

「野菜摂取に対する認知的要因」(以下、認知的要因とする)は、野菜摂取の知識、重要性、自信についてたずねた²⁹⁾。知識は、「あなたは、野菜摂取に関してどの程度知識がありますか」という質問で、「全くない」-「十分ある」の4段階、重要性は、「あなたにとって、野菜を食べることは大切だと思いますか」という質問で、「全くそう思わない」-「非常にそう思う」の4段階、自信は、「野菜摂取をするために自分の生活習慣を変えることは、難しいと思いますか」という質問で、「全くそう思わない」-「非常にそう思う」の4段階で回答させた。

属性については、性別、年齢、婚姻状況、居住形態(1人暮らしか)、調理頻度、身長・体重をたずねた。身長・体重からBody Mass Index(BMI)(kg/m²)を算出した。

なお、本研究では、調査前に内容的妥当性、および表面的妥当性について検討を行った。内容的妥当性は、作成した項目が、野菜摂取の誘惑場面におけるセルフエフィカシーとして妥当、かつ全ての内容を網羅しているか、について管理栄養士4名に確認してもらった。表面的妥当性は、質問紙の項目は答えやすいか、について管理栄養士4名と対象の企業の社員1名に確認してもらい、適宜修正を加えた。

3) 解析方法

解析は、①野菜摂取のセルフエフィカシーの項目選定、②探索的因子分析、③確証的因子分析、④信頼性の検討、⑤基準関連妥当性の検討について順に実施した。

①野菜摂取のセルフエフィカシーの項目選定では、各項目の度数分布を算出し、1つの選択肢に50%以上が集まる偏りがある項目を除外した。次に、②探索的因子分析では、最尤法プロマックス回転による因子分析を行い、固有値1.0を基準に因子数を選択した。さらに、因子負荷量が0.4以下、また2因子以上に同等の負荷量が示された項目を除いた。その後、尺度の構成概念妥当性について検討するため、決定された項目を用いて③確証的因子分析を行った。確証的因子分析では、適合度指標として、Goodness of Fit Index (GFI), Adjusted GFI (AGFI), Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)を採用した。これらの指標は、どの値も0.00-1.00をとる。GFI, および AGFI は1.00に近い値をとるほど望ましく、一般的に0.90以上が目安とされている指標であり、RMSEA は、小さい値ほど望ましく、0.05以下が良い(0.10以上は不可)とされる指標である。因子分析において、「野菜摂取のセルフエフィカシー」の各項目の欠損値は、中央値に置換して解析した。なお、各項目における欠損値の割合は、すべて1%以下であった。探索的因子分析および確証的因子分析の結果から得られた下位尺度について、それぞれの項目を代表する因子名をつけた。続いて、因子分析の結果に基づいた各尺度の項目について、④信頼性の検討、および⑤基準関連妥当性の検討を行った。信頼性の検討では、内的整合性を示す指標であるクロンバック α 係数を算出した。基準関連妥当性は、「野菜摂取のセルフエフィカシー」と「行動変容ステージ」、「認知的要因」、「属性」との関連性について調べた。ここで、行動変容ステージ、年齢、BMI以外の項目は、選択肢の内容および、度数分布の結果から、全て2群に分けた。はじめに、「野菜摂取のセルフエフィカシー」得点の分布について Kolmogorov-Smirnov の正規性の検定を実施し、正規性を確認した結果、全ての水準において正規分布とは認められなかったため ($p < 0.05$)、ノンパラメトリック検定を用いることとした。「行動変容ステージ」との検討には Kruskal-Wallis 検定およびその後の検定を用いて多重比較を行った。「認知的要因」、性別、婚姻状況、居住形態、調理頻度との検討には Mann-Whitney 検定、年齢、BMI との検討には Spearman の相関係数 (r_s) を用いた。なお、行動変容ステージとの妥当性の検討の前に、各ステージにおける野菜摂取量を調べた(5つのステージ: Kruskal-Wallis 検定、前実行期(「無関心期」「関心期」「準備期」と実行・維持期の2群: Mann-Whitney 検定)。

予測として、作成した尺度が妥当であれば、「野菜摂取のセルフエフィカシー」得点は行動変容ステージが高い

(維持期に近い)、また野菜摂取の認知的要因がある者で、より「野菜摂取のセルフエフィカシー」得点が高いと考えた。

なお、統計ソフトは IBM SPSS Statistics18 for Windows (SPSS 社) と Amos17.0 (SPSS 社) を使用し、両側検定、有意水準は5%とした。

Ⅲ. 結 果

1) 対象者について

年齢、BMI の中央値 (25% - 75% タイル値) は、35.5 (31.0 - 40.0) 歳、22.0 (20.8 - 24.6) kg/m^2 であった。婚姻状況は、既婚者129名 (58.4%)、未婚者91名 (41.2%)、欠損1名 (0.5%) で、居住形態は、同居154名 (69.7%)、一人暮らし62名 (28.1%)、欠損5名 (2.3%) であった。さらに、調理頻度は、する100名 (45.2%)、しない116名 (52.5%)、欠損5名 (2.3%) であった。

2) 野菜摂取のセルフエフィカシーの項目選定

1つの選択肢に50%以上の偏りがある項目はなかったため、19項目で以下の分析を実施した。

3) 探索的ならびに確証的因子分析

探索的因子分析の結果から、3つの因子が抽出された。しかし、因子Ⅰの1項目(「お腹が空いていない時」)は因子負荷量が0.4以下であり、因子Ⅱの2項目(「買おうと思った野菜の調理法がわからない時」「食べたい野菜料理がない時」)、因子Ⅲの1項目(「ゆっくり食べる時間がない時」)は二重負荷であったため削除し、因子Ⅰ6項目、因子Ⅱ6項目、因子Ⅲ3項目となった。各項目の内容から、各々の因子を「手間」、「環境」、「疲労」と命名した(表1)。

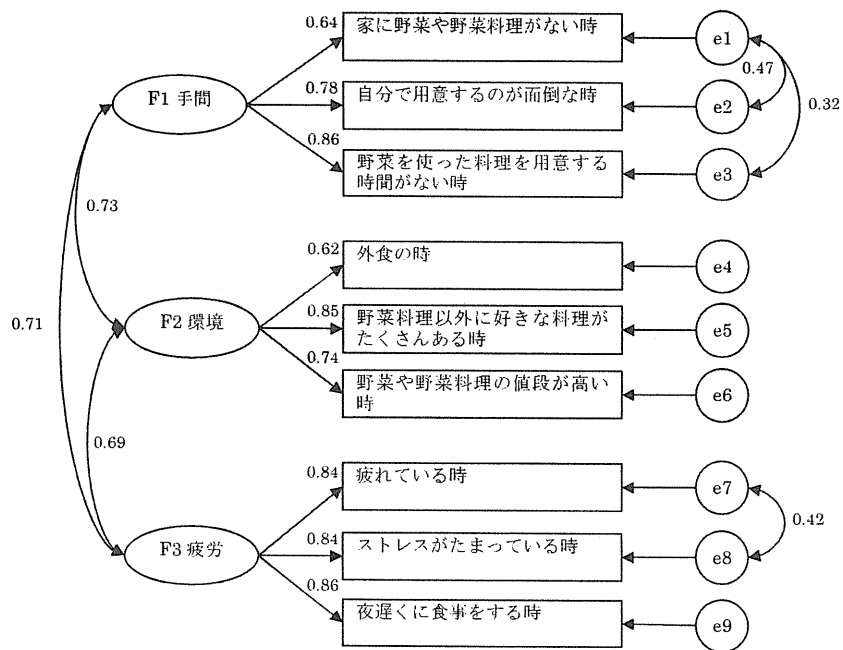
次に、因子モデルの適合度を確認するため、確証的因子分析を行った。最初に、探索的因子分析の結果を検討したところ、良好な適合度指標が得られなかった (GFI = 0.85, AGFI = 0.79, RMSEA = 0.10)。そこで、誤差相関と項目内容を確認しながら、項目を精選し、因子モデルを修正した。「家に野菜や野菜料理がない時」と「自分で用意するのが面倒な時」、「野菜を使った料理を用意する時間がない時」、および「疲れている時」と「ストレスがたまっている時」との間に誤差相関を設定したモデルで、良好な適合度指標の値を得た (GFI = 0.96, AGFI = 0.92, RMSEA = 0.07) (図1)。確証的因子分析を行った結果、6項目(「店に野菜を買いに行けない時」、「野菜を十分に使った食べ物が手に入らない時」、「欲しい野菜が手に入らない時」、「周りの人が野菜を食べない時」、「欲しい分量の野菜がない時」、「社交的な場(宴会など)

表1 「野菜摂取のセルフエフィカシー」尺度の探索的因子分析の結果

	因子		
	I	II	III
因子 I 手間			
家に野菜や野菜料理がない時*	1.03	-0.15	-0.10
店に野菜を買いに行けない時	0.87	-0.02	-0.05
自分で用意するのが面倒な時*	0.74	-0.04	0.12
野菜を使った料理を用意する時間がない時*	0.71	-0.05	0.20
野菜を十分に使った食べ物が手に入らない時	0.62	0.26	-0.06
欲しい野菜が手に入らない時	0.61	0.20	0.06
お腹が空いていない時	0.36	0.31	0.07
因子 II 環境			
周りの人が野菜を食べない時	-0.20	0.96	0.05
欲しい分量の野菜がない時	0.15	0.75	-0.08
社交的な場(宴会など)に参加した時	-0.16	0.73	0.16
野菜料理以外に好きな料理がたくさんある時*	0.13	0.63	0.06
外食の時*	-0.02	0.61	-0.02
野菜や野菜料理の値段が高い時*	0.18	0.57	0.00
買おうと思った野菜の調理法が分からない時	0.40	0.48	-0.11
食べたい野菜料理がない時	0.28	0.47	0.07
因子 III 疲労			
疲れている時*	-0.13	0.08	0.94
ストレスがたまっている時*	-0.07	0.21	0.79
夜遅くに食事をする時*	0.13	-0.06	0.79
ゆっくり食べる時間がない時	0.38	-0.14	0.61
説明された分散	51.60%	9.30%	6.80%
固有値	9.8	1.8	1.3

因子抽出法：最尤法 回転法：プロマックス回転

*は、確証的因子分析の結果、最終的に残った項目である。



GFI=0.96, AGFI=0.92, RMSEA=0.07

F: 潜在変数, e: 誤差変数

図1 「野菜摂取のセルフエフィカシー」尺度の確証的因子分析の結果

に参加した時))が削除され、最終的に、9項目が残った(「手間」:3項目,「環境」:3項目,「疲労」:3項目)。

4) 信頼性の検討

全9項目と各下位尺度について、クロンバック α 係数(内的整合性)を求め、尺度の信頼性を検討した。尺度全体では0.90,「手間」,「環境」,「疲労」ではそれぞれ0.87, 0.78, 0.91と、十分な信頼性が確認された。

項目の中央値(25%–75%タイル値)は、尺度全体では、30.0(23.0–37.0)点(最小9–最大54点), 手間では8.0(5.0–10.0)点(最小3–最大18点), 環境では11.0(8.0–14.0)点(最小3–最大18点), 疲労では12.0(8.0–15.0)点(最小3–最大18点)であった。

5) 基準関連妥当性の検討

a) 行動変容ステージによる「野菜摂取のセルフエフィカシー」得点の比較

行動変容ステージと野菜摂取のセルフエフィカシーとの検討の前に、ステージ別の野菜摂取量を調べた。行動

変容ステージの項目に回答しかつ食事調査に協力した者は、134名(男性118名,女性16名)だった。野菜摂取量はそれぞれ、無関心期の者(53名)は180.0(129.0–247.0)g, 関心期の者(19名)は207.0(183.0–237.5)g, 準備期の者(12名)は123.0(78.0–199.0)g, 実行期の者(19名)は188.0(125.0–295.5)g, 維持期の者(31名)は236.0(132.5–278.0)gだった。ステージ別の野菜摂取量を比較した結果、有意差がみられた(Kruskal-Wallis 検定: $\chi^2(4)=9.695, p=0.05$)が、準備期の摂取量が低かった。前実行期(無関心期・関心期・準備期)の者84名と実行・維持期の者50名の2群に分けて検討した結果、実行・維持期(232.5(146.0–283.0)g)の方が、前実行期(187.5(117.0–238.5)g)より野菜摂取量が多かった(Mann-Whitney 検定: $U=2,591.0, p=0.02$)。

行動変容ステージによって「野菜摂取のセルフエフィカシー」の合計得点を算出し、行動変容ステージと「野

表2 野菜摂取の行動変容ステージと「野菜摂取のセルフエフィカシー」尺度得点との比較
(中央値, 25%タイル値と75%タイル値)

	n (%)	得点 中央値 (25%–75%)	χ^2 値 (自由度 4)	p 値
野菜摂取の行動変容ステージ				
無関心期	84 (39.4)	27.0 (20.0–35.8) ^a	14.2	0.01
関心期	28 (13.1)	29.5 (24.3–37.0)		
準備期	18 (8.5)	29.5 (23.8–32.8)		
実行期	30 (14.1)	30.5 (24.8–36.0)		
維持期	53 (24.9)	34.0 (29.0–41.5) ^a		

Kruskal-Wallis 検定

同一のアルファベットの項目は、多重比較の結果、有意差がみられた。(a: $p=0.002$)

表3 野菜摂取の認知的要因と「野菜摂取のセルフエフィカシー」尺度得点との比較
(中央値, 25%タイル値と75%タイル値)

	n (%)	得点 中央値 (25%–75%)	Mann-Whitney の U	p 値
野菜摂取の知識*				
なし	170 (77.3)	29.3 (22.0–37.0)	4,999.0	0.06
あり	50 (22.7)	32.0 (28.0–37.8)		
野菜摂取の重要性 [†]				
まあまあある	49 (22.3)	23.0 (20.0–30.0)	6,045.0	<0.001
非常にある	171 (77.7)	32.0 (26.0–39.0)		
野菜摂取の自信 [‡]				
なし	96 (43.8)	28.0 (22.0–34.8)	4,618.5	0.01
あり	123 (56.2)	33.0 (25.0–39.0)		

Mann-Whitney 検定

* なし(全くない, あまりない), あり(まあまあある, 十分ある)

[†] まあまあある(全くそう思わない, あまりそう思わない, ややそう思う), 非常にある(非常にそう思う)

[‡] なし(非常にそう思う, ややそう思う), あり(あまりそう思わない, 全くそう思わない)

表4 属性と「野菜摂取のセルフエフィカシー」尺度得点との比較
(中央値, 25%タイル値と75%タイル値)

	n (%)	得点 中央値 (25%–75%)	Mann-Whitney の U	p 値
性別				
男性	194 (88.6)	30.0 (23.0–37.0)	2,471.5	0.88
女性	25 (11.4)	30.0 (25.5–34.5)		
婚姻状況				
既婚	129 (58.6)	30.0 (24.5–37.0)	5,400.5	0.31
未婚	91 (41.4)	29.0 (22.0–37.0)		
居住形態				
同居	154 (71.3)	30.0 (24.0–37.0)	4,706.5	0.87
一人暮らし	62 (28.7)	29.0 (22.0–37.5)		
調理頻度				
しない	116 (53.7)	29.0 (21.0–36.0)	6,786.0	0.03
する	100 (46.3)	32.5 (25.3–37.0)		

Mann-Whitney 検定

野菜摂取のセルフエフィカシー」の関連を検討した。表2の通り、行動変容ステージによって、「野菜摂取のセルフエフィカシー」の得点に違いがあった。多重比較の結果、維持期の者は、無関心期の者に比べて得点が高かった ($p=0.002$)。

b) 認知的要因による「野菜摂取のセルフエフィカシー」得点の比較

野菜摂取の認知的要因についても、同様に検討した結果、野菜摂取の重要性と自信によって「野菜摂取のセルフエフィカシー」得点に差がみられた(表3)。野菜摂取の重要性が「非常にある」と回答した者は、「まあまあある」と回答した者より得点が高かった。野菜摂取の自信がある者はない者より得点が高かった。野菜摂取の知識に関しては、有意差はみられなかったが、知識がある者はない者より得点が高い傾向がみられた。

c) 属性による「野菜摂取のセルフエフィカシー」得点の比較

属性についても、同様に検討した結果、性別、婚姻状況、居住形態では、「野菜摂取のセルフエフィカシー」得点に差はみられなかったが、調理頻度によって「野菜摂取のセルフエフィカシー」得点に差がみられ、調理をする者は、しない者より得点が高かった(表4)。また、年齢、BMIと「野菜摂取のセルフエフィカシー」得点との相関を調べた。その結果、年齢 ($rs=0.11$, $p=0.09$)、BMI ($rs=0.06$, $p=0.41$) とともに「野菜摂取のセルフエフィカシー」得点との関連性はみられなかった。

IV. 考 察

本研究では、誘惑場面ごとの野菜摂取のセルフエフィカシーを測定可能な「野菜摂取のセルフエフィカシー」尺度の作成を試みた。その結果、「野菜摂取のセルフエフィカシー」尺度は、「手間」「環境」「疲労」(各3項目ずつ)の3つの下位尺度で構成される計9項目の尺度となった。9項目のクロンバック α の値は0.90と高い値であり、信頼性が確認された。また、妥当性の検討においても、確認的因子分析による構成概念妥当性の検討及び基準関連妥当性の検討ともに妥当な結果が示された。

本研究では、「野菜摂取のセルフエフィカシー」を測定する項目として、19項目を作成し、調査を行ったが、探索的因子分析により4項目、確認的因子分析の結果から6項目が削除された。確認的因子分析により、構成概念妥当性の検討を行った結果、より少ない項目でも概念を捉えることができることが示された。項目数が減ったことにより、実際に活用しやすい尺度になったと考える。

本尺度の9項目のうち5項目(「自分で用意するのが面倒な時」「野菜を使った料理を用意する時間がない時」「外食の時」「疲れている時」「ストレスがたまっている時」)は、Lingら²³⁾やMainvilら²⁴⁾の尺度項目の内容と類似したものであり、本尺度を用いて野菜摂取のセルフエフィカシーを測定できると考える。上記以外の4項目は、海外の研究で用いられておらず、日本人特有の野菜摂取のセルフエフィカシーである可能性があるが、先行研究がないため、今後、日本人の野菜摂取のセルフエフィカシーに関する研究が期待される。

基準関連妥当性の検討では、行動変容ステージ、認知

的要因、属性との関連を調べた。その結果、概ね尺度の妥当性が確認された。まず、行動変容ステージとの関連では、ステージにより得点が異なり、無関心期より維持期の方が得点が高かった。さらに、統計的有意差はみられなかったが、無関心期から維持期へ段階的に「野菜摂取のセルフエフィカシー」得点が高くなっていった。これは、行動変容ステージが進んでいる者ほどセルフエフィカシーが高いという先行研究と一致しており¹⁶⁻²¹⁾、本研究の結果は妥当であると考えられる。しかし、本研究で行動変容ステージ別の野菜摂取量の検討を行った結果、実行・維持期の者は前実行期の者より摂取量が多かったが、5つのステージ別では準備期の摂取量が低く、行動変容ステージと野菜摂取量の関連はみられなかった。これは、対象者の偏り、認知と行動の違い、食事調査の妥当性などが関係していると考えられる。行動変容ステージと実際の食物や栄養素摂取量の関係は、別の研究として、今後検討する必要がある。

続いて、認知的要因との妥当性の検討では、重要性和自信がある者の方が得点が有意に高かった。重要性和自信は、Rollnick ら²⁹⁾ が提唱した行動変容の準備状態の要素であることから、この結果は妥当だと考える。

また、属性との関連については、調理頻度のみ有意な関連がみられた。自分で調理をする頻度が多い者は、スキルが身に付くため、野菜摂取のセルフエフィカシーが高かったと考える。一方で、性別や婚姻状況、居住形態との関連はみられなかった。海外の研究においては、男性より女性の方が野菜摂取のセルフエフィカシーが高いという先行研究があるが¹⁹⁾、婚姻状況や居住形態に関しては先行研究がない。今後の研究で、野菜摂取のセルフエフィカシーに関連する他の属性についても検討する必要がある。

本研究の限界として、自己記入式質問紙であったこと、他の信頼性の検討（再検査法等）を行っていないことがあげられる。また、対象者が、東京都内のある企業の従業員のみ、かつ男性に偏っていたため、異なる集団においても、作成した尺度が十分に適用できるかについて、更なる検討が必要である。

V. 結 論

本研究は、日本人成人を対象とした「野菜摂取のセルフエフィカシー」尺度を提案した。本尺度は、「手間」「環境」「疲労」(各3項目ずつ)の3つの下位尺度で構成される。計9項目と項目数が少ないこと、また、野菜摂取が少ない者がどの誘惑場面に弱いのかを評価すること

ができることから、栄養教育の実践・研究ともに活用できる尺度と考える。特に、実践の現場において、本尺度を用いることにより、誘惑場面に応じたアプローチが可能となり、さらに、野菜摂取のセルフエフィカシーの変化を、客観的に評価することができる。

今後は、様々な場で本尺度を活用することにより、より幅広い対象者に対する尺度の信頼性と妥当性が高まっていく。本尺度が日本人の野菜摂取のセルフエフィカシーに関する研究や栄養教育の場面で活用されることを期待する。

謝 辞

本研究は、平成21年度厚生労働科学研究費補助金（糖尿病戦略等研究事業）「生活習慣病対策における行動変容を効果的に促す食生活支援の手法に関する研究（主任研究者：武見ゆかり）」の一環として実施した。

利益相反

本研究は、利益相反に相当する事項はない。

文 献

- 1) 厚生労働省：平成20年国民健康・栄養調査の概要、<http://www.mhlw.go.jp/houdou/2009/11/dl/h1109-1b.pdf>, (2010年8月31日)
- 2) 財団法人 健康・体力づくり事業財団：健康日本21、<http://www.kenkounippon21.gr.jp/kenkounippon21/about/kakuron/index.html>, (2010年8月31日)
- 3) Danaei, G., Vander Hoorn, S., Lopez, A.D., et al.: Causes of cancer in the world: comparative risk assessment of nine behavioural and environmental risk factors, *Lancet*, **366**, 1784-1793 (2005)
- 4) Dauchet, L., Amouyel, P., Hercberg, S., et al.: Fruit and vegetable consumption and risk of coronary heart disease: a meta-analysis of cohort studies, *J. Nutr.*, **136**, 2588-2593 (2006)
- 5) He, F.J., Nowson, C.A. and MacGregor, G.A.: Fruit and vegetable consumption and stroke: meta-analysis of cohort studies, *Lancet*, **367**, 320-326 (2006)
- 6) Appel, L.J., Moore, T.J., Obarzanek, E., et al.: A clinical trial of the effects of dietary patterns on blood pressure. *N. Engl. J. Med.*, **336**, 1117-1124 (1997)
- 7) Sargeant, L.A., Khaw, K.T., Bingham, S., et al.: Fruit and vegetable intake and population glycosylated haemoglobin levels: The EPIC-Norfolk Study, *Eur. J. Clin. Nutr.*, **55**, 342-348 (2001)
- 8) Wakita Asano, A., Miyoshi, M., Arai, Y., et al.: Association between vegetable intake and dietary quality in Japanese adults: a secondary analysis from the National Health and Nutrition Survey, 2003, *J. Nutr. Sci. Vitaminol.*, **54**, 384-391 (2008)

- 9) Crawford, D., Ball, K., Mishra, G., et al.: Which food-related behaviours are associated with healthier intakes of fruits and vegetables among women?, *Public Health Nutr.*, **10**, 256–265 (2007)
- 10) Langenberg, P., Ballesteros, M., Feldman, R., et al.: Psychosocial factors and intervention-associated changes in those factors as correlates of change in fruit and vegetable consumption in the Maryland WIC 5 A Day Promotion Program, *Ann. Behav. Med.*, **22**, 307–315 (2000)
- 11) Fuemmeler, B.F., Mâsse, L.C., Yaroch, A.L., et al.: Psychosocial mediation of fruit and vegetable consumption in the body and soul effectiveness trial, *Health Psychol.*, **25**, 474–483 (2006)
- 12) Luszczynska, A. and Cieslak, R.: Mediated effects of social support for healthy nutrition: fruit and vegetable intake across 8 months after myocardial infarction, *Behav. Med.*, **35**, 30–38 (2009)
- 13) Bandura, A.: Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral change, *Psychol. Rev.*, **84**, 191–215 (1977)
- 14) Kellar, I. and Abraham, C.: Randomized controlled trial of a brief research-based intervention promoting fruit and vegetable consumption, *Br. J. Health Psychol.*, **10**, 543–558 (2005)
- 15) Brug, J., Lechner, L. and De Vries, H.: Psychosocial determinants of fruit and vegetable consumption, *Appetite*, **25**, 285–296 (1995)
- 16) Van Duyn, M.A., Kristal, A.R., Dodd, K., et al.: Association of awareness, intrapersonal and interpersonal factors, and stage of dietary change with fruit and vegetable consumption: a national survey, *Am. J. Health Promot.*, **16**, 69–78 (2001)
- 17) Campbell, M.K., Symons, M., Demark-Wahnefried, W., et al.: Stages of change and psychosocial correlates of fruit and vegetable consumption among rural African-American church members, *Am. J. Health Promot.*, **12**, 185–191 (1998)
- 18) Ma, J., Betts, N.M., Horacek, T., et al.: The importance of decisional balance and self-efficacy in relation to stages of change for fruit and vegetable intakes by young adults, *Am. J. Health Promot.*, **16**, 157–166 (2002)
- 19) Horacek, T.M., White, A., Betts, N.M., et al.: Self-efficacy, perceived benefits, and weight satisfaction discriminate among stages of change for fruit and vegetable intakes for young men and women, *J. Am. Diet. Assoc.*, **102**, 1466–1470 (2002)
- 20) Henry, H., Reimer, K., Smith, C., et al.: Associations of decisional balance, processes of change, and self-efficacy with stages of change for increased fruit and vegetable intake among low-income, African-American mothers, *J. Am. Diet. Assoc.*, **106**, 841–849 (2006)
- 21) Resnicow, K., McCarty, F. and Baranowski, T.: Are pre-contemplators less likely to change their dietary behavior? A prospective analysis, *Health Educ. Res.*, **18**, 693–705 (2003)
- 22) Campbell, M.K., McLerran, D., Turner-McGrievy, G., et al.: Mediation of adult fruit and vegetable consumption in the National 5 A Day for Better Health community studies, *Ann. Behav. Med.*, **35**, 49–60 (2008)
- 23) Ling, A.M.C. and Horwath, C.: Self-efficacy and consumption of fruit and vegetables: Validation of a summated scale, *Am. J. Health Promot.*, **13**, 290–298 (1999)
- 24) Mainvil, L.A., Lawson, R., Horwath, C.C., et al.: Validated scales to assess adult self-efficacy to eat fruits and vegetables, *Am. J. Health Promot.*, **23**, 210–217 (2009)
- 25) 第一出版編集部：厚生労働省・農林水産省決定 食事バランスガイド—フードガイド（仮称）検討会報告書，（1995）第一出版，東京
- 26) 島井哲志，赤松利恵，大竹恵子，他：食行動の自己効力感尺度の作成—日本版過食状況効力感尺度（KC-SAM）および日本版抑制状況効力感尺度（KC-DEM）の妥当性と信頼性。神戸女学院大学論集，**47**, 131–139 (2000)
- 27) Clark, M.M., Abrams, D.B., Niaura, R.S., et al.: Self-efficacy in weight management, *J. Consult. Clin. Psychol.*, **59**, 739–744 (1991)
- 28) Prochaska, J.O. and Velicer, W.F.: The transtheoretical model of health behavior change, *Am. J. Health Promot.*, **12**, 38–48 (1997)
- 29) Rollnick, S., Mason, P. and Butler, C.: Health Behavior Change: A Guide for Practitioners/地域医療振興協会公衆衛生委員会 PMPC 研究グループ訳，健康のための行動変容—保健医療従事者のためのガイド，pp. 53–57 (2001) 法研，東京

（受付：平成22年8月31日，受理：平成22年12月21日）

Development of a “Vegetable Intake Self-Efficacy” Scale for Adults

Kumiko Yamamoto^{*1}, Rie Akamatsu^{*1}, Yuki Tamaura^{*2,*3} and Yukari Takemi^{*4}

^{*1}Graduate School of Humanities and Sciences, Ochanomizu University

^{*2}National Hospital Organization Zentsuji National Hospital

^{*3}Ex-Graduate School of Humanities and Sciences, Ochanomizu University

^{*4}Kagawa Nutrition University

ABSTRACT

Objective: To examine the reliability and validity of the “Vegetable Intake Self-Efficacy” scale, a measure of self-efficacy for vegetable intake in adults.

Methods: Self-report questionnaires were administered to a cross-sectional sample of 317 adults employed at a Tokyo transportation company during February 2009. We examined the reliability of the “Vegetable Intake Self-Efficacy” scale on the basis of internal consistency (Cronbach’s *alpha* coefficient) and analyzed its validity in terms of the relationships among the behavioral stages and cognitive factors related to vegetable intake and demographic characteristics of participants.

Results: The surveys were completed by 221 adults (response rate: 69.7%). Exploratory factor analysis revealed that “time and effort”-, “environment”-, and “fatigue”-related factors contributed to vegetable intake. Results of the confirmatory factor analysis showed that each of the 3 factors included 3 items from the 9-item “Vegetable Intake Self-Efficacy” scale (Goodness-of-Fit index (GFI) = 0.96, adjusted GFI = 0.92, root mean square error of approximation = 0.07). The reliability (Cronbach’s *alpha* coefficient) (all items = 0.90, “time and effort” = 0.87, “environment” = 0.78, “fatigue” = 0.91) and validity of the scale were confirmed (i.e., adults at the maintenance stage showed higher efficacy scores than did those at the pre-contemplation stage [$p < 0.01$]).

Conclusions: This study developed a “Vegetable Intake Self-Efficacy” scale to measure self-efficacy for vegetable intake in difficult situations and confirmed its reliability and validity in adults.

Jpn. J. Nutr. Diet., **69** (1) 20~28 (2011)

Key words: scale, vegetables, self-efficacy, adult

活動レポート

職域における通信による飲酒行動変容プログラムの長期効果

足達 淑子 田中みのり 高梨 愛子
渡邊ちさと 小林 和弘 武見ゆかり

公 衆 衛 生

第76巻 第3号 別刷

2012年3月15日 発行

医学書院

職域における通信による飲酒行動 変容プログラムの長期効果

足達 淑子¹⁾ 田中 みのり²⁾ 高梨 愛子³⁾
渡邊 ちさと⁴⁾ 小林 和弘⁵⁾ 武見 ゆかり⁶⁾

はじめに

アルコール関連問題は、健康被害と社会・経済への悪影響の両面から、公衆衛生上の重要課題である¹⁾。WHO(世界保健機関)は、アルコールの害は早死や種々の障害における世界第3位の危険因子と指摘した²⁾。日本では、多量飲酒者は男性の10~13%、女性の3~6%と、問題飲酒者は654万人、有害使用は218万人、依存症は80万人、死亡は3万5千人と推計されている¹⁾。健康日本21の中間評価では、多量飲酒者、適正飲酒の知識保有の比率は改善が認められず³⁾、一般成人に対する一次予防対策は不十分である。

1980年以降、欧米では飲酒行動修正の介入研究が積極的になされ、短期行動カウンセリング(以下、短期介入)の1年後までの効果が確認されている^{4,5)}。本法は15分以内の行動変容面接であるが、禁煙とは異なり、効果が期待できるのは複数回の介入とされる。米国では短期介入はすでに一般医や対象者への普及段階にあるが、日本では本格的な介入研究⁶⁾が緒についたばかりで、指導者訓練や臨床現場への導入など課題が多い。一方、情報提供のみでも効果があるとの報告⁴⁻⁶⁾もあり、節酒希望者も相当数存在すると予想されることから、適正飲酒知識の普及と節酒希望者への効果的な教育法の開発が急がれる。

本研究ではこれらの背景を踏まえ、これまで減

量⁷⁾と睡眠改善⁸⁾で長期効果が確認されている簡素な行動変容法を、職場の飲酒コントロール希望者に用いて6か月後まで追跡し、飲酒量と飲酒習慣行動の変化を検討した。その方法とは、飲酒関連行動の自己評価と標的行動の特定および行動記録からなる行動療法であった⁹⁾。

対象と方法

対象は平成20・21年度に札幌市共済組合が行った全職員(男性10,182名、女性3,712名)対象の生活習慣改善プログラムに応募した4,219名のうち、飲酒コースを選んだ208名(男性156名、女性52名)であった。そのうち質問票提出者は終了時が167名、6か月後が113名であった。質問票からアルコール量が把握できた者は、開始時203名、終了時162名、6か月後108名で、3時点すべての値が得られた者は103名であった。

参加希望者は、募集用パンフレット内の複数習慣から飲酒コースを選び、上段の飲酒習慣(以下、飲酒関連行動)を自己評価した後に、下段の実践例中から実行する項目を選択して応募用紙(図1)として提出した。その後、送付された記録用紙に4週間その目標行動の実行状況を○×△の3段階で記録し、4週後に終了時の質問票と一緒に提出した。終了者には記念品を配り、その6か月後に追跡アンケート調査を通信で実施した。

飲酒の評価指標は、飲酒日の平均的飲酒量(以

1) あだち よしこ：あだち健康行動学研究所、財)日本予防医学協会
連絡先：☎818-0118 福岡県太宰府市石坂3-29-11 あだち健康行動学研究所


2) たなか みのり：あだち健康行動学研究所

3) たかなし あいこ：札幌市白石区役所

4) わたなべ ちさと：札幌市豊平区役所

5) こばやしかずひろ：札幌市職員共済組合


6) たけみ ゆかり：女子栄養大学

 習慣チェックをします

当てはまるものを○で囲み、得点を出します。 記入日 年 月 日


外で1人で飲む	あまりない	時々ある	よくある
お酒の誘いを断れる	断れる	相手による	断れない
お酒を飲む頻度は	週3~4日	週5~6日	毎日
外で飲む頻度は	週1~2回	週3~4日	週5~6日
自分から誘う	あまりない	時々ある	よくある
やめようと思うが意志に反してつい飲んでしまう	あまりない	時々ある	よくある
飲む時にはつまみを	適度に食べる	食べ過ぎる	あまり食べない
よく眠るために飲む	あまりない	時々ある	よくある
休日の前は飲みすぎ	あまりない	時々ある	よくある
翌日にお酒が残る	あまりない	時々ある	よくある
気晴らしに飲む	あまりない	時々ある	よくある
肝機能検査で	異常はない	軽度異常	節酒を指導されている

合計 () 点 = 3点 × () 個 + 2点 × () 個 + 1点 × () 個

 評価

★★★ 29点以上・・・肝機能に異常がなければ飲み方はまあまあ。酒量を上手にコントロール。
 ★★ 28~23点・・・少しの工夫で上手な飲み方ができます。改善ポイントをみつけましょう。
 ★ 22点以下・・・プログラムで大きな効果が期待できます。できることからスタート。

*健康上気になることがありますか ある () ない
 *お酒が減ればどんな効果が得られると思いますか ()
 *1回の平均的な飲酒量は
 ・ビール(大・中 本) ・日本酒(合) ・ウイスキー(S・W 杯)
 ・焼酎(杯) ・ワイン(カップ 杯) ・その他()

 目標を選びます

◆ 3つ以内(自由作成も可) ◆ 少し努力して8割くらいできるもの

<input type="checkbox"/> 本当に飲みたい日だけ飲む	<input type="checkbox"/> 12時までに帰る
<input type="checkbox"/> 誘われたら予定があるなど上手に断る	<input type="checkbox"/> はしご酒をしない
<input type="checkbox"/> 飲まなかった日の酒代を貯金	<input type="checkbox"/> ビール・日本酒などつがれるお酒は避ける
<input type="checkbox"/> 自分から誘わない	<input type="checkbox"/> 適度に食べながら飲む
<input type="checkbox"/> お茶や水を置いて併せて飲む	<input type="checkbox"/> 休日の予定を決めておく(休日前に飲みすぎの人)
<input type="checkbox"/> まず水や発泡水で渴きを癒す	<input type="checkbox"/> 飲まない日に行うことを決める
<input type="checkbox"/> 1回の酒量を現在の8割位にする	<input type="checkbox"/> 自由作成()
<input type="checkbox"/> 休肝日を週()日にする	

図1 応募用紙

下, 1日飲酒量), 週あたり飲酒日数(以下, 1週飲酒日数)と, 週あたりの平均飲酒量(以下, 1週飲酒量), 多量飲酒者(純アルコール量 ≥ 60 g)と適正飲酒者(純アルコール量 ≤ 20 g)の比率であった。飲酒量はアルコール飲料の種類とその量の質問に対する回答から, 純アルコール量を算出した。1週飲酒日数は飲酒頻度の3カテゴリーから

1週間に3~4日は35日, 5~6日は5.5日, 毎日7日とした。1週飲酒量は, 飲酒日数が得られた98名(男性79名, 女性19名)につき1日飲酒量に1週飲酒日数を乗じて算出した。これら5指標を3時点の数値が得られた103名について男女別に二元配置の分散分析を用いて検討した。さらに終了者のうち追跡調査に応じた113名(以下,