

関連を検討した。年齢, BMIについてはKruskal-Wallis検定を用い, その他の項目は χ^2 検定を用いた。多重比較ではBonferroniの補正によるMann-WhitneyのU検定及び χ^2 検定を用いた ($p < 0.0167 = 0.05/3$)。解析にはSPSS 18.0 ver. for Windowsを使用し, 有意水準は5%とした。

Ⅲ 結 果

1. 対象者の基本属性

対象者の平均年齢 (標準偏差) は44.7 (9.5) 歳, 平均BMI (標準偏差) は23.9 (3.1) kg/m²であった。婚姻は, 既婚者414名 (79.9%), 未婚者101名 (19.5%) であった (欠損3名, 0.6%)。居住形態は, 同居312名 (60.2%), 一人暮らし82名 (15.8%) であった (欠損124名, 23.9%)。さらに, 既往歴の有無は, 「なし」と回答した者が185名 (35.7%), 「あり」と回答した者が305名 (58.9%) であった (欠損28名, 5.4%)。

2. セルフエフィカシーの下位尺度の得点とクラスター

各セルフエフィカシーの下位尺度の平均値 (標準偏差) は, 報酬: 4.6 (1.1) 点, 否定的感情4.6 (1.1) 点, 空腹: 2.3 (1.1) 点, リラッ

クス4.2 (1.1) 点, 入手可能3.2 (1.1) 点, 社会的圧力3.4 (1.0) 点であった。

6つのセルフエフィカシーの下位尺度得点を用いて, 対象者をクラスター分析した結果, 3つのクラスターが得られた。3つのクラスターは各セルフエフィカシーの下位尺度の全体平均得点と比較し, 全てが低いクラスター, 全てが高いクラスター, 平均点に近似しているクラスターであったことから, それぞれ低群, 高群, 平均群とした。各クラスターの人数は, それぞれ147名 (28.3%), 135名 (26.1%), 236名 (45.6%) であった (図1)。

3. クラスターごとの特徴

クラスターごとの属性を検討した結果, BMIと既往歴で統計的有意差がみられた (各々 $p = 0.001$, $p = 0.009$)。BMIと既往歴で群によって違いがあり, 多重比較の結果, 低群のBMIの方が, 平均群 ($p = 0.004$), 高群 ($p < 0.001$) のBMIより高く, 既往歴が「ある」と回答した者は, 低群の方が, 高群より多かった ($p = 0.003$) (表1)。

クラスターごとの生活習慣を検討した結果, 間食 ($p < 0.001$), 就寝前2時間以内の食事 ($p = 0.002$), 運動習慣 ($p = 0.047$), ストレス ($p = 0.002$) において統計的有意差がみら

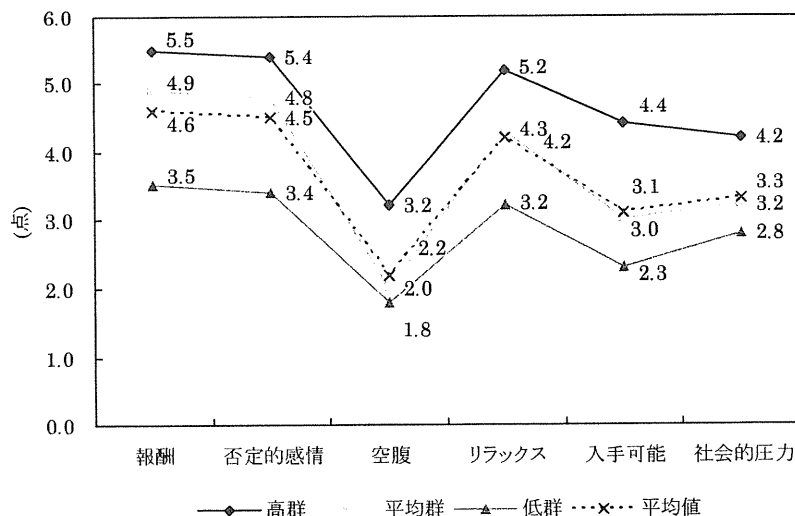


図1 セルフエフィカシー得点によるクラスター

表1 クラスターごとの属性の特徴

	低 群	平均 群	高 群	χ^2 値 (自由度)	p 値
年齢 ¹⁾ (n = 518)	45.0(40.0, 49.3)	45.0(39.3, 53.0)	45.0(37.8, 53.0)	0.4(2)	0.813
BMI ¹⁾ (n = 510)	24.5(22.9, 26.7) ^a	23.5(22.0, 25.2) ^b	22.7(20.7, 24.7) ^b	28.2(2)	<0.001
婚姻 ²⁾ (n = 515)				2.3(2)	0.314
既婚	118(80.3)	193(82.8)	103(76.3)		
未婚	29(19.7)	40(17.2)	32(23.7)		
居住形態 ²⁾ (n = 394)				0.8(2)	0.677
同居	80(76.2)	147(80.3)	85(80.2)		
一人暮らし	25(23.8)	36(19.7)	21(19.8)		
既往歴 ²⁾ (n = 490)				9.2(2)	0.009
なし	38(27.7)	89(39.6)	58(45.3)		
あり	99(72.3) ^a	136(60.4)	70(54.7) ^b		

¹⁾Median (25%タイル値, 75%タイル値), Kruskal-Wallisの検定, ²⁾n (%), χ^2 検定

^{a,b}異なるアルファベットはBonferroniの修正を行ったMann-WhitneyのU検定, χ^2 検定で有意差があることを示す ($p < 0.0167 = 0.05/3$)

れた。間食を「ほとんどしない」と回答した者は、低群の方が平均群 ($p=0.001$)、高群 ($p < 0.001$) より少なく、就寝前2時間以内の食事を「ほとんど食べない」と回答した者は、低群の方が平均群 ($p=0.005$)、高群 ($p=0.001$) より少なかった。また、運動習慣が「ある」と回答した者は、低群の方が高群より少なかった ($p=0.016$)。さらに、ストレスが「ある」と回答した者は、低群の方が平均群 ($p=0.001$)、高群 ($p < 0.001$) より多かった (表2)。

最後に、クラスターと対策の行動変容ステージについて検討した結果、統計的有意差がみられた ($p=0.001$)。多重比較の結果、低群と高群の間で有意差がみられ ($p < 0.001$)、低群では維持期の割合が少なかった。しかしながら、前熟考期は各群とも30~40%を占めていた (表3)。

IV 考 察

本研究では、体重管理の誘惑場面のセルフエフィカシーによって対象者の成人男性をクラス

ターに分け、クラスターごとの対象者の属性、生活習慣、体重管理の対策の行動変容ステージの特徴を検討した。その結果、セルフエフィカシーは3つのクラスターに分けられ、セルフエフィカシーのクラスターと、BMI、生活習慣のうち間食、就寝前2時間以内の食事、運動習慣、ストレス、および体重管理の対策の行動変容ステージと関連性が確認された。

まず、セルフエフィカシーの下位尺度得点を用いて、対象者のクラスター分析を行ったところ高群、平均群、低群の3つのクラスターが得られた。この結果から、クラスター分析を行ったものの、体重管理のセルフエフィカシーは全ての誘惑場面でセルフエフィカシーが高い者、平均的な者、低い者の3タイプに分けられることが示された。しかし、この結果は、どれかに偏ったセルフエフィカシーを持つということではなく、全ての誘惑場面でセルフエフィカシーが高いことが重要であることを示唆する。実際に体重管理プログラムにおいてセルフエフィカシーの全下位尺度で改善がみられた者で、体重

表2 クラスターごとの生活習慣の特徴

	低 群	平均群	高 群	χ^2 値(自由度)	p 値
朝食 (n = 518)				5.1 (6)	0.532
ほとんど食べない	19 (12.9)	35 (14.8)	18 (13.3)		
週 2 ~ 3 回	10 (6.8)	6 (2.5)	7 (5.2)		
週 4 ~ 5 回	13 (8.8)	16 (6.8)	9 (6.7)		
ほぼ毎日	105 (71.4)	179 (75.8)	101 (74.8)		
外食 (n = 518)				5.0 (4)	0.290
ほとんどしない	34 (23.1)	61 (25.8)	41 (30.4)		
週 2 ~ 6 回	56 (38.1)	103 (43.6)	56 (41.5)		
毎日 1 回以上	57 (38.8)	72 (30.6)	38 (28.1)		
間食 (n = 518)				36.6 (4)	<0.001
ほとんどしない	0 (40.8) ^a	140 (59.3) ^b	101 (74.8) ^c		
週 2 ~ 6 回	62 (42.2)	75 (31.8)	29 (21.5)		
毎日 1 回以上	25 (17.0)	21 (8.9)	5 (3.7)		
お酒 (n = 517)				11.4 (6)	0.076
ほとんど飲まない	33 (22.6)	61 (25.8)	33 (24.4)		
週 1 ~ 2 回	42 (28.8)	62 (26.3)	31 (23.0)		
週 3 ~ 6 回	38 (26.0)	45 (19.1)	20 (14.8)		
毎日	33 (22.6)	68 (28.8)	51 (37.8)		
食事バランス (n = 517)				2.8 (6)	0.839
ほとんど食べない	6 (4.1)	7 (3.0)	5 (3.7)		
週 3 ~ 6 食	26 (17.7)	37 (15.7)	24 (17.9)		
毎日 1 食	57 (38.8)	102 (43.2)	47 (35.1)		
ほぼ毎食	58 (39.5)	90 (38.1)	58 (43.3)		
就寝前 2 時間以内の食事 (n = 517)				20.9 (6)	0.002
ほとんどしない	21 (14.4) ^a	58 (24.6) ^b	42 (31.1) ^b		
週 1 ~ 2 回	49 (33.6)	82 (34.7)	41 (30.4)		
週 3 ~ 5 回	39 (26.7)	66 (28.0)	37 (27.4)		
ほぼ毎日	37 (25.3)	30 (12.7)	15 (11.1)		
食べる速さ (n = 518)				5.9 (4)	0.207
遅い	17 (11.6)	21 (8.9)	20 (14.8)		
普通	45 (30.6)	83 (35.2)	52 (38.5)		
速い	85 (57.8)	132 (55.9)	63 (46.7)		
タバコ (n = 518)				6.2 (4)	0.186
吸ったことがない	68 (46.3)	87 (36.9)	51 (37.8)		
禁煙した	54 (36.7)	92 (39.0)	47 (34.8)		
喫煙している	25 (17.0)	57 (24.2)	37 (27.4)		
運動習慣 (n = 518)				6.1 (2)	0.047
なし	112 (76.2)	169 (71.6)	85 (63.0)		
あり	35 (23.8) ^a	67 (28.4)	50 (37.0) ^b		
睡眠・休養 (n = 518)				4.9 (2)	0.086
十分にとれている	61 (41.5)	125 (53.0)	68 (50.4)		
十分にとれていない	86 (58.5)	111 (47.0)	67 (49.6)		
体重管理の知識 (n = 515)				3.8 (2)	0.151
なし	63 (42.9)	104 (44.4)	46 (34.3)		
あり	84 (57.1)	130 (55.6)	88 (65.7)		
ストレス (n = 516)				12.3 (2)	0.002
なし	17 (11.6)	62 (26.5)	31 (23.0)		
あり	130 (88.4) ^a	172 (73.5) ^b	104 (77.0) ^b		

n (%), χ^2 検定^{a,b}異なるアルファベットはBonferroniの修正を行った χ^2 検定で有意差があることを示す ($p < 0.0167 = 0.05 / 3$)

表3 クラスタごとの行動変容ステージ

行動変容ステージ	低群 ^a	平均群	高群 ^b	χ^2 値(自由度)	p 値
前熟考期 (n = 194)	53 (36.3)	84 (35.6)	57 (42.2)	27.4 (8)	0.001
熟考期 (n = 90)	38 (26.0)	39 (16.5)	13 (9.6)		
準備期 (n = 79)	27 (18.5)	37 (15.7)	15 (11.1)		
実行期 (n = 73)	15 (10.3)	40 (16.9)	18 (13.3)		
維持期 (n = 81)	13 (8.9)	36 (15.3)	32 (23.7)		

n (%), χ^2 検定

^{a,b}異なるアルファベットはBonferroniの修正を行った χ^2 検定で有意差があることを示す (p<0.0167=0.05/3)

が減少することの報告もある¹⁴⁾

次にセルフエフィカシーと属性の関連では、セルフエフィカシーが低い群ほど、BMIが高く、既往歴のある者が多いことが示された。肥満者と非肥満者のセルフエフィカシーを比較すると、全得点、各セルフエフィカシーの下位尺度得点ともに、肥満者の方が有意に低いことが報告されていることから¹⁵⁾、本研究の結果は先行研究と一致する。また、肥満者には心疾患や糖尿病を罹患する者が多いことから¹⁶⁾、BMIが高いセルフエフィカシーの低い群で、既往歴のある者が多かったことは妥当な結果だと言える。

続いてセルフエフィカシーと生活習慣の関連では、セルフエフィカシーが低い群は、間食や就寝前2時間以内の食事の頻度が高く、運動習慣のあるものが少なかった。また、セルフエフィカシーが低い群には、ストレスを感じている者が多かった。よって、セルフエフィカシーが低い者は生活習慣、健康状態が好ましくないことが予測される。セルフエフィカシーを高めることは健康的な生活習慣を身につけるために有効である¹⁷⁾。

誘惑場面はセルフエフィカシーと相反する関係にあるといわれていることから¹⁸⁾、具体的に体重管理のセルフエフィカシーを高める方法として、体重管理の誘惑場面についてあげられる¹⁹⁾。たとえば、各下位尺度を評価し、低い得点を示す誘惑場面でのセルフエフィカシーを高

めるプログラムが提案される。「リラックス」が低い者に対しては、テレビを見たり、読書をするようなリラックスした状況には食べ物を近くにおかないようにしたり、「社会的圧力」が低い者に対しては、食べるよう勧められた時に断るスキルを身につけてもらうプログラムが提案できる。今後、わが国においてもセルフエフィカシーに焦点を当てた生活習慣改善指導の内容を具体化していく必要がある。

本研究ではセルフエフィカシーと行動変容ステージの関連も検討した。その結果、セルフエフィカシーが低い群では維持期が少なく、セルフエフィカシーが高い群では維持期が多く妥当な結果が示された。しかし一方で、前熟考期はセルフエフィカシーが高い群にも多いことが示された。これは、前熟考期の者に誘惑場面を誘惑ととらえられておらず、実際に対策を講じていない者が含まれていたからであろう。喫煙に関する先行研究²⁰⁾において、前熟考期にはいくつかのサブタイプがあることが報告されている。この先行研究では対象者を禁煙のセルフエフィカシー得点と禁煙の意思決定バランスのメリットおよびデメリットの得点によって4つのクラスターに分類した。意思決定バランスは行動を行うメリット (Pros) とデメリット (Cons) のバランスを指す¹¹⁾。行動の変容ステージに影響を及ぼす制御可能な要因の1つとされる¹¹⁾。4つのクラスターはセルフエフィカシー得点と意思決定バランス得点の両方が高い「進行的な

群 (progressive)], 両方が低い「やる気がなく悲観的な群 (disengaged pessimistic)], セルフエフィカシーのみが高い「やる気がなく楽観的な群 (disengaged optimistic)], 意思決定バランスのメリットのみが高い「動機づけなし群 (immotive)』であった。本研究で示された前熟考期のセルフエフィカシーの高い群は、「やる気がなく楽観的な群 (disengaged optimistic)』にあてはまると考える。すなわち、セルフエフィカシーは高いが意思決定バランスのメリットが低い人たちであり、誘惑場面においても自信があるが、体重管理の重要性を感じていないため前熟考期にいる人たちであると考えられる。本研究では、意思決定バランスの評価を行っていないため、さらなる検討はここではできない。前熟考期に含まれるサブタイプについては今後の検討課題である。

最後に本研究にはいくつかの限界がある。まず、自己申告による横断研究であったことがあげられる。そのため、因果関係は明らかにできていない。次に、評価しなかった対象者の現病歴および痛み等の自覚症状、服薬状況、社会経済的地位、地域、勤務形態等が交絡因子の可能性であることも考えられる。さらに、本研究ではデスクワーク中心のIT企業1社の健康保険組合員のみを対象としていたことがあげられる。また、本研究では男性のみを対象としているため、一般化可能性には限界がある。今後は女性を含めた異なる集団において、検討する必要がある。

以上のような限界があるものの、本研究では体重管理の誘惑場面のセルフエフィカシーの下位尺度の得点別でクラスターに分類し、その特徴を示した。その結果、セルフエフィカシーが全体的に高い方が、健康的な生活習慣をとれていることが示された。セルフエフィカシーを評価し、保健医療従事者の個々に応じた助言の実施が期待される。

V おわりに

本研究では、成人男性を対象に、セルフエフィカシーの下位尺度得点を用いてクラスター分析を行い、クラスターごとの属性、生活習慣、体重管理の誘惑場面の対策行動の変容ステージとの関連を検討した。その結果、高群、平均群、低群の3つのセルフエフィカシーのクラスターが得られた。各クラスターとその他の項目の関連性を検討したところ、属性との関連では、低群においてBMIが高く、既往歴がある者が多かった。生活習慣との関連では、低群において間食と就寝2時間前の食事の頻度が高く、運動習慣のない者、ストレスのある者が多かった。体重管理の誘惑場面の対策行動の変容ステージとの関連では、高群に維持期の者が多かった。このことから、体重管理のセルフエフィカシーが高いことは、望ましい生活習慣、健康状態に関連すると示唆された。これらの結果を踏まえ、今後はセルフエフィカシーを高めるために講じる具体的な方法を検討していく必要がある。

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。

文 献

- 1) 健康・栄養情報研究会編。国民健康・栄養の現状—平成19年厚生労働省国民健康・栄養調査より—。東京:第一出版, 2010: 54-55.
- 2) 厚生労働省健康局。標準的な健診・保健指導プログラム(確定版) 2007。
<http://www.mhlw.go.jp/bunya/shakaihosho/iryouseido01/info03a.html> (2010年6月7日にアクセス)
- 3) Strecher VJ, DeVellis BM, Becker MH, et al. The

- role of self-efficacy in achieving health behavior change. *Health Educ.* 1987; 13: 73-92.
- 4) Elfhag K, Rössner S. Who succeeds in maintaining weight loss? A conceptual review of factors associated with weight loss maintenance and weight regain. *Obes Rev.* 2005; 6: 67-85.
- 5) Bandura A. Self-efficacy: toward a unifying theory of behavioral change. *Psychol Rev.* 1977; 84: 191-215.
- 6) Stanton AL, Garcia ME, Green SB. Development and validation of the situational appetite measures. *Addict Behav.* 1990; 15: 461-472.
- 7) 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. 2000 ; 47 : 131-139.
- 8) Clark MM, Abrams DB, Niaura RS, et al. Self-efficacy in weight management. *J Consult Clin Psychol.* 1991; 59: 739-744.
- 9) Bas M, Donmez S. Self-efficacy and restrained eating in relation to weight loss among overweight men and women in Turkey. *Appetite.* 2008; 52: 209-16.
- 10) Rimal RN. Closing the knowledge-behavior gap in health promotion: the mediating role of self-efficacy. *Health Commun.* 2000; 12: 219-237.
- 11) Prochaska JO, Velicer WF. The transtheoretical model of health behavior change. *Am J Health Prom.* 1997; 12: 38-48.
- 12) WHO expert consultation. Appropriate body-mass index for Asian Populations and its implications for policy and intervention strategies. *Lancet.* 2004; 363: 157-163.
- 13) 松澤祐次, 他. 日本肥満学会肥満症診断基準検討委員会: 新しい肥満の判定と肥満症の診断基準. 肥満研究. 2000 ; 6 : 18-28.
- 14) Warziski MT, Sereika SM, Styn MA, et al. Changes in self-efficacy and dietary adherence: the impact on weight loss in the PREFER study. *J Behav Med.* 2008; 31: 81-92.
- 15) Richman RM, Loughnan GT, Droulers AM, et al. Self-efficacy in relation to eating behaviour among obese and non-obese women. *Int J Obes.* 2001; 25: 907-913.
- 16) Tsugane S, Sasaki S, Tsubono Y. Under- and overweight impact on mortality among middle-aged Japanese men and women: a 10-y follow-up of JPHC study cohort I. *Int J Obes Relat Metab Disord.* 2002; 26: 529-537.
- 17) Maibach E, Flora AJ, Nass C. Changes in self-efficacy and health behavior in response to a minimal contact community health campaign. *Health Commun.* 1991; 3: 1-15.
- 18) Velicer W, Diclemente CC, Rossi JS et al. Relapse situations and self-efficacy: an integrative model. *Addict Behav.* 1990; 15, 271-283.
- 19) 玉浦有紀, 赤松利恵, 武見ゆかり. 体重管理における誘惑場面の対策尺度の作成. 栄養学雑誌. 2010 ; 68 : 87-94.
- 20) Schorr GS, Schmidt CO, Baumeister SE, et al. Does precontemplation represent a homogeneous stage category? A latent class analysis on German smokers. *J Consult Clin Psychol.* 2008; 76: 840-851.
- (受付 2010. 7. 16 ; 受理 2010. 12. 28)

Weight control self-efficacy among adult men: A cluster analytic approach

Marie MIZOSHITA^{*1}, Rie AKAMATSU^{*1},
Yuki TAMAURA^{*2, *3}, and Yukari TAKEMI^{*4}

Objective: To examine the demographic characteristics, lifestyle and stage of coping behavior of each cluster classified adult men according to weight control self-efficacy.

Methods: This is a cross-sectional study using self-administered questionnaires. 518 men were participants for analysis in this study. The questionnaires included demographic characteristics, weight control self-efficacy, lifestyle, stage of coping behavior and knowledge about weight control, and perception of current weight. Cluster analysis was conducted by self-efficacy which was measured with 32 items using six sub-scales (food availability, social pressure, reward, negative feelings, hunger, and relaxation). Kruskal-Wallis and *Chi*-square tests with multiple comparisons were used for examining the characteristics of each cluster

Results: We identified three clusters defined according to whether all subscale scores were high, close to average, or low. The body mass index of the low group (24.8kg/m²) was significantly higher than that of the average (23.7kg/m²) and high groups (23.2kg/m²) (low and average group: $p=0.004$, low and high group: $p<0.001$). The low group included more people with medical histories (72.3%) than did the high group (54.7%, $p=0.003$). Similarly, the men in the low group were more likely to have a undesirable lifestyle.

Conclusions: This study suggested that high self-efficacy is related to a preferable lifestyle and good health among men, and programs to improve weight control self-efficacy are needed.

[JSHEP ; 19(1) : 26-35]

Key words: weight control, self-efficacy, adult men

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

^{*2} National Hospital Organization Zentsuji National Hospital

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

^{*4} Kagawa Nutrition University

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確認的因子分析、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)。

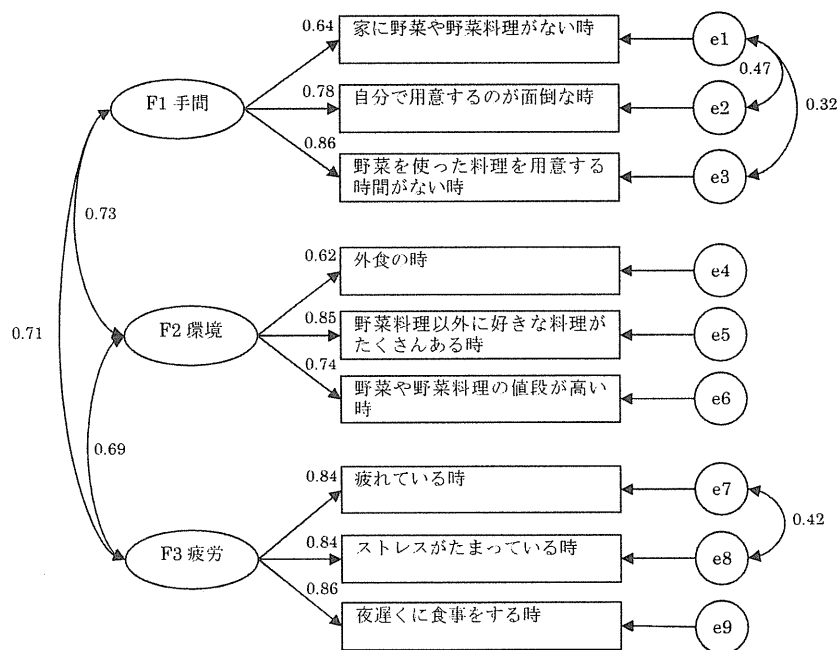
次に、因子モデルの適合度を確認するため、確証的因子分析を行った。最初に、探索的因子分析の結果を検討したところ、良好な適合度指標が得られなかった(GFI=0.85, AGFI=0.79, RMSEA=0.10)。そこで、誤差関連と項目内容を確認しながら、項目を精選し、因子モデルを修正した。「家に野菜や野菜料理がない時」と「自分で用意するのが面倒な時」、「野菜を使った料理を用意する時間がない時」、および「疲れている時」と「ストレスがたまっている時」との間に誤差相関を設定したモデルで、良好な適合度指標の値を得た(GFI=0.96, AGFI=0.92, RMSEA=0.07)(図1)。確証的因子分析を行った結果、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
野菜を十分に食べ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、野菜摂取の重要性和自信によって「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 ($r_s=0.11$, $p=0.09$)、BMI ($r_s=0.06$, $p=0.41$)とも「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

*¹Graduate School of Humanities and Sciences, Ochanomizu University

*²National Hospital Organization Zentsuji National Hospital

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

*⁴Kagawa 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

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えますか」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)	
夜食 (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 (%), χ² 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)		
夜食 (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