男性勤労者を対象とした野菜摂取行動に関する トランスセオレティカルモデルの変容プロセス尺度の検討

クシダ オサム ムラヤマ ノブコ 串田 **修* 村山 伸子***,2*

目的 トランスセオレティカルモデルの構成概念の核として行動変容ステージと並び変容プロセスがあり、変容プロセスは行動変容に強く関わっているとされる。本研究では、野菜摂取行動に関する変容プロセス尺度を作成し、その信頼性・妥当性を検討した。

方法 新潟市内の20の企業施設に属する20~59歳の成人男性勤労者を対象に、2009年9月に自記式質問紙調査を実施した。行動変容ステージは「1日に野菜を5皿以上食べること」を目標行動として、実施度と行動変容の準備性の2段階で構成した評価法を用いた。変容プロセスは海外の既存尺度から項目選定し、「野菜をたくさん食べること」に関する5つの認知的プロセス(意識の高揚、情動的喚起、環境の再評価、自己の再評価、社会的解放)と5つの行動的プロセス(コミットメント、褒美、援助関係の利用、逆条件付け、環境統制)各1項目について、実施頻度をたずねる10項目の尺度としてまとめた。また、変容プロセスに関連する構成概念として、意思決定バランス(pros 2項目、cons 2項目)および自己効力感(3項目)を把握した。信頼性の評価は、Cronbachのアルファ係数を用い検討した。妥当性の評価では、変容プロセス、意思決定バランス、自己効力感の各尺度の項目の因子負荷量により構成概念妥当性を、尺度の得点と行動変容ステージとの間の関連性により基準関連妥当性を検討した。

結果 回答が得られた600人のうち、527人(平均41.1歳)を解析対象とした。作成した変容プロセス尺度の Cronbach のアルファ係数は認知的プロセス0.722、行動的プロセス0.803と各々一定の信頼性が確認された。因子分析では、変容プロセスが「意識の高揚、情動的喚起、環境の再評価、自己の再評価、コミットメント、褒美、援助関係の利用、社会的解放」と「逆条件付け、環境統制」の 2 因子に分かれ、意思決定バランスの pros と cons、自己効力感の各構成概念とそれぞれ異なる因子に分類された。行動変容ステージとの関連について、認知的プロセスの得点は、前熟考期に比し、熟考期および準備期で有意な高値を示した(P<0.05)。一方、行動的プロセスでは、前熟考期、熟考期、ならびに準備期でステージが上がる程得点が高い方にシフトし(P<0.05)、実行期+維持期は前熟考期に対し有意に得点が高かった(P<0.05)。

結論 作成した変容プロセス尺度は尺度の内的整合性とともに構成概念妥当性および基準関連妥当性も確認されたことから、男性勤労者を対象とした場合、一定の信頼性・妥当性を有すると考えられる。

Key words:トランスセオレティカルモデル、変容プロセス、野菜、男性勤労者

I 緒 言

日本人の主要な死因であるがんや循環器疾患等の 生活習慣病については,疫学研究等により食習慣や

* 新潟医療福祉大学健康科学部健康栄養学科

新潟医療福祉大学健康科学部健康栄養学科 串田 修 運動習慣との関わりが明らかにされてきた。前向きコホート研究の系統的レビューによると,野菜および果物の摂取は冠動脈疾患リスクを低下させると考えられている $^{1,2)}$ 。わが国では,生活習慣病予防の観点から,国民栄養調査のデータをもとに,成人においては野菜摂取量 350 g/日となる食生活が好ましいとの知見が得られ,健康づくり運動の目標値とされた $^{3,4)}$ 。しかしながら,平成 19 年国民健康・栄養調査報告 $^{5)}$ によると,日本人の平均野菜摂取量は成人で $^{290.1}$ g/日となっており,目標値には達してい

^{2*} 新潟医療福祉大学大学院医療福祉学研究科 連絡先:〒950-3198 新潟県新潟市北区島見町1398 番地

ない。成人のうち、60歳代の平均野菜摂取量は $334.1~g/日と目標に近い値であるものの、<math>20\sim50$ 歳代のいわゆる勤労者世代とされる集団ではいずれの 年代も摂取量が低く($248.5\sim301.9~g/日$)、改善の 余地は大きい。

一方、食行動の変容を目的とした栄養教育の介入 では、トランスセオレティカルモデル(Transtheoretical model: 以下 TTM と称す)が等の行動科学に 関する理論をふまえた取組みが重要視されてきてい る。TTMは、行動変容の準備性によって、「前熟 考期 |: 行動変容をすることの意思がない(6か月 以内に実行する気がない),「熟考期」: 行動変容を 6か月以内に実行しようと思う,「準備期」: 行動変 容をすぐに実行しようと思う(1か月以内),「実行 期」: 行動変容をして6か月未満である,「維持期」: 行動変容をして6か月以上継続している,というス テージが定義されており、それぞれに次のステージ に進めるため適した活動があるとされている。 TTM ではそのような行動変容の過程で適した活動 内容は、「意識の高揚、情動的喚起、環境の再評価、 自己の再評価, 社会的解放, コミットメント, 褒 美,援助関係の利用,逆条件付け,環境統制」とい う10種類から構成されており、これらは変容プロセ スと呼ばれている。変容プロセスは主に前者5つの 認知的プロセスと後者5つの行動的プロセスに分類 され、喫煙行動等においては、認知的プロセスは目 標行動を実施していない前熟考期から準備期のよう な初期ステージに, 行動的プロセスは目標行動を実 行している実行期から維持期のような後期ステージ に実施頻度が向上するとされているが、野菜摂取行 動のような食行動に関しては、ステージが進むにつ れて実施頻度の向上が同時にみられる報告が多 い7~10)。変容プロセスは行動変容ステージとともに TTM の構成概念の核とされており⁶, 先行研究の レビュー11)によれば、食行動に関する変容プロセス 尺度の開発もこれまでにいくつか報告がみられる。 しかし、日本では、野菜摂取行動に関する変容プロ セス尺度について作成あるいは使用された例は見当 たらない。

海外の先行研究^{8,9,12~14)}では,野菜および果物の 摂取行動に関する変容プロセス尺度と同時に行動変 容ステージや意思決定バランス,自己効力感(セル フエフィカシー)といった TTM の構成概念を把握 し,各構成概念との関連を示すことで変容プロセス 尺度の妥当性を論じている。そこで本研究において も,野菜摂取行動に関する変容プロセス尺度を作成 し,尺度の内的整合性および行動変容ステージや他 の TTM 構成概念との関連により,その信頼性・妥 当性を検討することとした。

Ⅱ研究方法

1. 対象者とデータ収集方法

本研究は、TTM に基づいた情報提供の実施によ る野菜摂取への影響について検討した介入研究の ベースライン調査データを横断的に解析したもので あり、介入前後の追跡調査が可能となるよう、記名 式の調査を実施した。本研究を実施した新潟市で は、成人男性の野菜摂取量が少ないことが示されて いたため15), 新潟市内に社員食堂を有する企業施設 に所属する20~59歳の成人男性勤労者を対象者とし た。なお、介入研究では社員食堂での介入による影 響量を考慮し, 社員食堂を週に3回以上利用してい る者という条件を付加し募集を行ったが、本研究に おいては頻度を考慮せずすべての者を対象とした。 調査依頼は新潟市内に社員食堂を有する企業施設の うち,特定給食施設等を始めとした比較的社員食堂 の規模が大きい企業施設を中心に行い, 最終的に計 20施設で本調査を実施することとした。各施設の産 業内容を日本標準産業分類16)を参考に項目分類する と,「建設業:1施設,製造業:6施設,情報通信 業:2施設,運輸業/郵便業:1施設,卸売業/小売 業:3施設,金融業/保険業:1施設,宿泊業/飲食 サービス業:2施設,医療/福祉:1施設,複合サー ビス事業:2施設,公務(他に分類されるものを除 く):1施設 | であった。なお、新潟市保健所の調 査時点のデータによると,各施設の給食対象者の男 性数は平均193.3人,中央値128.5人であった。

質問紙は各施設に対して40部ずつ用意し,男性勤労者の社員食堂利用者数が多い施設に関してはさらに10~20部を加えた。調査票全配布数は820部であった。施設内調査回答者の選定および質問紙の配布・回収は施設内担当者に依頼し,配布から回収までの期間は約2週間を設けた。施設内担当者は主に総務部に所属していた。また,回収後に記入漏れ等確認が必要な項目があった場合には,対象者の宛名入りの確認用封筒を施設内担当者に手渡し,同様の流れで再調査を行った。一施設の調査回答者のみ,郵送により直接配布および回収を行ったが,それぞれ配布から回収までの期限は同一となるよう調整した。

2009年9月にこれらの調査を行い,最終的に600 人から回答が得られた。調査票全配布数820部のうち未使用として返却されたものが173部(準配布数:820-173=647部)であったため,調査回答率を概算すると92.7%(600/647)程度であった。各施設内調査回答者数は4~53人,平均30.0人,中央値 34.5人であった。

対象者には質問紙とともに本調査およびその後の介入研究のプロトコルについて記載した説明文(同意は全くの任意であり自由にその同意は撤回できること、データのコード化により個人が特定できないよう処理し、対象者のプライバシーに関する事項は本人の同意なしに公開しないこと等を併記)および同意書を封筒内に添付し、インフォームドコンセントを得た。コード化は連結可能匿名化とし、データとは別の外部記憶装置に対応表を保存した。本研究プロトコルは、新潟医療福祉大学倫理委員会により承認された(承認年月日:2009年9月3日、承認番号:17055-090902)。

2. 測定項目

1) 野菜摂取に関する変容プロセス

変容プロセス尺度は、10種類の変容プロセス各4 項目ずつ全40項目から構成されている Fontes de Oliveira ら¹²⁾が開発した尺度を参考に作成した。本 研究では勤労者が質問紙を回答するときの負担を減 らすため、各プロセス1項目から成る計10項目の尺 度を作成することとした。項目選定の際は、参考と した既存尺度の各プロセスから, (野菜に関する) 「テレビや広告に注意を払う」といった活動よりも 「情報に目を通す」のような一般的な勤労者の環境 で実施可能性の高いと思われる活動をたずねる項目 を優先して選定した。また、本対象者の実情に合う よう,一部質問内容の改変も行った。たとえば,逆 条件付けの「I try to eat F&V in place of less healthy food.」という項目では、アラカルト形式の社員食 堂が多いことを想定して「もう一品食べたいとき に、野菜料理を食べようとする」という質問内容と した。各項目について、「過去1か月の認識/行動な どの頻度」として,「ある」(5点)から「まったく ない」(1点) までの5件法のリッカートスケール によりたずねた。

抽出した尺度については、栄養学系大学院生 4 人(うち、TTM に関する研究を実施している管理栄養士 1 人)に専門的な観点から、また、本調査の対象者条件に該当する大学職員 1 人に回答者の観点から項目内容を確認してもらい、それをもって内容的妥当性の検討とした。

2) 野菜摂取行動に関する変容ステージ

野菜摂取行動に関する変容ステージについて、米国の5ADAYの取組みに用いられた評価法¹⁷⁾を参考に日本版として作成されたアルゴリズム^{18,19)}を用いた。本アルゴリズムは、目標行動の実施度をたずねた後に行動変容の準備性をたずねる2段階から構成されている。第一段階として1日に食べる野菜の

皿数をたずね、回答が5皿未満であれば、1日に野菜を5皿以上食べることについて「関心がない(6か月以内に実行する気がない)」、「6か月以内に実行しようと思う」、「すぐに実行しようと思う(1か月以内)」、5皿以上であれば、いつごろから食べているのかについて「6か月未満」、「6か月以上継続している」という選択肢を第二段階として用意し、それぞれの回答により「前熟考期」、「熟考期」、「準備期」、「実行期」、「維持期」と判断した。

3) 野菜摂取に関する意思決定バランスおよび自己効力感

意思決定バランス尺度および自己効力感尺度はMaら²⁰⁾の開発した尺度を参考に作成した。Maらの尺度は意思決定バランス18項目(pros 8項目,cons 10項目),自己効力感5項目より構成されていた。変容プロセス尺度における項目抽出と同様の基準により,意思決定バランス6項目(pros 3項目,cons 3項目),自己効力感3項目を抽出した。抽出した尺度について,変容プロセス尺度と同様に内容的妥当性を検討した。意思決定バランス尺度は各項目の「野菜を食べるかどうか決定する際の意思の重要度」について,自己効力感尺度は各項目の「自信の有無」について,それぞれ変容プロセス尺度と同様のスケールによりたずねた。

なお, 意思決定バランス尺度および自己効力感尺 度は,変容プロセス尺度の構成概念妥当性の検討に 用いるため、予め項目分析を実施した。 意思決定バ ランス尺度については、pros の Cronbach のアルフ ァ係数が全体では0.654に対し、項目が削除された 場合0.760となる項目, cons の Cronbach のアルフ ァ係数が全体では0.682に対し、項目が削除された 場合0.739となる項目がみられたため、それらの項 目を削除した。したがって、項目選定後の意思決定 バランス尺度は4項目(pros2項目, cons2項目) となった。自己効力感尺度については,全体の Cronbach のアルファ係数が0.835であり、項目が削 除された場合の Cronbach のアルファ係数はいずれ の項目でも低下し、修正済み項目合計相関は0.647 から0.700となったため、項目選定は実施しなかっ た。

4) 属性

性別,年齢,身長,体重,既往歴,過去1か月の 社員食堂の利用頻度について,自記式質問紙より情報を得た。

3. 解析方法

回答が得られた600人のうち,対象者条件外の 者,各 TTM 構成概念の項目に欠損のある者,食事 制限を伴う疾病に罹患している者を解析対象者から 除外した。

対象者の基本属性では、行動変容ステージのグループ間での違いについて、連続変数に対しては一元配置分散分析(Analysis of Variance: ANOVA)を、カテゴリー変数に対してはカイ2乗検定を用いて検討した。解析対象者のうち、行動変容ステージが実行期であった者が1人のみであったため、実行期および維持期を1つのグループとしてまとめた。

変容プロセス尺度の信頼性は、認知的プロセスお よび行動的プロセスについて Cronbach のアルファ 係数より内的整合性を検討することとした。尺度の 妥当性については、構成概念妥当性を検討するた め,因子分析を用いて変容プロセス,意思決定バラ ンス、自己効力感の各尺度の項目の因子負荷量を算 出した。因子分析を実施する際には、各尺度を TTM の各構成概念として設定しており、因子間に 相関があることを仮定しているため、主因子法のプ ロマックス回転を使用することとした。因子数は変 容プロセスの認知的プロセスと行動的プロセス, 意 思決定バランスの pros と cons, 自己効力感の 5 因 子とした。さらに、変容プロセス尺度の認知的プロ セスおよび行動的プロセスについて, 行動変容ス テージを基準とした基準関連妥当性を検討した。そ の際、尺度の項目作成の際に参考にした先行研究20) や、TTM の開発者が連名となっている各構成概念 の尺度開発の研究13)では、尺度得点の素点を偏差値 (平均=50,標準偏差=10)に変換して結果を示し ていることから,本研究でも尺度得点を偏差値に変 換することとし、検討の際には ANOVA を用い た。また、各プロセス個別の得点については、素点 をもって検討することとした。基準関連の多重比較 の際には、Bonferroniにより補正をした。両側5% 未満 (P<0.05) の危険率をもって統計的に有意差 があるとした。

解析には、SPSS statistics 17.0 for Windows (SPSS Inc., Chicago, IL, USA) を用いた。

Ⅲ研究結果

1. 対象者の流れと基本属性

調査回答者600人のうち、性別が対象外(2人)、 年齢が対象外または欠損(20人)、食事制限を伴う 疾病の罹患中または欠損(37人)、各 TTM 構成概 念の項目が欠損(14人)の計73人を除外した527人 が解析対象者となった。

解析対象者全体では、平均(標準偏差)は、年齢 41.1 (9.8) 歳、身長171.8 (5.5) cm、体重67.3 (10.0) kg、Body Mass Index (以下 BMI と称す) 22.8 (3.0) kg/m²であった。役職については一般 職が336人 (64.2%), 家族構成については夫婦と子どもが200人 (38.1%) と、それぞれ最も割合が高かった。行動変容ステージの分布は、前熟考期が310人 (58.8%), 熟考期が108人 (20.5%), 準備期が73人 (13.9%), 実行期が1人 (0.2%), 維持期が35人 (6.6%) であった。行動変容ステージ間では役職 (P=0.012) で有意差がみられた。一方、年齢、身長、体重、BMI、家族構成ならびに社員食堂の利用頻度については、行動変容ステージとの関連はみられなかった (表 1)。

2. 変容プロセス尺度の内的整合性および構成概 念妥当性(表 2)

変容プロセス尺度の Cronbach のアルファ係数を 求めたところ,認知的プロセス0.722,行動的プロ セス0.803と各々一定の信頼性が確認された。

因子分析により下位因子の構造を確認したところ,変容プロセスは「意識の高揚,情動的喚起,環境の再評価,自己の再評価,コミットメント,褒美,援助関係の利用,社会的解放」と「逆条件付け,環境統制」の2因子に分かれ,意思決定バランスの pros と cons,自己効力感の各構成概念とそれぞれ異なる因子に分類された。

3. 変容プロセス尺度の基準関連妥当性(表 3)

変容プロセス尺度の得点について、対象者全体の 平均(標準偏差)素点は認知的プロセス14.0(4.1) 点, 行動的プロセス12.2(4.3) 点であった(最高 25点, 最低 5点)。偏差値化した認知的プロセス/行 動的プロセスの尺度得点は平均値にして、前熟考期 47.4/47.1点,熟考期53.2/52.4点,準備期55.3/57.3 点, 実行期+維持期51.8/53.0点と, ともに行動変 容ステージ間で有意な差(P<0.001)がみられた。 認知的プロセスの得点は、前熟考期に比し、熟考期 および準備期で有意な高値を示した (P<0.05)。一 方,行動的プロセスでは,1日に食べる野菜の皿数 が5皿未満のステージである前熟考期,熟考期,な らびに準備期の3グループ間でステージが上がる程 得点が高い方にシフトし (P<0.05), 実行期+維持 期は前熟考期に対し有意に得点が高かった(P< $0.05)_{0}$

各プロセスに関しても、社会的解放を除き、同様 に行動変容ステージとの間に有意な差がみられた。

Ⅳ 考 察

1. 変容プロセス尺度内および各 TTM 構成概念 間での関連の検討について

野菜摂取行動に関する変容プロセスについて、日本人を対象に調査を実施し、行動変容ステージおよび他の TTM 構成概念との関連性を検討した報告は

表1 対象者の基本属性

n (%)	^ /	<i>t</i> L.	行動変容ステージ								
	全体 527(100)		前熟考期 310(58.8)		熟考期 108(20.5)		準備期 73(13.9)		実行期+維持期 36(6.8)		P値*
	平均	SD	平均	SD	平均	SD	平均	SD	平均	SD	
年齢 (歳)	41.1	9.8	41.5	9.9	39.0	10.2	42.1	8.7	42.3	9.9	0.074
身長 (cm)	171.8	5.5	171.5	5.2	172.0	5.7	172.7	6.0	171.7	6.4	0.366
体重(kg)	67.3	10.0	66.7	10.0	68.2	10.3	67.4	8.8	69.1	11.2	0.386
$BMI (kg/m^2)$	22.8	3.0	22.7	3.1	23.0	3.0	22.6	2.5	23.4	3.1	0.447
	n	%	n	%	n	%	n	%	n	%	P 値 [†]
役職											
管理職	173	33.1	98	31.7	28	26.4	35	48.6	12	33.3 -	7
一般職	336	64.2	202	65.4	77	72.6	33	45.8	24	66.7	0.012
その他	14	2.7	9	2.9	1	0.9	4	5.6	0	0.0 -	
欠損	4		1		2		1	_	0	_	
家族構成											
一人暮らし	87	16.6	59	19.2	16	14.8	10	13.7	2	5.6 -	\neg
夫婦二人	61	11.6	38	12.3	12	11.1	8	11.0	3	8.3	
夫婦と子ども	200	38.1	111	36.0	44	40.7	27	37.0	18	50.0	0.689
三世代同居	90	17.1	55	17.9	16	14.8	13	17.8	6	16.7	
その他	87	16.6	45	14.6	20	18.5	15	20.5	7	19.4 -	
欠損	2	_	2	_	0	_	0	_	0	_	
社員食堂の利用頻度											
ほとんどない	58	11.0	39	12.6	10	9.3	6	8.2	3	8.6 -	\neg
週 1~2 回	42	8.0	24	7.7	9	8.3	7	9.6	2	5.7	0.633
週 3~4 回	140	26.6	76	24.5	36	33.3	16	21.9	12	34.3	
週5回以上	286	54.4	171	55.2	53	49.1	44	60.3	18	51.4 -	_
欠損	1	_	0	_	0		0	_	1	_	

SD: Standard Deviation (標準偏差)

我々の知る限りまだない。

今回開発した変容プロセス尺度に関しては、許容レベルの内的整合性を示し、各 TTM 構成概念の尺度項目については同因子内に高い因子負荷量がまとまった。また、行動変容ステージとの関連では解析時に実行期および維持期を1つのグループとしてまとめたため、その2つのステージの違いは明らかでないが、認知的プロセスでは前熟考期から熟考期に、行動的プロセスではさらに準備期とステージが進むにつれ、尺度の得点が明らかに高くなっていた。

本研究で用いた変容プロセス尺度は、内的整合性 および各 TTM 構成概念との関連が認められ、その 関連の強さは海外の先行研究8~10)と同程度であった。

しかし、本尺度について認知的プロセスと行動的 プロセスの分類に従った因子負荷量のまとまりはみ られなかった。食行動では変容ステージが進むにつ

れ認知的プロセスと行動的プロセスは同時に増加す る結果が示されており7)、本研究でも各プロセスと 行動変容ステージの関連性はいずれも類似していた ため、各活動の特徴をとらえにくかったと考えられ る。また、本研究では基である介入研究に必要なサ ンプリングサイズの確保を優先し,回答率を下げな いための対策として予め項目数を減らした尺度を用 いたことから、各プロセスについて把握したのは各 1項目, すなわち単一のテクニックのみであった。 よって、各プロセスについて一定の基準関連妥当性 は示されたものの、その内的整合性および構成概念 妥当性は今回の検討からは明らかでない。1つの変 容プロセスには、無限に近いほどのテクニック(た とえば、「野菜をたくさん食べる」という行動に対 する環境統制でいえば, 野菜を思い出させるものを 家に置く、野菜をたくさん食べようとする人がいる

^{*} 一元配置分散分析にて各行動変容ステージ間を比較した 前熟考期の1人の体格値が欠損

[†] カイ2乗検定にて各行動変容ステージ間を比較した

表2 変容プロセス尺度の内的整合性および構成概念妥当性

	12. 米上	一				ш7 4	m7 -
尺 度	α 係数	項 目 	因子 1	因子 2	因子 3	因子 4	因子 5
変容プロセス							
認知的活動	0.722						
意識の高揚		野菜をたくさん食べようという情報 (映像や記事) に目を通す	0.578	0.099	-0.079	0.019	0.009
情動的喚起		野菜を食べないことの悪い影響を知り,動揺する	0.778	0.066	0.039	0.006	-0.241
環境の再評価		「自分が野菜を食べることは医療制 度の負担を減らすことになる」と思 う	0.631	0.018	-0.042	0.018	0.082
自己の再評価		野菜を食べている量が十分でないと 気付くときに,自分のことを心配す る	0.556	-0.042	0.051	0.055	0.096
社会的解放		「社員食堂がより野菜を食べられる 環境になってきている」と感じる	0.282	0.023	0.054	0.023	0.090
行動的活動	0.803						
コミットメント		「わたしはもっと野菜を食べようとすることができる」と自分自身に言い聞かせる	0.795	-0.086	-0.033	-0.022	-0.033
褒美		野菜を食べる努力をしたときに,自 分のことを褒める	0.685	-0.063	0.101	0.004	0.079
援助関係の利用		野菜を食べることを援助してくれる 人々と交流をもつ	0.588	-0.013	-0.027	-0.071	0.21
逆条件付け		もう一品食べたいときに,野菜料理 を食べようとする	0.175	0.111	-0.067	0.030	0.545
環境統制		野菜をたくさん選ぶことのできる飲 食店に足を運ぶ	0.157	0.033	0.030	-0.016	0.723
意思決定バランス							
pros (利益)	0.760						
		「たくさん野菜を食べることは体に 良い」	-0.007	0.015	0.001	0.789	-0.023
		「野菜の入った料理はバランスが良 い」	0.038	-0.015	-0.012	0.773	0.02
cons(損失)	0.739						
		「野菜を食べることは面倒である」	-0.064	-0.065	0.828	0.049	0.08
		「野菜料理はおいしくない」	0.119	0.065	0.706	-0.064	-0.10
自己効力感	0.835						
		1日に5皿以上の野菜料理を食べる	0.063	0.647	-0.147	-0.011	-0.019
		野菜料理を食べる時間をもうける	-0.020	0.976	0.072	0.026	-0.10
		外食において,野菜料理をたくさん 食べる	-0.056	0.699	0.048	-0.025	0.265

抽出する因子:5 因子抽出法:主因子法

回転法: Kaiser の正規化を伴うプロマックス法 各項目の最も高い因子負荷量をボールドで示す

場所に入る等)があるため²¹⁾,単一のテクニックの みをとりあげた本尺度は集団の把握は可能であると 考えられるが、個人を評価する際に使用することは 難しいかもしれない。

また、尺度内の社会的解放の項目については他の 変容プロセスや行動変容ステージとの関連はみられ なかった。このことは尺度全体の信頼性や妥当性に 一定の影響を与えていると考えられるが、変容プロ セスのうち社会的解放は行動変容ステージとの関連 性が明確でないとする既報²²⁾を支持する結果であったといえる。

2. 研究の限界

1) 観察対象者について

今回、行動変容ステージの各グループ間で役職に 有意差がみられた。一般/管理職の2群について、 変容プロセスの認知的プロセスでのみ一般職に対し て管理職で得点が有意に高かったが、ステージ間の 得点の多重比較は各職個別でも全体と同様の結果で

表3 変容プロセス尺度の基準関連妥当性

	行動変容ステージ								
n (%)	前熟考期 310(58.8)		熟考期 108(20.5)		準備期 73(13.9)		実行期+維持期 36(6.8)		P 値*
	平均	SD	平均	SD	平均	SD	平均	SD	
	47.4	9.3ª	53.2	9.4 ^b	55.3	10.0 ^b	51.8	10.8ab	< 0.001
行動的プロセス↑	47.1	8.9^{a}	52.4	$9.4^{\rm b}$	57.3	$10.5^{\rm c}$	53.0	10.1^{bc}	< 0.001
(各プロセス)‡									
意識の高揚	2.6	1.2^{a}	3.2	$1.3^{\rm b}$	3.6	1.1^{b}	3.2	$1.4^{ m ab}$	< 0.001
情動的喚起	2.4	1.1^a	2.8	$1.1^{\rm b}$	3.0	$1.2^{\rm b}$	2.6	$1.3^{ m ab}$	< 0.001
環境の再評価	2.3	1.2^{a}	2.9	$1.3^{\rm b}$	3.1	$1.3^{\rm b}$	2.8	$1.4^{ m ab}$	< 0.001
自己の再評価	3.0	1.2^{a}	3.7	$1.0^{\rm b}$	3.7	$1.0^{\rm b}$	3.3	$1.3^{ m ab}$	< 0.001
社会的解放	2.7	1.1	2.8	1.2	2.8	1.2	2.9	1.3	0.508
コミットメント	2.3	1.1^a	2.8	$1.1^{\rm b}$	3.3	$1.3^{\rm b}$	2.8	$1.3^{ m ab}$	< 0.001
褒美	2.1	1.0^{a}	2.4	1.1^{a}	2.8	$1.3^{\rm b}$	2.1	1.1a	< 0.001
援助関係の利用	2.0	1.0^{a}	2.4	$1.1^{\rm b}$	2.8	$1.3^{\rm b}$	2.3	1.2^{ab}	< 0.001
逆条件付け	2.4	1.1^a	2.9	$1.1^{\rm b}$	3.4	1.1 ^c	3.4	1.2^{bc}	< 0.001
環境統制	2.1	1.0^{a}	2.7	$1.2^{\rm b}$	3.1	$1.2^{\rm b}$	2.9	$1.3^{\rm b}$	< 0.001

SD: Standard Deviation (標準偏差)

- * 一元配置分散分析にて各行動変容ステージ間を比較した
- † 尺度得点の素点を偏差値(平均=50,標準偏差=10)に変換した
- *「ある」(5点)から「まったくない」(1点)までの5件法のリッカートスケール

同じ行での異なるアルファベット間は Bonferroni 法により補正した有意な差を示す (P<0.05)

あった(データ未掲載)。すなわち、役職の割合は 行動変容ステージ間の得点の大きさには影響してい ても、今回の基準関連妥当性の結果には影響してい ないと考えられる。

また,集団属性が「新潟市内の社員食堂を有する企業施設に所属する20~59歳の成人男性勤労者」とかなり限られた範囲にあり,他の属性の者への適用についてはさらなる検討が必要である。さらに,本調査後の介入研究での対象者の条件として,社員食堂を週に3回以上利用している者という条件を付加したため,施設内担当者に調査回答者の選定を依頼した際に「なるべく(具体的には週に3回以上)社員食堂を利用している者」を集めてもらうように促した。社員食堂の利用頻度については,各TTM構成概念のいずれにも関連はみられなかったが,それによる選択バイアスの影響について言及することはできない。また,最初から自らの食習慣に興味がある等,施設内勤労者の全体よりも意識が高い集団であった可能性が考えられる。

2) 行動変容ステージの評価法について

食行動に関する変容ステージについては、それらの定量的な摂取量や認知的要因を把握し、両者の関連を示すことによりその評価法の妥当性が検討されている。本研究では、簡易型自記式食事歴法質問票²³⁾により算出した習慣的野菜摂取量との間に明確

な関連が示されている,「1日に野菜を5皿以上食 べること」を目標とした行動変容ステージのアルゴ リズム19)を用いた。しかし、本アルゴリズムは、心 理的な特性に起因した野菜の皿数の過小あるいは過 大申告や、野菜の「皿数」として認識されない料理 に材料として紛れている野菜が評価できていないと いった影響により,一定の割合で誤った行動変容ス テージに分類される可能性がある。たとえば、実際 は実行期未満にいる者が過大申告をした場合には変 容プロセスの得点が低くても実行期以上に分類され てしまうため、今回、前熟考期から準備期にかけて 変容プロセスの得点が向上したのに対し、実行期+ 維持期では差がみられなかったこととして、それら の影響による行動変容ステージの誤分類が一因とし て考えられる。摂取量の過大申告による実行期また は維持期への誤分類は先行研究でもその問題が指摘 されており24), 基準関連妥当性をより正確に把握す るにはそれらの者を考慮した評価法を用いる必要が あろう。

また、別の理由として、1日に野菜を5皿以上食べている者、すなわち実行期または維持期に分類される者のうち、本人の意思とは関係なく野菜をたくさん食べることのできる環境にいる者の変容プロセスの得点が低く、その影響により平均値が下がった可能性が挙げられる。

3) 他の TTM 構成概念の尺度について

本研究で他の TTM 構成概念の尺度として用いた 意思決定バランスおよび自己効力感の尺度は,野菜 摂取行動に関する変容ステージや認知的要因との間 の関連を検討した海外の尺度²⁰⁾を日本版として改変 し,修正を加えたものである。今回,各尺度とも内 的整合性と構成概念妥当性が確認されるとともに, 行動変容ステージとの有意な正の相関もみられてい ることから(データ未掲載),一定の信頼性・妥当 性を有しているものと思われる。

3. 本尺度の活用可能性

各プロセスについて把握するテクニックが1項目のみと限られているものの、本変容プロセス尺度は行動変容ステージとの間に明確な関連が認められ、他のTTM構成概念と異なる概念であることが明らかとされた。このことから、本尺度の活用可能性として、成人男性の野菜摂取行動に注目した横断的観察や縦断的観察、あるいはTTMを応用した介入プログラムにおける集団間の比較や集団内での推移等をモニタリングすることを目的とした活用が考えられる。

V 結 語

開発した変容プロセス尺度は、尺度の内的整合性が確認されるとともに、構成概念妥当性として他の構成概念と異なる因子に分類され、基準関連妥当性として行動変容ステージ間の差も確認されたことから、男性勤労者を対象とした場合、一定の信頼性・妥当性を有すると考えられる。

本研究の実施に際し、ご協力いただきました調査対象施設の施設内担当者の皆様ならびに調査回答者の皆様に心より御礼を申し上げます。なお、本研究は利益相反に該当する事項は無い。

(受付 2012. 1.25) 採用 2012. 8.13)

文 献

- Mente A, de Koning L, Shannon HS, et al. A systematic review of the evidence supporting a causal link between dietary factors and coronary heart disease. Arch Intern Med 2009; 169(7): 659-669.
- 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 2006; 136 (10): 2588-2593.
- 3) 田中平三. 生活習慣病と食事療法:予防から治療まで 健康日本21での食事の意味. Modern Physician 2003; 23(5): 596-602.
- 4) 健康・体力づくり事業財団,編.健康日本21(21世

- 紀における国民健康づくり運動について):健康日本21企画検討会・健康日本21計画策定検討会報告書. 東京:健康・体力づくり事業財団,2000.
- 5) 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・栄養調査報告よ り.東京:第一出版,2000;86-91.
- 6) Prochaska JO, DiClemente CC, Norcross JC. In search of how people change. Applications to addictive behaviors. Am Psychol 1992; 47(9): 1102-1114.
- 7) Rosen CS. Is the sequencing of change processes by stage consistent across health problems? A meta-analysis. Health Psychol 2000; 19(6): 593-604.
- 8) Greene GW, Fey-Yensan N, Padula C, et al. Differences in psychosocial variables by stage of change for fruits and vegetables in older adults. J Am Diet Assoc 2004; 104(8): 1236–1243.
- 9) 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 2006; 106(6): 841-849.
- 10) Hildebrand DA, Betts NM. Assessment of stage of change, decisional balance, self-efficacy, and use of processes of change of low-income parents for increasing servings of fruits and vegetables to preschool-aged children. J Nutr Educ Behav 2009; 41(2): 110-119.
- 11) Spencer L, Wharton C, Moyle S, et al. The transtheoretical model as applied to dietary behaviour and outcomes. Nutr Res Rev 2007; 20(1): 46-73.
- 12) Oliveira Mdo C, Anderson J, Auld G, et al. Validation of a tool to measure processes of change for fruit and vegetable consumption among male college students. J Nutr Educ Behav 2005; 37(1): 2-11.
- 13) Di Noia J, Schinke SP, Prochaska JO, et al. Application of the transtheoretical model to fruit and vegetable consumption among economically disadvantaged African-American adolescents: preliminary findings. Am J Health Promot 2006; 20(5): 342–348.
- 14) Horwath CC, Nigg CR, Motl RW, et al. Investigating fruit and vegetable consumption using the transtheoretical model. Am J Health Promot 2010; 24(5): 324–333.
- 15) 新潟市健康福祉部. 新潟市民の健康と栄養の現状 (平成19年新潟市民健康・栄養調査報告書). 新潟:新 潟市保健福祉部保健所保健管理課, 2008.
- 16) 総務省政策統括官(統計基準担当),編.日本標準 産業分類(平成19年11月改定):分類項目名,説明お よび内容例示.東京:全国統計協会連合会,2008.
- 17) Campbell MK, Reynolds KD, Havas S, et al. Stages of change for increasing fruit and vegetable consumption among adults and young adults participating in the national 5-a-Day for Better Health community studies. Health Educ Behav 1999; 26(4): 513–534.
- 18) 村山伸子,吉池信男,金子 聡,他.平成14年度野菜等健康食生活協議会野菜等消費啓発効果検証小委員会報告書.東京:食生活情報サービスセンター,

2003.

- 19) 串田 修,村山伸子,入山八江,他.成人男性における野菜摂取行動の変容ステージを評価するための日本版アルゴリズムの検討.栄養学雑誌 2011;69(6):294-303.
- 20) Ma J, Betts NM, 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 2002; 16(3): 157-166.
- 21) Prochaska JO, Norcross JC, DiClemente CC. チェンジング・フォー・グッド:ステージ変容理論で上手に行動を変える [Changing for Good: A Revolutionary Six-Stage Program for Overcoming Bad Habits and Moving Your Life Positively Forward] (中村正和,監訳). 東京:法研, 2005.
- 22) Prochaska JO, Redding CA, Evers KE. The transtheoretical model and stages of change. Granz K, Rimer BK, Viswanath K, eds. Health Behavior and Health Education: Theory, Research, and Practice (4th ed). San Francisco: Jossey-Bass, 2008; 97–121.
- 23) Kobayashi S, Murakami K, Sasaki S, et al. Comparison of relative validity of food group intakes estimated by comprehensive and brief-type self-administered diet history questionnaires against 16 d dietary records in Japanese adults. Public Health Nutr 2011; 14(7): 1200-1211.
- 24) Brug J, Glanz K, Kok G. The relationship between self-efficacy, attitudes, intake compared to others, consumption, and stages of change related to fruit and vegetables. Am J Health Promot 1997; 12(1): 25–30.

Assessment of the validity and reliability of the processes of change scale based on the transtheoretical model of vegetable consumption behavior in Japanese male workers

Osamu Kushida* and Nobuko Murayama*,2*

Key words: transtheoretical model, processes of change, vegetables, male workers

Objectives A core construct of the Transtheoretical model is that the processes and stages of change are strongly related to observable behavioral changes. We created the Processes of Change Scale of vegetable consumption behavior and examined the validity and reliability of this scale.

Methods In September 2009, a self-administered questionnaire was administered to male Japanese employees, aged 20–59 years, working at 20 worksites in Niigata City in Japan. The stages of change (precontempration, contemplation, preparation, action, and maintenance stage) were measured using 2 items that assessed participants' current implementation of the target behavior (eating 5 or more servings of vegetables per day) and their readiness to change their habits. The Processes of Change Scale of vegetable consumption behavior comprised 10 items assessing 5 cognitive processes (consciousness raising, emotional arousal, environmental reevaluation, self-reevaluation, and social liberation) and 5 behavioral processes (commitment, rewards, helping relationships, countering, and environment control). Each item was selected from an existing scale. Decisional balance (pros [2 items] and cons [2 items]), and self-efficacy (3 items) were also assessed, because these constructs were considered to be relevant to the processes of change. The internal consistency reliability of the scale was examined using Cronbach's alpha. Its construct validity was examined using a factor analysis of the processes of change, decisional balance, and self-efficacy variables, while its criterion-related validity was determined by assessing the association between the scale scores and the stages of change.

Results The data of 527 (out of 600) participants (mean age, 41.1 years) were analyzed. Results indicated that the Processes of Change Scale had sufficient internal consistency reliability (Cronbach's alpha: cognitive processes = 0.722, behavioral processes = 0.803). The processes of change were divided into 2 factors: "consciousness raising, emotional arousal, environmental reevaluation, self-reevaluation, commitment, rewards, helping relationships, and social liberation" and "countering and environment control" in the factor analysis. Moreover, each construct—the processes of change, decisional balance, and self-efficacy—could be classified into different factors. The scores for cognitive processes were higher in the contemplation and preparation stages than in the precontemplation stage (P < 0.05). Scores for behavioral processes increased from the precontemplation stage to the preparation stages (P < 0.05), and were higher in the action + maintenance stage than in the precontemplation stage (P < 0.05).

Conclusion For male workers, the Processes of Change Scale has sufficient validity and reliability, as demonstrated by the internal fitness and the construct and criterion-related validity of the scale found in this study.

^{*} Department of Health and Nutrition, Niigata University of Health and Welfare

^{2*} Graduate School of Health and Welfare, Niigata University of Health and Welfare