

「食生活改善行動の採用」尺度と行動変容モデルの予測

フカガワ トモエ キヨハラ アキコ キタカゼ マイ フクイ ミツル ウエダ ユキコ
 深澤 友恵*1 清原 昭子*3 北風 真衣*4 福井 充*5 上田 由喜子*2

目的 本研究では、個人の食物選択が社会に影響を及ぼすことの理解は、食に対する意識や行動に影響を与えると考え、「食生活改善行動の採用」を評価する尺度の開発と行動変容へと導くモデルを提案することを目的とする。

方法 対象は40歳から62歳の被雇用労働者の男性200名とし、調査は平成21年9月に行った。データ収集方法は、インターネットを利用した間接的な自記式質問紙調査とした。質問紙の信頼性については、反応分布の検討、次にG-P分析を行い、各項目得点の高群と低群で平均値の差が顕著でない ($p \leq 0.05$) 項目は除外した。さらに、I-T相関分析を行い、項目と全体得点の相関が低い (< 0.25) 項目は除外した。最後に因子分析(主成分分析)を繰り返し、因子を抽出した。質問紙の妥当性および「食生活改善行動の採用」モデルの予測については、特定保健指導に参加した成人男女82名を対象に、同年12月に調査を行った。仮定した因子構造モデルのデータへの適合度は、パス解析を用いて検討した。

結果 44項目の反応分布から27項目5因子が残り、これを「食生活改善行動の採用」測定尺度とした。Cronbachの α 係数は全体としての尺度が0.908、下位尺度では0.628から0.830を示し、内的整合性が確認された。外的基準である新しい食物選択動機調査票の下位尺度やecSatter調査票の一部の項目との関連により、一定の収束の妥当性も認められた。また、「個人の食物選択が社会に影響を及ぼす」と理解することから、食に関する意識や行動への影響については、「食事バランスへの意識」が0.676 ($p < 0.001$)、「食生活変化の受容態度」は0.664 ($p < 0.001$)、「食物選択動機の合理性」には0.913 ($p < 0.001$)の因果関係がみられ、モデルの適合度もそれぞれ受容可能な値が示された。

結論 栄養教育において食物選択と社会へのつながりを理解させることは、彼らの食意識に影響を与え、改善行動の採用に導くための有効なアプローチとして成り立つと考えられる。

キーワード 尺度, 妥当性, 行動変容, 食環境

I はじめに

生活習慣病を防ぐには、疾病の早期発見や早期治療よりも前に健康的な生活を送り、疾病そのものを予防する「一次予防」が大切であり、平成12年から一次予防の観点を重視した「健康

日本21」運動が推進されている。しかし、このような予防的行動において、「危機感を感じない」「導入が困難」などの認識が行動の障害として示されている¹⁾。この「導入が困難」であるという認識については、既存の行動パターンとの融合性が低い、つまりバランスのよい食事

* 1 奈良女子大学生活環境学部4年生 * 2 同特任准教授 * 3 中国学園大学現代生活学部准教授

* 4 (株)コミュニティ・サポート管理栄養士 * 5 大阪市立大学医学部講師

を毎日用意することはできないという思いが背景にあると考えられる。Rogersは²⁾、人々は予防的イノベーション（新しいライフスタイルや新しい行動パターン）の採用をなかなか決定しないと述べている。そこで、潜在的な生活習慣病予備群の人々に生活習慣病予防のための予防的措置（食生活の改善）を採用させるための対策の一つとして、既存の行動パターンとの融合性の低さを改善し自己効力感を高めることが重要である。

現在、市中には無数の外食産業が存在し、小売店では多くの調理済み食品が販売されており、家庭の食料費支出においては外食と中食を合わせた「食の外部化率」が4割を超えている。このような食環境とどう折り合いをつけ、どのような食選択をすべきかを教育することが、食生活改善行動の採用につながると考えられる。

そこで、本研究では、個人の食物選択が社会に影響を及ぼすことの理解は、食に対する意識や行動に影響を及ぼすと考え、「食生活改善行動の採用」を評価する尺度開発と行動変容を促すモデルの提案を目的とする。

Ⅱ 方 法

(1) 対象および予備調査のデータ収集

先行文献³⁾を参考に、食物選択行動調査項目に加えて、「外食、調理済み食品を利用しながらもバランス良く、賢く食品を選択することができる」ということの意味に関連する項目を加えた44項目を、「食生活改善行動の採用」を評価する予備調査項目とした。回答形式は、どの程度適合するかを「ほとんど、または全くない」「たまに（少し）」「しばしば（わりに）」「いつも（とても）」の4件法とし、各回答を1～4点に得点化した。44項目のうち17項目は否定的な表現にし、得点化は4を1点、3を2点、2を3点、1を4点に換算した。対象は40歳から62歳の被雇用労働者の男性200名とし、調査は平成21年9月に行った。データ収集方法は、インターネットを利用した間接的な自記式質問紙調査とした。

(2) 質問紙の信頼性および妥当性

まず始めに反応分布の検討を行い、項目の平均値が4段階評価で1.5以下あるいは3.5以上の項目は除外した。次に、G-P分析を行い、各項目得点の高群と低群で平均値の差が顕著でない（ $p \leq 0.05$ ）項目は除外した。さらに、I-T相関分析を行い、項目と全体得点の相関が低い（ $\gamma < 0.25$ ）項目は除外した。最後に、因子分析（主成分分析）を繰り返し、Cronbachの α 係数においてある項目を除外したときの残りの項目による α 係数が項目全体による α 係数より顕著に大きいものは除外し、下位尺度間の相関分析を行った。

予備調査により決定した調査票を用いて、特定保健指導に参加した成人男女82名を対象に同年12月に調査を行った。データの収集方法は、自記式質問紙調査とした。外的基準として、富田らの調査票⁴⁾における下位尺度との関連性、ecSatter調査票⁵⁾の食物選択に関する項目との関連性について解析した。

(3) 「食生活改善行動の採用」モデルの予測

本研究で開発した質問紙から、パス解析を用いて回答者の行動変容ステージを想定した。モデルのデータへの適合度判定は、適合度GFI、修正適合度AGFI、CFI、RMSEAを適合度指標として採用した。GFI、AGFI、CFIはすべて、一般的に0.9より大きいとよいモデルと判断される。RMSEAは $RMSEA \geq 0$ で $RMSEA \leq 0.05$ であれば非常によく、 $RMSEA \geq 0.1$ で悪いと判断される。「食物の選択と社会とのつながりへの理解」は、「合理的な食品選択」に影響を与えると仮定し、仮定した因子構造モデルのデータへの適合度をパス解析を用いて検討した。モデルのデータへの適合度判定は、上述のとおりに行った。

すべての分析は、統計ソフトSPSS 17.0 for WindowsとAmos16.0を用いた。なお、本研究は奈良女子大学倫理審査委員会で承認されている。

表1 因子分析結果

	負荷量				
	I	II	III	IV	V
因子①：食物選択と社会のつながりへの理解（寄与率11.620；$\alpha=0.830$）					
自分の外食店舗の選択は、外食業界に影響を与えると思う	0.678	0.001	-0.004	0.194	0.172
今、自分が健康的な外食メニューを選択することは将来の外食メニューを左右すると思う	0.696	0.071	0.093	0.085	0.069
食生活を変えることは、社会（フードシステム）に貢献すると思う	0.610	0.272	0.074	0.196	0.180
自分の調理済み食品の選択条件は、将来の調理済み食品の開発に影響を与えると思う	0.709	0.170	-0.044	0.142	0.069
食べ物や外食を選択する際には、環境によりパッケージを使っていることを重視している	0.553	0.361	0.000	0.068	0.164
自分が原産国によって食品を取捨選択することは、その原産国にも影響すると思う	0.473	0.197	0.262	0.042	0.295
因子②：食事バランスへの意識（寄与率10.353；$\alpha=0.820$）					
栄養のバランスを考えて食事をするができる	0.124	0.546	0.220	0.177	0.197
食べ物や外食を選択する際には、バランスを意識している	0.131	0.614	0.203	0.234	0.153
食べ物や外食を選択する際には、栄養成分表示を参考にする	0.270	0.459	0.112	0.408	0.229
自分の食生活の中で、体により食品を選び取ることができる	0.280	0.587	0.200	0.101	0.126
新たに食生活を改善することが、社会に影響するのであれば、私は改善することができる	0.394	0.477	0.301	0.064	0.082
外食する際には、特定の店舗に偏らないようにしている	0.223	0.344	0.196	0.018	0.253
食生活を改善する自信がある	0.082	0.543	0.232	0.078	0.050
因子③：健康に対する自己効力感（寄与率7.235；$\alpha=0.671$）					
健康のためにとる行動は、実際に効果があると思う	0.099	0.141	0.499	0.200	0.200
必要な分だけ（食べきれぬ量）を買うことは、社会的にみても重要なことである	0.055	0.087	0.471	0.006	-0.030
今運動をしたり食事を節制したりすることが、将来の健康に役立つと思う	-0.011	0.138	0.655	0.228	0.135
自分の努力によって健康を維持できると思う	-0.051	0.202	0.529	0.042	0.210
因子④：食生活変化の受容態度（寄与率6.751；$\alpha=0.813$）					
私はいつも食生活の改善にチャレンジしている	0.249	0.410	0.012	0.441	0.304
食べ物や外食を選択する際には、体重をコントロールするのを助けてくれることを重視している	0.180	0.233	0.208	0.495	0.076
現在の食生活を変えることは、自分にとって重要なことである	0.315	0.096	0.481	0.556	-0.048
私は食生活改善に関する情報を受け入れて、実践している	0.223	0.504	0.188	0.517	0.137
現在、食生活を変えるのにはちょうどよいタイミングである	0.368	0.226	0.390	0.464	-0.055
因子⑤：食物選択動機の合理性（寄与率5.527；$\alpha=0.628$）					
食べ物や外食を選択する際には、産地を見る	0.120	0.256	0.040	0.297	0.391
食べ物や外食を選択する際には、人工的な成分を含まないことを重視している	0.231	0.255	0.029	0.199	0.485
自分がテレビや雑誌から提供された健康情報（食品情報）にのっとって食品を選択することが、その食品の品切れや、後の過剰生産につながると思う	0.260	-0.016	0.083	0.277	0.286
自分が無農薬農産物を購入することで、将来の無農薬農産物の生産が増加すると思う	0.305	0.150	0.139	0.134	0.589
食料品の自給率や輸入は、現在の自分の食品選択とは関係がない	0.041	0.037	0.100	-0.124	0.409
因子負荷量2乗和	3.370	3.002	2.098	1.958	1.603
累積寄与率（%）	11.620	21.973	29.209	35.960	41.487

注 1) N=200, 因子抽出法：主成分分析, 回転法：バリマックス回転
2) 尺度全体の α 係数は0.908を示した

Ⅲ 結 果

(1) 「食生活改善行動の採用」尺度因子分析

まず、識別力の高い項目を採用するために、44項目の反応分布を確認した。その結果、すべての項目が平均値 >1.5 または平均値 <3.5 を満たしたため除外項目はなかった。次いで、G-P分析を行ったところ、10項目の平均値において高群と低群で有意差（ $p < 0.05$ ）がみられなかったため、これらの項目によって回答者を識別することは不可能と判断し除外した。さらにI-T相関分析を行った結果、全体得点との相関

係数が低い（ $\gamma < 0.25$ ）項目が4項目みられたため、それらの項目は全体の尺度得点の傾向と異なると判断し除外した。残った30項目で主成分分析を繰り返した結果、最終的にどの因子にも入らなかった3項目を除外した27項目5因子が残り、これを「食生活改善行動の採用」測定尺度とした（表1）。

(2) 因子の内的整合性の確認

Cronbachの α 係数を調べた結果、各因子においてある項目を除外したときの残りの項目による α 係数が、項目全体による α 係数より顕著に大きいものはなかった。項目全体の α 係数は、

27項目全体では0.908、下位尺度においては0.628から0.830を示した(表1)。因子5の「食物選択動機の合理性」において、問9の因子負荷量が低い値を示したが、この因子を除くと α 係数が小さくなることから除外しなかった。また、下位尺度間の相関分析では、すべての因子が互いに関連していた(表2)。

(3) 因子の収束的妥当性の確認

表3に示したとおり、分析の対象となった82名のうち、性別は男性44名(53.7%)、女性は38名(46.3%)で、因子得点に男女差が認められた。また、年齢は40歳以上の者が73.2%であったが、40歳未満の者と各因子得点に有意な差は認められなかった。また、行動変容ステージと因子得点においても有意な差が認められた。収束的妥当性の結果は表4に示したが、富田ら

の調査票⁴⁾の下位尺度として、『栄養と健康』『低カロリー』と本質問紙との関連をみた結果、すべての下位尺度において有意な関連がみられた。外的尺度の『入手の容易さ』と本質問紙の「食事バランスへの意識」「食物選択動機の合理性」との関連においては、有意な関連がみられなかった。eSatter調査票からの関連項目として『食べることに興味があり食べることは楽しいと感じますか』『いろいろな食べ物(一般的な食べ物)を食べることができますか』『規則的な食生活を送っていますか』との関連をみた結果、『食べることに興味があり食べることは楽しいと感じますか』は、すべての下位尺度と有意に関連していた。『いろいろな食べ物(一般的な食べ物)を食べることができますか』は、「食物選択と社会のつながりへの理解」「食物選択動機の合理性」を除く残りすべ

表2 下位尺度の相関関係

	食物選択と社会のつながりへの理解	食事バランスへの意識	健康に対する自己効力感	食生活変化の受容態度	食物選択動機の合理性	総合得点
食物選択と社会のつながりへの理解	/					
食事バランスへの意識	0.52***	/				
健康に対する自己効力感	0.26***	0.55***	/			
食生活変化の受容態度	0.46***	0.75***	0.54***	/		
食物選択動機の合理性	0.56***	0.52***	0.29***	0.44***	/	
総合得点	0.74***	0.89***	0.67***	0.83***	0.71***	/

注 N = 200, Pearsonの相関係数, *** p < 0.001

表3 平均因子得点と性別, 年齢, 行動変容ステージとの関連

	人数	総合因子得点		食物選択と社会のつながりへの理解		食事バランスへの意識		健康に対する自己効力感		食生活変化の受容態度		食物選択動機の合理性	
		平均得点(SD)	P値	平均得点(SD)	P値	平均得点(SD)	P値	平均得点(SD)	P値	平均得点(SD)	P値	平均得点(SD)	P値
性別													
男	44	60.1(10.2)	0.00	10.0(2.8)	0.00	15.2(3.6)	0.00	12.8(2.3)	0.95	11.4(2.7)	0.07	10.7(2.9)	0.00
女	38	71.7(12.1)		14.5(3.4)		18.6(3.7)		12.8(2.7)		12.6(3.0)		13.3(2.5)	
年齢(歳)													
<40歳未満	22	65.4(9.0)	0.98	12.1(3.8)	0.98	16.9(3.3)	0.87	12.6(2.4)	0.67	11.9(2.6)	0.94	12.0(2.4)	0.94
≥40歳以上	60	65.5(13.6)		12.1(3.8)		16.7(4.3)		12.9(2.5)		12.0(3.0)		11.9(3.2)	
行動変容ステージ													
前熟考期	7	50.0(7.2)	0.00	8.4(1.9)	0.00	12.1(2.1)	0.00	11.9(3.1)	0.77	8.6(2.8)	0.00	9.0(2.1)	0.00
熟考期	15	59.4(9.1)		10.1(2.7)		14.4(3.3)		12.6(1.5)		11.3(1.7)		11.0(3.4)	
準備期	47	67.1(10.9)		12.7(3.7)		17.3(3.5)		13.0(2.4)		12.1(2.6)		12.1(2.8)	
実行期・維持期	13	75.0(13.6)		14.2(3.9)		20.1(3.9)		12.9(3.1)		13.9(3.4)		13.9(1.9)	

注 1) 解析対象者は、未記入回答のあった17名を除いた82名
2) 性別と年齢はt検定, その他は一元配置分散分析, 太字 p < 0.05

ての下位尺度と有意に関連しており、『規則的な食生活を送っていますか』は「食物選択動機の合理性」を除くすべての下位尺度と有意に関連していた。

(4) 食生活改善行動の採用行動モデルの予測

総合得点や各因子からのステージへの因果関係についてパス解析を行った結果、総合得点からステージへの因果関係は0.514 (p < 0.001)を示したが、RMSEA値が0.543でモデルとして適さないと判断された。次に、「個人の食物選択が社会に影響を及ぼす」と理解することから食に関する意識や行動への影響については、「食事バランスへの意識」が0.676 (p < 0.001)、「食生活変化の受容態度」は0.664 (p < 0.001)、「食物選択動機の合理性」に0.913 (p < 0.001)の因果関係がみられ、モデルの適合度もそれぞれ受容可能な値が示された。「食生活変化の受容態度」への影響は、「食事バランスへの意識」を介した影響が大きいのではないかと予測しパス解析を行った結果、有意 (p < 0.001)な因果関係と受容可能なモデル適合度が示された。「食物選択と社会のつながりへの理解」から「健康に対する自己効力感」への因果関係は、2因子のみでパス解析を行った時は有意差がみられなかったが、「食事バランスへの意識」と「食生活変化の受容態度」を介することで有意 (p < 0.01)な因果関係が示された (図1)。

IV 考 察

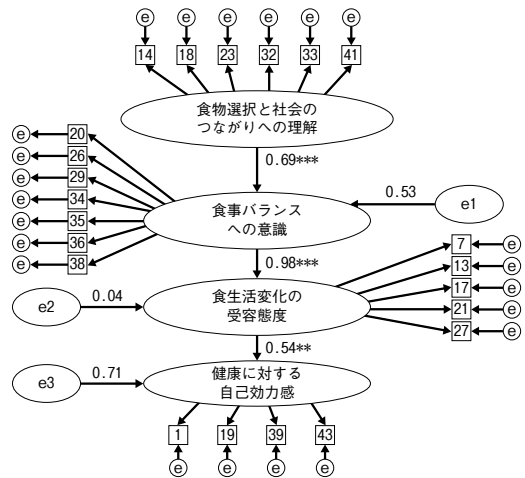
本研究により開発した質問紙は、行動変容を促すための栄養教育の評価指標として有効と考えられた。今回の質問紙の大きな特徴は、「食物選択と社会のつながりへの理解」という認識を測定する因子を含んでいることであるが、残

表4 尺度と外的基準との相関関係

	食物選択と社会のつながりへの理解	食事バランスへの意識	健康に対する自己効力感	食生活変化の受容態度	食物選択動機の合理性
新しい「食物選択動機」調査票					
栄養と健康	0.328***	0.461***	0.542***	0.392***	0.332***
低カロリー	0.302***	0.472***	0.492***	0.623***	0.267***
入手の容易さ	0.259***	0.165*	0.324***	0.136*	0.144*
感覚的快楽	0.255**	0.241***	0.296***	0.226**	0.228**
ecSatter調査票					
食べることに興味がある	0.176**	0.291***	0.374***	0.229**	0.159*
いろいろな食べ物を食べる	0.130	0.286***	0.473***	0.197**	0.147*
食生活が規則的	0.203**	0.235***	0.246***	0.240***	0.116

注 N=82, Pearsonの相関分析, *P<0.05, **P<0.01, ***P<0.001

図1 「食物選択と社会のつながりへの理解」から「食事バランスへの意識」「食生活変化の受容態度」「健康に対する自己効力感」を介した行動変容モデル



GFI=0.724, AGFI=0.661, CFI=0.797, RMSEA=0.092
注 **p < 0.01, ***p < 0.001, e = 誤差変数, [] = 質問項目番号

りの4因子すべてと有意に関連しており、この認識が個人の食物選択に関する心理的側面に影響を与えていると考えられる。またCronbachのα係数は27項目全体では0.908、下位尺度では0.628から0.830を示し質問紙と各下位尺度の内的整合性が確認された。さらに、外的基準としての富田らの調査票⁴⁾の下位尺度や、ecSatter調査票⁵⁾項目との関連性から一定の収束的妥当性が確認された。これらの結果から、本研究で見出された5因子を用いることで、個人の食物選択にまつわる心理的側面を部分的に測定することは可能だといえる。

次に、本研究で作成した質問紙から行動変容

ステージを導き出すことができるのかパス解析を行った結果、総合得点から行動変容ステージへの因果関係はみられたもののモデルの適合度は低く、総合得点から行動変容ステージを導き出すには適さないと考えられた。行動変容ステージは他からの影響も大きく受けており、「食事バランスへの意識」尺度から行動変容ステージを想定することはできないと考えられる。赤松らは⁶⁾、TTMの変容ステージは自己申告による回答で判断されるため、複数の行動変容を含む食行動では回答の妥当性と信頼性を判断するのが難しいと報告している。

「個人の食物選択が社会に影響を及ぼす」と理解することは、「食事バランスへの意識」「健康に対する自己効力感」「食生活変化の受容態度」といった意識とともに、「食物選択動機の合理性」といった行動変容を促す行動モデルが示された。しかし、「食物選択動機の合理性」因子単独でのパス解析結果より、質問項目31（食料品の自給率や輸入は、現在の自分の食品選択とは関係がない）への因果関係が -0.176 ($p=0.152$)と因子としての関連が弱いことが示されたため、今後「食物選択動機の合理性」因子の改良により、より良い結果が期待されると考えられる。井元らは⁷⁾、環境問題と結び付けた食育が意識や食行動に影響を与えたと報告している。環境問題への認識の変化により食行動に変化がみられるように、今回の結果からも社会全体としての食の問題への認識が、自己効力感や問題意識を高め食物選択に影響を与えると捉えることは妥当と考えられる。

本研究の限界としては、対象人数が少ないことから性別による分析をしていないことである。食行動に関する研究では、男女で異なる結果が示されている報告もあり⁸⁾⁻¹⁰⁾、今後は男女別に分析を行う必要がある。また今回の結果は観察研究であり、意識変化を通して行動変容につながる「食生活改善行動の採用」予測モデルが、実際の行動変容に適用するかどうかは明らかでない。これらの限界はあるが、「食生活改善行動の採用」を評価する尺度の開発と行動変容モデルの提案は、食環境とどう折り合いをつけ、

いかに健康的な食選択をすべきかを教育する際に有益であると考えられる。

謝辞

本研究は、平成20年度厚生労働科学研究費補助金（循環器疾患等生活習慣病対策総合研究事業）「行動変容を促す情報提供ツールの開発とメタボリックシンドローム予防効果に関する研究（主任研究：上田由喜子）」の一環として実施した。

文 献

- 1) 田中秀明. 健康行動に対する予防介入の理論と実践. 一橋大学国際公共政策大学院 公共経済プログラム最終報告書. 2008; 8: 1-31.
- 2) Rogers, E. M. Diffusion of Preventive Innovations. Addictive Behaviors. 2002; 27: 989-9932.
- 3) 富田拓郎, 上里一郎. 食物選択と食物の嗜好, 食物摂取の態度・信念・動機, 摂食抑制との関連性について: 実証的展望. The Japanese Journal of Health Psychology. 1998; 11(2): 86-103.
- 4) 富田拓郎, 上里一郎. 新しい“食物選択動機”調査票の作成と信頼性・妥当性の検討. 健康心理学研究. 1999; 12: 16-27.
- 5) Lohse, B., Satter, E., Horacek, T. Measuring eating competence: Psychometric properties and validity of the ecSatter Inventory. J. Nutr. Educ. Behav. 2007; 39: 154-6.
- 6) 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. 2007; 15: 3-7.
- 7) 井元りえ, 大家千恵子, 津田淑江. 持続可能な食生活を目指した食教育プログラムの実践と評価(第2報) 食教育プログラムの実践と評価. 日本家政学会誌. 2005; 9(56): 663-41.
- 8) Lauren B. Shomaker, Wyndol Fulman. Interpersonal influences on late adolescent girls' and boys' disordered eating. Eating Behaviors. 2009; 10(2): 97-106.
- 9) Tapper K, Murphy S, Lynch R, et al. Development of a scale to measure 9-11-years-olds' attitudes towards breakfast. European Journal of Clinical Nutrition. 2008; 62(4): 511-18.
- 10) Pearson N, MacFarlane A, Crawford D, et al. Family circumstance and adolescent dietary behaviours. Appetite. 2009; 52(3): 668-74.