

特定保健指導該当者を対象とした 特定保健指導の利用阻害要因尺度の開発

○赤堀八重子¹⁾ 齋藤 基²⁾ 大澤真奈美³⁾

1)高崎健康福祉大学 2)群馬パース大学 3) 群馬県立県民健康科学大学

研究目的

特定保健指導該当者を対象とした特定保健指導の利用を阻害する要因を測定するための尺度(以下、「特定保健指導の利用阻害要因尺度」)を開発することを目的とする。

研究方法

1. 用語の操作的定義

先行研究(赤堀ら, 2014)を参考に、特定保健指導の利用を阻害する要因を「特定保健指導の未利用の理由を構成する要素」と定義した。

2. 質問項目原案の作成

先行研究(赤堀ら, 2014)の成果であるKJ法の分析結果のラベルや表札などを基に116項目を作成した。続いて、保健行動の予測と説明をするために有用なモデルである改訂ヘルスプロモーションモデル(以下、改訂HPM)を枠組みに適用し、改訂HPMの10の決定因子に基づき分類した。質問項目の内容的妥当性は、専門家会議、パイロットスタディの意見に基づき修正し、50質問項目の原案を作成した。

3. 研究協力市町村および研究対象者

関東地域の2市1町1村(A県C市、B県D市、B県E町、A県F村)の国民健康保険被保険者における平成29年度の特定保健指導の積極的および動機づけ支援該当者(40歳以上75歳未満)3,738人

4. データ収集項目

- 1)研究対象者の特性に関する質問紙
年齢、性別、特定保健指導の階層化による支援レベル、生活習慣改善に関する行動変容のステージ、特定保健指導の利用の有無
- 2)50質問項目「特定保健指導の利用阻害要因尺度」原案
- 3)Health Locus of Control 尺度:渡辺が開発したHealth Locus of Control 尺度(以下、HLC尺度)を用いた。

5. データ収集方法(本調査)および収集期間

研究協力依頼文書、質問紙および返信用封筒を郵送により配布した。研究への同意は質問紙の返送をもって確認した。データ収集期間は、平成30年5月から9月であった。

6. データ分析方法

- 1)研究対象者の特性:研究対象者の特性および尺度の記述統計量の記述統計値(度数、平均、標準偏差)を算出した。
- 2)尺度の項目分析:天井効果($M+SD > 5$)、フロア効果($M-SD < 1$)、Item-Total相関分析(I-T相関; $r \geq 0.40$)、Good-Poor(G-P)分析(t検定; $p > 0.05$)、項目間相関($r > 0.70$)、各項目を除外した場合のCronbach α 信頼係数の変化($r \leq 0.70$)を基準に項目を確認した。
- 3)因子分析:項目分析により除外された項目以外の全項目を用いて、探索的因子分析を行った。次に、確認的因子分析により因子構造を確認し、適合度を算出した。
- 4)尺度の信頼性の検討:Cronbach α 信頼係数を算出し、尺度の内的整合性を検証した。
- 5)尺度の妥当性の検討:特定保健指導未利用群と特定保健指導利用群の2群に分類し(以下、特定保健指導2群)、既知グループ法による検証を行った。基準関連妥当性は、外的基準にHLC尺度を用いて、「特定保健指導の利用阻害要因尺度」との相関関係を確認し、検証を行った。

7. 倫理的配慮

調査の実施に当たり、同意の得られた市町村との共同調査として実施した。研究対象者の個人情報市町村が管理し、質問紙の返信先は市町村とした。研究対象者に対して、研究目的、質問紙返送後の辞退不可などについて文書を用いて説明し、質問紙の返送をもって研究への同意とした。本研究は群馬県立県民健康科学大学研究倫理委員会の承認を得て実施した(承認年月日:平成29年7月27日、承認番号:健科大倫第2017-14号)。

研究結果

3,738人に質問紙を配布し、1,849人(回収率49.5%)から回答を得た。尺度質問項目50項目において無回答および複数に回答がある項目を欠損値とし、欠損を除く1,459人(有効回収率39.0%)を対象とした。

1. 研究対象者の特性

- 1)平均年齢:65.2±8.0歳
- 2)性別:男性972人(66.6%)、女性473人(32.4%)、無回答14人(1.0%)
- 3)特定保健指導の利用の有無
「利用あり」510人(35.0%)、「利用なし」934人(64.0%)、無回答15人(1.0%)

2. 項目分析

天井効果は3.05~5.43、フロア効果は0.93~4.20を示し、削除該当項目はそれぞれ4項目であった。I-T相関($r \geq 0.40$)は16項目が該当した。項目間相関($r > 0.70$)および各項目を除外した場合のCronbach α 信頼係数の変化($r \leq 0.70$)では該当項目なし、G-P分析(t検定; $p > 0.05$)は3項目が該当した。各分析において重複した削除項目があり、検討の結果、19項目を削除した31項目が抽出された。

3. 探索的因子分析(表1)

項目分析により抽出された31質問項目について、探索的因子分析を行った結果、18項目4因子の最適解が得られた。抽出された4因子について、第1因子【生活習慣を変えることに対する無益感】、第2因子【理想的な健康よりも優先される価値観】、第3因子【保健指導に対する否定的な感情】、第4因子【自身の健康の判断に対する自負心】と因子名を命名した。

表1 「特定保健指導の利用阻害要因尺度」探索的因子分析および信頼性(クロンバック α 信頼係数)

	因子負荷量				共通性
	1	2	3	4	
第1因子(6項目):生活習慣を変えることに対する無益感					
Q10 食生活や運動等の工夫をすることは、実際には無理である	0.843	-0.101	-0.004	-0.051	0.588
Q 9 健康に良い行動を勧められても結局、習慣にはならない	0.707	0.012	-0.101	-0.038	0.422
Q12 習慣になっている行動は変えられない	0.659	0.000	-0.026	0.170	0.526
Q13 生活習慣を改善すると日常生活に負担がかかる	0.614	0.081	0.096	-0.125	0.466
Q11 生活習慣を改善しても、病気を予防するとは限らない	0.525	-0.043	0.120	0.043	0.350
Q15 健康に良い行動を勧められても、生活に合わなければ実行できない	0.500	0.154	0.082	-0.006	0.436
第2因子(5項目):理想的な健康よりも優先される価値観					
Q37 生活習慣病を予防することよりも、生きがいや楽しみを優先する	-0.004	0.937	-0.109	-0.039	0.710
Q36 生活習慣病を予防することばかりを考えていたら、人生は楽しくない	0.051	0.732	0.018	-0.046	0.564
Q38 保健指導に時間をかけるよりも、家族や友人との時間が大切である	-0.122	0.724	0.127	-0.017	0.537
Q40 理想的な健康のためにあくせくしたくない	0.073	0.551	0.051	0.090	0.478
Q42 将来の健康については、その時になったら考えればよい	0.109	0.441	0.028	0.176	0.427
第3因子(4項目):保健指導に対する否定的な感情					
Q20 生活習慣の改善を勧められると、生活を否定されている気持ちになる	0.014	-0.005	0.879	-0.023	0.762
Q18 保健指導を受けると責められているような気持ちになる	0.024	-0.061	0.798	-0.037	0.570
Q19 自分の生活を他人にあれこれ言われるのは嫌である	-0.032	0.042	0.717	0.095	0.605
Q17 保健指導は当たり前の話なので聞く意味がない	0.077	0.147	0.462	-0.013	0.378
第4因子(3項目):自身の健康の判断に対する自負心					
Q43 自分の体の状態は、自分が一番よくわかる	0.040	-0.057	-0.073	0.819	0.595
Q46 人から言われなくても、自分の健康は自分で守ることができる	-0.169	0.018	0.108	0.663	0.454
Q23 自分の健康状態の判断は、自分の感覚を信じる	0.079	0.050	-0.018	0.623	0.462
因子間相関					
1	1.000				
2	0.620	1.000			
3	0.569	0.680	1.000		
4	0.380	0.578	0.471	1.000	
18項目全体のクロンバック α	0.904	0.826	0.845	0.843	0.737

最尤法 プロマックス回転

Kaiser-Meyer-Olkin の標準妥当性の測定 = 0.929 Bartlett の球面性検定 $p < 0.001$

4. 確認的因子分析(図1)

探索的因子分析で採択された4因子18項目の適合度指標は、GFI=0.95、AGFI=0.935、CFI=0.952、RMSEA=0.053であった。なお、このモデルの標準化係数はすべて統計学的に有意であった。

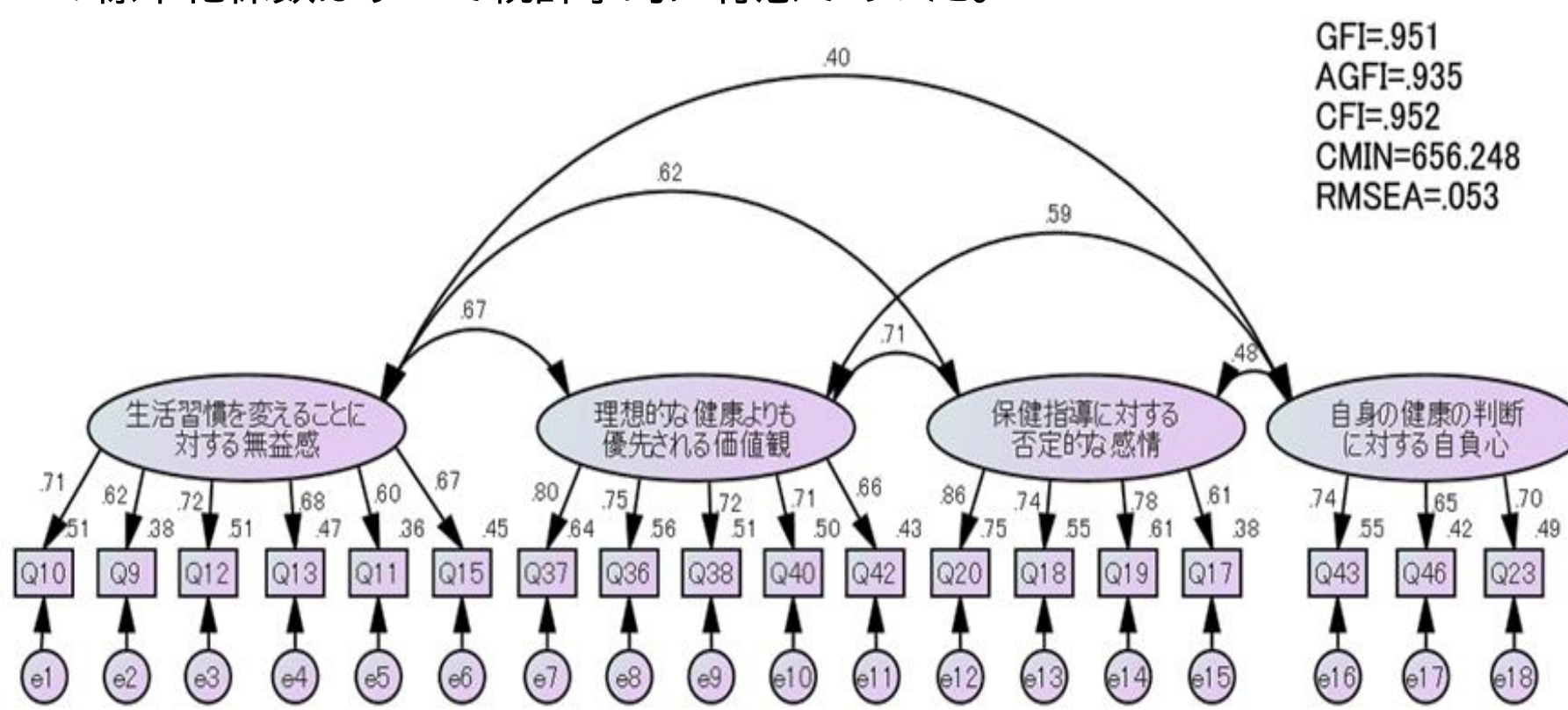


図1 「特定保健指導の利用阻害要因尺度」確認的因子分析

5. 信頼性の検討(表1)

尺度全体のCronbach α 信頼係数は0.904であり、各因子は、第1因子0.826、第2因子0.845、第3因子0.843、第4因子0.737であった。

6. 妥当性の検討

1)既知グループ法による妥当性の検討(表2)

特定保健指導2群と「特定保健指導の利用阻害要因尺度」得点の関連で、特定保健指導未利用群の方が尺度得点が有意に高かった($p < 0.001$)。4因子別の関連では、すべての因子別合計得点において、特定保健指導未利用群の方が尺度得点が有意に高かった($p < 0.001$)。

表2 特定保健指導2群と「特定保健指導の利用阻害要因尺度」合計得点との関連

	人数	平均値	標準偏差	p値	
尺度全体	利用なし	934	49.9	13.4	0.000***
	利用あり	510	44.5	13.3	
第1因子	利用なし	934	16.8	5.5	0.000***
	利用あり	510	15.5	5.3	
第2因子	利用なし	934	14.2	4.7	0.000***
	利用あり	510	12.6	4.4	
第3因子	利用なし	934	10.2	4.0	0.000***
	利用あり	510	8.4	3.8	
第4因子	利用なし	934	8.7	3.0	0.000***
	利用あり	510	8.0	3.0	

t検定 *** $p < 0.001$

2)基準関連妥当性の検討(表3)

HLC尺度と「特定保健指導の利用阻害要因尺度」の相関関係は、尺度全体得点-0.433、第1因子-0.454、第2因子-0.395、第3因子-0.325であり、「やや〜かなり」の負の相関がみられた($p < 0.01$)。第4因子は-0.094であり、ほとんど相関はなかった。

表3 「特定保健指導の利用阻害要因尺度」得点とHLC尺度との相関

	特定保健指導の利用阻害要因尺度				
	全体得点	第1因子	第2因子	第3因子	第4因子
HLC尺度	-0.433**	-0.454**	-0.395**	-0.325**	-0.094**
Pearsonの相関係数	** $p < 0.01$				

考察

4下位尺度18項目から構成される「特定保健指導の利用阻害要因尺度」は、信頼性、構成概念妥当性、基準関連妥当性が確認されており、特定保健指導の利用を阻害する要因を測定するために有用であることが示唆された。

今後の実践への示唆として、第1に支援レベル別など市町村における優先順位の基準を決めて、特定保健指導該当者の尺度総得点を確認し、利用を阻害する要因が少なく動機づけが行いやすい低得点者から利用勧奨を行う。第2として、4下位尺度ごとの得点を確認し、利用を阻害する要因の特徴に合わせた支援を提供する。第3に、本尺度は集団および地域への活用が可能である。具体的には、「特定保健指導の利用阻害要因尺度」を活用して、利用阻害要因に関する集団および地域ごとの実態や特徴を把握することにより、自治体や地区別、属性集団別の利用勧奨や啓発媒体の作成が可能となる。さらに、KDBシステムデータとの比較を通して健診結果と阻害要因の関連など、より詳細に地域の特徴を把握できる可能性がある。このことにより地域課題が明確化され、エビデンスに基づく保健事業の展開に結びつき、生活習慣病および重症化の予防、さらには、健康寿命の延伸や医療費適正化に貢献できると考える。