

日本語版 Utrecht Proactive Coping Competence Scale の 作成および因子構造の検討^{1), 2), 3)}

永峰大輝*¹・武田清香*²・石川 智*³・石川利江*⁴

Development of the Japanese Version of the Utrecht Proactive Coping Competence Scale and Examination of Factor Structure

Daiki NAGAMINE*¹, Sayaka TAKEDA*², Satoru ISHIKAWA*³ and Rie ISHIKAWA*⁴

This study developed the Utrecht Proactive Coping Competence Scale Japanese version (UPCC-J) and examined its factor structure and validity. Neither the original nor previous studies had examined the scale's factor structure using Structural Equation Modeling. Study 1 compared the one-factor and four-factor structure model from the original version, a model with a second-order factor structure. The results showed that the UPCC-J has a second-order factor structure with four first-order factors and sufficient reliability. Study 2, a longitudinal study, confirmed the test-retest reliability of the UPCC-J. Study 3 provided evidence of the scale's convergent and concurrent validity in relation to proactive coping beliefs, self-management skills, general self-efficacy, and the degree of worry. The practical use of the UPCC-J is discussed.

key words: proactive coping, stress coping, scale development, factor analysis, positive psychology

¹ 本研究は、第一著者が桜美林大学大学院国際学研究科に提出した博士論文を加筆・修正したものである。

² 本研究は、日本健康心理学会第33回で発表したデータにサンプルを追加・再分析し、加筆・修正したものである。

³ 本研究の執筆にあたり、ご指導くださった松田チャップマン与理子先生(桜美林大学)、鈴木平先生(桜美林大学)、西垣悦代先生(関西医科大学)に心より感謝申し上げます。

*¹ 東京女子医科大学医学部

School of Medicine, Tokyo Women's Medical University, 8-1 Kawada-cho, Shinjuku-ku, Tokyo 162-8666, Japan.
(nagamine.daiki@twmu.ac.jp)

*² 東海大学医学部 (現: 帝京科学大学医療科学部)

School of Medicine, Tokai University, 143 Shimokasuya, Isehara-shi, Kanagawa 259-1193, Japan.

*³ 神奈川県厚木児童相談所

Atsugi Child Guidance Center, Kanagawa Prefecture, 2-11-7 Mizuhiki, Atsugi, Kanagawa 234-0004, Japan.

*⁴ 桜美林大学大学院国際学術研究科

Graduate School of International Studies, J. F. Oberlin University, 3758 Tokiwa-machi, Machida-shi, Tokyo 194-0294, Japan.

問題と目的

ストレス研究では、ストレスフルな出来事による苦痛からの解放やリカバリーといった「治療的」な側面が長い間注目されていた。代表的なものでは、Selye (1936) の生理学的反応と病気の発症に注目した研究や、Lazarus & Folkman (1984) のトランスアクションモデルが挙げられる。一方で、Seligman & Csikszentmihalyi (2000) がポジティブ心理学を提唱したことで、強みや人生の充実といった人のポジティブな機能に着目した研究が増えた。ストレス研究もこの影響を受け、ストレスフルな出来事後の対処方略の考え方が変わりつつある (Lopez et al., 2019)。例えば、困難で脅威的な状況にも関わらず、うまく適応する過程・能力・結果と定義されるレジリエンス (Masten et al., 1990) や、困難な経験に伴う精神的葛藤の結果生じるポジティブな心理的変容と定義される心的外傷後成長 (Tedeschi & Calhoun, 1996) など、苦痛な状態からの回復や成長に注目する「ポジティブ」な考え方が必要とされるようになってきた (上野他, 2016)。

Schwarzer (Schwarzer, 1999; Schwarzer & Taubert, 2002) は、それまで事後対処的なコーピングが扱われてきたことを指摘し、Proactive Coping Theory を提唱した。Proactive Coping Theory では、「ポジティブ」なストレスコーピングの考え方に加えて時間的な視点も取り入れ、Proactive coping を「挑戦的な目標や個人的成長を促進させるための資源の構築に関する努力 (Schwarzer & Taubert, 2002)」と定義している。Proactive coping では、まだ起きていないストレスフルな出来事を察知し、事前に対処することで、ストレスを相殺もしくは排除、軽減できると言われている。先行研究では、体重管理 (Vinkers et al., 2014) や日常生活の機能障害 (Greenglass et al., 2006) などとの関連が示されている。介入研究も行われており、高齢者への健康教育 (Bode et al., 2007)、2型糖尿病患者の自己管理 (Kroese et al., 2013) に活用されている。Proactive coping は日常においても見られ、例えば、健康診断の結果を生活改善のきっかけとすることや、望ましくない体型にならないように運動するといったことも含まれる。Proactive coping に関する研究は国内外ともにまだ少ないが、近年少しずつ増えてきてい

る (永峰・石川, 2022)。

Proactive coping のプロセスは、Aspinwall & Taylor (1997) が5つのステージで構成されるモデルを提唱している (以下、5ステージモデル)。5ステージモデルは、ストレスの生起に先立って行う「資源の蓄積」、ストレスが近づいていると認識する「注意の認識」、ストレスの現在および将来の状況を予測する「予備的評価」、行動を起こす「予備的コーピング」、予備的コーピングがストレスに与えた影響と行動の修正を検討する「フィードバックの活用」の5段階を順に進むモデルである。本モデルは尺度開発や介入研究に応用されている。

Proactive coping の測定は主に2つの尺度が用いられており、信念や意図を測定する Proactive Coping Inventory (Greenglass et al., 1999: 以下 PCI) と、行動を測定する the Utrecht Proactive Coping Competence Scale (Bode et al., 2008: 以下 UPCC) がある。PCI は最初の尺度として開発され、Takeuchi & Greenglass (2004) によって日本語版も作成されている。PCI は、コーピングを多次元的に測定する尺度として、様々なコーピング方略を含んだ7因子で構成されており、おもに調査研究で用いられる。UPCC は5ステージモデルに基づいて作成され、3つの介入研究 (①Bode et al., 2006; Bode et al., 2007, ②Thoolen et al., 2007; Thoolen et al., 2008, ③Bode et al., 2008) を通して開発されており、介入研究で用いられることが多い。開発段階では5ステージモデルの各ステージに対応した因子として、「資源の蓄積」がリソースの活用因子 (Use of resources), 「注意の認識、予備的評価」が将来の評価因子 (Future appraisal), 「予備的コーピング」が現実的な目標設定因子 (Realistic goal setting), 「フィードバックの活用」がフィードバックの活用因子 (Use of feedback) という4因子構造を報告しているが (Bode et al., 2007), 確認的因子分析やモデル適合度は検討しておらず、最終的に主因子分析の結果のみで1因子構造として結論づけている (Bode et al., 2008)。その後の研究においても、UPCC の確認的因子分析は行われていない。なお、Bode et al. (2007) は英語で、Bode et al. (2008) はオランダ語で書かれているが、項目内容に違いはない。UPCC の日本語版は、蔡・神山 (2011) が開発過程の論文を引用したうえで項目を邦訳し4因子構造で使用してい

るが、いくつかの課題が残されている。作成にあたって、原著者からの作成許可、バックトランスレーションの有無、因子構造の検討に関する記載が見られない。原版と翻訳後の尺度得点の比較もされていないため、他言語版 UPCC を用いた研究と比較する際に齟齬が生じる可能性がある。

Proactive coping の研究は欧米を中心に行われているが、日本での研究はほとんど行われていないのが現状である。Proactive coping に基づく介入研究の効果指標として主に UPCC が使われているが、原版の因子構造の確認と日本語版の作成過程に課題が残されている。日本でまだ行われていない介入研究の推進や、文化的な差異も比較可能な尺度を作るためにも、因子構造および妥当性が十分検討された新たな日本語版を作成する必要がある。

本研究では、Proactive coping の行動を測定する UPCC の日本語版を、バックトランスレーションを含めて作成し、因子構造および信頼性と妥当性を検討する。因子構造に関しては、原版通りの 1 因子構造と開発過程で得られた 4 因子構造を検討する。また、原版が 5 ステージモデルを参考に開発されたことを考慮し、各ステージに対応した因子を残しつつ完成版の 1 因子構造を保った、4 因子を 1 次因子とする 2 次因子構造を検討する。Proactive coping を 1 因子で捉える場合、コーピングをうまくできているか否かという理解に留まるが、2 次因子構造として捉えることで、Proactive coping の実施状況やプロセスについて 5 ステージモデルに則って詳細に理解できるという利点がある。2 次因子構造は、1 次因子のみの通常の因子分析モデルよりも簡略化され、直接的に比較可能であることや (Rindskopf & Rose, 1988)、項目を 1 つにまとめる場合と比べて明確に評価できる (Koufteros et al., 2009) といった点が挙げられる。4 因子および 1 因子で検討可能な分析として階層因子分析もあるが、5 ステージモデルの各ステージに該当する複数の因子と別に Proactive coping を示す独立した因子があるという構造は解釈が困難なため、本研究では検討しないこととする。

以上 3 つの因子構造の適合度を比較する。信頼性は内的一貫性、妥当性は収束的妥当性と併存的妥当性を検討する。因子構造だけでなく、信頼性係数や得点の平均値にも差が見られる可能性があるため、UPCC を用いた先行研究との比較も行う。

研究 1

研究 1 では UPCC を邦訳し、その因子構造、信頼性について検討を行うことを目的とした。

方法

項目の翻訳 日本語版 Utrecht Proactive Coping Competence Scale (以下 UPCC-J) の作成は以下の手続きで行った。まず、原著者 (Bode, C.) から翻訳の許可を得て、日本人研究者の一人が原版の 21 項目を日本語に翻訳し、心理学を専門とする大学教員と大学院生の意見を参考に表現の確認と修正を行った。その後、関東圏の大学に在籍し、心理学の講義を受講する大学生および心理学を専門とする大学院生を対象とした予備調査を実施し、表現の修正を行った。予備調査の調査フォームには、年齢、性別、UPCC-J の項目案を記載した。対象者は 54 名 (女性 29 名、男性 23 名、回答しない 2 名、平均年齢 19.72 歳、 $SD = 2.75$) であった。調査は 2021 年 2 月上旬から 4 月下旬に実施した。なお、項目表現に違和感があった場合、各項目または尺度全体に対する指摘ができるよう、自由記述の枠を設けた。作成した UPCC-J の項目案は、本研究とは無関係かつ英語を母語とする職業翻訳家にバックトランスレーションを依頼し、適宜修正を行った。バックトランスレーションの手続きを 2 回繰り返した後、問題がないと判断されたため、21 項目の日本語版項目の原案とした。

調査対象者 関東圏の大学に在籍する大学生・大学院生および関東圏に在住している一般成人 319 名 (女性 199 名、男性 113 名、回答しない 7 名、平均年齢 30.80 歳、 $SD = 13.86$) であった。調査は 2021 年 7 月上旬から 8 月上旬に実施した。

手続き 学生には講義終了後の時間を利用して、集団形式による無記名式の Web 調査 (Google Forms) を実施した。告知の際に口頭で調査の説明と依頼をした。一般成人は口頭もしくは文面で直接依頼し、さらにその対象者から調査について紹介してもらうスノーボールサンプリング法を用いた。学生、一般成人いずれも依頼の際に、調査への参加は任意であることを伝え、調査の途中で中止することも可能であることを伝え、調査の目的や個人情報保護について説明した。以上の説明は調査フォームにも記載した。なお、本研究は桜美林大学の研究活動倫理委員会承認を得たうえで実施された (承認番号 20055)。

調査内容 予備調査で作成された 21 項目について、自分自身がどの程度当てはまるかを 1 点「全くできない」、2 点「どちらかというといけない」、3 点「どちらかというとできる」、4 点「かなりできる」の 4 件法で回答を求めた。教示文は「以下の項目は様々な状況に対する行動についての質問です。以下の項目がどのくらいできていると思いますか。最も当てはまるものを 1 つ選び、チェックしてください。」と記載した。本尺度は、得点が高いほど、Proactive coping の行動が高いとみなされる。

分析方法 分析は、統計解析ソフトウェア IBM SPSS Statistics 27 及び、IBM SPSS Amos 27 を用いた。本研究の統計学的な有意水準を 5% とした。モデル適合度の評価は、TLI, CFI は .95 以上、RMSEA, SRMR は .06 以下 (Hu & Bentler, 1999) を良好とした。

結果

UPCC-J の因子構造の検討 各項目の平均値、標準偏差を算出し、天井効果とフロア効果を検討した結果を Table 1 に示した。平均値が大きく偏っている項目は見られなかったため、21 項目全てを分析対象とした。因子構造を検討するために、まず 1 因子構造、4 因子構造、2 次因子構造の構造方程式モデリングによる確認的因子分析と、各モデル適合度の比較を行った。各因子構造における項目の負荷量を Table 1 に、モデル適合度を Table 2 に示した。

確認的因子分析を行った結果、1 因子構造の適合度は、 $\chi^2(189) = 957.09$, $p < .001$, TLI = .71, CFI = .74, RMSEA = .11, SRMR = .08, AIC = 1041.09 であった。因子間に相関関係を仮定した 4 因子構造の適合度は、 $\chi^2(183) = 511.92$, $p < .001$, TLI = .87, CFI = .89, RMSEA = .08, SRMR = .08, AIC = 607.92 であった。2 次因子構造の適合度は、 $\chi^2(185) = 513.16$, $p < .001$, TLI = .87, CFI = .89, RMSEA = .07, SRMR = .08, AIC = 605.16 であった。全てのパス係数は有意であった。いずれの因子構造も適合度が基準を満たしていなかった。そのため、修正指数を参考に内容に近い項目 (1, 4) の誤差間に共分散を設定することが妥当と判断し、再分析した。結果は、1 因子構造の適合度は、 $\chi^2(188) = 909.56$, $p < .001$, TLI = .73, CFI = .76, RMSEA = .11, SRMR = .08, AIC = 995.56 であった。4 因子構造の適合度は、 $\chi^2(182) = 483.40$, $p < .001$, TLI = .88, CFI = .90,

RMSEA = .07, SRMR = .08, AIC = 581.40 であった。2 次因子構造の適合度は、 $\chi^2(184) = 484.70$, $p < .001$, TLI = .88, CFI = .90, RMSEA = .07, SRMR = .08, AIC = 578.70 であった。また、項目 21 の負荷量について、4 因子構造 (.39) と 2 次因子構造 (.38) では低い値であったため、項目 21 を削除した 20 項目で再分析した。その結果、1 因子構造の適合度は、 $\chi^2(169) = 883.91$, $p < .001$, TLI = .72, CFI = .75, RMSEA = .12, SRMR = .08, AIC = 965.91 であった。4 因子構造の適合度は、 $\chi^2(163) = 424.42$, $p < .001$, TLI = .89, CFI = .91, RMSEA = .07, SRMR = .06, AIC = 518.42 であった。2 次因子構造の適合度は、 $\chi^2(165) = 425.52$, $p < .001$, TLI = .90, CFI = .91, RMSEA = .07, SRMR = .06, AIC = 515.52 であった。項目 21 を削除する前後でモデル適合度を比較すると、削除後の方がより良いものであったが大幅には改善されなかった。項目 21 の削除によるモデル適合度の比較結果と、翻訳版のため可能な限り原版に近づけること、国際比較の可能性を考慮し、項目 21 を削除しない 21 項目完成版とした。

次に、各因子構造の適合度を比較するために、原版通りの 1 因子構造と他 2 つの構造モデルとの $\Delta\chi^2$ 検定を行った。その結果、4 因子構造 ($\Delta\chi^2(6) = 426.16$, $p < .001$)、2 次因子構造 ($\Delta\chi^2(4) = 424.86$, $p < .001$) のどちらも有意な差が示された。

信頼性の検討 1 次因子と 2 次因子の信頼性を検討した。信頼性係数と各因子の項目平均値と標準偏差、下位尺度得点の相関の結果を Table 3 に示した。「現実的な目標設定」は α , $\omega = .85$, 「フィードバックの活用」は α , $\omega = .77$, 「将来の評価」は α , $\omega = .81$, 「リソースの活用」は $\alpha = .78$, $\omega = .81$, 全項目では α , $\omega = .92$ であり、十分な信頼性が確認された。下位尺度間相関では、いずれも有意な相関が見られた ($p < .001$)。

研究 2

研究 2 では、UPCC-J の再検査信頼性を検討することを目的とした。

方法

調査対象者 専門学校生、大学生、大学院生および一般成人 531 名に Web 調査を行った。調査は、2021 年 9 月中旬から 2022 年 3 月上旬にかけて、1 ヶ月半から 2 ヶ月おきに計 3 回実施した。最終的に分析対

Table 1 UPCC-J の各項目の平均値, 標準偏差および確認的因子分析の結果

	M	SD	F1	F4	2F
"I am able to..."					
Realistic Goal Setting (現実的な目標設定)					
1. really do what I wanted to do. (やりたいと思ったことを必ず実行することができる。)	2.72	0.69	.58	.61	.61
2. maintain. (やりたいと思ったことはやり続けることができる。)	2.89	0.73	.55	.60	.60
3. make realistic plans. (現実的な計画を立てることができる。)	2.75	0.74	.53	.60	.60
4. translate my wishes into plans. (やりたいと思ったことを計画に移すことができる。)	2.81	0.73	.57	.64	.64
5. find solutions. (解決策を見つけることができる。)	2.90	0.65	.67	.72	.72
6. recognize my own barriers. (やりたいことを妨げる言いわけに気づくことができる。)	2.88	0.66	.52	.53	.53
7. recognize my possibilities and opportunities. (自分の可能性とチャンスに気づくことができる。)	2.59	0.74	.70	.70	.70
8. find alternatives if one solution does not work. (ある解決策がうまくいかなければ, 代わりの解決策を見つけることができる。)	2.78	0.69	.69	.71	.71
Use of Feedback (フィードバックの活用)					
9. take a moment to appreciate my successes. (自分の成功を味わうための時間をとることができる。)	2.66	0.77	.63	.64	.64
10. learn from setbacks. (つまずきから学ぶことができる。)	2.96	0.66	.69	.70	.70
11. reward myself for things that go well. (うまくいったら自分にご褒美をあげることができる。)	3.06	0.85	.46	.48	.48
12. see the positive sides to failure. (失敗しても良い面にも目を向けることができる。)	2.85	0.77	.60	.62	.62
13. check to see if I accomplish what I wanted to. (やりたかったことを達成できているかどうか確認することができる。)	2.89	0.69	.70	.71	.71
Future Appraisal (将来の評価)					
14. assess future developments. (これからの展開を評価することができる。)	2.69	0.71	.71	.77	.77
15. anticipate the future. (将来起こることについて予想することができる。)	2.67	0.74	.61	.72	.72
16. appraise my environment. (自分の置かれた環境を評価することができる。)	2.90	0.73	.71	.77	.76
17. recognize first signals of undesired changes. (良くない方向に変化する最初のサインに気づくことができる。)	2.67	0.78	.56	.61	.61
Use of Resources (リソースの活用)					
18. ask for social support. (周囲の人からのサポートを求めることができる。)	2.70	0.85	.49	.89	.89
19. ask for support when things become difficult. (困難な状況になった時にサポートを求めることができる。)	2.71	0.84	.51	.95	.95
20. be open for suggestions and advice from others. (他人からの提案やアドバイスに耳を傾けることができる。)	3.03	0.72	.46	.54	.54
21. listen to my body. (自分の身体の声を聴くことができる。)	2.74	0.76	.49	.38	.38

注) F1 = one factor model, F4 = four-factor model, 2F = second-order factor model

象者となったのは 267 名(女性 145 名, 男性 122 名, 平均年齢 39.48 歳, $SD = 15.98$) であった。

手続き 学生への調査は集団を対象とした口頭による説明とメール配信を行い, Google Forms を用い

Table 2 各因子構造のモデル適合度と1因子構造との比較

	χ^2	df	p	TLI	CFI	RMSEA	SRMR	AIC	1因子構造との比較	
									$\Delta\chi^2$	p
F1	909.56	189	< .001	.73	.76	.11	.08	995.56		
F4	483.40	182	< .001	.88	.90	.07	.08	581.40	426.16	< .001
2F	484.70	184	< .001	.88	.90	.07	.08	578.70	424.86	< .001

注) F1=one factor model, F4=four-factor model, 2F=second-order factor model

Table 3 信頼性係数および下位尺度間の相関係数

	M	SD	SE	95% CI	α	ω	F1	F2	F3	F4
UPCC-J	2.80	0.45	.03	[2.75—2.85]	.92	.92				
F1: 現実的な目標設定	2.79	0.49	.03	[2.73—2.84]	.85	.85	—			
F2: フィードバックの活用	2.88	0.54	.03	[2.82—2.94]	.77	.77	.70	—		
F3: 将来の評価	2.73	0.59	.03	[2.67—2.80]	.81	.81	.64	.64	—	
F4: リソースの活用	2.79	0.62	.03	[2.73—2.86]	.78	.81	.45	.53	.48	—

注) 相関係数は全て $p < .001$

て実施した。一般成人への調査は研究者らの知人を対象として口頭もしくは文面で直接依頼し、さらにその対象者から調査の紹介をってもらうスノーボールサンプリング法と、Web 調査会社のモニターを対象として調査した。スノーボールサンプリングによる調査ではメール配信で説明し、Google Forms を用いて実施した。Web 調査会社による調査では株式会社アイブリッジに調査を依頼し実施した。全ての調査で調査フォームの1ページ目に調査依頼文を記載し、同意のチェックボックスをクリックしないと質問に進めないように設定した。データの対応のために、Google Forms の調査では生年月日と名前のインシヤルの回答を求めた。Web 調査会社の調査では、モニター ID を用いてデータを対応させた。Google Forms の調査では、1回目は231名、2回目は76名、3回目は68名が回答した。その内3回全てに回答していなかった、あるいは回答に不備があった13名を削除し、55名(有効回答率24%)を分析対象とした。Web 調査会社の調査では、1回目は300名、2回目は270名、3回目は255名が回答した。その内、同一回答が見られる、かつ指示項目に正しく答えなかった43名を削除し、212名を分析対象とした(有効回答率71%)。分析対象者を合算し、最終的に267名を分析対象とした(合計有効回答率50%)。なお、本調査は桜美林大学の研究活動倫理委員会の承認を得たうえで実施された(承認番号21018)。

調査内容 研究1で作成したUPCC-Jを使用した。

結果

UPCC-Jの再検査信頼性 UPCC-Jの信頼性について、1回目は α , $\omega = .96$, 2回目は α , $\omega = .95$, 3回目は α , $\omega = .96$ であった。UPCC-Jの再検査信頼性を検討するために、各時点の得点について相関係数を算出した。UPCC-Jは $r = .68$ — $.77$, 現実的な目標設定は $r = .65$ — $.73$, フィードバックの活用は $r = .66$ — $.70$, 将来の評価は $r = .58$ — $.71$, リソースの活用は $r = .64$ — $.74$ であった。以上の結果から、項目全体と各下位尺度において十分な再検査信頼性が示された。

研究 3

研究3では、UPCC-Jの妥当性を検討することを目的とした。原版のUPCCの開発研究(Bode et al., 2008)では、過去・現在・未来の志向の傾向、目標志向・計画性、心配度、自己管理、自己効力感の測定尺度を用いて妥当性を検討している。本研究では、原版で使用された尺度の日本語版と、日本語版が無い尺度は同じ概念を測定し項目内容が近似している尺度を代用して妥当性を検討する。

方法

調査対象者 Web 調査会社のモニターに調査した。調査は、2023年4月に実施した。全ての項目に

同一の回答をしており、かつ指示項目に正しく答えなかった3名を削除し、分析対象者となったのは507名(女性254名、男性253名、平均年齢41.33歳、 $SD = 17.54$)であった。

手続き 株式会社アイブリッジに調査を依頼し実施した。調査フォームの1ページ目に調査依頼文を記載し、同意のチェックボックスをクリックしないと質問に進めないように設定した。なお、本調査は桜美林大学の研究活動倫理委員会の承認を得たうえで実施された(承認番号22037)。

調査内容

(1) UPCC-J 研究1で作成した尺度を使用した。

(2) 日本語版 Proactive Coping Inventory Greenglass et al.(1999)が開発したPCIの邦訳版(Takeuchi & Greenglass, 2004)を使用した。なお、14項目の下位尺度である Proactive Coping Scale を使用した。回答は1点「全く当てはまらない」から4点「全くその通り」の4件法で回答を求めた。得点が高いほど Proactive coping の信念が強いことを示す。

(3) 過去・現在・未来の志向の傾向、目標志向・計画性 白井(1994)の時間的展望体験尺度を用いた。この尺度は時間的展望を測定する尺度で、「現在の充実感」、「目標志向性」、「過去受容」、「希望」の4因子18項目からなる。回答は1点「あてはまらない」から5点「あてはまる」で求め、得点が高いほど時間的展望が高いことを示す。質問項目数と回答者の負担を考慮し、過去・現在・未来の志向の傾向と目標志向・計画性を本尺度でまとめて測定した。

(4) 心配度 Meyer et al.(1990)が開発した Penn State Worry Questionnaire の邦訳版(本岡他, 2009)を用いた。この尺度は、心配の程度を測定する尺度であり、1因子16項目からなる。回答は1点「全く当てはまらない」から5点「非常に当てはまる」で求め、得点が高いほど心配の程度が高いことを示す。UPCC の原版開発で用いられた尺度で日本語版が作成されていたのは本尺度のみであった。

(5) 自己管理 高橋他(2000)の自己管理スキル尺度を用いた。この尺度は、自己管理スキルの豊富さを測定する尺度であり、1因子10項目からなる。回答は1点「当てはまらない」から4点「当てはまる」の4件法で求め、得点が高いほど自己管理スキルが豊富であることを示す。

(6) 自己効力感 三好(2003)の主観的な感覚としての人格特性的自己効力感尺度を用いた。この尺度は、自己効力感を主観的な感覚として測定する尺度であり、1因子7項目からなる。回答は1点「全く当てはまらない」から5点「非常に当てはまる」の5件法で求め、得点が高いほど自己効力感が高いことを示す。

結果

妥当性を検討するために、UPCC-J と各妥当性指標尺度との相関係数を算出した。結果は、PCI ($r = .72, p < .001$)、「過去・現在・未来の志向の傾向」($r = .52, p < .001$)、「自己管理」($r = .46, p < .001$)、「自己効力感」($r = .59, p < .001$)とは正の相関、「心配度」とは負の相関($r = -.29, p < .001$)であった。

考 察

本研究はUPCCの日本語版としてUPCC-Jを作成し、その因子構造、信頼性および妥当性を検討した。確認的因子分析の結果、2次因子構造のモデル適合度が最も基準に近い値であった。信頼性は α 、 ω 係数と再検査信頼性から、妥当性は収束的妥当性と併存的妥当性の観点から、信頼性および妥当性を概ね備えていることが示された。

尺度得点と因子構造の検討

尺度の得点について、原版の平均点および標準偏差は $2.8 \pm 0.36 \sim 2.9 \pm 0.41$ であった。対象者が比較的多い Vinkers et al.(2014)は 2.82 ± 0.37 、van Mierlo et al.(2015)は 3.1 ± 0.6 と報告されている。これらの結果と比較すると、本研究の平均値 2.80 ± 0.45 はやや低い結果ではあるが大きな差はない。下位尺度別にみると、Bode et al.(2007)は、現実的な目標設定は 2.87 ± 0.42 、フィードバックの活用は 2.79 ± 0.48 、将来の評価は 2.79 ± 0.47 、リソースの活用は 2.77 ± 0.53 と報告しており、本研究ではそれぞれ、 2.79 ± 0.45 、 2.88 ± 0.54 、 2.73 ± 0.59 、 2.79 ± 0.62 といずれも大きな差はなかった。UPCCは、生活習慣病患者をはじめとした高齢者を対象に測定することが多い。年齢が高いほど健康意識が高まることを考慮すると(古谷野他, 2006)、本研究の平均得点は妥当であったと考えられる。また、日本における研究では(Cai & Kohyama, 2018)、尺度の妥当性をどのように検討されているのか確認できないが、卒業1ヶ月前の大学4年生を対象に調査を実施してい

る。結果は下位尺度のみであり、現実的な目標設定は 2.94 ± 0.4 、フィードバックの活用は 2.94 ± 0.5 、将来の評価は 2.72 ± 0.5 、リソースの活用は 3.00 ± 0.4 であり、将来の評価以外は本研究の方が下回っている。年齢層の高い海外の研究や就職直前の学生と比較すると、多少低い結果であったことは予想の範囲内であると考えられる。今後は年代間や国別で比較する必要がある。

項目 21 の負荷が低かった理由として、因子内の他の項目と内容を比較すると、他の 3 項目は他者からのサポートを資源として活用するものであるが、項目 21 は自身の身体感覚を資源としていることが主な理由であると考えられる。身体感覚を資源として活用できるかどうかについては、先行研究と本研究のサンプルの特性の違いか、文化差なのかは判断できないため、検討を重ねる必要がある。

因子構造の比較について、全てのモデルで良好な適合度が得られなかったが、4 因子構造および 2 次因子構造では基準から著しく低い値ではなかった。また、適合度だけに注目して観測変数を減らすと内容的妥当性に問題が生じることや(南風原, 2002)、先行研究との比較が不可能になるといったデメリットがある。全体的な項目構成や原版との兼ね合いも考慮し、今回の結果を許容範囲であると判断した。本研究では 2 次因子構造の適合度が最も良好に近い値であったことと、原版が 1 因子構造を完成版としていることを踏まえ、UPCC-J は 2 次因子構造であると判断した。UPCC は 5 ステージモデルに基づいて開発され、各ステージに 1 次因子が対応する構造になっている。UPCC を単純に 1 つの変数と捉えるのではなく、4 つの 1 次因子の得点にも注目することで、どの要素が効果的な対処に繋がるかが詳細に把握できるといった利点がある。

2 次因子を想定する場合の注意点として、高次因子と低次因子の繋がりについて説明する必要があるため(Koufteros et al., 2009)、5 ステージモデルに沿って説明する。リソースの活用と行動の関係について、リソースの活用の項目内容はソーシャルサポートと捉えることも可能なため、ソーシャルサポートと行動の関係について述べる。ソーシャルサポートに関するメタレビューでは(Wang et al., 2003)、ソーシャルサポートが高いほど、健康促進行動や健康状態、well-being が高いことを明らかにし

ている。トランスアクショナルモデル(Lazarus & Folkman, 1984)でも、ストレスの対処過程でソーシャルサポートが重要視されていることを踏まえると、ストレスに対するリソースの重要度は高く、過去や未来に限らず常に有効な対処行動を生み出すものであると考えられる。次に将来の評価について、似た概念である時間的展望のメタレビューでは(Kooij et al., 2018)、時間的展望が高い人は、自分の行動によって引き起こされる結果をより十分に予測するため、健康的な行動をとると述べられている。UPCC-J の将来の評価は 5 ステージモデルの予備的評価にあたり、「察知したストレスの現在の状態と将来なりうる状態を評価するもの」と位置づけられる。将来の見通しという点では同様の機能を持っているため、Proactive coping の行動においても将来の評価が重要だと考えられる。現実的な目標設定とフィードバックの活用について、健康行動の行動変容テクニックに関するメタレビューで、いずれも重要であるとされている。Michie et al.(2009)では、健康行動に対する意図の形成、目標設定の促進、文脈に沿った行動目標の設定、フィードバックの活用、目標の見直しが有効であると述べている。Dusseldorp et al.(2014)は、結果および健康に関する情報提供やフォローアップが重要であるとしたうえで、さらに目標の見直し、情報提供が疎かなフィードバックを行うと、行動変容がうまくいかないと述べている。目標設定とフィードバックは、効果的な行動に重要な要素であり、Proactive coping の因子として重要である。これらのことから、本研究で得られた UPCC-J の 1 次因子である現実的な目標、フィードバックの活用、将来の評価、リソースの活用は、2 次因子である Proactive coping の行動の生起には重要な因子だと言える。

信頼性の検討

原版の 4 因子構造の α 係数は、現実的な目標設定は .81、フィードバックの活用は .76、将来の評価は .74、リソースの活用は .70、1 因子構造では .83—.95 と報告している。UPCC-J は上記の因子の順に .85、.77、.81、.78、1 因子構造では .92 と原版よりも高い信頼性が得られた。他の研究(Kroese et al., 2013; Vinkers et al., 2014)と比較しても同等の値を示しており、信頼性において頑健な尺度であると考えられる。

妥当性の検討

妥当性について外的基準との相関関係から検討した。本研究の結果は、Proactive coping の概念の特徴である「時間的先行性」と「ストレスに対するポジティブな認識」を支持するものである。先行研究と比較すると、Sohl & Moyer (2009) は4因子構造のUPCCとPCIの相関について $r = .46-.72$ と報告しており、本研究も同様の結果が得られた。原版と同じ尺度を用いた心配度では、原版は $r = -.22, -.30$ であり、ほぼ同じ結果となった。自己効力感は原版の $r = .33-.49$ と比較するとやや高かったが、4因子構造では $r = .24-.56$ と報告しており、近い結果が得られたと言える。以上のことから、UPCC-Jは十分な妥当性を有していると考えられる。

本研究の限界と今後の課題

主な課題として、適合度指標が基準に満たなかったことが挙げられる。対象者の面では、Proactive coping の研究は高齢者の健康を目的としたものが多いが、本研究では高齢の対象者を十分に収集できていない。原版通りの1因子構造の適合度が低かったことは、対象者の違いが影響している可能性もある。今後は幅広い年代を対象とし、検討し直す必要がある。分析の面では、邦訳を目的としているため、モデル適合度による項目の調整には妥当性の面で限界があった。今後は、文化的背景も踏まえた表現の正しさについて邦訳を再考するなど、内容的妥当性の観点からも項目の見直しが必要である。また、確認的因子分析で誤差共分散を含めてモデル検討を行ったため、データ主導による妥当性の検討となっている。しかし、未設定の誤差共分散の影響が他のパス係数へ反映されてしまうことから、一般化可能性としては必要な手続きであった(狩野, 2002)。

教示文について、予備調査では「以下の項目がどのくらいできていると思いますか。」のみであったが、わかりにくいとの指摘があった。原版通り特定状況に絞らない尺度にするため、PCI (Greenglass et al., 1999)を参考に「以下の項目は様々な状況に対する行動についての質問です。」を追加したが、より曖昧な表現になってしまった。今後の改善案として、「あなたの普段の行動について、以下の質問はどの程度あてはまりますか。」や「あなたは普段、何かに取り組む際に以下の項目をどのくらいできていると思いますか。」というように、状況に対する行動ではな

く普段の行動傾向を聞くような教示にすることで、より回答しやすくなる可能性がある。

最後に本研究の発展性について述べる。Proactive coping の先行研究では、主に健康問題との関連が検討されてきた。Proactive coping は従来の「治療的」な考え方に対して、ポジティブ心理学による「ポジティブ」な考え方と、前もってストレスに対処する時間的先行性を概念としたものということを押さえると、健康問題を抱えている人は一見対象外のように見える。しかし疫学的に見ると臨床でも一次予防はあり得ると考えられており、例えば高血圧の治療・管理は脳血管疾患や虚血性心疾患の一次予防に該当する。つまり、健康問題を抱えている人は必ずしも「治療的」で時間的に遅い段階ではないと言える。今後は、健康な人の予防行動だけでなく、既に健康問題を抱えている人の予防行動やエンパワメントといった視点から、医療・看護における活用も可能である。そのためには、健康・医療の現場や介入で活用することで、尺度の有用性や臨床的妥当性を検討する必要がある。Aspinwall & Taylor (1997) は、Proactive な人は事前にストレスを相殺、軽減しており、うまく対処しているように見えるため、「治療的」な面に着目されていたコーピング研究から外されてきた可能性があるとして述べている。より効果的なコーピングの背景やプロセスを明らかにする際に、将来を見据えた対処行動という新たな視点からコーピングを考えられるという点において、本尺度を作成したことは重要な意味を持つと考えられる。

引用文献

- Aspinwall, L. G., & Taylor, S. E. (1997). A stitch in time: self-regulation and proactive coping. *Psychological bulletin*, 121 (3), 417-436. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.121.3.417>
- Bode, C., de Ridder, D. T., & Bensing, J. M. (2006). Preparing for aging: Development, feasibility and preliminary results of an educational program for midlife and older based on proactive coping theory. *Patient education and counseling*, 61 (2), 272-278. <https://doi.org/10.1016/j.pec.2005.04.006>
- Bode, C., de Ridder, D. T., Kuijter, R. G., & Bensing, J. M. (2007). Effects of an intervention promoting proactive coping competencies in middle and late adulthood. *The Gerontologist*, 47 (1), 42-51. <https://doi.org/10.1093/geront/47.1.42>

- Bode, C., Thoolen, B., & de Ridder, D. T. (2008). Measuring proactive coping. Psychometric characteristics of the Utrecht Proactive Coping Competence scale (UPCC). *Psychologie & Gezondheid*, 36 (2), 81-91.
- 蔡逸卉・神山貴弥 (2011). Proactive コーピングと環境移行に対する認知的評価および well-being との関連——大学4年生を対象として—— 日本教育心理学会総会発表論文集第53回総会発表論文集, 129.
- Cai, Y., & Kohyama, T. (2018). Relationship between proactive coping and college graduates' appraisal and mental health prior to organization entry. *North American Journal of Psychology*, 20 (3), 529-544.
- Dusseldorp, E., van Genugten, L., van Buuren, S., Verheijden, M. W., & van Empelen, P. (2014). Combinations of techniques that effectively change health behavior: evidence from Meta-CART analysis. *Health psychology: official journal of the Division of Health Psychology, American Psychological Association*, 33 (12), 1530-1540. <https://doi.org/10.1037/hea0000018>
- Greenglass, E., Fiksenbaum, L., & Eaton, J. (2006). The relationship between coping, social support, functional disability and depression in the elderly. *Anxiety, Stress and Coping*, 19 (1), 15-31.
- Greenglass, E., Schwarzer, R., Jakubiec, D., Fiksenbaum, L., & Taubert, S. (1999). *The proactive coping inventory (PCI): A multidimensional research instrument*. In 20th International Conference of the Stress and Anxiety Research Society (STAR), Cracow.
- 南風原朝和 (2002). モデル適合度の目標適合度——観測変数の数を減らすことの是非を中心に—— 行動計量学, 29 (2), 160-166. <https://doi.org/10.2333/jbhmk.29.160>
- Hu, L.-t., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 1-55. <https://doi.org/10.1080/10705519909540118>
- 狩野裕 (2002). 再検討: 誤差共分散の利用と特殊因子の役割 行動計量学, 29 (2), 182-197. <https://doi.org/10.2333/jbhmk.29.182>
- Kooij, D. T. A. M., Kanfer, R., Betts, M., & Rudolph, C. W. (2018). Future time perspective: A systematic review and meta-analysis. *The Journal of applied psychology*, 103 (8), 867-893. <https://doi.org/10.1037/apl0000306>
- Koufteros, X., Babbar, S., & Kaighobadi, M. (2009). A paradigm for examining second-order factor models employing structural equation modeling. *International Journal of Production Economics*, 120 (2), 633-652. <https://doi.org/10.1016/j.jipe.2009.04.010>
- 古谷野亘・上野正子・今枝真理子 (2006). 健康意識・健康行動をもたらす潜在因子 日本公衆衛生雑誌, 53 (11), 842-850. https://doi.org/10.11236/jph.53.11_842
- Kroese, F. M., Adriaanse, M. A., Vinkers, C. D., van de Schoot, R., & de Ridder, D. T. (2013). The effectiveness of a proactive coping intervention targeting self-management in diabetes patients. *Psychology & health*, 29 (1), 110-125. <https://doi.org/10.1080/08870446.2013.841911>
- Lazarus, R. S., & Folkman, S. (1984). *Stress, appraisal, and coping*. Springer.
- Lopez, S. J., Snyder, C. R., Rasmussen, H. N., & Cole, B. P. (2019). Striking a vital balance: Developing a complementary focus on human weakness and strength. In M. W. Gallagher, & S. J. Lopez (Eds.), *Positive Psychological Assessment: A Handbook of Models and Measures* (2nd ed., pp. 11-28). American Psychological Association.
- Masten, A. S., Best, K. M., & Garmezy, N. (1990). Resilience and development: Contributions from the study of children who overcome adversity. *Development and Psychopathology*, 2 (4), 425-444. <https://doi.org/10.1017/S0954579400005812>
- Meyer, T. J., Miller, M. L., Metzger, R. L., & Borkovec, T. D. (1990). Development and validation of the Penn State Worry Questionnaire. *Behaviour research and therapy*, 28 (6), 487-495. [https://doi.org/10.1016/0005-7967\(90\)90135-6](https://doi.org/10.1016/0005-7967(90)90135-6)
- Michie, S., Abraham, C., Whittington, C., McAteer, J., & Gupta, S. (2009). Effective techniques in healthy eating and physical activity interventions: a meta-regression. *Health psychology: official journal of the Division of Health Psychology, American Psychological Association*, 28 (6), 690-701. <https://doi.org/10.1037/a0016136>
- 三好昭子 (2003). 主観的な感覚としての人格特性的自己効力感尺度 (SMSGSE) の開発 発達心理学研究, 14 (2), 172-179. <https://doi.org/10.11201/jjdp.14.172>
- 本岡寛子・松見淳子・林敬子 (2009). 「心配」の自己評定式質問紙——Penn State Worry Questionnaire (PSWQ) 日本語版の信頼性と妥当性の検討—— カウンセリング研究, 42 (3), 247-255.
- 永峰大輝・石川利江 (2022). Proactive Coping 研究の展望 ストレス科学, 36 (3), 190-206.
- Rindskopf, D., & Rose, T. (1988). Some theory and applications of confirmatory second-order factor analysis. *Multivariate Behavioral Research*, 23 (1), 51-67. <https://doi.org/10.1016/j.jipe.2009.04.010>

- s://doi.org/10.1207/s15327906mbr2301_3
- Schwarzer, R. (1999). *Proactive Coping Theory*. Paper presented at the 20th International Conference of Stress and Anxiety Research Society (STAR), Cracow.
- Schwarzer, R., & Taubert, S. (2002). Tenacious goal pursuits and striving toward personal growth: proactive coping. In E. E. Frydenberg (Ed.), *Beyond Coping: meeting goals, visions, and challenges* (pp. 19-35). Oxford: Oxford University Press.
- Seligman, M. E. P., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, 55 (1), 5-14. <https://doi.org/10.1037/0003-066X.55.1.5>
- Selye, H. (1936). A syndrome produced by diverse nocuous agents. *Nature*, 138, 32. <https://doi.org/10.1038/138032a0>
- 白井 利明 (1994). 時間的展望体験尺度の作成に関する研究 心理学研究, 65 (1), 54-60. <https://doi.org/10.4992/jjpsy.65.54>
- Sohl, S. J., & Moyer, A. (2009). Refining the conceptualization of a future-oriented self-regulatory behavior: Proactive coping. *Personality and Individual Differences*, 47 (2), 139-144. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2009.02.013>
- 高橋 浩之・中村 正和・木下 朋子・増居 志津子 (2000). 自己管理スキル尺度の開発と信頼性・妥当性の検討 日本公衆衛生雑誌, 47 (11), 907-914.
- Takeuchi, N., & Greenglass, E. (2004). 能動的コーピングに関する質問紙表 The Proactive Coping Inventory: 日本語版. Esther Greenglass, York University Retrieved December 12, 2019, from <https://estherg.info.yorku.ca/greenglass-pci/>
- Tedeschi, R. G., & Calhoun, L. G. (1996). The Posttraumatic Growth Inventory: measuring the positive legacy of trauma. *Journal of traumatic stress*, 9 (3), 455-471. <https://doi.org/10.1007/BF02103658>
- Thoolen, B., de Ridder, D. T., Bensing, J., Gorter, K., & Rutten, G. (2008). Beyond Good Intentions: The development and evaluation of a proactive self-management course for patients recently diagnosed with type 2 diabetes. *Health education research*, 23 (1), 53-61. <https://doi.org/10.1093/her/cyl160>
- Thoolen, B., de Ridder, D. T., Bensing, J., Maas, C., Griffin, S., Gorter, K., & Rutten, G. (2007). Effectiveness of a self-management intervention in patients with screen-detected type 2 diabetes. *Diabetes care*, 30 (11), 2832-2837. <https://doi.org/10.2337/dc07-0777>
- 上野 雄己・飯村 周平・雨宮 怜・嘉瀬 貴祥 (2016). 困難な状況からの回復や成長に対するアプローチ——レジリエンス, 心的外傷後成長, マインドフルネスに着目して—— 心理学評論, 59 (4), 397-414. https://doi.org/10.24602/sjpr.59.4_397
- van Mierlo, M. L., van Heugten, C. M., Post, M. W., de Kort, P. L., & Visser-Meily, J. M. (2015). Psychological factors determine depressive symptomatology after stroke. *Archives of physical medicine and rehabilitation*, 96 (6), 1064-1070. <https://doi.org/10.1016/j.apmr.2015.01.022>
- Vinkers, C. D., Adriaanse, M. A., Kroese, F. M., & de Ridder, D. T. D. (2014). The role of pre-treatment proactive coping skills in successful weight management. *Eating behaviors*, 15 (4), 515-518. <https://doi.org/10.1016/j.eatbeh.2014.06.005>
- Wang, H. H., Wu, S. Z., & Liu, Y. Y. (2003). Association between social support and health outcomes: a meta-analysis. *The Kaohsiung journal of medical sciences*, 19 (7), 345-351. [https://doi.org/10.1016/S1607-551X\(09\)0436-X](https://doi.org/10.1016/S1607-551X(09)0436-X)

(受稿: 2023.9.20; 受理: 2024.4.15)