

抑うつと主観的幸福感に対する首尾一貫感覚の効果は
特性的自己効力感と基本的信頼感によって説明されるのか
—ロバスト・リッジ回帰モデルを用いた検討—

Are the effects of sense of coherence on depression and subjective happiness explained by trait self-efficacy and basic trust?

— *Examination by robust ridge regression model* —

磯和 壮太郎 ISOWA Soutarou

(名古屋芸術大学教育学部)

今井田 貴裕 IMAIDA Takahiro

(人間環境大学心理学部)

アブストラクト

本研究では、抑うつと主観的幸福感を従属変数、特性的自己効力感、基本的信頼感、首尾一貫感覚 (Sense of Coherence: SOC) を独立変数としたロバスト・リッジ回帰モデルを階層的に適用することによって、独立変数間の重複しない部分の影響力を検討した。欠測値のない156名の大学生を分析対象者とした。分析に使用した各尺度間には強い相関が確認されたため、本研究で検討する抑うつ、主観的幸福感、特性的自己効力感、基本的信頼感、対人的信頼感、SOCの間には相互に重複する成分が含まれていることが確認された。ロバスト・リッジ回帰モデルによる検討の結果、抑うつに対してはSOCが、主観的幸福感に対しては対人的信頼感とSOCが独自の効果を有していると考えられた。このことから、抑うつの予防や抑うつ症状の低減のためのアプローチにはSOCに、主観的幸福感の増進のためのアプローチには対人的信頼感とSOCに注目することの重要性が示唆された。

キーワード：首尾一貫感覚、自己効力感、基本的信頼感、主観的幸福感、抑うつ

問題

国連の刊行する世界幸福度報告書の2023年版 (Helliwell, et al., 2023) では、わが国の幸福感のスコアは6.129 (得点範囲: 0—10) と参加国中47位であり、先進国の中では低位である。2013年版でのスコアは6.064 (Helliwell, J., & Wang S., 2013) であったため、依然として主観的な幸福感の増進という課題は果たされていないと言える。また、主観的幸福感が特に阻害された兆候の一つとして抑うつ状態が挙げられる。抑うつは、自殺関連行動に影響すること (田中・坂本・根市, 2005) から、特に予防が求められるものである。

首尾一貫感覚 (Sense of Coherence: SOC) は、幸福感を含む心理的社会的 Well-being と正の関連を示し、同時に抑うつを含む精神的な不健康と負の

関連を示す概念 (戸ヶ里, 2008) として、近年注目されている。SOCは、Antonovsky (1979) で提唱された健康生成論の中核概念であり、「ストレス対処力」や「健康生成力」と称される (山崎・戸ヶ里, 2019)。Antonovsky (1987 山崎・吉井監訳 2001) によれば、SOCは、「その人に浸みわたった、ダイナミックではあるが持続する確信の感覚によって表現される世界 (生活世界) 規模の志向性」と定義され、把握可能感、処理可能感、有意味感の3つの下位概念から構成される。把握可能感は「自分の内外で生じる環境刺激は、秩序づけられた、予測と説明が可能なものであるという確信」と、処理可能感は「その刺激がもたらす要求に対応するための資源はいつでも得られるという確信」と、有意味感は「そ

うした要求は挑戦であり、心身を投入しかかわるに値するという確信」とそれぞれ定義される。SOCが幸福感と正の関係 (Eriksson & Lindström, 2007) を、抑うつと負の関係 (Eriksson & Lindström, 2006) を有することは、多くの研究で示されてきている。

上述のとおり、処理可能感は「自分の内外で生じる環境刺激がもたらす要求に対応するための資源はいつでも得られるという確信」と定義されるが、その示すところは自己効力感と重複する部分が多い。Banduraによって提唱された自己効力感とは、個人が自分の能力を信じ、さまざまな状況や課題に対して効果的に対処できるという一般的な信念を指し、目標設定、努力、持続性、およびストレスや挫折に対する反応など、さまざまな行動と心理的な結果に影響を与えると考えられている概念である (Bandura, 1995 木明・野口監訳 1997)。自己効力感には領域固有の自己効力感と、特定の状況や課題に限定されない個人の一般的な自己効力感 (Sherer, et. al., 1982) を意味する特性的自己効力感があるが、なかでも特性的自己効力感とは処理可能感と概念的に大部分が重複すると考えられる。自己効力感とSOCとの概念的な相違として、自己効力感とは対処すべき資源を自らが保有していることに重点を置くのに対して、処理可能感はその資源を自らが保有していることは必ずしも重要ではなく、他者や環境の中にある資源をも概念の中にも含み込むという点で違いがあるとされる (Antonovsky, 1987 山崎・吉井監訳, 2001)。量的検討においても特性的自己効力感とSOCには相関が見出されており (e.g. 丸山・衛藤, 2010; 銅直, 2012; 松井・大野, 2013)、また、特性的自己効力感と抑うつとの間には負の相関が見出されている (e.g. Ehrenberg, Cox, & Koopman, 1991; 甘利・馬岡, 2002)。

その一方で、特性的自己効力感と精神的健康との間に示された相関は、基本的信頼感によって完全に媒介されることが示されている (三好, 2008)。三

好 (2008) では、全般的な精神的健康を測定するGHQ精神健康調査票 (中川・大坊, 1985) に対して、基本的信頼感 $\beta = .53$ ($p < .001$) の効果を有し、精神的健康の約31.4%を説明していた。

基本的信頼感とは、Eriksonによって提唱された心理社会的発達理論の初期段階で形成されるとされる、他人や世界に対する根本的な信頼と安心感を指す概念であり、アイデンティティの基礎となる (Erikson, 1959 西平・中島訳, 2011)。Erikson (1959 西平・中島訳, 2011) によると、基本的信頼感とは、乳幼児が養育者との関係を通じて安全感と信頼を学ぶ過程で形成されるとされ、基本的信頼感が十分に確立された場合、個人は他人を信頼し、世界を基本的に良いものとして捉えることができるようになると考えられている。その一方で、基本的信頼感が十分に確立されない場合、後の人生で他人や世界に対して不信や恐怖を持ち続ける可能性が指摘されている。すなわち、基本的信頼感が確立された状態と、強い有意味感を有する状態は類似性があり、両者の間には相関関係が想定される。SOCと基本的信頼感との関係を検討した先行研究は管見の限り見あたらないが、SOCの提唱者であるAntonovskyは、SOCとアイデンティティとの類似性を述べており、強い自己と強固なアイデンティティを有している者は、強いSOCを有している者であるとしている (Antonovsky, 1987 山崎・吉井監訳 2001)。

以上から、特性的自己効力感や基本的信頼感とはSOCと概念的な重複性や類似性があると考えられる。このことから、SOCが抑うつや主観的幸福感に対して有する効果は、特性的自己効力感や基本的信頼感が担う部分によってもたらされている可能性が指摘できる。SOCと抑うつおよび主観的幸福感それぞれとの関係が、特性的自己効力感や基本的信頼感によって説明されるならば、幸福増進や抑うつ予防の観点からSOCを研究することの意義は薄まることとなるだろう。一方で、SOCと抑うつや主観的幸福感の間関係が、少なくとも特性的自己効力感

や基本的信頼感によっては説明されない部分を含んでいる可能性を示すことは、幸福増進や抑うつ予防の観点から、SOC を研究することの意義を強化することに繋がると考えられる。

先行研究では、多発性硬化症の患者における症状の管理や運動することが可能であるという「多発性硬化症に対する領域固有の自己効力感」と SOC と抑うつとの3者の関係は同時に検討されている (Calandri, Graziano, Borghi, & Bonino, 2018)。この研究では、説明変数に自己効力感と SOC を含み、抑うつを目的変数とした重回帰分析の結果、抑うつに対する自己効力感の効果は有意ではなく ($\beta = -.01, n.s.$), SOC からの効果は有意となっていた ($\beta = -.33, p < .001$)。しかしながら、抑うつや主観的幸福感を目的変数とし、特性的自己効力感と SOC を説明変数として同時に扱い、その関係性を見た研究は、管見の限り見られない。わが国では、丸山・衛藤 (2010) が抑うつ (精神的健康)、特性的自己効力感、SOC を同時に扱ってはいるものの、特性的自己効力感と SOC の重複性について指摘するに留まり、量的な検討を加えていない。同様に、抑うつや主観的幸福感を目的変数とし、基本的信頼感と SOC を説明変数として同時に扱い、その関係性を見た研究も、管見の限り見られない。そこで本研究では、重回帰モデルを用いて上述の点を検討することとした。

重回帰モデルを用いて特性的自己効力感、基本的信頼感及び SOC が、抑うつおよび主観的幸福感に与える効果を量的に検討することは、その重複する部分ではなく、各概念の特徴的な部分の重要性に焦点を当てることである。つまり、特性的自己効力感、基本的信頼感を統制したうえで SOC の効果が残存する場合、それは SOC 独自の要素が抑うつや主観的幸福感にとって重要であることと考えられ、SOC の観点から抑うつや主観的幸福感を検討することの意義を示すことに繋がると考えられる。また、この検討を通して、抑うつと主観的幸福感に対する特性的自己効力感、基本的信頼感、SOC の重複していない部分の影響力を明らかにし、その点から抑うつ

の予防や主観的幸福感の増進に対する示唆を得ることができると考えられる。

しかしながら、独立変数間に強い相関が存在する場合、多重共線性の問題が発生する恐れがある。多重共線性が発生した場合、従属変数に対する各独立変数からの推定値を正確に測定できない。特性的自己効力感と基本的信頼感、SOC は、互いに他と重複する概念と考えられるため、互いの相関が強く、多重共線性が発生することが懸念される。そのため、重回帰モデルを適用するにあたっては、多重共線性の問題を回避する必要がある。このための方法として、リッジ回帰モデル (Ridge Regression Model) を適用することが挙げられる。リッジ回帰モデルは、線形回帰モデルの一種であり、多重共線性が存在する場合に有効な手法のひとつとされる (Hoerl, & Kennard, 1970)。通常の線形回帰モデルが最小二乗法によってパラメータを推定するのに対し、リッジ回帰モデルではパラメータの推定に正則化パラメータ (λ) による制約を加え、モデルの複雑さと正則化の強度を制御する。正則化パラメータである λ が 0 の場合、その結果は通常の線形回帰モデルと一致する。そのため、リッジ回帰モデルを用いることによって、多重共線性の問題を軽減しつつ、特性的自己効力感、基本的信頼感および SOC のそれぞれが、抑うつおよび主観的幸福感のそれぞれに与える効果について、その独自性を量的に検討することが可能であると考えられる。そこで本研究では、リッジ回帰モデルを用いたうえで、独立変数を順次追加していく階層的方法を採用し、特性的自己効力感、基本的信頼感および SOC が、抑うつおよび主観的幸福感に与える効果を量的に検討する。

本研究の目的は、抑うつと主観的幸福感を従属変数、特性的自己効力感、基本的信頼感、SOC を独立変数としたリッジ回帰モデルを階層的に適用することによって、抑うつと主観的幸福感に対する特性的自己効力感と基本的信頼感、SOC の重複していない部分の影響力を明らかにし、その点から抑うつや主観的幸福感の増進に対する示唆を得ることである。

方法

調査手続と分析対象者

地方国立A大学において、教養教育科目である心理学の授業を受講していた学生を対象とした。調査時期は2015年7月中旬であり、調査は質問紙を用いて授業終了後に残った有志の学生に対して一斉に行われた。まず、口頭とフェイスシートにて調査目的を説明した。その後、フェイスシートに設けられた同意の可否をチェックボックスにより求めた。回答にかかる時間は20分程度であった。調査協力者178名から回答を得たが、このうち調査に同意しなかった者2名と、回答に欠測値が含まれていた20名を分析から除外し、156名を分析対象者とした。

調査内容

基本情報 調査への同意について、フェイスシートにてチェックボックス形式で回答を求めた。その後、年齢・性別・学部・学年について回答を求めた。

主観的幸福感 Lyubomirsky & Lepper (1999) の Subjective Happiness Scale の邦訳版（日本版主観的幸福感尺度：島井他，2004）の改訂版である青年期における主観的幸福感尺度（曾我部・本村，2010）を使用した。同尺度は日本版主観的幸福感尺度を回答しやすいよう改変した尺度であり、曾我部・本村（2010）によって信頼性が確認されている。4項目1因子、4件法であるが、本調査ではより細かく評定を求めため、7件法に改定し、「1. 全くあてはまらない、2. あてはまらない、3. あまりあてはまらない、4. どちらともいえない、5. ややあてはまる、6. あてはまる、7. 非常にあてはまる」で回答を求めた。項目の例として、「全般的に見て、私は自分のことを幸福であると思う。」がある。全項目を使用して尺度得点を得た。

特性的自己効力感 三好（2003）による主観的な感覚としての人格特性的自己効力感尺度（the Scale Measuring a Sense of Generalized Self-Efficacy: SMSGSE）を使用した。この尺度は特性的自己効力感を測定する尺度のうち、具体的な行動ではなく、主観的な感覚を測定する目的に特化した尺度である。6項目1因子であり、高い信頼性と妥当性が確認されている

（三好，2003）。本来は5件法にて使用されるが、本調査ではより細かく評定を求めため、7件法に改定し、「1. 全くあてはまらない、2. あてはまらない、3. あまりあてはまらない、4. どちらともいえない、5. ややあてはまる、6. あてはまる、7. 非常にあてはまる」で回答を求めた。項目の例として、「どんな状況に直面しても、私ならうまくそれに対処することができるような気がする。」、「私にとって、最終的にはできないことばかりだと感じる。」（逆転項目）がある。全項目を使用して尺度得点を得た。

基本的信頼感 谷（1996）による基本的信頼感尺度を使用した。これはEriksonの漸成発達理論の第I段階の基本的な問題が、その後どのような形としてあらわれるのかという記述をもとに項目が作成されている（谷，1998）。谷（1996）により、十分な信頼性と妥当性が確認されている。11項目であり、基本的信頼感（6項目）と対人的信頼感（5項目）の2因子を有する。「1. 全くあてはまらない、2. あてはまらない、3. あまりあてはまらない、4. どちらともいえない、5. ややあてはまる、6. あてはまる、7. 非常にあてはまる」の7件法で回答を求めた。項目の例として、基本的信頼感には「私は自分自身を十分に信頼できると感じる。」、「一般的に、人間は信頼できるものであると思う。」があり、対人的信頼感には「自分が困った時には、まわりの人々からの援助が期待できる。」、「普通、人はお互いに誠実にかかわりあっているものだと思う。」がある。基本的信頼感を測定する6項目と、対人的信頼感を測定する5項目を使用し、それぞれの尺度得点を得た。

SOC 日本版人生の志向性に関する質問票（Antonovsky, 1987 山崎・吉井監訳 2001）29項目（SOC-29）を7件法で使用した。この尺度はSOC尺度に関するレビュー論文であるEriksson & Lindström（2005）によって十分な信頼性と妥当性があると結論づけられた尺度である。しかしながら、ここでの検討はSOC尺度を1因子で用いた場合が中心である。SOCを3因子に分けて検討する場合、短縮版であるSOC-13

が用いられることが多い。そのため、本研究では、SOCの全体には SOC-29 の尺度得点を、把握可能感、処理可能感、有意味感には SOC-13 における下位尺度得点を用い、SOC を 3 因子に分けて検討することとする。SOC-29 は、項目ごとに異なる 2 極の選択文が提示され、7 段階のうちどの数字が自分に最もあてはまると感じるかを回答するものである。例えば、把握可能感については、「あなたは、不慣れな状況の中にいると感じ、どうすればよいかわからないと感じることがありますか？」に対して、「1. とてもよくある」から「7. まったくない」までの間にある数字に○をつけて回答する。他にも、処理可能感については「あなたは、自制心を保つ自信がなくなることがありますか？」に対して「1. とてもよくある」から「7. まったくない」で回答する項目（逆転項目）があり、有意味感については「今まで、あなたの人生は、」という問いに対して「1. 明確な目標や目的はまったくなかった」から「7. とても明確な目標や目的があった」で回答する項目がある。SOC については、SOC-29 の全項目を使用して尺度得点を得た。把握可能感、処理可能感、有意味感については、SOC-13 に採用されている項目を用いてそれ

ぞれの尺度得点を得た。

抑うつ 島他（1985）による the Center for Epidemiologic Studies Depression Scale（CES-D Scale: Radloff, 1977）の邦訳版を用いた。この尺度は一般サンプルの抑うつ症状を評価する手段として最もよく用いられている尺度のひとつ（矢富, 1993）とされている。20 項目 4 件法である。項目例として、「普段は何でもないことがわずらわしい」や「生活について不満なく過ごせる」（逆転項目）があり、それぞれの項目に対して A. 1 日未満, B. 1~2 日, C. 3~4 日, D. 5 日以上の 4 つの選択肢から回答を求める。得点化にあたっては、A は 0 点, B は 1 点, C は 2 点, D は 3 点でスコアリングされる。全ての項目を使用して総得点を得た。

なお、調査には上記以外の尺度も含まれていたが、本研究の検討目的とは関係しないため、分析では使用しない。

分析ツール

R version 4.3.2 を使用した。

基礎統計量と各尺度の信頼性及び相関の検討

各尺度の基礎統計量、信頼性係数、及び、各尺度間の相関係数を算出した。その結果を Table 1 に示した。各尺度について、天井効果と床効果のいずれも生じていないことが確認された。また、SOC の 3 つの下位尺度を除いたいずれの尺度についても内的一貫性は $\alpha = .70$ を上回っており、許容可能であると判断された。しかしながら SOC の 3 つの下位概念である処理可能感 ($\alpha = .43$) と有意味感 ($\alpha = .65$) の内的一貫性は許容不可能であったため、以後の分析から SOC の 3 つの下位尺度は除外することとした。

各尺度間の相関に関しては、全ての尺度間で有意な相関が確認された ($|r|s = .34-.77, p < .001$)。その中でも、SOC とその他の尺度の相関係数は高い値 ($|r|s = .55-.77$) を示しており、概念の重複

結果

があることがうかがわれた。

Table 1

各尺度の基礎統計量

	<i>M</i>	<i>SD</i>	α
特性的自己効力感	3.96	1.15	.91
基本的信頼感	3.90	1.02	.79
対人的信頼感	4.73	0.95	.79
Sense of Coherence	3.98	0.70	.89
把握可能感	3.26	0.94	.70
処理可能感	3.73	0.89	.43
有意味感	4.21	1.05	.65
抑うつ	15.35	9.14	.87
主観的幸福感	4.67	1.12	.82

Table 2

各尺度間の相関係数

	特性的 自己効力感	基本的 信頼感	対人的 信頼感	Sense of Coherence	抑うつ	主観的 幸福感
特性的自己効力感	—					
基本的信頼感	.64 ***	—				
対人的信頼感	.42 ***	.42 ***	—			
Sense of Coherence	.70 ***	.77 ***	.55 ***	—		
抑うつ	-.45 ***	-.52 ***	-.34 ***	-.66 ***	—	
主観的幸福感	.53 ***	.54 ***	.59 ***	.69 ***	-.50 ***	—

*** $p < .001$

ロバスト・リッジ回帰モデルの階層的適用

抑うつおよび主観的幸福感に対して、基本的信頼感、対人的信頼感、特性的自己効力感、SOCが有する効果の大きさと有意性を確認するため、重回帰モデルを階層的に適用し、検討した。重回帰モデルにおける従属変数は抑うつおよび主観的幸福感であり、それぞれに対して重回帰モデルを構築した。最終的な重回帰モデルの独立変数は年齢、性別、基本的信頼感、対人的信頼感、特性的自己効力感、SOCであり、このうち年齢と性別は統制変数として使用した。各従属変数（抑うつ、主観的幸福感）に対する重回帰モデルについて、Step 1では、以後の分析の統制変数として用いるために、独立変数に年齢と性別を投入した。続いて、Step 2ではStep 1の独立変数に加えて特性的自己効力感を、Step 3ではStep 2の独立変数に加えて基本的信頼感と対人的信頼感を、Step 4ではStep 3の独立変数に加えてSOCを、順次投入していく形で階層的に重回帰モデルを適用することとした。この順に変数を投入することについて、問題と目的で示したとおり、特性的自己効力感は抑うつに対して効果を有するが、その効果は基本的信頼感によって完全に説明されることが示されているため、まずは特性的自己効力感を投入し、その後に基本的信頼感と対人的信頼感を投入することとした。また、本研究の検討目的はSOCとその他の変数との重複性、および、抑うつと

主観的幸福感に対してSOCが独自の効果を有しているかの確認であるため、SOCは最後に投入することとした。また、SOCが単独で従属変数に対して有する効果を確認するため、Check Stepとして、SOCと年齢および性別を独立変数としたリッジ回帰モデルを検討することとした。なお、係数の比較のため、Check Stepの正則化パラメータ(λ)の値は、最終モデルに採択された正則化パラメータ(λ)を用いることとした。また、信頼区間の算出にはブートストラップ法を採用し、反復回数は5000回とした。

各分析に先立って、最終モデルにおける独立変数（年齢、性別、基本的信頼感、対人的信頼感、特性的自己効力感、SOC）の多重共線性の診断と、最終モデルの多変量正規性の確認を行なった。なお、各検討にあたって、分析に使用するデータを標準化している。

まず、多重共線性の診断のために、分散拡大係数(Variance Inflation Factor: VIF)を算出した。その結果、VIFの最大値が3を超えていたため、多重共線性の問題が生じている可能性が懸念された(年齢: VIF = 1.07, 性別: VIF = 1.15, 特性的自己効力感: VIF = 2.10, 基本的信頼感: VIF = 2.69, 対人的信頼感: VIF = 1.07, SOC: VIF = 3.36)。そのため、検討する重回帰モデルにはリッジ回帰モデルを採用し、多重共線性の影響を緩和することとした。なお、正則化パラメータには、交差検証によつ

て算出された平均二乗誤差 (λ) のうち、最小の値を採用した。

次に、リッジ回帰モデルに使用するデータについて、多変量正規性の確認を行なった。先に述べた独立変数に抑うつを加えたデータと、主観的幸福感を加えたデータを作成し、それぞれに対して Mardia の多変量歪度検定と Mardia 多変量尖度検定を実施した。その結果、抑うつを加えたデータ (Mardia multivariate Skewness = 245.33, $p < .001$, Mardia multivariate Kurtosis = 11.12, $p < .001$) および主観的幸福感を加えたデータ (Mardia multivariate Skewness = 212.31, $p < .001$, Mardia multivariate Kurtosis = 10.44, $p < .001$) の双方とも、多変量歪度と多変量尖度のいずれも有意であったため、多変量正規性を逸脱していると判断された。そのため、検討するリッジ回帰モデルの適用前にロバスト回帰モデルをあてはめ、多変量正規性の逸脱による影響を緩和することとした。このような方法はロバスト・リッジ回帰 (阿部他, 2013) モデルと称される。なお、ロバスト回帰モデルにおける推定量は MM (Maximum and Minimum) 推定量を算出した。

続いて、抑うつを従属変数としたロバスト・リッジ回帰モデルを、先に示した順に階層的に適用した。その結果を Table 3 に示した。結果として、Step 1 では年齢 ($\beta = .00$, 95%CI [-.13, .18]) と性別 ($\beta = -.01$, 95%CI [-.19, .14]) の効果はいずれも有意ではなかった。採用された正則化パラメータ (λ) は 0.00 であり、モデルの適合度は $R^2 = -.01$, $R^2_{adj} = -.03$, モデルの評価基準は AIC = .448.97, BIC = 455.07 であった。次に、Step 2 では、特性的自己効力感 ($\beta = -.46$, 95%CI [-.59, -.24]) の効果が有意となった一方で、年齢 ($\beta = -.00$, 95%CI [-.13, .13]) と性別 ($\beta = -.00$, 95%CI [-.15, .13]) の効果は引き続き有意ではなかった。採用された正則化パラメータ (λ) は 0.05 であり、モデルの適合度は $R^2 = .18$, $R^2_{adj} = .17$, モデルの評価基準は AIC = .386.48, BIC = 395.63

であった。続いて、Step 3 では、基本的信頼感 ($\beta = -.36$, 95%CI [-.53, -.17]) の効果が有意となった一方で、対人的信頼感 ($\beta = -.20$, 95%CI [-.28, .06]) の効果は有意でなく、特性的自己効力感 ($\beta = -.15$, 95%CI [-.33, .01]) の効果は有意ではなくなり、年齢 ($\beta = -.02$, 95%CI [-.11, .13]) と性別 ($\beta = -.04$, 95%CI [-.17, .11]) の効果も引き続き有意ではなかった。採用された正則化パラメータ (λ) は 0.06 であり、モデルの適合度は $R^2 = .28$, $R^2_{adj} = .26$, モデルの評価基準は AIC = .354.74, BIC = 369.99 であった。その後の Step 4 では、SOC ($\beta = -.41$, 95%CI [-.81, -.30]) の効果が有意となった一方で、基本的信頼感 ($\beta = -.17$, 95%CI [-.32, .11]) の効果は有意ではなくなり、特性的自己効力感 ($\beta = -.05$, 95%CI [-.17, .17]) と対人的信頼感 ($\beta = -.09$, 95%CI [-.16, .17])、年齢 ($\beta = .01$, 95%CI [-.06, .15])、性別 ($\beta = -.02$, 95%CI [-.13, .11]) の効果も引き続き有意ではなかった。採用された正則化パラメータ (λ) は 0.07 であり、モデルの適合度は $R^2 = .41$, $R^2_{adj} = .39$, モデルの評価基準は AIC = .306.49, BIC = 324.79 であった。最後に、Check Step では、SOC ($\beta = -.62$, 95%CI [-.75, -.50]) の効果が有意となり、年齢 ($\beta = .03$, 95%CI [-.06, .15]) と性別 ($\beta = -.01$, 95%CI [-.11, .12]) の効果は有意ではなかった。正則化パラメータ (λ) には、Step 4 で算出された値を用いた ($\lambda = 0.0664406928304201$)。モデルの適合度は $R^2 = .44$, $R^2_{adj} = .43$, モデルの評価基準は AIC = 289.16, BIC = 298.31 であった。

最後に、主観的幸福感を従属変数としたロバスト・リッジ回帰モデルを、先に示した順に階層的に適用した。その結果を Table 4 に示した。結果として、Step 1 では年齢 ($\beta = .05$, 95%CI [-.18, .17]) と性別 ($\beta = .16$, 95%CI [-.00, .33]) の効果はいずれも有意ではなかった。採用された正則化パラメータ (λ) は 0.02 であり、モデルの適合度は $R^2 = .02$, $R^2_{adj} = .01$, モデルの評価基準は AIC =

Table 3
抑うつを従属変数としたロバスト・リッジ回帰モデルの階層的適用の結果

	Step 1			Step 2			Step 3			Step 4			Check Step		
	β	95%CI		β	95%CI		β	95%CI		β	95%CI		β	95%CI	
Step 1															
年齢	.00	-.13, .18		.00	-.13, .13		-.02	-.11, .13		.01	-.06, .15		.03	-.06, .15	
性別	-.01	-.19, .14		-.00	-.15, .13		-.04	-.17, .11		-.02	-.13, .11		-.01	-.11, .12	
Step 3															
特性的自己効力感				-.46	-.59, -.24		-.15	-.33, .01		-.05	-.17, .17				
Step 2															
基本的信頼感							-.36	-.53, -.17		-.17	-.32, .11				
対人的信頼感							-.20	-.28, .06		-.09	-.16, .17				
Step 4															
Sense of Coherence										-.41	-.81, -.30		-.62	-.75, -.50	
正則化パラメータ(λ)	0.00			0.05			0.06			0.07			0.07		
適合度 (R^2)	-.01			.18			.28			.41			.44		
適合度 (R^2_{adj})	-.03			.17			.26			.39			.43		
AIC	448.97			386.48			354.74			306.49			289.16		
BIC	455.07			395.63			369.99			324.79			298.31		

注1) Step 1からStep 4までの正則化パラメータには、交差検証によって算出された平均二乗誤差のうち、最小の値を採用した。

注2) Check Step の正則化パラメータには、Step 4にて算出された値を採用した。

.439.06, BIC = 445.16 であった。次に、Step 2 では、特性的自己効力感 ($\beta = .50$, 95%CI [.34, .64]) の効果が有意となった一方で、年齢 ($\beta = .06$, 95%CI [-.11, .15]) と性別 ($\beta = .12$, 95%CI [-.00, .28]) の効果は引き続き有意ではなかった。採用された正則化パラメータ (λ) は 0.06 であり、モデルの適合度は $R^2 = .30$, $R^2_{adj} = .28$, モデルの評価基準は AIC = .346.34, BIC = 355.49 であった。続いて、Step 3 では、基本的信頼感 ($\beta = .24$, 95%CI [.10, .38]) と対人的信頼感 ($\beta = .40$, 95%CI [.20, .51]) の効果が有意となり、特性的自己効力感 ($\beta = .16$, 95%CI [.05, .37]) の効果が引き続き有意となった一方で、年齢 ($\beta = .09$, 95%CI [-.11, .16]) と性別 ($\beta = .15$, 95%CI [-.01, .22]) の効果は引き続き有意ではなかった。採用された正則化パラメータ (λ) は 0.06 であり、モデルの適合度は $R^2 = .48$, $R^2_{adj} = .46$, モデルの評価基準は AIC = 273.45, BIC = 288.70 であった。その後の Step 4 では、SOC ($\beta = .33$, 95%CI [.21, .61]) の効果が有意となり、対人的信頼感 ($\beta = .29$, 95%CI [.10, .44]) の効果も引き続き有意であった一方で、基本的信頼感 ($\beta = .09$, 95%CI [-.10, .20]) と特性的自己効力感 ($\beta = .08$, 95%CI [-.07, .24]) の効果は有意ではなくなり、年齢 ($\beta = .07$, 95%CI

[-.12, .13]) と性別 ($\beta = .11$, 95%CI [-.02, .19]) の効果も引き続き有意ではなかった。採用された正則化パラメータ (λ) は 0.07 であり、モデルの適合度は $R^2 = .55$, $R^2_{adj} = .53$, モデルの評価基準は AIC = 244.58, BIC = 262.88 であった。最後に、Check Step では、SOC ($\beta = .62$, 95%CI [.53, .77]) と性別 ($\beta = .08$, 95%CI [.01, .25]) の効果が有意となり、年齢 ($\beta = .02$, 95%CI [-.13, .09]) の効果は有意ではなかった。正則化パラメータ (λ) には、Step 4 で算出された値を用いた ($\lambda = 0.065351159096378$)。モデルの適合度は $R^2 = .49$, $R^2_{adj} = .48$, モデルの評価基準は AIC = 266.00, BIC = 275.15 であった。

Table 4
主観的幸福感を従属変数としたロバスト・リッジ回帰モデルの階層的適用の結果

	Step 1			Step 2			Step 3			Step 4			Check Step		
	β	95% CI		β	95% CI		β	95% CI		β	95% CI		β	95% CI	
Step 1															
年齢	.05	-.18, .17		.06	-.11, .15		.09	-.11, .16		.07	-.12, .13		.02	-.13, .09	
性別	.16	-.00, .33		.12	-.00, .28		.15	-.01, .22		.11	-.02, .19		.08	.01, .25	
Step 3															
特性的自己効力感				.50	.34, .64		.16	.05, .37		.08	-.07, .24				
Step 2															
基本的信頼感							.24	.10, .38		.09	-.10, .20				
対人的信頼感							.40	.20, .51		.29	.10, .44				
Step 4															
Sense of Coherence										.33	.21, .62		.62	.53, .77	
正則化パラメータ (λ)	0.02			0.06			0.06			0.07			0.07		
適合度 (R^2)	.02			.30			.48			.55			.49		
適合度 (R^2_{adj})	.01			.28			.46			.53			.48		
AIC	439.06			346.34			273.45			244.58			266.00		
BIC	445.16			355.49			288.70			262.88			275.15		

注1) Step 1からStep 4までの正則化パラメータには、交差検証によって算出された平均二乗誤差のうち、最小の値を採用した。

注2) Check Step の正則化パラメータには、Step 4にて算出された値を採用した。

考察

本研究の目的は、抑うつと主観的幸福感を従属変数、特性的自己効力感、基本的信頼感、SOCを独立変数とした重回帰モデルを階層的に適用することによって、抑うつと主観的幸福感に対する特性的自己効力感と基本的信頼感、SOCの重複していない部分の影響力を明らかにし、その点から抑うつ予防や主観的幸福感の増進に対する示唆を得ることであった。

基礎統計量と各尺度の信頼性及び相関の検討

まず、各尺度の基礎統計量を検討した結果、天井効果と床効果は確認されず、信頼性係数もSOCの下位尺度を除いて許容範囲であった。SOCの下位尺度については信頼性係数が許容不可能な値であったため、以後の分析から除外した。分析に使用した各尺度間には強い相関が確認されたため、本研究で検討する抑うつ、主観的幸福感、特性的自己効力感、基本的信頼感、対人的信頼感、SOCの間には相互に重複する成分が含まれていることが確認された。

独立変数間の多重共線性の確認と重回帰モデルに使用する変数の多変量正規性の検定

特性的自己効力感、基本的信頼感、対人的信頼感、SOCが抑うつおよび主観的幸福感のそれぞれ対して

有する効果を検討する前に、分析に使用する重回帰モデルを検討した。

まず、最終モデルに使用する独立変数間に多重共線性の問題が発生する可能性を検討するため、VIFを算出した。その結果、最大値が3を超えていたため、多重共線性の問題が発生する可能性が排除できないと判断し、重回帰モデルにはリッジ回帰モデルを採用することとした。また、VIFから、独立変数間には重複した成分が含まれていると考えられた。

次に、各重回帰モデルに最終的に使用するデータが多変量正規性に従っているかを確認するため、Mardiaの多変量歪度検定と多変量尖度検定を実施した。その結果、いずれのデータも多変量正規性を逸脱していたため、リッジ回帰モデルを適用する前にロバスト回帰モデルをあてはめることで、多変量正規性からの逸脱による影響を緩和することとし、ロバスト・リッジ回帰モデルを採用した。

このように、今回検討に使用する特性的自己効力感、基本的信頼感、対人的信頼感、SOCの間には相互に共通する成分を多分に含有しており、通常重回帰モデルでは統計値が歪む可能性が高く、通常重回帰モデルを今回のような検討に用いることは妥当ではないと考えられた。

抑うつに対するロバスト・リッジ回帰モデルの階層的適用

抑うつに対する特性的自己効力感、基本的信頼感、対人的信頼感、SOCの効果におけるそれぞれの重複性と独自性を検討するため、ロバスト・リッジ回帰モデルを階層的に適用した。なお、この際には年齢と性別を統制した。

Step 2の結果より、特性的自己効力感は単独で抑うつに対して有意な負の効果を有していたが、Step 3で基本的信頼感と対人的信頼感を投入したところ、 β の値が減衰し、有意ではなくなった。一方で、Step 3で投入された基本的信頼感と対人的信頼感、基本的信頼感の負の効果のみが有意となり、対人的信頼感の負の効果は有意ではなかった。最終モデルであるStep 4においてSOCを投入したところ、基本的信頼感の負の効果が減衰し有意ではなくなった。その一方で、Step 4で投入したSOCは有意な負の効果を有していた。以上を総合すると、特性的自己効力感の抑うつに対する負の効果は、基本的信頼感と対人的信頼感、SOCによって説明可能であり、基本的信頼感と対人的信頼感の抑うつに対する負の効果もまた、SOCによって説明可能であることが示された。

また、最終モデルであるStep 4において、抑うつに有意な効果を有していたのはSOCのみであった。加えて、Step 4におけるSOCの β の絶対値は、Check StepにおけるSOCの β の絶対値よりも小さかった。これらのことから、抑うつに対する効果という点では、特性的自己効力感、基本的信頼感、対人的信頼感、SOCは互いに重複する成分を有しつつも、独自の効果を有しているのはSOCのみであると考えられた。

抑うつを従属変数とした各モデルの適合度とモデルの選択基準を比較すると、今回検討したモデルの中では、Check Stepである年齢、性別、SOCを独立変数としたモデルの値が最も良好であった。このことから、特性的自己効力感、基本的信頼感、対人的信頼感、SOCのうち、抑うつを予測する際に必要

な変数はSOCのみであると考えられ、抑うつの予防や抑うつ症状の低減には、SOCに注目することの重要性が示唆された。

主観的幸福感に対するロバスト・リッジ回帰モデルの階層的適用

主観的幸福感に対する特性的自己効力感、基本的信頼感、対人的信頼感、SOCの効果におけるそれぞれの重複性と独自性を検討するため、リッジ回帰モデルを階層的に適用した。なお、この際には年齢と性別を統制した。

Step 2の結果より、特性的自己効力感は単独で主観的幸福感に対して有意な正の効果を有していたが、Step 3で基本的信頼感と対人的信頼感を投入したところ、 β の値が減衰したものの有意な正の効果が残存した。一方で、Step 3で投入された基本的信頼感と対人的信頼感も、主観的幸福感に対して有意な正の効果を有していた。最終モデルであるStep 4においてSOCを投入したところ、特性的自己効力感と基本的信頼感の正の効果が減衰し有意ではなくなった。その一方で、対人的信頼感については β の値が減衰したものの有意な正の効果が残存し、Step 4で投入したSOCは有意な正の効果を有していた。最終的に主観的幸福感に対して有意な正の効果を有していたものは対人的信頼感とSOCであった。以上を総合すると、特性的自己効力感の主観的幸福感に対する正の効果は、基本的信頼感と対人的信頼感、SOCによって説明可能であり、基本的信頼感の主観的幸福感に対する正の効果もまた、対人的信頼感とSOCによって説明可能であることが示された。

また、最終モデルであるStep 4において、主観的幸福感に有意な効果を有していたのは対人的信頼感とSOCであった。加えて、Step 4におけるSOCの β の絶対値は、Check StepにおけるSOCの β の絶対値よりも小さかった。これらのことから、主観的幸福感に対する効果という点では、特性的自己効力感、基本的信頼感、対人的信頼感、SOCは互いに重

複する成分を有しつつも、独自の効果を有しているのは対人的信頼感とSOCの2つのみであると考えられた。

主観的幸福感を従属変数とした各モデルの適合度とモデルの選択基準を比較すると、今回検討したモデルの中では、Step4である年齢、性別、特性的自己効力感、基本的信頼感、対人的信頼感、SOCを独立変数としたモデルの値が最も良好であったが、このうち有意な変数は対人的信頼感とSOCであった。このことから、特性的自己効力感、基本的信頼感、対人的信頼感、SOCのうち、主観的幸福感を予測する際に必要な変数は対人的信頼感とSOCであると考えられ、主観的幸福感の増進には、対人的信頼感とSOCに注目することの重要性が示唆された。なお、対人的信頼感を育むと考えられるソーシャルサポートは、SOCの形成・発達にとって重要な要因である(e.g., 今井田・福井, 2022)。このことから、SOCの形成・発達を促す要因に注目する際には、必然的に対人的信頼感の要素にも着目することとなると考えられる。

まとめと今後の課題

本研究の結果から、特性的自己効力感、基本的信頼感、対人的信頼感、SOCはそれぞれ互いに重複性があり、抑うつに対してはSOCが、主観的幸福感に対しては対人的信頼感とSOCが独自の効果を有していると考えられた。このことから、抑うつ予防や抑うつ症状の低減のためのアプローチとしてはSOCに、主観的幸福感の増進のためのアプローチには対人的信頼感とSOCに注目することの重要性が示唆された。

本研究では、抑うつと主観的幸福感における特性的自己効力感、基本的信頼感、対人的信頼感、SOCの重複性と独自性に注目し検討を行なった。しかしながら、その効果を及ぼすプロセスについては検討しておらず、その前後関係についても検討を加えていない。そのため、今後は交差遅延効果モデルや同時効果モデルを用いて、抑うつや主観的幸福感と今

回検討した概念の影響関係についても検討する必要がある。何故ならば、特性的自己効力感、基本的信頼感、対人的信頼感、抑うつや主観的幸福感に先行し、SOCは抑うつや主観的幸福感による影響を受けて形成・発達する可能性が否めないためである。仮に抑うつや主観的幸福感がSOCに先行するならば、抑うつ予防・低減や主観的幸福感の増進に対してSOCに介入することは適切とは言えなくなるだろう。

抑うつ予防・低減や主観的幸福感の増進はわが国の今日的課題であり、喫緊の対策が求められるものである。本研究ではその対策の重要な介入点として、SOCに注目することの重要性が示唆された。今後、SOCが抑うつや主観的幸福感に作用する機序の解明を含めた更なる検討が望まれる。

附記

本研究は、31st International Congress of Psychologyにて発表された「Effect of the Sense of Coherence is for depression and subjective-happiness-feeling, what is mediated by generalized self-efficacy and sense of basic trust. (Isowa, 2016)」に分析の変更と大幅な加筆を加えたものである。

【引用文献】

- 阿部 智成・暮石 一樹・木村 美善 (2013). ロバ
スト・リッジ回帰推定量について アカデミ
ア, 13, 47-59.
- 甘利 知子・馬岡 清人 (2002). 認知的統制と自
己効力感が女子大学生の抑うつと不安に及ぼす
影響 日本女子大学大学院紀要, (8), 29-39.
- Antonovsky, A. (1979). *Health, Stress and
Coping*. San Francisco, Bass.
- Antonovsky, A. (1987). *Unraveling the Mystery of
Health: How People Manage Stress and Stay
Well*. Jossey-Bass Publishers (アントノフスキ
ー, A. 山崎 喜比古・吉井 清子 (監訳) (2001).
健康の謎を解く——ストレス対処と健康保持の
メカニズム—— 有信堂高文社)
- Bandura, A. (1995). *Self-Efficacy in Changing
Societies*. Cambridge University Press (バン
デューラ, A. 本明 寛・野口 京子 (監訳)
(1997). 激動社会の中の自己効力 金子書房)
- Calandri, E., Graziano, F., Borghi, M., &
Bonino, S. (2018). Depression, positive and
negative affect, optimism and health-related
quality of life in recently diagnosed multiple
sclerosis patients: The role of identity,
sense of coherence, and self-efficacy.
Journal of Happiness Studies, 19, 277-295.
- 銅直 優子 (2012). Sense of Coherence (首尾一
貫感覚) と諸特性との関連——クラスター分析
による類型化—— 流通科学大学論集, 24(2),
57-66.
- Ehrenberg, M. F., Cox, D. N., & Koopman, R. F.
(1991). The relationship between
self-efficacy and depression in adolescents.
Adolescence, 26(102), 361-374.
- Erikson, E.H. (1959). Identity and the Life
Cycle. Psychological Issues. Vol.1. No.1.
Monograph1. International Universities
Press. (エリクソン, E. H. 西平 直・中島 由
恵 (訳) (2011). アイデンティティとライフサ
イクル 誠信書房)
- Eriksson, M., & Lindström, B. (2005). Validity
of Antonovsky's sense of coherence scale: a
systematic review. *Journal of Epidemiology &
Community Health*, 59(6), 460-466.
- Eriksson, M., & Lindström, B. (2006).
Antonovsky's sense of coherence scale and the
relation with health: a systematic review.
Journal of epidemiology & community health,
60(5), 376-381.
- Eriksson, M., & Lindström, B. (2007).
Antonovsky's sense of coherence scale and its
relation with quality of life: a systematic
review. *Journal of Epidemiology & Community
Health*, 61(11), 938-944.
- Helliwell, J., & Wang S. (2013). WORLD
HAPPINESS: TRENDS, EXPLANATIONS AND
DISTRIBUTION. In Helliwell, John F., Richard
Layard, and Jeffrey Sachs, eds. (2013). *World
Happiness Report 2013*. New York: UN
Sustainable Development Solutions Network.
- Helliwell, J. F., Layard, R., Sachs, J. D.,
Aknin, L. B., De Neve, J.-E., & Wang, S.
(Eds.). (2023). *World Happiness Report 2023
(11th ed.)*. Sustainable Development Solutions
Network.
- Hoerl, A. E., & Kennard, R. W. (1970). Ridge
regression: Biased estimation for
nonorthogonal problems. *Technometrics*,
12(1), 55-67.
- 今井田 貴裕・福井 義一 (2022). 健康生成モデ
ルにおける汎抵抗資源 (GRRs) の分類の妥当性
の検討および首尾一貫感覚 (SOC) の形成に寄与
する GRRs の特定 心の危機と臨床の知, 23,
1-21.
- Isowa, S. (2016). Effect of the Sense of
Coherence is for depression and

- subjective-happiness-feeling, what is mediated by generalized self-efficacy and sense of basic trust. *International Journal of Psychology*, 51, 698.
- Lyubomirsky, S., & Lepper, H. S. (1999). A measure of subjective happiness: Preliminary reliability and construct validation. *Social indicators research*, 46, 137-155.
- 中川 泰彬・大坊 郁夫 (1985). 日本版 GHQ28 精神健康調査手引き 日本文化科学社
- 丸山 東人・衛藤 隆 (2010). 過疎地に暮らす身体障がい者実態調査における, 首尾一貫感覚 (SOC) に関する因子, および自己効力感 (GSES), 精神健康度 (GHQ), 主観的健康観との相互関連性についての検討 民族衛生, 76(2), 69-85.
- 松井 美帆・大野 安里沙 (2013). 高齢者における首尾一貫感覚 (Sense of coherence: SOC) と自己効力感との関連 厚生指標, 60(6), 23-27.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D Scale: A Self-Report Depression Scale for Research in the General Population. *Applied Psychological Measurement*, 1(3), 385-401.
- Sherer, M., Maddux, J.E., Mercandante, B., Prentice-Dunn, S., Jacobs, B., & Rogers, R.W. (1982). The self-efficacy scale: Construction and validation. *Psychological Reports*, 51(2), 663-671.
- 島井 哲志・大竹 恵子・宇津木 成介・池見 陽 (2004). 日本版主観的幸福感尺度 (Subjective Happiness Scale: SHS) の信頼性と妥当性の検討 日本公衆衛生雑誌, 51(10), 845-853.
- 島 悟・鹿野 達男・北村 俊則・浅井 昌弘 (1985). 新しい抑うつ性自己評価尺度について. 精神医学, 27(6), 717-723.
- 曾我部 佳奈・本村 めぐみ (2010). 青年期における大学生の主観的幸福感——その影響要因の探索に向けて—— 和歌山大学教育学部紀要, 60, 81-87.
- 田中 江里子・坂本 真士・根市 恵子 (2005). 地域における抑うつと自殺の予防実践と研究 坂本・丹野・大野 (編) 抑うつの臨床心理学 (pp. 235-254) 東京大学出版会
- 谷 冬彦 (1996). 基本的信頼感尺度の作成 日本心理学会第 60 回大会発表論文集, 310.
- 谷 冬彦 (1998). 青年期における基本的信頼感と時間的展望 発達心理学研究, 9(1), 35-44.
- 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.
- 三好 昭子 (2008). 人格特性的自己効力感と精神的健康との関連——漸成発達理論における基本的信頼感からの検討—— 青年心理学研究, 19, 21-31.
- 戸ヶ里 泰典 (2008). SOC と健康 山崎 喜比古・戸ヶ里 泰典・坂野 純子 (編) ストレス対処能力 SOC (pp. 69-90) 有信堂高文社
- 山崎 喜比古・戸ヶ里 泰典 (2019). ストレス対処・健康生成力 SOC とは 山崎 喜比古・戸ヶ里 泰典・坂野 純子 (編) ストレス対処力 SOC——健康を生成し健康に生きる力とその応用—— (pp. 43-61) 有信堂高文社
- 矢富 直美 (1993). CES-D による日本老人のうつ症状の測定——その因子構造における文化差の検討—— 社会老年学, (37), 37-47.

