

Longitudinal Effect of a Reciprocal Relationship between Depressive Rumination and Stressors on Depression in a Community Sample

メタデータ	言語: jpn 出版者: 公開日: 2022-09-09 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: メールアドレス: 所属:
URL	https://doi.org/10.24517/00067069

This work is licensed under a Creative Commons Attribution-NonCommercial-ShareAlike 3.0 International License.



〈資 料〉

コミュニティを対象とした反すうとストレスの
相互関係が及ぼす抑うつへの縦断的影響村山 恭朗¹ 岡安 孝弘²

要 約

ネガティブな反すうは抑うつを悪化させることが実験的、横断的、縦断的にこれまで見いだされている。先行研究において、反すうはストレスの生成を促し、さらにストレスは反すうを強めることが示唆されている。本研究では、反すうとストレスの関連性が及ぼす抑うつへの影響を検討するために、2回にわたる縦断的調査を行った。111名の成人対象（平均年齢44.30±11.34歳）がT1調査で反すうと抑うつを、その7カ月後に反すう、抑うつ、ストレスを測定した。共分散構造分析の結果、T1反すうは直接的にT2抑うつに影響を及ぼしておらず、7カ月間で経験されたストレスが抑うつに及ぼす反すうの影響を完全に媒介していた。加えて、T1時点での反すうと抑うつはT1-T2間のストレスの生成を促し、それがT2時点における反すうや抑うつを悪化させることも示された。

キーワード：ネガティブな反すう 抑うつ ストレス 共分散構造分析 縦断的研究

序 論

うつ病は現代社会に蔓延する精神疾患の一つである。世界保健機構（World Health Organization）によれば、うつ病は2020年までに世界の精神保健を脅かす疾病の上位に位置づけられており（Murray & Lopez, 1998）、わが国においても1996年から2011年の15年間でうつ病の患者数は2倍以上に増加している（厚生省大臣官房統計情報部, 1998; 厚生労働省大臣官房統計情報部, 2012）。これに加えて、コミュニティにおいてうつ病発症リスクを高める要因とされる抑うつ（Cuijpers & Smit, 2004）の遷延化も問題視されている。厚生労働省が2002年に実施した「保健福祉動向調査（心身の健康）」（厚生労働省大臣官房統計部, 2002）では、全体（22,430名）の30.3%が抑うつ状態にあったことが報告され

ている。このことから、コミュニティにおけるうつ病予防を見据えるうえでうつ病発症につながる抑うつが悪化・慢性化を引き起こす要因とそのプロセスを精査することは重要である。そこで本研究は抑うつが悪化やうつ病の発症リスクを高めると指摘されているネガティブな反すうとストレスを取り上げ、コミュニティにおけるこれらの要因と抑うつとの縦断的な関係を議論していく。

ネガティブな反すう（以下、反すう）は抑うつが悪化やうつ病発症リスクを高める要因の一つであり、ストレスフルな出来事により喚起されたネガティブな認知を繰り返し想起することを指す（Alloy et al., 2000）。横断的調査において、反すうが強い大学生や成人はほかの者と比べるとより強い抑うつ状態にあることが報告されている（村山・岡安, 2012a）。またNolen-Hoeksema & Morrow (1991) は、サンフランシスコ湾地震直前に行った調査において反すうが強かった大学生は反すうが弱かった大学生と比べ、地震発生10日後と7週間後に重篤な抑

¹ 浜松医科大学

² 明治大学文学部

（2013（平成25）年10月24日受理）

うつ状態にあったことを報告している。実験研究においても強く反すうを行う場合には抑うつが悪化しやすいことが見いだされている (Watkins & Teasdale, 2001)。さらに反すうとうつ病リスクとの関連も指摘されており、コミュニティにおける縦断的調査では反すうが強い者はほかの者と比べるとうつ病リスクが高いことも報告されている (Nolen-Hoeksema & Larson, 1999)。これらの知見から、反すうが強いほど横断的および縦断的に抑うつ維持・悪化が促されると考えられる。

反すうは継時的に安定している要因であると一部の研究で指摘されている (Nolen-Hoeksema et al., 1993) が、近年の研究では反すうの強さは経験するストレスの程度によって変化し得ることが示唆されている。例えば、大学生やコミュニティを対象とした縦断的調査では強い (もしくは多くの) ストレッサーを経験した者ほど反すうが強まることが報告されている (村山・岡安, 2012b; Nolen-Hoeksema et al., 1994)。しかしながら、その逆のプロセスも指摘されており、反すうが強い人ほど対人摩擦を経験しやすいこと (Nolen-Hoeksema & Davis, 1999) や日常的に強いストレスを経験しやすいこと (Moberly & Watkins, 2008; Nolen-Hoeksema et al., 1999) が見いだされている。これらの知見から、反すうとストレスの間には相互関係があると推測される。加えて、反すうと同様にストレスは抑うつ悪化やうつ病発症を引き起こす要因であること (Blackmore et al., 2007; Lewinsohn et al., 1999) や抑うつが強い人はほかの人と比べるとストレスを招きやすいこと (ストレス生成仮説; Hammen, 2005) を踏まえると、反すうとストレスの相互関係は抑うつ状態に対して継時的な影響を与えるとともに、反すうの強さの一端は抑うつ状態やストレスに直面する状況に起因すると考えられる。しかしながら、コミュニティを対象としてこれらの要因間の縦断的な関係に関する研究はこれまでほとんど行われていな

い。そこで本研究はコミュニティから得られた成人を対象として、反すう、ストレス、抑うつ間の継時的な関係を検討することを目的とした。また先行研究において、重大なライフイベントに遭遇するよりも日常的に経験する些細な出来事を積み重ねるほうが抑うつなどを引き起こしやすく心身の健康が損なわれやすいこと (岡安, 1992) から、本研究では日常的な些細な出来事をストレスとして取り上げることにした。

本研究の仮説

前述の先行研究を踏まえ、本研究では三つのモデルが設定された (Fig. 1)。モデル1: T1 反すうはT1-T2間でのストレスおよびT2抑うつに直接的な影響を及ぼす (反すうによる部分媒介モデル)。モデル2: T1抑うつはT1-T2間でのストレスおよびT2反すうに直接的な影響を及ぼす (抑うつによる部分媒介モデル)。モデル3: T1反すうおよびT1抑うつはT1-T2間でのストレスの生成を促し、それを通じてT2時では抑うつが悪化する (反すうおよび抑うつ完全媒介モデル)。なお先行研究結果 (Nolen-Hoeksema et al., 1993; 村山・岡安, 2012b) を踏まえ、T1反すう→T2反すうおよびT1抑うつ→T2抑うつをパスを加えた。

方 法

調査対象者と手続き

東海地方のA県B市に在住する成人154名に本調査を実施した。B市は郊外に位置しその地域で就労する者もいるが都市部に通勤する者が多い町である。調査対象者は本研究の協力者 (以下、協力者) が住む近隣 (町内) の者であり、本研究の研究者 (第一著者) と協力者が町内の各住宅を訪れ、調査目的と内容を説明したうえで本研究への参加をお願いした。参加への了承が得られた者に対して質問紙が配布され、後日協力者によって質問紙が回収された (1回目調査、以下T1調査)。なおフェイスシートにも研究目的が記載された。T1調査 (X年8月) の約

村山・岡安：反すうとストレスが及ぼす抑うつへの縦断的影響

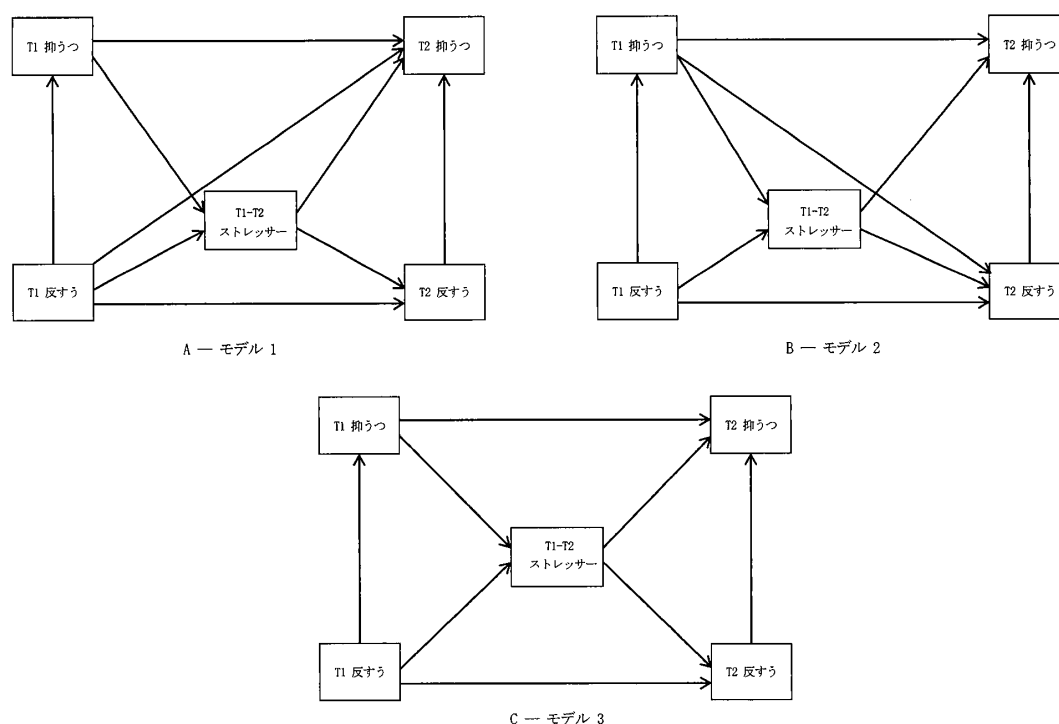


Fig. 1 本研究が検討する3モデル

7カ月後 (X+1年3月) に2回目調査 (以下、T2 調査) が実施された。T1 調査への協力が得られた対象者に対して協力者がT2 調査の質問紙を各対象者に配布し、回答後に質問紙を回収した。2回にわたる調査のすべての質問項目に回答した111名 (T1時44.30±11.34歳、男性34名、女性77名、年齢範囲20～69歳、20歳代13名、30歳代29名、40歳代31名、50歳代29名、60歳代9名) を最終的に本研究の対象とした。本研究への協力は自由意思に任せられ、同一対象者を識別するためにフェイスシートにおいて携帯電話番号 (下4桁) の記入を求めた。これを除き、個人を特定する情報 (氏名など) の回答は求めなかった。

調査材料

ネガティブな反すう尺度 (伊藤・上里, 2001) ネガティブな反すう尺度は質問形式と自由記述から構成される。質問形式部は三つのダミー項目を含む14項目、二つの下位尺度「ネガティブな反すう傾向」、「ネガティブな反すうのコントロール不可能性」からなる。高得点は反すう

が強いことを表し回答形式は6件法 (1: あてはまらない—6: あてはまる) である。十分な内的整合性が認められており、抑うつなどとの間に相関が示され一定の基準関連妥当性が認められている (伊藤・上里, 2001)。本研究では「ネガティブな反すう傾向」のみを実施し反すうを測定した。

自己記入式抑うつ尺度 (Self-rating Depression Scale, 以下SDSとする) Zung (1965) が開発した自己記入式抑うつ尺度の日本語版 (福田・小林, 1973) を用いた。20項目で構成され、半数が否定的表現で残りの半数が肯定的表現で記載されている。高得点は抑うつが強いことを表し回答形式は4件法 (1: ないまたはたまに—4: ほとんどいつも) である。

日常苛立事 (主観的ストレス源) 尺度 (宗像, 1996; 宗像・仲尾・藤田・諏訪, 1986) 日常苛立事尺度によってストレスを測定した。この尺度はLazarus & Cohen (1977) のストレス概念に基づいて作成され、七つの下位尺度 (「生きがいや人間関係」、「自分の家族の将

来や健康」、「社会生活上の人間関係」、「家庭生活」、「仕事関係」、「生活環境」、「収入や支出」で構成されている。「自分の将来のこと」や「友人関係のこと」などの34項目に3件法（1:大いにそうである—3:そうでない）で回答する。1を2点、2を1点、3を0点に換算しストレスサーを測定する。高得点ほど強いストレスサーを経験したことを表す。内的整合性や基準関連妥当性が確認されている。なお原版の教示は「最近次のことでイライラしますか？」だが、本研究では「昨年の夏から次のことでイライラしますか？」に変更した。

T1調査ではネガティブな反すう傾向尺度とSDSを、T2調査ではネガティブな反すう傾向尺度、SDS、および日常苛立事尺度を実施した。

結 果

各変数の相関および継時的変化

各変数の記述統計および変数間の相関係数はTable 1に示されてある。年齢と反すう（T1およびT2）の間に負の相関が認められた。T1反すうとT2抑うつとの間には中程度の相関（ $r=.388$ ）が認められ、ほかの相関は中程度以上の強さ（ $r_s>.50$ ）であった。また反すうおよび抑うつの継時的変化を検討するため対応のある t 検定を行った。その結果、反すうではT1-T2間で有意差が認められ（ $t(110)=2.32$, $p<.05$ ）、T2調査時での反すうが強かった。T1とT2調査時での抑うつ状態に差は認められなかった（ $t(110)=1.78$, $n.s.$ ）。

調査対象者の抑うつ状態

抑うつに関するアナログ研究において、対象の中でうつ病の診断基準を満たす可能性がある者の割合を示すことはその研究結果がどの程度臨床群に適用できるかを判断するうえで有益であること（奥村・坂本, 2009）から、本調査対象が呈する抑うつ状態を検討した。先行研究（e.g., 横田・山村, 2007）に倣い、本研究でもSDSの得点が40点台を軽度抑うつ状態とした。その結果、31名（27.9%）が軽度もしくはそれ以上の抑うつ状態にあり、そのうち9名（8.1%）は中等度以上の抑うつ状態（50点以上；福田・小林, 1973）にあった。

共分散構造分析

反すう、ストレスサー、抑うつ間の縦断的な関係を検討するため、モデル1から3に関して共分散構造分析を行った。分析に際し、T1およびT2調査時のネガティブな反すう傾向尺度、SDS、および日常苛立事尺度の各合計得点をT1およびT2反すう、T1およびT2抑うつ、T1-T2ストレスサーの観測変数とした。分析の結果、いずれのモデルも高い適合度を示したがAIC値の比較から本研究ではモデル3（Fig. 2）を採用した。Table 2には各モデルの適合度がまとめてある。

ストレスサーの種類に関する分析

各領域のストレスサーがもたらす影響を検討した。ストレスサーの領域ごとに観測変数（各下位尺度の合計得点）を作成し、「T1-T2ストレスサー」に代わりすべてのストレスサー領域

Table 1 T1およびT2調査時における各変数の記述統計量と相関係数

	Mean	SD	1	2	3	4	5
1 年齢 (T1)	44.30	11.34	—				
2 反すう (T1)	18.32	8.52	-.302**	—			
3 抑うつ (T1)	35.69	8.96	-.171	.514***	—		
4 反すう (T2)	19.93	8.35	-.227*	.637***	.508***	—	
5 抑うつ (T2)	37.22	10.06	-.139	.388***	.566***	.528***	—
6 ストレスサー (T1-T2)	12.58	9.66	-.133	.417***	.493***	.564***	.542***

* $p<.05$ ** $p<.01$ *** $p<.001$

村山・岡安：反すうとストレスが及ぼす抑うつへの縦断的影響

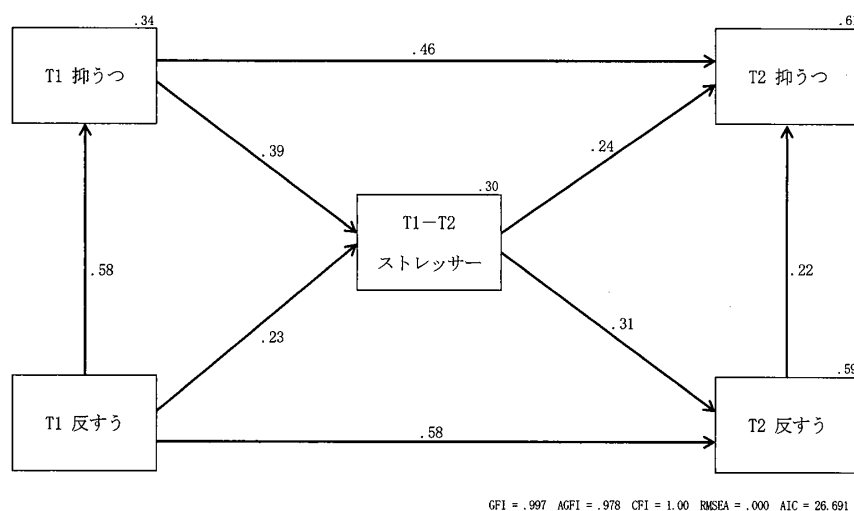


Fig. 2 反すう、ストレス、抑うつ間の縦断的關係性に関する共分散構造分析の結果

Table 2 各モデルの適合度指数

モデル No.	適合度						有意ではなかったパス
	χ^2	GFI	AGFI	CFI	RMSEA	AIC	
モデル1	0.552	0.999	0.978	1.000	0.000	28.354	T1 反すう→T2 抑うつ ($\beta = -.062$)
モデル2	0.562	0.999	0.979	1.000	0.000	28.337	T1 抑うつ→T2 反すう ($\beta = .046$)
モデル3	0.708	0.997	0.978	1.000	0.000	26.691	

Note: χ^2 の値はすべて $p > .05$

Table 3 各領域ストレスが示す抑うつおよび反すうとの関係性

ストレスの種類	T1 抑うつ→ ストレス	T1 反すう→ ストレス	ストレス→ T2 抑うつ	ストレス→ T2 反すう
生きがいや人間関係	.045	.464***	.155*	.230***
自分の家族の将来や健康	.395***	.121	.101	-.006
社会生活上の人間関係	.209	.211	.017	-.005
家庭生活	.273***	.021	-.024	.118
仕事関係	.143	.200	-.053	-.058
生活環境	.428***	-.026	-.024	.118
収入や支出	.315**	.078	.253***	.110

Note: 「ストレス」はT1-T2間で経験したストレスの強さを示す。各数値は標準偏回帰係数

* $p < .05$ ** $p < .01$ *** $p < .001$

の観測変数を一度にモデル3に投入した。その結果 (Table 3)、T1 抑うつは5領域のストレスを強め (自分の家族の将来や健康: $\beta = .395$, 家庭生活: $\beta = .273$, 生活環境: $\beta = .428$, 収入や支出: $\beta = .315$, すべて $p < .01$)、

支出」($\beta = .253$) ストレッサーはT2 抑うつに有意な影響を与えた ($p < .05$)。「生きがいや人間関係」ストレスのみT1およびT2 反すうと有意な関係を示し、「生きがいや人間関係」ストレスはT1 反すうから有意な影響を受ける ($\beta = .464$, $p < .001$) とともに、T2 反すう

に有意な影響を及ぼすことが認められた ($\beta = .230, p < .01$)。

考 察

反すうとストレスの間には相互関係があり、それが抑うつに縦断的な影響を及ぼすと考えられるものの、この影響はこれまでほとんど検討されていなかった。そこで本研究はコミュニティから得られた成人を対象として約7ヵ月のインターバルをおいた縦断的調査を行った。共分散構造分析の結果、適合度が高いモデルが得られ、T1時での反すうの強さはT1-T2間で経験したストレスを完全に媒介しT2時での抑うつの悪化を引き起こすこと、T1時に反すうおよび抑うつが強い者ほどT1-T2間で強いストレスを経験しそのためにT2時では反すうおよび抑うつがさらに強まることが認められた。

反すうの影響

本研究ではT1反すうはT2抑うつに直接的ではなく間接的な影響を及ぼすことが示された。具体的には、T1時に反すうが強い人ほどT2調査までの7ヵ月間でより強いストレスを経験し、そのためT2時には強い抑うつ状態にあることが認められた。抑うつの悪化を促す反すうの縦断的な影響はこれまでに報告されている(Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991)が、本研究の結果からすると、反すうは直接的に抑うつを悪化させるのではなくストレスの生成を促すことを介して抑うつの悪化を引き起こすと考えられる。本研究と同様に、大学生を対象とした研究においても反すうがもたらす抑うつへの縦断的な影響はストレスの生成によって媒介されることが認められている(村山・岡安, 2012b)。このことから、ストレスの生成を媒介する反すうによる抑うつへの間接的影響は対象者の年齢や属性にかかわらず認められると考えられる。

本研究では各ストレス領域がもたらす影響を検討した。その結果、「生きがいや人間関

係」ストレスのみがT1およびT2反すうとの縦断的な関係を示した。具体的には、T1時に反すうが強い人ほど「生きがいや人間関係」ストレスを経験し、「生きがいや人間関係」ストレスを強く経験した人ほどT2時には反すうが強まることが認められた。このことから、反すうの影響はあらゆる領域のストレスに認められるものではなく、特定領域のストレスに限定的に現れるものであると考えられる。本研究結果を支持するように、先行研究において反すうが強い人ほど対人摩擦を引き起こすことが報告されている(Nolen-Hoeksema & Davis, 1999)が、反すうと生きがいの縦断的な関係はこれまでほとんど報告されていない。本研究では反すうが生きがいに関するストレスを強める機序を検証していないが、これまでに得られている知見からその一端が推察される。生きがいは日常生活上の目標が達成されたときに感じるものであること(藤原, 1972)や、反すうでは目標(理想)と現実の乖離が着目されやすいこと(Martin & Tesser, 1996)が指摘されている。これらを踏まえると、反すうが強い人ほど目標と現実の乖離に過敏であり、それゆえに生きがいに関するストレスを経験しやすい心理的傾向を維持していると思われる。

また先行研究において強いストレスを経験した後では反すうが強まることが示されていた(Nolen-Hoeksema et al., 1994)が、本研究はこの知見を支持するとともに先行研究を発展させるものであった。ストレス領域ごとに分析した結果、「生きがいや人間関係」ストレスを経験するほど反すうが強まることが認められた。このことから、あらゆるストレスが反すうを強めるわけではなく、特定領域のストレス(本研究では「生きがいや人間関係」ストレス)を強く経験する場合に限り反すうが悪化すると考えられる。これもこれまでの知見では報告されていない点であることから、今後の再検証が必要であるとともに、反すうを強めるほかのストレス領域をさらに検討す

る必要がある。

抑うつとストレスの影響

本研究で採用されたモデルから、ストレスを媒介する反すうの間接的影響と同様に、T1時の抑うつがストレスの生成を促しそれがT2時の反すうや抑うつの悪化を引き起こすことが認められた。この結果を踏まえると、抑うつの強さはさまざまな要因がもたらす精神的健康への悪影響を表す「結果」としてだけではなく、さらなる抑うつの悪化を引き起こす原因にもなりうると考えられる。本研究は2回の調査のみであり複数回の調査を含む縦断的検討が今後必要であるが、本研究で採用したモデルでは、反すうとストレスの間だけではなく反すうと抑うつの間にもストレスの生成を介した縦断的な相互関係（反すう→抑うつ→反すう）が形成されていることから、反すう、抑うつ、ストレスの間には悪循環が形成され、それが抑うつを維持させる一因となっていると考えられる。

反すうの安定性

これまで一部の研究において反すうの強さは安定していると指摘されていた (Nolen-Hoeksema et al., 1993) が、本研究の知見からすると反すうが安定しているとは一概には言えない。7カ月のインターバルをおいた2回の調査の結果、T1とT2反すうの間には強い相関 ($r = .637$) が認められた。これは、初回測定時点において反すうが強い群に位置づけられた者は2回目の測定においても強い群であり続ける可能性が高いことを示唆しており、一定期間においても反すうの強さに関する群内の順位（相対的な強さ）は維持されやすいと考えられる。その一方で、 t 検定の結果からは7カ月間で反すうの強さは変化することが示された。さらにT1-T2間で強いストレスを経験するほどT2時の反すうが強まることも認められ、環境変化などストレスの生成が強く促される状況下では反すうは強まると考えられる。以上のことから、反すうの相対的な強さは持続する傾

向にあるが、反すうの強さ自体（測定値）は継続的に変動する動的なものであると示唆される。

臨床的な示唆

本研究が採用したモデルから、反すうはストレスの生成を強め、それを通じて反すうがさらに強まるプロセスが認められた。これに加え、反すうは横断的に抑うつを悪化させるとともに、ストレスの生成を通じて縦断的にも抑うつ悪化を引き起こすことが示された。これらのことから、抑うつの慢性化を予防するうえで反すうの減弱化が重要であると考えられる。そのため、先行研究 (村山・岡安, 2012a) でも指摘されているが、成人を対象とする抑うつ予防プログラムでは反すうの減弱を目的として、反すうを維持する信念 (Papageorgiou & Wells, 2001) の修正やマインドフルネスの向上 (Burg & Michalak, 2011; Kumar et al., 2008) に焦点を当てるのが効果的であると考えられる。

加えて、本研究では強いストレスを経験した人ほどT2時では反すうが強く、そのためにT2時の抑うつが悪化することが認められた。この点から、ストレスの軽減を図ることで反すうの減弱、ひいては抑うつの緩和が得られる可能性がある。これまでのストレスマネジメントの介入研究において、リラクセーション、認知再構成、行動的技法（アサーションなど）を訓練することでストレスが軽減することが報告されていることから (Richardson & Rothstein, 2008)、ストレスマネジメントを充実させることで反すうの減弱を図ることができると考えられる。しかしながら、コミュニティを対象として抑うつ予防プログラムを実施する場合、場所、期間、参加者の選別など現実的な課題があり、それらを検討する必要がある。今後、本邦に適しコミュニティに導入可能な抑うつ予防プログラムを開発するとともに、抑うつの予防的介入をどのような形態でコミュニティに導入するかを精査することが期待される。

今後の課題

まず本研究の対象者は一つの県の特定地域から募った成人であったことから、本研究の結果はその県や地域に見られる特異的な要因が影響した可能性がある。今後、複数の県から調査対象者を募ることで潜在する剰余変数の影響を統制することができると考えられる。加えて、本研究では職業などの情報を得ていなかったことから、本研究結果を抑うつつの遷延化が懸念されている産業場面に応用できるかは不透明である。今後、本研究を発展させ、勤労者を対象とし職場や勤務時に見られるストレスを測定することで産業領域への応用が検討できよう。最後に、T1時で反すうが強い人ほどT1-T2間で強いストレスを経験することが認められたが、この解釈についての課題もある。この結果は反すうが強い人が強いストレスを実際に経験していたと解釈できる一方で、同程度のストレスを経験していたとしても反すうが強い人はほかの人よりもストレスをネガティブに捉える傾向が強く、それゆえにストレスの影響が過剰に強められたとも解釈できる。今後の研究で、反すうがストレスの生成を実際に促すのか、それともストレスをよりネガティブに解釈するだけであるかに関する検討が必要である。

文 献

- Alloy, L. B., Abramson, L. Y., Hogan, M. E., Whitehouse, W. G., Rose, D. T., Robinson, M. S., Kim, R. S., & Lapkin, J. B. 2000 The Temple-Wisconsin Cognitive Vulnerability to Depression Project: Lifetime history of Axis I psychopathology in individuals at high and low cognitive risk for depression. *Journal of Abnormal Psychology*, **109**, 403-418.
- Blackmore, E. R., Stansfeld, A. A., Weller, I., Munce, S., Zagorski, B. M., & Stewart, D. E. 2007 Major depressive episodes and work stress: Results from a national population survey. *American Journal of Public Health*, **97**, 2088-2093.
- Burg, J. M. & Michalak, J. 2011 The healthy quality of mindful breathing: Associations with rumination and depression. *Cognitive Therapy and Research*, **35**, 179-185.
- Cuijpers, P. & Smit, F. 2004 Subthreshold depression as a risk indicator for major depressive disorder: A systematic review of prospective studies. *Acta Psychiatrica Scandinavica*, **109**, 325-331.
- 藤原喜悦 1972 生きがいの探求 依田 新・大西 誠一郎・齋藤耕二・津留 宏・西平直喜・藤原喜悦・宮川友彰(編) 現代青年心理学講座7 現代青年の生きがい 金子書房 Pp. 55-103.
- 福田一彦・小林重雄 1973 自己評価式抑うつ性尺度の研究 精神神経学雑誌, **75**, 673-679.
- 厚生省大臣官房統計情報部 1998 患者調査平成8年上巻全国編
- 厚生労働省大臣官房統計情報部 2012 平成23年患者調査 上巻 第62表2012年11月27日 (<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?lid=000001103073>) (December, 28, 2012)
- 厚生労働省大臣官房統計部 2002 平成12年保健福祉動向調査(心身の健康)
- Hammen, C. 2005 Stress and depression. *Annual Review of Clinical Psychology*, **1**, 293-319.
- 伊藤 拓・上里一郎 2001 ネガティブな反すう尺度の作成およびうつ状態との関連性の検討 カウンセリング研究, **34**, 31-42.
- Kumar, S., Feldman, G., & Hayes, A. 2008 Changes in mindfulness and emotion regulation in an exposure-based cognitive therapy for depression. *Cognitive Therapy and Research*, **32**, 734-744.
- Lazarus, R. S. & Cohen, J. B. 1977 Environmental stress. In I. Altman & J. F. Wohlwill (Eds.), *Human behavior and environment: Current theory and research*, vol. 1. New York: Plenum. Pp. 89-127.
- Lewinsohn, P. M., Allen, N. B., Seeley, J. R., & Gotlib, I. H. 1999 First onset versus recurrence of depression: Differential processes of psychosocial risk. *Journal of Abnormal Psychology*, **108**, 483-489.
- Martin, L. L. & Tesser, A. 1996 Some ruminative thoughts. In R. S. Wyer (Ed.), *Advances in social cognition*, vol. 9. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates. Pp. 1-47.
- Moberly, N. J. & Watkins, E. R. 2008 Ruminative self-focus, negative life events, and negative affect. *Behaviour Research and Therapy*, **46**, 1034-1039.

- 宗像恒治 1996 燃えつきおよびその関連尺度桃生寛和・早野順一郎・保坂 隆・木村一博(編) タイプA行動パターン 星和書店 Pp. 218-235.
- 宗像恒次・仲尾唯治・藤田和夫・諏訪茂樹 1986 都市住民のストレスと精神健康度精神衛生研究, 32, 47-68.
- 村山恭朗・岡安孝弘 2012a 大学生と30・40代成人を対象とした加齢に伴う抑うつの反すうの変化に関する一研究 行動療法研究, 38, 215-224.
- 村山恭朗・岡安孝弘 2012b 女子大学生を対象としたネガティブな反すうの安定性およびストレスとの相互関係に関する縦断的検討 健康心理学研究, 25, 67-76.
- Murray, C. J. L. & Lopez, A. D. (Eds.) 1998 *The global burden of disease: A comprehensive assessment of mortality and disability from disease, injuries, and risk factors in 1990 and projected to 2020*. Boston, MA: Harvard University Press.
- Nolen-Hoeksema, S. & Davis, C. G. 1999 "Thanks for sharing that": Ruminators and their social support networks. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 801-814.
- Nolen-Hoeksema, S. & Larson, J. 1999 *Coping with loss*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates.
- Nolen-Hoeksema, S., Larson, J., & Grayson, C. 1999 Explaining the gender difference in depressive symptoms. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 1061-1072.
- Nolen-Hoeksema, S. & Morrow, J. 1991 A prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster: The 1989 Loma Prieta earthquake. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, 115-121.
- Nolen-Hoeksema, S., Morrow, J., & Fredrickson, B. L. 1993 Response styles and the duration of episodes of depressed mood. *Journal of Abnormal Psychology*, 102, 20-28.
- Nolen-Hoeksema, S., Parker, L. E., & Larson, J. 1994 Ruminative coping with depressed mood following loss. *Journal of Personality and Social Psychology*, 67, 92-104.
- 岡安孝弘 1992 大学生のストレスに影響を及ぼす性格特性とストレス状況との相互作用 健康心理学研究, 5, 12-23.
- 奥村泰之・坂本真士 2009 抑うつの連続性議論—より質の高い研究に向けての提言— 心理学評論, 52, 504-518.
- Papageorgiou, C. & Wells, A. 2001 Positive beliefs about depressive rumination: Development and preliminary validation of a self-report scale. *Behavior Therapy*, 32, 13-26.
- Richardson, K. J. & Rothstein, H. R. 2008 Effects of occupational stress management intervention programs. *Behaviour Research Methods*, 40, 879-891.
- Watkins, E. & Teasdale, J. D. 2001 Rumination and overgeneral memory in depression: Effects of self-focus and analytic thinking. *Journal of Abnormal Psychology*, 110, 353-357.
- 横田京子・山村 礎 2007 企業労働者の抑うつ状態と関連要因についての研究—SDS（自己評価式抑うつ性尺度）と定期健康診断情報を用いて— *Journal of Japan Academy of Health Sciences*, 9, 217-224.
- Zung, W. K. 1965 A self-rating depression scale. *Archives of General Psychiatry*, 12, 63-70.

Longitudinal Effect of a Reciprocal Relationship between Depressive Rumination and Stressors on Depression in a Community Sample

Yasuo MURAYAMA¹ Takahiro OKAYASU²

¹ Hamamatsu University School of Medicine

² School of Arts and Letters, Meiji University

Abstract

Empirical evidence from experimental, cross-sectional, and longitudinal studies has suggested that depressive ruminations prolong and intensify depression. Previous published research has suggested that rumination contributes to the development of stressors, and that the experience of stressors enhances the level of rumination. The purpose of the present 2-wave longitudinal study was to investigate how the reciprocal relationship between rumination and stressors is associated with depression. Adults ($N=111$; mean age 44.30 ± 11.34 years) completed instruments that assessed rumination and depression at baseline (T1). Then, rumination, depression and stressors were assessed 7 months later (T2). Structural equation modeling indicated that rumination at baseline was not directly associated with depression 7 months later, but stressors that had been experienced during the intervening 7 months fully mediated the effects of rumination on depression. Moreover, the level of rumination and depression at baseline was associated with greater stressor, which in turn intensified rumination and depression 7 months later.

Key Words: depressive rumination, depression, stressors, structural equation modeling, longitudinal study