反すう特性と反すう体験の関連

―否定的考え込み，反すう的自己注目，ネガティブな反すうの比較から―

臨床心理学コース　　勝　又　結　菜

The Relationship between Rumination Traits and Rumination Experiences
－From Comparison of Brooding, Self-focus rumination, and Negative rumination－

Yuina KATSUMATA

Previous researches of rumination have used the rumination trait scales. Multiple rumination trait scales reflect different aspects of rumination. Putting the existing researches into the clinical practices, the current study investigated relationships between rumination traits and rumination experiences, including duration, frequency, and difficulty of rumination. Nine hundred and sixty-nine people (age: 18-60) completed three rumination trait scales and one rumination experiences scale. Multiple regression analyses indicated that: (1) brooding and negative rumination tendency predicted duration, frequency, and difficulty of rumination experiences in general, (2) self-focusing rumination predicted frequency and negative belief of rumination, (3) negative rumination uncontrollability predicted difficulty and positive belief of rumination. Furthermore, results of mediation analyses indicated that all of the rumination trait scales directly predicted the rumination severity and indirectly through negative beliefs about rumination. Discussion includes underlying factors associated with the rumination traits and treatment for meta-cognitive beliefs about rumination.

目　　次

1．問題と目的
　A．反すうを測定する反すう特性尺度
　B．臨床場面における反すう測定
　C．本研究の目的
2．方法
　A．調査対象者と手続き
　B．アンケートの構成
3．結果
　A．反すう重症度の因子分析
　B．基本統計量の検討
　C．分析１：階層的重回帰分析による反すう特性と反すう体験の関連の検討
　D．分析２：媒介モデルの検討
4．考察
　A．否定的考え込みと反すうの対処困難感
　B．反すう的自己注目と安定的な反すうのしやすさ
　C．NR傾向とネガティブ事象への反応性
　D．NRコントロール不可能性と反すうに対する認知の柔軟性
　E．反すうに対する信念を媒介とした反すう特性と反すう体験の関連
　F．本研究の意義と限界

１．問題と目的

近年日本では，うつ病[1)]や不安障害が社会問題として取り上げられることが増えているが，両障害に共通する特徴的な認知として注目を浴びているのが，“反すう（rumination）”という概念である。Nolen-Hoeksema（1991）[2)]の定義によると，ruminationとは“抑うつ気分を感じているときに，抑うつの症状，原因，意味，結果に対して繰り返し注意が焦点づけられる思考や行動”とされる。反すうは，抑うつや不安，ストレスを増加させ持続させる[3) 4) 5)]だけでなく，うつ病や不安障害を予測することが示唆され[6) 7)]，気分障害の診断横断的で重大なリスクファクターであることが指摘されている。したがって近年は，反すうの予測・予防要因や，反すう軽減に関する研究が国内外で進められている。現在の反すう研究では，反すうとその他の要因の関連や，反すう軽減の効果を確かめるために，反すうのしやすさである“反すう特性”を測定する自己記入式尺度を用いた量的調査研究が主流となっている。以下では，本邦で多く用いられている３

つの反すう特性尺度を紹介するが，尺度はそれぞれ異なる理論を背景として反すうを定義づけ測定している。反すうを様々な側面から測定するツールが充実している一方で，反すうの定義は研究者間で一致が見られない状態であるという指摘もある[8]。

A．反すうを測定する反すう特性尺度

Rumination Response Scale（以下，RRS）

Nolen-Hoeksema（1991）[2] は，抑うつの持続や重症化の個人差は，ライフイベントに影響されない個人の反応スタイルで説明できるとする，抑うつの反応スタイル理論を提唱した。Nolen-Hoeksema & Morrow（1991）[3] はこの理論の下，抑うつの原因や気分への反応スタイルを測定するResponse Style Questionnaire（以下，RSQ）の下位尺度として，考え込み[9] を反映するRRSを作成した。RRSは，抑うつや不安の持続・重症化，うつ病のエピソード・発症を予測するとされている[4][7]。後の研究でRRSは因子構造が再検討され，抑うつに対し，くよくよ悲観的に考える否定的考え込み（brooding）と，問題解決しようと考える反省的熟考（reflective pondering）の２因子構造が提案された[9]。否定的考え込みは抑うつを持続させ，反省的熟考は短期的には抑うつを強めるが長期的には軽減しうるとされている[10]。Treynor et al.（2003）[10] の改訂版RRS（以下，RRS-R）日本語版はHasegawa（2013）[11] により信頼性と妥当性が確認されている。

Rumination-Reflection Questionnaire（以下，RRQ）

Trapnell & Campbell（1999）[12] は，自己注目のうち，内面的な自己の側面に注意を向けやすい性質である私的自己意識[13] に注目した。Trapnellらは，私的自己意識には心的ストレスとの関連など不適応的側面がある一方，自己知識の獲得や理解といった適応的側面もあることを指摘し，２側面を反映するRRQを作成した。RRQはネガティブ事象に動機づけられた反すう的自己注目（rumination）と，好奇心に動機づけられた省察的自己注目（reflection）の２因子構造である。反すう的自己注目は，神経症傾向，抑うつ，不安と正の相関を示したが，省察的自己注目は開放性と関連し，抑うつや不安とは相関が見られなかった。RRQ日本語版は，高野・丹野（2008）[14] により信頼性と妥当性が確認されている。

ネガティブな反すう尺度（Negative Rumination Scale：以下，NRS）

伊藤・上里（2001）[15] は，自己没入研究を背景として，反すうの原因に関わらず自己のネガティブな面に没入することを問題とし，ネガティブな事柄の反すう傾向を測定するNRSを作成した。NRSは，ネガティブな反すうをしやすいネガティブな反すう傾向（以下，NR傾向）と，それをコントロールできないネガティブな反すうのコントロール不可能性（以下，NRコントロール不可能性）の２因子構造であり，同論文で信頼性と妥当性が確認されている。NRSは，完全主義や帰属様式，メランコリー型性格よりも，抑うつとの関連が強いことが示されている[16]。

B．臨床場面における反すう測定

研究においては，研究の目的に従って適切な尺度を選択すれば良い。一方，臨床場面で反すうが問題としてとりあげられる場合には，反すうがどの程度重症で，どのような生活場面に影響を及ぼしているかをアセスメントし，反すうの軽減に向けた介入を行うことになる。

反すう体験評価スケール（Rumination Experiences Scale：以下，RES）

反すう重症度のアセスメントという観点から，勝又（2018）[17] は，強迫性障害の診断基準や[18]，反すうを促進するとされる反すうに関する信念の先行研究[19] を参考に，反すう体験評価スケール（Rumination Experiences Scale：以下，RES）を作成した。RESは，１回の反すう時間，１日の反すう時間，１週間の反すう頻度，反すう困窮度，反すうに対するネガティブな信念（以下，反すうネガティブ信念），反すうに対するポジティブな信念（以下，反すうポジティブ信念）の６項目からなり，反すうが日常生活を障害している程度を簡便に測定できる。

反すう特性尺度研究の臨床応用可能性

既に述べたように，反すうに関する先行研究の多くは，反すう特性尺度を用いた研究である。しかし，既存の反すう特性尺度は，反すうの臨床的な評価を目指して作成されたものではない。反すう特性尺度の日本における信頼性・妥当性を検討した論文内で記載されている，反すう特性の各平均値は，否定的考え込みが$M=10.25$，$SD=3.61$（$Max=20, Min=4$）[11]，反すう的自己注目が$M=37.88$，$SD=9.17$（$Max=60, Min=5$）[14]，NR傾向が$M=18.22$，$SD=6.62$（$Max=42, Min=7$），NRコントロール不可能性が$M=11.24$，$SD=3.96$（$Max=24, Min=4$）[15] であり，反すう特性の項目に当てはまる人は少なくないことが予想される。また，反すう的自己注目と省察的自己注目は，両変数間の相関が高い一方，精神的健康に逆の

影響を持つとされており[12]，考え続けてしまう傾向が生活を障害するとは必ずしも限らない。したがって，反すう特性尺度を用いた研究から得られた結果を臨床現場に応用する上では，反すう特性が実生活における反すう体験にどのように表れやすいかを検討することが役立つと考えられる。また，反すうに関するメタ認知的信念の変容は，反すうの増加や低減に寄与することが指摘されている[19]。先行研究では，独立変数が反すうに関する信念，従属変数が反すう特性であったが，反すう特性を有しているだけでは，精神障害等の大きな問題にならない可能性を考えると，反すうをしやすい人が，反すうそのものに対し信念や考えを強く持つようになり，反すうに囚われて重症化していくことも想定される。

C．本研究の目的

以上から，本研究では，反すう特性と反すう体験の関連を明らかにすることを目的とする。反すう特性は，否定的考え込み，反すう的自己注目，NRの３つを取り上げ，反すう体験の測定にはRESを用いる。分析１では，重回帰分析を用い，３つの反すう特性を独立変数，反すう体験を従属変数として，異なる反すう特性それぞれが反すう体験に与える影響を探索的に検討する。分析２では，反すう特性は，直接または反すうに対する信念を媒介して間接的に，反すう体験を強めるという仮説を，媒介分析によって検証する。複数の反すう特性がそれぞれどのように反すう体験と関連するかについて比較検討することは，研究結果の臨床応用可能性を高めるだけでなく，異なる反すう特性尺度を用いた研究間の議論に役立つ知見を提供できると考えられる。

２．方法

A．調査対象者と手続き

調査は2017年６月上旬に，株式会社クロス・マーケティングに委託しインターネット上で行われた。反すうは，高次認知機能を司る内側前頭前野と関係するとされ[20]，高次認知機能が比較的安定していると考えられる18～60歳の男女1000名を対象とした。調査に当たっては，調査の目的と内容の概略，匿名性と任意性を質問紙の冒頭にて説明し，同意した方のみアンケートに回答した。反すうと関連が深い自己注目には文化差が指摘されているため[21]，海外での長期養育経験者31名を除く969名（男性481名，女性488名；平均年齢39.51歳，SD＝12.02歳）を分析の対象とした。

B．アンケートの構成

RRS-R

RRS-R日本語版[11]のうち，否定的考えこみを測定する５項目を用い，“全くしない”から“いつもする”の４件法で回答を求めた。

RRQ

RRQ日本語版[14]のうち反すう的自己注目を測定する12項目を用い，“まったくあてはまらない”から“とてもよくあてはまる”の５件法で回答を求めた。

ネガティブな反すう尺度

伊藤・上里（2001）[15]の尺度を用い，“あてはまらない”から“あてはまる”の６件法で回答を求めた。尺度内容のより詳細な検討のため，下位尺度であるNR傾向（７項目）とNRコントロール不可能性（４項目）は別に分析した。

RES

勝又（2018）[17]のRESを用いた。本尺度は勝又（2018）[17]において項目ごとの分析が行われている。反すう特性の反すう体験への表れ方を検討するためには，RESの持続時間や頻度などの項目ごとに反すう特性の影響を検討することが有用と考えられ，本研究でも項目ごとに分析を行う。また，媒介分析の際には，反すうネガティブ信念・反すうポジティブ信念をそれぞれ媒介変数とし，１回の反すう時間，１日の反すう時間，１週間の反すう頻度，反すう困窮度の得点を合計し，反すう重症度としてまとめ，従属変数として扱う。勝又[17]では，反すう重症度を１つの変数とする分析は行われていない。よって，まず４項目１因子を想定した因子分析を行って反すう重症度の因子構造を検討し，分析に用いてよいか確認する。

デモグラフィック変数　サンプルの属性による影響を統制するため，反すう体験と関連が指摘されている性別，年齢，同居者の有無を尋ねた[17]。性別と同居者の有無は以下の通りダミー変数化した（性別：男性＝１，女性＝０。同居者：有＝１，無＝０）。

３．結果

A．反すう重症度の因子分析

１回の反すう時間，１日の反すう時間，１週間の反すう頻度，反すう困窮度の４項目１因子を想定し，最尤法による探索的因子分析を行った。固有値から（2.721，.597，.426，.256）１因子が妥当と考えられ，

因子負荷は高い順に，１日の反すう時間.894，１週間の反すう頻度.757，１回の反すう時間.708，反すう困窮度.669といずれも高い値を示した。１因子の確認的因子分析では，RMR＝.064，GFI＝.961，AGFI＝.807，CFI＝.954と許容可能な値が示されα係数はα＝.84と十分な値を示したため，１因子構造が確認された。

B．基本統計量の検討

否定的考えこみ，反すう的自己注目，NR傾向，NRコントロール不可能性，RES各項目，反すう重症度について，平均値，標準偏差，α係数を算出した。結果をTable 1 に示す。また，変数間の単純相関係数をTable 2 に示す。反すう特性はいずれも，反すうポジティブ信念を除く反すう体験と反すう重症度に有意な相関を示した（r＝.14－.68，p＜.001）。反すうポジティブ信念には，NRコントロール不可能性のみ弱い負の相関を示した（r＝－.07，p＜.05）。

C．分析１：階層的重回帰分析による反すう特性と反すう体験の関連の検討

反すう特性と反すう体験の関連を調べるため，否定的考え込み，反すう的自己注目，NR傾向，NRコントロール不可能性を独立変数，RES 6 項目と反すう重症度を従属変数，デモグラフィック変数を統制変数とし，階層的重回帰分析を行った（Step 1：統制変数，Step 2：独立変数）。結果をTable 3 に示す。いずれの分析においてもStep 2 におけるR^2の増分は有意であり，統制変数の影響を除いても反すう特性は反すう体験に説明力を持つことが示された（ΔR^2＝.01－.47, p＜.05）。以下では，反すう特性ごとに各従属変数との関連を確認する。否定的考え込みは，反すうポジティブ信念を除く反すう体験と反すう重症度に小さい正の偏回帰係数を示した（β＝.13－.28, p＜.01）。反すう的自己注目は，１週間の反すう頻度，反すうネガティブ信念，反すう重症度に小さい正の偏回帰係数を示した（β＝.11－.24, p＜.01）。NR傾向は，反すう重症度とこれを構成する４項目に小から中程度の正の偏回帰係数を示した（β＝.24－.43, p＜.001）。NRコントロール不可能性は，反すう困窮度と正の小さな偏回帰係数を（β＝.08, p＜.01），反すうポジティブ信念と負の小さな偏回帰係数を（β＝－.11, p＜.01）示した。独立変数の偏回帰係数はいずれの分析においても統制変数の偏回帰係数より大きな値であった。

D．分析２：媒介モデルの検討

先に述べた媒介モデルを検討するため，否定的考え込み，反すう的自己注目，NR傾向，NRコントロール不可能性を独立変数，デモグラフィック変数を統制変数とした。そして，独立変数ごとに，反すうネガティブ信念と反すうポジティブ信念を媒介変数，反すう重症度を従属変数とした媒介分析を行った。媒介モデルの結果を，Figure 1 に示す。BCaブートストラップ法（サンプリング回数：5000回; 信頼区間：95％）による分析の結果，いずれの反すう特性を独立変数とした場合も，反すう重症度への直接効果は有意であった（否定的考え込み：β＝.53，CI［.48, .58］；反すう的自己注目：β＝.51，CI［.46, .57］；NR傾向：β＝.61，CI［.56, .66］；NRコントロール不可能性：β＝.31，

Table 1　各変数の基礎統計量及びα係数

	平均	*SD*	α
否定的考えこみ	10.84	3.79	.90
反すう的自己注目	38.02	9.08	.91
NR傾向	22.83	7.88	.91
NRコントロール不可能性	13.53	4.22	.84
１回の反すう時間	2.32	1.49	—
１日の反すう時間	2.00	1.40	—
１週間の反すう頻度	2.18	1.33	—
反すう困窮度	1.86	1.00	—
反すうネガティブ信念	2.77	1.04	—
反すうポジティブ信念	1.81	0.85	—
反すう重症度	8.37	4.31	.84

Table 2　各変数間の単純相関係数

	１回の反すう時間	１日の反すう時間	１週間の反すう頻度	反すう困窮度	反すうネガティブ信念	反すうポジティブ信念	反すう重症度
否定的考えこみ	.44 ***	.49 ***	.54 ***	.55 ***	.33 ***	.05	.61 ***
反すう的自己注目	.45 ***	.47 ***	.57 ***	.49 ***	.36 ***	.03	.60 ***
NR傾向	.55 ***	.56 ***	.57 ***	.56 ***	.33 ***	.02	.68 ***
NRコントロール不可能性	.29 ***	.30 ***	.27 ***	.34 ***	.14 ***	-.07 *	.36 ***

***p＜.001，*p＜.05

Table 3　階層的重回帰分析による反すう特性と反すう体験の関連

		1回の反すう時間		1日の反すう時間		1週間の反すう頻度		反すう困窮度	
	説明変数	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2
Step 1			.01 ***		.01 ***		.02 ***		.05 ***
	性別	.01		-.01		.00		-.11 ***	
	年齢	-.06 *		.00		.01		-.01	
	同居者	.02		-.01		-.08 **		.01	
Step 2			.30 ***		.32 ***		.37 ***		.33 ***
	否定的考えこみ	.13 ***		.20 ***		.21 ***		.28 ***	
	反すう的自己注目	.02		.05		.24 ***		.05	
	NR傾向	.43 ***		.37 ***		.24 ***		.27 ***	
	NRcon	.04		.04		-.01		.08 **	

		反すうネガティブ信念		反すうポジティブ信念		反すう重症度	
	説明変数	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2
Step 1			.02 ***		.01 **		.03 ***
	性別	-.06		-.08 *		-.03	
	年齢	-.06 *		.06		-.02	
	同居者	.01		-.05		-.02	
Step 2			.13 ***		.01 *		.47 ***
	否定的考えこみ	.13 **		.04		.24 ***	
	反すう的自己注目	.22 ***		.04		.11 **	
	NR傾向	.08		.00		.40 ***	
	NRcon	-.03		-.11 **		.04	

注．β値はStep 2の値。ΔR^2は調整済み重相関係数の増分。強制投入法。
NRcon：NRコントロール不可能性。***p<.001，**p<.01，**p<.05。

CI［.25, .37］）。反すうネガティブ信念を媒介する間接効果も，すべての分析において正の値で有意であった（否定的考え込み：β＝.07，CI［.05, .09］；反すう的自己注目：β＝.07，CI［.05, .09］；NR傾向：β＝.06，CI［.04, .08］；NRコントロール不可能性：β＝.04，CI［.01, .07］）。一方，反すうポジティブ信念を媒介する間接効果は，NRコントロール不可能性を独立変数とした場合のみ，小さな負の値を示した（β＝－.01，CI［－.02, －.00］）。統制変数は，反すう的自己注目とNRコントロール不可能性のモデルで性別が有意だったが（β＝－.07, p＜.01），他の統制変数では有意差はみられなかった。

4．考察

本研究では，反すう特性と反すう体験の関連について，2つの分析から検討した。分析1では，階層的重回帰分析により，反すう特性がどのような反すう体験と関連を持つか検討した。分析2では，反すう特性は，直接または反すうに対する信念を媒介して間接的に，反すう体験を強めるという仮説を，媒介分析によって検討した。

A．否定的考え込みと反すうの対処困難感

否定的考え込みは，反すうポジティブ信念以外の反すう体験すべてに正の有意な関連を示し，特に反すう困窮度において高い偏回帰係数が見られた。反すう困窮度は，抑うつ，不安，医療機関の受診歴に正の，主観的幸福感に負の関連が示されている[17]。臨床現場においても，反すうが介入の焦点となりうるのは，本人に反すうへの困窮感がある場合であると予想される。したがって，否定的考え込みは，長時間・高頻度かつ，困窮感が高い反すう体験と関連し，臨床的に重要な反すう特性であると考えられる。なお，否定的考え込みは，抑うつ気分やその原因への反応スタイルを反映するとして尺度が作成されたが[10]，抑うつ以外にも，全般性不安障害や強迫性障害に関連が指摘されている[22]。尺度には，“自分の至らなさや状況の悪さを改善できない”というような項目を含んでおり[11]，抑うつか不安かに限らず，本人が対処困難であるという統制可能性の欠如を反映している可能性がある。

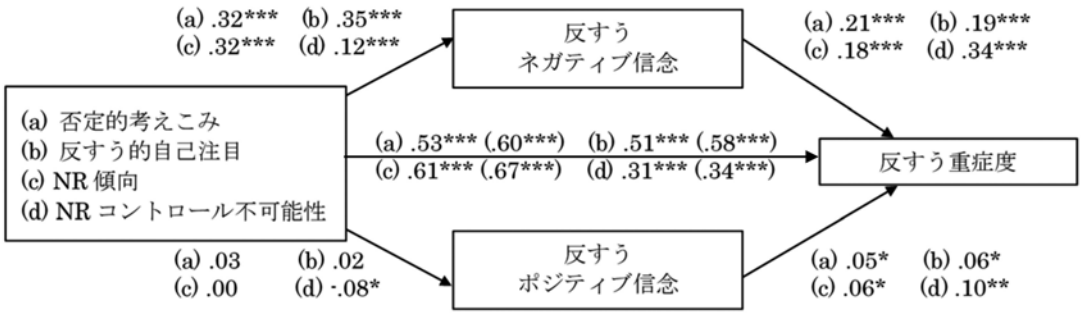

Figure 1. 反すう重症度を従属変数とした媒介分析結果

B．反すう的自己注目と安定的な反すうのしやすさ

反すう的自己注目は，１週間の反すう頻度，反すうネガティブ信念，反すう重症度に正の有意な関連を示した。反すう的自己注目は，教示文に状況の限定が含まれないことや，適応的な自己注目とされる省察的自己注目と相関が高いことから[12]，日常において頻繁に反すうしやすい傾向と関連が予想される。反すうネガティブ信念に対しては，他の反すう特性と比較して強い正の関連が見られたが，反すうに関する信念の研究では，反すうに関する信念は，ポジティブな信念が反すう特性を高め，反すうが持続しネガティブな信念が高まり，その相乗効果が抑うつを導くとされる[19]。反すう的自己注目が日常的な反すう傾向を示している場合，反すうは急性ではなく慢性的なものであると考えられ，反すうそのものに対してネガティブなイメージを強めている可能性がある。

C．NR傾向とネガティブ事象への反応性

NR傾向は，１回の反すう時間，１日の反すう時間，１週間の反すう頻度，反すう困窮度，反すう重症度に正の有意な関連を示した。よって，NR傾向は，否定的考え込みと同様，長時間・高頻度かつ，困窮感が高い反すう体験と関連し，臨床的にも重要な指標であることが推察される。否定的考え込みと異なる点として，NR傾向は反すうネガティブ信念には関連を示さなかった。先行研究から，NR傾向は，羞恥心や妬み[23]，自尊感情[24]といった，劣等感関連要因に導かれうるとされている。また，NRSの教示文は，嫌な出来事や悩み事がある時という状況限定的な内容である。よってNR傾向は，反すう自体へのネガティブなイメージより，劣った自分自身やネガティブ事象への反応性の高さと関係していることが想定される。

D．NRコントロール不可能性と反すうに対する認知の柔軟性

NRコントロール不可能性は，反すう困窮度に正の有意な関連を，反すうポジティブ信念に負の有意な関連を示した。特に，反すうポジティブ信念に対しては，反すう特性の中でNRコントロール不可能性のみが有意な関連を示した。NRコントロール不可能性の項目は，すべて逆転項目であり，逆転前は“嫌なことを考えないようにすることができる”といった内容が含まれている。これは，ネガティブな認知から距離を置くスキル[25]と近い内容であり，NRコントロール不可能性の項目は，実際は“反すうから距離を置くスキル”に近い概念を測定していると考えられる。杉浦・杉浦（2008）[25]によると，距離を置くスキルは，実行機能の高さや認知の柔軟性と関連があるとされる。したがって，NRコントロール不可能性は，反すうをポジティブに捉えられる認知の柔軟性があるかないかと関係すると予想される。

E．反すうに対する信念を媒介とした反すう特性と反すう体験の関連

反すう特性を独立変数，反すうに対する信念を媒介変数，反すう重症度を従属変数とした媒介分析の結果，反すう特性はいずれも，反すう重症度に対する正の有意な直接効果と，反すうネガティブ信念を媒介した正の有意な間接効果を示した。先行研究では，反すうに関する信念が反すう特性を強めるとされていたが[19]，反すう的自己注目が反すうネガティブ信念と関連していた結果からも，日常的な反すうのしやすさである反すう特性が，反すうに関する信念をより強めていく可能性が示唆された。また，思考を抑制しようとして，よりそのことを考えてしまうという，“思考抑制の逆説的効果”は，反すうを強め持続させるとされ

ており[26]，反すう特性が高い人は，反すうに対しネガティブに意味づけをしたり抑制したいと思ったりすることによって，反すう体験を重症化させてしまうと推察される。一方，反すうポジティブ信念を媒介した間接効果は，NRコントロール不可能性のみ負の有意な値を示した。媒介分析の結果では，NRコントロール不可能性は反すうポジティブ信念に負のパスを，反すうポジティブ信念は反すう重症度に性のパスを示している。前者に関しては，NRコントロール不可能性の階層的重回帰分析や先行研究から[17]，反すうポジティブ信念は適応的とされる距離を置くスキルと正の関連が予想されており，これを支持している。一方後者については，反すうに関するポジティブな信念は反すうを積極的に導く不適応的なものであるとも言われており[27]，これを支持している。よって，これらの結果は，反すうポジティブ信念が適応的か不適応的かあるかについて矛盾していると言える。本邦では，抑うつ的反すうに関するポジティブな信念のうち，“反すうによる問題解決能力の向上”という因子は，反すう特性と抑うつに負の影響を示している[28]。また，勝又(2018)[17] は，反すうポジティブ信念が主観的幸福感やポジティブ気分に正の関連を示したことから，役に立つというポジティブな結果を導く反すうは，広義の反すうには含まれうるが適応的思考に近い可能性を示唆している。本研究においても，NRコントロール不可能性が反すうポジティブ信念を媒介する間接効果は非常に小さい値であったことから，反すうが制御できないと考えるよりは，制御できると考えていた方が健康度は高いであろう。しかし，機能低下状態やストレス状況下で反すうを行うと，ネガティブ気分・思考が自動的に増大しやすいことは容易に想像される。よって，普段は反すうが良い方向に働くときもあるが，ネガティブ状況下ではあまり役に立たないという心理教育や認知的介入を行うと，反すうの重症化やその後の精神的健康悪化を予防につながる可能性がある。

F．本研究の意義と限界

以上のように，異なる理論や定義を反映した反すう特性は，それぞれ異なる反すう体験と関連する可能性が示された。本研究は，反すう特性と反すう体験の関連を実証的に検討し，反すう特性が現実場面においてどのようにあらわれうるかを示した点で，反すうのアセスメントに関する臨床的な示唆を与える研究であると考えられる。さらに，反すう特性によって反すう体験との関連が異なる背景に，対処困難感や安定性，劣等感，認知の柔軟性といった異なる要因がある可能性を提案し，クライエントによって様々である反すうのメカニズムの予測や介入に役立つと考えられる。また，反すうの定義が統一されていないという学術的問題に対しては，反すう体験という本人の現実に沿った視点を提供することで，定義の統合を促進する可能性がある。反すうに関する信念については，これまでの先行研究とは異なる因果推論の可能性や，ポジティブな信念への新たな知見を提供した。

最後に本研究の限界を述べる。本研究はインターネット調査によって行われたため，直接配布と比べ回答の妥当性は十分でない。また，サンプル数が大きく，有意となった結果は影響を受けている可能性がある点は注意が必要である。加えて，本研究で用いたRESは，項目ごとの分析に留まり，今後は臨床的に役立つことに加え，統計的にも十分に信頼性のある反すう体験測定尺度を作成することが求められる。本研究の調査対象は非臨床群であり，臨床群を含めサンプルを統制し，追加研究を行わなければならない。また，調査は横断的手法で行われたため，反すう特性と反すう体験の関係性や因果の推定は考察に留まる。今後は，縦断的研究や実験的研究を行い，変数間の時間的関係や因果関係を検討するとともに，反すう体験について質的な観点からもさらなる具体的な検討を行っていく必要があるだろう。

注・引用文献

1）坂本・大野（2005）を参考に，本研究では，うつ病を臨床的な疾病単位，抑うつ気分は抑うつ的な気分状態，抑うつは抑うつ症状を指すこととする。(坂本真士・大野　裕（2005）．抑うつとは 坂本真士・丹野義彦・大野　裕（編）抑うつの臨床心理学　東京大学出版会　pp.7-28.)

2）Nolen-Hoeksema, S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology*, **100**, 569-582.

3）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.

4）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.

5）Wong, Q. J., & Moluds, M. L. (2009). Impact of rumination versus distraction on anxiety and maladaptive self-beliefs in socially anxious individuals. *Behavior Research and Therapy*, **47**, 861-867.

6）Kim, S., Yu, B. H., Lee, D. S., & Kim, J. (2012). Ruminative response in clinical patients with major depressive disorder, bipolar disorder, and

anxiety disorders. *Journal of Affective Disorders*, **136**, 77-81.
7）Nolen-Hoeksema, S. (2000). The role of rumination in depressive disorders and mixed anxiety/depressive symptoms. *Journal of Abnormal Psychology*, **109**, 504-511.
8）松本麻友子 (2008). 反すうに関する心理学的研究の展望―反すうの軽減に関する要因の検討― 名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀要, 心理発達科学, **55**, 145-158.
9）反応スタイル研究において，rumination は多くの場合“考え込み”と邦訳されるため（坂本，1997），本研究でもこれに従う。
10）Treynor, W., Gonzalez, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination reconsidered: A psychometric analysis. *Cognitive Therapy and Research*, **27**, 247-259.
11）Hasegawa, A. (2013). Translation and initial validation of the Japanese version of the Ruminative Responses Scale. *Psychological Reports*, **112**, 716-726.
12）Trapnell, P. D., & Campbell, J. D. (1999). Private self-consciousness and the Five-Factor Model of personality: Distinguishing rumination from reflection. *Journal of Personality and Social Psychology*, **76**, 284-304.
13）Fenigstein, A., Scheier, M. F., & Buss, A. H. (1975). Public and private self-consciousness: Assessment and theory. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, **43**, 522-527.
14）高野慶輔・丹野義彦 (2008). Rumination-Reflection Questionnaire日本語版作成の試み パーソナリティ研究, **16**, 259-261.
15）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 カウンセリング研究, **34**, 31-42.
16）伊藤 拓・竹中晃二・上里一郎 (2001). うつ状態に関与する心理的要因の検討 健康心理学研究, **14**, 11-23.
17）勝又結菜 (2018). 反すう体験に対する認知と精神的健康―実際の反すう体験に基づく反すうアセスメントツールの開発に向けて― 東京大学大学院教育学研究科紀要, **57**, 207-217.
18）American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed.)* Washington, DC: American Psychiatric Association.
19）Wells, A. (2009). *Metacognitive therapy for anxiety and depression*. New York: Guilford Press.
20）Disner, S. G., Beevers, C. G., Haigh, E. A. P., & Beck, A. T. (2011). Neural mechanisms of the cognitive model of depression. *Nature Reviews Neuroscience*, **12**, 467-477.
21）坂本真士 (1997). 自己注目と抑うつの社会心理学 東京大学出版会
22）Watkins, E. R. (2009). Depressive Rumination and Co-Morbidity: Evidence for Brooding as a Transdiagnostic Process. *Journal of Rational-Emotive and Cognitive-Behavior Therapy*, **27**, 160-175.
23）齋藤路子・今野裕之 (2009). ネガティブな反すうと自己意識的感情および自己志向的完全主義との関連の検討 パーソナリティ研究, **18**, 64-66.
24）綿谷日香莉・石津憲一郎 (2014). ネガティブな反すうと自尊感情および自尊感情の変動性との関連 教育実践研究：富山大学人間発達科学研究実践総合センター紀要, **9**, 125-131.
25）杉浦義典・杉浦知子 (2008). 認知行動療法とメタ認知 三宮真智子(編) メタ認知―学習を支える高次認知機能― 北大路書房 pp.189-206.
26）木村 晴 (2004). 未完結な思考の抑制とその影響 教育心理学研究, **52**, 44-51.
27）Papageorgiou, C., & Wells, A. (2003). An empirical test of a clinical metacognitive model of rumination and depression. *Cognitive therapy and research*, **27**, 261-273.
28）長谷川晃・金築 優・根建金男 (2009). 抑うつ的反すうに関するポジティブな信念の確信度と抑うつ的反すう傾向との関連性 パーソナリティ研究, **18**, 21-34.

付記

本研究は，日本学術振興会科学研究費補助金（特別研究員奨励費，課題番号17J00311）の助成を受けた。また，調査の実施に当たり，東京大学ライフサイエンス委員会倫理審査専門委員会の承認を受けた。本論文の執筆にあたり，ご指導いただきました東京大学大学院教育学研究科の高橋美保教授，調査にご協力いただいた皆様に心より感謝申し上げます。

（指導教員 高橋美保教授）