

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—

臨床心理学コース 勝 又 結 菜

Cognition of the Rumination Experiences and Mental Health

—For Developing the Assessment Tool of Rumination based on the Practical Rumination Experiences—

Yuina KATSUMATA

Rumination has been investigated principally based on theoretical views and definitions, but overlooked how people practically experience it. This study investigated the practical rumination experiences and the relationship between rumination experiences and the mental health, by developing the evaluation scale of the rumination experiences. The duration, frequency, and hardship of rumination had positive relationships with the existing rumination scales, depression, and anxiety, and had negative relationships with subjective happiness. Also in reference to people's distribution, it is supposed that they may be related to the severity of rumination. The positive or negative beliefs of rumination had different relationships with the existing rumination scales and mental health each other, and were suggested that they might be used to understanding and the treating of rumination experiences. Finally, the prospects for the development of the assessment tool of rumination was discussed.

目 次

1. 問題と目的
 - A. 反すうの定義と測定尺度の乱立
 - B. 反すう体験の個人差への注目
 - C. 本研究の目的
2. 調査1：反すう体験評価スケールの作成
 - A. 目的
 - B. 方法
 - C. 結果
 - D. 考察
3. 調査2：反すう体験に対する認知の実際と精神的健康との関連の検討
 - A. 目的
 - B. 方法
 - C. 結果
 - D. 考察
4. 総合考察
 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で、重大なリスクファクターとして注目を浴びているのが“反すう”という概念である。反すうの定義については、様々な研究者が各自の背景とする理論に拠った定義を提唱している (Table 1)。これらの定義に多く共通してみられる反すうの特徴は、“ネガティブな事柄について”“繰り返し”“注意を焦点づけられ”“思考すること”である。ネガティブな事柄についての反すうは、抑うつや不安、ストレスを増加・持続させるだけでなく^{8) 9)}、うつ病や不安障害を予測することが示唆されている^{10) 11)}。よって、反すうの予測・予防要因や軽減方略について多くの研究がなされてきた。

A. 反すうの定義と測定尺度の乱立

反すうの定義は研究者によって異なるが、反すう研究において主流であるのは、反すうのしやすさを測定する自己記入式尺度による量的調査研究である。しかし、測定尺度は、Table 1の各定義を提唱した研究者が作成したものが多く^{4) 5) 6) 7)}、測定している概念が依拠する理論・定義によって異なっているため、別の尺度を用いた研究間の厳密な比較検討は難しい。さらに反すうは、うつ病に特徴的な自動思考 (自分の意図

Table 1 各理論による反すうの定義

背景理論・研究	反すうの定義
制御理論	目的が阻害されることから生じる意識的な思考 ²⁾ 一般的な内容及び考える必要がない状況について、持続的に繰り返す意識的な思考 ³⁾
抑うつ 反応スタイル理論	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(=考 え込み) ⁴⁾
自己注目理論	自己への脅威、喪失、不正によって動機 づけられた、自己へ注意を向けやすい特 性 ⁵⁾
自己没入研究	その人にとって否定的・嫌悪的な事柄 (ネガティブなこと)を長い間、何度も 繰り返し考え続けること(=ネガティブ な反すう) ⁶⁾
感情制御研究	ネガティブな出来事に関する気持ち や思考について考えること ⁷⁾

に関係なく、意識に上ってくる思考で抑うつ感情や不安感情などの否定的な感情を生じさせるもの¹²⁾、全般性不安障害や強迫性障害に特徴的な侵入思考（望みもしないのに繰り返し生じる思考、イメージ、衝動¹³⁾）、不安の認知的側面である心配（ネガティブな感情を伴った、自分では制御しがたい思考やイメージの連鎖¹⁴⁾）といった近似概念と重なりあう部分が多くあり、これらが学術的な反すうの定義づけ・位置づけをより困難にしていると推察される。このように、反すう研究においては、様々な定義や測定尺度が乱立しているという問題がある¹⁵⁾。

B. 反すう体験の個人差への注目

では、反すうの定義を統合し、研究において意義のある測定尺度を作成するには、どのような視点が有用だろうか。これについては、強迫性障害における侵入思考の研究が参照可能と考えられる。反すうは、目的が阻害されたときやネガティブな出来事が起きたときに生じるとされ^{2) 7)}、誰もが経験しうる失敗や挫折のタイミングにおいて、反すうは生じやすいと予想される。しかし、反すう傾向が定着してしまうと、後にうつ病や不安障害などの精神障害を抱えるリスクが高まる^{10) 11)}。同様に、侵入思考は、強迫性障害の患者でない非臨床群においても、約80%が日常的に経験していることが明らかにされている。この侵入思考が長く続き、強烈で、不快、頻度が高い、さらにその不安を和らげようとする衝動が強いというような場合、強迫性障害の強迫観念とみなされる¹⁶⁾。よって、広義の反すうには、侵入思考と同様、精神障害を持たずとも多くの人に経験されるリスクの低い反すうから、生活に支障を与え精神障害につながりうるリスクの高い反すうという、反すうの重症度の個人差が存在する可能性がある。この場合、反すうの中でも高リスクの反すうは低リスクの反すうと具体的にどのように異なるのか

について、実際の反すう体験の差を明らかにすることが、反すうの援助において重要である。そのためには、以下の2つの調査が有効と考えられる。

- ①多くの人々が反すうをどのように体験しているかという、広義の反すう体験の実際を調査し、反すう体験の連続的な個人差や重症度を検討する。
- ②反すうによって心身や生活に何らかの支障が生じる可能性のある人をピックアップし、その人たちが認識し体験する反すうをより詳細に検討したり、リスクの低い反すうと比較したりすることによって、リスクの高い反すうを広義の反すうに位置付ける。

反すうの体験とその個人差に注目することは、理論を背景とした既存の反すうの定義に対し、新たな視点を提供するとともに、人々に体験される反すうの実際に沿った定義の統合を促進すると考えられる。しかし、反すうにおける注目のしやすさや思考内容の偏りといったコンテンツによらない、反すうの長さや頻度といった反すう体験自体の個人差や重症度を検討した研究は筆者の知る限り行われていない。反すう体験の個人差を明らかにし、反すう体験の重症度を反映するアセスメントツールが開発できれば、学術的・臨床的に有用な反すうの測定が可能となり、反すうのメカニズムや軽減方略の検討、介入の効果評価等に役立つと考えられる。本研究ではその第一歩として、①の広義の反すう体験の実際を調査する。

C. 本研究の目的

以上のことから、本研究では、通常人々が反すうをどのように体験しているかという、広義の反すう体験の実際を調査し、反すう体験の連続的な個人差や重症度を検討することを目的とする。反すう体験の検討にあたっては、臨床場面での体験は通常主観的な報告であるため、本人の反すう体験に対する主観的な認知を検討対象とし、これを評価する項目を作成する（調査

1)。さらに、作成した項目をもとに、大規模サンプルにおける反すう体験の連続的な個人差と、精神的健康の関連について調査し、重症度の示唆を得る(調査2)。反すう研究は海外で先行しているが、他者と互いに結びついた人間関係の一部として自己を捉える相互協調的的自己観を持つ日本人においては¹⁷⁾、反すうにおける思考の対象となるネガティブ事象における自他への注目の仕方や考え方に海外と差異があり、独自の反すう体験が生じている可能性があるため、本研究では日本で養育を受けたサンプルを対象とする。

2. 調査1：反すう体験評価スケールの作成

A. 目的

調査1では、反すう体験評価スケールを作成する。本調査は反すう体験に対する主観的な認知を複数の角度から評価するツール作成を目的としており、尺度作成を目的としてはいないが、尺度としての有用性を検討するために探索的因子分析を行う。また、各項目が反すう体験やその重症度を反映しているかを確認するために、併存的妥当性として既存の反すう尺度及び気分障害測定尺度を、弁別的妥当性として反すうに巻き込まれず距離をとるスキルを測定する尺度を用い、構成概念妥当性についても検討する。

B. 方法

調査対象者と手続き

調査は2017年4月下旬から5月下旬にかけ、関東圏の大学生または大学院生に対し、個人配布と心理学の授業内での集団配布で実施した。調査協力者のうち、日本以外での長期養育経験者または回答に大きな欠損のあった7名を除く122名(男性26名、女性96名、平均年齢20.85歳、 $SD=4.46$ 歳)を分析の対象とした。調査に当たっては、調査の目的と内容の概略、匿名性と任意性を事前に説明し、希望者には調査終了後に調査結果をフィードバックした。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(調査2も同様)。

項目作成

反すう体験の個人差や重症度は、強迫性障害の診断を参考にすると、反すうによって浪費される時間や、反すうがもたらす苦痛・障害、反すうに対する信念といった要素が基準となると考えられる¹⁸⁾。よって、反すう体験評価スケールの項目として、A. 1回の反すう時間、B. 1日の反すう時間、C. 1週間の反すう頻度、D. 反すう困窮度、E. 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)、F. 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つの項目を作成した。内容をTable 2に示す。A, B, Cは、精神疾患の診断基準であるDSM-5における強迫性障害の強迫観念や、うつ病の抑うつ気分

Table 2 反すう体験評価スケール項目

1回の反すう時間	あなたの1回の反すうが続く時間は、平均してどのくらいですか？		
A 回答(6件法)	①5分未満	②5分以上～15分未満	③15分以上～30分未満
	④30分以上～1時間未満	⑤1時間以上～2時間未満	⑥2時間以上～
1日の反すう時間	あなたが、1日のうちに反すうにとられる時間は平均してどのくらいですか？		
B 回答(6件法)	①15分未満	②15分以上～30分未満	③30分以上～1時間未満
	④1時間以上～2時間未満	⑤2時間以上～3時間未満	⑥3時間以上～
1週間の反すう頻度	あなたが、1週間のうちに反すうしてしまう日は平均してどのくらいですか？		
C 回答(5件法)	①ほとんどない	②1日～2日	③3日～4日
	④5日～6日	⑤ほとんど毎日	
反すう困窮度	あなたは、反すうしてしまうことにどのくらい困っていますか？		
D 回答(4件法)	①困っていない	②少し困っている	
	③困っている	④非常に困っている	
反すうネガティブ信念	あなたは、反すうしないようになればいいと思いますか？		
E 回答(4件法)	①そう思わない	②少しそう思う	
	③そう思う	④非常にそう思う	
反すうポジティブ信念	あなたは、反すうすることが役に立つことがあると思いますか？		
F 回答(4件法)	①そう思わない	②少しそう思う	
	③そう思う	④非常にそう思う	

の文言¹⁸⁾を参考に、反すうによって浪費される時間や実生活への障害の度合いを反映するよう作成した。Dは、反すうそのものに対する主観的な困窮感や問題意識を反映するよう作成した。E, Fは、反すうの促進や持続を導くとされる、反すうに対するポジティブ及びネガティブな信念¹⁹⁾を反映するよう作成した。特に反すうネガティブ信念を持っていると、反すうを抑制しようとして逆説的に反すうしやすくなるとされ、両者を測定できるよう⑤の文言を工夫した。6項目はいずれも著者が作成し、男女29名(男性9名, 女性20名, 年齢平均25.17歳, $SD=7.63$)にパイロット・テストを、その後、臨床心理学を専攻する大学院生3名, 大学教員1名が内容的妥当性及び表現の適切さの検討を行って、項目内容を精査した。また、本研究では広義の反すうを検討するため、既存の反すう定義の共通要素を参考に、教示文において、「反すうとは、あなたが考えるとネガティブな気分になること(否定的なことや嫌なこと)を、考えたくもないのに何度も繰り返し考え続けてしまうことです。」として広義の反すうを説明し、反すう体験評価スケールの回答を求めた。

質問紙の構成

(a)反すう体験評価スケール: Table 2 に示した6項目を用いた。(b)Rumination-Reflection Questionnaire (以下, RRQ) 日本語版²⁰⁾: 自己注目理論における反すう傾向を測定する12項目を用いた。(c)ネガティブな反すう尺度⁶⁾: 自己没入の研究を背景とした、本人にとってネガティブな事柄への反すうを測定する14項目を用いた。ネガティブな反すう尺度は、ネガティブな反すう傾向とネガティブな反すうのコントロール不可能性の2因子に分かれており、各因子について検討した。(d)Rumination Responses Scale (以下, RRS) 日本語版²¹⁾: 抑うつ気分への反応スタイル理論における反すうである考え込みを測定する尺度である。RRSに

は、考え込み⁴⁾を不適応的な考えこみと適応的な考えこみに分けた改訂版²²⁾があり、本研究では、改訂版RRS日本語版の不適応的な考えこみを測定する5項目を用いた。(e)K6日本語版²³⁾: うつ病・不安障害の簡便なスクリーニングツールとして広く用いられているK6の6項目を用いた。(f)破局的思考の緩和²⁴⁾: 認知行動療法の技法を参考に作成した、適応的な認知スキルを測定する尺度である認知的統制尺度のうち、否定的な思考に圧倒されそうになったときに思考と距離をおき過剰な発展を防ぐスキルである破局的思考の緩和を測定する5項目を用いた。

C. 結果

因子構造の検討

反すう体験評価スケールの各項目について探索的因子分析(最尤法)を行った。固有値の変化から(2.76, 1.14, .77...) 1因子解が妥当と考えられたが、因子行列においては反すうポジティブ信念が他の項目と異なりマイナスの値を示し、確認的因子分析ではGFI = .91, RMR = .11, CFI = .84, RMSEA = .17と、1つの尺度としては当てはまりが悪いことが示された。6項目は1つの概念を測定していると言い難く、尺度とするには十分でないと考えられたが、本調査の目的は反すう体験に対する認知を評価するツールを作成することであるため、項目を評価基準とし、以降は項目ごとに分析を行うこととした。

構成概念妥当性の検討

各項目の構成概念妥当性を検討するため、反すう体験評価スケールの各項目と、既存の反すう尺度、破局的思考の緩和、K6との相関係数を算出した。結果をTable 3に示す。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は、既存の反すう尺度・K6と弱~中程度の正の相関を($r=.20-.65, p<.05$), 破局的思考

Table 3 反すう体験評価スケールと他尺度との相関係数

	RRQ	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	RRS	K6	破局的思考の緩和
1回の反すう時間	.42 ***	.58 ***	.41 ***	.37 ***	.38 ***	-.33 ***
1日の反すう時間	.43 ***	.65 ***	.52 ***	.42 ***	.52 ***	-.47 ***
1週間の反すう頻度	.53 ***	.52 ***	.40 ***	.49 ***	.52 ***	-.38 ***
反すう困窮度	.47 ***	.56 ***	.44 ***	.49 ***	.50 ***	-.40 ***
反すうネガティブ信念	.20 *	.27 **	.27 **	.23 *	.24 **	-.19 *
反すうポジティブ信念	-.15	-.30 ***	-.26 **	-.03	-.24 **	.34 ***

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

の緩和と弱～中程度の負の相関を ($r = -.47 - .19$, $p < .05$) 示した。反すうポジティブ信念は、他の項目とは反対に、既存の反すう尺度・K6と弱い負の相関 ($r = -.30 - .24$, $p < .05$) または無相関、破局的思考と正の相関を示した ($r = .34$, $p < .001$)。

D. 考察

調査1の目的は、反すう体験評価スケールを作成することであった。反すう体験の個人差や重症度を想定して作成された6項目は、因子分析の結果、1つの尺度としては有用でないことが指摘された。また、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は、既存の反すう尺度・K6 (併存的妥当性) と正の相関を、破局的思考の緩和 (弁別的妥当性) と負の相関を示し、構成概念妥当性が確認された。一方、反すうポジティブ信念は、他の項目とは反対の相関を示し、妥当性が確認されなかった。つまり、反すうに対してポジティブな信念を持っているほど、反すうしにくく、反すうに巻き込まれないで距離をとることができるという結果となった。欧米では反すうに関するポジティブな信念と反すう傾向との間に正の関連が示されているが¹⁹⁾、本邦では反すうが問題解決能力の向上もたらすという信念と反すう傾向が負の関連を示したとする知見もあり²⁵⁾、結果が一貫しない。反すうポジティブ信念は、反すうのネガティブな面だけでなくポジティブな面への気づきや、客観的・多角的な反すうの評価と関連する可能性がある。本研究では反すうに関するポジティブな信念を1項目で測っているため、既存の概念とは異なる概念を測定していた可能性もあるが、反すうポジティブ信念の項目は反すうの対処に重要な指標となる可能性があるため、調査2でも試験的に用いることとする。

3. 調査2：反すう体験に対する認知の実際と精神的健康との関連の検討

A. 目的

調査2では、調査1で作成した反すう体験評価スケールを用いて、大規模サンプルにおける反すう体験の連続的な個人差を調査する。また、重症度の示唆を得るために、反すう体験評価スケールと精神的健康の関連についても検討する。調査1において、反すう体験評価スケールの項目は、反すうポジティブ信念以外について、うつ病・不安障害の調査票であるK6と

正の関連を示したため、調査2においても抑うつや不安、精神科等の受診歴と正の関連を、主観的幸福感と負の関連を示すと予想される。反すうポジティブ信念はK6と負の相関が見られたが、広いサンプルでも同様の結果が見られるか探索的に検討する。

B. 方法

調査対象者と手続き

調査は2017年6月上旬に、インターネット調査会社である、株式会社クロス・マーケティングに委託して行われた。反すうは高次認知機能を司る内側前頭前野と関係する²⁶⁾とされ、高次認知機能が安定する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最初のページにて説明し、同意した方のみ質問紙に回答した。調査協力者のうち、日本以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。

質問紙の構成

(a)反すう体験評価スケール：調査1で作成した6項目を用いた。(b)The Center for Epidemiologic Studies Depression Scale (以下、CES-D) 日本語版²⁷⁾：一般人口中のうつ病スクリーニング検査として広く用いられている20項目を用いた。CES-Dは、うつ気分、身体症状、対人関係、低ポジティブ気分の4下位尺度からなり、本調査では下位尺度ごとに検討する。(c)State-Trait Anxiety Inventory (以下、STAI) 日本語版²⁸⁾：STAIは不安の状態や特性を測定する尺度であり、特性不安を測定する20項目を用いた。(d)Subjective Happiness Scale (以下、SHS) 日本語版²⁹⁾：個人の主観的幸福感を測定する4項目を用いた。(e)受診歴：精神的健康の行動指標として、心の問題やストレスなどによる精神科、心療内科、または神経科の受診経験の有無を尋ねた。(f)デモグラフィック変数：サンプルの属性による影響を検討するため、性別、年齢、最終学歴、同居者の有無を尋ねた。

C. 結果

基礎統計量の検討

反すう体験評価スケールの基礎統計量とヒストグラムをFigure 1に示す。また、CES-D下位尺度、STAI、SHSについて、平均値、標準偏差、 α 係数をTable 4に示す。受診歴と属性は以下の通りであった。受診歴：有219名、無750名。性別：男性481名、女性488名。年齢：平均年齢39.51歳、 $SD = 12.02$ 歳。最終学

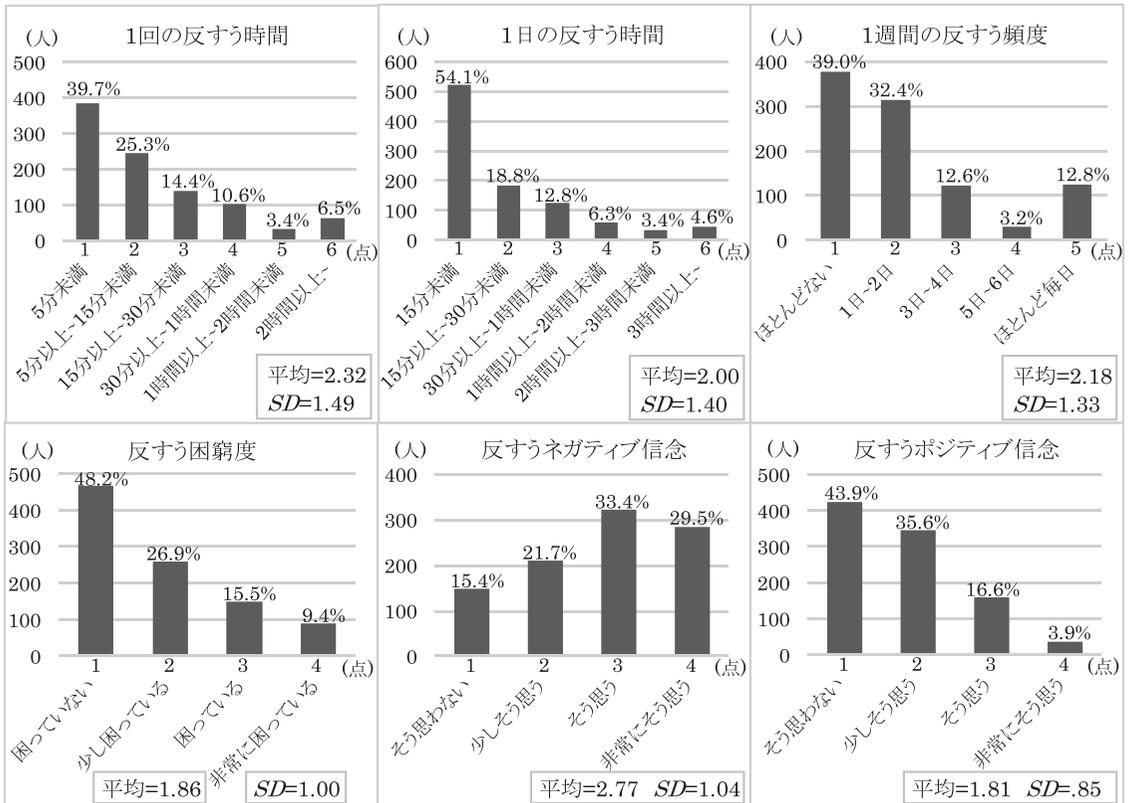


Figure 1 反すう体験評価スケール各項目のヒストグラムと基礎統計量

Table 4 各変数の基礎統計量及びα係数

	平均	SD	α
CES-Dうつ気分	4.77	4.74	.88
CES-D身体症状	5.23	4.47	.84
CES-D対人関係	1.23	1.63	.79
CES-D低ポジティブ気分	7.11	3.06	.72
STAI	48.91	10.89	.91
SHS	16.70	5.03	.86

歴：中学校21名，高校227名，専門学校115名，短期大学92名，大学452名，大学院62名。同居者：有751名，無218名。

反すう体験評価スケールのデモグラフィック変数による分散分析

反すう体験評価スケールの属性による違いを検討するため，性別，同居者の有無について平均値差の *t* 検定を，学歴について1要因の分散分析を行った。その結果，性別については，1回の反すう時間 (*t* (967) = -2.55, *p* < .05；男性：平均=2.20, *SD* = 1.45；女性：平均=2.44, *SD* = 1.52)，反すうネガティブ信念 (*t*

(954.69) = -2.65, *p* < .01；男性：平均=2.68；*SD* = 1.08；女性：平均=2.86, *SD* = .98；等分散性の仮定なし) で有意であった。また，同居者の有無については，1週間の反すう頻度 (*t* (315.71) = -3.37, *p* < .001；有：平均=2.20, *SD* = 1.45；無：平均=2.44, *SD* = 1.52；等分散性の仮定なし)，反すうポジティブ信念 (*t* (967) = -2.33, *p* < .05；有：平均=2.20, *SD* = 1.45；無：平均=2.44, *SD* = 1.52) で有意であった。最終学歴については，いずれの項目においても有意差は見られなかった。年齢は量的変数のため，以下の相関分析において検討する。

反すう体験評価スケールと量的変数との相関分析

反すう体験評価スケールの項目間相関係数，及び反すう体験評価スケール各項目と年齢，CES-D下位尺度，STAI，SHSとの単純相関係数を算出した。結果をTable 5に示す。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は，互いに正の有意な相関を示した (*r* = .24— .68, *p* < .001)。反すうポジティブ信念は，1回の反すう時間，1週間の反すう頻度，反すう困窮

Table 5 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
1回の反すう時間	—	.67 ***	.47 ***	.46 ***	.24 ***	.08 *
1日の反すう時間		—	.68 ***	.57 ***	.29 ***	.04
1週間の反すう頻度			—	.60 ***	.33 ***	.07 *
反すう困窮度				—	.48 ***	.07 *
反すうネガティブ信念					—	-.02

	年齢	CES-D うつ気分	CES-D 身体症状	CES-D 対人関係	CES-D低ボ ジティブ気分	STAI	SHS
1回の反すう時間	-.11 ***	.34 ***	.35 ***	.26 ***	.22 ***	.45 ***	-.30 ***
1日の反すう時間	-.13 ***	.51 ***	.47 ***	.40 ***	.23 ***	.51 ***	-.39 ***
1週間の反すう頻度	-.14 ***	.55 ***	.52 ***	.42 ***	.27 ***	.59 ***	-.47 ***
反すう困窮度	-.24 ***	.54 ***	.49 ***	.37 ***	.29 ***	.59 ***	-.46 ***
反すうネガティブ信念	-.13 ***	.28 ***	.25 ***	.18 ***	.15 ***	.38 ***	-.28 ***
反すうポジティブ信念	.08 **	.05	.08 *	.07 *	-.10 **	-.04	.08 *

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

度と非常に弱い正の相関を示した ($r = .07 - .08$, $p < .05$)。その他の量的変数との相関については、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、反すうネガティブ信念は、CES-Dの4下位尺度、STAIと正の相関を ($r = .15 - .59$, $p < .001$)、年齢、SHSと負の相関を ($r = -.47 - -.11$, $p < .001$) 示した。一方、反すうポジティブ信念は、CES-Dの身体症状、対人関係とは非常に弱い正の相関を示したが ($r = .07, .08$, $p < .05$)、CES-D低ポジティブ気分と負の相関を ($r = -.10$, $p < .01$)、年齢、SHSと正の相関を示した ($r = .08$, $p < .05$)。

精神的健康を従属変数とした階層的重回帰分析・ロジスティック回帰分析

反すう体験評価スケールの各項目が精神的健康に与える影響について探索的に検討するために、反すう体験評価スケール6項目を独立変数、デモグラフィック変数を統制変数、精神的健康を従属変数とし、階層的重回帰分析とロジスティック回帰分析を行った。結果をTable 6、Table 7に示す。なお、質的変数については以下の通りに変換した。性別：男性=1、女性=0。最終学歴：中学校=1、高校=2、専門学校=3、短期大学=4、大学=5、大学院=6。同居者：有=1、無=0。受診歴：有=1、無=0。

階層的重回帰分析では、反すう体験評価スケール項目の投入により、いずれのモデルにおいても有意な R^2 の増加が見られた ($\Delta R^2 = .10 - .42$, $p < .001$)。特に、CES-Dうつ気分とSTAIにおいては、.30以上の増加が示された。以下、項目ごとの標準化偏回帰係数 β の値について確認する。1回の反すう時間について

は、CES-D低ポジティブ気分 ($\beta = .10$, $p < .05$) とSTAI ($\beta = .16$, $p < .001$) に対してのみ正の有意な値を示した。1日の反すう時間については、CES-Dうつ気分 ($\beta = .18$, $p < .001$)、CES-D身体症状 ($\beta = .12$, $p < .01$)、CES-D対人関係 ($\beta = .18$, $p < .001$) に対して正の有意な値を示した。1週間の反すう頻度については、SHSを除くすべての従属変数に対して正の有意な値を ($\beta = .14 - .31$, $p < .01$)、SHSに対して負の有意な値を ($\beta = -.25$, $p < .001$) 示した。1週間の反すう頻度についても、SHSを除くすべての従属変数に対して正の有意な値を ($\beta = .14 - .26$, $p < .001$)、SHSに対して負の有意な値を ($\beta = -.23$, $p < .001$) 示した。反すうネガティブ信念については、STAIに対して正の有意な値を ($\beta = .10$, $p < .001$)、SHSに対して負の有意な値を ($\beta = -.06$, $p < .05$) 示した。反すうポジティブ信念については、CES-D低ポジティブ気分 ($\beta = -.13$, $p < .001$) とSTAI ($\beta = -.10$, $p < .001$) に対して負の有意な値を、SHSに対して正の有意な値を ($\beta = .13$, $p < .001$) 示した。

受診歴を従属変数とした階層的ロジスティック回帰分析では、反すう体験評価スケール項目の投入により、 χ^2 統計量が増加し、モデルが有意となった ($\chi^2 = 86.65$, $p < .001$)。Nagelkerke R^2 は.13と低い値だったが、HosmerとLemeshowの検定で $p > .05$ 、判別の中率=76.47%のため、まずまずのモデルである。オッズ比は、性別と (OR = .65, [95%CI .46—91], $p < .05$) 反すう困窮度 (OR = 1.64, [95%CI 1.33—2.03], $p < .001$) で有意であった。

Table 6 階層的重回帰分析による反すう体験評価スケール項目とCES-D, STAI, SHSの関連

説明変数	CES-Dうつ気分		CES-D身体症状		CES-D対人関係	
	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2
Step 1		.06 ***		.06 ***		.04 ***
性別	.09 ***		.09 ***		.09 ***	
年齢	-.10 ***		-.10 ***		-.09 ***	
学歴	-.03		-.05 *		-.01	
同居	-.07 **		-.07 **		-.06 *	
Step 2		.34 ***		.29 ***		.18 ***
1回の反すう時間	-.03		.04		-.03	
1日の反すう時間	.18 ***		.12 **		.18 ***	
1週間の反すう頻度	.26 ***		.27 ***		.20 ***	
反すう困窮度	.26 ***		.22 ***		.14 ***	
反すうネガティブ信念	.01		.00		-.01	
反すうポジティブ信念	-.01		.02		.02	
説明変数	CES-D低ポジティブ気分		STAI		SHS	
	β	ΔR^2	β	ΔR^2	β	ΔR^2
Step 1		.02 ***		.06 ***		.05 ***
性別	.08 *		.05 *		-.14 ***	
年齢	-.10 **		-.11 ***		.03	
学歴	-.07 *		-.07 **		.10 ***	
同居	-.01		.00		.10 ***	
Step 2		.10 ***		.42 ***		.26 ***
1回の反すう時間	.10 *		.16 ***		-.06	
1日の反すう時間	-.03		.01		-.03	
1週間の反すう頻度	.14 **		.31 ***		-.25 ***	
反すう困窮度	.16 ***		.26 ***		-.23 ***	
反すうネガティブ信念	.00		.10 ***		-.06 *	
反すうポジティブ信念	-.13 ***		-.10 ***		.13 ***	

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

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

D. 考察

調査2では, 反すう体験評価スケールを用い, 大規模サンプルにおける反すう体験に対する認知の実際を明らかにするとともに, 反すう体験と精神的健康との関連についても検討することが目的であった。

反すう体験に対する認知の実際と個人差

反すう体験評価スケールの基礎統計量を見ると, 1回の反すう時間が30分以上と回答した人は20.5%, 1日の反すう時間が1時間以上と回答した人は14.3%であった。多くの人において, 1回の反すうにける時間や, 1日の間に反すうする合計時間は, それほど長くないようである。1週間の反すう頻度は, 5~6日

という回答が3.2%, ほとんど毎日という回答が12.8%であり, 体感頻度が週の約半分を超えると, 毎日反すうしている人が多い, あるいは毎日反すうしていると感じられやすい可能性がある。また, 反すうに非常に困っていると回答した人は9.4%のみであったが, 一方で反すうに困っていないと回答した人は48.2%であり, 半数以上の人は反すうに多少なりとも困難を感じていることが示された。さらに, 反すうネガティブ信念を少しでも持つ人は84.6%であり, 反すうをやめたいと思う人は多いようである。しかし, 反すうポジティブ信念を少しでも持つ人は56.1%に上り, やめたいという気持ちと, 一方で役に立つ可能性があるとい

Table 7 階層的二項ロジスティック回帰分析による反すう体験評価スケール項目と受診歴との関連

説明変数	OR	[95%CI]
Step 1		
性別(女性)	.65 *	.46 — .91
年齢	1.00	.99 — 1.02
学歴(高校)	1.22	.40 — 3.71
学歴(専門学校)	1.14	.36 — 3.65
学歴(短期大学)	1.15	.35 — 3.80
学歴(大学)	1.00	.34 — 3.00
学歴(大学院)	1.75	.52 — 5.91
同居(無)	.83	.56 — 1.24
$X^2(df)$		11.23(8)
Nagelkerke R^2		.02
HosmerとLemeshowの検定	$X^2=4.61(8), p=.80$	
判別的中率		77.40%
Step 2		
1回の反すう時間	1.10	.96 — 1.26
1日の反すう時間	1.01	.85 — 1.20
1週間の反すう頻度	1.02	.87 — 1.20
反すう困窮度	1.64 ***	1.33 — 2.03
反すうネガティブ信念	1.15	.96 — 1.39
反すうポジティブ信念	1.01	.84 — 1.22
$X^2(df)$		86.65(6) ***
Nagelkerke R^2		.13
HosmerとLemeshowの検定	$X^2=5.72(8), p=.68$	
判別的中率		76.47%

注. OR(オッズ比)と95%CIはいずれもStep 2の値。

学歴は中学校との比較。強制投入法。

*** $p < .001$, * $p < .05$

う信念は、併存しうると考えられる。また、反すう時間、反すう頻度、反すう困窮度の点数と、人数の分布とは、ほぼ比例関係であったため、これらの4項目は反すうの重症度と関連しうると推察される。

項目間相関では、反すう時間、反すう頻度、反すう困窮度は互いに相関が高く、実質的な反すう体験の長さ・多さは、反すうにかかる生活上の困難と強い関連があると予想される。また、反すうネガティブ信念は反すう困窮度と中程度の相関があり、反すうをやめたいがやめられないという困窮感が体験されている可能性がある。反すうは意識的な思考であるという主張^{2) 3)}もあるが、反すうポジティブ信念が他の項目と強い相関を示さなかったことから、重症度の高い反すうは自動性や統制不可能性が問題である場合が多いと考えられる。デモグラフィック変数と反すう体験評価スケールとの関連については、女性において、1回

の反すう時間と反すうネガティブ信念の得点が、年齢が低いほど反すう時間、反すう頻度、反すう困窮度、反すうネガティブ信念の得点が、有意に大きかった。これは、男性より女性が³⁰⁾、年齢が高いより低い方が³¹⁾、反すうしやすいという先行研究の指摘に合致している。同居者有無と最終学歴については、サンプルサイズの群間差が大きかったため解釈には用いないが、同居者の有無という物理的な環境が反すう体験に影響しうることは検討の余地がある。以上のことから、反すう時間、反すう頻度、反すう困窮度は、重症度をアセスメントするツールとして用いることができる可能性が高く、反すうに対するネガティブ及びポジティブな信念は、反すう体験のメカニズム理解や援助の際に役立ちうることが示唆された。

反すう体験の個人差と精神的健康との関連

反すう体験評価スケールの中でも、反すうポジティブ信念を除く5項目は、抑うつ、不安の指標と正の相関を、主観的幸福感の指標と負の相関を示し、仮説通りの結果を示した。階層的重回帰分析においては、1週間の反すう頻度と反すう困窮感が、抑うつ、不安、主観的幸福感を問わず、精神的健康に負の影響を及ぼすことが示唆された。また、1日の反すう時間は低ポジティブ気分を除く抑うつの高さに、1回の反すう時間と反すうネガティブ信念は主に不安の高さに、それぞれ関連が示された。うつ病の診断基準には、“ほとんど1日中、ほとんど毎日の抑うつ気分”という気分の持続性が指摘されており¹⁸⁾、1日の反すう時間は慢性的な気分の持続を反映すると考えられる。一方、不安障害は場面や対象が特定されている症状が多いため¹⁸⁾、1回の反すう時間と反すうネガティブ信念は、特定の不安対象に対する単発的な思考の長さや思考抑制希求と関連すると推察される。また、反すう体験評価スケール項目は、CES-Dうつ気分とSTAIに対して.30以上の説明力を持っており、反すう体験がネガティブ気分を増大させやすいことが改めて示された。一方、反すうポジティブ信念は、CES-Dの身体症状・対人関係、SHSと正の相関が、CES-D低ポジティブ気分と負の相関が見られたが、階層的重回帰分析においてはCES-D低ポジティブ気分とSHSのみ有意な関連が見られた。調査1の結果からも、反すうポジティブ信念は反すうというネガティブに捉えられやすいものを、ポジティブに捉え直す力を反映していると考えられる。

ロジスティック回帰分析の結果からは、受診歴の有無に対し、反すう困窮度のみ有意なオッズ比を示し

た。反すうに困っているからこそ受診という行動に出ることは想像できるが、長い時間、高い頻度で反すうしていてもなかなか受診まで至らない人が多い点は考慮すべきである。反すう体験の時間や頻度と困窮度は相関が中程度の相関が見られており、長時間・高頻度の反すう体験は高リスクな反すうである可能性が高い。本調査で示されたように、反すうは多くの人が経験し困るものであるため、援助資源につながりにくいたことが予想されるが、広いサンプルでの標準的な反すう体験の時間や頻度を参考に、状態のアセスメントや重症度の検討ができれば、今回検討しなかった医療以外の援助機関利用も含め、より早期の予防的な援助が可能になると考えられる。

4. 総合考察

本研究では2つの調査を行った。調査1では、反すう体験評価スケールを作成した。反すう体験評価スケールの6項目は、1つの尺度としての有用性は示されなかったが、項目ごとに構成概念妥当性を検討したところ、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については、妥当性が確認された。一方、反すうポジティブ信念は妥当性が確認されなかった。反すうが問題解決に役立つといった反すうに関するポジティブな信念は、積極的に反すうを導き持続させ、精神的健康を悪化させるとされてきた¹⁹⁾。しかし、反すうによって問題が解決するならば、反すうは続かず、問題によるストレスも減退すると考えられる。よって、ポジティブな信念の下になされ、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るが、高リスクな反すうとは異なるものであり、低リスクである適応的思考に近い可能性が示唆される。反すうという概念を、実際の具体的な体験内容から検討する項目を作成した本研究は、反すう研究に新たな視座とツールを与えるものと言える。

調査2では、大規模サンプルにおける反すう体験に対する認知の実際と、精神的健康との関連について検討した。その結果、反すう時間、反すう頻度、反すう困窮度は、人数の分布とはほぼ比例関係にあり、精神的健康と負の影響を示したことからも、反すうの重症度をアセスメントするツールとして役立つ可能性が示唆された。また、反すうに対するネガティブ及びポジティブな信念は、反すう体験のメカニズム理解や援助に役立つことが示唆された。反すう体験の実際を

大規模サンプルにおいて明らかにしたことは、反すう体験の個人差の基準を提供した点で、反すうの概念的統合や臨床アセスメントに役立つと考えられる。また、本研究で検討した広義の反すうは、抑うつだけでなく不安も含めたネガティブ気分を導きうることが示された。従来、抑うつと不安は高い相関があり、抑うつを導くとされる反すうと不安を導くとされる心配は非常に似通った処理過程を持つとされている³²⁾。また、反すうは心配の上位概念と言われており³⁾、本研究でも広義の反すうに含まれるとことが示唆された。今後は、思考内容のみならず思考の形式や思考体験に注目し、リスクの高い反すうと低い反すうの違いも含め、反すうのプロセスを詳細に検討していく必要があるだろう。

最後に、本研究の限界と課題を述べる。本研究では反すう体験評価スケールについて、尺度とせず項目ごとに検討を行ったが、研究や臨床での現実的な運用において有用な形であるとは言い難い。加えて、反すう類似概念との比較検討も十分でないため、追加研究によって概念整理と尺度としての完成を進めて行く必要があるだろう。また、本研究の調査は大規模サンプルに向けて行われたものの、統制されていないため属性は多様であり、さらに横断的に行われたため、因果推論には限界がある。今後は属性を絞って様々なサンプルを対象に調査を実施したり、縦断的研究や実験的研究を用いて変数間の時間的關係や因果關係の検討を行ったりすることが求められるだろう。

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のな気分状態、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) Martin, L. L., & Tesser, A. (1989). Toward a motivational and structural theory of ruminative thought. In J. S. Uleman & J. A. Bargh (Eds.), *Unintended thought*. New York: Guilford Press. pp.306-326.
- 3) Martin, L. L., & Tesser, A. (1996). Some ruminative thoughts. In R. S. J. Wyer, Jr. (Ed.), *Ruminative thoughts: Advances in social cognition: Vol.9*, Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum. pp.1-47.
- 4) Nolen-Hoeksema, S. (1991). Responses to depression and their effects on the duration of depressive episodes. *Journal of Abnormal Psychology*, 100, 569-582.
- 5) 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.

- 6) 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.
- 7) Garnefski, N., Kraaij, V., & Spinhoven, P. (2001). Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. *Personality and Individual Differences*, 30, 1311-1327.
- 8) 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.
- 9) 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.
- 10) 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.
- 11) Nolen-Hoeksema, S. (2000). The role of rumination in depressive disorders and mixed anxiety/ depressive symptoms. *Journal of Abnormal Psychology*, 109, 504-511.
- 12) Beck, A. T. (1976). *Cognitive therapy and the emotional disorders*. New York: International University Press.
- 13) Rachman, S. (1981). Part I. Unwanted intrusive cognitions. *Advances in Behavior Research and Therapy*, 31, 89-99.
- 14) Borkovec, T. D., Robinson, E., Prunzinsky, T., & DePree, J. A. (1983). Preliminary exploration of worry: Some characteristics and processes. *Behaviour Research and Therapy*, 21, 9-16.
- 15) 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.
- 16) Rachman, S. & de Silva, P. (1978). Abnormal and normal obsessions. *Behavior Research and Therapy*, 33, 779-784.
- 17) Markus, H.R. & Kitayama, S. (1991). Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98, 224-253.
- 18) American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5th ed.)* Washington, DC: American Psychiatric Association.
- 19) Wells, A., & Papageorgiou, C. (2004). Metacognitive therapy for depressive rumination. In Papageorgiou, C., & Wells, A. (Eds.), *Depressive rumination: Nature, theory and treatment*. Chichester, UK: John Wiley & Sons, pp.259-273.
- 20) 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.
- 21) Hasegawa, A. (2013). Translation and initial validation of the Japanese version of the Ruminative Responses Scale. *Psychological Reports*, 112, 716-726.
- 22) Treynor, W., Gonzalez, R., & Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination reconsidered: A psychometric analysis. *Cognitive Therapy and Research*, 27, 247-259.
- 23) 川上 憲人・近藤 恭子・柳田 公佑・古川 壽亮 2004. 成人期における自殺予防対策のあり方に関する精神保健的研究 平成16年度厚生労働科学研究費補助金 (こころの健康科学研究事業) 自殺の実態に基づく予防対策の推進に関する研究 分担研究報告書 自殺予防総合対策センター Retrieved from <http://ikiru.ncnp.go.jp/report/ueda16.html> (2017年9月18日)
- 24) 杉浦知子 (2007). ストレスを低減する認知的スキルの研究 風間書房
- 25) 長谷川晃・金築 優・根建金男 (2009). 抑うつ反すうに関するポジティブな信念の確信度と抑うつ反すう傾向との関連性 パーソナリティ研究, 18, 21-34.
- 26) 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.
- 27) 島 悟・鹿野 達夫・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, 717-723.
- 28) 清水秀美・今栄国晴 (1981). State-trait anxiety inventoryの日本語版 (大学生用) の作成 教育心理学研究, 29, 348-353.
- 29) 島井哲志・大竹恵子・宇津木成介・池見 陽・Sonja Lyubomirsky (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, 845-852.
- 30) Nolen-Hoeksema, S., Larson, J., & Grayson, C. (1999). Explaining the gender difference in depressive symptoms. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77, 1061-1072.
- 31) Ricarte, J., Ros, L., Serrano, J. P., Martínez-Lorca, M., & Latorre, J. M. (2016). Age differences in rumination and autobiographical retrieval. *Aging and Mental Health*, 20, 1063-1069.
- 32) Watkins, E., Moulds, M., & Mackintosh, B. (2005). Comparisons between rumination and worry in a non-clinical population. *Behaviour Research and Therapy*, 43, 1577-1585.

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。

(指導教員 高橋美保教授)