

要因であることから、うつ病率の高さが問題となっている現代社会 (Hollon, Thase, & Markowitz, 2002) において、反すうを理解することは臨床的のみならず社会的にも意義があると思われる。

精神疾患の発症を引き起こす脆弱要因には継時的な安定性が必要とされる (Ingram & Luxton, 2005)。そのため、反すうが継時的に変化する場合、反すうは状態性の要素が強いと示唆され、抑うつやうつ病を引き起こす脆弱要因としての要素は薄れてしまう。そこで反すうの安定性についてこれまで検討が行われてきた。反すうの安定性の評価には、相対的安定性 (relative stability) と絶対的安定性 (absolute stability) という異なる2つの評価法が用いられている (Santor, Bagby, & Joffe, 1997)。相対的安定性とは、個人間にみられる相対的な得点差の安定性、または群内の得点順位の安定性 (たとえば、初回測定時点で高得点群であった者が、2回目以降の測定においても高得点群であるかどうか) であり、相関係数が有意水準である場合や相関係数が大きい場合に安定性が認められる。一方、絶対的安定性とは、群全体が示す得点 (平均値) の安定性であり、測定値間の差が有意水準に達しない場合に絶対的安定性があると認められる。大学生やコミュニティを対象としたこれまでの研究では、相関係数の大きさに違いはあるものの、反すうの相対的安定性が認められている (Kasch, Klein, & Lara, 2001; Nolen-Hoeksema, 2000; Nolen-Hoeksema, Parker, & Larson, 1994)。しかし、青年中期 (15-17歳) を対象とした研究では、反すうの再検査相関が低く、反すうの相対的安定性は示されていない (Hankin, 2008)。一方、絶対的安定性に関する研究では、調査対象者の年齢層や状態 (青年期と成人期、抑うつ者と非抑うつ者、臨床群と健常群など) が反すうの強さに影響を及ぼすことが示されており、反すうの絶対的安定性はあまり認められていない (Bagby, Rector, Bacchioni, & McBride, 2004; Hankin, 2008 など)。つまり、先行研究を概観すると、反すうの絶対的安定性と相対的安定性に関する結果には相違があり、反すうの安定性は対象者の年齢や属性次第で変化する可能性も示唆されている。さらに、これまでわが国において反すうの安定性に関する検討はほとんど行われておらず、反すうの安定性に

関して精査が必要であると思われる。

反すうの強さが変化すると示す研究を支持するよう、一部の研究において、反すうの強さは外的要因によって変化するとの指摘がなされている (Bagby et al., 2004; Kasch et al., 2001)。たとえば、相関研究では強いストレスーを経験した者ほど高い反すうを示すこと (Hampel & Petermann, 2005) や、縦断研究においてはストレスーによって反すうが強められることが報告されている (Nolen-Hoeksema et al., 1994)。しかしながら、その逆の影響も報告されており、反すう傾向が高い者はそうではない者と比べて、対人摩擦が多いこと (Nolen-Hoeksema & Davis, 1999) やストレスーを受けやすいこと (Nolen-Hoeksema, Larson, & Grayson, 1999) が示されている。これらの研究結果を考慮すると、反すうとストレスーは相互に影響し合い、それが継時的な反すうの強さに影響すると推察される。加えて、反すうとストレスーはともに抑うつ症状を悪化させる要因であること (Monroe & Reid, 2009 など) から、反すうとストレスーの相互関係は抑うつ症状の悪化やその慢性化に影響を及ぼすと推察される。しかしながら、これまで反すうとストレスーとの相互的な関係性に関する縦断的検討はあまり行われていない。

そこで本研究は、反すうの安定性を検討するとともに、これまでの研究で示唆されている反すうとストレスーの相互関係およびその影響を縦断的に検討することを目的とした。本研究では3回の調査を行い、反すう、抑うつ症状、およびストレスーを測定し、反すうの安定性と反すうとストレスーとの相互作用を検討することとした。その際、これまで一部の研究 (Bagby et al., 2004; Hankin, 2008) では相対的および絶対的安定性の両側面から反すうの安定性を検討していることから、これにならい、本研究においても相対的および絶対的安定性の両側面から反すうの継時的な安定性を検討した。そして、パス解析を用いて、反すうとストレスーの継時的な関係性を検討した。また、前述したように反すうは抑うつ症状を悪化させる要因であることから、抑うつへの脆弱性が高い対象に対して本研究を行うことは、抑うつ症状の悪化やその維持、ひいてはうつ病発症を理解するうえで意義があ

ると思われた。そこで、これまでの研究において、大学生期は精神的に不安定な時期でありうつ病リスクが高まる時期であること (Tomoda, Mori, Kimura, Takahashi, & Kitamura, 2000) や、女性は男性よりも高い抑うつ症状を呈しやすいこと (川上・大野・宇田・中根・竹島, 2003) から、本研究では女子大学生を対象とすることとした。

方 法

調査対象

私立女子短期大学の学生を対象として、3回の調査が実施された。初回測定では76名が調査に参加し、そのうちの53名が全3回の調査に参加した。この53名 (初回調査時において、 18.98 ± 1.15 歳) を最終的に本研究の調査対象とした。なお本調査の実施に際し、事前に大学管理責任者に対し調査目的が説明された。調査対象者には大学管理責任者から調査目的が口頭で伝えられるとともに、質問用紙のフェイスシートにも同様の調査目的が記載された。本調査への協力は自由意思に任せられた。なお、同一対象者による調査結果を識別するために、フェイスシートにおいて、所持している携帯電話の番号 (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、質問形式部は3つのダミー項目を含む14項目からなり、2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” で構成される。高得点は反すう傾向が高いことを表し、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、SDS (自己記入式抑うつ尺度の日本語版, 福田・小林, 1973) などを用いて妥当性が高いことが認められている。本研究では、下位尺度 “ネガティブな反すう傾向” (7項目) 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、残りの半数が肯定的表現で記載されている。高得点は強い抑うつ症状を表し、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。

大学生用日常生活ストレス尺度・短縮版: ストレスの測定には大学生用日常生活ストレス尺度・短縮版 (嶋, 1999) を用いた。23項目からなり、4下位尺度 (“自己ストレス”, “対人ストレス”, “大学・学業ストレス”, “物理・身体的ストレス”) で構成され、信頼性およびGeneral Health Questionnaire (GHQ, Goldberg & Hillier, 1979) を用いた基準関連妥当性が確認されている。回答形式は5件法 (0: 経験していない・感じない-4: とても気になった) であり、高得点はストレスフルな出来事を多く経験し、ストレスが高いことを表している。なお、原版では “最近3カ月ほどの間に” と記載され、最近3カ月間のストレスの測定を目的にしている。しかしながら、本研究では各調査時点で経験したストレスを測定するため、各調査時点で教示文を適宜変更した (T1: 原版と同じ, T2: 今年の5月ごろから, T3: 昨年の秋から)。

手続き

短期大学の講義の時間を利用し、調査は3回実施された。1回目調査はX年5月 (T1), 2回目調査はX年9月 (T2), 3回目調査はX+1年2月 (T3) に実施された。すべての調査は講義終了後に実施され、調査用紙は講義の担当教員によって配布、回収された。T1, T2, T3ともに反すう、抑うつ症状、およびストレスが測定された。

結 果

反すうの安定性

T1, T2, T3に測定された各変数間の関連性を検討するために相関係数を求めた。その結果をTable 1に示す。その結果、T1, T2, T3で測定された反すうの各得点間に比較的強い正の相関が認められた (T1-T2:

村山・岡安：反すうの安定性とストレスーとの相互関係

Table 1 各変数の平均値と標準偏差, および各変数間の相関係数

	M	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1 T1 反すう	25.38	7.90	—	.732***	.686***	.524***	.625***	.668***	.551***	.575***	.520***
2 T2 反すう	25.00	8.00		—	.735***	.275	.617***	.607***	.477**	.659***	.532***
3 T3 反すう	22.67	8.55			—	.360*	.475**	.642***	.529***	.494***	.728***
4 T1 抑うつ症状	47.59	8.72				—	.652***	.659***	.457**	.349*	.409**
5 T2 抑うつ症状	47.53	9.49					—	.725***	.402**	.763***	.500***
6 T3 抑うつ症状	45.59	9.80						—	.490***	.589***	.676***
7 T1 ストレスー	44.80	13.32							—	.602***	.632***
8 T2 ストレスー	42.51	16.88								—	.542***
9 T3 ストレスー	41.39	15.62									—

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

$r = .732$, T2-T3: $r = .735$, T1-T3: $r = .686$, すべて $p < .001$ 。この結果から, すべての期間で反すうの相対的安定性が認められた。なお, 各時点間での反すうの相関係数には有意差は認められなかった ($Z < 0.22$, *n.s.*)⁽¹⁾。

T1からT3における抑うつ症状, ストレスー, および反すうの絶対的安定性を検討するため, 繰り返しのある1要因分散分析を行った。その結果, 各調査時点での抑うつ症状およびストレスーには有意差は認められなかったが (抑うつ症状: $F(2, 104) = 1.92$, *n.s.*, ストレスー: $F(2, 104) = 1.87$, *n.s.*), T1, T2, T3での反すうの強さには有意差が認められ ($F(2, 104) = 5.84$, $p < .01$), 多重比較の結果, T1とT3およびT2とT3の間に有意差が認められた (T1-T3: $p < .01$, T2-T3: $p < .05$)。以上の結果から, T1-T2間では絶対的安定性は認められたものの, T2-T3およびT1-T3間では絶対的安定性は認められなかった。

パス解析

測定された変数間の縦断的な関係を検討するため, パス解析を行った。モデルの構成に際し, 以下の8点を考慮した (モデル1, Figure 1)。(1)反すうは抑うつ症状の悪化を予測する (伊藤・上里, 2002; Nolen-Hoeksema & Morrow, 1991: T1反すう→T2抑うつ症状, T2反すう→T3抑うつ症状)。(2)反すうと抑うつ症状との間に正の相関が認められており (Morrow &

Nolen-Hoeksema, 1990; 村山・岡安, 2010), 反すう傾向が強い場合には, 併存的に抑うつ症状も強まる (T1反すう→T1抑うつ症状, T2反すう→T2抑うつ症状, T3反すう→T3抑うつ症状)。(3)ストレスーの量や強度が高い場合には反すうが強まる (Nolen-Hoeksema et al., 1999: T1ストレスー→T1反すう, T2ストレスー→T2反すう, T3ストレスー→T3反すう)。(4)反すうが強いほど縦断的にストレスーの量や強度が高まる (Nolen-Hoeksema et al., 1999: T1反すう→T2ストレスー, T2反すう→T3ストレスー)。(5)反すうの強さは縦断的に維持される (T1反すう→T2反すう→T3反すう, T1反すう→T3反すう)。(6)ストレスーの量や強度が高い場合には抑うつ症状が強まる (Monroe & Reid, 2009: T1ストレスー→T1抑うつ症状, T2ストレスー→T2抑うつ症状, T3ストレスー→T3抑うつ症状)。(7)抑うつ傾向が強い者は, 他の者と比べると, 強いストレスーを招きやすい (Hammen, 2005: T1抑うつ症状→T2ストレスー, T2抑うつ症状→T3ストレスー)。(8)抑うつ症状およびストレスーの強さは維持される (T1抑うつ症状→T2抑うつ症状→T3抑うつ症状, T1抑うつ症状→T3抑うつ症状, T1ストレスー→T2ストレスー→T3ストレスー, T1ストレスー→T3ストレスー)。なお, T1ストレスーは1回目調査以前の, T2ストレスーは1回目と2回

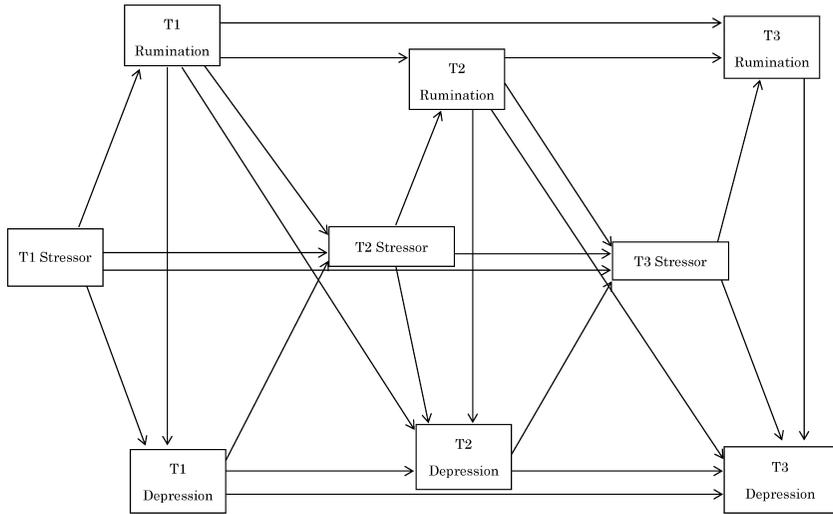
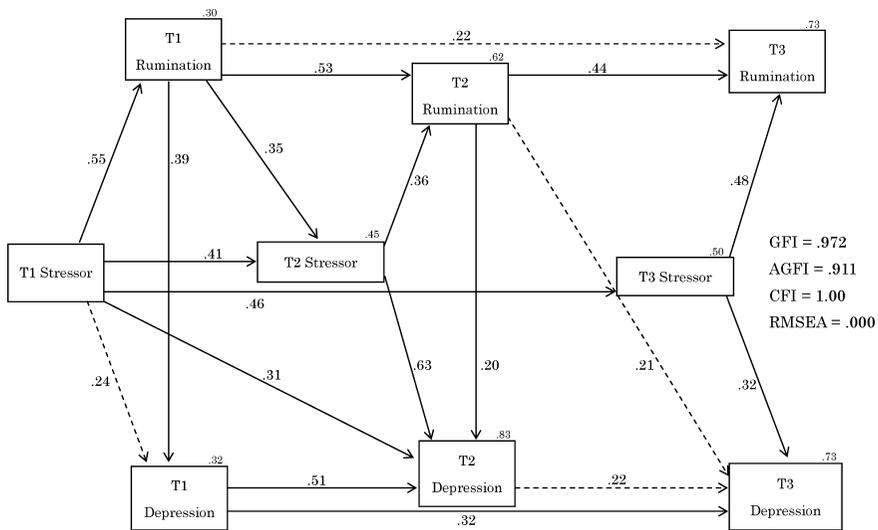


Figure 1. モデル1のパス図



—— $p < .05$ - - - - $p < .10$ * 有意傾向を示さなかった ($p > .10$) パスは図中より削除してある。

Figure 2. 反すう、ストレス、抑うつ症状の継時的な関連

目調査時点間での、T3ストレスは2回目と3回目調査時点間でのストレスを表している。

分析の結果、モデル1の適合度指標は $GFI=.917$, $AGFI=.690$, $CFI=.970$, $RMSEA=.129$, $AIC=87.567$ となった。モデル1の適合指標が不十分であったことから、再度分析を行った。モデル2では、モデル1において、大きく有意水準に及ばなかったT1反すう→

T2抑うつ症状、T2ストレス→T3ストレス、T1抑うつ症状→T2ストレス、およびT3反すう→T3抑うつ症状のパス ($p > .42$) を除外した。加えて、修正指数の検討から、T1ストレス→T2抑うつ症状のパスを新たに加えた。その結果、各適合度指標は $GFI=.972$, $AGFI=.911$, $CFI=1.00$, $RMSEA=.000$, $AIC=68.384$ となった。モデル2において、T2反すう→

T3 ストレッサーおよび T2 抑うつ症状→T3 ストレッサーのパスが有意水準に及ばなかった ($p > .19$) ことから、このパスを除外して再度分析を行った (モデル 3)。その結果、適合度指標が低下した ($GFI = .942$, $AGFI = .836$, $CFI = 1.00$, $RMSEA = .000$, $AIC = 72.411$)。このことから、最終的に本研究ではモデル 2 を採用した (Figure 2)。モデル 2 において、一部の期間でストレスと反すう間のパスが繰り返されている (T1 ストレッサー→T1 反すう→T2 ストレッサー→T2 反すう) ことから、反すうとストレスとの間には双方向的な関係性が部分的に示され、本研究の仮説は一部認められた。

考 察

本研究は女子大学生を対象として、抑うつを悪化させる反すうの安定性と反すうとストレスの継時的な相互関係を検討する目的で行われた。反すうの相対的安定性と絶対的安定性を検討したところ、すべての調査時点間 (T1-T2, T2-T3, T1-T3) で相対的安定性は認められ、T1-T2 で絶対的安定性が認められた。また反すうとストレスの継時的な関係を検討するためにパス解析を行ったところ、反すうとストレスの継時的な相互関係が部分的に認められた。

反すうの安定性

これまでの研究において、反すうの相対的安定性は認められていたが、絶対的安定性はあまり認められていなかった。本研究において、T1-T2 間では $r = .732$, T2-T3 間では $r = .735$, T1-T3 間では $r = .686$ と、すべての調査時点間において中程度以上の相関が認められたことから、9 か月をはさんだ場合であっても、女子大学生において、反すうの相対的安定性は維持されることが明らかになった。本研究結果と同様に、大学生を対象としたこれまでの研究において、6 か月にわたる検討 ($r = .36$, $n = 88$, Kasch et al., 2001) や 1 年にわたる検討 ($r = .47$, $n = 154$, Just & Alloy, 1997) でも、反すうの相対的安定性が認められていることから、大学生期において、相対的な反すうの強さは中長期的に安定しており、反すうが強い大学生は年間を通してそ

の高い反すう傾向を維持すると考えられる。しかしながら、Hankin (2008) は、青年中期 (15-17 歳) を対象とした研究において、5 か月をはさんで反すうの強さを測定したところ、その相関係数は低く、相対的安定性が認められなかったことを報告している ($r = .16$, $n = 224$)。このことから、一概に反すうの相対的安定性が維持されるとは言えず、対象者の年齢によって変動する可能性もある。今後、さまざまな年齢層を対象としてさらなる検討が必要である。

一方、絶対的安定性に関する結果は一貫しないものであった。女子大学生を対象とした本研究において、各時点での抑うつ症状に差はなかったが、T1 と T3 の反すうの強さに有意な差が認められ、9 か月をはさんだ反すうの絶対的安定性は認められなかった。これに沿うように、コミュニティを対象とした 1 年にわたる縦断研究においても、反すうの絶対的安定性は示されていない (Nolen-Hoeksema, 2000)。このことから、対象の属性や年齢によらず 1 年などの長期的な期間では反すうの絶対的安定性は低いと思われる。その一方、本研究において、反すうの中期的な絶対的安定性に関する結果は一貫せず、4 か月をはさんだ T1-T2 間では絶対的安定性は認められたが、5 か月をはさんだ T2-T3 間では認められなかった。この結果に類似するように、Hankin (2008) は青年中期を対象とした 5 か月の縦断研究において、4 か月目までは絶対的安定性が認められていたが、5 か月目には認められなかったことを報告している。このことから、今後の対象者数やその属性を考慮したさらなる検討は必要であるが、女子大学生を含めた青年期にある者では、中期的な反すうの絶対的安定性が一貫して高く維持されているとは考えられず、さまざまな外的要因の影響を受ける可能性もあると思われる。

反すうとストレスの継時的な関連と抑うつ維持モデル

本研究が示したパス解析から、T1 ストレッサーは T2 ストレッサーおよび T3 ストレッサーに有意な影響を及ぼしていた。さらに、本研究が示した反すうの安定性に関する結果を支持するように、T1 反すう、T2 反すう、T3 反すう間には有意なパスが示された。こ

のことから、縦断的にストレスと反すうの強さは維持されやすいと考えられる。また先行研究結果を支持するように、これらの要因は抑うつ症状を強める要因であることが認められた。たとえば、T2およびT3ストレスはそれぞれT2, T3抑うつ症状を、T1反すうおよびT2反すうはそれぞれT1, T2抑うつ症状を強めていた。抑うつ症状を強める反すうやストレスは縦断的に維持されることを考慮すると、本研究においてもT1抑うつ症状がT2およびT3抑うつ症状に有意な影響を及ぼしているように、反すう傾向が強い女子大学生や強いストレスに直面する女子学生は、併存的のみならず将来的にも抑うつ状態が持続しやすいと思われる。

ストレスと反すうの関係性に関して、これまでの研究では、ストレスは反すうを強めると指摘されていた(Nolen-Hoeksema et al., 1994)。これに沿うように、本研究においてもT1, T2, T3ストレスはT1, T2, T3反すうを強めることが示された。このことから、反すうの強さはその時々外的な環境要因によって変化するものであり、ストレスはその要因の1つであると考えられる。加えて、パス解析において、T1反すうはT2ストレスを強めることが認められた。これを支持するように、先行研究においても反すうが強い場合にはストレス量や強度が高まることが報告されていること(Nolen-Hoeksema & Davis, 1999など)からも、反すうは継時的にストレスの量や強度を強める要因であると思われる。これらの結果をまとめると、本研究の一部の期間において、T1ストレス→T1反すう→T2ストレス→T2反すうと、ストレスと反すうをつなぐパスが相互に繰り返されていることが部分的に認められた。このことから、女子大学生ではストレスが反すうを強め、そしてその強められた反すうがさらに将来のストレスを強めるという悪循環によって、断続的に反すうとストレスのレベルが維持され続け、その連鎖によって抑うつ症状も維持されてしまう可能性があると思われる。

その一方で、T2反すう→T3ストレスのパスは有意水準になかったことから、反すうとストレスの継時的な相互関係は他の要因の影響などによって不

安定である可能性も考えられる。また多くの先行研究で報告されている抑うつ症状を悪化させる反すうの縦断的な影響も本研究では認められなかった。このことからすると、T2反すう→T3ストレスのパスが有意水準を満たさなかった結果は、調査対象者数の少なさから生じた可能性や、女子大学生や調査を実施した大学において特異的に見られる影響が作用した可能性もある。今後、対象者の数や属性を考慮したうえで、反すうおよびストレスの相互関係やその影響を再検討する必要があると思われる。

臨床的な示唆

本研究結果を踏まえると、反すう傾向が強い女子大学生や強いストレスに直面している女子学生は、将来的にその反すう傾向やストレスの強さを持続させやすく、他の女子学生よりも抑うつ状態に陥りリスクが高いと考えられる。このことから、先行研究(西河・坂本, 2005)でも大学生への抑うつ予防の重要性が指摘されているように、反すう傾向が高い女子学生や定期的に強いストレスを経験することが予測される女子大学生への積極的な予防的介入が必要であると思われる。そして、その際には反すうへの介入を積極的に行うことが有効であろう。反すうを減弱させることで直接的に抑うつ症状の減弱を図れるばかりではなく、ストレスの影響の持続を緩和することやストレスの量を軽減することができ、間接的にも抑うつ症状の悪化や慢性化を予防することが可能と考えられる。さらにこれまでの研究において、反すうが強い場合にはうつ病リスクが高まること(Nolen-Hoeksema & Larson, 1999)も報告されていることから、予防的介入や心理教育によって反すうを弱めることでうつ病予防への効果も期待できると思われる。今後、年齢などに適応した反すうの減弱を目的とする抑うつ予防教育の検討および介入法の開発が期待される。

本研究の限界

まず、調査対象者に関する問題があげられる。本研究での最終的な対象者は50名ほどであったばかりではなく、一短期大学から得られた女子学生を対象とし

ていた。そのため、本研究結果を一般化するためには、他大学でのサンプリングを行うなどサンプリングバイアスに注意をはらったうえで、対象者数を増やす必要があると思われる。また本研究では抑うつへの脆弱性が高い対象として女子大学生を指摘し、本研究の調査対象とした。これまでの研究において女性は男性よりも抑うつ症状が強く（川上他，2003）、さらにうつ病発症率が高いこと（American Psychiatric Association, 2000）から、男性を調査対象とする場合、本研究結果とは異なることも考えられる。加えて、大学生と成人勤労者ではストレスの質的な違いがあると思われることから、成人勤労者を対象とした場合にも、ストレスの質の違いによってストレスが抑うつ症状や反すうに与える影響も大学生とは異なる可能性もある。実際、本研究において、修正指数の検討から、T1 ストレッサー→T2 抑うつ症状へのパスを設定したが、これは勤労成人と比べ大学生ではある特定の時期に特有のストレスが存在することから、年度初めに存在する特異的なストレス（クラス替え、特定の行事、新たな授業科目や担当講師の変更など）が2学期に測定した抑うつ症状にまで影響を及ぼしていた可能性が考えられる。以上のことから、本研究の対象である女子大学生とは異なる調査対象者を用いることで、本研究結果を検証することが期待される。

本研究では教示文を変更することで、特定の期間内（T1 から T2 の間、T2 から T3 の間）に経験したストレスの測定を試みた。しかしながら、本研究の対象者がその期間内に経験したストレスを正確に想起できたか定かではなく、それゆえに、調査時点より以前に経験したストレスを想起し、回答した可能性もある。また過度に反すうを行う場合には、よりネガティブな評価を下しやすくなること（Lyubomirsky, Tucker, Caldwell, & Berg, 1999）から、本研究で測定されたストレスの量や強度は、反すうの強さによって歪められた可能性も考えられる。今後の研究において、ストレス量や強度をより正確に測定できるよう工夫が必要である。最後に、調査時期も今後の検討課題の1つであると思われる。本研究における3回の調査の実施時期は、大学管理者と相談し学校行事などを考慮したうえで決定した。しかしながら、本研

究の調査時期が適切であったとは言い切れない。調査直前の学校行事によって一部特定の対象者だけが強いストレスを経験し抑うつ症状が強まった可能性やその逆の可能性も考えられる。実際、本研究においても、有意差はなかったものの、他の調査時点と比べ T3 では抑うつ症状とストレスが減少していた。これは学校行事などの影響による可能性もある。今後、大学などの教育現場での縦断研究を行うに際し、適切な調査時期の議論や検討が必要である。

脚注

(1) 岩原（1967）に基づき相関係数の有意差を検定した。

下記の式（1）において $r_{r_{12}r_{13}}$ を算出した。その後、 r_{12} および r_{13} の相関係数を Z 変換し、式（2）により、CR（critical ratio；臨界比）を算出し、有意差を検討した。

式（1）：

$$r_{r_{12}r_{13}} = \frac{r_{23} - \{r_{12}r_{13} \cdot (1 - r_{23}^2 - r_{13}^2 + 2r_{12}r_{13}r_{23})\}}{2(1 - r_{12}^2)(1 - r_{13}^2)}$$

式（2）：

$$CR = \frac{(z_{12} - z_{13})}{\sqrt{\{(2 - 2r_{zz})/(n - 3)\}}}$$

※ r_{zz} は式（1）で求めた $r_{r_{12}r_{13}}$ を、 n は対象者数を表す。

引用文献

- 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 Project: Lifetime history of Axis I psychopathology in individuals at high and low cognitive risk for depression. *Journal of Abnormal Psychology*, **109**, 403–418.
- American Psychiatric Association (2000). *Diagnostic and statistic manual of mental disorders*. 4th ed. Text Revision. Washington, DC: American Psychiatric

- Association.
- Bagby, R. M., Rector, N. A., Bacchioni, J. R., & McBride, C. (2004). The stability of the response styles questionnaire rumination scale in a sample of patients with major depression. *Cognitive Therapy and Research*, **28**, 527–538.
- 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.
- Goldberg, D. P., & Hillier, V. F. (1979). A scaled version of the General Health Questionnaire. *Psychological Medicine*, **9**, 139–145.
- Hammen, C. (2005). Stress and depression. *Annual Review Clinical Psychology*, **1**, 293–319.
- Hampel, P., & Petermann, F. (2005). Age and gender effects on coping on children and adolescents. *Journal of Youth and Adolescence*, **34**, 73–83.
- Hankin, B. L. (2008). Stability of cognitive vulnerabilities to depression: A short-term prospective multiwave study. *Journal of Abnormal Psychology*, **117**, 324–333.
- Hollon, S. D., Thase, M. E., & Markowitz, J. C. (2002). Treatment and prevention of depression. *Psychological Science in The Public Interest*, **3**, 39–77.
- Ingram, R. E., & Luxton, D. D. (2005). Vulnerability-stress models. In B. L. Hankin & J. R. Z. Abela (Eds.), *Development of psychopathology: A vulnerability-stress perspective*. Thousand Oaks, CA: Sage. pp. 32–46.
- 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.
- 伊藤 拓・上里一郎 (2002). ネガティブな反すうと抑うつ状態の関連性についての予測的研究 カウンセリング研究, **35**, 40–46.
- 岩原信九郎 (1967). 推計学による新教育統計学 増補版 日本文化科学社
- Just, N., & Alloy, L. B. (1997). The response style theory of depression: Tests and an extension of the theory. *Journal of Abnormal Psychology*, **106**, 221–229.
- Kasch, K. L., Klein, D. N., & Lara, M. E. (2001). A construct validation study of the response style rumination scale in participants with a recent-onset major depressive episode. *Psychological Assessment*, **13**, 375–383.
- 川上憲人・大野 裕・宇田英典・中根充文・竹島 正 (2003). 地域住民における心の健康問題と対策基盤の実態に関する研究：3地区の総合解析結果, 平成14年度厚生労働省科学研究補助金 (厚生労働省科学特別研究事業), 心の健康問題と対策基盤に関する研究 分担研究報告書
- Lyubomirsky, S., Caldwell, N. D., & Nolen-Hoeksema, S. (1998). Effects of ruminative and distracting responses to depressed mood on retrieval of autobiographical memories. *Journal of Personality and Social Psychology*, **75**, 166–177.
- Lyubomirsky, S., Tucker, K. L., Caldwell, N. D., & Berg, K. (1999). Why ruminators are poor problem solvers: Clues from the phenomenology of dysphoric rumination. *Journal of Personality and Social Psychology*, **77**, 1041–1060.
- Monroe, S. M., & Reid, M. W. (2009). Life stress and major depression. *Current Directions in Psychological Science*, **18**, 68–72.
- Morrow, J., & Nolen-Hoeksema, S. (1990). Effects of responses to depression on the remediation of depressive affect. *Journal of Personality and Social Psychology*, **58**, 519–527.
- 村山恭朗・岡安孝弘 (2010). 大学生を対象としたメタ認知知覚尺度 (MCAS) の作成と信頼性と妥当性の検討 明治大学心理社会学研究, **6**, 101–113.
- 西河正行・坂本真士 (2005). 大学生における予防の実践・研究 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. 213–227.
- Nolen-Hoeksema, S. (2000). The role of rumination in depressive disorders and mixed anxiety/depressive symptoms. *Journal of Abnormal Psychology*, **109**, 504–511.
- 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.
- 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., Parker, L. E., & Larson, J. (1994). Ruminative coping with depressed mood following loss. *Journal of Personality and Social Psychology*, *67*, 92–104.
- Santor, D. A., Bagby, R. M., & Joffe, R. T. (1997). Evaluating stability and change in personality and depression. *Journal of Personality and Social Psychology*, *73*, 1354–1362.
- 嶋 信宏 (1999). 大学生用日常生活ストレス尺度の検討 中京大学社会学部紀要, *14*, 69–83.
- Spasojevic, J., & Alloy, L. B. (2001). Rumination as a common mechanism relating depressive risk factors to depression. *Emotion*, *1*, 25–37.
- Tomoda, A., Mori, K., Kimura, M., Takahashi, T., & Kitamura, T. (2000). One-year prevalence and incidence of depression among first-year university students in Japan: A preliminary study. *Psychiatry and Clinical Neuroscience*, *54*, 583–588.
- Zung, W. K. (1965). A self-rating depression scale. *Archives of General Psychiatry*, *12*, 63–70.
- (2011.11.7 受稿, 2012.8.21 受理)