原 著

二次元レジリエンス要因尺度を用いた看護学生の レジリエンス特性の学年による違い

Grade Level Differences in Resilience of Nursing Students Measured Using Bidimensional Resilience Scale

杉本千恵^{1)*}, 笠原聡子¹⁾, 岡 耕平¹⁾

Chie Sugimoto, Satoko Kasahara, Kohei Oka

キーワード：看護学生，レジリエンス，資質的要因，獲得的要因，ソーシャルサポート

Key words：nursing students, resilience, innate factors, acquired factors, social support

Abstract

Purpose: This study aimed to identify differences in levels of resilience in nursing students by grade level and their relationships with social support.

Methods: A self-administered questionnaire was conducted on 246 first- to third-year nursing students. The questionnaire included demographics, the Bidimensional Resilience Scale (BRS), and social support. Analyses included the one-way analysis of variance and multiple regression analysis.

Results: “Control” of innate factors of the BRS was significantly higher in third-year students than in first-year students ($F_{2,227} = 3.2, P = 0.042$). By contrast, acquired factors included significantly higher levels of “attempting to solve a problem” ($F_{2,227} = 6.2, P = 0.002$) and “self-understanding” ($F_{2,227} = 7.3, P < 0.001$) among second- and third-year students, in comparison with first-year students, and there was no difference in “understanding others.” Support from nursing school instructors during clinical training influenced “self-understanding” ($\beta = 0.22$). Furthermore, “understanding others” was influenced heavily from support by significant others ($\beta = 0.21$).

Conclusions: Our findings indicate that “self-understanding,” “attempting to solve a problem,” and “control” of nursing students increased. Building resilience requires support from providers in both regular and extra-curricular activities.

要 旨

目的：看護学生のレジリエンスの学年による違いとソーシャルサポートとの関連を検討した。

方法：看護専門学校1から3年生246名に対し自記式質問紙調査を実施した。項目は属性、二次元レジリエンス要因尺度（BRS）、ソーシャルサポートとし、一元配置分散分析と重回帰分析を行った。

結果：BRS 資質的要因の統御力（ $F_{2,227} = 3.2, P = 0.042$ ）は1年生より3年生で、獲得的要因では問題解決志向（ $F_{2,227} = 6.2, P = 0.002$ ）と自己理解（ $F_{2,227} = 7.3, P < 0.001$ ）が2・3年生で高く、他者心理の理解は

受付日：2017年10月10日 受理日：2018年2月13日

1) 滋慶医療科学大学院大学医療管理学研究科 Master course of Management in Health Care Sciences, Graduate School of Health Care Sciences, Jikei Institute

* E-mail: rann0701@yahoo.co.jp

差がなかった。自己理解には学校生活に関わる実習教員 ($\beta = 0.22$) などのサポートが、他者心理の理解には恋人 ($\beta = 0.21$) など学外他者が影響した。

結論：自己理解、問題解決志向、統御力のレジリエンスが高学年で高く、その育成には学校内外の他者によるサポートが関与した。

I. 緒 言

近年、医療の高度化・複雑化に伴い臨床看護師に求められる役割が高まる一方（厚生労働省，2004），看護基礎教育の場では、実習時間削減や患者安全管理、倫理的制約などのため臨地実習における看護実践能力の育成が年々困難となっている（厚生労働省，2007）。また、教育期間中は看護学生にとってストレス要因となるものが多く（一戸ら，1990），特に臨地実習は、看護実践面での要求水準が高まるだけでなく、患者・家族、臨地実習指導者などとの対人関係での様々な困難に直面するため（齋藤，2012），看護学生の中には心身の疲弊を感じバーンアウトに陥るものもいる（Haack, 1988；福重・森田，2013）。このような中で学習課題を達成するには、困難さに向き合い、適応し、たとえ困難な状況に陥り落ち込んだとしてもそこから回復する力、すなわちレジリエンスが必要となる。

レジリエンス研究の対象は健常小児から精神疾患患者と広範で、研究目的により定義が異なる（齋藤・岡安，2009；原・都築，2013）。本邦では小塩ら（2002）による「ネガティブな出来事からの立ち直りを導く心理特性」という定義が知られている。レジリエンスは「心の強さ」と表現されることが多いが、精神的ダメージを受けない能力であるハーディネス（Kobasa, 1979）とは区別される。ストレスフルな状況に直面しても常に頑張り続ける人はかえってバーンアウトを起こし、深刻な不適応に陥る可能性が高い（Freudenberger, 1980/1983）。その点、レジリエンスを獲得できれば、たとえ落ち込んでも何度でも立ち直り、結果として精神的に健康な状態を維持し良好な生活を送ることができると考える。

人間の特性には、もって生まれた能力と、生まれてから身につけていく能力があると言われている。レジリエンスでは、前者は資質的レジリエンス要因（以下、資質的要因とする）、後者は獲得的レジリエンス要因（以下、獲得的要因とする）と呼ばれる（平野，2010）。平野（2010）は、レジリエンスを導く個人特性を「生得」「獲得」の2側面からとらえる上で、Cloninger et al. (1993) のパーソナリティ理論における「気質」・「性

格」、Grotberg (2003, 2007) の「I have 要因」「I am 要因」「I can 要因」、小花和（2004）の「周囲から提供される要因（I have）」「個人要因（I am）」「獲得される要因（I can）」などを参考にしている。これらはライフサイクルで獲得すべき発達課題のうち、幼児期から青年期に至る各課題と関連し（Erikson, 1994/2011），これらの段階的達成により獲得される特性とも捉えられる。

本研究では、特に看護基礎教育の評価において重要となる後天的に習得可能な獲得的要因に注目し、看護基礎教育課程における看護学生のレジリエンス構造の明確化を目的に、資質・獲得的要因の区別に学年進行による違いを明らかにし、さらにレジリエンス獲得における教育関係者によるサポートの影響を検討することとした。

II. 研究方法

1. 調査対象およびデータ収集方法

対象者は3年制看護専門学校に在籍する1から3年生の学生246名（1年生83名，2年生89名，3年生74名）とした。2015年2月から3月の学年度末に、自記式質問紙調査を集合法にて実施した。学生の出席状況と成績に関する情報は、調査対象施設の研究協力者にデータベースからの抽出を依頼した。

2. 調査内容

質問紙は、基本属性、ソーシャルサポート、レジリエンス尺度で構成し、基本属性は、性別、年齢、学年、社会人経験の有無とした。

ソーシャルサポートは、クラスメイト、実習グループ、友人、恋人、家族、担任、実習担当教員、その他教員、実習指導者の9項目を独自に設定し、身体的・精神的サポートを「全然役に立たなかった（1点）」から「大変役に立った（5点）」の5段階評価で尋ねた。身体的サポートは必要なサービスや金銭的援助、課題の手伝いなど物理的な行為を提供するものであり、House (1981) によるソーシャルサポートの分類である手段的サポートに相当するものとした。精神的サポートは相談にのることで信頼や共感を提供する情緒サ

ポート、および肯定やフィードバックなどを提供する評価的サポートに相当するものとした。

レジリエンス尺度について、本研究では経験や教育による違いを検討するために、二次元レジリエンス要因尺度 (Bidimensional Resilience Scale, 以下 BRS とする) を用いた (平野, 2010)。BRS は 21 の質問項目から成り、「まったくあてはまらない (1 点)」から「よくあてはまる (5 点)」の 5 段階評価となっている。この尺度には資質的要因と、獲得的要因の 2 つの下位尺度が含まれ、資質的要因には、「楽観性」「統御力」「社交性」「行動力」が、獲得的要因には、「問題解決志向」「自己理解」「他者心理の理解」の計 7 つの下位因子が含まれる二次元構造となっている。平野 (2010) は尺度作成時に、Cloninger et al. (1993) の Temperament Character Inventory (TCI) における「気質」と「性格」を「資質」と「獲得」的要因の外的基準として使用し、小塩ら (2002) の精神的回復力尺度との相関関係も確認している。なお、今回 BRS 使用において、回答の一貫性を保つため、程度量表現を含む質問項目 (「よく理解している」の「よく」を除くなど) については開発者の許可を得てオリジナルを一部改変した。

3. 分析方法

属性と BRS の基本統計量を算出し、学年による違いを検討するために、ノンパラメトリックデータは Kruskal-Wallis 検定および多重比較 (Mann-Whitney U 検定, P 値の補正には Bonferroni 法) を、パラメトリックデータは一元配置分散分析および多重比較 (t 検定, P 値の補正には Holm-Bonferroni 法) を行った。さらに、BRS と属性並びにソーシャルサポートとの関係を検討するために、BRS の下位因子得点を目的変数に、属性と各ソーシャルサポートを説明変数とする重回帰分析を 7 つの下位因子ごとに行った。統計分析には統計ソフト R (ver. 3.1.0) (R Core Team, 2016) と EZR (ver.

1.27) (Kanda, 2013) を使用し、統計的検討における有意水準は 5%未満とした。

4. 倫理的配慮

研究協力が得られた施設の研究協力教員から調査書類一式を調査対象者に配布してもらうとともに、研究目的、個人情報保護、研究参加の任意性および参加の有無は成績とは無関係であること、中断ならびに同意撤回の自由等について文書ならびに口頭による説明を行ってもらい、調査票の回収箱への投函をもって同意とみなした。調査票は施設内設置回収箱から対象施設の研究協力者が回収し、出席・成績情報の連結後に連結不可能匿名化したのち研究者が回収した。同意撤回書には調査票と同一の一意の ID を付記することで同意撤回時のデータ削除に対応した。なお、本研究は滋慶医療科学大学院大学研究倫理委員会 (2-8) の承認を得て実施した。

III. 結 果

看護学生 246 名に質問紙を配布し、236 名から回答を得 (回収率 95.9%)、BRS の回答に欠損がない 230 名を分析対象とした (有効回答率 93.5%)。

1. 対象者の概要

対象者属性を表 1 に示した。大多数が女性 (205 名, 89.1%) で、社会人経験者は 33 名 (14.3%) であった。性別 ($\chi^2_{2,N=230} = 0.1, P = 0.931$) と社会人経験 ($\chi^2_{2,N=230} = 2.9, P = 0.232$)、成績 ($F_{2,227} = 0.5, MSe = 17.5, P = 0.635$) は学年による違いがなかった。平均年齢は学年差があったが ($F_{2,226} = 6.5, MSe = 46.6, P = 0.002$)、進級による年齢増加と言えた。出席も学年で差があり ($F_{2,226} = 7.2, MSe = 99.0, P < 0.001$)、1 年生 (平均 98.2, SD 3.1) や 2 年生 (97.5, 3.8) と比べ 3 年生 (96.0, 4.2) で低かつ

表 1 対象者の属性

	学年			P 値	多重比較
	1 年 ($n = 81$)	2 年 ($n = 81$)	3 年 ($n = 68$)		
性別 (女性), n (%) †	73 (90.1)	72 (88.9)	60 (88.2)	.931	
社会人経験 (あり), n (%) †	9 (11.1)	16 (19.8)	8 (11.8)	.232	
年齢 (歳), mean (SD) ‡	19.9 (3.1)	20.9 (2.6)	21.4 (2.2)	.002**	①<②* ③<①***
出席率 (%), mean (SD) ‡	98.2 (3.1)	97.5 (3.8)	96.0 (4.2)	<.001***	③<①*** ②<③*
成績 (点), mean (SD) ‡	78.6 (6.1)	77.7 (7.4)	78.5 (4.3)	.635	

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

† χ^2 検定, ‡ 一元配置分散分析 (ANOVA) および多重比較 (t 検定, P 値補正 Holm-Bonferroni 法)

た、学校生活への慣れや実習施設への感染拡大防止対策としての予防的欠席の影響と考えた。背景要因の差は合理的理由のため要因調整せずに以降の分析を進めた。

2. レジリエンス要因における学年別の違い

BRS 項目について学年による違いを検討した結果(表 2)、「自己理解」に含まれる「自分の性格について理解している」では学年により有意差があり($\chi^2_{2,N=230} = 6.5, P = 0.039$)、多重比較から 1 年より 3 年で理解が高くなる有意傾向がみられた($P = 0.080$)。他にも「自己理解」や「問題解決志向」「統御力」に関連する項目等で学年による有意な違いがあった。

下位尺度の学年別比較の結果(表 3)、資質的要因では差がなかったが($F_{2,227} = 2.0, MSe = 100.3, P = 0.141$)、獲得的要因では差があり($F_{2,227} = 7.2, MSe = 200.2, P < 0.001$)、平均得点は 1 年生 29.9 (SD5.7) と 2 年生 32.2 (5.2) および 3 年生 33.0 (4.9) とで多重比較による有意差がみられ($P < 0.05$)、1 年生に比べ 2、3 年生で高くなった。

下位因子では、資質的要因のうち「統御力」のみ差があり($F_{2,227} = 3.2, MSe = 18.6, P = 0.042$)、1 年生(平均 9.4, SD2.4)に比べ 3 年生(10.4, 2.2)で有意に高かった($P < 0.05$)。獲得的要因のうち「問題解決志向」($F_{2,227} = 6.2, MSe = 38.3, P = 0.002$)と「自己理解」($F_{2,227} = 7.3, MSe = 29.4, P < 0.001$)では差があり、1 年生(平均 9.4, SD2.6; 9.8, 2.1)より 2 年生(10.5, 2.6; 10.7, 1.9)と 3 年生(10.8, 2.1; 10.9, 1.9)で有意に高くなった($P < 0.05$)。「他者心理の理解」では学年差はなかったが($F_{2,227} = 1.6, MSe = 7.4, P = 0.214$)、1 年生で平均 10.7 (SD2.3)と「問題解決志向」(9.4, 2.6)や「自己理解」(9.8, 2.1)に比べ高値を示した。

3. レジリエンス要因と対象者属性および精神的サポートとの関連

レジリエンス獲得に影響する要因を検討するために、BRS の各下位因子を従属変数、学年、社会人経験、性別、出席、精神的サポートを独立変数とする重回帰分析を行った(表 4)。年齢と身体的サポートは他変数との相関が高いため除外した。全変数投入モデルと AIC 最小モデルを検討し、後者を報告する。

独立変数間の多重共線性を VIF (Variance Inflation Factor) 値により確認したところ全変数 3 以下で多重共線性はなかった。全モデルの自由度調整済み決定係

数は 0.03~0.17 と低く、採用変数以外の影響がある前提で結果を解釈した。

BRS の資質的要因のうち「楽観性」では成績($\beta = 0.14, P < 0.05$)と担任からのサポート($\beta = 0.15, P < 0.05$)で有意な標準偏回帰係数が得られた。「統御力」では学年($\beta = 0.16, P < 0.05$)、「社交性」ではクラスメイト($\beta = 0.25, P < 0.001$)と恋人($\beta = 0.13, P < 0.05$)からのサポート、「行動力」では成績($\beta = 0.31, P < 0.001$)と学年($\beta = 0.12, P < 0.05$)が影響した。「統御力」と「行動力」には今回想定したサポートの影響はなかったが、「楽観性」と「社交性」では学校生活に関わる他者からのサポートが影響した。

獲得的要因のうち「問題解決志向」ではクラスメイトからのサポート($\beta = 0.29, P < 0.001$)、社会人経験($\beta = 0.13, P < 0.05$)で有意な標準偏回帰係数が得られた。「自己理解」では学年($\beta = 0.22, P < 0.01$)、実習担当教員からのサポート($\beta = 0.22, P < 0.01$)、実習指導者からのサポート($\beta = -0.19, P < 0.01$)となり、実習担当教員によるサポートの影響が大きかった。「他者心理の理解」ではクラスメイト($\beta = 0.21, P < 0.01$)、恋人($\beta = 0.21, P < 0.001$)、家族($\beta = -0.19, P < 0.01$)からのサポートが影響していた。獲得的要因では全下位因子でソーシャルサポートが影響しており、「問題解決志向」と「自己理解」では学校生活に関わる他者からのサポートが、「他者心理の理解」では学校生活以外の他者からのサポートが影響していた。また、身近な家族よりも恋人やクラスメイトからのサポートが「他者心理の理解」に影響する結果となった。

IV. 考 察

1. レジリエンス要因における学年別の違い

本研究の結果、看護学生のレジリエンス要因について、資質的要因では学年差がなかったが、獲得的要因では高学年でより高い傾向にあった。

レジリエンス尺度の種類は異なるが、看護大学 1 年生と 4 年生で高く、2 年生と 3 年生で低かったという横断研究(齋藤, 2012)と比較すると、最終学年で高い点は本研究と類似していたが、1 年生で高い点は支持しない結果となった。この理由として、調査時期が先行研究 5 月に対し本研究では学年末と異なること、横断研究による限界が考えられる。

本研究の 1 年生と 2 年生の違いは 2 年次科目、2 年生と 3 年生の違いは 3 年次科目の影響が考えられる。

表 2 二次元レジリエンス要因尺度の項目の学年比較

		1 年 (n = 81)			2 年 (n = 81)			3 年 (n = 68)			Kruskal-Wallis 検定		多重比較†
		median	(IQR)		median	(IQR)		median	(IQR)		χ^2	P 値	
資質的 レジリエンス 要因	楽観性	1	どんなことでも、何とかなりそうな気がする	4	(3-5)	4	(3-5)	4	(3-5)	2.4	.300		
		4	たとえ自信がないことでも、結果的に何とかなると思う	4	(3-4)	4	(3-4)	4	(3-4)	2.6	.268		
		14	困難な出来事が起きても、切り抜けることができると思う	4	(3-4)	4	(3-4)	4	(3-4)	2.0	.369		
	統御力	8	自分は体力がある	3	(2-4)	3	(2-4)	3	(2-4)	2.7	.262		
		11	つらいことでも我慢できる	4	(3-4)	4	(3-4)	4	(3-4)	3.7	.160		
		19	嫌なことがあっても、自分の感情をコントロールできる	3	(2-4)	3	(2-4)	4	(3-4)	8.7	.013**		①<③*
	社交性	2	昔から、人との関係をとるのが上手だ	3	(2-4)	3	(3-4)	3	(3-4)	1.5	.471		
		5	自分から人と親しくなることが得意だ	3	(2-4)	3	(3-4)	3	(3-4)	0.3	.864		
		15	交友関係が広く、社交的である	3	(2-4)	3	(2-4)	3	(3-4)	2.9	.238		
	行動力	9	努力することを大事にする	3	(3-4)	4	(3-4)	4	(3-4)	2.2	.327		
		12	決めたことを最後までやりとおすことができる	3	(3-4)	4	(3-4)	4	(3-4)	7.5	.023*		①<③*
		20	自分は粘り強い人間だと思う	3	(2-4)	3	(3-4)	3	(3-4)	1.2	.555		
	問題解決 志向	6	嫌な出来事があったとき、今の経験から得られるものを探す	3	(2-4)	4	(3-4)	4	(3-4)	5.7	.059		
		16	人と誤解が生じたときには積極的に話をしようとする	3	(2-4)	4	(3-4)	3	(3-4)	5.2	.074		
		18	嫌な出来事があったとき、その問題を解決するために情報を集める	3	(3-4)	4	(3-4)	4	(3-4)	9.9	.007**		①<③**
獲得的 レジリエンス 要因	自己理解	3	自分の性格について理解している	4	(3-4)	4	(4-4)	4	(4-4)	6.5	.039*		①<③†
		7	自分の考えや気持ちがわからないことが多い (§)	3	(2-4)	3	(2-4)	3	(2-4)	6.8	.033*		①<③*
		17	嫌な出来事が、どんな風に自分の気持ちに影響するか理解している	3	(3-4)	4	(3-4)	4	(3-4)	9.3	.010**		①<②*
	他者心理 の理解	10	人の気持ちや、微妙な表情の変化を読み取るのが上手だ	4	(3-4)	4	(3-4)	4	(3-4)	2.7	.265		
		13	思いやりを持って人と接している	4	(3-4)	4	(4-5)	4	(4-5)	8.6	.013*		①<②*③†
		21	他人の考え方を理解するのが得意だ	3	(3-4)	3	(3-4)	4	(3-4)	1.7	.426		

† $P < .1$, * $P < .05$, ** $P < .01$, *** $P < .001$, †Mann-Whitney U 検定 (P 値補正 Bonferroni 法), (§) 逆転項目, median 中央値, IQR 四分位範囲

表3 二次元レジリエンス要因尺度の下位尺度・因子の学年比較

	1年 (n=81)		2年 (n=81)		3年 (n=68)		ANOVA [†]		多重比較 [‡]
	mean	(SD)	mean	(SD)	mean	(SD)	F値	P値	
二次的レジリエンス要因尺度 (21) §	69.4	(11.2)	72.9	(11.2)	74.8	(11.0)	4.7	.010*	①<③**
資質的レジリエンス要因 (12)	39.5	(7.1)	40.8	(7.1)	41.8	(7.1)	2.0	.141	
楽観性 (3)	11.2	(2.5)	10.9	(2.4)	11.1	(2.5)	0.4	.641	
統御力 (3)	9.4	(2.4)	9.9	(2.5)	10.4	(2.2)	3.2	.042*	①<③*
社交性 (3)	9.1	(2.9)	9.6	(2.6)	9.6	(2.6)	1.0	.375	
行動力 (3)	9.8	(2.7)	10.3	(2.7)	10.7	(2.6)	2.1	.128	
獲得的レジリエンス要因 (9)	29.9	(5.7)	32.2	(5.2)	33.0	(4.9)	7.2	<0.001***	①<②*③**
問題解決志向 (3)	9.4	(2.6)	10.5	(2.6)	10.8	(2.1)	6.2	.002**	①<②*③**
自己理解 (3)	9.8	(2.1)	10.7	(1.9)	10.9	(1.9)	7.3	<0.001***	①<②**③**
他者心理の理解 (3)	10.7	(2.3)	11.0	(2.1)	11.3	(2.1)	1.6	.214	

* $P<.05$, ** $P<.01$, *** $P<.001$, [†]ANOVA 一元配置分散分析, [‡]t検定 (P値補正 Holm-Bonferroni 法), § (項目数)

表4 レジリエンス要因と対象者属性および精神的サポートの重回帰分析 (AIC 最小モデル)

	資質的レジリエンス要因								獲得的レジリエンス要因							
	楽観性		統御力		社交性		行動力		問題解決志向		自己理解		他者心理の理解		β	t値
	VIF	β	t値	β	t値	β	t値	β	t値	β	t値	β	t値	β		
学年	1.14	—	—	.16	2.38*	—	—	.12	1.98*	.13	1.95 [†]	.22	3.30**	—	—	—
社会人経験	1.15	—	—	—	—	—	—	—	—	.13	2.01*	—	—	—	—	—
性別	1.17	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	.12	2.10 [†]	—
成績	1.32	.14	2.14*	—	—	—	—	.31	4.95***	—	—	.09	1.40	—	—	—
出席	1.24	—	—	.12	1.86 [†]	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
精神的サポート																
クラスメイト	1.53	—	—	.10	1.42	.25	3.58***	.11	1.66 [†]	.29	4.07***	—	—	.21	2.98**	—
実習グループ	1.29	-.13	-1.89 [†]	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
友人	1.40	—	—	—	—	.10	1.41	—	—	.11	1.63	—	—	.10	1.40	—
恋人	1.13	—	—	—	—	.13	2.04*	—	—	.09	1.45	.10	1.51	.21	3.17**	—
家族	1.39	—	—	—	—	—	—	—	—	-.13	-1.87 [†]	—	—	-.19	-2.71**	—
担任	2.15	.15	2.18*	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—
実習教員	1.57	—	—	—	—	—	—	.12	1.80 [†]	—	—	.22	3.04**	—	—	—
その他教員	1.97	—	—	.14	1.94 [†]	—	—	—	—	.11	1.58	—	—	.11	1.56	—
実習指導者	1.31	—	—	—	—	—	—	—	—	—	—	-.19	-2.74**	—	—	—
R ²		.05*		.08**		.11***		.17***		.20***		.11***		.14***		
Adjusted R ²		.03*		.06**		.10***		.16***		.17***		.09***		.12***		
AIC		2.0		-8.3		-18.9		-34.7		-28.6		-10.1		-22.9		

[†] $P<.1$, * $P<.05$, ** $P<.01$, *** $P<.001$

VIF: Variance Inflation Factor, β 標準化偏回帰係数, R² 決定係数, Adjusted R² 自由度調整済決定係数, AIC 赤池情報量規準

2, 3 年は全履修科目における実習割合が多く, 学年間差の影響要因として実習が想定される。学年間を実習前後と想定すれば, 本研究の結果は看護大学2年生で実習後にレジリエンスが向上した山岸ら (2010) の知見を支持し, このことは獲得的要素の尺度概念とも合致する。

次にレジリエンス特性の内容別に検討する。本研究において1年生より2年生で高くなったBRS下位因子は, 「問題解決志向」と「自己理解」であった。レジリエンス要因は単独で機能するのではなく, 複数要因が相互作用しレジリエンスを導くと言われ, その中でも重

要な位置を占めるのが「自己理解」である (庄司, 2009)。性格成熟のためには自分の特徴を自覚することが必要であり, メタ認知能力とも捉えられる。

メタ認知とは, 自己の認知活動を客観的に捉え評価した上で制御する「認知を認知すること」である (中山・四本, 2012)。メタ認知には学習や問題解決場面でいつどのような方略を用いるかといった知識や判断も含まれており, 教育現場でのメタ認知能力育成は重要課題である。また, レジリエンス育成プログラムにはメタ認知を高める内容が含まれている (原・都築, 2013)。

問題解決では自分の理解状況をモニターすること,

いわゆるメタ認知的活動のモニタリングが必要である(中山・四本, 2012)。つまり、「問題解決」能力向上にはメタ認知能力の向上が前提となることから、本研究で「自己理解」と「問題解決志向」が同時期に高くなったのは妥当と考える。

山岸ら(2010)による研究対象は2年生であり、本研究の1, 2年生間の差異との比較が可能である。山岸ら(2010)は、小塩ら(2002)や石毛・無藤(2005)などの尺度項目を基に6因子の尺度を作成し、「新奇性追求」「メタ認知的志向性」「関係性志向」が実習後向上し、有意傾向ではあるが「感情調整」も上昇したと報告している。「メタ認知的志向性」はメタ認知により自己を振り返ることであり、本研究の「自己理解」と類似した内容を示す。この「メタ認知的志向性」の上昇は、本研究結果での2年生の「自己理解」の高さを支持するものであった。

本研究で1年生より3年生で高くなった能力に「統御力」があった。これは変化しにくい資質的要因であるが、平野が尺度開発時に外的基準とした精神的回復力尺度(小塩ら, 2002)の「感情調整」と相関が高く、学年別得点傾向の類似がみられた(杉本ら, 2015)。2年生を対象とした山岸ら(2010)の研究では「感情調整」向上は有意傾向であったが、1ヶ月と短い評価期間でも縦断研究での上昇がみられたことから、長期継続観察では有意となる可能性がある。ここでの「感情調整」は自分の感情のコントロールを意味し、本研究の「統御力」と類似した内容である。「統御力」とは自分の衝動や感情をコントロールする能力である。自己を客観視するメタ認知能力向上は自己思考制御の前提であり、「自己理解」が2年生で、「統御力」が3年生で高くなった結果と合致する。感情コントロール能力はGrotberg(2007)や小花和(2004)の「I can」要因に位置づけられ、獲得可能な要因と認識されている。平野の研究では、「統御力」がTCIの気質に含まれる「損害回避(他者から評価される状況を極力回避する)」と負の相関があり(平野, 2010)、一卵性双生児で正相関がみられたこと(平野, 2011)から、資質的要因に位置づけられている。しかしながら、「統御力」を従属変数、TCI下位因子を独立変数とした重回帰分析で、「損害回避」以外にも性格に含まれる「協調性(他人と関わる能力)」や「自己超越性(全てのものは全体の部分であるという統一意識)」で有意な正の標準偏回帰係数が得られていた(平野, 2010)。吉村(2007)は一般大学生を対象にした研究で、レジリエンスを発揮する

ためには自己感情のコントロールと肯定的な未来志向が大切であり、これら2要因は獲得可能であると述べている。これらから「統御力」は資質的要因と獲得的要因の2側面を有する可能性があると思われる。

その他、先行研究(山岸ら, 2010)で実習により変化した「新奇性追求」と「関係性志向」について、「新奇性追求」は新しい物事への興味や挑戦する志向を示すが、BRSに該当する下位因子がないため比較できなかった。「関係性志向」は他者との関わりを示し、本研究の「社交性」と類似した因子である。「社交性」では学年による違いはなかったが、「関係性志向」では上昇したことから、本結果を支持しなかった。「新奇性追求」と「社交性」はTCIの気質要因との類似性が高く(木島, 2000)、変化しにくい要因であり、本結果はこれを支持した。

本研究では、獲得可能な要因のうち「他者心理の理解」では学年による顕著な差がなく、看護基礎教育期間の能力育成可能性は低いと思われたが、1年生ですでに高値を示していた。他者視点を取り他者の情動を感じる能力とされる「共感」について、看護学生と一般女子大生を比較した研究で(林, 2002)、看護学生の方が「共感的配慮(不幸な他人に対して同情や憐れみの感情を経験する傾向)」が高く、学年差がないことが示されている。本結果もこれを支持した。

他者心理の理解とは他者の認知特性を理解し推量する能力であり、自己理解とは自己を客観的な他者視点から見ることであり、自己理解と他者理解は方向性ではなく相互作用により発達する。自己理解の深化により他者理解が進み、他者行動により生じた現象を当事者視点で捉え直し、自己と比較することでさらに自己理解が進む。

「自己理解」と「他者理解」のどちらが先行するかには「理論説」と「シミュレーション説」の二つがある。理論説では両者は同期連動して発達し、シミュレーション説では自己理解より他者理解が遅れると考える(柴田, 2011)。本研究では「他者心理の理解」は上昇傾向のみで「自己理解」の様な顕著な差はなかったため、シミュレーション説の発達メカニズムに近いと考えられた。

両理解の関係性について自己中心性(他者視点をとれず他人が自分と同じ出来事を経験し、同じ感情を持っていると思うこと)(Piaget, 1964/1968)からみると、自己理解について他者視点獲得に至るとも解釈できる。幼児期の自己中心性は青年期には解決され、他者の思

考を考慮できるようになるが、他者と自己の思考の区別が困難で、他者思考の推論に自己思考が影響するなど、青年期は異なる性質の自己中心性を持つ (Elkind, 1967)。青年期の自己中心性は社会化の過程で得られる社会的認知と関係する。社会化は青年期最大の発達課題であるアイデンティティ獲得との関連で説明され、この時期に幅広い社会参加活動を体験することが重要とされる。

本対象学生で自己理解が向上した反面、他者理解が進まなかった点は、1年の時点で他者理解の得点がすでに高かったことから、元々他者理解力の高い学生が入学していることが予測された。しかしながら一方で、近年の青年期延長や社会化遅延による自己中心性の持続の影響が考えられる。看護師経験10年目以降の看護師で経験年数の短い看護師に比べて「他者心理の理解」が高いとの報告があり (笠原, 2015)、社会化にともなう成長可能性もあり、卒業後の継続観察が必要である。

2. レジリエンス育成と看護基礎教育との関係

看護学生のレジリエンス育成には臨地実習による効果があり (山岸ら, 2010)、特に小グループでのプロジェクトベース学習が効果的とされる (Chen, 2011)。本研究でも、全履修科目における臨地実習割合の多い2, 3年生でレジリエンスが高かった。また、能力向上の起点となる「自己理解」の高さに実習担当教員からのサポートが関係していたことから、実習の役割は大きいと考える。自己理解から感情調整や問題解決にいたる成長は、正課教育だけでは不十分であり、昨今その役割は正課外教育に期待されているが (村田・小林, 2015; 逸見, 2015)、看護領域では臨地実習がその役割を一部担うと思われた。

看護基礎教育での変化がない「他者心理の理解」については、能力の高さに教育関係者のサポートは関与せず、それ以外の他者によるサポートの関与が認められた。中でも身近な家族でなく、恋人やクラスメイトからのサポートが影響していた。他者心理の理解には社会活動の幅広さが関与すると考えられ、正課外活動の重要性が示された。看護基礎教育では過密化が問題となるが、レジリエンス育成の観点からは教育と生活のバランスが重要である。

3. 本研究の限界と課題

本研究の限界として、サンプル数による統計的検出

力の小ささと、単一施設研究による一般化可能性の低さがある。さらに、横断研究のため同一集団における変化をとらえたものでないこと、入学直後データの不足により、1年次教育過程の効果を評価できていないなどの限界があり、今後縦断研究が必要である。BRSは資質と獲得の観点によるレジリエンス評価が可能であり、教育効果の検討に有用な尺度であるが、資質的要因である「統御力」で獲得的要因の特徴がみられたことから、看護学生での尺度妥当性検討も必要と思われる。また、重回帰分析による決定係数の小ささから、今後関連要因の追加も必要と考える。

V. 結 論

看護学生のレジリエンス要因を生得的な資質的要因と教育等により習得可能な獲得的要因の2側面からとらえ、看護基礎教育過程における学年による違いを検討した。また、レジリエンスとソーシャルサポートとの関係も検討した。

獲得的要因のうち「自己理解」が実習担当教員のサポートや2年次の教育を経て高くなり、「問題解決志向」が進むことが明らかとなった。「統御力」は習得困難な資質的要因に含まれるが、3年生で高くなり獲得可能性が考えられた。一方、獲得的要因である「他者心理の理解」は向上しなかった。この能力には正課外活動での人間関係によるサポートが影響しており、学生のレジリエンス育成における正課教育と正課外活動のバランスの重要性が示された。

謝辞: 本研究にご協力いただきました皆様に深く感謝申し上げます。なお、本研究は平成27年度滋慶医療科学大学院大学医療管理学研究科修士論文の一部を加筆・修正したものである。

利益相反: 本研究における利益相反は存在しない。

著者資格: CSおよびSKは研究の着想およびデザイン、データ収集、結果の分析と解釈、原稿の作成を行った。KOは原稿への示唆および研究プロセス全体への助言を行った。すべての著者は最終原稿を読み、承認した。

文 献

- Chen J. Y. (2011): Problem-based learning: developing resilience in nursing students, *Kaohsiung J. Med. Sci.*, 27(6), 230-233.
- Cloninger C. R., Svrakic D. M., Przybeck T. R. (1993): A psychobiological model of temperament and character, *Arch. Gen. Psychiatry*, 50(12), 975-990.
- Elkind D. (1967): Egocentrism in adolescence, *Child Dev.*, 38(4),

- 1025-1034.
- Erikson E. H. (1994)／西平直, 中島由恵 (2011): アイデンティティとライフサイクル, 誠信書房, 東京.
- Freudenberger H. J. (1980)／川勝久 (1983): 燃えつき症候群—スランプをつくらない生きかた—, 三笠書房, 東京.
- 福重真美, 森田敏子 (2013): 看護学生のレジリエンスへの影響要因と教育的支援 (特集 看護現場における応用心理学的諸問題), 応用心理学研究, 39(1), 19-24.
- Grotberg E. H. (2003): Resilience for today: Gaining strength from adversity, Praeger, CA.
- Grotberg E. H. (2007): I have I am I can, NHSA DIALOG, 10(1), 3-5.
- Haack M. R. (1988): Stress and impairment among nursing students, Res. Nurs. Health, 11(2), 125-134.
- 原郁水, 都築繁幸 (2013): 保健教育への応用を目指したレジリエンス育成プログラムに関する文献的考察, 教科開発学論集, 1, 225-236.
- 林智子 (2002): 看護学生の共感性と関連要因の検討—女子大学生との比較から, 看護, 43(7), 580-585.
- 平野真理 (2010): レジリエンスの資質的要因・獲得的要因の分類の試み, パーソナリティ研, 19(2), 94-106.
- 平野真理 (2011): 中高生における二次元レジリエンス要因尺度 (BRS) の妥当性—双生児法による検討, パーソナリティ研, 20(1), 50-52.
- House J. S. (1981): Work Stress and Social Support, Addison-Wesley, Boston.
- 一戸とも子, 工藤ツル, 山内久子 (1990): 臨床実習における学生のストレスに関する一考察: ストレス状況とそのコーピングについて, 弘前大医技短大紀, 14, 10-18.
- 石毛みどり, 無藤隆 (2005): 中学生における精神的健康とレジリエンスおよびソーシャル・サポートとの関連, 教心理研, 53(3), 356-367.
- 逸見敏郎 (2015): 正課外教育のもつ教育力, 大学時報, 364, 42-49.
- Kanda Y. (2013): Investigation of the freely available easy-to-use software 'EZ' for medical statistics, Bone Marrow Transplant., 48(3), 452-458.
- 笠原聡子 (2015): 看護師のレジリエンスにおける卒後教育の影響: 看護師経験年数による比較, 日看科学会講集, 35(suppl.), 220-220.
- 木島伸彦 (2000): パーソナリティと神経伝達物質の関係に関する研究: Cloninger の理論における最近の研究動向, 慶応義塾大学日吉紀要, 28, 1-11.
- Kobasa S. C. (1979): Stressful life events, personality, and health: an inquiry into hardiness, J. Pers. Soc. Psychol., 37(1), 1-11.
- 厚生労働省 (2004): 新人看護職員の臨床実践能力の向上に関する検討会報告書, Retrieved from <http://www.mhlw.go.jp/shingi/2004/03/s0310-6.html> (検索日: 2017 年 8 月 20 日)
- 厚生労働省 (2007): 看護基礎教育の充実に関する検討会報告書, Retrieved from <http://www.mhlw.go.jp/shingi/2007/04/s0420-13.html> (検索日: 2017 年 8 月 20 日)
- 村田晋也, 小林直人 (2015): 正課教育, 準正課教育, 正課外活動—「愛媛大学生コンピテンシー」の育成のために—, 大学時報, 364, 50-55.
- 中山遼平, 四本裕子 (2012): 脳科学辞典 (メタ認知), Retrieved from <http://bsd.neuroinf.jp/wiki/メタ認知> (検索日: 2017 年 8 月 20 日)
- 小花和 Wright 尚子 (2004): 幼児期のレジリエンス, ナカニシヤ出版, 京都.
- 小塩真司, 中谷素之, 金子一史, 他 (2002): ネガティブな出来事からの立ち直りを導く心理的特性—精神的回復力尺度の作成, カウンセリング研, 35(1), 57-65.
- Piaget J. (1964)／滝沢武久 (1968): 思考の心理学: 発達心理学の 6 研究, みすず書房, 東京.
- R Core Team (2016): R: A language and environment for statistical computing, Retrieved from <https://www.R-project.org/> (検索日: 2017 年 8 月 20 日) .
- 齊藤和貴, 岡安孝弘 (2009): 最近のレジリエンス研究の動向と課題, 明治大学心理社会学研究, 4, 72-84.
- 齋藤雅子 (2012): 学年別看護学生のレジリエンスに関する横断的研究: ソーシャルサポート, 自己効力感, 社会性に注目して, 日看会論集: 看護教育, 42, 7-9.
- 柴田利男 (2011): 幼児における自己と他者の理解, 北星学園大社福北星論集, 48, 1-13.
- 庄司順一 (2009): レジリエンスについて, 日本福祉学研究, 2(1), 35-47.
- 杉本千恵, 笠原聡子, 岡耕平 (2015): 学年別にみた看護学生におけるレジリエンスの変化, 医療の質・安全会誌, 10(suppl.), 211-211.
- 山岸明子, 寺岡三左子, 吉武幸恵 (2010): 看護援助実習の受けとめ方と resilience (精神的回復力) 及び自尊心との関連, 医療看研, 6(1), 1-10.
- 吉村允男 (2007): 精神的健康とレジリエンスおよび自己開示との関連, 臨教心理研, 33(1), 73-73.