

# 児童期における家族機能への認知と抑うつに関連に 対するネガティブな反すうの調整効果の検討

濱本 実花 神戸学院大学心理学研究科心理学専攻 村山 恭朗 神戸学院大学心理学部

**Examining the mediation effect of negative rumination on the relationship between cognition on family functioning in childhood and depressive symptoms**

**Mika Hamamoto** (*Graduate School of Psychology, Department of Psychology, Kobe Gakuin University*)  
**Yasuo Murayama** (*Department of Psychology, Kobe Gakuin University*)

近年、大学生における抑うつの蔓延が報告されている。これまでの研究において、抑うつと関連する変数として、子どもが認知する家族機能やネガティブな反すうが指摘されている。しかし、家族機能の認知とネガティブな反すうの相互作用が如何に抑うつと関連し得るかに関して十分な検討は行われていない。そこで本研究は、大学生を対象として児童期の家族機能への認知と抑うつの関連に対するネガティブな反すうの調整効果を検証することを目的とした。大学生 86 名 (男性 31 名, 女性 55 名,  $20.44 \pm 1.36$  歳) を対象とした。抑うつを目的変数とする重回帰分析を行ったところ、家族内の勢力とネガティブな反すうの交互作用が有意傾向を示した。単斜分析の結果、ネガティブな反すうが高い学生では、家族内の勢力が低いと認知するほど抑うつが強いことが示された。この結果の一端には、勢力が高い家族では家族からのサポートが得られるため、ネガティブな反すうによる抑うつ悪化の効力が減弱されることが示唆された。本研究の調査は児童期を想起する回答形式であったが、今後は現在の家族機能への認知も考慮する必要がある。

キーワード：家族機能への認知, ネガティブな反すう, 抑うつ

Kobe Gakuin University Journal of Psychology  
2021, Vol.3, No.2, pp.73-80

## 問題と目的

抑うつ (通常範囲の気分変動から極度の悲しみ, 悲観, 落胆に至るまでの多様な程度の情動不安, 繁榊・四本, 2013) の増加・慢性化は深刻な問題となっている。国内で行われた大規模調査では、うつ病の 12 ヶ月有病率は 1-8%, 生涯有病率は 3-16% であることが報告されている (川上, 2006)。

青年期にある大学生は、アイデンティティの確立や環境の変化に伴うストレスなどの発達課題を抱える中で、抑うつを経験することが知られている (西河・坂本, 2005)。国内のデータでも、そのことが窺われる。西村・岩佐・田中・藤井・高井 (2009) は、大

学生を対象に大規模調査を行い、うつ病の時点有病率が 3.5%, 12 ヶ月有病率が 4.0% であることを報告している。抑うつに関する複数の疫学調査でも、抑うつを示す大学生は半数以上に上ることが報告されている (小林・小林・久保・園田・森, 2005; 村山, 2012)。これらの知見から、抑うつは青年期の心理的問題であると考えられる。

近年の研究において、抑うつなどの不適応や精神的健康に、家族機能への認知が影響を及ぼしていることが報告されている。大学生における調査では、子どもの頃に家族関係が親密であったと感じる学生ほど低い抑うつを示すことが見出されている (佐藤, 2014)。江口・山口・種市 (2017) は、大学生を対象

とした調査において、家族機能が悪いと認知している学生ほど抑うつが高いことを示している。以上の知見から、家族機能に対する子どもの認知は、子ども自身の精神的健康に関連すると考えられる。そのため、青年期にある大学生の抑うつ予防を考える上で、子どもの家族機能への捉え方を把握し、抑うつとの関連性を検討することは重要である。

抑うつ維持・悪化に關与する心理的要因として、ネガティブな反すうがある。ネガティブな反すうとは、否定的・嫌悪的なことを長い間繰り返し考え続けることを指す(伊藤・上里, 2001)。大学生・大学院生における調査では、ネガティブな反すうと抑うつは正に関連することが示されている(伊藤・上里, 2001)。コミュニティを対象とした縦断調査でも、ネガティブな反すうを行う傾向が高い人ほど経時的に抑うつを悪化させやすいことが確認されている(村山・岡安, 2014)。

上記の知見から、ネガティブな反すうは抑うつ維持・悪化と関連する要因であることが理解できる。しかし、抑うつと関連する変数である家族機能の認知(佐藤, 2014)との相互作用、つまり、家族機能の認知とネガティブな反すうの相互作用が如何に抑うつと関連し得るかに關して十分な検討は行われていない。抑うつ蔓延が認められる大学生期の抑うつ予防を検討する上で、子どもの家族機能への認知と精神的健康の関連を理解することは重要である。そこで本研究は、大学生を対象として、児童期の家族機能への認知と抑うつに関連に対するネガティブな反すうの調整効果を検証することを目的とする。先に論じたように、子どもが認知する家族機能が抑うつに関連すること(佐藤, 2014)、ネガティブな反すうが抑うつに関連すること(伊藤・上里, 2001)が報告されている。さらに、ネガティブな反すうはネガティブな認知と抑うつを強めることが実証されている(村山・岡安, 2012)。これらの知見を踏まえ、以下を本研究の仮説とした。(1) 児童期における家族機能に関する認知が否定的な学生ほど、強い抑うつを示す。(2) ネガティブな反すうは児童期の家族機能(認知)と抑うつを強めることに対して調整効果を示す。: ネガティブな反すうが強い場合、児童期の家族機能に関する認知が否定的な学生ほど、強い抑うつを呈する。

## 方 法

### 研究対象者

大学生 98 名が本研究に参加した。本研究は父母を含む家族成員間の関係性に関する調査であることから、父子・母子家庭にある学生を分析対象から除いた。最終的に 86 名(男性 31 名, 女性 55 名,  $20.44 \pm 1.36$  歳)を分析対象とした。

## 調査材料

### 家族機能への認知の測定

児童期における家族機能への認知を測定するために、家族構造測定尺度—ICHIGEKI—(野口・狐塚・宇佐美・若島, 2009)を用いた。この尺度は 4 因子(結びつき・勢力・利害的關係・開放性)で構成される。本研究は家族成員間の関係性(家族内、親子間、父母間)に着目するため、家族機能に関連する 3 因子(結びつき・勢力・利害的關係)を用いた。「結びつき」はお互いの仲のよさや親密さ、連帯感、「勢力」は影響力・発言力、「利害的關係」はお互いが自分に何か得られるものや興味がある時だけ関わり合うなど利害的關係の程度を評価する。いずれの下位尺度も回答形式は 10 件法だが、その内容は異なる(結びつき: 1 - お互いの結びつきが非常に弱い, 10 - お互いの結びつきが非常に強い; 勢力: 1 - 矢印の向いた相手に対する勢力が非常に弱い, 10 - 矢印の向いた相手に対する勢力が非常に強い; 利害的關係: 1 - 利害的な関係性が非常に弱い, 10 - 利害的な関係性が非常に強い)。

家族構造測定尺度では、子ども(対象者)と父親、子どもと母親、父親と母親の各関係性に関して評価を行う。つまり、本研究では各下位尺度(結びつき・勢力・利害的關係)に關して、家族内、親子間、父母間の 3 つの得点が得られる。各下位尺度の父子間、母子間、父母間の得点は、対象者が記述した得点をそのまま利用した。家族内の得点は家族成員間の各下位尺度の得点を平均して算出した。親子間の得点は各下位尺度の父子間と母子間の得点を平均して算出した。父母間の得点について、各下位尺度の「結びつき」は父母間の得点を利用し、「勢力」と「利害的關係」は父母間の得点を平均して算出した。本研究における内的整合性は「結びつき」で  $\alpha=.79$ 、「勢力」で  $\alpha=.79$ 、「利害的關係」で  $\alpha=.91$  であった。

### ネガティブな反すうの測定

ネガティブな反すうの測定には、ネガティブな反すう尺度(伊藤・上里, 2001)を用いた。この尺度は「ネガティブな反すう傾向」(7 項目)と「ネガティブな反すうのコントロール不可能性」(4 項目)の 2 因子から構成される。いずれの下位尺度も、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。全項目の合計によりネガティブな反すうを算出した。得点が高いほどネガティブな反すうが高いことを示す。本研究における内的整合性は  $\alpha=.92$  であった。

### 抑うつ測定

抑うつ測定には、バック抑うつ性尺度(林, 1988)を用いた。この尺度は 16 項目で構成される。回答形式は 4 件法だが、その内容は異なる。全項目

の合計により評定し、得点が高いほど抑うつが強いことを示す。本研究における内的整合性は $\alpha=.90$ であった。

手続き

本研究は web 上で実施された。対象者が web 調査を行う前に、本研究の目的、プライバシー保護 (web 調査は無記名および個人が特定できない形で行う)、得られたデータの取り扱いに関する情報が提示された。さらに、本研究の参加およびいずれの項目への回答は任意であること、本調査はすべての項目に回答する前に途中で辞退できることが教示された。本研究は、神戸学院大学心理学部人を対象とする研究等倫理審査の承認を受けた (承認番号 HP19-12)。

分析

本研究の仮説を検証するために、抑うつを目的変数、家族機能への認知、ネガティブな反すう、これらの交互作用を説明変数とする重回帰分析を行った。各家族機能 (結びつき・勢力・利害的關係)、各関係性 (家族内・親子間・父母間) に分けて分析を行った (計 9 分析)。なお、対象者の年齢および性別は統制変数としてモデルに投入した。各分析では、多重共線性の問題を回避するため、すべての量的変数を z 得点化した。

結果

各変数間の相関関係

Table1 に、各変数の統計量および各変数間の相関係数を示す。家族機能の認知と抑うつとの関連に関して、親子間の結びつきのみに有意な相関が認められた ( $r = -.214, p < .05$ )。ネガティブな反すうと家族機能の認知の間には、有意な相関は認められなかった (Table1 参照)。各家族機能の認知間の相関に関して、結びつきと勢力の間のすべての相関は有意水準を満たし、中程度から強い相関を示した。一方、利害關係と他の 2 つの家族機能の間には、一部を除き、

有意な相関は認められなかった (Table1 参照)。

重回帰分析

ネガティブな反すうの調整効果の検証  
— 家族内機能

家族内における機能と抑うつとの関連に対するネガティブな反すうの調整効果を検証するために、各家族内機能 (結びつき、勢力、利害的關係)、ネガティブな反すう、各家族内機能とネガティブな反すうの交互作用を説明変数、抑うつを目的変数とする重回帰分析を行った。Table2 にその結果を示す。

家族内の「結びつき」を説明変数とした場合には、有意なモデル説明率が認められた ( $R^2=.423, p < .001$ )。家族内の結びつきとネガティブな反すうの交互作用は有意水準を満たさなかった ( $\beta = -.028, n.s.$ )。ネガティブな反すうの主効果は有意水準を満たした ( $\beta = .664, p < .001$ )。それ以外の変数には、有意な主効果は認められなかった (年齢:  $\beta = .034$ , 性別:  $\beta = -.065$ , 結びつき:  $\beta = -.104$ , すべて  $n.s.$ )。

家族内の「勢力」を説明変数とした場合には、有意なモデル説明率が認められ ( $R^2=.446, p < .001$ )、家族内における勢力とネガティブな反すうの交互作用が有意傾向にあった ( $\beta = -.141, p < .10$ )。ネガティブな反すうの主効果も有意水準を満たした ( $\beta = .654, p < .001$ )。それ以外の変数には、有意な主効果は認められなかった (年齢:  $\beta = .070$ , 性別:  $\beta = -.055$ , 勢力:  $\beta = -.132$ , すべて  $n.s.$ )。

勢力とネガティブな反すうの交互作用が有意傾向を示したことから、ネガティブな反すうの平均値よりも 1SD 得点が高い学生をネガティブな反すう高群、1SD 得点が高い学生をネガティブな反すう低群として、ネガティブな反すう高群とネガティブな反すう低群の各群が示す、勢力の高さの違いによる抑うつへの影響を検討した。先の分析において、有意な偏重回帰係数が認められなかった年齢、性別は説明変数から除外した。ネガティブな反すう、家族内における勢力、それらの交互作用を説明変数として、各群が示す直線の回帰式を求め、ネガティブな反すうの偏重回帰係数に、ネガティブな反すう高群は + 1SD の

Table1 各変数の統計量と各変数間の相関係数

	1	2			3			4			5	6	M	SD
		1)	2)	3)	1)	2)	3)	1)	2)	3)				
1 年齢	—											20.44	1.36	
2 結びつき														
1) 家族内	-.239*	—										6.86	2.18	
2) 親子間	-.127	.900**	—									6.89	2.14	
3) 父母間	-.281**	.933**	.683**	—								6.85	2.59	
3 勢力														
1) 家族内	.014	.618**	.581**	.554**	—							6.00	1.73	
2) 親子間	-.025	.604**	.627**	.494**	.885**	—						5.76	1.79	
3) 父母間	.046	.515**	.433**	.504**	.914**	.621**	—					6.24	2.05	
4 利害的關係														
1) 家族内	.106	.055	.041	.056	.220*	.172	.221*	—				4.69	2.43	
2) 親子間	.160	.037	.020	.044	.183	.174	.156	.930**	—			4.79	2.44	
3) 父母間	.044	.065	.056	.061	.227*	.149	.253*	.944**	.756**	—		4.59	2.74	
5 ネガティブな反すう	.057	-.136	-.192	-.071	.024	.004	.036	-.044	-.002	-.077	—	36.62	13.91	
6 抑うつ	.073	-.195	-.214*	-.152	-.100	-.147	-.041	.032	.032	.028	.665**	—	8.73	8.37

\*\* $p < .01$ ; \* $p < .05$



Table2 家族内の家族機能, ネガティブな反すう, 抑うつに関連 (重回帰分析)

説明変数	R <sup>2</sup>	ΔR <sup>2</sup>	F	β
1	.457	.423	13.474 ***	
年齢				.034
性別				-.065
結びつき家族				-.104
ネガティブな反すう				.664 ***
結びつき家族×ネガティブな反すう				-.028
2	.478	.446	14.666 ***	
年齢				.070
性別				-.055
勢力家族				-.132
ネガティブな反すう				.654 ***
勢力家族×ネガティブな反すう				-.141 †
3	.458	.424	13.535 ***	
年齢				.053
性別				-.071
利害的關係家族				.082
ネガティブな反すう				.692 ***
利害的關係家族×ネガティブな反すう				.086

\*\*\* $p < .001$ ; †  $p < .10$

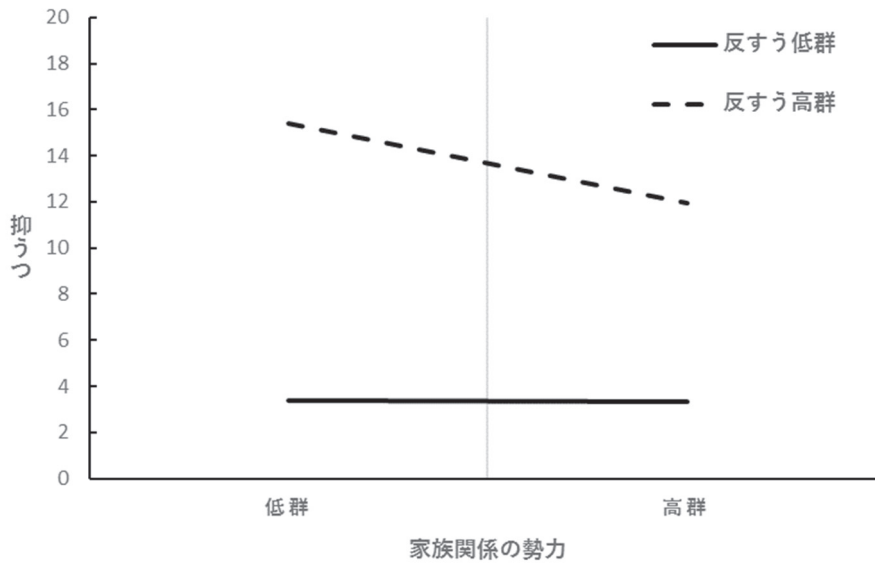


Fig1 ネガティブな反すうと家族内における勢力の交互作用

値を代入し, ネガティブな反すう低群は-1SDの値を代入した。その結果を Fig.1 に示す。ネガティブな反すうが高い群では, 有意な回帰直線の傾きが認められた ( $\beta = -.265, p < .05$ )。一方で, ネガティブな反すうが低い群では, 有意な回帰直線の傾きが認められなかった ( $\beta = -.002, n.s.$ )。

家族内の「利害的關係」を説明変数とした場合には, 有意なモデル説明率が認められた ( $R^2 = .424, p < .001$ )。利害的關係とネガティブな反すうの交互作用は有意水準を満たさなかった ( $\beta = .086, n.s.$ )。ネガティブな反すうの主効果は有意水準を満たした ( $\beta = .692, p < .001$ )。それ以外の変数には, 有意な

主効果は認められなかった (年齢:  $\beta = .053$ , 性別:  $\beta = -.071$ , 利害的關係:  $\beta = .082$ , すべて  $n.s.$ )。なお, いずれのモデルにおいても多重共線性の問題は認められなかった ( $VIF < 1.3$ )。

### ネガティブな反すうの調整効果の検証 — 親子間機能

親子間における機能と抑うつの関連に対するネガティブな反すうの調整効果を検証するために, 前述と同様の分析を行った。Table3 にその結果を示す。

いずれの機能 (結びつき・勢力・利害的關係) においても, 各機能とネガティブな反すうの交互作用

Table3 親子間の家族機能、ネガティブな反すう、抑うつとの関連（重回帰分析）

説明変数	R <sup>2</sup>	ΔR <sup>2</sup>	F	β
1	.675	.421	13.370 ***	
年齢				.051
性別				-.069
結びつき親子				-.080
ネガティブな反すう				.662 ***
結びつき親子×ネガティブな反すう				-.043
2	.696	.451	14.992 ***	
年齢				.062
性別				-.051
勢力親子				-.164 *
ネガティブな反すう				.652 ***
勢力親子 ×ネガティブな反すう				-.129
3	.675	.421	13.368 ***	
年齢				.055
性別				-.073
利害的關係親子				.048
ネガティブな反すう				.681 ***
利害的關係親子×ネガティブな反すう				.085

\*\*\*p<.001; \*p<.05

は有意水準を満たさなかった（結びつき：β=-.043, 勢力：β=-.129, 利害的關係：β=.085, すべて n.s.）。ネガティブな反すうの主効果は有意であった（結びつき：β=.662, 勢力：β=.652, 利害的關係：β=.681, すべて p<.001）。親子間の勢力に関する認知は抑うつに対して有意な主効果を示した（β=-.164, p<.05）。それ以外の変数の主効果は有意水準を満たさなかった（Table3 参照）。なお、いずれの分析においても多重共線性の問題は認められなかった（VIF<1.3）。

### ネガティブな反すうの調整効果の検証 —父母間機能

父母間における機能と抑うつとの関連に対するネガティブな反すうの調整効果を検証するために、前述と同様の分析を行った。Table4 にその結果を示す。

いずれの機能（結びつき・勢力・利害的關係）においても、各機能とネガティブな反すうの交互作用は有意水準を満たさなかった（結びつき：β=.004,

Table4 父母間の家族機能、ネガティブな反すう、抑うつとの関連（重回帰分析）

説明変数	R <sup>2</sup>	ΔR <sup>2</sup>	F	β
1	.675	.422	13.420 ***	
年齢				.028
性別				-.063
結びつき父母				-.101
ネガティブな反すう				.670 ***
結びつき父母×ネガティブな反すう				.004
2	.681	.430	13.841 ***	
年齢				.069
性別				-.065
勢力父母				-.063
ネガティブな反すう				.664 ***
勢力父母 ×ネガティブな反すう				-.116
3	.676	.424	13.494 ***	
年齢				.055
性別				-.069
利害的關係父母				.089
ネガティブな反すう				.695 ***
利害的關係父母×ネガティブな反すう				.060

\*\*\*p<.001

勢力： $\beta = -.116$ ，利害的關係： $\beta = .060$ ，すべて *n.s.*）。ネガティブな反すうの主効果は有意であった（結びつき： $\beta = .670$ ，勢力： $\beta = .664$ ，利害的關係： $\beta = .695$ ，すべて  $p < .001$ ）。それ以外の変数には，有意な主効果は認められなかった（Table 4 参照）。なお，いずれの分析においても多重共線性の問題は認められなかった（VIF < 1.3）。

## 考 察

本研究では，大学生における児童期の家族機能への認知と抑うつとの関連に対するネガティブな反すうの調整効果を検証した。重回帰分析の結果，家族内の勢力とネガティブな反すうとの交互作用が有意傾向にあり，ネガティブな反すうが高い場合には，家族内の勢力に対する認知と抑うつとの間に関連が認められた。

### 家族内の勢力と抑うつとの関連に対するネガティブな反すうの調整効果

重回帰分析の結果，ネガティブな反すうが高い学生では，家族内の勢力が低い（家族成員のそれぞれが他の家族成員に対して与える影響力が低い）と認知しているほど，抑うつが強いことが示された。一方で，ネガティブな反すうが低い学生では，このような関連は認められなかった。このことから，ネガティブな反すうの高低によって，家族内の勢力への認知と抑うつとの程度は変動すると考えられる。

「勢力」とは，家族成員が他の成員に対して保持している影響力や発言力の程度である（野口・狐塚・宇佐・若島，2009）。一部の研究において，勢力の機能が低い家族では，肯定的なコミュニケーションが家族内で促進されることが示されている（野口・若島，2007）。このことから，勢力の機能が低い家族内では肯定的なコミュニケーションが円滑に行われるため，家族成員，特に両親は子どもにとってサポート源として適応的に機能していると考えられる。一方で，ネガティブな反すうは，否定的・嫌悪的なことを繰り返し考えることであり，ネガティブな反すうが高い学生ほど抑うつが強いことが示されている（伊藤・上里，2001）。しかしながら，共感などの情緒的サポートが得られるといった認知はネガティブな内省を軽減させることが示されている（松本，2014；田島・石田，2019）。これらを踏まえると，ネガティブな反すうが高い学生ほど高い抑うつを示すものの，勢力が高い家族において，学生は家族からの情緒的サポートを得ることができるため，ネガティブな反すうの効力が減弱されると考えられる。一方で，ネガティブな反すうが低い学生では，そもそもネガティブな思考を長時間にわたって繰り返す傾向が低いため，家族内の勢力の効果が認められなかったと考え

られる。以上のことから，本研究では，家族内の勢力と抑うつとの関連に対するネガティブな反すうの調整効果が示されたと考えられる。

一方，親子間および父母間の「勢力」では，抑うつとの関連に対してネガティブな反すうの調整効果は認められなかった。父母間の勢力については，父母がお互いに対して決定権を持ち指示的であると認知している場合に，子どもの抑うつが高くなることが示唆されている（佐藤，2014）。また父母間に十分な愛情がある場合でも親子間の心理的距離が遠い場合には，子どもは高い抑うつを呈することが示されている（内田・藤森，2007）。これらのことから，父母間の勢力が不均衡である場合や，父母間が親密であったとしても親子間の関わりが少ない場合には，家族内の肯定的なコミュニケーションが円滑に行われず，家族内でサポートを適宜受けられないと思われる。そのため，本研究では，親子間および父母間の勢力と抑うつとの関連に対するネガティブな反すうの調整効果は認められなかったと考えられる。

### その他の家族機能とネガティブな反すうの交互作用

いずれの関係性（家族内・親子間・父母間）においても，「結びつき」と抑うつとの関連に対するネガティブな反すうの調整効果は認められなかった。伊藤（2005）は，家族成員が過度に密着しているよりも情緒的に適度な距離感で結合しているほうが，子どもは家族に相談することやサポートを求めやすいと指摘している。このことから，過度に密着した関係が維持される家族では，子どもは親のサポートを適切に希求できないことが推察される。このことから，一概に家族成員間の親密性が高い家族であっても子どもが家族からサポートを受けるとは限らないことが窺われる。そのため，本研究において，家族内の結びつきと子どもの抑うつとの関連に対するネガティブな反すうの調整効果は認められなかったと考えられる。

同様に「利害的關係」も，いずれの関係性においても抑うつとの関連に対してネガティブな反すう傾向の調整効果は認められなかった。「利害的關係」は，家族関係の不和ではなく家族関係や自分自身の利害的状况における関係性を示す概念である（野口・狐塚・宇佐美・若島，2009）。そのため，利害的關係が弱い場合には，利害状况の有無に関わらず普段から他の家族成員との関わりが十分である状況と，たとえ利害状况があったとしても他の家族成員との関わりがない状況の2つの可能性が指摘されている（野口・狐塚・宇佐美・若島，2009）。このことから，利害的關係は家族成員間の関係の良好性とは関連しないと考えられる。先に示したように，子どもにとって家族がサポート源として機能する場合には，ネガティブな反すうの減弱が図られる。これらの諸点を

踏まえると、子どもである大学生にとって家族がサポート源と機能する程度とは関係がないために、家族内の利害的関係と子どもの抑うつとの関連に対するネガティブな反すうの調整効果は認められなかったと考えられる。

## 本研究の限界

本研究では、子どもである大学生にのみ調査を依頼し、家族成員間の関係を測定した。つまり、本研究で得られた家族機能に関するデータは子どもからの一方的な家族評価に過ぎない。このことから、本研究における家族機能の評価は、実際の家族の相互作用について信頼性を保証できるものではない。また、きょうだいなど他の家族成員との関係性も、家族内、親子間、父母間の家族機能と関連する可能性があると考えられる。そのため今後の調査では、両親や他の家族成員が認知する家族機能を考慮する必要がある。

本研究の調査では、調査対象者に対して児童期の家族機能を想起して回答する形式であった。このことから、現在の家族機能への認知や抑うつとの程度が回答に影響していると考えられる。そのため、今後は過去の家族機能への認知と合わせて現在の家族機能のあり方を考慮する必要がある。また青年期の抑うつには、家庭以外の諸要因として、人間関係や学校での問題など他の要因も影響すると考えられる。今後は、子どもの精神的健康と関連する様々な要因を扱うことも視野に入れた上で、抑うつに影響を与える諸要因のネガティブな側面について詳細な検討を行うことが重要であると考えられる。

## 引用文献

江口 慧・山口 一・種市 康太郎 (2017). 大学生のソーシャルスキルと家族機能および抑うつとの関連 桜美林大学心理学研究, 8, 19-32.

林 潔 (1988). 精神的健康 堀 洋道・山本 真理子・松井 豊 (編) 心理尺度ファイル—人間と社会を測る— (pp.529-534) 垣内出版

伊藤 桂子 (2005). 青年の家族機能認知に関する研究 臨床教育心理学研究, 31, 29-41.

伊藤 拓・上里 一郎 (2001). 認知判断傾向 堀 洋道 (監) 吉田 富二雄・宮本 聡介 (編) 心理測定尺度集V—個人から社会へ“自己・対人関係・価値観”— (pp.63-67) サイエンス社

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・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—ネガティブな反すうと完全主義, メランコリー型性格, 帰属様式との比較— 健康心理学研究, 14, 11-23.

伊藤 拓・竹中 晃二・上里 一郎 (2005). 抑うつ of the 心理的要因の共通要素—完全主義, 執着性格, 非機能的態度とうつ状態の関連性におけるネガティブな反すうの位置づけ— 教育心理学研究, 53, 162-171.

川上 憲人 (2006). 世界のうつ病, 日本のうつ病—疫学研究の現在— 医学のあゆみ, 219, 925-929.

狐塚 貴博・野口 修司・閏間 理絵・石橋 曜子・若島 孔文 (2007). 家族構造の測定における構成因子に関する研究 立正大学臨床心理学研究, 6, 19-32.

小林 幸太・小林 玲子・久保 清香・園田 智子・森 満 (2005). 抑うつ症状とその関連要因についての検討 日本公衆衛生雑誌, 52, 55-65.

松本 麻友子 (2014). 反すうによる抑うつ of the 持続プロセスおよび緩衝効果の検討—反すうの構造・機能に着目して— 名古屋大学教育学部教育発達化学研究科博士論文

村山 恭朗 (2012). 都内大学生およびコミュニティから得られた一般成人を対象とした抑うつ実態調査 文学部・文学研究科学術研究論集, 3, 133-140.

村山 恭朗・岡安 孝弘 (2012). 大学生と30・40代成人を対象とした加齢に伴う抑うつ of the 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 (2014). 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 行動療法研究, 40, 13-22.

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 of the 臨床心理学 東京大学出版会, (pp.213-233).

西村 由貴・岩佐 好恵・田中 由紀子・藤井 香・高山 昌子 (2009). 大学生のメンタルヘルス調査2008: うつ病・社交恐怖・自殺の危険の時点および12ヶ月有病率 慶應保健研究, 27, 41-45.

野口 修司・狐塚 貴博・宇佐 美貴章・若島 孔文 (2009). 家族構造測定尺度—ICHIGEKI—の作成と妥当性の検討 東北大学大学院教育学研究科研究年報, 58, 247-265.

野口 修司・若島 孔文 (2007). 青年期の親子関係における社会的勢力とコミュニケーションに関する研究 家族心理学研究, 21, 95-105.

佐藤 幼菜 (2014). 大学生における家族関係の認知と抑うつ傾向との関連について 志學館大学大学院心理臨床学研究科紀要, 8, 31-40.

田島 海南子・石田 弓 (2019). ネガティブな経験の反すうとレジリエンス及びソーシャルサポートとの関連 広島大学大学院心理臨床教育研究センター紀要, 17, 2-17.

- 内田 利広・藤森 崇志 (2007). 家族関係と児童の抑うつ・不安感に関する研究—子どもの認知する家族関係— 京都教育大学紀要, 110, 93-110.
- VandenBos, Gary, R. (監) (2013). 抑うつ 繁榊 算男・四本 裕子 (訳) APA 心理学大辞典 (p.898) 培風館