



Title	貧困と子どもの抑うつ調整要因：子どもの「暮らし向き認知」の性差に注目して
Author(s)	安, 明希; 鈴木, 修斗; 加藤, 弘通
Citation	子ども発達臨床研究, 19, 175-185
Issue Date	2024-03-25
DOI	10.14943/rcccd.19.175
Doc URL	http://hdl.handle.net/2115/92003
Type	bulletin (article)
File Information	033-1882-1707-19.pdf



[Instructions for use](#)

貧困と子どもの抑うつ調整要因： 子どもの「暮らし向きの認知」の性差に注目して

安 明 希*・鈴木 修斗*・加藤 弘通**

Exploring the moderating factor between poverty and children's depression: Gender differences in children's perception of their household income.

Myung Hee AN, Shuto SUZUKI, Hiromichi KATO

問題と目的

低所得家庭の子ども達は、より裕福な子ども達に比べて様々な心理的な不利を抱えることが示されてきた。例えば、Kachi, Abe, Ando and Kawada (2017) と駒田 (2019) などでは、低所得家庭の子どもは、より高所得の家庭の子どもと比べてより抑うつを患う傾向が示された。また、Hosokawa and Katsura (2018a) と Hosokawa and Katsura (2018b) の縦断的研究では、日本の子どもの貧困経験はメンタルヘルスへの長期的な悪影響があることが示された。しかし、日本における子どもの貧困とメンタルヘルス問題に関する研究の蓄積はまだ少ないことが指摘されている (Kachi et al., 2017)。

さらに、貧困と子どものメンタルヘルス問題の関係に関する研究のうち、性差を検討した研究は国際的に見ても少ない (Johnson, Lawrence, Perales, Baxter & Zubrick, 2018; Reiss, 2013)。Reiss (2013) の社会経済的地位 (socioeconomic status, SES) と子どものメンタルヘルス問題についてのシステマティックレビューによると、貧困

家庭の子どものメンタルヘルス問題の性差について検討した研究はきわめて少なく、また、それらの結果には一貫性が見られなかった。一方で日本の文脈では、貧困と子どものメンタルヘルス問題の性差を扱った研究はほとんどなく、近年に限っては稲葉 (2021) のみである。稲葉 (2021) は、貧困の経験が女子においてのみメンタルヘルス問題と関連し、男子においてはその関連がないことを示した。

また、前述の研究では、家庭の所得やSESを中心とした客観的な経済的指標を用いているが、近年では所得以外の貧困指標の重要性も示されている。例えば、Khin, Yamaoka, Abe and Fujiwara (2023) では、所得自体は子どもの抑うつに影響しないが、子ども自身の評価による物的はく奪指標は抑うつに影響することが示された。また、神林 (2016) のレビューでは、個人の主観的社会的地位が、SESと独立して健康に関連することから、近年、主観的な経済的指標とメンタルヘルスを含む健康との関係に注目が集まっていると指摘した。さらに、加藤 (2022) では、客観的な家計指標である所得階層では子どもの抑うつ差がみ

*北海道大学大学院教育学院博士後期課程

**北海道大学大学院教育学研究院

られなかったが、子どもの暮らし向きへの認知、つまり子ども自身が主観的に家庭の暮らし向きをどのように認知しているか、においては子どもの抑うつ得点に有意差があり、暮らし向きへの認知が低い子ども、すなわち「貧困の認知」をもつ子どもは、暮らし向きへの認知がふつうかそれ以上の子どもよりも抑うつ得点が高かった。さらに、所得階層そのものよりも、暮らし向きへの認知が子どもの抑うつにより大きな影響を与えることが示唆された。また、暮らし向きへの認知の低い群は、抑うつ値のカットオフ値(7点)を超えていて、単に量的な差があるのみならず、「貧困の認知」が質的にも心理的な問題のリスクが深刻であることが示唆された(加藤, 2022)。

しかし、加藤(2022)では、所得階層や子どもの暮らし向きへの認知と抑うつとの関連について、性差は検討しなかった。また、前述の通り、日本では所得階層と子どもの抑うつに関連があり、かつその性差の存在が示唆されたが(稲葉, 2021)、子どもの主観的な暮らし向きへの認知と抑うつとの関連について、その性差はまだ検討されていない。そこで、本研究では、これまでの貧困と子どものメンタルヘルス問題研究では検討されてこなかった、所得階層および暮らし向きへの認知、両方の抑うつとの関連について、性差に着目した分析を行う。国際的にも貧困と子どものメンタルヘルス問題の性差の検討が不足している現状(Johnson et al., 2018; Reiss, 2013)を鑑みても、検討の意義があるだろう。

以上をふまえ、本研究では、小学校、中学校、高校の子どもの家庭の所得、および子どもの貧困の認知と、それぞれの子どもの抑うつとの関係の性差を明らかにすることを目的とする。そのため、具体的に以下の2つを明らかにする。1つは、小学生、中学生、高校生の家庭の所得階層と暮らし向きへの認知の抑うつへの関連の大きさを比較し、どちらがより抑うつとの関連が大きいかを明らかにする。2つは、所得階層と暮らし向きへの認知、それぞれと抑うつとの関連に性差があるか否かを明らかにする。こうした性差の検討によって、貧

困家庭における性別固有の困難を明らかにし、性差を考慮した将来の研究や貧困対策の策定に貢献できる可能性があると考ええる。

方 法

調査協力者

2021年10月から11月に「令和3年度札幌市子どもの生活実態調査」および「第2回北海道子どもの生活実態調査」に回答した、小学5年生、中学2年生、および高校2年生に、担任教員から質問紙を配布してもらい、合計9,937名から回答を得た(回収率:79.4%、小学生:男子2991名、女子3143名;中学生:男子828名、女子908名;高校生:男子1034名、女子1033名)。

調査内容および手続き

性別:「男」、「女」、「どちらともいえない」、「答えたくない」の4件法で回答を求めた。次節での分析に関しては、「どちらともいえない」および「答えたくない」を除いた男女のみを分析対象とした。

抑うつ: Birlleson自己記入抑うつ評価尺度DSRS-Cの短縮版(並川ほか, 2011)9項目についてたずねた。回答は「そんなことはない(0点)」から「ときどきそうだ(1点)」「いつもそうだ(2点)」の3件法である。なおカットオフ値が7点に定められており、7点以上になると抑うつ状態と診断される可能性が高いことを示している。

暮らし向きへの認知: 「経済的に(お金に関して)は、あなたの家の暮らしは、次のどれにあたると思いますか」という質問のもと、「大変苦しい(1点)」～「大変ゆとりがある(5点)」に加え、「わからない」で回答をもとめた。次節での分析に関しては、「わからない」を除いた。さらに、暮らし向きへの認知の質的な差異に注目し、5段階での回答を低群(回答「大変苦しい」および「やや苦しい」)、中群(回答「ふつう」)、高群(回答「ややゆとりがある」および「大変ゆとりがある」)の3群に分けて分析した。

所得階層: 本研究で用いられる5区分の所得階

層は、厚生労働省の国民生活基礎調査における貧困率の推計に用いられる「相対所得貧困線」を基準線として用い、その倍率に準じて設定した。該当する倍率は、「低所得層Ⅰ」：1.0倍未満、「低所得層Ⅱ」：1.0～1.4倍未満、「中間所得層Ⅰ」：1.4～1.8倍未満、「中間所得層Ⅱ」：1.8～2.5倍未満、「上位所得層」：2.5倍以上であった。本調査では、50万刻みの選択肢（800万以上は100万刻み）で年間所得の回答を求めた。これは当初所得なので、可処分所得に変換する必要があった。国民生活基礎調査では、所得5分位階層ごとに、所得範囲と平均所得(a)、平均可処分所得(b)を示している。これによって、それぞれの所得分位（所得範囲）ごとの平均所得と平均可処分所得の比を求めることができる。この比を係数として用い、当該世帯の可処分所得の推計値を算出し、該当する上記の所得階層区分を当てはめた。係数の算定は、2019年国民生活基礎調査を使用した。本調査では、前述のように選択肢で「所得の幅」把握しているので、選択肢の区分線と所得階層区分線が一致しない場合が生ずる。これについては、ずれの幅の小さいほうの所得階層に区分することとした（松本, 2024）。

分析にはIBM SPSS Statistics 28およびHAD ver18.2（清水, 2023）を用いた。

結 果

所得階層と暮らし向きの認知の相関

子どもの所得階層と暮らし向きの認知の関連を検討するために、所得階層と暮らし向きの認知を、学年ごと、さらに学年ごとかつ男女別に、Spearmanの順位相関により算出した。以下にそれぞれの結果を示す。

学年ごとの所得階層と暮らし向きの認知の相関

小学5年生においては、所得階層と暮らし向きの認知には中程度の有意な正の相関が見られた($\rho = .31, p < .001$)。中学校2年生においては、中程度の有意な正の相関が見られた($\rho = .37, p < .001$)。そして、高校2年生においては、中程

度の有意な正の相関が見られた($\rho = .45, p < .001$)。いずれの学年も、相関は中程度であり、相関係数は学年が上がるにつれ上昇した。

学年ごとかつ男女別の所得階層と暮らし向きの認知の相関

小学5年生男子においては、所得と暮らし向きの認知は小～中程度の有意な正の相関が見られた($\rho = .29, p < .001$)。女子においては、中程度の有意な正の相関が見られた($\rho = .34, p < .001$)。中学校2年生男子においては、中程度の有意な正の相関が見られた($\rho = .33, p < .001$)。女子においては中程度の有意な正の相関が見られた($\rho = .40, p < .001$)。そして、高校2年生男子においては、中程度の有意な正の相関が見られた($\rho = .44, p < .001$)。女子においては、中程度の有意な正の相関が見られた($\rho = .45, p < .001$)。

いずれの学年も、相関は中程度であり、また、所得階層同様、相関係数は学年が上がるにつれ上昇した。性差については、いずれの学年においても男女とも相関係数は同程度で性差はなかった。ただし、いずれの学年においても、男子よりも女子がやや相関係数が高かった。

所得階層による抑うつの性差の検討

まず、Table1に学年・所得階層ごとの人数と割合を示した。次に所得階層によって抑うつの得点に性差があるかどうかを検討するために、抑うつ得点の平均を求め、学年ごとに、5（所得階層）×2（性別）で分散分析を行った（Table 1, 2）。

小学5年生

5（所得階層）×2（性別）で分散分析を行ったところ、交互作用は有意でなかった($F(4, 2427) = 0.75, p = .56, \text{偏}\eta^2 = .001$)。性別の主効果は有意であった($F(1, 2427) = 27.25, p < .001, \text{偏}\eta^2 = .011$)。所得階層の主効果は有意ではなかった($F(4, 2427) = 2.02, p = .090, \text{偏}\eta^2 = .003$)。抑うつ得点に男女差はあるが、効果量は極めて小さかった。つまり所得階層によって男女での抑うつの有意差はあるが、その差は極めて小さかった。また、所得階層による抑うつ得点の差は見られなかつ

Table 1
所得階層ごとの人数 (%)

学年	性別	所得階層				
		低 I	低 II	中 I	中 II	上位
小 5	男子	N=185(15.4)	N=207(17.2)	N=236(19.6)	N=358(29.8)	N=217(18.0)
	女子	N=217(16.5)	N=237(18.0)	N=222(16.9)	N=356(27.1)	N=282(21.5)
中 2	男子	N=152(15.3)	N=162(16.3)	N=182(18.3)	N=307(30.9)	N=191(19.2)
	女子	N=167(15.3)	N=203(18.6)	N=174(15.9)	N=323(29.6)	N=224(20.5)
高 2	男子	N=168(17.2)	N=175(17.9)	N=138(14.2)	N=269(27.6)	N=225(23.1)
	女子	N=184(18.7)	N=148(15.0)	N=149(15.1)	N=271(27.5)	N=234(23.7)

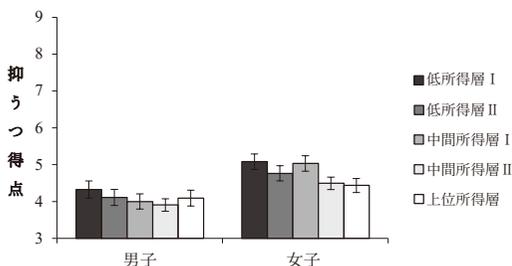
Table 2
学年ごとの所得階層・性別の抑うつ得点の分散分析結果

学年	性別	所得階層					主効果		
		低 I	低 II	中 I	中 II	上位	所得階層	性差	交互作用
		M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	M (SD)	F 値 (偏 η^2)	F 値 (偏 η^2)	F 値 (偏 η^2)
小 5	男子	4.32 (0.23)	4.11 (0.22)	4.00 (0.20)	3.91 (0.17)	4.09 (0.22)	2.02 (.003)	27.25** (.011)	0.75 (.001)
	女子	5.08 (0.21)	4.76 (0.21)	5.03 (0.21)	4.49 (0.17)	4.43 (0.19)			
中 2	男子	5.45 (0.29)	5.23 (0.29)	5.44 (0.27)	5.20 (0.21)	5.17 (0.26)	3.26* (.006)	57.24*** (.027)	1.20 (.002)
	女子	7.26 (0.28)	6.36 (0.26)	6.92 (0.27)	6.21 (0.20)	5.93 (0.24)			
高 2	男子	5.93 (0.28)	5.95 (0.27)	5.88 (0.30)	6.28 (0.22)	5.99 (0.24)	0.98 (.002)	34.09*** (.018)	2.19 (.068)
	女子	7.69 (0.27)	6.71 (0.29)	7.09 (0.29)	6.66 (0.22)	6.75 (0.23)			

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

た。なお、抑うつのカットオフ値を超えた群はなかった。

Figure 1
小学 5 年生の所得階層別の抑うつ得点

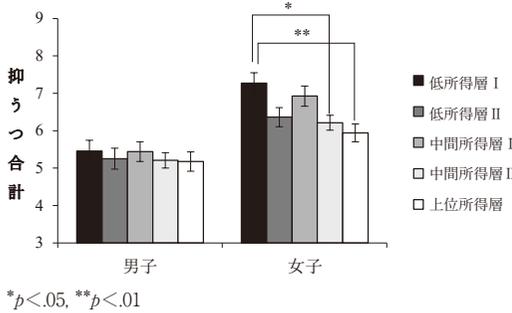


中学 2 年生

5 (所得階層) × 2 (性別) で分散分析を行ったところ、交互作用は有意でなかった ($F(4, 2039) = 1.11$, $p = .31$, 偏 $\eta^2 = .002$)。性別の主効果は有意であった ($F(1, 2039) = 57.24$, $p < .001$, 偏 $\eta^2 = .027$)。所得階層の主効果は有意であった ($F(4, 2039) = 3.26$, $p = .011$, 偏 $\eta^2 = .006$)。つまり、抑うつ得点には男女差があり、女子の方が男子よりも抑うつ得点が高く、中程度の効果量であった。所得階層によっても抑うつ得点に差はあったが、効果量は極めて小さかった。つまり、抑うつ得点に男女差はあるが、所得階層による抑うつ得点の差は見られなかった。また、カットオフ値を超えた群は、女子の低所得層 I のみであった。

さらに男女それぞれにおける、所得階層（低所得層Ⅰ、低所得層Ⅱ、中間所得層Ⅰ、中間所得層Ⅱ、上位所得層）の群間の抑うつ得点の多重比較（Holm法）を行った結果、男子は所得階層による抑うつ得点の差が見られなかった。一方、女子は、低所得層Ⅰと中間所得層Ⅱ、および、低所得層Ⅰと上位所得層の間で抑うつ得点に差があり、いずれも低所得層Ⅰにおいて抑うつ得点が高かった（それぞれ、 $p=.020, d=.484$ ； $p=.003, d=.574$ ）。

Figure 2
中学2年生の所得階層別の抑うつ得点



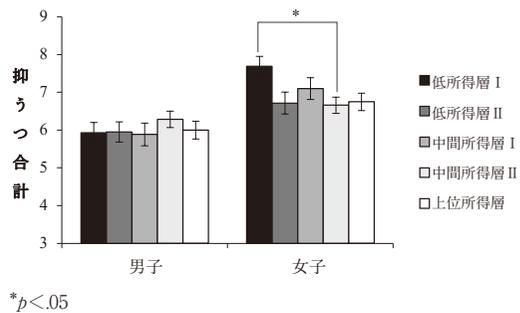
高校2年生

5（所得階層）×2（性別）で分散分析を行ったところ、交互作用は有意でなかった（ $F(4, 1909) = 2.19, p = .068, \eta^2 = .068$ ）。性別の主効果は有意であった（ $F(1, 1909) = 34.09, p < .001, \eta^2 = .018$ ）が、一方、所得階層の主効果は有意ではなかった（ $F(4, 1909) = 0.98, p = .42, \eta^2 = .002$ ）。つまり、抑うつ得点には男女差があり、女子の方

が男子よりも抑うつ得点が高かった。しかし、所得階層によっては抑うつ得点に差はなかった。

さらに男女それぞれにおける、所得階層（低所得層Ⅰ、低所得層Ⅱ、中間所得層Ⅰ、中間所得層Ⅱ、上位所得層）の群間の抑うつ得点の多重比較（Holm法）を行った結果、女子の、低所得層Ⅰと中間所得層Ⅱ間にのみ抑うつ得点の有意差が見られた（低>中、 $p = .028, d = .29$ ）が、男子のどの所得層も女子の他の所得層でも抑うつ得点に差は見られなかった。つまり、抑うつ得点に男女差はあるが、所得階層による抑うつ得点の差は見られなかった。また、カットオフ値を超えた群は、女子の低所得層Ⅰおよび中間所得層Ⅰであった。

Figure 3
高校2年生の所得階層別の抑うつ得点



暮らし向きの認知による抑うつ性の性差の検討

暮らし向きの認知で抑うつ得点に性差があるかどうかを検討するために、抑うつ得点の平均を求め、学年ごとに、3（暮らし向きの認知）×2（性別）で分散分析を行った（Table 3, 4）。

Table 3
暮らし向きの認知ごとの人数 (%)

学年	性別	暮らし向きの認知		
		低群	中群	高群
小5	男子	N=92(8.7)	N=629(59.6)	N=335(31.7)
	女子	N=100(8.8)	N=695(61.3)	N=338(29.8)
中2	男子	N=109(11.7)	N=561(60.1)	N=264(28.3)
	女子	N=140(13.7)	N=623(61.1)	N=256(25.1)
高2	男子	N=228(21.8)	N=570(54.5)	N=247(23.6)
	女子	N=238(22.8)	N=588(56.3)	N=219(21.0)

Table 4
 学年ごとの暮らし向き認知(認知)・性別の抑うつ得点の分散分析結果

学年	性別	認知			主効果		
		低	中	高	認知	性差	交互作用
		<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>M</i> (<i>SD</i>)	<i>F</i> 値 (<i>偏η</i> ²)	<i>F</i> 値 (<i>偏η</i> ²)	<i>F</i> 値 (<i>偏η</i> ²)
小5	男子	6.30 (3.52)	5.04 (3.11)	4.69 (3.23)	34.69*** (.031)	12.93*** (.006)	1.36 (.001)
	女子	7.62 (3.99)	5.76 (3.60)	5.24 (3.66)			
中2	男子	6.73 (3.56)	6.04 (3.26)	5.64 (3.40)	16.65*** (.017)	38.40*** (.020)	1.04 (.001)
	女子	7.98 (3.97)	6.72 (3.59)	6.39 (3.52)			
高2	男子	6.73 (3.56)	6.04 (3.26)	5.64 (3.40)	18.67*** (.018)	27.69*** (.013)	1.11 (.001)
	女子	7.98 (3.97)	6.72 (3.59)	6.39 (3.52)			

*** $p < .001$

小学5年生

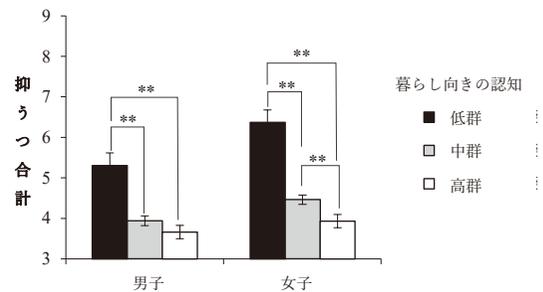
3(暮らし向きの認知) × 2(性別)で分散分析を行ったところ、交互作用は有意でなかった($F(2, 2135) = 1.36, p = .26, \text{偏}\eta^2 = .001$)。

性別の主効果は有意であり($F(1, 2135) = 12.93, p < .001, \text{偏}\eta^2 = .006$)、暮らし向きの認知の主効果は有意であった($F(2, 2135) = 34.69, p < .001, \text{偏}\eta^2 = .031$)。つまり、抑うつ得点には男女差があり、女子の方が男子よりも抑うつ得点が高かった($p < .001$)。また、暮らし向きの認知低群は中、高群よりも抑うつ得点が高く、暮らし向きの認知中群は、高群よりも抑うつ得点が高かった($p < .001, d = .55, p < .001, d = .67, p < .001, d = .14$)。

さらに男女それぞれにおける、暮らし向きの認知(低、中、高)の群間の抑うつ得点の多重比較(Holm法)を行った結果、男子の暮らし向き認知低群は他のどの群よりも抑うつ得点が高かった(低群 vs 中群比較: $p < .001, d = .61$ 、低群 vs 高群比較: $p < .001, d = .55$)。女子は、暮らし向き認知低群は他のどの群よりも抑うつ得点が高く、中群は高群よりも抑うつ得点が高かった(低群 vs 中群比較: $p < .001, d = .64$ 、低群 vs 高群比較: $p < .001, d = .82$ 、中群 vs 高群: $p < .001, d = .18$)。

Figure 4

小学5年生の暮らし向きの認知別の抑うつ得点



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

中学2年生

3(暮らし向きの認知) × 2(性別)で分散分析を行ったところ、交互作用は有意でなかった($F(2, 1920) = 1.04, p = .35, \text{偏}\eta^2 = .001$)。

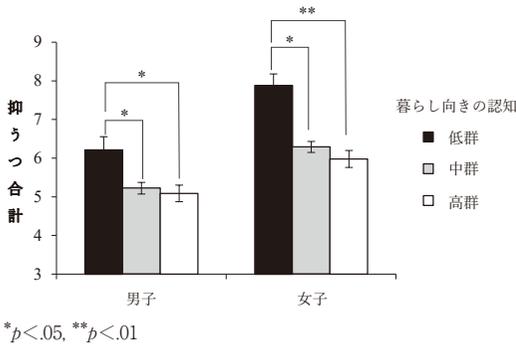
性別の主効果は有意であり($F(1, 1920) = 38.40, p < .001, \text{偏}\eta^2 = .020$)、暮らし向きの認知の主効果は有意であった($F(2, 1920) = 16.65, p < .001, \text{偏}\eta^2 = .017$)。つまり、抑うつ得点には性差があり、女子の方が男子よりも抑うつ得点が高かった。また、暮らし向きの認知低群は中、高群よりも抑うつ得点が高かった。

さらに多重比較を行ったところ、男女それぞれ

における、暮らし向き認知（低、中、高）の群間の抑うつ得点の多重比較（Holm法）の結果、男子の暮らし向き認知低群は他の群よりも抑うつ得点が高かった（低群 vs 中群比較： $p=.008$, $d=.65$, 低群 vs 高群比較： $p<.001$, $d=.55$ ）。女子も男子と同様、暮らし向き認知低群は、他の群よりも抑うつ得点が高かった（低群 vs 中群比較： $p<.001$, $d=.64$, 低群 vs 高群比較： $p<.001$, $d=.75$ ）。

また、カットオフ値を超えた群は、女子の暮らし向き認知低群のみであった。

Figure 5
中学2年生の暮らし向き認知別の抑うつ得点



高校2年生

3（暮らし向き認知）× 2（性別）で分散分析を行ったところ、交互作用は有意でなかった（ $F(2, 2061) = 1.11$, $p = .33$, 偏 $\eta^2 = .001$ ）。

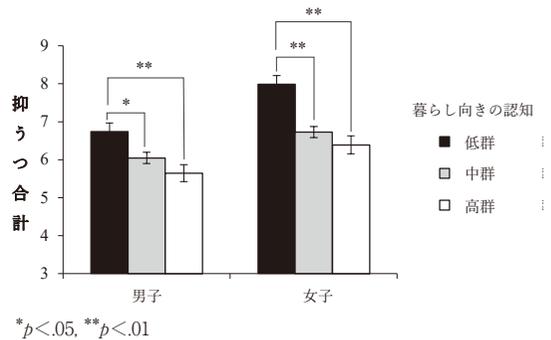
性別の主効果は有意であり（ $F(1, 2061) = 27.69$, $p < .001$, 偏 $\eta^2 = .013$ ）、暮らし向き認知の主効果は有意であった（ $F(2, 2061) = 18.67$, $p < .001$, 偏 $\eta^2 = .018$ ）。つまり、抑うつ得点には男女差があり、女子の方が男子よりも抑うつ得点が高かった。また、暮らし向き認知低群は中、高群よりも抑うつ得点が高く、暮らし向き認知中群は高群よりも抑うつ得点が高かった。

さらに男女それぞれにおける、暮らし向き認知（低、中、高）の群間の抑うつ得点の多重比較（Holm法）を行った結果、男子の暮らし向き認知低群は他の群よりも抑うつ得点が高かった（低群 vs 中群比較： $p = .013$, $d = .26$, 低群 vs 高群比較： $p < .001$, $d = .31$ ）。女子も男子と同様、暮らし

向き認知低群は、他の群よりも抑うつ得点が高かった（低群 vs 中群比較： $p < .001$, $d = .36$, 低群 vs 高群比較： $p < .001$, $d = .45$ ）。

また、カットオフ値を超えた群は、女子の暮らし向き認知低群のみであった。

Figure 6
高校2年生の暮らし向き認知別の抑うつ得点



考 察

本研究の目的は、小学校、中学校、高校の子どもの家庭の所得、および子どもの貧困の認知と、それぞれの子どもの抑うつとの関係、及びその関係にある性差を明らかにすることであった。研究の目的に沿って、結果をまとめると、以下の4点が明らかになった。1つは、所得階層と暮らし向き認知は、学年が上がるごとに一致してくるが、学年に加えて性差を見ると、いずれの学年においても、男子よりも女子において一致度がやや高かった。2つは、所得階層よりも暮らし向き認知のほうが、子どもの抑うつに影響が大きいことが明らかになった。3つは、所得階層および暮らし向き認知の両方において性差があり男子よりも女子において抑うつ得点が高く、かつ女子において関連が大きかった。4つは、小学生、特に女子において、暮らし向き認知の影響が大きいことが示された。以上をふまえ、それぞれの結果について考察する。

所得階層と暮らし向き認知の相関

所得階層と暮らし向き認知の相関は、いずれ

の学年においても中程度の正の相関が見られ、かつ学年が上がるごとに相関は高くなった。これは加藤(2022)の結果と一致している。さらに本研究では、学年に加えて性差を見たところ、いずれの学年においても男女とも相関係数は中程度で性差は見られなかったが、ただし、いずれの学年においても、男子よりも女子においてやや相関係数が高かった。このことから、男子よりも女子において家計の認知がより正確であると考えられる。これは稲葉(2021)が提言するように、男子よりも女子の方が家庭の家計や金銭の問題をより鋭敏に認識している可能性がある。また、これにはジェンダー格差が潜んでいる可能性があるとして稲葉(2021)は指摘した。Kessler, McLeod and Wethington(1985)によれば、女性は他者への配慮や気遣いといったケア役割を担うことが男性よりも多く、そのため関係する他者が抱える問題に影響を受けがちであり、女子のストレスの範囲は男子よりも広くなり、その結果、メンタルヘルス問題を抱える傾向にあると指摘した。つまり、男女ともに家計の認知は年齢とともに発達するものの、ケア役割のジェンダー格差により、女子がより家計に敏感で、後述するように男子よりも女子において家計およびその認知から抑うつへの影響を受けやすく、その結果、メンタルヘルス問題に対してより脆弱であると考えられる。

所得階層および暮らし向き認知と抑うつ関連の大きさ

所得階層と抑うつ関連を検討した結果、所得自体は子どもの抑うつにほとんど関連がなかった。対照的に、暮らし向き認知は子どもの抑うつに関連があり、小～中程度の影響を与えていた。これは加藤(2022)の結果と一致していた。つまり、子どもの抑うつに対しては所得階層よりも暮らし向き認知の方がより影響が大きいと考えられる。このことから、暮らし向き認知は、所得と同等あるいはそれ以上に重要であることが示唆された。近年の研究では、貧困とメンタルヘルス問題について検討する際、客観的な指標、例えば

所得階層やSESなどで研究協力者を区分したメンタルヘルス問題へのアプローチには限界が指摘され、主観的社会的地位(SSS)などの主観的な指標によるアプローチの重要性が指摘されており(Hayashida et al., 2019; Schenck-Fontaine and Panico, 2019)、本研究の結果もこれらの指摘を支持するものであった。これらのことから、低所得という客観的な状況よりも、「貧困の認知」という主観的な状況がよりメンタルヘルス問題に影響が大きいと考えられる。たとえば、低所得家庭の子どもが経験しやすい、友人を含む周囲の人々からのスティグマへの不安を抱くこと(Ridge, 2011)や、金銭的な問題で進学を選択肢が限られる(多喜, 2022)といった主観的な状況、言い換えれば「貧困の経験」が、子どものメンタルヘルスにより重大な影響を与えると考えられる。今後の研究では、子どもの家庭の所得といった客観的な指標だけでなく、子どものSSSや暮らし向きの認知といった主観的な指標を用いたメンタルヘルス問題との関連を検討する研究の一層の蓄積が必要であると考えられる。

所得階層および暮らし向き認知と抑うつへの関連の性差

所得階層および暮らし向き認知の両方で抑うつへの関連には性差があり、男子よりも女子において抑うつ得点が高かった。つまり、低所得、または「貧困の認知」のある女子がより抑うつの問題を抱えることが示唆された。まず、所得階層と抑うつへの関連の性差について考察する。中2女子は低所得層Iおよび高2女子の低所得層Iおよび中間所得層Iにおいては量的な差はないものの、抑うつのカットオフ値を超えており、女子の低所得層に配慮や支援が必要であると言える。高2女子の中間所得層Iでカットオフ値を超えたことに関しては、Lister(2021)を参考に考察したい。Lister(2021)は、相対的貧困率などに代表される所得という閾値を用いて貧困か否かを区分することについて警鐘を鳴らしている。低所得層にぎりぎり分類されない、より低所得層に近い中間所

得層は、低所得層と同程度の困難や苦痛があるにも関わらず、その苦難が見逃され、制度的な手当がなされないため、潜在的なリスクがある (Lister, 2021)。そのことにより、本研究においては、中間所得層であっても低所得層により近い中間所得層 I においても、子どもの抑うつ得点が高くなった可能性も考えられる。そのため、低所得層だけでなく、低所得層により近い中間所得層についても、配慮や公的支援が必要と考えられる。

一方、所得階層とは対照的に、暮らし向きの認知は子どもの抑うつに関連があり、小～中程度の影響を与えていた。また、性差もあり、男子よりも女子の方が抑うつの得点が高かった。これらの結果から、暮らし向きが苦しいと答えた子ども、なかでも女子は抑うつのリスクが高いと考えられる。これについて考えられる説明は2つある。1つは、女子の特性である。すなわち、稲葉 (2021) が提言するように、女子の方が男子よりも家庭の困難に対して敏感かつ脆弱であり、家計の苦しさを感じやすい可能性が考えられる。2つは、女子を取り巻く社会的な状況、すなわち、ジェンダーの問題が関連する可能性である。例えば、伊佐 (2021) は低 SES 家庭の女子が教育的な下降移動 (「よりランクの高い難関大学への進学可能性を持っていたにも関わらず、それをしなかった、あるいはできなかった」(p.16)) をしやすい傾向にあること、さらに「女性向き」とされる特定の職業、例えば看護師に代表される医療職や教職へといざなう「ジェンダー・トラック」が存在することを指摘した。つまり、現在の日本社会においては、低 SES 家庭の女子は、男子に比べ、家計の状況を敏感に察知し、いろいろと諦めなければならぬことが多い可能性がある。そうした女子を取り巻く社会的な状況、言い換えればジェンダー格差が、自らの家庭の暮らし向きが苦しいと認知している女子のメンタルヘルスにより重大な影響を与えると考えられる。しかし、貧困家庭の子どものメンタルヘルス問題の性差に関しては、研究の蓄積が乏しく、結果が一貫していない (Reiss, 2013)。例えば、Johnson et al. (2018) の研究で

は、女子において所得は不安・抑うつに関係がなく、男子においてのみ所得と抑うつに関係があり、本研究の結果とは逆の結果である。このため、今後は、貧困と子どものメンタルヘルス問題におけるジェンダー問題についての研究の蓄積が求められる。

暮らし向きの認知の抑うつの学年差およびその性差

暮らし向きの認知に関しては、低学年ほど暮らし向きの認知による抑うつの差が大きいことから、幼い頃に暮らし向きが苦しいと感じるほどメンタルヘルスへの影響が大きく、かつ女子においてそれが顕著であることが示された。年齢段階に関する結果は Reiss (2013) のレビューと一致しており、Reiss (2013) では、貧困は12歳以上の思春期の子どもよりも幼い子どもほど、メンタルヘルス問題に関連が大きいことが示された。また、加藤 (2022) では、低学年であるほど家庭の所得と暮らし向きの認知の不一致が見られ、換言すれば家庭の経済状況の理解が高学年に比べると未熟であることが示された。しかし、そのような家計の認知の未熟な幼い子どもですら貧困を認知せざるを得ない厳しい貧困下では、「いつこの貧困が終わるのか」といった貧困経験の終わりの見通しを持つことは、幼い子どもには困難である。Lister (2021) は「心理的に見ても、貧困への当事者としての対策から見ても、重要となってくるのは、その貧しさがどこまで続くのか見通しがつくことである」(p.101) と指摘した。時間的展望が未熟で「見通しの立たない貧困」を認知した子どもは、高学年の子どもよりも大きなメンタルヘルス問題のリスクを抱えると考えられる。時間的展望とは、「個人の心理的な過去、現在、未来の相互関連過程から生み出されてくる、将来目標・計画への欲求、将来目標・計画の構造、および過去、現在、未来に対する感情」(都筑, 1999, p.36) である。一般的に小学生はポジティブな時間的展望を持つ (飛永, 2007) が、貧困家庭の子どもはネガティブな時間的展望を持つ可能性がある。つまり、低所得が保護者の心理的負担や家庭の荒れ

を引き起こし、それを日常的に家庭内で目の当たりにする子どもは「貧困の認知」をより強固に持つようになり、ネガティブな時間的展望、すなわち「終わりの見えない貧困」に苛まれることで抑うつを引き起こす可能性がある。加えて、Hosokawa and Katsura (2018a) の縦断的研究が示したように、その抑うつ等のメンタルヘルス問題が将来にわたり悪化しさえする可能性がある。つまり、小学生という低年齢で「貧困の認知」し、貧困の解決の見通しがつかないネガティブな時間的展望を持つことによるメンタルヘルス問題およびその将来にわたる発展のリスクは甚大なものとなる可能性が考えられる。本研究では時間的展望は扱わなかったが、今後の研究で子どもの貧困に関する時間的展望と抑うつとの関連を検討する必要があるだろう。また、実践的示唆としては、Arai, Goto, Komatsu and Yasumura (2021) が提言するように、早期に経済的困難を抱える保護者を発見し、育児支援や自治体からの経済的支援を提供する必要があると考える。

今後の展望

低所得家庭のメンタルヘルス問題の性差に注目した研究は、国内外において現状乏しく、現状、結果に一貫性がない (Johnson et al., 2018; Reiss, 2013)。貧困のメンタルヘルス問題の性差についてジェンダーの問題が関連し、さらに本研究の結果が示したように女子がより大きな不利を被っているならば、彼女らが実際に貧困を認知し不利益を被った経験や、それによる心理的な影響などの、貧困家庭のジェンダー問題に関する経験とその心理的影響を明らかにする調査が必要であると考えられる。また、実践においては、教育現場でのスクールカウンセリングや政策決定において、子どもの性差を加味した教育実践、および貧困対策の施策が必要であろう。

また、本研究では、加藤 (2022) と同様に、「貧困の認知」が所得と同等あるいはそれ以上に重要であることが示唆された。では、子どもたちは何を通して「貧困を認知」するのだろうか。Ridge

(2011) のレビューでは、低所得家庭の保護者が経済的なプレッシャーに苛まれていることに子どもたちは共感し、理解していることが示された。つまり、心理的にも物質的にも経済的不利を被る保護者の姿を見ることが、子どもたちの「貧困の認知」を引き起こす可能性があると考えられる。また、同研究では、子ども同士の対人関係の問題や、学校での教科書等の必需品を用意できるかどうかの不安を通して、子どもが悲しみ、恥、不安などのネガティブな感情を持つことが示された (Ridge, 2011)。Ridge (2011) の文脈は英国であるが、日本においてもこのような「子どもの貧困の経験」の質的研究、かつ、ジェンダー問題を考慮した研究が必要であると考えられる。

本研究は、国内外において検討が不足していた貧困と子どものメンタルヘルス問題についての性差を検討した点で、既存の研究の蓄積に貢献したと言えよう。しかし、本研究には以下の課題が残る。まず、地域の制限である。本研究の質問紙回答者は北海道の子どものみであった。所得階層または暮らし向きの認知とメンタルヘルス問題の関連には地域差が予測されるため、日本の他の地域においても、本研究同様の調査が必要であると考ええる。次に、調査方法の制限である。本研究は横断的調査であり、一時点の家計の状況および抑うつ得点の測定にとどまっている。家計の状況は個人のライフコースにより異なることと、メンタルヘルスの状態も変化していくものであるから、今後は一時点にとどまらない、縦断的な研究による貧困と子どものメンタルヘルスの経時的変化とその心理的影響、かつその性差を明らかにしていく必要があると考える。

引用文献

- Arai, T., Goto, A., Komatsu, M., & Yasumura, S. (2021). Incidence of and improvement in inappropriate parental behaviors of mothers with young children: a retrospective cohort study conducted in collaboration with a local government. *Archives of Public Health, 79*, 37. <https://doi.org/10.1186/s13690-021-00558-8>

- Hayashida, T., Higashiyama, M., Sakuta, K., Masuya, J., Ichiki, M., Kusumi, I., & Inoue, T. (2019). Subjective social status via mediation of childhood parenting is associated with adulthood depression in non-clinical adult volunteers. *Psychiatry Research*, 274, 352-357. <https://doi.org/10.1016/j.psychres.2019.02.061>
- Hosokawa, R., & Katsura, T. (2018a). Effect of socioeconomic status on behavioral problems from preschool to early elementary school - A Japanese longitudinal study. *PLoS One*, 13, e0197961. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0197961>
- Hosokawa, R., & Katsura, T. (2018b). Socioeconomic status, emotional/behavioral difficulties, and social competence among preschool children in Japan. *Journal of Child and Family Studies*, 27, 4001-4014. <https://doi.org/10.1007/s10826-018-1231-0>
- 伊佐 夏実 (2021). 難関大に進学する女子はなぜ少ないのか—難関高校出身者に焦点をあてたジェンダーによる進路分化のメカニズム— 教育社会学研究, 109, 5-27.
- 稲葉 昭英 (2021). 貧困と子どものメンタルヘルス 家族社会学研究, 33, 144-156. <https://doi.org/10.4234/jjoffamiliesociology.33.144>
- Johnson, S. E., Lawrence, D., Perales, F., Baxter, J., & Zubrick, S. R. (2018). Poverty, Parental Mental Health and Child/Adolescent Mental Disorders: Findings from a National Australian Survey. *Child Indicators Research*, 12, 963-988. <https://doi.org/10.1007/s12187-018-9564-1>
- Kachi, Y., Abe, A., Ando, E., & Kawada, T. (2017). Socioeconomic disparities in psychological distress in a nationally representative sample of Japanese adolescents: A time trend study. *Aust N Z J Psychiatry*, 51, 278-286. <https://doi.org/10.1177/0004867416664142> (In eng.)
- 加藤 弘通 (2022). 子どもの貧困と思春期の発達 松本伊智朗 (編) 子どもと家族の貧困：学際的調査からみえてきたこと (pp.174-188). 法律文化社
- 神林 博史 (2016). 「主観的社会的地位と健康」研究の動向と課題：階層意識研究の視点からのレビュー 東北学院大学人間情報学研究, 21, 59-82.
- Kessler, R. C., McLeod, J. D., & Wethington, E. (1985). The Costs of Caring: A Perspective on the Relationship Between Sex and Psychological Distress. In Sarason, I. G., & Sarason, B. R. (Eds.), *Social Support: Theory, Research and Applications* (pp.491-506). Dordrecht: Springer Netherlands.
- Khin, Y. P., Yamaoka, Y., Abe, A., & Fujiwara, T. (2023). Association of child-specific and household material deprivation with depression among elementary and middle school students in Japan. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*. <https://doi.org/10.1007/s00127-023-02502-3>
- 駒田 安紀 (2019). 子どもの健康格差 山野 則子 (編) 子どもの貧困調査—子どもの生活に関する実態調査から見えてきたもの (pp.165-195). 朝日書店
- Lister, R. (2021). *Poverty*. Polity.
(リスター, R. 松本 伊智朗 (監訳) 松本 淳・立木 勝 (訳) (2023). 新版 貧困とはなにか—概念・言説・ポリシークス 明石書店)
- 松本 伊智朗 (2024). 研究の概要と回答世帯の生活 子ども発達臨床研究. 1-15.
- Reiss, F. (2013). Socioeconomic inequalities and mental health problems in children and adolescents: A systematic review. *Social Science & Medicine*, 90, 24-31. <https://doi.org/10.1016/j.socscimed.2013.04.026>
- Ridge, T. (2011). The everyday costs of poverty in childhood: A review of qualitative research exploring the lives and experiences of low-income children in the UK. *Children & Society*, 25, 73-84. <https://doi.org/10.1111/j.1099-0860.2010.00345.x>
- Schenck-Fontaine, A., & Panico, L. (2019). Many Kinds of Poverty: Three Dimensions of Economic Hardship, Their Combinations, and Children's Behavior Problems. *Demography*, 56, 2279-2305. <https://doi.org/10.1007/s13524-019-00833-y>
- 多喜 弘文 (2022). 男女の進学・職業希望形成とメリトクラシー 高校生の進路選択とジェンダー：高等教育の多様性に注目して (pp.132-143). 東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センター
- 飛永 佳代 (2007). 思春期・青年期における未来展望の様相の発達の検討：「希望」と「展望」という視点から九州大学心理学研究, 8, 165-173. <https://doi.org/10.15017/10281>
- 都筑 学 (1999). 大学生の時間的展望：構造モデルの心理学的検討 中央大学出版部

