

小学生における教師認知の発達的变化

松本 麻友子*1 山口 実早輝*2

要 旨

本研究では、小学校中学年から高学年の児童を対象として、教師認知の発達的变化およびパーソナリティとの関連について検討した。質問紙調査の結果、男子の方が女子よりも教師を好意的に捉えており、特に小学5年生で顕著であった。また、男女ともに小学5年生において、ポジティブな教師認知が変化することが示された。さらに、協調性が高い児童は教師の様々な態度や行動をより好意的に捉えていることが明らかとなった。以上の結果を踏まえて教師認知を発達的に捉える重要性とパーソナリティ特性の影響を考慮した効果的な支援や指導の在り方について論じた。

Keywords : 教師認知, 発達的变化, パーソナリティ特性, 小学生
students' teacher recognition, developmental change, personality, elementary school students

1. 問題

児童のいじめや不登校など学校教育における課題は今や深刻な社会問題となっている。文部科学省（2023）の調査によると、令和4年度の小学校におけるいじめの認知件数は551,944件、不登校児童数は105,112人、学校管理下の暴力行為の発生件数は61,455件といずれも過去最多となっている。このような教育課題は社会全体で対応することが求められているが、いじめの発見のきっかけや相談相手として学級担任が最も多いことから（文部科学省, 2023）、対応の中心的役割を果たすのは学級担任をはじめとした教師である。教師との関係が児童生徒の学習の基盤を成し、児童生徒の学級適応や人格形成に影響を及ぼすことが以前より指摘されていることから（Ryan et al., 1994）、改めて教師と児童生徒の関係構築の重要性とその在り方が問われている。

教師—児童生徒関係に関する研究のうち、児童生徒が教師をどのように捉えているかという教師認知に着目した研究が数多くみられる。児童生徒の教師認知については、PM理論（三隅他, 1977）や勢力資源（浜名他, 1983）に基づく全般的な認知に焦点を当てた研究や教師との関係性（e.g., 大久保, 2005）、信頼感（e.g., 中井・庄司, 2006, 2009）、心理的距離（e.g., 山口, 2004）、指導行為（e.g., 瀬尾, 2008）に限定した研究がある。さらに、これらの教師認知が児童生徒の学校適応、問題行動にどのような影響を及ぼしているかを検討している研究もみられる。したがって、児童生徒の教師認知の特徴を検討することは、教師—児童生徒関係を多角的に捉え、良好な関係構築や生徒指導への示唆を得る上で重要であるといえる。特に生徒指導は、学級崩壊や不登校など以前からの教育課題に加えて、団塊世

*1 川崎医療福祉大学 医療福祉学部 医療福祉学科

*2 高川原小学校

代の大量退職，新任教師や若手教師の増加の中で，生徒指導の実践知が伝達されず，学校スタンダードなどの画一的な生徒指導の問題が生じている状況が指摘されている（増澤，2016）．このような問題に対して，教師認知に関する知見が生徒指導に寄与できる可能性は十分にあるといえる．

児童の教師認知に関しては，上述した研究の他に好きな教師や信頼できる教師のタイプを検討した研究がある．例えば，島田（1997）は，小学校中学年の児童の好きな教師のタイプとして，「明るく楽しい」や「一緒にいて遊んでくれる」，「悪いことをしたらおこってくれる」をあげており，児玉・川本（2015）では，小学4年生は「元気タイプ」と「笑顔タイプ」に対して信頼していることが示されている．小学校高学年になると，適切な叱りが学級担任を信頼する上で重要であることが報告されている（村上他，2013）．また，学級担任に対する信頼感は学年が上がるにつれて低下していくことも示されており（村上他，2012；四辻・水野，2020），児童の教師認知には発達の变化がみられることが明らかとなっている．小学校高学年は児童期から青年期への過渡期であり，身体的にも精神的にも思春期に入る児童が現れはじめる一方でまだ児童期的特徴を多く持つ子どもも存在する（西中，2014）．児童期にある子どもが多いと考えられる小学4年生と思春期に差し掛かる子どもが増え始める小学5年生以上では教師認知の在り方が異なると考えられる．これらのことを踏まえると，中学年から高学年の小学生を対象に調査することは，児童の教師認知の発達傾向を理解し，効果的な支援や指導を行うための資料として有用である．

小学生を対象とした研究には，教師認知の中でも好きな教師や信頼できる教師などポジティブな印象のみを捉えた研究が多い．児童生徒への支援・指導を考える際，教師のどのような行動がポジティブな印象を与えるかを知ることは重要であるが，一項目でポジティブな教師認知を捉えていたり，教師の行動・態度に関する児童生徒の認知の中に教師への信頼感に関する項目が混在するなど測定上の問題がある．そこで本研究では，探索的にポジティブな教師認知の構造を明らかにした上で検討する．

また上述の通り，教師認知における学年の差異は検討されているものの，児童の特性による差異については検討されていない．生徒指導提要（文部科学省，2022）では，児童生徒一人ひとりの個性を発見し，その個性や多様性を尊重することが求められているように，児童生徒の支援・指導を行う上で特性を理解することは重要である．児童の学級担任への信頼感を検討した村上他（2013）は，信頼感の規定要因として児童の気質を検討する必要性を指摘している．協調性が高い児童ほど教師から受け容れられていると感じること（肥田・石田，2019）を踏まえると，児童のパーソナリティ特性との関連についても検討すべきである．教師認知に影響を及ぼす可能性のあるパーソナリティ特性として，協調性の他に外向性があげられる．協調性と外向性は攻撃性や受容性など対人関係に関する要因との関連が強い特性（e.g., 曾我他，2002）であることから教師認知にも影響すると考えられる．

そこで，本研究では，小学4年生から6年生を対象にしてポジティブな教師認知が発達段階に応じてどのような差異がみられるか，またパーソナリティ特性が教師認知に及ぼす

影響についても発達的に検討することを目的とする。

2. 方法

2.1 調査対象者

四国・関西圏 2 校の小学校に通う児童を対象とした。本研究では欠損値のない 334 名分のデータを分析に用いた。内訳は、小学 4 年生 105 名（男子 48 名，女子 57 名），5 年生 118 名（男子 59 名，女子 55 名，性別不明 4 名），6 年生 111 名（男子 58 名，女子 52 名，性別不明 1 名）であった。

2.2 質問紙の構成

(1) ポジティブな教師認知：本研究では教師認知の中でも好きな教師の特徴について調査した。児童心理編集委員会（2010）の児童心理編集委員会調査を参考に作成した 13 項目を用いた。教示は「1～13 に書いてある先生は好きですか？当てはまるところに○をつけてください」とし，回答方法は「まったくそう思わない」，「あまりそう思わない」，「少しそう思う」，「とてもそう思う」の 4 件法であった。

(2) パーソナリティ特性：村上・畑山（2010）により作成された小学生用主要 5 因子性格検査のうち協調性と外向性に該当する項目を取りあげた。なお，回答者の負担を考慮し，それぞれ因子負荷量の高い各 3 項目（協調性：思いやりがある，優しい，親切；外向性：元気が良い，活発に行動する，話好き）を用いた。これらの項目に対して，先行研究に従い「はい」か「いいえ」の 2 件法で回答を求めた。

2.3 手続きおよび倫理的配慮

2022 年 10 月と 2023 年 3 月に A 小学校と B 小学校に調査協力を依頼した。本調査の概要ならびに趣旨について調査対象校の学校長および学級担任に説明を行い，調査の許可を得た。質問紙の内容は，調査協力依頼の過程で学校長または学級担任に確認，項目の改訂をしてもらった。調査は，授業前の朝の活動時間を使い，学級担任の指示のもとクラス単位で実施した。学級担任には，質問紙への回答は児童の自発的な意思に任せること，調査途中で児童の健康が損なわれた場合は直ちに調査を中止すること，児童が質問紙に回答している際に机間巡視を行わないことなどについて説明文書に明記した。児童に対しては，プライバシーは保護されることや調査内容は成績と無関係であること，回答したくない質問には答えなくてよいことなどを質問紙の表紙に明記し，調査時にも学級担任が口頭で説明した。質問紙は個別の封筒に入れた状態で児童に配付し，回答後は各自で封をしてもらい回収した。調査の所要時間は約 15 分であった。

3. 結果

3.1 ポジティブな教師認知尺度の因子構造の検討

ポジティブな教師認知尺度 13 項目について探索的因子分析（最尤法，プロマックス回転）を行った。固有値の減衰状況は順に 4.092，1.681，1.310，0.827 であった。スクリープロッ

トや解釈可能性から3因子構造を仮定することが妥当であると考えられたため、3因子構造を仮定し探索的因子分析を行った。複数の因子に高い負荷量を示す1項目を削除し、再度探索的因子分析（最尤法、プロマックス回転）を行った（表1）。その結果、第1因子は「厳しくしかる」や「勉強を熱心に教える」などの項目が高い負荷を示したことから「熱意・厳しさ」と命名した。第2因子は「素直に謝る」や「外で遊ぶ」などが高い負荷を示したため、「親近感」と命名した。第3因子は「変化に気づく」や「悩みを一緒に考える」などの項目が高い負荷を示したことから「被尊重感」と命名した。全項目の分散説明率（累積因子寄与率）は56.033%であった。

次に、教師認知12項目に対して3因子構造を想定した確認的因子分析（最尤法）を行った。その結果、いずれの適合度指標においても許容できる範囲内の値が得られた（ $\chi^2(51) = 169.473, p < .001, GFI = .939, CFI = .908, RMSEA = .077, SRMR = .059$ ）。

尺度の内の一貫性を検討するため、 α 係数を算出したところ、 $\alpha = .657 \sim .787$ とやや低い α 係数もみられたが、最低限許容できるとする.65を上回っており（DeVellis, 2012）、概ね内的整合性が認められると判断した。そのため、ポジティブな教師認知は仮定された下位尺度ごとの加算平均を下位尺度得点とした。

表1 ポジティブな教師認知尺度の探索的因子分析結果

項目	F1	F2	F3	h^2	Mean	SD
F1：熱意・厳しさ ($\alpha = .787$)						
宿題をたくさん出す	.879	-.258	-.051	.541	1.862	0.845
厳しくしかる	.636	.046	-.168	.380	2.353	0.924
挨拶に厳しい	.554	.158	.029	.459	2.449	0.868
ノートを見てくれる	.462	.217	.071	.430	2.814	0.914
勉強を熱心に教える	.421	.163	.213	.439	3.377	0.791
F2：親近感 ($\alpha = .734$)						
素直に謝る	-.107	.916	-.129	.636	3.362	0.785
外で遊ぶ	-.048	.664	.096	.475	2.931	0.906
話し合いを大切にする	.198	.415	.061	.351	3.401	0.663
F3：被尊重感 ($\alpha = .657$)						
笑わせる	-.163	-.145	.819	.522	3.545	0.761
授業が楽しい	-.036	.041	.532	.291	3.814	0.467
変化に気づく	.025	.140	.471	.323	3.048	0.899
悩みを一緒に考える	.211	.018	.393	.276	3.446	0.764
因子間相関	F2	.615	—			
	F3	.391	.511			

3.2 ポジティブな教師認知の発達的变化

学年別、性別によるポジティブな教師認知の下位尺度の平均値と標準偏差を表 2 に示した。ポジティブな教師認知の 3 つの下位尺度と学年、性別との関係を検討するために、各下位尺度について、学年×性別の 2 要因分散分析を行った。まず、「熱意・厳しさ」においては、学年の主効果が有意であり、性別の主効果と交互作用は有意傾向であった（学年の主効果 $(F(1, 323) = 12.763, p < .001, \eta_p^2 = .038)$ 、性別の主効果 $(F(2, 323) = 2.663, p < .1, \eta_p^2 = .016)$ 、交互作用 $(F(2, 323) = 2.366, p < .1, \eta_p^2 = .014)$ ）。そこで、学年別と性別のそれぞれで単純主効果の検定を行った。性別の単純主効果の検定では、小学 5 年生 $(F(1, 323) = 12.697, p < .001, \eta_p^2 = .102)$ と小学 6 年生 $(F(1, 323) = 5.212, p < .05, \eta_p^2 = .046)$ において男子が有意に高い得点を示した。学年の単純主効果の検定では、男子においてのみ有意であり $(F(2, 323) = 4.094, p < .05, \eta_p^2 = .048)$ 、小学 4 年生より小学 5 年生の得点が有意に高いことが示された。

続いて、「親近感」では学年の主効果と交互作用が有意であった（学年の主効果 $(F(1, 323) = 15.185, p < .001, \eta_p^2 = .045)$ 、性別の主効果 $(F(2, 323) = 0.628, n.s., \eta_p^2 = .004)$ 、交互作用 $(F(2, 323) = 3.737, p < .05, \eta_p^2 = .023)$ ）。そこで、学年別と性別のそれぞれで単純主効果の検定を行った。性別の単純主効果の検定では、小学 5 年生 $(F(1, 323) = 19.953, p < .001, \eta_p^2 = .151)$ において男子が有意に高い得点を示した。学年の単純主効果の検定では、男子においてのみ有意であり $(F(2, 323) = 3.444, p < .05, \eta_p^2 = .041)$ 、小学 5 年生の得点が高学年より高いことが示された。

最後に、「被尊重感」では交互作用が有意であった（学年の主効果 $(F(1, 323) = 2.172, n.s., \eta_p^2 = .007)$ 、性別の主効果 $(F(2, 323) = 2.748, p < .1, \eta_p^2 = .017)$ 、交互作用 $(F(2, 323) = 10.514, p < .001, \eta_p^2 = .061)$ ）。そこで、学年別と性別のそれぞれで単純主効果の検定を行った。性別の単純主効果の検定では、小学 5 年生 $(F(1, 323) = 20.721, p < .001, \eta_p^2 = .156)$ において男子が有意に高い得点を示した。学年の単純主効果の検定では、男子 $(F(2, 323) = 4.070, p < .05, \eta_p^2 = .048)$ と女子 $(F(2, 323) = 8.803, p < .001, \eta_p^2 = .099)$ とともに有意であり、男子では小学 4 年生より小学 5 年生の得点が有意に高く、女子では小学 5 年生の得点が有意に低いことが示された。

表 2 学年別、性別によるポジティブな教師認知

	男子 (n=165)			女子 (n=164)		
	小学 4 年生 Mean (SD)	小学 5 年生 Mean (SD)	小学 6 年生 Mean (SD)	小学 4 年生 Mean (SD)	小学 5 年生 Mean (SD)	小学 6 年生 Mean (SD)
熱意・厳しさ	2.558 (0.713)	2.871 (0.546)	2.617 (0.511)	2.509 (0.679)	2.462 (0.638)	2.350 (0.585)
親近感	3.285 (0.677)	3.531 (0.460)	3.264 (0.510)	3.088 (0.796)	3.024 (0.525)	3.186 (0.617)
被尊重感	3.344 (0.607)	3.610 (0.323)	3.539 (0.377)	3.509 (0.553)	3.191 (0.544)	3.553 (0.513)

3.3 パーソナリティ特性がポジティブな教師認知に及ぼす影響

ポジティブな教師認知の各下位尺度得点について、学年によって有意な得点差があることが明らかになった。そこで、学年ごとにポジティブな教師認知とパーソナリティ特性との関連を検討した。パーソナリティ特性が教師認知に及ぼす影響を調べるために、パーソナリティ特性である協調性と外向性を説明変数、教師認知の3つの下位尺度を目的変数とする重回帰分析を学年別に行った(表3)。変数間に中程度の相関がみられたことから、多重共線性の問題を検討するためにVIFを算出した。その結果、VIFは1.053~1.153であり、問題を示す経験的な基準である10を下回るものであった。小学4年生と5年生では、協調性から熱意・厳しさに対する標準偏回帰係数(小学4年生: $\beta = .346, p < .001$, 小学5年生: $\beta = .417, p < .001$)と親近感に対する標準偏回帰係数(小学4年生: $\beta = .459, p < .001$, 小学5年生: $\beta = .185, p < .05$)、被尊重感に対する標準偏回帰係数(小学4年生: $\beta = .245, p < .01$, 小学5年生: $\beta = .215, p < .05$)は有意な影響が示された。また、外向性から親近感(小学4年生: $\beta = .199, p < .05$, 小学5年生: $\beta = .288, p < .01$)と被尊重感(小学4年生: $\beta = .337, p < .001$, 小学5年生: $\beta = .198, p < .05$)への標準偏回帰係数は有意な正の影響が見られた。一方、小学6年生では協調性から熱意・厳しさ($\beta = -.042, n.s.$)や親近感($\beta = .079, n.s.$)に対する標準偏回帰係数は有意ではなく、被尊重感のみ有意な正の影響がみられた($\beta = .278, p < .01$)。また、外向性から熱意・厳しさ($\beta = .250, p < .05$)、親近感($\beta = .351, p < .001$)、被尊重感($\beta = .375, p < .001$)の全てにおいて有意な正の影響が見られた。

表3 学年別によるポジティブな教師認知に影響を及ぼす要因の重回帰分析結果

	小学4年生			小学5年生			小学6年生		
	熱意・厳しさ	親近感	被尊重感	熱意・厳しさ	親近感	被尊重感	熱意・厳しさ	親近感	被尊重感
協調性	.346***	.459***	.245**	.417***	.185*	.215*	-.042	.079	.278**
外向性	.170 [†]	.199*	.337***	-.092	.288**	.198*	.250*	.351***	.375***
R ²	.175***	.291***	.210***	.155***	.156***	.117**	.059*	.143***	.271***

[†] $p < .10$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

4. 考察

本研究では、小学4年生から6年生を対象にポジティブな教師認知の特徴を探索した。以下では、発達的变化と性差、およびパーソナリティ特性の影響について述べ、最後に本研究の限界と今後の課題を示す。

まず、ポジティブな教師認知について尺度構成を確認したところ、「熱意・厳しさ」、「親近感」、「被尊重感」の3つの下位尺度が特定された。高校生や大学生による回想法を用いて教師認知を検討した佐竹(2003)では、被尊重感、好感、安心感、被受容感が信頼感の生起に重要であると考察している。村上他(2013)では、一部の項目に問題があるものの、肯定的評価、親近感、安心感、適切な叱りを見いだしており、肯定的評価、親近感、安心感は佐

竹 (2003) と類似した下位尺度項目であると述べている。本研究で抽出された熱意・厳しさは村上他 (2013) の適切な叱りに対応し、親近感も村上他 (2013) の親近感あるいは佐竹 (2003) の被受容感、被尊重感も村上他 (2013) の安心感や佐竹 (2003) の被尊重感に対応するといえる。また、島田 (1997) は、小学校中学年の児童の好きな教師のタイプとして、明るく楽しい、一緒にいて遊んでくれる、悪いことをしたらおこってくれるという 3 タイプをあげており、本研究でも部分的に一致した知見が得られたといえる。したがって、本研究で示された 3 因子は先行研究からも妥当であると考えられる。

次に、ポジティブな教師認知の発達的变化と性差を検討したところ、3 つの下位尺度とも小学 5 年生では女子より男子の得点が高いことが示された。また、男子の中では小学 5 年生が他の学年よりも得点が高く、女子では小学 5 年生が他の学年よりも被尊重感の得点が低いことが示され、男女とも小学 5 年生に大きな転換期があることが示唆された。堂野他 (1990) は児童期から青年期にかけてのストレスの発達的变化を検討し、小学 5 年生が大きな変動期・転換期であり、心身ともに動揺しやすく不安定になりやすい発達段階であることを指摘している。そのような不安定な時期に男子はポジティブな教師認知の得点上がり、女子は被尊重感が下がること明らかとなった。三隅・矢守 (1989) は、中学生期は自我の発達などに伴って、小学生期におけるそれまでの教師への絶対視が変化し、批判的態度が芽生える時期であることを指摘しているが、発達加速化現象や小学校高学年から思春期に入ることを踏まえると、この傾向は小学校高学年から生じると考えられる。特に女子の方が男子よりも早く思春期に入ることから、女子は教師に対して男子よりも早い段階から批判的になりやすい。そのため、全般的に女子の方が男子よりもポジティブな教師認知の得点が低いと考えられる。また、思春期になると、教師への批判的な態度だけではなく、同世代への他者比較もしやすくなる。教師が児童に対して平等に接しているか、不当な鼻息はないか、叱りが適切であるか判断する目がより厳しくなるといえる。授業中の落書きや怠惰な清掃のような統制表出の実現性が高いとされる場面では、児童は教師が容認することを求めず、助言のような統制的な言葉がけを求めていることが報告されている (西口, 2007)。特に規範意識の高い児童にその傾向が顕著にみられることから、小学校の教師には児童の特性や状況を理解した上で適切に叱るなどの厳しさ・熱心さが求められる。被尊重感に関しては、変化に気づく、悩みを一緒に考えるなど他の下位尺度と比較して教師と児童の一対一の関係性を示す項目が多い。女子の方が男子よりも早く思春期に入ることや、思春期の子どもは大人の保護下から徐々に自立していき大人に対して反抗的な態度を示すようになること (安藤, 2006)、大人よりも友人関係の重要性が徐々に高まること (Rubin et al., 2006) を踏まえると、思春期の始まりとともに教師に対して個別の関わりを好ましく思わない女子児童が増えることが考えられる。思春期以降、子どもが悩みを抱えた際の相談相手として友人が選ばれやすくなること (e.g., 後藤, 2017) や友人と共に教師のところへ相談に行くといった経験 (新井・余川, 2022) をすることによって拒否的な態度が徐々に薄れ、教師と新たな関係を構築していく可能性が示唆される。

次に、協調性と外向性がポジティブな教師認知に及ぼす影響について検討したところ、協調性は小学4年生と5年生の熱意・厳しさや親近感、被尊重感、小学6年生の被尊重感に有意な正の影響を示した。外向性は小学4年生と5年生の熱意・厳しさや親近感、被尊重感、小学6年生の被尊重感に有意な正の影響を示し、従来の発達的变化だけではなく、パーソナリティ特性の影響を考慮する重要性を示唆した。特に小学4年生と転換期のみられる5年生では、協調性が高いほど教師の様々な態度や行動をより好意的に捉えていることが明らかとなった。協調性とは、思いやりや優しさなどを表す指標であり、自尊感情や友人関係にも影響を及ぼす特性である。クラスメイトとの関係において、協調性が高い児童は仲間集団以外の児童への受容性や共感性が高く、敵意や攻撃性が低いことが指摘されている(e.g., 松本, 2014)。先行研究の知見と本研究の結果を踏まえると、児童の協調性の高さはクラスメイトだけではなく、教師に対しても影響し、好意的な評価につながる可能性が示唆される。したがって、協調性を高めるソーシャルスキルトレーニングは、クラスメイトや教師との良好な関係構築に役立つといえる。

以上のように本研究では、児童のポジティブな教師認知の特徴について探り、教師認知の特徴が学年や性別によって異なること、教師認知はパーソナリティ特性の影響を受けていることを明らかにし、ポジティブな教師認知の発達の様相の一端を明らかにすることができた。

最後に本研究の課題と今後の展望について述べる。本研究では探索的因子分析の結果をもとにポジティブな教師認知を3因子構造で捉えたが、ポジティブな教師認知の規定要因を示したに留まり、教師認知が教師や児童に及ぼす影響については検討していない。教師認知が教師-児童生徒関係や教師への信頼感、児童の学校適応などに与える影響を明らかにすることによって生徒指導への実践に向けた示唆を得ることが期待される。

文 献

- 安藤朗子 (2006). 学童期における心の発達と健康 母子保健情報, 54, 53-58.
- 新井雅・余川茉祐 (2022). 小学生に対する援助要請に焦点を当てた心理教育プログラムの効果研究——自殺予防教育への示唆—— 教育心理学研究, 70, 389-403.
- DeVellis, R. F. (2012). *Scale development: Theory and applications* (3rd edition). Thousand Oaks, CA: Sage
- 堂野佐俊・田頭穂積・土江禎子 (1990). 児童期の心理的ストレスに関する一研究 広島文教女子大学紀要, 25, 165-179.
- 後藤綾文 (2017). 子どもの援助要請 水野治久 (監修) 永井智・本田真大・飯田敏晴・木村真人 (編) ——困っていても助けを求められない人の理解と援助—— (pp. 24-36) 金子書房
- 浜名外喜男・天根哲治・木山博文 (1983). 教師の勢力資源とその影響度に関する教師と児童の認知 教育心理学研究, 31, 220-228.

- 肥田知里・石田靖彦 (2019). 級友からの受容と教師からの受容に関連する性格特性——小学生と中学生の比較—— 愛知教育大学教育臨床総合センター, 8, 18-25.
- 児童心理編集委員会 (2010). 児童心理編集委員会調査——子どもたちが好きな先生—— 児童心理, 64, 52-79.
- 児玉真樹子・川本竜太郎 (2015). 教師の行動と児童の教師に対する信頼感との関係——発達段階に着目して—— 学習開発研究, 8, 81-88.
- 増澤友志 (2016). 多様な子どもたちに画一的な指導でいいのか 教育, 845, 7-9.
- 松本恵美 (2014). 児童期の友人関係に関する研究——個人の受容性に着目して—— 東北大学大学院教育学研究科研究年報, 63, 131-140.
- 三隅二不二・矢守克也 (1989). 中学校における学級担任教師のリーダーシップ行動測定尺度の作成その妥当性に関する研究 教育心理学研究, 37, 46-54.
- 三隅二不二・吉崎静夫・篠原しのぶ (1977). 教師のリーダーシップ行動測定尺度の作成とその妥当性の研究 教育心理学研究, 25, 157-166.
- 文部科学省 (2022). 生徒指導提要 文部科学省 Retrieved January 8, 2024, from https://www.mext.go.jp/content/20230220-mxt_jidou01-000024699-201-1.pdf
- 文部科学省 (2023). 令和4年度 児童生徒の問題行動・不登校等生徒指導上の諸課題に関する調査結果について 文部科学省 Retrieved January 12, 2024, from https://www.mext.go.jp/content/20231004-mxt_jidou01-100002753_1.pdf
- 村上達也・坂口奈央・櫻井茂男 (2012). 小学生の「担任教師に対する信頼感」尺度の作成 筑波大学心理学研究, 43, 63-69.
- 村上達也・鈴木高志・坂口奈央・櫻井茂男 (2013). 小学生における担任教師に対する信頼感と担任教師の行動・態度についての評価の関連 筑波大学心理学研究, 45, 91-100.
- 村上宣寛・畑山奈津子 (2010). 小学生用主要5因子性格検査の作成 行動計量学, 37, 93-104.
- 中井大介・庄司一子 (2006). 中学生の教師に対する信頼感とその規定要因 教育心理学研究, 54, 453-463.
- 中井大介・庄司一子 (2009). 中学生の教師に対する信頼感と過去の教師との関わり経験との関連 教育心理学研究, 57, 49-61.
- 西口利文 (2007). 問題対処の教師行動 学文社
- 西中華子 (2014). 心理学的観点および学校教育観から検討した小学生の居場所感——小学生の居場所感の構造と学年差および性差の検討—— 発達心理学研究, 25, 466-476.
- 大久保智生 (2005). 青年の学校への適応感とその規定要因 教育心理学研究, 53, 307-319.
- Rubin, K. H., Bukowski, W., & Parker, J. (2006). Peer interactions, relationships, and groups. In N. Eisenberg, W. Damon, & R. M. Lerner (Eds.), *Handbook of Child Psychology* (6th ed., pp.571-645). Hoboken, NJ: John Wiley & Sons.
- Ryan, R. M., Stiller, J. D., & Lynch, J. H. (1994). Representations of relationships to teachers, parents,

and friends as predictors of academic motivation and self-esteem. *Journal of Early Adolescence*, 14, 226-249.

- 佐竹圭介 (2003). 教育現場における教師に対する生徒の信頼感の研究 九州大学心理学研究, 4, 195-201.
- 瀬尾美紀子 (2008). 学習上の援助要請における教師の役割——指導スタイルとサポート的態度に着目した検討—— 教育心理学研究, 56, 243-255.
- 島田美佐江 (1997). 子どもの発達段階と好かれる先生・嫌われる先生——小学生—— 児童心理, 51, 86-89.
- 曾我祥子・島井哲志・大竹恵子 (2002). 児童の攻撃性と性格特性との関係の分析 心理学研究, 73, 358-365.
- 山口正二 (2004). 生徒と教師の心理的距離に関する実証的研究——最適な心理的距離・自己概念・学級適応からの検討—— カウンセリング研究, 37, 8-14.
- 四辻伸吾・水野治久 (2020). 学級生活志向性尺度の作成とその信頼性・妥当性の検討 学級経営心理学研究, 9, 39-51.