

学校の学校生活・学級適応に関連する要因が 学校享受感に及ぼす効果

藤原正光 (文教大学教育学部)

成田悠都子 (埼玉県三郷市立幸房小学校)

Influence of Factors related to Adaptation to School Life and Classes at Elementary Schools upon Pupils' Enjoyment of Attending School

FUJIHARA MASAMITSU, NARITA YUTSUKO

(Faculty of Education, Bunkyo University)

(Kobo Public Elementary school, Misato-city)

要旨

学級適応に関連している要因である「学級の雰囲気」「友人との友好度」「授業意欲」と学校生活と直接関連している「給食」「休み時間の過ごし方」が、「学校享受感」に及ぼす効果を小学生(小3:76名,小6:75名)対象に検討した。(1)パス解析の結果、「学校享受感」には「学級の雰囲気」が最も強く有意に影響し、「友だちとの友好度」と「授業意欲」は「学級の雰囲気」を媒介して影響していることが確認された。「給食」は「学級享受感」と直接有意に関連していた。しかし、「休み時間の過ごし方」は「学級の雰囲気」と「学校享受感」のいずれとも関連していない結果であった。

それぞれの要因別に学年差と性差を検討した。(2)「学校享受感」は、女兒の方が男児より有意に強く感じている、(3)「学級の雰囲気」では、「因子1・充実感」に小6の方が小3より有意に高いこと、(4)「友人との友好度」では、女兒の方が有意に高いこと、(5)「授業意欲」では、小3の方が授業理解・授業の積極性でも有意に高いこと、(6)「給食」では、小3の方が「給食の係活動が楽しみ」と有意に高く、(7)「休み時間の過ごし方」では、小3の方が「屋外活動やおしゃべり」を、女兒の方が「屋内活動」を楽しんでいる結果が得られた。

キーワード：学校享受感、学級の雰囲気、友好度、授業意欲、学校生活

問題と目的

文部科学省(2012)の学校統計資料によると、さまざまな原因によって不登校の児童生徒数は小学生21,243名(全児童の0.3%)中学生112,689名(全生徒の2.6%)と、減少傾向にあるとはいえ依然として看過できない児童生徒数である。また、同省(2012)の生徒指導上の諸問題に関する調査で、いじめの認知件数は19万8000件と前年度の2.8倍に上っている。楽しい学校や学級づくりが、いじめや不登校の防止に大いに寄与することを願ひ、本稿では児童を対象に、学校享受感

に及ぼす学級適応感と学校生活の効果を検討することを主なねらいとした。

学校享受感の代表的な研究として、古市(1994, 2004)は、中学生を対象に学校生活の楽しさとその規定要因の解明と学校生活の楽しさと価値意識の関連を検討している。その際、学校享受感尺度を作成している。この学校享受感尺度は、10の質問項目と実施が簡単であり、テストの妥当性・信頼性に優れているため、近年、多くの研究者によって使用されている(松尾・佐藤 2003, 江村・大久保 2012, 杉浦 2012, 小栗 2013, 藤原・

田辺 2014, 等)。

不登校と学校享受感の関連を検討している研究として、荒木 (2007) は、中学生265名を対象に学校適応感と学校享受感・登校への価値観・欠席校との関連を検討している。重回帰分析の結果、中2では、「学校生活の楽しさ」は「学級関係」と「友人関係」がプラスに関連し、「登校への価値観」は「友人関係」と「学習意欲」がプラスに関連し、「学級関係」と「登校への価値観」が「欠席行動」を妨げる要因になっていることを検証している。中1・中2では、学級での適応感を高めることで、欠席を予防できる可能性が示唆されると報告している。

近年、ソーシャルサポートと学校享受感との関連の研究も数多く報告されている。齋藤・早福・石見・金村 (2004) は、小6の児童1074名と担任教師46名を対象に、教師評定による社会的スキルと学校生活、教師サポート知覚と学校享受感の関係を検討し、教師評定の「高感情調節スキル・高集団参加スキル」群の児童は、学校享受感とクラス適応感が高いと報告している。家近・石隈 (2012) は、中学生463名を対象とした調査結果から、教師からの心理教育的援助サービス (学習・授業の工夫、進路、健康管理、悩み相談) を高く認知している生徒は学校享受感が高く、学校への適応感が良くなる可能性が高いと述べている。

学級適応感に関する研究では、スクールモラール尺度 (河村 1999) を用いた荒木 (2007) の研究や、大久保 (2005) の尺度を基に小学生向けに開発した江村・大久保 (2012) の尺度がある。荒木 (2007) の学級適応感は、「友人関係」「学習意欲」「教師関係」「学級関係」「進路意識」の5つの下位尺度から成り立っている。

それに対して江村・大久保 (2012) の学級適応感は、以下の3つの下位尺度から構成されている。居心地の良さの感覚尺度 ($\alpha =$

833) では、「このクラスにいると落ち着く」「このクラスにいると安心する」等5項目、被信頼・受容感の尺度 ($\alpha = .822$) では、「このクラスでは先生や友だちから頼られている」「このクラスでは先生や友だちから認められている」等4項目、充実感の尺度 ($\alpha = .817$) では、「このクラスにいると何かできてうれしいと思うことがある」「このクラスでは自分の目標に向かって頑張ることができる」等6項目である。この学級適応感尺度は、原案とした大久保 (2005) とほぼ同様な因子が抽出され、「学校生活享受感情測定尺度」と有意な相関が認められた。したがって、併存的妥当性が確認されたと述べている。

本稿では、学級適応感を、「学級の雰囲気」「友人との友好度」「授業に対する姿勢」から吟味する。併せて、学校生活の中で日常的な活動である「給食」「休み時間の過ごし方」について取り上げている。

本研究の主な目的は、学校享受感や学級適応感の主要な規定因と考えられている「学級の雰囲気」「友人との友好度」「授業に対する姿勢」「給食」「休み時間の過ごし方」がどのような影響力を持っているのかを検討することにある。次いで、これらの要因の学年差や性差を検討することである。

研究方法

調査対象者 首都圏の公立小学校3年生76名 (男児37名 女児41名)、6年生 (男児37名 女児38名) を対象に、無記名・自記式のアンケート調査を実施した。

調査内容は、学校享受感尺度 (古市 2004)、学級適応度尺度 (江村・大久保 2012)、学校生活尺度 (大久保・青柳 2004) を参考に、小学生向けに質問項目を修正・付加したものである。尺度項目は、学校享受感尺度13項目、学級適応感尺度 (学級の雰囲気5項目、友だち交友度5項目、授業意欲5項目) と学校生活 (給食5項目、休み時間の過ごし方5

項目)であった(付表1～付表6)。

アンケートの実施方法は、当該学級の担任教師に依頼し、調査実施後回収に何う留め置き法であり、実施時期は2013年11月であった。

結果の分析方法は、学級享受感に及ぼす諸変数(「学級の雰囲気」「友だち友好度」「授業意欲」「給食」「休み時間の過ごし方)の効果にはパス解析を、各変数の構造を検討するために因子分析を実施した。学年差と性差の検討にはt検定を実施した。これらの分析には、IBM社のAMOS18とSPSS20を使用した。

結果と考察

1. 学校享受感に及ぼす諸変数の効果

6種類の変数の尺度項目の因子分析及び基礎統計量の算出手続は、以下のような方法に基づいている。

「学校享受感」「学級の雰囲気」「友人との交友関係(友好度)」「授業意欲」「給食」「休み時間の過ごし方」の尺度項目について、それぞれの構造を検討するために因子分析(主因子法と主成分分析のいずれか)を行い、内的整合性を検討するために「込みにした全体」(以下「全体」と記述)と因子ごとにクロンバックの α 係数を求めた。

因子分析の結果、原則として共通性が.300以下の項目をその後の分析から削除した(付

表1～付表6)。その後、各変数の尺度が単因子構造(「学級享受感」と「学級の雰囲気)の場合、各尺度の項目得点を加算し含まれる項目数で除した値を「全体」の平均得点とした。変数の尺度が2因子構造(「友好度」「授業意欲」「給食」「休み時間の過ごし方)の場合、単因子構造の手続きと同様に、「全体」の平均得点と、各因子別の平均得点を算出した。学年差と性差についても同様に、「全体」と2つの「因子ごと」の平均値を算出した。

2) 共分散分析(パス解析)の結果

最初に、学年差や性差等を「込みにした全体」を用いて総合的な分析を試みた。学校享受感を目的変数、他の5変数を説明変数としてパス解析を実施した(図1)。

「学校享受感」には「学級の雰囲気」が最も強く影響し($\beta = .404$ $p < .001$)、次いで「友好度」が強く影響し($\beta = .23$ $p < .001$)、「授業意欲」($\beta = .167$ $p < .01$)、「給食」($\beta = .160$ $p < .01$)もそれぞれ有意に影響していた。また、「学校享受感」と「学級の雰囲気」には強い相関($r = .577$ $p < .001$)が見出された。

「学級雰囲気」への影響を残りの4変数について検討した。「友好度」($\beta = .375$ $p < .001$)と最も高く、次いで「授業意欲」($\beta = .212$ $p < .01$)であった。しかし、「給食」「休み時間の過ごし方」は有意な効果を示さなかった(表1)。

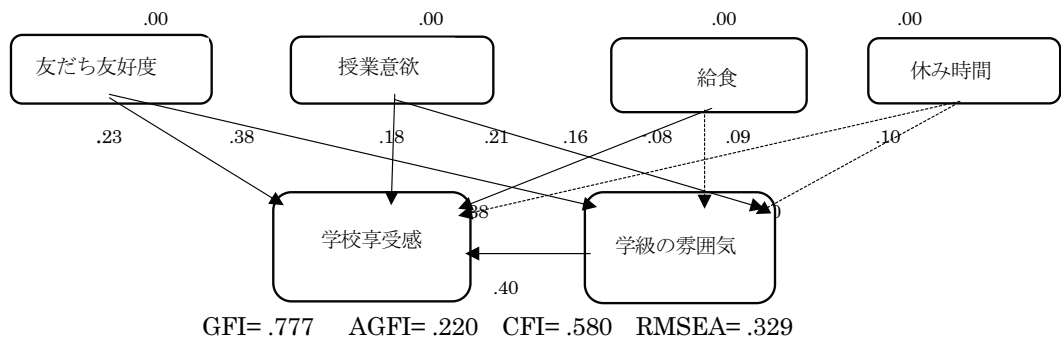


図1 学校享受感に及ぼす諸要因の効果(パス解析図)

表1 学校享受感に及ぼす諸要因のパス解析結果			
		標準化係数	有意確率
学級雰囲気	←	友だち友好度	0.375 (***)
学級雰囲気	←	授業意欲	0.212 (0.004(**))
学級雰囲気	←	給食	-0.076 (0.297(n.s.))
学級雰囲気	←	休み時間	0.096 (0.189(n.s.))
学校享受感	←	友だち友好度	0.232 (***)
学校享受感	←	授業意欲	0.167 (0.012(**))
学校享受感	←	給食	0.160 (0.012(**))
学校享受感	←	休み時間	0.092 (0.158(n.s.))
学校享受感	←	学級雰囲気	0.404 (***)

<.01 (***) : p < .001

注: 学級雰囲気←給食はモデルの適合度を上げるために削除

$\chi^2(6) = 103.652, p < .001$ GFI = .773 AGFI = .319 CFI = .605 RMSEA = .309

パス図から総合的に考察する。「学校享受感」は、学級への適応感の主要な規定因である「学級の雰囲気」「友好度」「授業意欲」と密接に関連していた。さらに詳細に分析した。各変数からの β 係数を「学校享受感」と「学級の雰囲気」間で比較すると、「学級の雰囲気」方がいずれも高い推定値であった。

したがって、「友だちとの友好度」「授業意欲」は、「学級の雰囲気」を媒介として「学校享受感」に影響していると推論した。

学校生活の主要要因である「給食」は、「学校享受感」に有意関連していたが、「学級の雰囲気」とは有意ではない。また、「休み時間の過ごし方」は、「学校享受感」「学級の雰囲気」のいずれにも有意ではない。

2. 「学校享受感」「学級の雰囲気」「友好度」「授業意欲」「給食」「休み時間の過ごし方」の学年差と性差

1) 学校享受感と学年差および性差

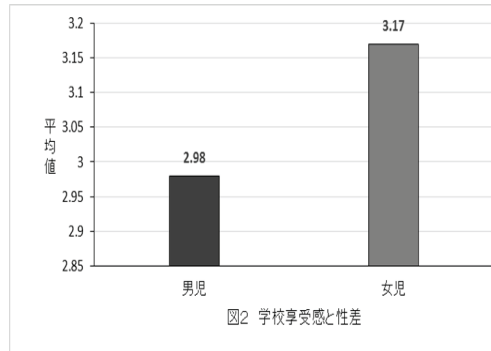
「学校享受感」の13項目を込みにした「学校享受感・全体」の平均値 ($\alpha = .905$) から学年差と性差を検討した(付表1)。

学年差は、小3 (3.15) と小6 (3.01) との間に有意差はなかった。

性差は、小3と小6の男女間にいずれも有意な性差はなかったが、学年を込みにした「学校享受感・全体」では、男児 (2.98) <

女児 (3.17) の関係が有意であった ($t(133.59) = 2.06$ $p < .05$) (図2)。

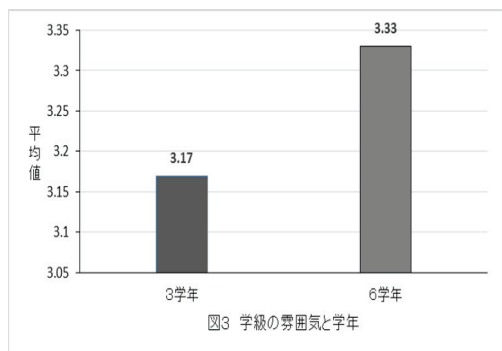
したがって、学年間には有意差はないが、女児の方が「この学校が好き」「学校に行くのが楽しみ」「学校には楽しいことがたくさんある」等学校への帰属意識が強く示されていた。



2) 学級の雰囲気と学年差および性差

「学級の雰囲気」の5項目の因子分析(主成分分析, 共分散行列法)を行った結果, 項目4(共通性は.606であったが, この項目だけ因子2に分類されたため)を削除。残りの4項目について再度因子分析(主成分分析, 共分散行列法)を実施した。「学級の雰囲気」を込みにした「学級の雰囲気・全体」($\alpha = .725$)で学年差と性差を検討した(付表2)。

学年差は、小3 (3.17) < 小6 (3.33) の関係が有意であった ($t(149) = 1.99$ $p < .05$) (図3)。



性差は、小3と小6のいずれの学年にも有意でなかった。

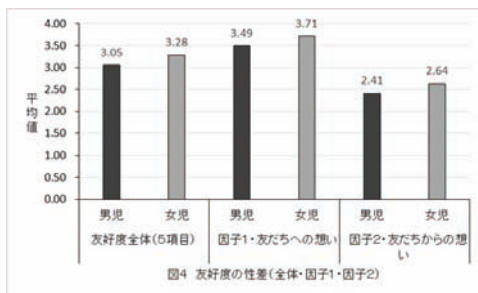
したがって、小6の学年の方が「クラスで夢中になることが多い」「頑張ろうとすく気持ちは高い」ことを示していた。

3) 友好関係(友好度)と学年差および性差

「友好度」5項目を因子分析(主因子法 プロマックス回転)の結果、因子1(友だちへの想い $\alpha = .561$)と因子2(友だちからの想い)を抽出した(付表3)。

学年差では、小3と小6とを込みにした「友好度・全体」でも、各因子の学年比較でも有意差は示されなかった。

性差は、「友好度・全体」では、男児(3.06) < 女児(3.28)の関係が有意であった($t(147) = 2.863$ $p < .001$)。「因子1・友だちへの想い」では、男児(3.49) < 女児(3.71)の関係が有意であり($t(139.12) = 2.735$ $p < .001$)、「因子2・友だちからの想い」では、男児(2.41) < 女児(2.64)の関係が有意であった($t(147) = 1.969$ $p < .05$) (図4)。



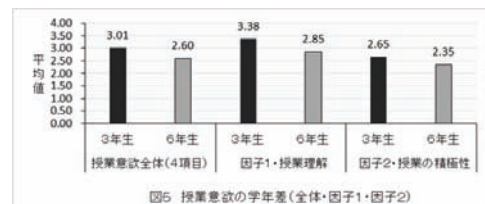
したがって、女児の方が男児より「友だちからの想い」「友だちからの想い」とより強く感じていることがうかがえる。一般に、女児の方が友だちと情緒的な繋がりを求める傾向が高いとする知見が、報告されている。

4) 授業意欲と学年差および性差

「授業意欲」の5項目を因子分析(主因子法 プロマックス回転)した結果、項目5(友だちがおしえてくれる)の共通性(.055)

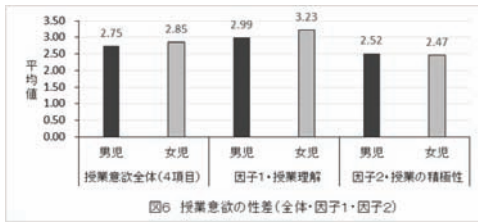
が低かったため削除した。再度因子分析し「因子1・授業の理解度」($\alpha = .729$)と「因子2・授業への積極性」($\alpha = .685$)を抽出した(付表4)。次いで、「授業意欲・全体」($\alpha = .734$)と、因子別に平均得点を算出した。

学年差は、「授業意欲・全体」では、小3(3.01) > 小6(2.60)の関係が有意であった($t(136.60) = 4.314$ $p < .001$)。「因子1・授業の理解度」では、小3(3.38) > 小6(2.85)の関係が有意であった($t(149) = 5.071$ $p < .001$)。「因子2・授業の積極性」では小3(2.65) > 小6(2.35)の関係が有意であった($t(149) = 2.450$ $p < .01$) (図5)。したがって、低学年の方が学習内容は少なく理解が容易であることが、反映された結果であると思われる。



授業意欲の性差は、「授業意欲・全体」では、男児(2.75)と女児(2.85)に有意差はなかった。「因子1・授業の理解度」には、男児(2.99) < 女児(3.23)の関係が有意であった($t(147) = 2.201$ $p < .05$)。「因子2・授業の積極性」では、男児(2.52)と女児(2.47)には有意差はなかった(図6)。

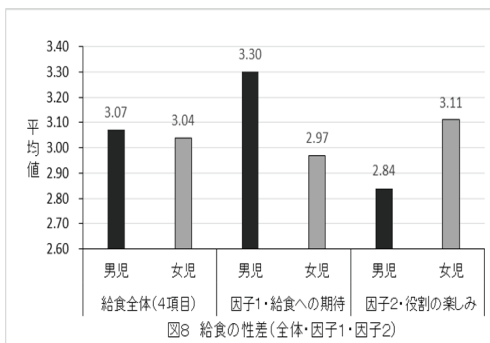
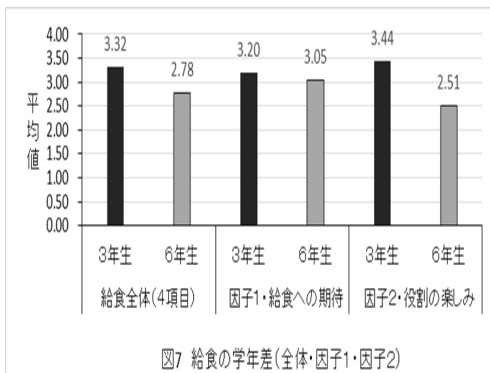
要約すると、授業意欲の学年差は、小3の方が小6に比べて「授業の理解度」「授業の積極性」ともに優れていた。授業意欲の性差は、「授業意欲・全体」では有意差はないが、「授業の理解度」は女児の方が優れていることが示された。



5) 給食の学年差および性差

「給食」の6項目を因子分析(主因子法プロマックス回転)した結果、項目5(友だちとおしゃべりが楽しい)の共通性(.061)が低かったため削除し、再度因子分析し「因子1・給食への期待」($\alpha = .658$)と「因子2・役割が楽しみ」($\alpha = .626$)を抽出した(付表5)。次いで4項目を込みにした「給食・全体」($\alpha = .625$)と因子1と因子2別に平均得点を算出した。

給食の学年差は、「給食・全体」では、小3(3.32) > 小6(2.78)の関係が有意であった($t(149) = 5.924$ $p < .001$)。「因子1・給食への期待」では、小3(3.20)と小6



(2.51)には有意差はなく、「因子2・役割の楽しみ」では、小3(3.20) > 小6(2.51)の関係が有意であった($t(133.97) = 8.526$ $p < .001$) (図7)。

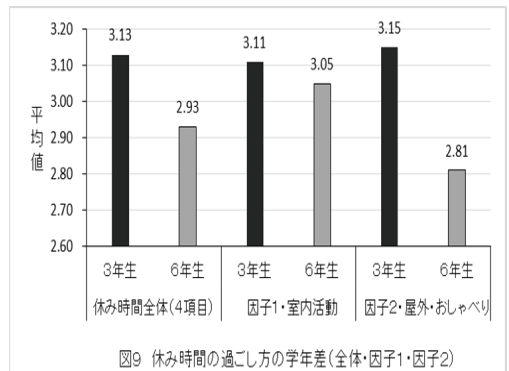
給食の性差は、「給食・全体」では、男児(3.07)と女児(3.04)に有意差はなかった。「因子1・給食への期待」では、男児(3.30) > 女児(2.97)の関係が有意であり($t(147) = 2.790$ $p < .01$)、「因子2・役割の楽しみ」では、男児(2.84) < 女児(3.11)が有意であった($t(147) = 2.026$ $p < .05$) (図8)。

したがって、給食は小3の方が「給食への期待」が大きく「給食の係の役割」も楽しんでいる様子がうかがえる。しかし、男児は女児に比べ「給食への期待」は大きい「給食の係の役割」は好んでいないようである。

6) 休み時間の過ごし方の学年差および性差

「休み時間の過ごし方」の5項目を因子分析(主因子法プロマックス回転)した結果、項目1(休み時間がくるのが楽しみだ)の共通性(.137)が低いと削除し、4項目を再度因子分析し「因子1・室内での活動」($\alpha = 2.44$)と「因子2・屋外活動やおしゃべり」($\alpha = 2.00$)を抽出した(付表6)。次いで4項目を込みにした「休み時間の過ごし方・全体」($\alpha = 2.44$)と因子1と因子2別に平均値を算出し学年差と性差の検討を行った。

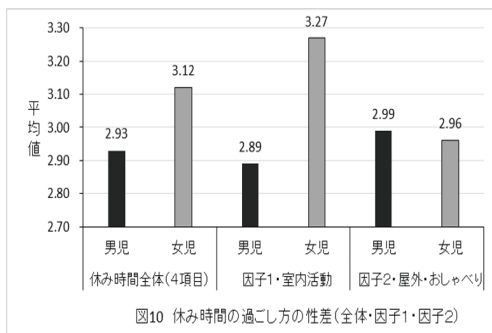
休み時間の過ごし方の学年差は、「休み時間全体」では、小3(3.13) > 小6(2.63)の関



係が有意であった ($t(149) = 2.319$ $p < .05$)。「因子1・屋内での活動」では、小3 (3.11) と小6 (3.05) に有意差はなかったが、「因子2・屋外活動やおしゃべり」では、小3 (3.15) > 小6 (2.81) の関係が有意であった ($t(149) = 2.319$ $p < .05$) (図9)。

休み時間の過ごした方の性差は、「休み時間・全体」では、男児 (2.93) < 女児 (3.12) の関係が有意であった ($t(147) = 2.104$ $p < .05$)。「因子1・屋内での活動」では、男児 (2.89) < 女児 (3.27) の関係が有意であった ($t(147) = 3.151$ $p < .01$)。しかし、「因子2・屋外活動やおしゃべり」では、男児 (2.99) と女児 (2.96) に有意差はなかった (図10)。

したがって、休み時間の過ごし方は、小3の方が「屋外活動やおしゃべり」を通してより楽しんでおり、女児の方が室内での活動をより多く楽しんでいる様子がうかがえる。



結論

1. 共分散分析 (パス解析) からの「学校享受感」に及ぼす諸要因の効果

「学校享受感」は、「学級の雰囲気」を媒介として「友好度」「授業意欲」などの学級適応感から影響を受けていることが検証された。しかし、「給食」は「学校享受感」と直接関連しており、「休み時間の過ごし方」はいずれの変数とも関連していなかった。「学校享受感」と「学級の雰囲気」の強い相関は、大久保ら (2004) の結果を支持している。

「給食」や「休み時間の過ごし方」等児童にとって重要であると考えられる学校生活の出来事が「学級の雰囲気」に関連していない結果は想定外であった。項目設定、パス解析の低い適合度を含めて今後の課題としたい。

2. 「学校享受感」「友好度」「授業意欲」「給食」「休み時間の過ごし方」の学年差・性差

1) 「学校享受感」の学年差と性差：学年差は有意でなかったが、女児の方が高い平均得点であった。この結果は女児の学校への高い帰属意識に依るものと考えられる。

2) 「友好度」の学年差・性差：学年差には有意差はないが、女児の方が「友だちへの想い」「友だちからの想い」で高い平均得点を示していた。女児の方が友だちに対して情緒的なつながりを求めていると推論する。

3) 「授業意欲」の学年差・性差：学年差では「授業理解」「授業の積極性」のいずれでも小3の方が優れていた。性差では「授業理解」で女児の方が優れていた。この結果は、低学年の方が授業内容を理解しやすい、女児の方が授業に「真剣に取り組む」といった一般的傾向を反映していると推論する。

4) 「給食」の学年差・性差：小3の方が「給食への期待」が大きく「給食系の役割」を楽しんでいる。男児は「給食への期待」は大きい「給食系の役割」は好んでいないようである。

5) 「休み時間の過ごし方」の学年差・性差：小3の方が「屋外の活動やおしゃべり」を楽しむ傾向が高くより活動的であり、男児は「屋外で」女児は「屋内活動」をより好む一般的傾向が示された。

引用文献

荒木史代 2007 中学生の学校適応感と学校校享受感・登校への価値観・欠席行動との関連 日本教育心理学会総会発表論文集 (49), 188.

江村早紀・大久保智生 2012 小学校にお

ける児童の学級への適応感と学校生活との
関連：小学生用学級適応感尺度の作成と学
級別の検討 発達心理学研究, 23 (3),
241-251.

藤原正光・田辺千草 2013 大学生の対人
認知と学校享受感およびストレス反応との
関連：部・サークル活動への参加に着目し
て 文教大学教育学部紀要 (22), 57-66.

古市裕一 1994 学校生活の楽しさとその
規定因 岡山大学教育学部研究集録, 96,
105-113.

古市裕一 2004 小・中学生の学校生活享受
感情とその規定因 岡山大学教育学部研究
集録, 126, 29-34.

家近早苗・石隈利紀 2012 生徒の認知によ
る教師の心理教育的援助サービスと学校享
受感との関連 日本教育心理学会総会論文
集 (54), 779.

河村茂雄 1999 生徒の援助ニーズを把握
するための尺度の開発 (2) スクールモラ
ール尺度 (中学生用) の作成 カウンセリン
グ研究, 32 (3), 283-291.

松尾美耶・佐藤公代 2003 大学生の対人
関係認知およびストレス反応と学校享受感
との関連 愛媛大学教育学部紀要, 教育科
学49 (2), 49-55.

文部科学省 2012 学校統計資料 文部科
学省

文部科学省 2012 生徒指導上の諸問題に
関する調査 文部科学省

小栗貴弘 2013 ソーシャルサポートを活
かした不登校予防プログラムの評価研究—
尺度作成およびプログラムの形成的評価—
目白大学, 心理学研究, 9号 23-36.

大久保智生・青柳肇 2004 大学1年生にお
ける大学環境への適応感の変化の検討—大
学生用適応感尺度の作成の試み (2) ソー
シャル・モチベーション研究, 3, 39-45.

齋藤静・早福直子・石見由布子・神村栄一
2004 小6児童の教師評定による社会的ス

キルと学校生活スキル・教師サポート知覚
と学校享受感の関係 日本行動療法学会大
会発表論文集 (30), 286-287.

〔後記・謝辞〕

本稿は第2執筆者 (成田悠都子) の卒業論
文の資料を用い第1執筆者 (藤原正光) が加
筆・修正したものである。

調査にご協力いただいた当該の小学校の先
生方および児童の皆さまに記して感謝申し上
げます。

付属資料

付表1 学校享受感の因子分析結果(主因子法 $\alpha = .905$)

質問項目	平均値	標準偏差	因子1	共通性
1)学校に行くのが楽しみだ	3.30	0.70	0.767	0.588
2)学校が楽しくて一日があつという間だ	3.13	0.80	0.726	0.527
9)日曜日の夜、明日から学校だと思つと嬉しくなる	2.65	0.92	0.726	0.527
13)学校が好きなので、病気で休むと損をした気分になる	2.98	0.87	0.699	0.488
6)学校が好きなので、授業が終わつても学校に居たい	2.52	0.86	0.682	0.465
4)少くらしい体の調子が悪くても学校に行きたい	3.09	0.83	0.677	0.458
5)学校では、楽しいことがたくさんある	3.51	0.62	0.642	0.413
10)いつまでもこの学校に居られたら良いのにと思ふ	3.24	0.88	0.622	0.387
12)わたしはこの学校が好きだ	3.53	0.65	0.617	0.380
3)朝、気持ちよく学校に行こうと思ふ	3.31	0.71	0.615	0.378
7)学校がなければ、毎日はずまらないと思ふ	2.95	0.92	0.609	0.371
8)学校の中では、落ち着いた気分ですられる	3.00	0.88	0.569	0.324
11)学校では、いいことばかりある	2.84	0.77	0.554	0.307
抽出後の負荷量の平方和(分散の%)			43.18%	

付表2 学級の雰囲気因子分析結果(主成分分析 $\alpha = .725$)

質問項目	平均値	標準偏差	成分	共通性
3)このクラスにいと、頑張ろうという気持ちになる	3.26	0.66	0.791	0.626
1)このクラスでは目標に向かつて頑張ることが出来る	3.23	0.62	0.748	0.559
2)このクラスには、夢中になれることがある	3.36	0.72	0.721	0.529
5)このクラスにいと、何かをやつていて時間を忘れる	3.15	0.78	0.707	0.501
項目4を削除:分散共分散分析であり、初期値の共通性は0.60)であつたが、1項目のみ因子2に分類されたため				

付表3 友好関係の因子分析結果(主因子法 プロマックス回転, $\alpha = .672$)

質問項目	平均値	標準偏差	因子1	因子2	共通性
因子1・友だちへの想い($\alpha = .561$)					
1)友だちと一緒にいと楽しい	3.86	0.38	0.709	0.286	0.510
2)仲のよい友だちがたくさんいと	3.56	0.71	0.618	0.443	0.405
3)困つていとを相談できる友だちがいと	3.40	0.86	0.490	0.266	0.241
因子2・友だちからの想い($\alpha = .675$)					
5)このクラスでは、友だちから好かれていと思ふ	2.42	0.82	0.345	0.823	0.684
4)このクラスでは、友だちの役に立つていと思ふ	2.66	0.83	0.441	0.629	0.416
抽出後の負荷量の平方和(分散の%)			34.61%	10.52%	
因子間相関行列	因子1			0.502	

質問項目	平均値	標準偏差	因子1	因子2	共通性
因子1・授業の理解度($\alpha = .729$)					
1)勉強するのは楽しい	3.03	0.81	0.790	0.513	0.626
2)勉強していることはよくわかっている	3.21	0.74	0.727	0.385	0.532
因子2・授業への積極性($\alpha = .685$)					
3)授業中, 自ら進んで発表する	2.43	0.92	0.575	0.789	0.639
4)分からない所を, 先生に質問する	2.58	0.85	0.333	0.676	0.465
抽出後の負荷量の平方和(分散の%)			45.44%	11.12%	
因子間相関行列	因子1			0.601	
項目5は共通性0.055のため以降の分析より削除					

質問項目	平均値	標準偏差	因子1	因子2	共通性
因子1・給食への期待($\alpha = .658$)					
1)給食の時間がくるのが楽しみだ	3.510	0.68	0.756	0.301	0.573
4)給食のお代わりが楽しみだ	2.750	0.99	0.693	0.313	0.480
因子2・役割の楽しみ($\alpha = .626$)					
2)給食のときの放送が楽しみだ	3.050	0.91	0.334	0.681	0.466
3)給食当番楽しみだ	2.910	1.01	0.247	0.677	0.460
抽出後の負荷量の平方和(分散の%)			35.39%	14.07%	
因子間相関行列	因子1			0.422	
項目5は共通性0.061のため以降の分析から削除					

質問項目	平均値	標準偏差	因子1	因子2	共通性
因子1・室内での活動($\alpha = .244$)					
3)教室で友だちと遊ぶのが楽しい	3.36	0.93	0.807	0.080	0.652
5)休み時間本を読むのが楽しい	2.80	1.04	0.676	-0.082	0.472
因子2・屋外活動やおしゃべり($\alpha = .200$)					
2)友だちと外で遊ぶのが楽しい	3.19	1.01	-0.326	0.770	0.730
4)先生とおしゃべりが楽しい	2.77	0.87	0.480	0.714	0.704
抽出後の負荷量の平方和(分散の%)			36.14%	27.80%	
因子間相関行列	因子1			0.056	
項目1の共通性は0.137のため以降の分析より削除					