

一般的な挙手に関する自己効力の発達的な分析

筑波大学心理学研究科 藤生 英行

筑波大学心理学系 高野 清純

A developmental study of self-efficacy for general *kyosyu* (hand-raising in educational setting)

Hideyuki Fujiu and Seijun Takano (*Institute of psychology, University of Tsukuba, Ibaraki 305, Japan*)

The purposes of this study were to develop the self efficacy scale for *kyosyu* (hand raising) in 26 educational settings, and to examine the relationships between *kyosyu* and self efficacy. This scale was administered to 163 third, 144 fourth, 195 fifth, 170 sixth graders. This scale had high reliability, and sex and grade difference. A factor analysis of these items revealed the mono-factor structure of the scale, indicating existence of general *kyosyu* efficacy. Peer nominations and teacher's rating for *kyosyu* also conducted. Controlling sex, grade, and achievement, this scale was significantly positively correlated with peer nominations and with teacher's ratings.

Key words: *Kyosyu*, self efficacy, sex differences, development, children.

挙手は、教室において意見発表のサインとして日常的に行われているものである。

関東近辺の小学校教師94名を対象とした調査(藤生, 1989)によれば、賛否や理解確認の目的で挙手させないと答えた教師は1人にすぎなかった。意見発表の際に挙手をさせないと答えた教師は1人もいなかった。また、挙手の必要性について、賛否や理解確認の目的で挙手は不必要であると答えた教師は1人もいなかった。意見発表の際の挙手について、不必要であると答えた教師は1人いたのみであった。

このように、挙手は教室場面において非常に重要であると教師たちは考えているようである。しかし、挙手の際に児童がどの様に判断し、意思決定し、挙手にまで至るのか、そのプロセスについてはほとんど知られてはいない。

このような行動意思決定に関して、自己効力(Self-Efficacy)理論の立場からの精力的な研究がある。自己効力は、ある行動が自分にできるかどうかといった自己関連思考の一つである(Bandura, 1977, 1986)。この自己効力については、様々な行動について研究が行われ、理論の妥当性が検証され

つつある(Bandura, 1986)。

自己効力理論は、理論提起の当初から特定場面の特定行動についての自己効力の役割を強調している。今までの自己効力の研究においても、特定場面状況における行動と自己効力との関係を検討するものが多い(Bandura, 1986)。しかしながら、Bandura(1977)は、自己効力がある特定の行動のみに限定されないことも提起している。

自己効力がある特定の行動のみに限定されないことを明らかにするためには、さまざまな特定場面の挙手行動に関する反応から自己効力尺度を作成し、この尺度が単因子構造であることを示した上で、挙手行動との関連を検討することが必要である。

さて、代表的な挙手の使われ方として、賛否のための挙手、知っている答えなどを発表するための挙手、意見などを述べる際の挙手の三種類の挙手があることが、先の調査研究から示唆された。この研究では、三種類の挙手が必要となる日常的なさまざまな特定場面における挙手行動に関する自己効力を作成し、挙手行動との関連性を検討することを目的とする。このことにより、場面を越えた挙手行動一般に関する自己効力が存在することを明らかにするた

めである。

藤生(1991)は、発表や発言の際の挙手にしほり、挙手行動と自己効力、結果予期、結果価値との関係について検討した。その結果、自己効力と挙手行動との結び付きが、結果予期や結果価値と挙手行動との結び付きよりも強いことを確認している。しかし、この研究では、具体的な場面を設定せずに、質問紙を作成している。

また、本研究ではこのような挙手行動に関する自己効力について、性差および発達的变化についても検討する。

先の教師を対象にした調査研究では、教師たちは挙手行動に自己効力が関連していると考えられる傾向があるという結果が得られた。また、発達的变化もあり、学年が上昇するに従い挙手しにくくなるのではないかと、教師たちは考える傾向があった。

自己効力に関する先行研究では、Wheeler and Ladd (1982)は、学生が上がるにつれて自己効力が高くなるという報告をしている。それに対し、Kaley and Cloutier (1984)は、発達段階が低いものほど過大評価する傾向を報告している。また、Perry, Perry & Rasmussen (1986)は、攻撃に関する自己効力において男子のほうが高いという性の主効果、言語説得に関する自己効力において、5年生が他の4, 6, 7年生に比べ自己効力が低いという学年の主効果、攻撃の抑制に関する自己効力において性と学年の交互作用がみられたという報告をしている。藤生(1991)は、発表や発言の際の挙手に関する自己効力について、学年と性の主効果、および学年と性の交互作用がみられ、男子については学年差がみられないのに対し、女子については、学年が上がるにつれて自己効力が下がっていくことを報告している。

このように、自己効力に関する発達の研究は少なく、学年差、性差について一貫した報告はない。自己効力を考慮するには、かなりの認知能力を必要とすると考えられるので、発達差が現れると考えられる。また、周囲の人物からの性によって異なる期待のあらわれとして、性差も存在すると考えられる。一般的な挙手に関する自己効力についても、学年差、性差がみられると予想される。

上述の理論的検討に基づいて、本研究では、下記の四つの仮説が設定された。①場面を越えた挙手に関する自己効力が存在し、因子分析結果は単因子構造を示すであろう。②自己効力と挙手行動とは関連がみられる。③自己効力には、発達的变化がみられ、上級生ほど自己効力が低くなるのではないかと考えられる。④また、自己効力には、性差がみられ、女

子の方が低いのではないかと考えられる。

方法

1. 被調査者 関東近辺の5つの小学校の3年生163名(男子81名, 女子82名), 4年144名(男子66名, 女子78名), 5年195名(男子103名, 女子92名), 6年170名(男子88名, 女子82名)の合計672名であった。

なお、再テスト法による信頼性係数の算出に用いられたのは、各学年一クラスずつ3年生31名(男子16名, 女子15名), 4年生38名(男子17名, 女子21名), 5年39名(男子21名, 女子18名), 6年38名(男子19名, 女子19名)の合計146名であった。

学校により協力の得られなかった測度もあり欠損値が存在する。そのため、各測度の間で若干の人数の差が存在する。そのため、人数については、そのつと掲載することにする。

2. 手続き いずれの測度も、教師が質問項目を読み、児童に各自記入させる形態で行われた。回答時間は30分程度であった。

3. 調査年月 1988年5月23日～6月中旬

4. 材料

(1) 挙手に関する認知された自己効力尺度

教室における挙手の必要であると考えられる具体的な場面において、挙手できるかどうかを問うものであった。Perry et al. (1986)による攻撃性に関する自己効力測度を参考とし、「かたん!」、「かたん!」、「むずかしい」、「むずかしい!」の4段階評定とした。項目選定に際しては、小学校教師3名の意見を参考にし、小学校においてごく自然な場面を選定した。挙手の必要な場面には、代表的な挙手の使われ方と考えられる次のような三つの場面のいずれかが想定されていた。すなわち、賛否のための挙手、知っている答えなどを発表するための挙手、意見を述べる際の挙手の三つの場面が想定されていた。また、それぞれの場面において、他者の反応がポジティブな場面と、ネガティブな場面の二種類を含んでいた。いずれの項目も、あらかじめ本人が発表内容を知っている場面が想定されており、26項目から構成されていた。自己効力の高いことをあらわす「かたん!」に4点、「かたん」に3点、「むずかしい」に2点、「むずかしい!」に1点を与え得点化した。

(2) 教師評定測度

本質問紙を実施した各クラスの担任教師が、各児童ひとりひとりについて、意見を発表するときの挙手行動(教師評定1)、多数決の際の挙手行動(教

師評定2), 知っている答えを発表するときの挙手行動(教師評定3), 学業成績の総合評価, 社会性の評価を5段階評定を行った。挙手行動については, 以下のような評価の基準を設けた。まったくできない(0%近い)に1点, ほとんどできない(25%くらい)に2点, ふつうである(50%)に3点, だいたいできる(75%)に4点, できる(100%近くできる)に5点を与えた。

(3) 児童による挙手行動評定測度(仲間評定)

各児童に対し, 各クラス内の発表するための挙手が苦手な児童, 得意な児童について, それぞれ氏名を三人以内で書かせることを行った。各児童の得点については, 苦手な児童, 得意な児童の指名数を, 次のような式を用いて算出した。

仲間評定得点 = 得意だとされた指名数 - 苦手だとされた指名数

なお, この得点については, 分布が歪んでいたため, それぞれの指名数について対数変換($\text{Log}_{10}(X + 1)$)を行って得られた得点もあわせて明記してある。

結果

1. 信頼性の検討

項目平均は, 2.26~3.68の範囲にあり, 項目の標準偏差は, .60~1.04の間にあった。全体として, 各得点は高いほうへ歪んでいる傾向があった。すなわち, 「かんたん」であると答える傾向がみられた。項目-全体相関係数は, .438~.704の間にあった。この得点の平均は, 79.122, 標準偏差は, 13.404, 範囲は26~104であった(Table 1, Table 2参照)。自己効力得点についての分布図は, Fig. 1 のよう

Table 1 自己効力測度項目内容と各項目の平均と標準偏差 (N=672)

項目	平均	標準偏差	I-T 相関値
1. じゅぎょうで, きょうかしょにかいてあるとおりのことを先生にきかれました。ほかの人は手をあげています。あなたが手をあげるのは,	3.039	0.823	0.597
2. じゅぎょうで, 前にやったとおりのことを先生からきかれました。あなたが, よくおぼえていることです。ほかの人は手をあげていません。あなたが手をあげるのは,	2.971	0.898	0.606
3. じゅぎょうで, あるたべものすきな人は手をあげなさいと, 先生にいわれたとします。とてもすきなたべものです。だれも手をあげていなくても, 手をあげるのは,	3.251	0.872	0.525
4. 速足でやることについて, たすうけつで決めるとします。ほかの人がやりたくないことです。あなたのやりたいことに, 手をあげるのは,	2.917	0.953	0.481
5. じゅぎょうで, 先生から「だれか速足のかんそうをはなしてくれませんか」といわれました。ほかの人は手をあげています。いいこいことがたくさんあったとします。手をあげるのは,	2.867	0.961	0.617
6. じゅぎょうで, きょうかしょにかいてあるとおりのことを先生からきかれました。ほかの人は手をあげていません。あなたが手をあげるのは,	2.830	0.930	0.652
7. じゅぎょうで, あるたべものすきな人は手をあげなさいと, 先生にいわれました。とてもすきなたべものです。ほかの人は手をあげていたら, 手をあげるのは,	3.625	0.668	0.479
8. じゅぎょうで, 夏休みにやりたいことについてはっぴょうできる人を先生がさがしています。ほかの人は手をあげています。手をあげることは,	3.069	0.873	0.619
9. 速足でやることについて, たすうけつで決めるとします。ほかの人もやりたいことです。やりたいことに手をあげるのは,	3.540	0.704	0.525
10. じゅぎょうで, ある遊びのすきな人は, だれですかと, 先生からいわれたとします。ほかの人たちも, すきな遊びです。あなたのすきな遊びだったら, 手をあげるのは,	3.677	0.599	0.495
11. あなたが, わすれ物をしてきたとします。わすれ物をした人は, 手をあげなさいといわれました。ほかの人は, あまり手をあげていません。あなたが, 手をあげるのは,	2.817	1.006	0.438

Table 1 自己効力測定項目内容と各項目の平均と標準偏差 (N=672) つづき

項 目	平 均	標準偏差	I-T 相関値
12. クラスでやることをたすうけつで決めるとします。ほかの人は、あなたのやりたいことに手をあげていません。そのとき、手をあげるのは、	2.618	0.982	0.591
13. じゅぎょうで、先生から「だれか遠足のかんそうをはなしてくれませんか」といわれました。だれも手をあげていません。いいことがたくさんあるとしたら、手をあげるのは、	2.646	1.046	0.685
14. じゅぎょうで、きのうテレビで見たばかりのことについて、先生から手をあげてはっぴょうしなさいといわれました。ほかの人は手をあげていません。そのときあなたが手をあげるのは、	2.615	0.959	0.686
15. じゅぎょうで、よく知っていてこたえがわかることについて、先生からきかれました。ほかの人は、手をあげていません。あなたが手をあげるのは、	3.045	0.899	0.691
16. じゅぎょうで、わからないことがあったとします。ほかのひとは、わかっているようです。あなたにとって、手をあげてしつもんするのは、	2.256	0.963	0.535
17. 学級会ではなしあっていることについて、どうしてもいいことがあったとします。だれも手をあげていません。あなたが手をあげるのは、	2.927	0.959	0.657
18. クラスでやることをたすうけつで決めるとします。ほかの人は、あなたのやりたいことに手をあげています。そのとき、手をあげるのは、	3.563	0.711	0.542
19. あなたが、わすれ物をしてきたとします。わすれ物をした人は、手をあげなさいといわれました。ほかの人は、手をあげています。あなたが、手をあげるのは、	3.376	0.785	0.458
20. じゅぎょうで、きのうテレビで見たばかりのことについて、先生からはっぴょうしなさいといわれました。ほかの人は手をあげています。そのときあなたが手をあげるのは、	3.140	0.861	0.653
21. じゅぎょうで、よく知っていてこたえがわかることについて、先生からきかれました。ほかの人は、手をあげています。あなたが手をあげるのは、	3.366	0.800	0.617
22. じゅぎょうで、前にやったとおりのことについて、先生からきかれました。あなたが、よくむぼえていることです。ほかの人は手をあげています。あなたが手をあげるのは、	3.426	0.759	0.612
23. 学級会ではなしあっていることについて、どうしてもいいことがあったとします。ほかの人は手をあげています。あなたが手をあげるのは、	3.329	0.817	0.635
24. じゅぎょうで、夏休みにやりたいことについてはっぴょうできる人を先生がさがしています。ほかの人は手をあげていません。手をあげることは、	2.683	0.969	0.704
25. じゅぎょうで、ある遊びの好きな人は、だれですかと、先生からいわれたとします。ほかの人がきらいなものでも、あなたの好きな遊びだったら、手をあげるのは、	3.039	0.922	0.570
26. じゅぎょうで、わからないことがあったとします。ほかのひとも、同じところがわからないようです。あなたにとって、手をあげてしつもんするのは、	2.546	0.995	0.574

あり、全体的に高得点側に歪んでいた。

主因子法による因子分析の結果、第一因子が全体の35.08% (固有値9.12) 説明し、第二因子の8.2% (固有値2.28) と比べるときわめて大きな差がみられた。そのため、本尺度は単因子構造であると考えられる。

この尺度の信頼性を検討するため、内的整合性(α

係数)、および一週間後の再テストによる再テスト法の二種類の信頼性係数が検討された。

α 係数は.924とかなり高かった。また、一週間後の再テスト法による信頼係数は、.846とかなり高かった。

以上のように、本テストの信頼性は十分に保証されていると考えられる。

Table 2 各測度の平均と標準偏差

	被験者数	平均	標準偏差
自己効力	672	79.12	13.40
教師評定 1	680	3.92	0.96
教師評定 2	680	3.44	1.09
教師評定 3	680	3.12	1.08
仲間評定	680	0.14	8.84
仲間評定の対数値	680	-0.07	0.70
成績	679	3.16	0.94
社会性	679	3.14	0.92

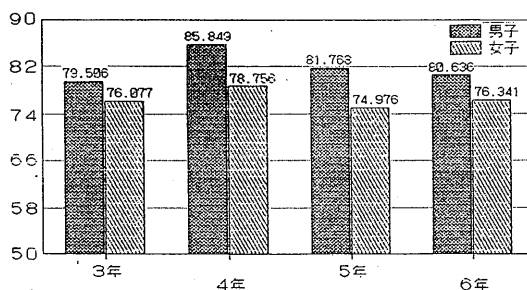


Fig.2 自己効力得点

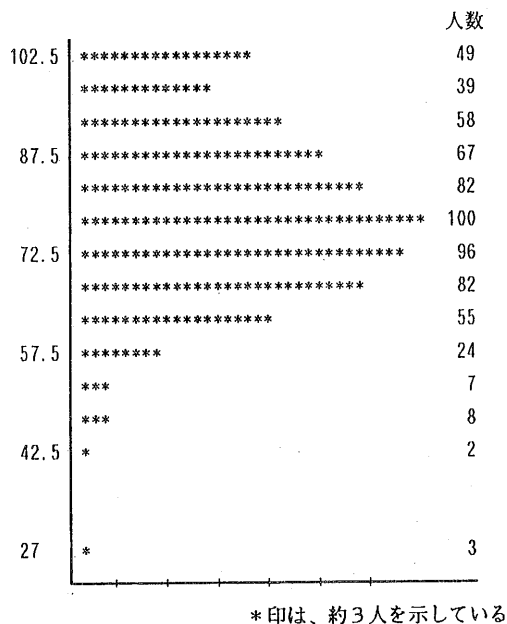


Fig.1 自己効力得点分析図

2. 自己効力得点の性差, 学年差の検討

この得点の性別, 学年別得点をもとにみると, Fig. 2 のようであった。4年 (M=82.01), 5年 (M=78.69), 6年 (M=78.57) と徐々に下がっていく傾向がみられるのに対し, 3年生 (M=77.68) は, 他の学年より低い結果が得られた。

この質問紙には想定場面を用いており, 三年生には難しかったのではないかと考えられ, そのため三年生において, 得点が低い結果がでたと考えられる。

このため, 三年生のデータが除かれた上で, 2要因分散分析が, 性および学年を各要因として行われた。性差による主効果 ($F_{(1,503)} = 26.11, p < .01$) がみられ, 男子 (M=82.42) と女子 (M=76.70)

の間に有意な差がみられた。また, 学年の主効果 ($F_{(3,503)} = 4.57, p < .01$) もみられ, Tukey 法による多重比較の結果, 4年 (M=82.01) と, 5年 (M=78.69), 6年 (M=78.57) との間に有意な差がみられた。しかし, 交互作用 ($F_{(2,503)} = 0.55, p > .10$) の点では, 有意ではなかった。

結果をみてみると, 男子よりも女子の方が挙手に関する自己効力が低く, また, 4年生から5年, 6年と学年があがると, 挙手に関する自己効力がさがるということが確認された。

3. 行動測度との関連性の検討

本尺度のと他の尺度との関連性の検討のため, 挙手行動の教師評定と児童による仲間評定との相関性, 成績・社会性との相関値, 学年・性・成績の各要因の影響を取り除いた時の相関値である偏相関値が検討された。

挙手行動の教師による評定, 社会性評定, 総合成績, および仲間による評定の平均と標準偏差については, Table 2 を参照のこと。

3年生のデータを除いた場合の自己効力得点と, 教師による挙手行動の評定, 仲間評定, 総合学業成績, 教師による社会性評定, それぞれの相関値をみると, 教師評定と仲間評定の相関が, .519 ($p < .01$) から .659 ($p < .01$) と高い値を示しており, 比較的安定した結果を与えていることを示している (Table 3)。また, 各測度とも, 成績, 社会性とも高い相関値を示しており, 挙手行動は, 児童の社会性, 成績と密接な関係にあることがうかがえる。

自己効力得点と挙手行動の教師による5段階評定, および仲間による評定との相関係数は, .306 ($p < .01$) から .506 ($p < .01$) の値をとり, 自己効力が挙手行動と密接な関係があることがうかがわれる。教師評定 1, 2 は, 分布が高得点側に歪んでいることから, 低い相関値を示していると考えられ, この結果は割り引いて考える必要がある。

学業成績の総合5段階評価および性, 学年の要因

Table 3 各測定間きの相関係数 (三年生データを除く)

	教師 1	教師 2	教師 3	仲間評定	仲間(対数)	成績	社会性
自己効力	.306** 506	.487** 506	.522** 506	.506** 508	.535** 507	.341** 506	.468** 506
教師評定 1		.681** 506	.681** 506	.519** 506	.548** 506	.408** 506	.482** 506
教師評定 2			.817** 506	.621** 506	.653** 506	.544** 506	.656** 506
教師評定 3				.659** 508	.686** 508	.557** 508	.723** 508
仲間評定					.910** 509	.612** 508	.590** 679
仲間(対数)						.605** 508	.603** 508
成績							.545** 508

注) 上段は相関係数, 下段は被験者数 ** : 1%水準で有意

Table 4 自己効力と行動評定の偏相関係数 (三年生データを除く)

	SE	SE.成績	SE.性	SE.学年	SE.(成,性,学年)
教師評定 1	.360**	.258**	.365**	.349**	.232**
教師評定 2	.478**	.383**	.489**	.489**	.348**
教師評定 3	.523**	.426**	.519**	.516**	.387**
仲間評定	.506** (.535**)	.400** (.439**)	.507** (.531**)	.509** (.539**)	.378** (.412**)

() 内は, 仲間評定の対数値 ** : $p < .01$. SE : 自己効力を表す.
の後ろは, 統制変数

をコントロールした時の相関係数を Table 4 に示す. 各挙手行動測定とも社会性との相関が高かったが, 社会性評定は挙手行動状況を参考にしていると考えられるため, 偏相関分析には用いられなかった. 3年生のデータを除いた結果をみても, それぞれの要因の影響を排除した場合においても, 自己効力と教師評定, 自己効力と仲間評定の間のいずれにおいても .23 ($p < .01$) から .41 ($p < .01$) 程度の相関があり, 自己効力が挙手行動と関連あることが考えられる. 教師評定 1, 2 と自己効力との相関値が低くでたのは, 先に述べたように教師評定 1, 2 が分布が歪んでいるためであると考えられるため, 以下の分析には用いないことにする.

さらに, 自己効力と教師評定および仲間評定との間の関連性を検討するために, 自己効力得点の上位下位約 33% ずつを高得点群と低得点群として選抜し, 教師評定 3 と仲間評定を従属変数として t 検定

Table 5 自己効力高低群における自己効力の平均と標準偏差

	N	平均	SD
自己効力高群	229	93.88	6.31
自己効力低群	220	64.55	7.49

を行った (Table 5, Table 6). その結果, 自己効力高群の方が, 自己効力低群よりも有意に高い教師評定値 ($t_{(446)} = 11.46, p < .01$), 有意に高い仲間評定値 ($t_{(407.7)} = 10.67, p < .01$), および有意に高い仲間評定値 (対数値) ($t_{(429.9)} = 13.25, p < .01$) を示した.

ところで, 教師評定 3 は絶対評価によって行われたことから, 探索的に学年性差の検討が可能であると考えられる. 挙手行動の学年差性差が, 自己効力

Table 6 自己効力高低群における教師評定、仲間評定の平均値と標準偏差

	自己効力高群			自己効力低群			有意差
	N	平均	S D	N	平均	S D	
教師評定	229	3.71	1.01	219	2.63	0.99	**
仲間評定	229	5.28	10.11	220	-3.45	7.02	**1)
仲間評定 (対数)	229	0.39	0.70	220	-0.40	0.55	**1)

1) ウェルチの法による **; は1%水準で有意

得点と同様の傾向を示すとしたら、自己効力尺度の妥当性を別の角度から示すものとなる。そこで、教師評定3について2要因分散分析が、学年と性を各要因として行われた。その結果、性差による主効果 ($F_{(1,671)}=4.79, p<.05$) がみられ、男子 ($M=3.20$) と女子 ($M=3.03$) の間に有意な差がみられた。また、学年の主効果 ($F_{(3,671)}=14.43, p<.01$) もみられ、Tukey法による多重比較の結果、三年 ($M=3.48$) と四年 ($M=3.19$)、五年 ($M=3.02$) との間、四年、五年と六年 ($M=2.77$) との間、および三年と六年との間に、それぞれ有意な差がみられた。しかし、交互作用 ($F_{(3,671)}=2.09, p>.01$) の点では、有意ではなかった。挙手に関する自己効力尺度得点の性差、学年差と一致する傾向がみられた。

考 察

信頼性についてみてみよう。内的整合性をみる α 係数において、0.924、再テスト法による相関係数においては、0.846といずれにおいても高い数値を示しており、本尺度の信頼性は十分に保証されていると考えられる。

主因子法による因子分析の結果をみると、単因子構造を示していたと考えられる。このことは、さまざまな挙手の必要な場面において測定された自己効力には、内容的には同一のものがあると考えられ、一般的な挙手の自己効力の存在が確認されたといえよう。Bandura (1977) のような、特定場面の特定行動に限られない自己効力の存在が確認されたと考えられる。挙手行動に関する場面を越えた自己効力の存在が確認されたといえ、仮説①は支持されたと考えられる。

3年生のデータを除いた時の挙手行動測度との関連についてみると、自己効力と教師による挙手行動の評定との相関係数が.306から.522 ($p<.01$) であり、自己効力と児童による挙手行動の仲間評定との相関係数は.506 ($p<.01$) であった。

自己効力尺度において差がみられた性および学年

の変動と成績の変動を排除した偏相関係数(教師評定、仲間評定、いずれにおいても.23から.41程度)をみても、自己効力尺度と挙手行動評定結果とある程度の相関があると考えられる。教師評定1、2と自己効力との相関値が低くでたのは、先に述べたように教師評定1、2が分布が高得点側に歪んでいるためであると考えられよう。

さらに、自己効力得点の上位下位約33%ずつを高得点群と低得点群として選抜し、教師評定3と仲間評定を従属変数としてt検定を行った結果をみると、いずれの測度においても、自己効力高群のほうが自己効力低群よりも、統計的に有意に高い挙手行動評定値を示している。

また、絶対的評価による挙手行動の教師評定3の分散分析結果をみると、学年および性の主効果と交互作用が有意であるという自己効力尺度得点と同様の傾向を示した。

このような結果をあわせると自己効力と挙手行動は関連があると考えられよう。仮説②については支持されたと考えられる。行動と自己効力とが関連するという結果は、自己効力に関するさまざまな課題を対象とした先行研究(Bandura, 1986)に一致する。本研究において、偏相関値が低く出たのは、質問紙という誤差要因の入りやすい材料を使ったせいではないかと考えられる。

しかし、各学年別の結果をみると、3年生の結果が、予想された値より低い値を示しているのを除き、ほぼ予想されたように、学年が上がるにつれて自己効力が低くなる傾向がみられた。学年が上がるに従い、より高度な教科内容となり、発言内容も高度なものを要請されるせいでもあろう。3年生の結果については、この結果からでは即座に判断することはできないが、この自己効力尺度が想定場面を用いていることから、3年生には答えることが負担になったのではないかと考えられる。藤生(1991)の結果とは異なり、学年と性の交互作用がみられなかったのは、本研究では発表や発言の際の挙手にはしほらず、さまざまな具体的な挙手の必要な場面における自己効力を問うものであったせいもあろう。

また、3年生が回答が困難であったことも原因の一つとなろう。挙手に関する自己効力について、学年と性の交互作用が存在するかどうかは、今後の研究が必要である。

結論は、今後の研究の結果を待つ必要があるが、一般的な挙手に関する自己効力については、Perry et al. (1986)と同様の発達差がみられ、上級生ほど低くなると考えられ仮説③は支持されたと考えられる。

また、性差も存在し、女子の方が、男子よりも、低い自己効力を示した。これは、Perry et al. (1986)の攻撃性に関する自己効力の研究結果とも一致する。仮説④についても、支持されたと考えられる。

一般的に、女子の方が性役割として、発言することはふさわしくないと考えられており、この結果もそのような反映であるとも考えられる。しかし、これについての結論は、尚早であり、今後の研究を待つ必要がある。

本尺度は、挙手に関するあらゆる必要な場面を含んでおり、大変視野の広い尺度となった。また、3年生には回答が困難であったと考えられる。もう少し場面を限定して、挙手行動と自己効力との関連をみる必要があると考えられる。

要 約

挙手の必要な26の特定場面において挙手ができるかどうかを問う、一般的な挙手に関する自己効力尺度が小学校3年生163名、4年144名、5年195名、6年170名を対象にして作成された。この自己効力尺度は、信頼性は高いことが確認され、因子分析を

行ったところ、単因子構造を示し、一般的な挙手自己効力の存在が確認された。また、自己効力尺度には、性差、学年差がみられた。性差、学年差、成績を統制変数とした挙手行動の教師評定および、仲間評定との偏相関係数も高く、妥当性も確認された。

引 用 文 献

- Bandura, A. 1977 Self-efficacy: Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, **84**, 191-215.
- Bandura, A. 1986 *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. New York: Prentice-Hall.
- 藤生英行 1989 挙手に関する教育心理学的研究 筑波大学修士論文
- 藤生英行 1991 挙手と自己効力、結果予期、結果価値との関連性についての検討 教育心理学研究, **39**, 92-101.
- Kaley, R and Cloutier, R 1984 Developmental Determinants of Self-Efficacy Predictiveness. *Cognitive Therapy and Research*, **8**, 643-656.
- Perry, D. G., Perry, L. C., & Rasmussen, P 1986 Cognitive social learning mediators of Aggression. *Child Development*, **57**, 700-711.
- Wheeler, V. A and Ladd, G. W. 1982 Assessment of children's self-efficacy for social interactions with peers. *Developmental Psychology*, **18**, 793-805.

[付記] この論文で用いたデータの一部は、日本発達心理学会第一回総会 (1990) で、発表した。

— 1990.9.30受稿 —