

資料

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

藤 生 英 行*

A STUDY ON THE RELATIONSHIPS BETWEEN KYOSYU (HAND RAISING),
SELF-EFFICACY, OUTCOME-EXPECTANCY AND OUTCOME-VALUE

Hideyuki FUJII

The purpose of this study was (a) to develop the following three scales, i.e., a self-efficacy scale, an outcome expectancy scale, and an outcome value scale for kyosyu (hand raising in educational setting), and (b) to examine the relationships between the score of each scale and kyosyu behavior measured by peer nomination and teacher's rating. Those scales were administered to 239 third, 267 fourth, 286 fifth, and 259 sixth graders. Each scale had high reliability, and these scales were highly correlated. The partial correlation coefficients among these scales, peer nomination, and teacher's rating controlling the effects of sex, grade, sociality (popularity), and achievement were all significantly positive. Self-efficacy was found to be a primary predictor of kyosyu by stepwise regression analysis.

Key words : kyosyu, self-efficacy, outcome expectancy, outcome value, 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。しかも, 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, 自己効力理論の

立場からの精力的な研究がある。自己効力 (Self-Efficacy) 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1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)。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を提起している。しかし, 自己効力理論を, 多様な結果を考慮する必要のある社会的行動にまで適用する場合, 多くの限界が存在する (Maddux & Stanley, 1986)。従来の予期研究において主流であった結果予期と自己効力との概念的分離の必要性が, 自己効力理論提起の契機であった。しかし, 当初の Bandura の理論では, 自己効力と結果予期との概念的分離が不十分であった (Kirsch, 1985)。Bandura は, 1977年の論文においては, 結果予期を「ある行動がある結果を導く」という知覚された環境随伴性として定義していた。そのため, 「その行動が自分にできるかどうか」という自己効力の概念の中に結果予期の概念が混入してしまったため, 概念的混同が生じた。し

* 筑波大学心理学研究科 (Doctoral Program in Psychology, University of Tsukuba)

** 本研究の対象とする挙手は, 意見発表や知っている答えを発表するときの挙手にしぼることにする。

かしその後、結果予期を「自分自身の行動の帰結として得られるものに対する予期」と定義しなおしている (Bandura, 1978, 1984, 1986)。そうすることによって、結果予期も行動に関連し、無視できないことであることを認めている。後者の定義によると、概念的分離は論理的には可能のようである。

このように社会的行動まで自己効力理論を適用する場合、自己効力だけではなく、結果予期も行動の予測には必要であるという見解が一般的になっている (Eastman & Marzillier, 1984)。しかし、Maddux, Norton, & Stoltenberg (1986) の指摘するように、自己効力と結果予期とを分離しようとした研究 (Manning & Wright, 1983; Perry, Perry, & Rasmussen, 1986; Arisohn, Bruch, & Heimberg, 1988 他) は、概念的分離の測定・操作段階で誤りをおかしているものも多い (Maddux et al., 1986 参照)。

これらの研究において、問題となると考えられるのはつぎの3点である。第1には、自己効力と結果予期の間の関係である。この点について検討したものには、非常に人工的で不自然な状況を用いている研究が多い。また、相関を検討した研究では、概念的規定あるいは相関の算出方法が不十分な点がある。第2に、自己効力と結果予期のどちらが、行動に寄与するのかという点がある。自己効力理論においては、自己効力が行動予測力を持つとされる。しかし、自己効力より結果予期の方が主張行動を促す技法を学ぼうとする行動意図に密接な関連性があるという報告 (Maddux, Sherer, & Rogers, 1982) や、自己効力および結果予期のどちらも禁煙行動意図に関連している (Maddux & Rogers, 1983) という結果も報告されている。また、結果予期と主張行動を促す技法を学ぼうという行動意図との関連や、自己効力が高い場合にのみ結果価値を高く評価することにより行動意図が高くなるという結果 (Maddux et al., 1986) も見出だされている。第3に、行動を行った結果の価値概念の必要性についてである。この結果価値概念について、Maddux et al. (1986) は、以下のような理由から、重要であると考えられるとする。Bandura (1977) によれば、適切なスキル (コンピテンス) があり、十分な誘因があれば、自己効力が重要となる。結果価値は、課題の重要性の概念も含むものであり、Bandura のいう誘因をも考慮したものであると考えられる。挙手のような社会的行動を考える際には重要な概念となると考えられる。

先行研究では、自己効力と結果予期、結果価値の間の独立性については、まだ検討の余地があり、明らか

にされていない。また、行動の結び付きの強さについても一貫した傾向は示されていない。したがって、自己効力、結果予期、および結果価値のどれが、行動予測力を持つのかを明らかにする必要があるといえよう。特に、挙手のような社会的行動においては、自己効力と結果予測と結果価値とが絡み合って行動と結び付いていると考えられる。先の教師に対する調査によれば、挙手行動は自己効力、結果予期、結果価値のいずれにも影響を受け、学年が上がるごとに影響が大きくなると教師たちはとらえていた。挙手では、自己効力(挙手ができるかどうか)・結果予期(その発言や挙手の結果についての予期)・結果価値(その発言の重要性についての予期)の三要因が、挙手行動の規定要因であると考えられる。

本研究では、この三要因を測定する三尺度を作成し、挙手行動との関連を検討することを目的とする。挙手行動を、自己効力理論によって説明できるかどうかを明らかにするためである。また、自己効力、結果予期および結果価値について、性差および発達的变化についても検討する。

自己効力に関する先行研究では、Wheeler and Ladd (1982) は、学年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 et al. (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で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。

結果予期に関して、Perry et al. (1986) は以下のような報告をしている。攻撃の報酬に関する結果予期では、男子のほうが高いという性の主効果、仲間の是認に関する結果予期では、男子のほうが高いという性の主効果および5年生において性差が極めて大きいという性と学年の交互作用、自己報酬に関する結果予期では、男子のほうが高いという性の主効果および学年が上になるにつれ高くなるという学年の主効果が存在したという。

自己効力と結果価値との関連を発達的に検討した研究は、これまでのところ存在しないが、Boldziar, Perry, and Perry (1989) は、結果価値について、男子のほうが攻撃行動の結果に高い価値をおいているという性差を報告している。

このように、自己効力、結果予期、結果価値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。この三要因を考慮するには、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。挙手に関する自己効力、結果予期、結果価値についても、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4つの仮説は設定された。①自己効力、結果予期、および結果価値の間には、低い相関しかみられず、三者は独立した存在であろう。②挙手行動と自己効力との関連は、他の結果予期、結果価値との関連よりも高いであろう。ただし、③結果予期、結果価値と挙手行動とのあいだにも、ある程度の関連がみられるであろう。④自己効力、結果予期、および結果価値に関して、性差、学年差が存在するであろう。

方 法

被調査者 茨城県内の6つの小学校の3年生から6年生にわたり、各学年7クラスずつが調査対象となった。被験者数は、3年生239名(男子130名,女子109名)、4年生267名(男子135名,女子132名)、5年生286名(男子143名,女子143名)、6年生259名(男子143名,女子各116名)の合計1052名であった***。また、再検査信頼性の検討に用いられたのは、3年生31名(男子14名,女子17名)、4年生43名(男子21名,女子22名)、5年生44名(男子21名,女子23名)、6年生39名(男子21名,女子18名)の合計157名であった。

手続 いずれの尺度項目も、教師あるいは大学生が質問項目を読み、児童に各自記入させる形態で行われた。回答時間は、40分程度であった。

調査年月 1988年10月初旬～11月初旬

材 料

1. 尺度項目

(1)自己効力尺度 発表するための挙手に関する自己効力を問う項目で、挙手ができるかどうかという自己効力そのものを問う項目、自己効力の情報源泉の1つである情動喚起があるかどうかを問う項目からなる。内容的妥当性について、心理学研究者2名によって、検討され妥当だとされる14項目から構成される(TABLE 1)。それぞれの項目は、「まったくちがう」、「すこしちがう」、「すこしそうです」、「まったくそうです」

の4段階評価で答えさせるものであった。項目の得点化に際しては、自己効力の高いことをあらわす指標を4点、低くなるにつれて順に3点、2点、1点と得点化した。

TABLE 1 自己効力尺度各項目の平均と標準偏差 (N=1052)

項 目 内 容	平均	標準偏差	I-T相関
1. どんな時でも、手をあげて発表できます。	2.411	0.747	0.630
4. 思いついたことがあったら、なんでも手をあげて発表できます。	2.510	0.878	0.662
7. 手をあげて発表するとき、あがりません(緊張しません)	2.675	0.999	0.587
10. 手をあげて発表するとき、あがりません(緊張します)。	2.302	1.027	0.593
13. 発表するために、手をあげるときは、どきどきします。	2.338	1.049	0.636
16. 発表するために、手をあげるときは、たのしいです。	2.508	0.930	0.570
19. 発表するために、手をあげるのは、簡単です。	2.685	0.967	0.629
22. 発表するために、手をあげるのは、むずかしいです。	1.955	0.935	0.563
25. 自信がないことでも、手をあげて発表できます。	2.354	0.939	0.646
28. 自信があることなら、手をあげて発表できます。	3.466	0.817	
31. 少しぐらいまちがっていても、手をあげて発表できます。	2.733	0.927	0.646
33. はっきりしないことは、手をあげて発表できません。	2.733	0.927	0.514
35. 手をあげて発表することは、得意です。	2.282	0.946	0.714
38. 手をあげて発表するのは、にがてです。	2.422	1.048	0.771

(2)結果予期尺度 本研究では、Bandura (1978, 1984, 1986)の定義に従い、結果予期を行動の帰結として得られるものと定義した。結果予期尺度は、挙手して発表したあと、友達や先生から、ポジティブな結果か、もしくはネガティブな結果が得られるかどうかという結果予期に関する13項目から構成される(TABLE 2)。

ポジティブな結果には、好かれる・ほめられる・良いことが起こる・答えが間違っていないか含まれる。ポジティブな結果の逆転項目であった。それぞれの項目は、自己効力尺度と同様に4段階評定で答えさせるものであった。ポジティブな結果をあらわす指標を4点、低くなるにつれて順に3点、2点、1点と得点化した。

(3)結果価値尺度 発表すること自体の大切さなど、結果の価値に関する項目から構成される(TABLE 3)。結果価値には、ぜひ発表したい・発表することは大切である・めだつことは嫌いである・発表することは面白

*** 学校により協力が得られなかった調査項目もあるため、被験者数が調査内容によって異なっている。被験者数については、随時掲載することにする。

TABLE 2 結果予期測定各項目の平均と標準偏差 (N=1052)

項 目 内 容	平均	標準偏差	I-T相関
2. 発表すると、友達にきらわれると思います。	1.259	0.606	
5. 発表すると、友達にすかれると思います。	2.032	0.910	0.548
8. 発表すると、友達にほめられると思います。	1.875	0.898	0.543
11. 発表すると、友達におこられると思います。	1.221	0.593	
14. 発表すると、友達にばかにされると 思います。	1.297	0.633	0.379
17. 発表すると、先生にほめられると思います。	2.432	1.005	0.535
20. 発表すると、先生におこられると思います。	1.174	0.546	
23. 発表すると、先生にわられると思います。	1.447	0.817	0.421
26. 発表するとき、答えがまちがって るのではないかと、心配です。	3.080	0.954	0.459
29. 発表するとき、たとえ答えがまち がっていても、べつにかまいません。	2.534	0.982	0.493
32. 発表すると、わるいことがおこる と思います。	1.260	0.616	
36. 発表すると、よいことがおこる と思います。	2.492	1.012	0.582
39. 発表すると、友達に笑われる と思います。	1.552	0.833	0.471

い・発表することは良いことである・絶対、発表しなければならないという項目から構成され、内容的妥当性について、心理学研究者2名によって、検討され妥当だとされる12項目から構成される。また、それぞれ逆転項目をもっていた。それぞれの項目は、自己効力尺度と同様に4段階評定で答えさせるものであった。価値をおくことをあらわす指標を4点、低くなるにつれて順に3点、2点、1点と得点化した。

2. 挙手行動についての仲間評定

各児童に対し、クラス内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3人以内で書かせることを行った。各児童の得意については、苦手な児童、得意な児童の得点については、苦手な児童、得意な児童の指名数の対数値($\log(X+1)$)の差をとって、仲間評定得点とした。

3. 社会性得点

児童ひとりひとりに対して、休み時間に遊ぶとしたら、クラスの中の誰と遊びたいか3名以内で答えさせるソシオメトリーを実施した。被指名数の対数値($\log(X+1)$)をもって、その個人の社会性得点とした。

4. 教師評定質問紙

本質問紙を実施した各クラスの教師が、そのクラス内の各児童ひとりひとりについて、挙手行動の評価を5段階評定を行った。挙手行動については、知っている答えを発表するときの挙手、意見を述べるときの挙手の2つの測定が、分析に用いられた。前者を教師評定1、後者を教師評定2と呼ぶことにする****。

TABLE 3 結果価値測定各項目の平均と標準偏差 (N=1052)

項 目 内 容	平均	標準偏差	I-T相関
3. ぜひ、発表したいと思います。	2.854	0.885	0.654
6. ぜったい、発表したくないと思います。	1.606	0.804	0.593
9. 発表することは、大切だと思います。	3.624	0.671	
12. 発表することは、あまり大切ではな いと思います。	1.354	0.669	
15. 発表するような、めだつことは きらいです。	1.971	0.929	0.636
18. 発表するような、めだつことが すきです。	2.281	0.941	0.627
21. 発表することは、おもしろい と思います。	2.614	0.938	0.697
24. 発表することは、つまらない と思います。	1.691	0.830	0.640
27. 発表することは、よいことだ と思います。	3.620	0.681	
30. 発表することは、わるいこと だと思います。	1.144	0.499	
34. ぜったい、発表しなければならない と思います。	2.279	0.888	0.424
37. べつに、発表しなくてもよい と思います。	1.802	0.833	0.558

5. 学業成績

児童ひとりひとりに関して、前学期の学業成績をもとに、国語、社会、理科、算数の5段階評価成績を回答していただいた。4教科の合計値を学業成績得点として用いた。

結 果

1. 発表の際の挙手に関する自己効力尺度の検討

(1) 信頼性の検討 この尺度には、当初14項目が含まれていたが、平均、標準偏差、項目一全体相関係数、および α 係数を検討し、13項目が残った(TABLE 1参照)。

削られた項目は、項目番号28の項目であり、内容的にも自己効力を十分に表わしているとは言えないと考えられた。項目平均は、2.23~3.04の範囲にあり、項目の標準偏差は、0.75~1.05の間にあった。項目一全体相関係数は、.514~.738の間にあった。この得点の平均は、33.36、標準偏差は、7.78、範囲は13~52であった。なお、得点分布図は、ほぼ正規型であった。

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2週間後の再テストによる再テスト法の2種類の信頼性係数が検討された。その結果、内的整合性(α 係数)は、.872であり、十分に高いものであった。また、再テスト法(2週間後)による信頼性係数を求めたところ、.868であり、こちらも十分に高いものであった。本尺度の信頼性は、以上の結果から、保証されていると考えられる。

**** 社会性に関する教師評定がとられたが、ハロー効果の影響が考えられたため分析には用いなかった。

(2)自己効力得点の学年差と性差 自己効力得点の学年差と性差を検討するため、性×学年の2要因分散分析を行った。

その結果、学年の主効果($F(3,1045)=4.50, p<.01$)、性の主効果($F(1,1045)=38.76, p<.01$)、および学年×性の交互作用($F(3,1045)=3.97, p<.01$)の全てが有意であった。学年の主効果、および性の主効果が有意になっているが、交互作用効果が有意であるため、交互作用効果について検討していくことにする。各学年について男女別の平均値をみると、Fig. 1のように、男子は学年が変わっても変動していないのに対して、女子は学年が上がるにしたがい自己効力が下がっていく傾向がみられる。この結果を確認するため、Tukey法による多重比較を行った。その結果、3年女子と5年女子、3年女子と6年女子、4年女子と6年女子、5年男子と5年女子、6年男子と6年女子の間でそれぞれ5%水準で有意な差がみられた。この結果、男子については、自己効力得点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、自己効力得点が下がっていくということが確認された。

2. 結果予期尺度の検討

(1)信頼性の検討 この尺度には13項目を用意したが、平均、標準偏差、項目－全体相関係数、および α 係数を検討し、9項目が残った(TABLE 2参照)。

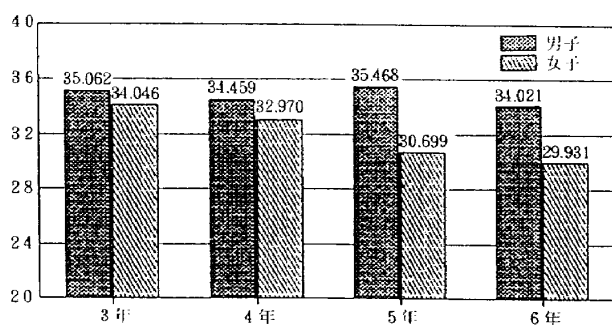


Fig. 1 自己効力得点

削られた項目は、項目番号2, 11, 20, 32の4項目であった。項目の内容は、結果予期を代表していると考えられるが、あまりにも、項目平均が歪み、標準偏差もかなり小さいことから削られた。項目14も、平均、標準偏差ともに、低い値を示しているが、全体の項目数、 α 係数、全体－項目相関係数等を考慮して残した。項目平均は、1.30～3.08の範囲にあり、項目の標準偏差は、0.63～1.01の間であった。項目－全体相関係数

は、.379～.582の間であった。この得点の平均は、23.99、標準偏差は、4.01、範囲は11～36であった。結果予期得点の分布は、ほぼ正規型であった。

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2週間後の再テストによる再テスト法の2種類の信頼性係数が検討された。

その結果、内的整合性(α 係数)は、.614であり、十分に高いとは言えないものであったが、ある程度の内的整合性は存在すると考えられる。また、2週間後に、同じ内容の尺度を実施しその得点との相関値(再テスト法による信頼性係数)を求めたところ、.753であり、こちらは十分に高いものであった。結果予期尺度において、以上のような結果から、信頼性は保証されていると考えられる。

(2)結果予期得点の学年差と性差 結果予期得点の学年差と性差を検討するため、性×学年の2要因分散分析を行った。

その結果、学年の主効果($F(3,1045)=14.30, p<.01$)のみが有意であった。しかし、性の主効果($F(1,1045)=1.16, p>.10$)、および学年×性の交互作用($F(3,1045)=1.28, p>.10$)は、有意ではなかった。各学年について男女別の平均値をみると、Fig. 2のように、性差はあまりみられないものの、学年差については、5年と4年が入れ替わっているものの、学年が上がるにつれて、結果予期得点がさがってくる傾向がみられる。この学年の主効果について検討するため、Tukey法による多重比較を行った。その結果、3年($M=25.21$)と5年($M=24.26$)、3年と4年($M=23.56$)、3年と6年($M=23.02$)、および5年と6年の間に5%水準で有意な差がみられた。この結果、結果予期得点は、性差はみられないものの、学年が上がるにつれて下がっていく(ネガティブな結果を予期する)傾向がみられると考えられる。

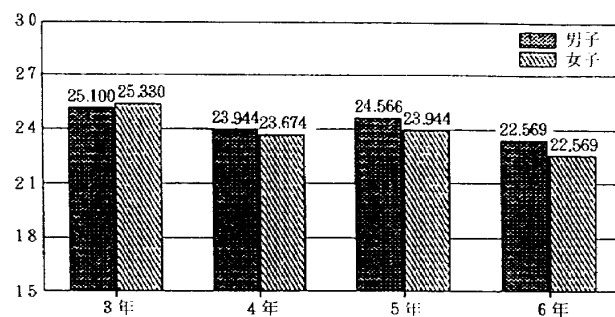


Fig. 2 結果予期得点

3. 結果価値尺度の検討

(1)信頼性の検討 この尺度には、当初12項目が含まれていたが、平均、標準偏差、項目一全体相関係数、および α 係数を検討し、8項目が残った(TABLE 3参照)。削られた項目は、項目番号9, 12, 27, 30の4項目であった。項目の内容は、結果価値を代表していると考えられるが、あまりにも、項目平均が歪み、標準偏差もかなり小さいことから削られた。項目平均は、1.61~2.85の範囲にあり、項目の標準偏差は、0.80~0.94の間にあった。項目一全体相関係数は、.424~.697の間にあった。この結果価値得点の平均は、22.96、標準偏差は、4.27、範囲は8~36であった。結果価値得点の分布図は、ほぼ正規型であった。

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2週間後の再テストによる再テスト法の2種類の信頼性係数が検討された。

その結果、内的整合性(α 係数)は、.751であり、十分に高い値であり、ある程度の内的整合性は存在すると考えられる。また、2週間後に、同じ内容の尺度を実施しその得点との相関値(再テスト法による信頼性係数)を求めたところ、.756であり、こちらも十分に高いものであった。結果価値尺度において、以上のような結果から、信頼性は保証されていると考えられる。

(2)結果価値得点の学年差と性差 結果価値得点の学年差と性差を検討するため、性×学年の2要因分散分析を行った。

その結果、学年の主効果($F(3,1045)=0.82, p>.10$)、性の主効果($F(1,1045)=1.80, p>.10$)、および学年×性の交互作用($F(3,1045)=1.47, p>.10$)のいずれも、有意ではなかった。この結果価値得点について、各学年について男女別の平均値をみると、FIG. 3のようであり、各学年男女とも非常にわずかな差しかみられないことがわかる。このように、結果価値得点については、学年差、性差とも、確認されなかった。

4. 各尺度間、測定間の関係

各尺度間、測定間の関係について検討するため、尺度において有意差がみられた性差・学年差の影響を取り除いたときの各尺度間の相関(偏相関)を求めたところ、TABLE 4のような結果が得られた。それによると、自己効力尺度と結果予期尺度の間の相関係数は、.47 ($p<.01$)であった。また、自己効力尺度と結果価値尺度の間の相関係数は、.68 ($p<.01$)であった。そして、結果予期と結果価値との相関係数は、.55 ($p<.01$)であった。いずれの尺度の間においても、有意な相関がみられた。とりわけ、自己効力尺度と結果価値尺度の間の高い相関が目立っ

ている。

各測定間の関係について検討する。教師評定1・2共に、仲間評定とは.61 ($p<.01$)、.58 ($p<.01$)という高い相関がみられ、両者とも挙手行動に関して比較的安定した測度であると考えられる。

5. 各尺度と挙手行動との関連についての検討

①偏相関分析 教師評定、仲間評定ともに学業成績に関する測度と.45 ($p<.01$)から.56 ($p<.01$)の高い相関があり、社会性測度も各測度と相関がみられるため、学年、性、学業成績、社会性をコントロールした各尺度と挙手行動測度との偏相関値を検討する(TABLE 5)。自己効力尺度については、挙手行動に関する教師評定・仲間評定との間に.36 ($p<.01$)から.40 ($p<.01$)の相関がみられ、結果予期尺度については、.12 ($p<.01$)から.22 ($p<.01$)程度の相関がみられた。結果価値尺度に

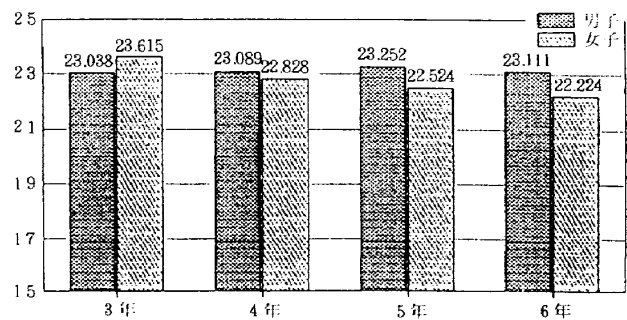


FIG. 3 結果価値得点

TABLE 4 学年、性をコントロールした偏相関値 (N=712)

	結果予期	結果価値	教師1	教師2	仲間	社会性	学業成績	平均	標準偏差
自己効力	.472**	.678**	.462**	.431**	.471**	.022	.284**	33.371	7.782
結果予期		.552**	.250**	.173**	.207**	.073*	.123**	23.991	4.012
結果価値			.392**	.344**	.390**	.141**	.248**	22.957	4.265
教師1				.765**	.606**	.038	.506**	3.334	1.024
教師2					.580**	.200*	.454**	3.240	1.098
仲間						.140**	.558**	-0.026	0.568
社会性							.057	0.768	0.418
学業成績								12.252	3.476

については、教師評定・仲間評定との間に.25 ($p<.01$)から.32 ($p<.01$)の相関がみられた。このように、各尺度との挙手行動測定との関連があることが考えられる。

②ステップワイズ回帰分析 各挙手行動測度を目的変数に、自己効力、結果予期、結果価値、社会性、学業成績を予測変数とした。以上の変数に関して、全学年をまとめた分析、および尺度得点の性差学年差が特

に顕著になる6年生の結果について、性ごとにステップワイズ法による分析を行った。なお、回帰に関するF値の有意性確率が15%以下の変数のみがモデルに投入された。

TABLE 5 学年、性、社会性、学業成績をコントロールした偏相関値 (N=710)

	自己効力	結果予期	結果価値
教師1	.385**	.219**	.321**
教師2	.359**	.122**	.250**
仲間	.395**	.162**	.301**

まず全学年をまとめた結果を見ていくことにする (TABLE 6)。教師評定1に関して、偏回帰係数が有意であった変数は選出順に、学業成績

($F(1,709)=193.59, p<.01$), 自己効力 ($F(1,709)=101.70, p<.01$), 結果予期 ($F(1,709)=3.08, p<.10$) であった。教師評定2に関して、偏回帰係数が有意であった変数は選出順に、学業成績 ($F(1,709)=159.09, p<.01$), 自己効力 ($F(1,709)=112.76, p<.01$) であった。仲間評定に関して、偏回帰係数が有意であった変数は選出順に、学業成績 ($F(1,709)=325.89, p<.01$), 自己効力 ($F(1,709)=191.77, p<.01$), 社会性 ($F(1,709)=18.96, p<.01$), 結果価値 ($F(1,709)=8.93, p<.01$) であった。

各学年性別に、ステップワイズ分析を行ったところ、学業成績のつぎに予測力を持つものは、自己効力であり、ほぼ同様の結果を得られた。尺度の性差学年差が特に顕著になる6年生の結果については、他の学年と異なる様相を示したので、特に結果を掲載する。6年の男子の結果を見ていくことにする。教師評定1に関して、偏回帰係数が有意であった変数は選出順に、自己効力 ($F(1,100)=46.33, p<.01$), 学業成績 ($F(1,100)=7.82, p<.01$) であった。教師評定2に関して、偏回帰係数が有意であった変数は選出順に、自己効力 ($F(1,100)=52.16, p<.01$), 学業成績 ($F(1,100)=8.50, p<.01$), 結果予期 ($F(1,100)=3.15, p<.10$) であった。仲間評定に関して、偏回帰係数が有意であった変数は選出順に、自己効力 ($F(1,100)=46.58, p<.01$), 学業成績 ($F(1,100)=18.18, p<.01$) であった。つぎに、6年の女子の結果を見ていくことにする。教師評定1に関して、偏回帰係数が有意であった変数は選出順に、学業成績 ($F(1,69)=26.05, p<.01$), 自己効力 ($F(1,69)=6.77, p<.05$), 結果予期 ($F(1,69)=2.46, p<.15$) であった。教師評定2に関して、偏回帰係数が有意であった変数は選出順に、学業成績 ($F(1,69)=18.35, p<.01$), 自己効力 ($F(1,69)=6.47, p<.05$), 結果予期 ($F(1,69)=5.34, p<.05$) であった。仲間評定に関して、偏回帰係数が有意であった変数は選出順に、学業成績 ($F(1,69)=37.19, p<.01$), 自己効力 ($F(1,69)=17.74, p<.01$), 社会性 ($F(1,69)=$

6.48, $p<.01$), 結果予期 ($F(1,69)=3.89, p<.10$) であった。このように、特に6年生の男子においては、自己効力が挙手行動の第1の予測変数となっていることが確認された。全体をまとめてみると、自己効力は、どの学年においても教師評定・仲間評定のいずれでも、一貫して1番から3番目のいずれかに選出され、挙手行動を予測する変数として考えられることがわかる。それに対し、結果予期と結果価値に関しては、どの学年においても、一貫して自己効力よりも後の順序に選出されている。また、選出されるかどうかにおいても、一貫していない。

③分散分析 各尺度得点の上位下位約30%のものを、それぞれ上位群下位群として独立変数とし、仲間評定値の対数を従属変数として、非直行型の3要因分散分析を行った。各要因の主効果の大きさを調べるためであり、また、分析対象も釣り合いが取れていないため、2次以上の交互作用は検討しなかった。各群の人数、平均値および標準偏差については、TABLE 7のようであり、分散分析の結果はTABLE 8のようであった。自己効力については、いずれの学年・性においても、有意であった。結果予期については、5年の男子のみで有意傾向がみられたのみであった。結果価値については、3年の男女、4年、5年の男子のみが有意であった。

TABLE 6 ステップワイズ分析結果

		独立変数	ステップ	予測変数	R ²	回帰係数	F比
全学年 (男女全体)	教師 1	1	学業成績	.252	.252	193.589**	
		2	自己効力	.365	.113	101.703**	
		3	結果予期	.369	.003	3.082*	
	教師 2	1	学業成績	.217	.217	159.092**	
		2	自己効力	.346	.129	112.762**	
		仲間	1	学業成績	.363	.363	325.885**
	2		自己効力	.523	.160	191.769**	
	3		社会性	.538	.015	18.961**	
	6 年男子	教師 1	1	自己効力	.364	.364	46.326**
2			学業成績	.420	.057	7.818**	
教師 2			1	自己効力	.392	.392	52.160**
		2	学業成績	.450	.058	8.495**	
		3	結果予期	.471	.021	3.147*	
仲間		1	自己効力	.365	.365	46.584**	
		2	学業成績	.483	.118	18.175**	
		6 年女子	教師 1	1	学業成績	.317	.317
2				自己効力	.392	.075	6.769*
3	結果予期			.419	.026	2.456	
教師 2	1		学業成績	.247	.247	18.346**	
	2		自己効力	.326	.079	6.472*	
	3		結果予期	.387	.061	5.336*	
仲間	1		学業成績	.399	.399	37.187**	
	2		自己効力	.546	.147	17.739**	
	3		社会性	.594	.049	6.479*	
	4	結果予期	.622	.028	3.885*		

TABLE 7 各群の人数、平均および標準偏差値

		3 年		4 年		5 年		6 年	
自己効力	女子高群	17	.642 .538	21	.482 .450	34	.395 .627	27	.471 .528
	低群	16	-.277 .655	26	-.383 .610	26	-.255 .608	20	-.303 .613
	男子高群	34	.333 .596	31	.360 .575	32	.401 .665	34	.395 .692
	低群	20	-.211 .552	28	-.351 .655	29	-.472 .712	26	-.255 .634
結果予期	女子高群	19	.437 .546	17	.321 .533	33	.269 .681	24	.261 .590
	低群	14	-.132 .693	30	-.176 .770	27	-.076 .589	23	.017 .756
	男子高群	31	.248 .639	24	.118 .832	34	.323 .597	33	.269 .788
	低群	23	-.026 .669	35	-.043 .605	27	-.440 .801	23	-.076 .771
結果価値	女子高群	19	.603 .581	17	.484 .620	31	.267 .715	31	.267 .552
	低群	14	-.356 .514	30	-.268 .631	29	-.051 .569	29	-.051 .664
	男子高群	35	.366 .539	27	.401 .545	32	.405 .657	26	.370 .631
	低群	19	-.300 .548	32	-.297 .671	29	-.476 .689	21	-.142 .683

注) 各セルの左：人数，中央：平均，右：標準偏差

TABLE 8 分散分析結果

	3 年	4 年	5 年	6 年
自己効力	31.60**	31.34**	16.09**	22.09**
	13.72**	22.45**	28.00**	29.81**
結果予期	0.04	2.19	0.02	1.46
	0.14	0.16	3.12*	0.89
結果価値	10.02**	2.35	0.11	0.21
	8.44*	6.16*	4.93**	2.00

注) 各学年の上段は女子，下段は男子。

**：1%，*：5%，+：10%

考 察

まず，信頼性についての検討を行う。本研究においては，結果予期尺度のみ α 係数が低い値を示した。Perry et al. (1986) においても，自己効力尺度では， α 係数は比較的安定して高い値を示したのに対し，結果予期尺度では，全般的に低い値を示した。Perry et al. (1986) の結果と同様に，本研究においても，結果予期においては，非常に多様な結果が考えられるため低い値がでたと考えられよう。本尺度の信頼性は，十分保証されているものと考えられる。ただし，各概念間の独立性を考慮した質問項目を作成する上で，自己効力尺度，結果価値尺度において，うら・おもてから問う質問項目ができてしまっているため，狭い範囲に調査内容が限定されていることを考慮する必要がある。

次に，仮説①「自己効力，結果予期，および結果価値の間には，低い相関しかみられず，3 者は独立した存在であろう」という点について検討する。自己効力と結果予期の間の相関 (.472, $p<.01$) については，Manning & Wright(1983) の .75 までは高くないが，Maddux et al. (1986) の .13 ($p<.23$)，Arisohn et al. (1988) の

.11 ($p>.10$)，Perry et al. (1986) (詳細不明) ほどは低い値ではなかった。これは，Manning & Wright (1983) の研究は，調査的研究であったのに対し，Maddux et al. (1986)，Arisohn et al. (1988) の研究は，刺激文に対する反応であり，人為的につくられた場面であるせいであるとも考えられる。また，Perry et al. (1986) の結果は，学年差を無視した相関値を検討しているため，一般化できないと考えられる。

自己効力と結果価値の間の相関 (.68, $p<.01$)，結果予期と結果価値の間の相関 (.55, $p<.01$) について，検討する。Manning & Wright (1983) においては，それぞれ .51 ($p<.01$)，.57 ($p<.01$) と報告されている。Maddux et al. (1986) の研究においては，それぞれ .39 ($p<.01$)，.23 ($p<.05$) と報告している。Maddux et al. (1986) よりも高い値を示していることも，同様に，Maddux et al. (1986) の研究が刺激文に文する反応を用いており，別々に 3 つの要因を操作するなど，人為的に作られた場面を利用しているせいであるとも考えられる。

本研究では，発表するための挙手にしぼってはいるものの，特定状況下の特定行動ではなく性格特性面からアプローチしたため，さまざまな誤差要因が混入したと考えられる。そのため，自己効力・結果予期・結果価値の間の相関が高かったと考えられよう。しかし，特定場面であれば，自己効力・結果予期・結果価値の間の分離は可能であるとも考えられる。このことを明らかにするためには，日常的な教室場面の個々の挙手行動において，自己効力，結果予期，および結果価値とが独立した存在として行動に関連しているのかどうかを，今後明らかにしていく必要がある。このように，3 要因間の独立性については明らかにされず，仮説①は支持されなかった。

次に仮説②「挙手行動と自己効力との関連は，他の

結果予期、結果価値との関連よりも高いであろう」という点については、検討していくことにする。学年、性、社会性、学業成績の全ての影響を取り除いたときの偏相関係数 (TABLE 5) をみると、自己効力と教師評定の間に関しては、.39 ($p<.01$), .36 ($p<.01$) の偏相関が、また、仲間評定との間に関しては、.40 ($p<.01$) の偏相関がみられた。結果予期に関しては、.12 ($p<.01$) から、.22 ($p<.01$) の間の偏相関がみられた。結果価値に関しては、.25 ($p<.01$) から .32 ($p<.01$) の間の偏相関がみられた。いずれにおいても、有意な相関がみられたものの、自己効力と挙手測定 (教師評定、仲間評定) の相関値が、そのほかの結果予期・結果価値よりも高い値を示していた。ステップワイズ回帰分析結果において、自己効力は、全学年および各学年においても教師評定2 (意見を述べるときの挙手)・仲間評定のいずれでも、一貫して1番目か2番目に選出され、挙手を予測する変数として考えられる。それに対し、結果予期と結果価値に関しては、どの学年・性においても、一貫して自己効力よりも後の順序に選出されている。また、選出されるかどうかにおいても、一貫していない。また、6年男子においては、挙手行動の第1予測変数として、自己効力が考えられる。なぜ、6年男子のみがこのような結果になったかについては今後の研究が必要であり即断は出来ないように思われる。また、非直行型分散分析においても、自己効力の主効果が各学年男女ですべて有意であったのに対し、結果予期の主効果や結果価値の主効果では一貫していなかった。挙手行動について自己効力との結び付きが、他の結果予期、結果価値よりも高いと考えられ、仮説②については、支持されたと考えられる。

次に仮説③「結果予期、結果価値と挙手行動とのあいだにも、ある程度の関連がみられるであろう」という点について検討していくことにする。先に述べたように、結果価値に関しては、学年、性、社会性、学業成績の全ての影響を取り除いたときの挙手行動評定測定との偏相関係数は自己効力ほど高い値ではないが、いずれも有意な相関がみられた。また、結果予期に関しても、挙手行動評定測定との偏相関値はいずれも有意であった。いずれの間においても、低い相関であったものの統計的有意であった。非直行型分散分析においては、結果価値において3年から5年までの男子が有意であったが、そのほかは一貫した結果は得られなかった。

相関値において統計的に有意であったものの、いずれも低い値であり、仮説③については更なる検討を要

すると思われる。

最後に、仮説④「自己効力、結果予期、および結果価値に関して、性差、学年差が存在するであろう」という点について検討を行う。まず、自己効力については、分散分析の結果、男子は学年が上がっても変動していないのに対して、女子は学年が上がるにしたがい自己効力が下がっていく交互作用効果がみられた。Perry et al. (1986) の報告によると、攻撃の始発に関する自己効力において性の主効果、言語説得に関する自己効力で学年の主効果、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。しかし、後者において5・6年生では女子が高く、4・7年生では男子のほうが高いという結果であり、今回のような一貫した報告はない。学年とともに、期待効果などにより、女子のほうが挙手のような社会的主張行動を苦手とする性差が現れるためであると考えられる。教師対象の調査 (藤生, 1989) においても、女子のほうが、挙手に関して積極的ではないという結果が得られている。この点に関して、今後十分な検討が必要であろう。結果予期待点においては、性差はみられないものの、学年が上がるにつれて得点が下がっていく (ネガティブな結果を予期する) 傾向がみられた。Perry et al. (1986) の報告によると、攻撃に関する結果予期では、学年差のほかに性差、性と学年交互作用なども報告されているが、本研究では学年の主効果のみが確認された。学年が上がるにつれて、周りの反応を気にするようになるためであると考えられる。結果価値得点については、学年差、性差とも、確認されなかった。自己効力に関連させた、結果価値の発達の研究はこれまでのところ見られないので、このことが一般的なことであるのか確認する必要がある。このように、自己効力については性と学年の交互作用が、結果予期については学年の主効果が、結果価値については、性差学年差のいずれも確認されなかった。仮説④については、一部支持される結果であった。

このように発表の際の挙手を促すには、自己効力、結果予期、結果価値のいずれをも考慮することが必要であるという示唆が得られた。自己効力については発表練習などをさせることが対策として考えられるのに対し、結果予期についてはクラス全体の雰囲気を変えること、結果価値については発表することを重視することが必要であり対処方法が異なる。このうち、自己効力が最も重要であると考えられる。

本研究は挙手行動について探索的に検討したものであり、今後の研究を待たねばならない点が存在する。

今後の課題として，実際の教室場面において，子供がどのようなプロセスで挙手しようと意思決定するかを検討することが必要である。その際，どのような要因によって自己効力，結果予期，結果価値が影響を受け，どのように変動し，それがどのように挙手行動へと影響を与えていくかのダイナミックなプロセスを明らかにしていくことが必要であろう。

引用文献

- Arisohn, B., Bruch, M.A., & Heimberg, R.G. 1988 Influence of assessment methods on self-efficacy and outcome expectancy ratings of assertive behavior. *Journal of Counseling Psychology*, **35**, 336—341.
- Bandura, A. 1977 Self-efficacy : Toward a unifying theory of behavioral change. *Psychological Review*, **84**, 191—215.
- Bandura, A. 1978 Reflection on self-efficacy. *Advance in Behavior Research and Therapy*, **1**, 237—269.
- Bandura, A. 1984 Recycling misconceptions of perceived self-efficacy. *Cognitive Therapy and Research*, **9**, 231—255.
- Bandura, A. 1986 *Social foundations of thought and action : A social cognitive theory*. New York : Prentice-Hall.
- Boldizar, J.P., Perry, D.G., & Perry, L.C. 1989 Outcome values and aggression. *Child Development*, **60**, 571—597.
- Eastman, C., & Marizillier, J.S. 1984 Continuing problems with self-efficacy theory : a reply to Bandura. *Cognitive Therapy and Research*, **8**, 213—229.
- 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
- Kaley, R. and Cloutier, R. 1984 Developmental determinants of self-efficacy predictiveness. *Cognitive Therapy and Research*, **8**, 643—656.
- Kirsch, I. 1985 Self-efficacy and expectancy : Old wine with new labels. *Journal of Personality and Social Psychology*, **49**, 824—830.
- Maddux, J.E. & Rogers, R.W. 1983 Protection motivation and self-efficacy : A revised theory of fear appeals and attitude change. *Journal of Experimental Social Psychology*, **19**, 469—479.
- Maddux, J.E., Sherer, M., & Rogers, R.W. 1982 Self-efficacy expectancy and outcome expectancy : Their relationship and their effects. *Cognitive Therapy and Research*, **6**, 207—212.
- Maddux, J.E., Norton, L.W., & Stoltenberg, C.D. 1986 Self-efficacy expectancy, outcome expectancy, and outcome value : Relative effects on behavioral intentions. *Journal of Personality and Social Psychology*, **51**, 783—789.
- Maddux, J.E., Stanley, M.A. 1986 Self-efficacy theory in contemporary psychology : An overview. *Journal of Social and Clinical Psychology*, **4**, 249—255.
- Manning, M.M., & Wright, T.I. 1983 Self-efficacy expectancies, outcome expectancies, and the persistence of pain control in child-birth. *Journal of Personality and Social Psychology*, **45**, 421—431.
- 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

本論文をまとめるにあたり，御指導いただいた筑波大学心理学系 高野清純教授に感謝いたします。

(1990年1月12日受稿)