

〔原著〕

## 児童用親和動機尺度の開発

川口短期大学 こども学科：藤枝 静暁  
筑波大学大学院人間総合科学研究科：新井邦二郎

The development of the affiliation motive scale for children

Shizuaki Fujieda and Kunijiro Arai

### 1. 目的

今日の学校現場において、いじめ、学級崩壊、不登校、そして問題行動など、いわゆる学校不適応と呼ばれる現象が社会的問題となっており、その治療や予防を進めていくための方策が求められている（佐藤・金山，2001）。一つの方策として、小学校を中心に普及しているのが、学級単位のソーシャルスキル訓練（Classwide Social Skills Training, 以下CSSTと略記する）である。CSSTの特徴は、①学級単位で実施するために、児童全員が社会的スキルを学習する機会を得ることができる、②社会的スキルの般化が期待できる、③CSSTならば、担任教師が通常の授業時間において無理なく実施できることである（藤枝・相川，2001）。藤枝・相川（2001）、藤枝（2006）はCSSTを実践し、効果があることを報告しているが、一方で、問題点があることも指摘している。たとえば、学級に在籍している児童個々のソーシャルスキルの獲得状況に無視できない差があるという点である。児童のソーシャルスキルの獲得状況においてこのような個人差が発生するのはなぜであろうか。相川（2000）によれば、ソーシャルスキルの学習は成長する過程で、日々の日常生活の中で、さまざまな人間関係を体験することを通じて行われる。体験という視点で考えるならば、小学校においては、原則として、児童全員が学級活動に参加し、その中で共通の体験をしているはずである。つまり、児童に

よって学校内で体験している量や内容に大差は無いと考えることができる。そうであるならば、「体験する」こと以外に何か別の要因が存在し、児童のソーシャルスキルの獲得に影響を与えている可能性がある。別の要因であるが、一つの可能性として、動機づけを挙げることができる。動機づけは学級の児童の行動に影響を与えている（下山・曾我部，1977）と指摘されているからである。

動機づけに関しては、その概念の捉え方は、各研究パラダイムによって異なっている。たとえば、粕井（2003）は生理学的動機づけ理論に立ち、動機づけとは動機の発生により行動が解発し、解発した行動を維持し、一定の方向に導かれて終結させるまでの力動的な過程である、としている。藤田（1990）は学習理論の立場から、動機づけとはある行動を一定の方向に生じさせ、そしてその行動を持続させていく原動力であり、学習のための重要な条件の一つである、と述べている。

動機の種類についても、その分類の仕方に確定的なものはない。粕井（2003）は動機を一次的動機（生得的動機）と二次的動機（社会的動機）に分類している。一次的動機はホメオスタシスの動機、性動機、内発的動機の3つであり、二次的動機には達成動機、親和動機、承認動機などが含まれている。Sears & Hilgard（1964）は動機づけが外的に規制されているか、学習者の内的条件に規制されているかによって、外発的動機づけと内発的動機づけに分類し

ている。Sears & Hilgard (1964) によれば、外発的な動機づけとは賞と罰を与えること、競争させることなどであり、内発的な動機づけとは達成動機を持たせること、親和的な社会的動機を持たせることなどが含まれている。

動機づけの機能は、活動性の高揚、方向づけ、強化という3つがある(粕井, 2003)。学級の児童の行動に即して考えると、「仲間と遊びたい」という動機があることによって、「仲間を作る」「仲間を捜す」「遊びを開始する」などの活動が始められる。そして、偶然ではなく、「仲間」や「遊び」といった誘因に向かって行動が方向づけられる。実際に、「仲間と遊ぶ」という目標が達成されたならば、その経験が報酬となるし、強化子にもなる。「仲間と遊ぶ」という目標が達成されるためには、動機づけに加えて、ソーシャルスキルも必要となってくる。「あいさつ」「聴き方」「話し方」「仲間への入り方」「仲間のさそい方」といったソーシャルスキルの獲得状況が不十分または未熟な子どもは、動機づけの高低に関わらず、仲間と遊ぶという目標は達成しづらくなる。児童のソーシャルスキルに関する先行研究においても、社会的に人気がない子どもは、さまざまなソーシャルスキルに欠ける(佐藤, 1996)と指摘されている。また、教室の中で攻撃性や引っ込み思案といった不適応を示す子どものソーシャルスキルが不足していることも明らかにされている(佐藤, 1996)。以上のように、ソーシャルスキルと動機づけとは密接な関係にあることが分かるが、動機づけの中でもソーシャルスキルと深い関連がある変数として親和動機が指摘されている(嘉数・前原・金城, 1991, 塚本・濱口, 2003)。親和動機とは、他の人と友好的な関係を成立させ、それを維持したいという社会的動機と定義されている(速水, 1999)。より広義には、他の人びとと一緒にしようとする動機、と定義されている(齋藤, 1992)。粕井(2003)や速水(1999)が指摘しているように、親和動機は社会的動機の一つである。社会的動機は個人が所属する集団や社会に基盤をおいて経験や学習によって二次的に獲得されたものであるゆ

えに(齋藤, 1992)、親和動機もまた、個人の属する集団・社会によって異なるし、個人の経験によっても異なっていると考えられる。では、人間はどのような場面において、親和動機が喚起されるのであろうか。Schacter (1959) は大学生を被験者とした実験を通して、①社会的な欲求を満たすため、②恐怖や不安を回避するために親和動機が喚起されると述べている。Schacter (1959) の主張にならって、児童の親和動機が喚起される場面について考えると、①仲間といたい、仲間と何かをしたい、②一人でいる不安や孤立することへの恐怖を回避したい、といった場面が考えられる。ただし、我が国の児童を対象に、Schacter (1959) の主張をそのまま当てはめることの是非については検討の余地があろう。なお、本研究では、親和動機とは学級内の仲間と友好的な関係を成立させ、それを維持したいという社会的動機と定義する。

これまで、児童のソーシャルスキルを測定する尺度はいくつか開発されている。しかしながら、児童の親和動機を測定する尺度の開発は遅れているのが現状である。今後、児童の親和動機とソーシャルスキルの関連性を明らかにし、親和動機への働きかけを含めた改良版とも言うべきCSST技法を開発し、児童が効果的にソーシャルスキルを獲得できるようになることが期待される。その前段階として、児童の親和動機を的確に把握するために、それを測定する尺度が必要となる。そこで本研究では対象を児童に限定し、親和動機を測定する尺度を新たに開発することを目的とする。

児童期およびそれ以外の発達段階も対象とした場合、親和動機を測定するための既存の尺度は、親和動機づけ尺度(下山・曾我部, 1977)、親和動機測定尺度(岡島, 1988)、親和動機尺度(杉浦, 2000)がある。下山・曾我部(1977)は小学校6年生108人を対象に、達成17項目と親和26項目からなる質問紙を用いて、児童の達成・親和動機づけの調査を行った。その結果、親和26項目については親和傾向、拒否不安、向社会性、従順さの4因子から構成されているこ

とを報告している。親和26項目について、一ヶ月後における再検査法による信頼性係数は.63であった。下山・曾我部(1977)の親和26項目は作成されてから30年以上経過している。作成された当時と現在では、子どもを取り巻く社会的環境が大きく変わっており、子どもの様子も変化している。したがって、下山・曾我部(1977)の尺度をそのまま使用するの適切とはいえないだろう。

岡島(1988)の親和動機測定尺度は、Hill(1987)のInterpersonal Orientation Scaleの日本語版であり、4因子、26項目から構成されている。この尺度は5件法にて、大学生を対象に実施された。それゆえに、「私に惹かれて、夢中になってくれる人と一緒にいたい」「自分と比較するために人に注目することがある」などの項目が含まれている。こうした項目は小学生を対象とした場合には適当とはいえず、このままで実施することは難しい。

杉浦(2000)の親和動機尺度は2因子構造であり、18項目で構成されている。調査対象は中学生366名、高校生528名、大学生233名であった。5件法にて実施されている。2因子とは、拒否不安因子と親和傾向因子である。信頼性係数の検討が行われており、拒否不安因子は.88、親和傾向因子は.86である。小学生と近い発達段階である中学生から大学生までを対象としており、作成年度は比較的最近といえる。

上記の通り、3つの親和動機を測定する尺度は、いずれもそのまま小学生に適應するには難しいと考えられる。しかし、児童の親和動機を測定する尺度を開発するための検討材料として活用するには十分な価値がある。よって、上記の3つの尺度を基として、本研究では児童の親和動機を測定する尺度を新たに開発する。

## 2. 方法

### <被験者>

被験者は関東の公立小学校1校の3・4・5・6年生237名であった。

### <尺度作成の手続き>

研究者と調査実施校の中・高学年担任教師8名と管理職2名が、児童が回答するという視点に立ち、上記の3つの尺度の作成時期、項目数、表現、項目内容について検討した。その結果、児童の親和動機を測定する尺度を作成するための基礎としては杉浦(2000)の親和動機尺度(拒否不安因子と親和傾向因子から構成されている)が最も適当であると判断された。杉浦(2000)の親和動機尺度は中学生から大学生までを対象としているが、本研究対象は小学3年生以上の児童であることから、項目に変更を加えた。まず、項目内の全ての漢字にふりがなをつけた。次にTable 1に示すように、項目2の「機嫌を損ねたくない」を「機嫌を悪くしたくない」に変更した。さらに、杉浦(2000)は親和動機の対象を広く捉えていることから、項目内の客体が「相手」「友達」「誰」「知り合い」「人」と多様に表現されている。本研究では、学級内の仲間に対する親和動機を測定することを目的としていることから、客体としての表現を「友達」に統一した。

### <実施方法と実施期間>

研究者が質問紙を実施する際の手順を書いた「実施マニュアル」を作成した。これを各担任教師に配布し、マニュアルに沿って質問紙調査を実施するように依頼した。各担任教師は授業以外の時間の中で、回答用紙を児童に配布し、「分からないことがあったら、先生に聞いてください」と教示した後に回答させた。児童全員が回答を終えたところで、各担任教師が質問紙を回収した。児童が回答するのに要した時間は約15分であった。実施期間は、2007年10月の第2週から第3週の間であった。

## 3. 結果

質問紙が実施された当日に欠席した児童、回答に不備がある児童を除いた有効回答数は、3年生では男子34名、女子29名、計63名、4年生では男子29名、女子27名、計56名、5年生では男子30名、女子33名、計63名、6年生では男子

Table 1 杉浦 (2000) の親和動機尺度に対する因子分析 (主因子法, プロマックス回転) の結果

		拒否不安	親和傾向	I-T 相関	項目が削除された場合の $\alpha$ 係数	削除項目	表現が変更された項目
全18項目 $\alpha = .85$							
拒否不安因子 9項目 $\alpha = .78$							
項目 1	友達からういているように見られたくない	0.32	0.03	0.29	0.85	○	○
項目 2	どんな時でも友達のきげんを悪くしたくない	0.45	0.08	0.43	0.84		○
項目 3	できるだけ、敵は作りたくない	0.63	-0.13	0.40	0.84		
項目 4	友達と対立しないように注意している	0.54	-0.10	0.37	0.84		○
項目 5	誰からも嫌われたくない	0.54	0.11	0.52	0.83		
項目 6	みんなと違うことはしたくない	0.47	-0.12	0.26	0.85	○	
項目 7	仲間外れにされたくない	0.71	0.06	0.62	0.83		
項目 8	一人であることで変わった人と思われたくない	0.64	-0.01	0.51	0.83		
項目 9	一人はっちでいたくない	0.50	0.20	0.56	0.83		
親和傾向因子 9項目 $\alpha = .83$							
項目10	友達とつきあうのが好きだ	-0.05	0.51	0.37	0.84		○
項目11	友達とは本当の気持ちを話せる関係でいたい	0.01	0.63	0.51	0.83		○
項目12	友達には自分の考えていることを伝えたい	-0.06	0.58	0.41	0.84		
項目13	友達と深く知り合いたい	-0.05	0.76	0.54	0.83		○
項目14	友達と喜びや悲しみをともにしたい	-0.10	0.69	0.45	0.84		○
項目15	友達が増えるのが楽しい	0.03	0.53	0.42	0.84	○	○
項目16	できるだけ多くの友達を作りたい	0.03	0.63	0.50	0.84		
項目17	友達と非常に親密になりたい	0.06	0.57	0.51	0.84	○	
項目18	一人であるよりも友達と一緒にいたい	0.05	0.59	0.50	0.84		○

25名, 女子25名, 計50名の合計232名分であった。

<因子分析結果>

児童が回答した親和動機尺度に対して初期解を主因子法で求めた。固有値 1 以上の因子は, 5つ抽出された。固有値の推移は, 5.34, 2.12, 1.44, 1.14, 1.08であった。第一固有値と第二固有値間, 第二固有値と第三固有値の間の落差が大きかった。1因子構造では寄与率は29.68%, 2因子構造では41.43%であることを考え, 2因子解が適当と判断した。念のため, 抽出因子を1, 3と指定して因子分析を試したところ, やはり最適な解釈が可能なのは2因子構造の結果であった。そこで, 2因子指定, 主因子法, プロマックス回転による因子分析を行った。また, 尺度全体と因子ごとの  $\alpha$  係数, 当該項目が削除された場合の  $\alpha$  係数, I-T 相関の値を求めた。これらの結果は Table 1 に示した。項目 1, 6 は因子負荷量が高くない, I-T 相関値が他の項目の値より低い, 当該項目が削除

された場合の  $\alpha$  係数が高いことから削除することにした。

<内容的妥当性の検討>

児童が回答している時に何点か質問が出た。高学年の児童数名が「項目13と項目17, 項目15と項目16は同じか」と質問した。中学年と高学年の児童数名からは, 「項目4の「対立しないように」の意味が分からない」という質問が出た。これらの質問について研究者と担任教師らが協議し, 次のように決定した。項目13と17, 項目15と16に関しては, 該当項目の表現の分かりやすさ, 因子負荷量などの値に注目し, 項目15と項目17を削除することにした。項目4の「対立しないように」を「けんかにならないように」という表現に変更することにした。これらの手続きを経て残った14項目について2因子指定, 主因子法, プロマックス回転による因子分析を行った結果を Table 2 に示した。因子 I は, 「仲間外れにされたくない (項目5)」「できるだけ友達を敵にしたくない (項目2)」と

Table 2 児童用親和動機尺度の因子分析結果（主因子法，プロマックス回転）

	拒否不安	親和傾向	I-T 相関	項目が削除された場合の $\alpha$ 係数
全体 $\alpha = .83$				
拒否不安因子7項目 $\alpha = .79$				
項目1 どんな時でも友達のきげんを悪くしたくない	0.52	0.02	0.44	0.82
項目2 できるだけ友達を敵にしたくない	0.65	-0.14	0.41	0.83
項目3 友達とけんかにならないように気をつけている	0.56	-0.12	0.36	0.83
項目4 友達から嫌われたくない	0.55	0.09	0.50	0.82
項目5 仲間外れにされたくない	0.70	0.04	0.58	0.81
項目6 一人であることで変わった人と思われたくない	0.61	0.01	0.49	0.82
項目7 一人ぼっちでいたくない	0.48	0.23	0.57	0.81
親和傾向因子7項目 $\alpha = .8$				
項目8 友達とつきあうのが好きだ	-0.05	0.52	0.37	0.83
項目9 友達とは本当の気持ちを話せる関係でいたい	0.02	0.65	0.52	0.82
項目10 友達には自分の考えていることを伝えたい	-0.05	0.60	0.43	0.82
項目11 友達と深く知り合いたい	-0.02	0.73	0.53	0.82
項目12 友達と喜びや悲しみをともにしたい	-0.08	0.70	0.47	0.82
項目13 できるだけ多くの友達を作りたい	0.08	0.53	0.46	0.82
項目14 一人であるよりも友達と一緒にいたい	0.03	0.61	0.49	0.82

いった項目で因子負荷量が高かったことから、杉浦（2000）の拒否不安因子に相当すると判断した。拒否不安は発達的には、愛着と関連する分離不安に由来するものであり、相手からの拒否に対する不安や恐れである（Shipley & Veroff, 1952）。因子Ⅱは「友だちと深く知り合いたい（項目11）」「友達と喜びや悲しみをともにしたい（項目12）」といった項目で因子負荷量が高く、杉浦（2000）の親和傾向因子に相当すると判断した。親和傾向とは、拒否に対する恐れや不安無しに人と一緒にいたいという思いである（Atkinson, Heyns & Veroff, 1954）。この2因子14項目から構成される尺度を「児童用親和動機尺度」と命名し、2因子に対応する下位尺度が構成された。児童用親和動機尺度得点（理論的得点範囲は14点から70点）、拒否不安下位尺度得点（理論的得点範囲は7点から35点）、親和傾向下位尺度得点（理論的得点範囲は7点から35点）として使用する。

#### <信頼性の検討>

児童用親和動機尺度得点、拒否不安下位尺度得点、親和傾向下位尺度得点の  $\alpha$  係数を求めたところ、順に.83, .79, .80であった。児童用親和動機尺度得点について再検査法（3ヶ月後）

Table 3 2つの下位尺度間の相関値

全体	3年	4年	5年	6年
0.42**	0.53**	0.27*	0.52**	0.29*

\*\* $\cdot p < .01$  \* $\cdot p < .05$

による安定性係数は.52 ( $n = 227, p < .001$ )と十分な値であった。

#### <2つの下位尺度得点の関係>

2つの下位尺度得点について全学年と学年ごとに相関分析を行った。Table 3に結果を示した。全体および各学年において、2つの下位尺度得点間には有意な正相関が見られた。

#### <親和動機の性差と発達差の検討>

児童用親和動機尺度得点について、性差および学年差の有無について検討を行った。Table 4に示した児童用親和動機尺度得点について、性（男・女） $\times$  学年（3・4・5・6年）の被験者間分散分析を行った。その結果、学年の主効果だけが見られた ( $F(3, 224) = 5.44, p < .01$ )。Scheffe法による多重比較の結果、3年生が5年生よりも有意に高い得点であることが分かった ( $p < .01$ )。次に、2つの下位尺度得点についても同様の分析を行った。いずれにおいても、学

Table 4 児童用親和動機尺度の学年別、性別平均得点 (SD)

	児童用親和	下位尺度	
	動機尺度	拒否不安	親和傾向
全体 n=232	57.34 (8.56)	27.45 (5.55)	29.89 (4.59)
男子 n=118	56.6 (8.44)	27.13 (5.66)	29.47 (4.23)
女子 n=114	58.11 (8.67)	27.79 (5.44)	30.32 (4.92)
3年生 n=63	60.14 (8.15)	29.71 (5.33)	30.43 (4.05)
男子 n=34	59.59 (8.55)	29.32 (6.06)	30.26 (3.85)
女子 n=29	60.79 (7.76)	30.17 (4.38)	30.62 (4.35)
4年生 n=56	57.41 (7.15)	27.8 (4.61)	29.61 (4.19)
男子 n=29	55.14 (6.9)	26.1 (4.75)	29.03 (3.78)
女子 n=27	59.85 (6.72)	29.63 (3.72)	30.22 (4.58)
5年生 n=63	54.22 (9.64)	26 (5.74)	28.22 (5.31)
男子 n=30	52.63 (8.7)	25.37 (5.31)	27.27 (4.27)
女子 n=33	55.67(10.35)	26.58 (6.13)	29.09 (6.05)
6年生 n=50	57.66 (7.99)	26.04 (5.68)	31.62 (4)
男子 n=25	59 (7.66)	27.44 (5.75)	31.56 (4.07)
女子 n=25	56.32 (8.25)	24.64 (5.35)	31.68 (4.02)

年の主効果のみ見られた ( $F(3, 224) = 6.72 ; 5.84, p < .01$ )。各下位尺度得点について多重比較をしたところ、拒否不安下位尺度得点では3年生が5年生と6年生よりも有意に高かった ( $p < .01$ )。親和傾向下位尺度得点については、6年生が5年生よりも有意に高かった ( $p < .01$ )。

#### 4. 考察

本研究の目的は、児童の親和動機を測定する尺度を新たに開発することであった。本研究では、質問紙調査法を用いて、児童による自己評価を実施した。本研究で得られた結果について、研究者と中・高学年担任教師8名および管理職2名で協議をした。児童による自己評価だけの限界を補うこと、また、考察の妥当性をより高めることを目的としてこの協議において担任教師らから出されたコメントを参考にしながら結果の解釈を進めていく。

児童用親和動機尺度の内容的妥当性を高めるために、研究者だけでなく複数の小学校担任教師が尺度作成に関わった。また、実際に児童に回答させ、そこで出された質問を尺度作成に反映させた。こうした過程を経て開発された児童

用親和動機尺度について、担任教師からは「項目内容に問題はない」「項目数が適切である」「子どもが読み、理解できる内容である」というコメントが出された。こうしたコメントから、児童を対象としての親和動機を測定する項目としての内容的妥当性は確認できたといえる。信頼性については、 $\alpha$ 係数、I-T相関値、再検査法による安定性係数値を求めたが、いずれも満足のいく値が得られた。

因子分析の結果、小学生においても杉浦(2000)の結果と同じ2因子構造が確認された。つまり、小学生から大学生までの発達段階における親和動機は、拒否不安因子と親和傾向因子から構成されていることが明らかになった。Table 3に示した2つの下位尺度得点間の相関値を見ると、学年全体および各学年で有意な正相関が見られた。中学生から大学生を対象とした杉浦(2000)の調査結果を見ると、中学生における拒否不安尺度得点と親和傾向尺度得点の相関値は.58、高校生では.47、大学生では.41であった。本研究結果と杉浦(2000)の結果を総合すると、次の2点が明らかになった。まず、小学生から大学生まで一貫して、2つの下位尺度得点は正相関の関係にある。次に、下位尺度得点間の相関値であるが、本研究における

小学生の値と杉浦（2000）における大学生の値は近似していた。大学生は拒否不安因子と親和傾向因子が意味的に分化している（杉浦、2000）と解釈されているが、小学生という発達段階を考慮すると、大学生のように意味的に分化しているとは考えにくく、別の理由・事情が存在していると考えるのが妥当であろう。

児童の親和動機について性差および発達差を検討した結果、性差は見られなかった。この結果は、先行研究における結果とは異なっていた。小学校高学年の児童を対象とした下山・曾我部（1977）、中学生、高校生、大学生を対象とした榎本（2000）、大学生を対象に親和動機の性差を検討したExline（1960）、Latane & Bidwell（1977）の結果では、男子よりも女子の方が親和動機が高いと報告されている。本研究での結果が先行研究のそれとは異なっていたことについて、被験者に固有の特徴なのか、他に何か理由があるのかははっきりしない。今後、被験者である児童の数を増やす、実験校を複数にするといった改善を行った上で、性差についてより詳細に検討する必要がある。

学年差を見ると、3年生と5、6年生において特徴が見られた。3年生の児童用親和動機尺度得点は5年生のそれよりも有意に高かった。下位尺度得点について見ると、拒否不安下位尺度得点に関しては、3年生が5、6年生よりも高かった。親和傾向下位尺度得点については、6年生が5年生よりも有意に高かった。Table 4に示したとおり、5年生の児童用親和動機尺度得点および下位尺度得点は、他学年よりも低かった。担任教師にこれらの結果を伝えたところ、3年生の担任教師からは「3年生の子どもたちは、明るく、元気で子どもらしい」「幼いところも残っているが、素直な子どもたちである」、5年生の担任教師は「今年の5年生は、活気がない」「教師の問いかけに対して反応が無い」「いるのか、いないのか分からないような子どもたちである」、6年生の担任教師からは、「6年生は5年生とは対照的に元気な学年である」といったコメントが聞かれた。なお、5年生以外の学年の担任教師からも、「5年生は元

気がない」という指摘があった。こうしたコメントと本研究の結果をあわせて考えると、子どもの親和動機の高さ（低さ）と日常場面における活気・元気の良さ（活気・元気の無さ）間の関連性が予測できる。先行研究においても、この予測を裏付ける指摘がある。例えば、親和動機が高い子どもは、他者に対して積極的に、友好的に関わる（塚本・濱口、2003）、また、親和動機が弱い者は人間関係に無関心である（Boyatzis, 1973）といった指摘がある。親和動機、親和傾向の高さはコミュニケーションの原動力となり、児童間のコミュニケーションが増えれば、教室内に活発な雰囲気生まれてくるだろう。なお、児童用親和動機尺度の各因子で因子負荷量が高かった項目は「仲間外れにされたくない（項目5）」「友達と深く知り合いたい（項目11）」であった。こういった項目に該当する子どもは他者に対する興味関心が高く、他者と積極的に関わるエネルギーを持っていると考えられる。以上より、子どもの親和動機の高さ（低さ）と日常場面における活気・元気の良さ（活気・元気の無さ）間の関連性は、担任教師のコメントなどから一定の妥当性があると思われるが、あくまで予測の域を出ておらず、今後さらに検証する必要がある。より厳密に検証するためには、子どもの親和動機を測定するとともに、子どもの学校生活場面における行動を観察し、親和動機の高低と日常の活発さの関連性、また、因果関係についても調査する必要がある。

3年生は親和動機およびその下位尺度である拒否不安に関して、5年生、6年生よりも高かった。この結果に対する解釈であるが、3年生の児童はギャング・エイジの入り口と呼ばれ、集団活動をしたい欲求、仲間と関わりたい欲求が芽生えてくる発達段階にいる。そこでは、仲間と遊ぶことを通して関わることの楽しさを体験する一方で、けんかなどのトラブルによって、仲間関係の難しさも体験する。ギャング・エイジは、数名から数十名の閉鎖的で凝集性の高い集団（杉原・海保、1986）という特徴がある。この特徴ゆえ、仲間関係がうまくいか

なくなると、凝集性の高い集団から排斥を受けられることが考えられる。仲間の中で生ずるトラブルとその処理も大切な経験である(松村, 1994)という指摘に沿って考えると, 3年生は排斥を受けた際に仲間関係を修復するのに有効なソーシャルスキルが未獲得であり, それ故に拒否不安が高くなっていると考えられる。一方で, 高学年の児童は3年生の児童よりもトラブルに対する処理経験量が比較的多く, そこからソーシャルスキルを一定程度獲得していると考えられる。

児童の親和動機とソーシャルスキルとの関係性や因果関係についても明らかにすることは, 今後の課題の一つである。

### 引用文献

- 相川充 2000 第6章 社会的スキルとは何か 人づきあいの技術 社会的スキルの心理学 セレクション 社会心理学, 20. サイエンス社. Pp.137-162.
- Atkinson, J.W., Heyns, R.W., & Veroff, J. 1954 The effect of experimental arousal of the affiliation motives on thematic apperception. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 49, 405-410.
- Boyatzis, R.E. 1973 Affiliation motivation. In McClelland & Trele (Ed.), *Human motivation; A book of reading* 252-276.
- 榎本淳子 2000 青年期の友人関係における欲求と感情・活動との関連 教育心理学研究, 48, 444-453.
- Exline, R.V. 1960 Effects of sex, norms, and affiliation motivation upon accuracy of perception of interpersonal preferences. *Journal of Personality*, 28, 397-412.
- 藤枝静暁 2006 小学校における学級を対象とした社会的スキル訓練および行動リハーサル増加手続きの試み カウンセリング研究, 39, 218-228.
- 藤枝静暁・相川充 2001 小学校における学級単位の社会的スキル訓練の効果に関する実験的検討 教育心理学研究, 49, 107-117.
- 藤田文 1990 第3章 学習と教授の心理 西山啓・山内光哉(監修)新教育心理学入門 ナカニシヤ出版
- 速水敏彦 1999 心理学事典 中島義明・安藤清志・子安増生・坂野雄二・繁穂算男・立花政夫・箱田裕司(編) 有斐閣
- Hill, C.A. 1987 Affiliation motivation: People who need people...but in different ways. *Journal of Personality and Social Psychology*, 52, 1008-1018.
- 嘉数朝子・前原武子・金城洋子 1991 児童の社会的問題解決能力-社会測定的地位や親和動機づけとの関係- 琉球大学教育学部紀要 第二部, 38, 339-346.
- 柏井みづほ 2003 第7章 動機づけとフラストレーションと情緒 中城進(編)心理学二瓶社
- Latane, B. & Bidwell, L.D. 1977 Sex and Affiliation in College Cafeteria. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 3, 571-574.
- 松村茂治 1994 第3章 子どもの問題行動の理解 教室でいかす学級臨床心理学 福村出版
- 岡島京子 1988 親和動機測定尺度の作成 教育心理学会第30回大会発表論文集, 864-865.
- 齋藤和志 1992 第5章 社会的欲求や動機 大坊郁夫・安藤清志(編)社会の中の人間理解 ナカニシヤ出版
- 佐藤正二 1996 第9章 子どもの社会的スキル・トレーニング 相川充・津村俊充(編)社会的スキルと対人関係 誠信書房
- 佐藤正二・金山元春 2001 基本的な社会的スキルの習得と問題行動の予防 精神療法, 第27巻第3号, 22-29.
- Schacter, S. 1959 *The psychology of affiliation*. Stanford University Press.
- Sears, P.S., & Hilgard, E.R. 1964 The teacher's role in the motivation of the learner. In E.R. Hilgard (Ed.), *Theories of learning and instruction*. Year book of NSSE, 63, Part1.
- Shipley, T.E. Jr., & Veroff, J. 1952 A projective measure of need for affiliation. *Journal of Experi-*



*mental Psychology*, 43, 349-356.

下山剛・曾我部和広 1977 児童の達成・親和動機づけの測定に関する研究 東京学芸大学紀要 第一部門, 28, 38-46.

杉原一昭・海保博之 1986 事例で学ぶ教育心理学 福村出版

杉浦健 2000 2つの親和動機と对人的疎外感との関係—その発達的变化— 教育心理学研究, 48, 352-360.

塚本貴文・濱口佳和 2003 親和動機と攻撃性および社会的スキルが友人関係満足感に及ぼす影響 筑波大学発達臨床心理学研究, 15, 45-55.

## 付 記

本調査に多大な協力をしてくださった児童、先生方に心よりお礼申し上げます。

本研究の一部は、日本教育心理学会第50回総会にて発表された。