富山大学人間発達科学研究実践総合センター紀要 教育実践研究 №13：31－40 論文

小学生の養育態度認知とイラショナルビリーフ，孤独感の関連性

―新しい養育態度認知の視点から―

森田 千尋[1] 石津 憲一郎[2]

Relationships between Parents'Attitude for Child Rearing, Irrational Belief and Loneliness among Elementary School Students

Chihiro MORITA, Kenichiro ISHIZU

概要

本研究の目的は従来の「受容―統制」2次元で養育態度を捉える養育態度認知尺度が現在の多様な養育関係を反映できていないことを背景として，研究の目的は養育態度認知尺度を再編し，さらに養育態度認知尺度がイラショナルビリーフ（以下iB）と孤独感に与える影響を検討することであった。そこで10歳～12歳の小学生439名（男子：235名，女子：204名）を調査協力者として，新しく想定される因子を加え，子ども用にわかりやすく再編した養育態度認知尺度，不合理な信念尺度，子ども用孤独感尺度を用いた調査を実施した。その結果，養育態度は「Ⅰ，受容」「Ⅱ，モニタリング」「Ⅲ，心理的統制」「Ⅳ，心理的な距離の近さ」「Ⅴ，揺らぎ」の5因子が抽出され，多因子構造であることが示された。加えて，養育態度認知がiBと孤独感に及ぼす影響を検討した。その結果，受容は直接孤独感を低減し，心理的統制，心理的な距離の近さ，揺らぎはビリーフを媒介して孤独感に正の影響を及ぼしていた。以上の結果を踏まえ小学生の養育態度認知とiB，孤独感の関係について考察を行った。

キーワード：小学生，養育態度，イラショナルビリーフ，孤独感
Keywords：Parents Behavior，Irrational Belief, Lonliness

Ⅰ．問題と目的

日本は先進諸国の中でも孤独を感じる子どもが多く，15歳の生徒の3割が自分は孤独であると感じていると言う報告がある (UNICEF, 2007)。Spithoven,Bijttebier, Leeuwen, & Goossens（2016）は，中学生対象の研究で，「親からのサポート」「心理的コントロール」「リアクティブコントロール」「プロアクティブコントロール」の4要因の養育態度を確認し，「心理的コントロール」と「リアクティブコントロール」が子どもの孤独感に正の影響を与えていることを見出した。

かねてより養育態度は，「受容」と「統制」(c.f., Symonds，1937；「応答性－統制」Baumrind，1967) の側面から研究され，現在までに様々な知見が得られてきた。しかし，近年ではSpithoven et al.（2016）のように養育態度を多面的に捉える試み（i.e.，Spithoven et al.，2016；Barber，Storz，Olsen，Collins & Burchinal，2005；Van Leeuwen & Vermulst，2004）が盛んである。

日本でも，内海（2013）が青年期養育尺度（PAS）を作成し，養育態度について「受容」「心理的統制」「モニタリング」の3要因を確認している。「モニタリング」とは，「子どもの所在，活動，順応に注意を払い，追跡すること（Dishon & McMahon，1998）」と定義されており，子どもの意思に関わらずにコントロールしようとする「統制」を発展させた概念である。

この様に，養育態度を多面的に捉える試みがなされているが，一貫して養育者の指示的，保護的な態度やコントロールの強さは尺度に反映される。子どもをコントロールする背景には養育者の不安の強さや神経症傾向が示唆されており（岡田，2005），子どもをコントロールすることで自分の不安を解消し，安定を保ちたいという心理が想定されている（伊藤ら，2014）。この養育者の不安からくるコントロールを伊藤ら（2014）は「過干渉」として捉え，さらにしつけの「非一貫性」を加えた肯定的・否定的養育行動尺度（PNPS）を作成した。しかし，この「非一貫性」には養育者の感情面や体調面の不調は含まれていないため，「しつけの非一貫性」に養育者自身の感情面や体調面の不調を含めた「養育者の揺らぎ（不安定性・非一貫性）」を加えることでより包括的な養育態度を捉えることができると考える。子育てには不安が付きまとうものである。この不安は養育者自身の不安も喚起する。自らの不安を感じないようにするために，子どもの苦悩に向き合えないという不安の高さを理由とす

[1] 富山大学大学院人間発達科学研究科 [2] 富山大学大学院教職実践開発研究科

る葛藤が起こっていることも指摘されている（大河原, 2015）。本研究では，養育者の不安の高さに対する子どもの認知を，過干渉とは別に捉え，養育者の身体的・感情的に不安定な側面も養育態度認知に含めた。

一方で，近年，共依存的な関係にシフトしている親子の存在が指摘されており（四戸, 2015），Baumrind（1967）が提唱する権威的な面が薄れ，以前よりも心理的距離の近い親子関係も想定されている。そのような親子関係では心理的な距離が近くなっている可能性が考えられる。そこで，養育者との距離の近さも因子として含めることで，多面的な養育態度認知が測定できると考える。これまでの養育態度尺度は，養育者が自らのことを評定する養育態度尺度と，子どもが養育者のことを評定する養育態度認知尺度の大きく 2 つに分けることが可能である。しかしながら，養育者自らの評定と子どもの認知では，養育態度は必ずしも一致しないことが示されている（金子・新瀬，2002）。子どもがどのように養育態度を認知しているかが子どもの生活・学校満足感や社会的スキルの獲得，孤独感などへと影響していることが想定されるため，子どもが回答可能な養育態度認知尺度を再編することは意義があると考えられる。

ところで，抑うつや絶望感に影響する要因として，イラショナルビリーフ（以下：iB）が指摘されている（東, 2007）。精神的に不健康的な影響を及ぼしやすく，特に他者に頼らずに自分で何とかしなければならないという iB は「自己解決ビリーフ」として捉えられ，学校不適応感や他者志向的な過剰適応に影響していることが指摘されている（石津，2012）。自己解決ビリーフが高いと他者の評価を意識して行動しがちで，自分一人で解決しなければならないと抱え込む傾向が想定されており，この iB は，孤独感を高めることが推測される。

Spithoven et al.（2016）は，養育者のコントロールが孤独感を高めることを指摘したが，養育態度が直接孤独感に影響するのではなく，養育態度と孤独感との間にはビリーフの存在が推測される。Spithoven et al.（2016）の指摘する「リアクティブコントロール」は，子どもの反応を養育者が監視，支配することで子どもの自己を抑制させる方向へとはたらくことを示しており，この支配的な態度（i.e. 罰）によって子どもが自己を抑制すること，また養育者に心配をかけてはいけないという子ども自身の抑圧的な認知が孤独感を高めることが示唆されている。この抑圧的な認知が，助けを求められない，一人で解決しなければいけないと思い込む自己解決ビリーフを媒介し，孤独感を高めている可能性が考えられる。さらにこの認知について，「自己解決ビリーフ」以外にも，養育者に心配をかけてはいけない，期待に応えなくてはいけない思いこむ「自己期待ビリーフ」の存在がある。自らの社会的な望ましさを強く認知する「自己期待ビリーフ」，またその 2 つとは逆に，助けを求める方向に働くと考えられる「依存ビリーフ」を用いることで，孤独感への影響を具体的に検討することが可能だと考える。

本研究では，養育者の身体的・感情的な揺らぎを含めた包括的な養育態度認知尺度の再編を，養育態度の影響が大きいと考えられる小学生対象に行うことを第 1 の目的とする。さらに，養育態度がビリーフ及び孤独感に与える影響を，「①ネガティブな養育態度認知が高いとビリーフ得点が高くなる」，「②ビリーフ得点が高いと孤独感が高くなる」「③養育態度認知がビリーフを媒介して孤独感へと影響する」を仮説とし，新たな養育態度認知尺度の視点から検討することを第 2 の目的とする。

Ⅱ．方法

調査協力者　中部圏内の小学校に在籍する小学生児童を対象とした。平均年齢は 11.27 歳（SD：0.69）であった。回収したものの内，回答に著しい不備のあったものを除き，439 名（男子：235 名，女子 204 名）を分析対象とした。

調査時期・手続き　201X 年 10 月～ 11 月に中部圏内の小学校に依頼状を郵送し，協力を得られた小学校に質問紙を配付した。調査はクラス担任に依頼し，担任の監督のもと持ち帰ることなく全てクラスごとに集団で実施，回収まで行われた。「養育態度認知尺度」「ビリーフ尺度」「子ども用孤独感尺度」を 1 つの冊子にまとめ，無記名式で行った。倫理的配慮として，フェイスシートに回答の自由や，回答しないことで被る不利益は無いこと，個人が特定されることはないこと，内容が研究以外の目的に使用されることはないこと，成績などに影響はないことを明記した。調査時期は，すべての協力校において，テスト前や学期末などを避けた 11 月に行われた。

なお，質問紙におけるすべての項目を指導教員，現職の小中学校教諭，および協力校の監査を受け，好ましくない表現や，難しい表現を小学生でも理解が可能な言葉に変更して使用した。

調査内容

1）フェイスシート

学年，年齢，性別を尋ねた。学校の先生，家の人が回答を見ることはないこと成績等にも関係がないことを明記し，回答するうえでの不安を低減させるよう配慮した。

2）ビリーフ

自己解決ビリーフ尺度（7 項目）（石津 , 2012）と不合理な信念測定尺度短縮版（森・長谷川・石隈・嶋田・坂野 , 1994）における依存因子（4 項目），自己期待因子（4 項目）を合わせた計 15 項目を用いた。自己解決ビリーフ尺度の信頼性は内的一貫性（α =.73）が確認され，構成概念妥当性は，神経症傾向との関連性から確認されている。自己解決ビリーフ尺度には，「人に頼ってはいけないと思う」や「自分が困っている様子をほかの人には分から

ないようにする」といった項目が含まれる。不合理な信念測定尺度短縮版については，内的一貫性（自己期待：α =.89，依存：α =.82）が確認されている。それぞれの下位尺度には「いつもよい成績をとらなくてはいけない（自己期待）」「いつも失敗しないようにしなくてはいけない（自己期待）」「いつも自分を助けてくれるひとが必要だ（依存）」「相談できる人がいつもいないと困る（依存）」などが含まれる。回答は，普段の自分と照らし合わせて「1：まったくそう思わない」～「5：とてもそう思う」の5件法で求めた。

3）養育態度認知尺度

PAS（15項目）（青年期養育尺度）（内海，2013）に加え，コミュニケーションにおける依存をはかるために夫婦間コミュニケーション尺度（平山・柏木，2001）の依存因子について主語を養育者に変更して使用した。また，親子が共依存的な関係に陥る養育者の揺らぎを，岡田（2011，2014）を参考に作成した。以上を合わせ，養育態度として認知していると推測される13項目を加えた28項目からなる尺度を作成した。PASの信頼性は，内的一貫性及び再検査信頼性が確認され，妥当性はSDQおよびCES-D，PBIとの関連性から確認されている。新しく加えたものも含めた全28項目をTable1に記す。全ての項目おいて，新しく追加するものは簡単な言葉で作成，既存のものは小学生でも理解が可能な言葉に言い換えるなどして使用した。また，様々な家庭環境を考慮し，自分の1番身近な大人について「1：全くそう思わない」～「4:とてもそう思う」の4件法で評定を求めた。

4）子ども用孤独感尺度（Five-LSC）

子ども用孤独感尺度（西村・村上・櫻井，2015）の5項目を用いた。このFive-LSCの信頼性は内的一貫性（α =.86）と再検査信頼性（r=.63，p<.01）が確認されており，構成概念妥当性は，社会的コンピテンス，社会的スキル，引っ込み思案との関連性から確認されている。

Ⅲ．結果

1. 因子分析

新しく作成した子ども用養育態度認知尺度の因子構造を確認するために，著しい欠損を除いた調査協力者366名から得られたデータについて因子分析を行った。固有値の減衰は，6.15，4.36，1.40，1.32，1.12，1.05，1.00，0.90…であり，また平行分析の結果から，5因子解を採用した。養育態度認知に関する28項目について因子分析（最尤法，プロマックス回転）を行った。因子負荷量絶対

Table 1　子どもの養育態度認知尺度の因子分析の結果

N=366				抽出因子					
	質問項目	平均	SD	Ⅰ	Ⅱ	Ⅲ	Ⅳ	Ⅴ	共通性
	1, 受容　（α =.88）								
18	その人は、わたしのことを十分思っていてくれる。	3.27	0.83	.97					.75
15	その人は、わたしを大切にしてくれる。	3.43	0.80	.88					.68
17	わたしが悲しんでいるときには、元気づけてくれる。	3.10	0.90	.77					.67
16	わたしによく笑いかけてくれる。	3.06	0.88	.63					.51
19	その人は、わたしを本当に愛していることを態度で表そうとする。	2.66	0.92	.52					.44
14	わたしが不安なときは落ち着かせようとしてくれる。	2.91	0.99	.43					.48
	2，モニタリング　（α =.81）								
27	その人は、わたしが普段の生活でしていることについて、知っている。	2.79	0.96		.91				.81
26	わたしの好きなことや、いつもしていることについて知っている。	2.91	0.92		.78				.63
28	その人は、わたしが外出するときにどこへ行くのか、だれと一緒なのかを知っている。	2.85	0.96		.56				.43
	3，心理的統制　（α =.79）								
24	わたしがその人の期待と違うことをすると、わたしのことを見てくれない。	1.49	0.71			.83			.62
25	その人は、どんなときでも、わたしがすることを決めようとする。	1.58	0.73			.76			.57
23	わたしが、その人とりがった考え方をすると、その人の機嫌が悪くなる。	1.61	0.77			.70			.55
22	わたしがその人の機嫌を悪くさせると、またその人を喜ばせるまでは、わたしに話しかけなくなる。	1.83	0.87			.58			.34
20	わたしのすることは、なんでもその人の思い通りにさせられる。	1.86	0.78			.41			.31
5	その人にとって大切なことを、わたしに決めさせようとする。*	1.82	0.83			.36			.26
	4，心理的距離の近さ　（α =.67）								
2	その人は、悩みごとがあると、わたしに相談する。*	1.98	0.84				.81		.51
4	その人は、自分のことをわたしにくわしく話す。*	2.12	0.86				.59		.40
1	その人は、うれしいことがあると最初にわたしに報告する。*	2.42	0.86				.43		.32
12	その人の考えていることは、いつでもよくわかる。*	2.06	0.84				.38		.25
	5，揺らぎ　（α =.64）								
6	その人の表情がころころ変わる。*	2.22	0.84					.63	.40
3	その人は、その人の気分で、叱ったり、ほめたりすることが変わる。*	2.31	1.01					.55	.33
9	なんとなく近寄りにくいときがある。*	2.26	0.99					.50	.28
7	わたしが心配をかけると、その人は家族や一緒に生活している人の雰囲気を悪くする。*	1.88	0.82					.46	.27

* 今回追加した項目

値が .30 未満であったものを除外し，再度同様の因子分析を行った所，5 つの因子が抽出された（Table 1）。この 5 因子のモデルの適合度は CFI=.98，RMSEA=.04，AIC=427.63 と十分な値を示した。抽出された第 1 因子は受容（6 項目），第 2 因子はモニタリング（3 項目），第 3 因子は心理的統制（6 項目），第 4 因子は心理的距離の近さ（4 項目），第 5 因子は揺らぎ（4 項目）と解釈できる因子であった。

2. 内的一貫性

養育態度認知尺度の内的一貫性をクロンバックのα係数によって検討したところ，第 1 因子から第 5 因子まで .88，.81，.80，.67，.64 であった。第 4，第 5 因子のα係数がやや低めであるが，3 因子解，6 因子解モデルよりも適合した値だったため，5 因子解を採用することとした[2]。以降の分析では，加算平均得点を各因子の因子得点として用いた。そのほかに用いたビリーフ尺度 3 因子（α =.75, .79, .74）と子ども用孤独感尺度 1 因子（α =.91）についても同様に加算平均得点を各因子の得点として使用した。各尺度の平均値と標準偏差を Table 2 に示す。各因子間の相関を Table 3 に示した。

3. 共分散構造分析

養育態度尺度がビリーフ，孤独感に与える影響を検討するために，養育態度認知尺度を独立変数とした共分散構造分析を行った。モデルの適合度は，CFI = .93，AGFI = .96，RMSEA = .03 であった。共分散構造分析の結果を Figure 1 および Table 4 に示す。図より，「受容」から「孤独感」に直接負のパスが認められた（β =-.207，95%cl[.14 〜 .28]，p<.00）。「自己解決ビリーフ」には「モニタリング」から負のパス傾向（β =-.36，95%cl[-.55 〜 .-.17]，p<.00），「心理的統制」（β =.26，95%cl[.08 〜 .28]，p<.00）と「揺らぎ」から正のパスが示された（β =.41，95%cl[.19 〜 .64]，p<.00）。「自己期待ビリーフ」は「心理的統制」（β =.25, 95%cl[.11 〜 .40]，p<.00），「揺らぎ」（β =.21，95%cl[.03 〜 .39]，p<.05）から正のパスが得られた。「依存ビリーフ」は「心理的距離の近さ」（β =.34, 95%cl[.19 〜 .50], p<.00），「揺らぎ」から正のパス（β =.27，95%cl[.12 〜 .41]，p<.00）が得られた。養育態度における「揺らぎ」は全てのビリーフに対して正のパスが得られた結果となった。「孤独感」へのパスとして，「心理的統制」から「自己解決ビリーフ」を経て「孤独感」へのパス，「揺らぎ」から「自己解決ビリーフ」を経て「孤独感」へのパス，「心理的距離の近さ」から「依存ビリーフ」を経て「孤独感」へのパス，「揺

Table 2　子どもの養育態度認知尺度とイラショナルビーフ尺度各変数の基礎統計量

N=439		平均	SD	項目数	α係数
（養育態度認知尺度）	受容	18.48	4.22	6	.88
	モニタリング	8.57	2.46	3	.81
	心理的統制	10.15	3.25	6	.79
	心理的距離の近さ	8.59	2.38	4	.67
	揺らぎ	8.57	2.57	5	.64
（イラショナルビリーフ）	自己解決	17.34	5.08	7	.75
	自己期待	10.36	3.83	4	.79
	依存	10.33	3.46	4	.74
（孤独感）		7.82	3.55	5	.91

Table 3　養育態度認知尺度（5 因子）とビリーフ尺度（3 因子）と孤独感の因子間相関

	受容	モニタリング	心理的統制	心理的距離の近さ	不安定さ	自己解決	自己期待	依存	孤独感
受容	1.00								
モニタリング	.58 **	1.00							
心理的統制	-.14 **	.02	1.00						
心理的距離の近さ	.48 **	.42 **	.14 **	1.00					
揺らぎ	-.21 **	-.06	.48 **	.06	1.00				
自己解決	-.20 **	-.13 *	.27 **	-.07	.27 **	1.00			
自己期待	-.01	.05	.29 **	.13 **	.24 **	.42 **	1.00		
依存	.12 *	.16 **	.17 **	.25 **	.20 **	.15 **	.15 **	1.00	
孤独感	-.24 **	-.14 **	.18 **	-.12 *	.25 **	.32 **	.23 **	.19 **	1.00

** p < .01，* p < .05

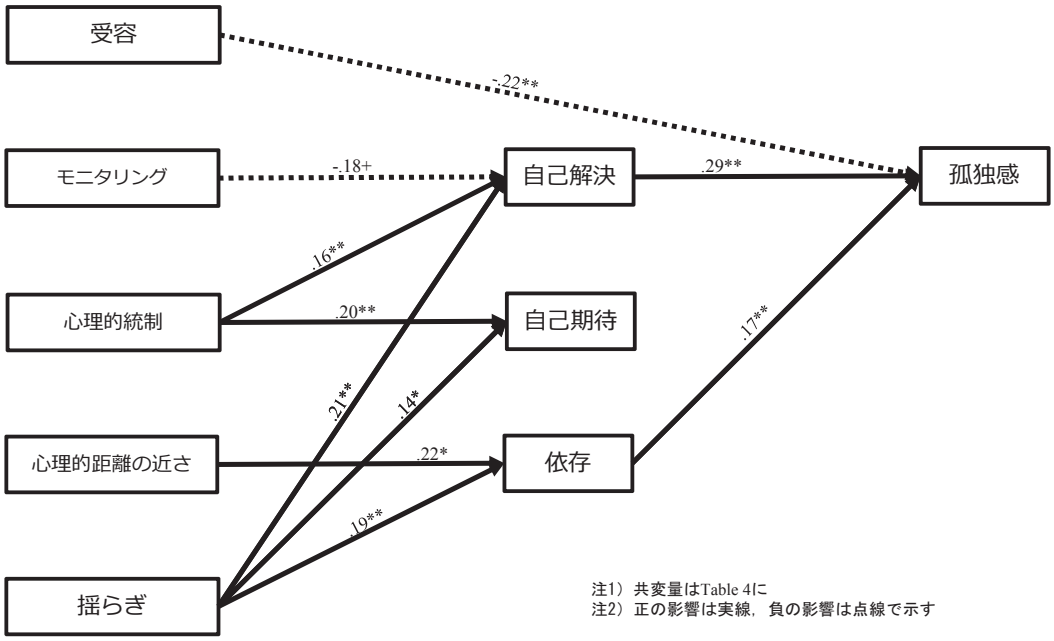

Figure 1　3つの尺度で測定された変数間の関連についての共分散構造分析の結果

Table 4　共分散構造分析における変数間の共変量

	受容	モニタリング	心理的統制	心理的距離の近さ	揺らぎ	自己解決	自己期待	依存
モニタリング	.60 **							
心理的統制	-.14 *	.00						
心理的距離の近さ	.46 **	.40 **	.08					
揺らぎ	-.21 **	-.07	.40 **	-.00				
自己期待						.41 **		
依存						.14 *	.15 **	

** $p < .01$，* $p < .05$

Table 5 クラスタ分析で得られた4つのクラスタの標準化得点平均値

クラスタ	受容	モニタリング	心理的統制	心理的距離の近さ	揺らぎ
CL1	0.58	0.39	-0.84	-0.02	-0.56
CL2	-0.60	-0.30	0.96	-0.09	0.64
CL3	-1.36	-1.34	-0.64	-1.04	-0.22
CL4	0.84	0.73	0.49	0.87	0.19

らぎ」から「依存ビリーフ」を経て「孤独感」への正のパスが得られた。

4. クラスタ分析

養育態度認知の類型を調べるために，下位尺度によって得られた値に基づいてk-means法による非階層的クラスタ分析を行った。クラスタ数を2～5まで設定して分析したが，2クラスタ分類，3クラスタ分類については，多様な養育態度認知を反映し辛いと判断したため，4クラスタ分類を採用することとした。

4クラスタ分類では，「受容」「モニタリング」が高く，「心理的統制」「揺らぎ」が低い群（クラスタ1），「心理的統制」と「揺らぎ」が高く，ほかの値が低い群（クラスタ2），すべての値が低い群（クラスタ3），すべての値が高い群（クラスタ4）に分類された。得られた4クラスタについて，クラスタ1を「受容群」，クラスタ2は「不安群」，クラスタ3は「無関心群」，クラスタ4は「過干渉群」と解釈が可能であると判断した（Table 5）。

「受容」では，クラスタ4が最も高く，次いでクラスタ1，クラスタ2の順に高く，クラスタ3は最も低い得点で

あった。「モニタリング」はクラスタ4が最も得点が高く，次いでクラスタ1，クラスタ2，クラスタ3が最も低い得点であった。「心理的統制」はクラスタ2が最も高く，次いでクラスタ4，クラスタ3，クラスタ1が最も低い得点であった。「心理的距離の近さ」はクラスタ4が最も高く，次いでクラスタ1，クラスタ2，クラスタ3が最も低い得点であった。「揺らぎ」はクラスタ2が最も高く，次いでクラスタ4，クラスタ3，クラスタ1が最も低い得点であった。

5. 一元配置分散分析

クラスタ分析から得られた4群を独立変数，孤独感とビリーフを従属変数とした1元配置分散分析を行った(Table 6)。その結果，全ての従属変数においてクラスタ群の主効果が有意であったため，Bonferroni法による多重比較を行った。自己解決ビリーフにおいてはクラスタ1（受容群）よりもクラスタ2（不安群）の方が得点が高く，クラスタ4（過干渉群）よりもクラスタ2（不安群）の方が高かった。クラスタ3（無関心群）との間に関連は見られなかった（F（3，321）=5.51，p<.01，η^2=.05)。自己期待ビリーフにおいてはクラスタ2の得点が高く，続いてクラスタ1（受容群），クラスタ3（無関心群）の得点が高かった。また，クラスタ3（無関心群）よりもクラスタ4（過干渉群）の方が得点が高かった。(F（3，321）=5.49，p<.01，η^2=.05)。依存ビリーフにおいてはクラスタ4（過干渉群）の得点が高く，クラスタ1（受容群）とクラスタ3（無関心群）は得点が低かった。クラスタ3（無関心群）よりもクラスタ4（過干渉群）の方が得点が高かった（F（3，321）=5.83，p<.01，η^2=.05)。孤独感においてはクラスタ2(不安群)，クラスタ3(無関心群)の得点が高くクラスタ1(受容群)は得点が低かった。クラスタ4（過干渉群）との間に差は見られなかった（F（3，321）=5.50，p<.01，η^2=.05)。

Ⅳ．考察

本研究では，従来の2軸（i.e.，受容－統制，もしくは応答性－統制，Symonds，1937；Baumrind，1967）では養育態度を捉えることに限界があるという視点から，養育態度尺度を基にした子ども用養育態度認知尺度の再編を1つ目の目的として研究を行った。今回使用した項目について因子分析を行った結果，「受容」「モニタリング」「心理的統制」「心理的距離の近さ」「揺らぎ」の5因子が抽出された。信頼性係数も十分な値を示したことから，内的一貫性が確認された。よって，1つ目の目的は達成されたと言える。抽出された5因子について「受容」は，子どもが自分のことを受け止めてくれていると感じる養育態度，「モニタリング」は自分のことに注意を払い（Dishon & McMahon，1998）を見守ってくれていると感じている養育態度，「心理的統制」は子ども自身の意思とは関係なくコントコールされていると感じる養育態度，「心理的距離の近さ」は養育者が自分に親和的であろうとしていると感じている養育態度，「揺らぎ」は養育者の感情・しつけ面の非一貫性を感じている養育態度であると解釈できる。

因子間相関により「受容」「モニタリング」は比較的ポジティブな養育態度として認知され，「心理的統制」「揺らぎ」は比較的ネガティブな養育態度として認知されていることが示された。「心理的距離の近さ」はポジティブ，ネガティブな養育態度認知の双方と正の相関を示していた。心理的な距離が縮まることで，養育者についての詳細な認知が可能になったと考えられる。

この「心理的距離の近さ」はポジティブな因子である「受容」と「モニタリング」と中程度の相関を示していることから，依存的なネガティブな項目ではなく，養育者との心理的な距離が近いことで安心感を得ているポジティブな項目として認知している可能性が示唆される。

「心理的統制」と「揺らぎ」の間には中程度の正の相関が見られ，養育者自身の不安や心配から子どもをコントロールしようとする伊藤ら（2014）の指摘と合致する結果となった。養育者自身の不安を子どもが感じ取り，養育態度として認知している可能性がある。また，心理的な距離が近いという認知は，一方的な指導や統制ではなく，養育者が自分と対等に接してくれている

Table 6　4つのクラスタのビリーフ得点と孤独感得点

		CL1 N=111	CL2 N=89	CL3 N=52	CL4 N=73	F値	η^2	多重比較 (Bonferroni法)
自己解決	M	16.1	18.93	17.04	16.84	5.51**	0.05	2 > 1 4 > 2
	SD	4.61	5.13	6.14	4.48			
自己期待	M	9.86	11.33	9.04	11.1	5.49**	0.05	2 > 1，3 4 > 3
	SD	3.89	3.8	3.77	3.79			
依存	M	10.04	10.7	9	11.51	5.83**	0.05	2 > 3 4 > 3，1
	SD	3.56	3.32	3.5	3.61			
孤独感	M	6.99	8.78	8.9	7.8	5.50**	0.05	2，3 > 1
	SD	3.2	3.43	4.59	3.47			

**p < .01

と感じている可能性が示唆された。しかし，養育者が対等に接してくれていると感じることと，頼られていると子どもが無自覚的に感じていることをどのように区別していくかは今後の課題であろう。加えて，心理的な距離が近いことは，決して養育者に対して頼りなさを感じているのではないことが言える。子どもが養育者を頼りになると感じている割合は，父親に対して 90.9%，母親に対して 93.5%（内閣府，2013），と高い水準であるが，Baumrinnd（1967）のように権威的なだけではなく，距離が近くても頼りになると感じていることが示唆される。しかし，距離が近いことでより詳細な養育態度が認知されていることも事実である。「ともだち親子」ということばにあるように，仲が良い反面，ネガティブな認知を促進させる両面性を併せ持つ特性であると言えよう。

次に，各尺度の関係を検討するために相関分析を行った。その結果，比較的ポジティブな養育態度認知は「孤独感」と負の相関を示し，比較的ネガティブな養育態度認知は「孤独感」と正の相関を示していた。しかし，ポジティブ・ネガティブ双方の認知を高める「心理的距離の近さ」も「孤独感」と正の相関を示していた。養育者との仲は良好であるが，本来の自分をわかってもらえていないというマイナスの認知を行っている可能性がある。さらに「自己期待ビリーフ」，「依存ビリーフ」とも正の相関を示していた。養育者と心理的な距離が近いことで，頼りたいとする対象と認識しているものの，共に自己に対する期待を感じ，頼ってはいけないと思う矛盾が生じている可能性が示唆された。仲が良いのは重要なことであるが，親子間には適度な距離感が必要なのではないだろうか。

ビリーフ尺度においては，全てが「孤独感」との間に正の相関が見られた。孤独感と抑うつの間には正の相関が認められており（宮下・細川，1991），他者志向的な iB は抑うつや絶望感へとつながることが示唆されている（東，2007）が，自己追及的な iB である「自己解決ビリーフ」も絶望感へとつながる可能性が示された。さらに，漠然と誰かに頼りたい，一人ではやっていけないと感じる「依存ビリーフ」が「孤独感」に影響していた結果は興味深い。頼らなければやっていけないと感じていながらも，自分は一人であるという認知が働き，生活での心細さにつながっていることが示唆される。

続いて，養育態度認知がビリーフと孤独感に及ぼす影響を検討するために，共分散構造分析を行った。その結果，「受容」から「孤独感」に直接負のパスが得られた以外，養育態度認知から「孤独感」への影響は見られず，養育態度認知は孤独感に直接的な影響を示しにくいことが示された。一方で，いくつかの養育態度認知は「自己期待ビリーフ」「依存ビリーフ」を媒介して「孤独感」へのパスが認められた。このことから，本研究の仮説①「養育態度認知はビリーフを媒介して孤独感へと影響する」は概ね支持されたと言える。

「受容」的な養育態度認知は直接孤独感に負のパスを示した。「受容」的な養育態度は「孤独感」を低減させていると言える。養育者が安全基地として十分に働いていることが，孤独感を低減させる働きをしたのではないだろうか。「心理的統制」，「揺らぎ」は「自己解決ビリーフ」を介して「孤独感」に正のパスを示し，「心理的距離の近さ」，「揺らぎ」は「依存ビリーフ」を介して「孤独感」に正のパスを示していた。以上のことから，「①ネガティブな養育態度認知が高いとビリーフ得点が高くなる」，「②ビリーフ得点が高いと孤独感得点が高い」を想定した本研究の仮説は概ね支持されたと言える。

また，「自己解決ビリーフ」は「心理的統制」，「揺らぎ」によって促進され，「モニタリング」からは低減されることが言える。養育者のコントロールの強さを背景として，助けを求めることができずに一人で問題を解決しなければならないと思い込んでいるとみなすことができる。このことから，一人で解決しなければいけない，つまり他者に助けを求められないと感じる自己追及的なビリーフが孤独感を強めていることが考えられる。

逆に，「モニタリング」は「心理的統制」ほど一方的に子どもをコントロールするのではなく，養育者が子ども自身の主体性を重視しつつ，見守ってくれているという認知が働き，安心感を得ている可能性がある。このため，「モニタリング」による一人で抱え込まなくてもよいという安心感が「自己解決ビリーフ」の低減に影響していることが言える。自分を見守っていてくれていると感じることが「自己解決ビリーフ」を低減させるのなら，養育者以外でも自分を見守っていてくれている人がいると感じることで，人に助けを求めることができる，つまり一人で抱え込むことが少なくなり，「自己解決ビリーフ」が低減し，そこから「孤独感」の低減にもつながると考えられる。そのため，家庭以外でも自分を見守っていてくれると感じることができる他者の存在による精神健康度の回復，向上性が期待される。

「心理的統制」が「自己期待ビリーフ」に影響していたことも「自己解決ビリーフ」と同様の理由が考えられる。養育者のコントロールの強さと，養育者に頼られていると感じることが子ども自身に「何を期待されているか」を強く自覚させている可能性がある。「揺らぎ」が「自己期待ビリーフ」に影響していたことは，養育者の感情面や精神面の非一貫性を子どもが認知してしまうことが，養育者を心配させてはいけないという感情を引き起こし，「自己期待ビリーフを」促進させていた可能性がある。

一方，「心理的距離の近さ」と「揺らぎ」が「依存ビリーフ」を促進させていた。「心理的距離の近さ」と「揺らぎ」の相関関係には有意差が見られなかった（p=.06，n.s.）ことから，その 2 つが促進する「依存ビリーフ」は依存先が違う可能性が示唆される。すなわち，養育者自身と

共依存的な関係にある場合と，養育者に心配をかけまいとして頼らないために外部に依存先を求めようとする場合が考えられる。子どもの依存先で精神健康度に差が見られる可能性が考えられるため，今後は依存先にも注目しなければならないだろう。

また，「孤独感」には，「自己解決ビリーフ」と「依存ビリーフ」が影響していた。「自己解決ビリーフ」は，自分で解決しなければならないと抱え込むことで「自分は一人である」（落合，1989）と感じ，孤独感を促進させていると考えられる。しかし，「自己解決ビリーフ」と「依存ビリーフ」は相関関係にあることが示されていた。「自己解決ビリーフ」が高いと他人に頼ることができず，自分の中での息苦しさに繋がっていること（石津，2012）はすでに示されていたが，「依存ビリーフ」を持ち，実は助けを求めたいという心理があるにも関わらず，「自己解決ビリーフ」の高さから余計に助けを求められなくなっており，「孤独感」を促進している可能性がある。「依存ビリーフ」の誰かに頼りたいという思いと，「自己解決ビリーフ」の一人で解決しなくてはいけないという矛盾を生じさせ，息苦しさへとつながっている可能性，さらなる悪循環へと陥っている可能性が考えられる。また，「自己期待ビリーフ」は「孤独感」と相関関係にあるもののパスはみられず，他者志向的なビリーフは「孤独感」を促進させない結果であった。よって「孤独感」を促進させるビリーフの方向は自己追及的だと述べることができる。そして，漠然とした依存傾向を持つことでも「孤独感」が促進することが示された。

クラスタ分析による分類の結果は，「許容型」，「不安型」，「無関心型」，「過干渉型」の４クラスタに分類が可能であることが示された。「許容型」は，ポジティブな養育態度をより強く認知しており，「不安型」はネガティブな養育態度を強く認知していると考えられる。「許容型」では，養育者は自分を受け入れてくれており，子どもの主体性を尊重してくれているという認知から，望ましい養育態度認知の一つであるといえよう。「無関心型」はすべての養育態度認知が低く，Baumrind（1967）の「無関心型」と類似した養育態度を子ども自身も認知しているとことが示唆される。「過干渉型」はネガティブとポジティブ双方の養育態度を認知している結果であった。養育態度を好ましく認知している反面，ネガティブ面も同時に認知している矛盾が生じている可能性がある。

このクラスタ分析によって分類された４つのクラスタの群間差を見るために多重比較を行ったところ，「自己解決ビリーフ」において，「許容型」よりも「不安型」の方が高く，「不安型」よりも「過干渉型」の方が有意に高かった。養育者の不安を子どもが認知することで，自分で解決しなければならないと抱え込む傾向を示している。ポジティブな養育態度認知が高いと「自己解決ビリーフ」が低い傾向にあるが，ネガティブな養育態度認知も同様に高く認知すると，さらに「自己解決ビリーフ」が促進されていることが推察される。「自己期待ビリーフ」において，「許容型」「無関心型」よりも「不安型」の方が高く，「無関心型」よりも「過干渉型」の方が有意に高かった。「自己期待ビリーフ」の高さには養育者の子どもへの関わりが影響していることが言える。「不安型」は養育者の不安から子どもに関わろうとし，「過干渉型」は「不安型」よりも子供に依存傾向にあることが示唆される。養育者が子どもに関わることで，子ども自分自身の社会的望ましさに対する認知が促進されることが示された。「依存ビリーフ」において，「無関心型」よりも「不安型」が高く，「無関心型」「許容型」よりも「過干渉型」が有意に高かった。養育者からの関わりにより，子ども自身も養育者に頼ることができると感じることで，「依存ビリーフ」が高くなったことが考えられる。「依存ビリーフ」の得点は，「不安型」が最も高く，子どもも養育者に依存しており，共依存的な関係にある可能性が示唆される。しかし，子どもの依存先については，明確に養育者であることは言えず，「不安型」の養育態度認知をしている子どもは比較的ネガティブな養育態度認知をしていることから，養育者以外（i.e. 友人など）に依存している可能性もある。今度，より研究を進めることで，依存先を明らかにできると，子どもの精神健康の向上につながると考えられる。

「孤独感」について，「許容型」よりも「不安型」「無関心型」が有意に高かった。「無関心型」は子どもが養育者との間に距離を感じていることで，「孤独感」が高まっていると言える。「不安型」の養育態度認知をしている子どもの「孤独感」が高いのは，養育者からのコントロールと非一貫性から，本来の安全基地としての働きが弱いためだと考えられる。「許容型」の得点が最も低いのは，子どもの安全基地としての役割がしっかりと働いているためだと考えられる。

今後の課題とする一つ目は，子ども用養育態度認知尺度の改良の必要性である。本研究では時間的制約から，一回での調査の実施が限界であった。そのため，別尺度（i.e. PAS（内海，2013），PNPS（伊藤ら，2014））を用いて再度調査を実施し，本研究で作成した尺度の妥当性を求めることが必要である。加えて，本研究で信頼性係数がやや低かった因子についての推敲を進めることで，より明確に多様な養育態度を反映することができると考えられる。

妥当性の確認に付随して，環境下による差の検討もなされるべきであろう。本研究は，養育態度の影響の強さから小学校５，６年生を対象とした調査を行った。今後は中学生を対象に加え，年齢層，環境に幅を持たせた研究を行うことで，養育態度認知，及びそれに関連して今回は組み込むことができなかったが，ビリーフに影響があると考えられている過剰適応（金築ら，2010）などの差も見ることができると考えられる。さらに，同集団を継次的に追加調査することで縦断的調査の実施も可能で

あると考える。

2つ目は，自己追及的なビリーフと「依存ビリーフ」の矛盾についての検討である。今回は，自分で何とかしなければいけないという考えを持ちつつ，他人に頼りたいという考えも併せて持っている可能性が示唆された。使用した3つのビリーフの間には全て正の相関が見られたため，ビリーフ傾向には個人の特性が影響している可能性がある。自分の社会的望ましさと他人に頼りたい自己像が矛盾していることが精神健康度の差に影響していることが考えられる。個人のビリーフの強さに影響する要因としての養育態度認知という視点から検討の余地がある。

3つ目は，親子間の共依存的な関係，及び子どもの依存先の検討である。本研究では，親子間の共依存的な関係にあることははっきりとは言えなかった。さらに，養育態度認知における「揺らぎ」と「心理的距離の近さ」の得点差によって，依存先が違う可能性があり，その場合の精神健康度の差についてより詳しい調査が必要であると考えられる。

本研究では，子ども用養育態度認知尺度の再編，ビリーフ及び孤独感との関連を検討した。近年，養育態度については様々な視点から検討されている。子どものビリーフと孤独感についてもまだ研究の余地があり，興味深いテーマである。今後，子どもの精神健康度の向上に向けた研究がより行われることが期待される。

Ⅴ．文献

東真由美（2007）．完全主義と不適応の関連，京都大学大学教育実践研究紀要，7，111-119.

Barber, B. K., Stolz, H. E., Olsen, J. A., Collins, W. A., & Burchinal, M.（2005）. Parental support, psychological control, and behavioral control：Assessing relevance across time, culture, and method, *Monographs of the time Society for Research in Child Development*, 70, 1-147.

Baumrind, D. (1967). Child care practices anteceding three patterns of preschool behavior. *Genetic Psychology Monographs*, 75(1), 43-88.

Dishion .T .J., & McMahon .R .J.（1998）. Parental Monitoring and Prevention of Child and Adolescent Problem Behavior：A Conceptual and Empirical Formulation, *Clinical Child and Family Psychology review* 1（1），61-75.

平山順子•柏木恵子（2001）．中年期夫婦のコミュニケーション尺度―夫と妻は異なるのか？―，発達心理学研究 , 12, 216-227.

石津憲一郎（2012）．中学生の「自己解決」ビリーフと過剰適応の学校適応に対する作用，学校心理学研究 , 12, 41-51.

伊藤大幸・中島俊思・望月直人・高柳伸哉・田中善大・松本かおり・大嶽さと子・原田新・野田航・辻井正次（2014）．肯定的・否定的養育態度尺度の開発：因子構造及び構成概念妥当性の検証，発達心理学研究 25（3），221-231.

金子 劭栄・新瀬 和夫（2002）．小学生の向社会性と親の養育態度，金沢大学教育学部紀要 . 教育科学編 51, 145-158.

金築智美・金築優（2010）．向社会的行動と過剰適応の組み合わせにおける不合理な信念及び精神的健康度の違い，パーソナリティ研究 18（3），237-240.

宮下一博・細川あゆみ（1991）．孤独感と性格・適応及び対処方略との関係，千葉大学教育学部研究紀要 41（1），33-38.

森治子・長谷川浩一・石隈利紀・嶋田洋徳・坂野雄二（1994）．不合理な信念測定尺度（JIBT-20）の開発の試み，ヒューマンサイエンスリサーチ，43-58.

内閣府（2013）．平成25年度 小学生・中学生の意識に関する調査，http://www8.cao.go.jp/youth/kenkyu/thinking/h25/junior/pdf_index.html

西村多久磨・村上達也・櫻井茂夫（2015）．子ども用孤独感尺度（Five-LSC）の作成，心理学研究，86（4），368-373.

大河原美以（2015）. 子どもの感情コントロールと心理臨床，日本評論社 .

岡村寿代・清水健司（2007）．中学生の社会的スキルがストレス反応に及ぼす影響，発達臨床心理学研究，17，1-4.

小川雅美（1994）．不安神経症患者と両親の養育態度の関連，東京女子医科大学雑誌，64（5），418-423.

岡田尊司(2005)．悲しみの子どもたち－罪と病を背負って，集英社新書.

岡田尊司（2011）．シックマザー，筑摩選書.

岡田尊司（2014）．母という病，ポプラ新書.

落合良行（1989）．青年期における孤独感の構造，風間書房.

清水裕士（2016）. フリーの統計分析ソフトHAD：機能の紹介と統計学習・教育，研究実践における利用方法の提案 メディア・情報・コミュニケーション研究 , 1, 59-73.

Spithoven, A. W. M., Bijttebier, P., Van Leeuwen, K., & Goossens, L. (2016). Factor structure of parenting behavior in early adolescence. *Journal of Adolescence*, 53, 91-94.

Symonds, P. M. (1937). Some basic concepts in parent-child relationships. *American Journal of Psychology*, 50, 195-206.

戸ヶ崎泰子・坂野雄二（1997）．母親の養育態度が小学生の社会的スキルと学校適応に及ぼす影響―積極的拒否型の養育態度の観点から―，教育心理学研究，45(2)，

173-182
内海緒香（2013）．青年期養育尺度（PAS）の作成，心理学研究，84（3），238-246.
UNICEF Innocenti Research Centre（2007）Child Poverty in Perspective: An Overview of Child Well-being in Rich Countries：翻訳，国立教育政策研究所.
Van Leeuwen, K, G., & Vermulst, A.（2004）. Some Psychometric Properties of the Ghent parental behavior Scale, *Europian Journal of Psychological Assessment*, 20（4），283-298
四戸智昭（2016）．不登校・ひきこもりの子を抱える親のグループミーティングと親の共依存的特徴に関する研究，アディクションと家族，31（2），159-165.

謝辞

本研究にて実施したアンケート調査におきましては，校務ご多用の中，先立って質問紙の内容について暖かくご指導していただいた校長先生方，調査依頼時に窓口となっていただいた教頭先生方に多大なご協力を賜りました。ありがとうございました。

そして，貴重な時間を使いアンケートを実施していただいた教職員の皆様方，回答に協力していただいた児童の皆さんに心より感謝を申し上げます。

[2] 3因子：α係=.88，.80，.67，CFI=.97，RMSEA=.04，AIC=427.64，6因子：α=.87，.81，.79，.67，.64，第6因子は消滅，CFI=1.00，RMSEA=.03，AIC=376.48

（2018年8月24日受付）
（2018年10月3日受理）