

研 究

幼児期から青年期の子どもをもつ親の 養育態度の検討

加藤 道代¹⁾, 黒澤 泰¹⁾, 神谷 哲司²⁾

〔論文要旨〕

鈴木ら¹⁰⁾の尺度項目を改訂し、幼児期から青年期後期までの幅広い発達段階の子どもをもつ親の養育態度を測定する尺度を作成した。第一子が2~22歳の子どもをもつ母親($n=489$)と父親($n=383$)を対象にオンライン調査を行った。因子分析の結果、原尺度と同じ3下位尺度“受容・子ども中心”、“一貫性のない優柔不断なしつけ”、“統制”が抽出され、いずれも十分な信頼性を備えていた。“受容・子ども中心”と“統制”は、父親、母親ともに子ども年齢の増加に従って有意に低下し、父親の“統制”では性差(男子>女子)も確認された。これに対して“一貫性のない優柔不断なしつけ”は、第一子年齢や性別による有意差を認めなかった。

Key words : 養育態度, 尺度改訂, 父親, 母親, 子育て期

I. 問題と目的

親子関係が子どもの発達や適応に与える影響については、古くから数多くの研究が蓄積され、今なお繰り返し問い直されるテーマである。なかでも親から子どもへの養育態度がとりあげられることは多く、測定のための養育態度尺度も数多く存在する。近年のわが国における養育態度を扱った研究を概観してみると、例えば、品川¹⁾によるTK式診断的新親子関係検査、Parkerら²⁾のPBIを翻訳したKitamuraら³⁾や小川⁴⁾の日本版PBI、辻岡ら⁵⁾によるEICAなどが比較的良好に用いられている。また、青年期の子どもをもつ親の養育態度尺度として谷井ら⁶⁾の親役割診断尺度、未就学児をもつ親自身の養育態度の測定には中道ら⁷⁾の親の養育態度尺度も見受けられる。その一方、多様な尺度を精査すると、干渉的・統制的・支配的な側面と受容的・尊重的・支援的側面の下位尺度を含むことでは概

ね共通しているという指摘もある^{8,9)}。

養育態度の評定者についてもさまざまな試みがなされている。親が認知する親自身の養育態度の評定^{6,7,10)}の他に、子どもの認知する親の養育態度の評定^{11,12)}、親子それぞれに尋ねた双方の認識のズレ^{13,14)}を検討した研究もみられる。

子どもが自分の親の養育態度を回答するということは、子どもが自記式質問紙に回答できる年齢であることが条件となる。このことは、子ども回答による研究の対象が中学、高校、大学生に集中していることと無関係ではないだろう。一方、親回答による研究は幼児期から児童期が圧倒的に多く、青年期の親に関しては比較的少ない。しかし、思春期から青年期には、子どもの成長に伴って親の養育行動もまた変化するという指摘があり^{8,15)}、子どもの発達に伴う親自身の養育態度の変容を検討することは、子どものさまざまな発達段階を見据えた親支援を検討するうえで重要である。

Parental Attitudes towards Children from Early Childhood to Late Adolescence

Michiyo KATO, Tai KUROSAWA, Tetsuji KAMIYA

1) 東北大学大学院教育学研究科(研究職/臨床心理士)

2) 東北大学大学院教育学研究科(研究職)

別刷請求先: 加藤道代 東北大学大学院教育学研究科 〒980-8576 宮城県仙台市青葉区川内27-1

Tel/Fax: 022-795-5650

[2606]

受付 14. 1. 16

採用 14. 6. 30

しかし適用年齢が限定された養育態度尺度は多岐にわたる一方で、広範囲の年齢の子どもを育てる親に対して使用可能な尺度はほとんど見当たらない。

こうした背景を考慮すると、鈴木ら¹⁰⁾の養育態度尺度は、幼稚園から中学2年の子どもを育てる親回答に拠っている点で意義深い。この尺度は、Schaefer¹⁶⁾による子ども報告版養育態度尺度(CR-PBI)をもとに作成された小嶋¹⁷⁾の親報告版養育態度尺度から構成されたもので、「受容的・子ども中心のかかわり」、「統制のかかわり」、「責任回避のかかわり」の3下位尺度からなる。親子関係の基本的特性を適量な質問項目によって評定できること、幼児期から思春期までの子育て世代に適用できること、父親と母親の双方に使用できることが特徴的である。しかし、この尺度が作成されてほぼ30年が経ち、当時の子どもが親へと世代交代する単位の時間が経過していることを考慮すると、現在子育て中の親への適用可能性について検討するために、尺度項目の信頼性について再確認を行うことが望ましい。また先述のように、より長い子育て期間を視野に入れた尺度の必要性から、本研究では、鈴木ら¹⁰⁾の尺度の適用年齢を拡張したいと考えた。

以上を踏まえ、本研究の第一の目的は、鈴木ら¹⁰⁾の尺度項目の改訂を行い、今日的な子育て文脈において、幼児期から青年期後期までの幅広い発達段階の子どもをもつ親の養育態度を測定し得る尺度を再構成することである。第二の目的は、再作成された養育態度尺度を用いて、幼児期、児童期、青年期前期(中高生期)、青年期後期(高校卒業後)の子どもをもつ母親と父親の養育態度を横断的に検討することである。その際、子どもの発達段階を広範に捉えるため、子どもの性別も要因として加え検討する。

II. 方 法

1. 尺度項目修正の手続き

本研究は、鈴木ら¹⁰⁾の養育態度尺度の構成概念を尊重し、最低限のワーディング調整にとどめることを基本的な方針とした^{注1)}。修正の基準は、①拡張された子ども年齢に即した内容と用語(例:「子どもの悩みや心配ごとを理解している」を幼児前期にも適用で

きるようにするため「子どもの不安、悩み、心配ごとを理解している」に修正)、②現在子育て中の親世代に馴染みやすい言葉の考慮(例:「子どもが悪いことをしても、あまりとがめだてしない」を「子どもが悪いことをしても、あまり積極的に叱らない」に修正)、③人称の統一(例:「自分…」や「わたし…」を、「私」に統一)、④その他の語句調整である。教示は、「あなたが、お子さん(一番年上の子ども)に対して接するときのことについてお尋ねします。以下のそれぞれの項目について、あなたご自身にどの程度あてはまりますか。あまり考え込まないで、普段の対応を思い起こしてお書きください」とし、「ほとんどあてはまらない(1)」、「あまりあてはまらない(2)」、「どちらともいえない(3)」、「ややあてはまる(4)」、「とてもあてはまる(5)」の5段階評定とした^{注2)}。

2. 調査対象と調査時期

調査会社(株)インテージ(調査実施時点で、PCモニター16万2千人、携帯電話モニター15万2千人)の登録モニターを対象としたオンライン調査を実施した。回答者の性別(父親、母親)、第一子年齢(2~22歳)、性別(男、女)を均等割付けし、幼児期(2~6歳)、児童期(7~11歳)、青年期前期(12~17歳)、青年期後期(18~22歳)の各群で、父親、母親各100名ずつ、計800名を目安として調査を行った。なお本調査において得られたデータは夫婦ペアではない。実施年月日は、平成25年7月31日~8月2日であった。

3. 倫理的配慮

調査は無記名方式であり、回答の中断が可能であった。インターネット調査は、パスワード管理をされ、アクセスと入力是一人1回に制限され、回答のコピーや印刷ができないように設定された。従って、回収調査票は生じず、研究者は個人を特定できないため、調査の匿名性は担保されている。実施にあたり筆者らの所属組織の研究倫理審査委員会による審査と承認を得た。

注1) 鈴木ら¹⁰⁾の原著第一筆者に本研究の趣旨と目的を伝え、養育態度尺度の修正使用許可を得た後、本稿の著者3名によって項目を吟味した。修正後の項目は、再度、原著第一筆者の確認を得た。

注2) 鈴木ら¹⁰⁾では「たしかにそうだ(5)」~「まったくそうではない(1)」で回答を求めている。本研究では、質問項目と自分の養育態度とのあてはまりについて回答を求められていることがわかりやすいように「ほとんどあてはまらない(1)」~「とてもあてはまる(5)」とした。

表 1 回答者の属性

	父親 (n = 383)	母親 (n = 489)
年齢	27～67歳 (M = 45.20, SD = 6.85)	25～60歳 (M = 40.68, SD = 6.41)
職業	公務員35 (9.2%), 会社員288 (75.2%), 自由業 9 (2.3%), 自営業35 (9.2%), 学生 2 (0.5%), 専業主夫 5 (1.3%), その他 9 (2.3%)	公務員13 (2.7%), 会社員72 (14.7%), 自由業10 (2.0%), 自営業 7 (1.4%), 学生 1 (0.2%), 専業主婦286 (58.5%), その他100 (20.5%)
配偶者の職業	公務員10 (2.6%), 会社員80 (20.9%), 自由業 4 (1.0%), 自営業 8 (2.1%), 学生 2 (0.5%), 専業主婦217 (56.7%), その他62 (16.2%)	公務員44 (9.0%), 会社員393 (80.4%), 自由業 3 (0.6%), 自営業29 (5.9%), 学生 1 (0.2%), 専業主夫 6 (1.2%), その他13 (2.7%)
就業形態	フルタイム354 (92.4%), パートタイム 6 (1.6%), フリーランス13 (3.4%), それ以外10 (2.6%)	フルタイム73 (14.9%), パートタイム143 (29.2%), フリーランス23 (4.7%), それ以外250 (51.2%)
配偶者の就業形態	フルタイム70 (18.3%), パートタイム132 (34.5%), フリーランス21 (5.5%), それ以外160 (41.7%)	フルタイム452 (92.4%), パートタイム 7 (1.4%), フリーランス10 (2.1%), それ以外20 (4.1%)
結婚歴	2～32年 (M = 15.21, SD = 6.11)	0～33年 (M = 13.31, SD = 6.41)
家族形態	核家族330 (86.2%), 多世代同居家族53 (13.8%)	核家族437 (89.4%), 多世代同居家族52 (10.6%)
夫婦居住形態	同居375 (97.9%), 別居 / 単身赴任 8 (2.1%)	同居460 (94.1%), 別居 / 単身赴任29 (5.9%)

* M : Mean SD : Standard Deviation

Ⅲ. 結 果

1. 対象者属性

収集されたデータを精査し、子どもが既婚者である 2 名、孫がいる13名を分析から除外した。こうして、有効回答872名（父親383名，母親489名）を分析対象とした。居住地構成は，北海道・東北8.1%，関東35.8%，中部17.5%，近畿20.7%，中国・四国7.9%，九州・沖縄10.0%であった（その他，回答者に関する詳細は，表 1 参照）。

2. 因子構造の検討（項目分析と因子分析）

養育態度尺度30項目について，平均値± 1 SD を基準として天井効果と床効果を確認したところ，該当項目はみられなかった。次に，父親と母親で別々に，主因子法による因子分析を行ったところ，固有値の減衰状況から（父親では6.37, 5.19, 2.60, 1.43…，母親では5.49, 4.56, 3.29, 1.32…），父親，母親ともに 3 因子が適当と思われる。そこで 3 因子を指定して，主因子法・プロマックス回転による因子分析を行った。因

子負荷量 .40以下の項目および複数因子に同程度の負荷量を示す項目を除外し，再度，因子分析を行った^{注3)}。この手続きにより最終的に得られた因子は以下のとおりである。父親と母親の第一因子は，「うちで子どもと楽しい時間をすごす」，「私自身のことは我慢しても，子どものためにしてやることがよくある」など，子どもを中心に考え尊重し受けとめようとする態度からなる10項目で，“受容・子ども中心”と命名した。父親第二因子と母親第三因子は，「子どもの言いなりになる方だ」，「子どもにねばられて，子どもの考えどおりになりやすい」など，子どもへの対応に基準がなくばらつきがあることを示す 7 項目であり，“一貫性のない優柔不断なしつけ”と命名した^{注4)}。父親第三因子と母親第二因子は，「私の言いつけどおりにするまで，子どもにガミガミ言う」，「子どもに対しては，きまりをたくさんづくり，それをやかましく言わなければいけない」など，子どもに対する規制や統制の程度に関する 8 項目で，“統制”と命名した（表 2）。得られた 3 下位尺度を原尺度と比べると，一部の除外項目はあったが，いずれも原尺度の 3 下位尺度と同じ項目群

注3) 負荷量 .40以上を基準に項目をまとめたところ，“受容・子ども中心” 10項目と“統制” 8 項目については，父親と母親で同一項目が抽出された。これに対して，“一貫性のない優柔不断なしつけ” は，父親 7 項目，母親 9 項目が抽出されたが，以下の理由から母親も父親と同じ 7 項目とした。①父親とは異なる母親の 2 項目の因子負荷量は，9 項目中高い方から 7 番目と 9 番目で低めだったこと，② Cronbach α は 9 項目で .81，7 項目では .82であり，削除後の内的整合性に問題がないこと，③父親と母親を同一尺度で測定するための項目を構成することが本研究の重要な目的であったことの 3 点が理由である。削除後，再度因子分析を行った結果，父親と母親で同一項目からなる 3 因子が抽出された。

注4) 鈴木ら¹⁰⁾において“責任回避的かわり”と命名された項目群は，もともと Schaefer¹⁶⁾の “Inconsistent Discipline” および “Lax Discipline” の項目群の統合により構成されたものであった。本研究では，その経緯と今回抽出された項目内容を踏まえて，“一貫性のない優柔不断なしつけ”と命名した。

表2 養育態度尺度の因子分析結果

(主因子法, プロマックス回転, 因子負荷量 .40以上)

項目	父 親 (n=383)					母 親 (n=489)				
	M	SD	F1	F2	F3	M	SD	F1	F2	F3
受容・子ども中心	(α = .88)					(α = .85)				
25 うちで子どもと楽しい時間を過ごす	3.72	.80	.76	-.05	.03	3.79	.82	.69	-.05	-.01
14 私自身のことは我慢しても、子どものためにしてやることがよくある	3.77	.79	.72	.11	-.06	3.83	.91	.58	.02	.04
8 子どものことに、じゅうぶん気を配っている	3.58	.77	.72	.04	-.02	2.93	.94	.64	.00	.03
7 子どもと一緒に、外出や旅行をするのが好きだ	3.99	.84	.71	-.06	-.02	3.69	.79	.59	-.08	.07
2 子どもが喜びそうなことを、いつも考えている	3.64	.93	.69	.04	.06	3.87	.78	.68	.05	-.03
13 子どもにたびたび話しかける	3.89	.81	.68	-.16	.04	4.04	.85	.53	-.02	-.11
20 私にとっては、子どものことが何よりも優先される	3.59	.90	.68	.12	-.04	4.05	.73	.70	.01	.09
19 子どもがこわがっている時には安心させてやる	3.75	.73	.62	-.12	-.05	4.13	.78	.59	-.10	-.10
26 私の全生活は、子ども中心に動いている	3.10	.97	.58	.28	.10	3.64	1.00	.61	.21	.04
1 子どもの不安、悩み、心配ごとを理解している	3.20	.84	.41	.08	.02	3.55	.80	.42	-.07	.04
一貫性のない優柔不断なしつけ	(α = .82)					(α = .81)				
6 子どもの言いなりになる方だ	2.31	.90	.12	.79	-.06	2.18	.87	.11	.01	.73
30 子どもにねばられて、子どもの考えどおりになりやすい	2.44	.88	.14	.76	-.02	2.29	.91	.04	.07	.67
12 子どもが物を欲しがると、だめだと言えない	2.27	.89	.10	.65	-.02	1.96	.90	.07	-.04	.68
18 子どもが悪いことをしても、あまり積極的に叱らない	2.34	.87	-.01	.64	-.18	1.95	.79	-.10	-.20	.65
24 言いつけに対して子どもが不平を言うと、言いつけをとりやめることがある	2.39	.81	-.12	.58	.18	2.32	.84	-.05	.09	.62
11 やってはいけないと私が言ったことを子どもがしていても、私はだまっで見ていることがある	2.46	.92	-.06	.50	-.10	2.39	1.00	.01	-.11	.48
23 子どものために作ったきまりを、よく変える	2.33	.85	-.12	.42	.38	2.32	.85	-.05	.30	.51
統制	(α = .82)					(α = .82)				
22 私の言いつけどおりにするまで、子どもにガミガミ言う	2.85	.91	-.13	.07	.75	2.95	1.00	-.09	.78	-.08
3 子どもに対しては、きまりをたくさんつくり、それをやかましく言わなければいけない	2.77	.93	.00	-.12	.73	2.93	.94	-.12	.66	.00
4 子どもに、何事もどんなふうにしたらよいかを、ことこまかく言いきかせる	2.83	.87	.13	.04	.64	2.96	.92	.05	.67	-.03
21 子どもの生活態度をよくするために罰を与えるのは、必要なことだ	3.40	.82	.05	-.28	.58	2.55	.88	.11	.54	.01
27 子どもを、私の言いつけどおりに従わせている	2.49	.85	-.07	.23	.58	2.69	.94	-.08	.61	.09
16 子どもには、できるだけ私の考えどおりにさせたい	2.57	.87	.04	.25	.54	3.60	.77	.00	.57	.12
10 子どもがすべきことをちゃんとするまで何回でも指示する	3.49	.82	.28	-.26	.52	3.26	.86	.14	.56	-.23
9 子どものした悪いことは、みな、何かのかたちで罰を与えるべきだ	3.29	.84	.02	-.10	.44	3.11	.84	-.01	.45	.02
因子間相関	F2 -.10					F2 .05				
	F3 .22 .29					F3 -.06 .12				

* M : Mean SD : Standard Deviation

で構成されたことがわかった。

3. 信頼性の検討

尺度の内的整合性を確認するために Cronbach α 係数を算出したところ、“受容・子ども中心”は父親では .88、母親では .85、“一貫性のない優柔不断なしつけ”は父親では .82、母親では .81、“統制”は父親、母親ともに .82であった。次に、回答者の第一子年齢 2～6 歳（幼児期）、7～11 歳（児童期）、12～17 歳（青年期前期）、18～22 歳（青年期後期）の発達段階ごとに養育態度尺度 3 下位尺度の Cronbach α 係数を算出した。“受容・子ども中心”の α 係数は、上記年齢群順に、父親では .87、.88、.87、.84、

母親では .83、.84、.84、.88であった。“一貫性のない優柔不断なしつけ”の α 係数は、父親では .86、.83、.83、.74、母親では .84、.81、.77、.80、“統制”の α 係数は、父親では .77、.84、.81、.80、母親では .79、.82、.79、.85であった。

次に、項目が十分な判別力を有するかどうかを確認するため、下位尺度ごとに平均値を基準として上位と下位 2 群に分けて t 検定（GP 分析）を行ったところ、母親父親とも、全項目において上位群の平均値は下位群より有意に高いことが示された（いずれも $p < .001$ ）。さらに各項目得点とそれ以外の項目合計点の相関（IT 相関）を求めたところ、“受容・子ども中心”では父親 $r = .38 \sim .72$ 、母親 $r = .38 \sim .64$ 、“一貫性

表3 子どもの性別と子ども年齢による父親の養育態度の平均値と標準偏差

父親 (n = 383)		受容・ 子ども中心	一貫性のない 優柔不断なしつけ	統制
子どもの性別	子ども年齢	M (SD)	M (SD)	M (SD)
男子 (n = 189)	2 ~ 6 歳 (n = 33)	4.04 (.49)	2.42 (.68)	3.06 (.59)
	7 ~ 11 歳 (n = 46)	3.73 (.44)	2.39 (.56)	3.23 (.48)
	12 ~ 17 歳 (n = 50)	3.56 (.57)	2.31 (.56)	2.98 (.51)
	18 ~ 22 歳 (n = 60)	3.45 (.58)	2.32 (.52)	2.79 (.55)
女子 (n = 194)	2 ~ 6 歳 (n = 41)	3.88 (.51)	2.44 (.69)	3.00 (.47)
	7 ~ 11 歳 (n = 48)	3.65 (.63)	2.42 (.61)	3.04 (.59)
	12 ~ 17 歳 (n = 52)	3.62 (.55)	2.23 (.70)	2.81 (.57)
	18 ~ 22 歳 (n = 53)	3.31 (.48)	2.43 (.53)	2.71 (.60)
主効果 (性別) F (1,375)		2.05 n.s.	0.13 n.s.	5.01*
主効果 (年齢) F (3,375)		18.03***	1.28 n.s.	9.17***
交互作用 (性別 * 年齢) F (3,375)		0.82 n.s.	0.43 n.s.	0.27 n.s.
多重比較 (Bonferroni)		2 ~ 6 > 7 ~ 11, 2 ~ 6 > 12 ~ 17 2 ~ 6 > 18 ~ 22, 7 ~ 11 > 18 ~ 22 12 ~ 17 > 18 ~ 22		2 ~ 6 > 18 ~ 22, 7 ~ 11 > 12 ~ 17 7 ~ 11 > 18 ~ 22,

*M: Mean SD: Standard Deviation n.s.: not significant *p<.05, **p<.01, ***p<.001

のない優柔不断なしつけ”では父親 $r = .43 \sim .68$, 母親 $r = .41 \sim .64$, “統制”では父親 $r = .41 \sim .64$, 母親 $r = .40 \sim .67$ の範囲であることが示され, 全項目について弱いあるいは中程度の有意な相関が確認された (いずれも $p < .001$)。

4. 子育て時期による養育態度の検討

尺度の十分な信頼性が確認されたため, 下位尺度ごとに項目得点を合計し項目数で除した値を下位尺度得点とした。得点が高いほど, “受容・子ども中心”, “一貫性のない優柔不断なしつけ”, “統制”の各側面が高いことを示す。

第一子の性別 (男・女) と年齢群 (2 ~ 6 歳・7 ~ 11 歳・12 ~ 17 歳・18 ~ 22 歳) による養育態度 3 側面の平均値の差を検討するために, 第一子の性別と年齢群を独立変数, 養育態度 3 側面を従属変数とする 2 要因の分散分析を父親と母親それぞれについて行った。

父親の結果は以下のとおりである。父親の “受容・子ども中心” については, 第一子の性別と年齢の交互作用, 性別の主効果は有意ではなかった。第一子年齢の主効果が有意であり ($F(3,375) = 18.03, p < .001, \eta^2 = .13$), 多重比較 (Bonferroni 法) の結果は 2 ~ 6 歳 > 7 ~ 11 歳, 2 ~ 6 歳 > 12 ~ 17 歳, 2 ~ 6 歳 > 18 ~ 22 歳, 7 ~ 11 歳 > 18 ~ 22 歳, 12 ~ 17 歳 > 18 ~ 22 歳であった。父親の “一貫性のない優柔不断なしつけ” は, 第一子年齢と性別の有意な交互作用は認めず, 第一子年齢の主効果, 性別による主効果も有意ではなかった。父親の “統制” については, 性別と年齢の交互作用は有意ではなかった。第一子年齢の主効果が有意であ

り ($F(3,375) = 9.17, p < .001, \eta^2 = .07$), 多重比較の結果, 2 ~ 6 歳 > 18 ~ 22 歳, 7 ~ 11 歳 > 12 ~ 17 歳, 7 ~ 11 歳 > 18 ~ 22 歳であることがわかった。また性別の主効果が有意であり ($F(1,375) = 5.01, p < .05, \eta^2 = .03$), 男児をもつ父親は女兒をもつ父親よりも “統制” が高かった (表 3)。

母親の結果は以下のとおりである。“受容・子ども中心” では, 第一子の性別と年齢の交互作用は有意ではなかった。第一子年齢の主効果が有意であり ($F(3,481) = 6.02, p < .001, \eta^2 = .04$), 多重比較の結果, 2 ~ 6 歳 > 12 ~ 17 歳, 2 ~ 6 歳 > 18 ~ 22 歳であることがわかった。性別の有意な主効果は認めなかった。“一貫性のない優柔不断なしつけ” に関しては, 第一子年齢と性別の有意な交互作用は認めず, 第一子年齢および性別による主効果も有意ではなかった。“統制” については, 第一子の性別と年齢の交互作用および性別の主効果は有意ではなかった。第一子年齢の主効果が有意であり ($F(3,481) = 13.37, p < .001, \eta^2 = .08$), 多重比較の結果, 2 ~ 6 歳 > 18 ~ 22 歳, 7 ~ 11 歳 > 18 ~ 22 歳, 12 ~ 17 歳 > 18 ~ 22 歳であった (表 4)。

IV. 考 察

1. 養育態度尺度の改訂

本研究の主要な目的は, 鈴木ら¹⁰⁾の養育態度尺度の構成概念を維持しつつ, 今日的な子育て場面への適用と, 幼児期から青年期後期に至るより広範囲な年齢の子どもをもつ親への適用が可能な尺度として改訂することであった。父親と母親について別々に行った因子分析の結果, いずれにおいても, 項目組成上, 原尺

表4 子どもの性別と子ども年齢による母親の養育態度の平均値と標準偏差

母親 (n=489)		受容・ 子ども中心	一貫性のない 優柔不断なしつけ	統制
子どもの性別	子ども年齢	M (SD)	M (SD)	M (SD)
男子 (n=249)	2～6歳 (n=71)	3.96 (.45)	2.23 (.68)	3.09 (.58)
	7～11歳 (n=64)	3.89 (.43)	2.06 (.51)	3.18 (.63)
	12～17歳 (n=57)	3.82 (.53)	2.12 (.55)	2.93 (.63)
	18～22歳 (n=57)	3.68 (.59)	2.34 (.55)	2.72 (.52)
女子 (n=240)	2～6歳 (n=67)	4.01 (.51)	2.20 (.65)	3.08 (.53)
	7～11歳 (n=70)	3.86 (.59)	2.27 (.62)	3.14 (.52)
	12～17歳 (n=54)	3.74 (.54)	2.19 (.57)	3.06 (.48)
	18～22歳 (n=49)	3.74 (.58)	2.20 (.59)	2.70 (.69)
主効果 (性別)	F (1,481)	0.00 n.s.	0.21 n.s.	0.09 n.s.
主効果 (年齢)	F (3,481)	6.02***	0.86 n.s.	13.37***
交互作用 (性別*年齢)	F (3,481)	0.46 n.s.	2.02 n.s.	0.50 n.s.
多重比較 (Bonferroni)		2～6>12～17, 2～6>18～22		2～6>18～22, 7～11>18～22 12～17>18～22

*M: Mean SD: Standard Deviation n.s.: not significant *p<.05, **p<.01, ***p<.001

度と異同のない, “受容・子ども中心 (10項目)”, “一貫性のない優柔不断なしつけ (7項目)”, “統制 (8項目)” の3次元による養育態度尺度が構成された。鈴木ら¹⁰⁾は原尺度を構成するにあたり, 各下位尺度が5項目以上であることを重視していた。この点について本尺度では, 原尺度の数項目が採用されなかったものの, いずれの下位尺度も5項目以上の基準を満たす結果となった。また, Cronbach α 係数, GP 分析, および IT 分析による信頼性の検討では, いずれにおいても十分な内的整合性が認められた。回答者の第一子年齢 2～6 歳 (幼児期), 7～11 歳 (児童期), 12～17 歳 (青年期前期), 18～22 歳 (青年期後期) の発達段階ごとに算出された Cronbach α 係数においても, 十分に高い値が確認された。

以上のことから, 鈴木ら¹⁰⁾が示した測定内容を踏まえ, 十分な信頼性を保持する今日的な養育態度尺度が再構成された。また, 適用範囲が下限 2 歳から上限 22 歳までの第一子をもつ父親と母親に拡大されたことにより, 乳児期を過ぎ自我の芽生える幼児前期から自立時期までを含む縦断的な調査や, 異なる発達段階の子どもをもつ親の養育態度の比較などの場合, 同一尺度として本尺度を使用する測定が可能である。

2. 子育て時期における養育態度の検討

本研究の第二の目的は, 各子育て時期の養育態度の差異を子どもの性別要因を含めて検討することであった。まず, 親が子どもを生活の中心に据えて優先し, 常に子どもに気を配りながら行動する “受容・子ども中心” については, 父親, 母親ともに, 第一子年齢の

増加に従って有意に低下することが示された。内海⁹⁾は, 青年期の子どもから見た親の養育態度を調査し, 大学生は中高生に比べて親からの受容的態度を有意に高く感じていたことを示している。本研究における高校卒業後の子どもをもつ親の回答では, 中高生の親よりも受容的・子ども中心的態度が有意に低かった。両結果を併せて考えると, 青年期後期にあたり, 親側に子離れとも受け取れる傾向がみられる一方で, 自立の時期を迎える子ども側は, 親からの受容感をむしろ高く感じるようになっており, この時期の親子双方が互いの距離や関係を調整し始めることがうかがえる。なお, 受容的・子ども中心的態度が低下するとはいつても, 父親, 母親ともにその平均値は論理的中央値を超えており, 高い水準内での低下であった点は留意しておきたい。

次に, “一貫性のない優柔不断なしつけ” においては, 第一子年齢や性別による有意な差はみられなかった。渡邊¹⁸⁾は先行研究から, 母親の養育態度の背景要因として, 子どもの性別や出生順などとともに, 母親年齢, 夫婦関係, 社会的ネットワーク, 自尊感情, 就業形態, 家族構成, 結婚形態等の母親要因をあげている。すなわち養育態度には, 子どもや親子相互作用からの影響を受けやすい側面と, 親自身からの影響を受けやすい側面があると考えられる。“一貫性のない優柔不断なしつけ” は, いずれの子育て時期においても有意差はみられないことから, 親のパーソナリティや夫婦関係, その他の子育て環境など, 子ども要因以外の背景要因との関連を検討していくことも必要であろう。

一方“統制”を見ると，“受容・子ども中心”と同様、父親、母親ともに概ね第一子年齢の増加に伴い低下していた。末盛⁸⁾は先行研究のレビューにより、子どもの成長に伴って親の統制は緩まり、子どもを見守る態度が加わっていくことを指摘している。本結果においても、親がその統制や対応に注力する程度が、子どもの発達や自立の動きに応じて低下することが反映されたと考えられる。また、男子の父親は女子の父親に比べて、第一子年齢にかかわらず統制的な態度をとることから、父親にとって男子を育てるということは、子どもの行動を規制し統制することへの価値を強く感じやすい面があるのかもしれない。

従来の子育て研究では、「乳幼児期」の子育ておよび「母親」による子育てが焦点化されることが圧倒的に多かった。しかし、親子関係は生涯にわたって続く長い過程である。本研究は、親が子どもに向き合う態度にどのような変化があるのかについて、子どもの自立時期まで含む長い子育て期間を視野に入れて検討したこと、父親と母親を対象としたこと、結果として、子どもの年齢が上がるにつれて変動し得る養育態度の側面と、一定してみられる側面があることが示唆されたことに意義がある。

3. 本研究の限界と今後の課題

最後に本研究の限界を述べる。本尺度は、養育態度測定に共通にみられる要素を重視することにより、長期間の子育てを視野に入れた養育態度の測定を可能とした。したがって、親の養育態度の輪郭を描くのには有効である一方、ある子育て時期が独自に持つ特徴を本尺度のみで記述することには弱点があるだろう。特定時期の詳細や質的变化を描写するためには、その時期に突出した要因と本尺度を組み合わせながら検討することが望まれる。次に本結果は、生まれ年効果（コホート効果）を除外できない横断データに拠っているため、子育て時期の養育態度の差異に関する解釈には限界があり、縦断調査を含む今後の精査が必要である。また本データにおける父親と母親は夫婦ペアではないため、父親および母親における第一子年齢と性別の効果を検討するとどまった。今後は、夫婦ペアデータにより、父親と母親の養育態度がそれぞれどのように組み合わせられ補われているのか、またその組み合わせが夫婦としての子育てや子どもの発達にどのような影響を与えているのかに関して、家族成員それぞれの相

互作用を視野に入れた検討が必要である。

本研究により、養育態度を一貫して固定的な行動類型として捉えるだけではなく、変容する側面として捉えることの必要性が示唆された。各子育て時期における親としての発達の促進要因および阻害要因を探りながら、より長期的で多様なニーズに応える子育て支援へとつなげることが今後の課題となる。

本研究は、科研費基盤研究B（24330191、研究代表者：加藤道代）の助成を受けた。本稿の一部は、日本発達心理学会第25回大会において発表された。

利益相反に関する開示事項はありません。

文 献

- 1) 品川不二朗. TK 式診断的新親子関係検査手引. 東京: 田研出版, 1972.
- 2) Parker G, Tupling H, Brown LB. A Parental Bonding Instrument. Br J Med Psychol 1979; 52: 1-10.
- 3) Kitamura T, Suzuki TA. Validation Study of the Parental Bonding Instrument in a Japanese Population. Jpn J Psychiatry Neurol 1993; 47: 29-36.
- 4) 小川雅美. PBI (Parental Bonding Instrument) 日本版の信頼性, 妥当性に関する研究. 精神科治療学 1991; 6: 1193-1201.
- 5) 辻岡美延, 山本吉廣. 親子関係の類型: 親子関係診断尺度 EICA. 教育心理学研究 1976; 26: 84-93.
- 6) 谷井淳一, 上地安昭. 高校生の学校適応感と彼らの親の自己評定に基づく親役割行動の関係. 教育心理学研究 1994; 42: 185-192.
- 7) 中道主人, 中澤 潤. 父親・母親の養育態度と幼児の攻撃行動との関連. 千葉大学教育学部研究紀要 2003; 51: 173-179.
- 8) 末盛 慶. 思春期の子どもに対する親の養育行動に関する先行研究の概観—親の養育行動の次元構成および子どもに与える影響について—. 日本福祉大学社会福祉論集 2007; 117: 51-71.
- 9) 内海緒香. 青年期養育尺度 (PAS) の作成. 心理学研究 2013; 84: 238-246.
- 10) 鈴木眞雄, 松田 惺, 永田忠夫, 他. 子どものパーソナリティ発達に影響を及ぼす養育態度・家族環境・社会的ストレスに関する測定尺度構成. 愛知教育大学研究報告教育科学編 1985; 34: 139-152.

- 11) 酒井 厚, 菅原ますみ, 菅原健介, 他. 子どもによる親への対人的信頼感: 児童・思春期の双生児を対象とした人間行動遺伝学的検討. 発達心理学研究 2003; 14: 191-200.
- 12) 姜 信善, 酒井えりか. 子どもの認知する親の養育態度と学校適応との関連についての検討. 人間発達科学部紀要 2006; 1: 111-119.
- 13) 内海緒香. 青年期の養育における親子認知の相違: 級内相関と確証的因子分析. Proceedings 一格差センシティブな人間発達科学の創成, 2012: 103-112.
- 14) 森 名月, 山本真由美. 大学生の児童虐待に対する認識と親の養育態度との関連. 徳島大学総合科学部人間科学研究 2010; 18: 47-57.
- 15) 落合良行, 佐藤有耕. 親子関係の変化からみた心理的離乳への過程の分析. 教育心理学研究 1996; 44: 11-22.
- 16) Schaefer ES. Children's Reports of Parental Behavior: An Inventory. Child Dev 1965; 36: 413-424.
- 17) 小嶋秀夫. 親の行動の質問用紙の項目水準におけるバッテリー間因子分析. 金沢大学教育学部紀要 1969; 18: 55-70.
- 18) 渡邊賢二. 思春期の母親の養育態度と子育て支援—母親の養育スキルとは—. 京都: ナカニシヤ出版, 2013.

[Summary]

The Parental Attitude Scale (PAS: Suzuki et al., 1985) was revised to assess child-rearing attitudes of contemporary parents. An online questionnaire survey was conducted with mothers ($n = 489$) and fathers ($n = 383$) with the first child aged between 2 and 22 years. Exploratory factor analysis identified three factors that were labeled: "Acceptance and Child-Centeredness", "Inconsistent and Lax Discipline" and "Control". These subscales of the PAS had high internal consistency, suggesting that the scale was a valid instrument for understanding parental attitudes in a wide range of child-rearing periods. We also examined tendencies in parental attitudes in relation to the child-rearing stage by using cross-sectional analysis. The results indicated that Acceptance and Child-Centeredness, and Control significantly declined in parents as the first child became older. Moreover, in fathers with boys, Control was significantly higher than in fathers with girls. Furthermore, Inconsistent and Lax Discipline in parents was not related to the gender or age of the first child.

[Key words]

parental attitudes, scale revision, fathers, mothers, child-rearing periods