養育スタイル尺度中国語版の作成に関する予備的検討

金　　　喬・米山　直樹

要約

本研究は，中国の保護者が抱いている子育てに対する態度を調べる目的で，養育スタイル尺度の中国語版の作成を試みた。幼稚園から中学校の子どもがいる中国の保護者474名を対象に，インターネットを介して調査を行った。探索的因子分析を行ったところ，翻訳版は4因子であることが明らかになり，それぞれ「育てにくさ・対応の難しさ」「叱責」「肯定的働きかけ」と「つきそい」と名付けた。4因子構造と先行研究と同様の5因子構造においてそれぞれ信頼性と妥当性を検討したところ，4因子構造の「叱責」因子は内的整合性が低い結果となった。ADHD傾向との関連性を検討したところ，先行研究と同じ傾向を示したため，一定の妥当性が確認できた。

問 題 と 目 的

発達障害児のみならず，子どもの性格・態度・行動などの形成に保護者の養育のあり方が大きく影響することは言うまでもないであろう。近年，発達障害児に対する家庭支援の重要性が指摘されており（柳澤，2012），支援効果を評価するために，保護者の養育スタイルに注目を向けることが不可欠なものとなっている。

養育スタイルについては多くの研究が重ねられており，大きく分けると養育行動を測定するものと，養育感情を測定するものの2つの傾向が挙げられる。養育行動を測定するものとしてはSymonds（1939）が養育スタイルを「拒否－受容」「支配－服従」の2次元からとらえた尺度があり，日本では品川・品

川（1958）によって標準化されている。また，Baumrind（1967, 1971）は，応答性と統制を中心的な軸として，母親の養育態度を権威的，権威主義的，許容的の 3 つに分類した。日本においても Baumrind が想定した養育態度と子どもの攻撃行動や自己制御との関連性が検討されている（中道・中澤，2003，中道，2013；戸田，2006）。一方，感情面を測定するものとしては，多くの育児不安や育児ストレスを測定する尺度が開発されており，国内における育児不安と育児ストレスに関する研究をレビューした論文も複数存在している（川崎・宮地・佐々木，2008；渡邊，2012）。松岡・岡田・谷・大西・中島・辻井（2011）は，これらの尺度は安定した養育行動か感情のどちらかの方面しか評価できておらず，発達臨床に使用できる養育スタイル尺度は作成されてこなかったと指摘し，養育スタイルを行動や感情，認知を包括的に評価でき，かつ臨床現場に使用できる尺度を大規模なサンプルのもとに作成した。作成された養育スタイル尺度は，一定の妥当性と各因子においては概ね十分な信頼性を有することが示されている。現在，松岡他（2011）が作成した養育スタイル尺度は，日本国内に実施されているペアレント・プログラムおよびペアレント・トレーニングの評価尺度として広く使われている（浜田他，2018；井田，2017）。

中国においても，子どものさまざまな精神的疾患や問題行動に，保護者の養育スタイルが関連すると想定され，研究が進んできている。例えば，茆・譚・曾・張（2005）は反社会人格障害と養育スタイルの関連性を検討し，張他（2019）は児童青年の自傷行為と養育スタイルの関連性を検討した。中国で保護者の養育スタイルを評価するために一般的に使われている尺度は 2 つあり，その一つとして Perris, Jacobsson, Linndstrom, von Knorring, & Perris（1980）が作成した Egma Minnen av Bardndosnauppforstran（EMBU）の中国語版（岳・李・金，1993）が挙げられる。EMBU 尺度は，子どもがもっている保護者の養育行動に関する記憶をアセスメントするための調査票であり，養育スタイルを 4 つの下位尺度「拒絶」「暖かさ」「過干渉」「ひいき」の合計 84 項目から評価するものである。もう一つとしては，Parker, Tupling,

& Brown（1979）が青年および成人のうつ病患者の幼少期の保護者の養育態度の特徴を調べるために開発した Parental Bonding Instrument（PBI）の中国語版（楊他，2009）が挙げられる。PBI は全 25 項目で，養護 12 項目と過干渉 13 項目より構成されており，養護と過干渉の高低から，養育スタイルを 4 つのタイプに類型化される。

但し，上述 2 つの尺度は全て子どもの養育体験をアセスメントするための自己記入式質問票であり，保護者が自分自身の養育スタイルを評価するものではない。近年では保護者記入式の EMBS も検討されているが，対象児の範囲がまだ学齢前に限ることや，信頼性と妥当性が充分検討されていないといった課題が残されている（李・寇・謝・陳・楊，2019；王他，2019)。また，日本と同様に，上述の 2 つの尺度は主に養育面の行動と比較的安定した日常的な養育スタイルを捉えようとするものであり，養育の感情面や認知面にはあまり注目していない。またこれらの尺度は，子どもの精神的疾患や問題行動との関連性を検討する研究に多く使われているが，発達臨床的な介入に使用した研究は今のところ見当たらない。従って，中国でも日本と同様に発達臨床場面における介入や支援の効果測定への適用を視野に入れた，保護者の養育スタイルを様々な面から包括的に評価できる尺度の開発が必要だと考えられる。

そこで本研究では，松岡他（2011）が作成した養育スタイル尺度を中国語に翻訳し，信頼性と妥当性の予備的検討を行うこととした。また，松岡他(2011）の研究は養育スタイルの発達的変化ついて検討したものであることから，本研究も同様の手続きを試みた。

方　法

〈調査対象〉　中国の一般幼稚園，小学校，中学校（特別支援学校を除く）に通う子どもの保護者を対象として調査を行った。調査は中国のオンライン調査会社に依頼し，インターネットを介して質問紙を配布した。得られたデータのうち，回答に不備のあるものや，年齢と学級が不一致（標準年齢±2 歳以上）の

Table 1　回答者の子どもの内訳

	男子	女子	合計
年少	28	18	46
年中	19	7	26
年長	22	20	42
小 1	22	20	42
小 2	23	19	42
小 3	15	8	23
小 4	45	37	82
小 5	23	13	36
小 6	10	14	24
中 1	34	21	55
中 2	22	14	36
中 3	12	8	20
合計	275	199	474

ものを除外し，最終的に 474 名（回答者平均年齢 35.3 歳，範囲 25-54 歳）のデータを分析対象とした。回答者の内訳としては，62.4% が母親であり，37.3% が父親，その他が祖父母（1 名）であった。回答者の子どもの内訳を Table 1 に示す。

〈調査材料〉

1）養育スタイル尺度

日本語版養育スタイル尺度は松岡他（2011）が作成した行動認知を包括的に評価する尺度である。27 項目から構成されており，保護者に自分自身の子育てに関する気持ちについて，「全く当てはまらない（1 点)」「あてはまらない（2 点)」「どちらともいえない（3 点)」「当てはまる（4 点)」「とても当てはまる（5 点)」の 5 件法で回答してもらうものとなっている。

養育スタイルの翻訳に際しては，原著者から中国語版作成の許諾を得て，第一著者が翻訳を行なった。次に，中国語が母国語とし日本語も堪能なバイリンガルにバックトランスレーションを依頼した。訳語の適切性を確認するために，臨床心理学を専攻とする大学院演習で逆翻訳された文章と原文の比較を行

い，先行研究と意味の差がある訳文は，繰り返して修正と逆翻訳の作業を行った。

2）ADHD 傾向

ADHDDS-P（蘇他，2006）を使用した。この尺度は，ADHD の主な特徴である「不注意（9 項目）」と「多動・衝動性（9 項目）」の 2 つの下位尺度から構成しており，中国において十分な信頼性と妥当性を有することが示されている（蘇他，2006）。先行研究では ADHD Rating Scale の日本語版（DuPaul, Power, Anastopoulos, & Reid, 1998　市川・田中　監訳　2008）を使用していたが，両尺度ともに DSM-Ⅳの ADHD の診断基準に準拠し，各基準の頻度を表す表現を削除して作成された項目であり，内容的には同様なものであると判断した。保護者は，子どもの特徴を記述した各項目に対して「ない，もしくはほとんどない（0 点）」「ときどきある（1 点）」「しばしばある（2 点）」「非常にしばしばある（3 点）」の 4 件法で回答するものとなっている。得点が高いほど，ADHD の傾向が高いことを示す。

倫理的配慮

本研究は，関西学院大学人を対象とする行動学系研究倫理委員会の承認を得て実施した。調査は匿名で実施した。また，用紙に調査協力が任意であることを記載し，調査内容に同意を得られた場合のみ質問紙の回答を求めた。

結　　果

養育スタイル尺度中国語版の構成

養育スタイル尺度の 27 項目に対して主因子法，プロマックス回転により探索的因子分析を行なった。いずれの因子に対しても因子負荷量が .35 に満たない項目，また 2 因子以上に負荷量が .35 を超える項目を削除して再度因子分析を行い，この手続きを 2 回繰り返した。その結果，27 項目中 8 項目（項目 7, 12, 18, 19, 20, 21, 23, 25）が削除され，先行研究と同様な 5 因子は得られ

Table 2　養育スタイル尺度の因子分析結果（プロマックス回転後）

	F1	F2	F3	F4	M	SD
育てにくさ・対応の難しさ（α = .65）						
4. 私の子どもは，育てやすい子どもだったと思う＊	**0.87**	−0.17	0.02	−0.05	2.46	0.92
13. 私の子どもは，育てにくい子どもだったと思う	**0.86**	0.02	0.17	−0.17	2.40	1.08
24. 私の子育てはかなりうまくいっていると思う	**−0.58**	0.08	0.27	−0.15	3.31	1.06
3. この頃，子育てが難しくなってきたと思う	**0.53**	0.08	−0.08	−0.13	3.14	1.16
16. 育児期に子どもの育児がつらいと思う	**0.53**	0.22	0.09	0.14	3.21	1.15
8. この頃，子どもが親のいうことを聞かなくなってきた	**0.53**	0.26	−0.01	0.00	2.88	1.09
9. 育児期に子どもの育児が楽しいと思っていた＊	**0.46**	−0.02	−0.28	0.05	2.18	0.86
叱責（α = .35）						
17. 子どもが言うことを聞かない場合，おどかしたりするような強い厳しい叱り方をする	0.04	**0.67**	−0.12	0.06	2.49	1.16
26. 子どもが言うことを聞かない場合，叩いたりなどの強い厳しい叱り方をする	−0.11	**0.66**	−0.18	0.04	2.26	1.11
10. 子どもを叱ることが多い	0.06	**0.59**	−0.18	−0.01	2.12	0.93
15. 子育てで困ったときに，相談する相手がいなくて苦労することがある＊	−0.07	**−0.52**	−0.25	0.13	3.74	1.06
5. 子どものことについて考えないようにしている＊	0.16	**−0.47**	−0.17	0.27	4.09	0.91
27. 私の子どもは私が気になる行動（あるいは私を怒らせる行動）をすることが多い	0.22	**0.45**	0.01	0.15	2.76	1.05
肯定的働きかけ（α = .66）						
14. 私の子どものがんばっているところ（努力しているところ）が具体的に 10 個程度あげることができる	0.05	−0.03	**0.60**	0.11	3.62	0.89
1. 私の子どものいいところを具体的に 10 個程度あげることができる	0.03	0.02	**0.60**	0.14	3.88	0.80
22. 私は自分の教育方針に自信がある	−0.24	−0.02	**0.45**	0.10	3.70	0.96
つきそい（α = .54）						
6. 子どもと一緒に遊びに出かける	0.03	−0.01	0.12	**0.52**	4.39	0.65
11. 子どもとできるだけ長くいっしょに過ごすようにしている	−0.07	0.10	0.21	**0.44**	4.23	0.73
2. 子どもの話をできるだけ聞くようにしている	−0.04	−0.14	0.13	**0.41**	4.30	0.71
F1		0.54	−0.58	−0.39		
F2			−0.43	−0.39		
F3				0.14		

注＊は逆転項目を示す。$N = 474$

ず，4 因子が抽出された（Table 2）。第一因子は，「私の子どもは，育てにくい子どもだった」「私の子どもは，育てやすい子どもだった（逆転）」「この頃，子育てが難しくなってきたと感じる」など，先行研究の育てにくさいおよび対応の難しさに含まれていた項目がほとんどで，合わせて「育てにくさ・対応の難しさ」と命名した。第 2 因子は「子どもが言うことを聞かない場合，おどかしたりするような強い厳しい叱り方をする」「子どもが言うことを聞かない場合，叩いたりなどの強い厳しい叱り方をする」などの 6 項目で構成されており，先行研究の叱責因子の項目が全て含まれているため，「叱責」と命名した。第 3 因子は，「私の子どものいいところを具体的に 10 個程度あげることができる」，「私の子どもの頑張っているところ（努力しているところ）が 10

個程度あげることができる」,「私は自分の教育方針に自信がある」の 3 項目から構成されており，全て先行研究の肯定的働きかけ因子に含まれていた項目であったため「肯定的働きかけ」と命名した。最後に第 4 因子は「子どもと一緒に遊びに出かける」「子どもとできるだけ長くいっしょに過ごすようにしている」「子どもの話をできるだけ聞くようにしている」の 3 項目から構成されており，子どもにつきあう機会の多さを表す項目の負荷が高かったが，先行研究にあった相談・つきそい因子中の他者に相談しようとする項目が含まれていないため，相談を削除して「つきそい」と命名した。それぞれの因子に対する負荷量の高い項目群によって下位尺度を構成することとし，育てにくさ・対応の難しさ 7 項目，叱責 6 項目，肯定的働きかけ 3 項目，つきそい 3 項目の合計 19 項目を養育スタイル尺度中国語版とした。

養育スタイル尺度中国語版信頼性の検討

養育スタイル尺度中国語版の信頼性を検討するために，内的整合性 α 係数を 4 因子構造と先行研究と同様の 5 因子構造（項目削除なし）の因子ごとに算出した。4 因子構造での内的整合性は，育てにくさ・対応の難しさで .65，叱責で .35，肯定的な働きかけで .66，つきそいで .54 であった。先行研究と同様の 5 因子構造での内的整合性は，肯定的働きかけで .79，相談・つきそいで .49，叱責で .76，育てにくさで .79，対応の難しさで .72 であった。先行研究の構造を使用すると相談・つきそいのみ値が低かったが，他の因子は概ね先行研究と同様な傾向であった。但し，4 因子構造にして項目を削除すると信頼性が下がり，特に叱責は内部の整合性が低い結果となった。

養育スタイル尺度中国語版と **ADHDDS-P** との関連

中国語版の併存的妥当性を検討するため，先行研究と同様に ADHD 傾向を測定する尺度との相関を求めた。4 因子と ADHDDS-P の相関係数（Table 3）および先行研究における 5 因子と ADHDDS-P の相関係数をそれぞれ算出した。4 因子構造において，育てにくさ・対応の難しさと叱責は，不注意，多動

Table 3 養育スタイルと ADHD 傾向との関連

	ADHDDS-P		
	不注意	多動性・衝動性	全体
育てにくさ・対応の難しさ	.58**	.50**	.59**
叱責	.43**	.35**	.42**
肯定的働きかけ	–.46**	–.33**	–.43**
つきそい	–.28**	–.24**	–.28**

**p <.001, N = 474

性・衝動性および全体得点と弱い～中程度の負の相関を示し，肯定的働きかけとつきそいは，弱い～中程度の正の相関を示した。5 因子構造（項目削除なし）において，肯定的働きかけ（(不注意）r = –.54；(多動性・衝動性）r = –.37；(全体）r = –.49)，相談・つきそい（(不注意）r = –.28；(多動性・衝動性）r = −22；(全体）r = –.27)，叱責（(不注意）r = .51；(多動性・衝動性）r = .45；(全体）r = .52)，育てにくさ（(不注意）r = .58；(多動性・衝動性）r = .48；(全体）r = .58)，対応の難しさ（(不注意）r = .56；(多動性・衝動性）r = .47；(全体）r = .56）となっており，肯定的働きかけと相談・つきそいは，不注意，多動性および全体得点に弱い～中程度の正の相関を示し，叱責，育てにくさ，対応の難しさは全て弱い～中程度の負の相関を示した（全て p <.001)。どちらの結果も，先行研究とは同様の傾向を示した。

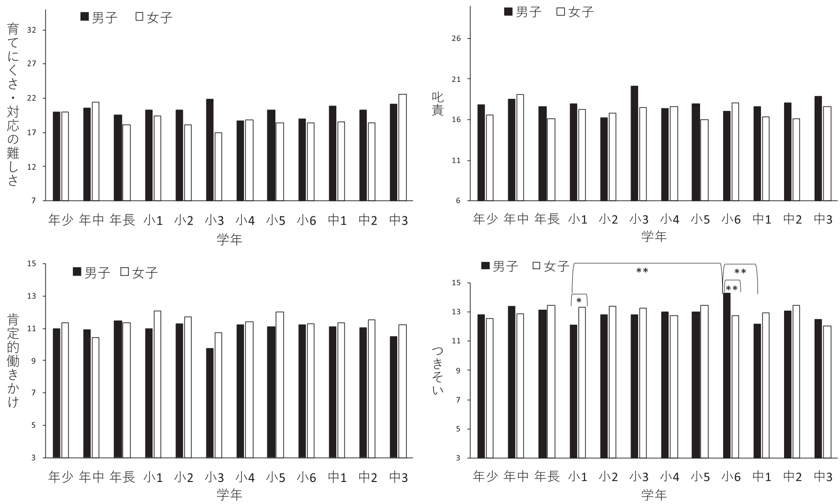
養育スタイル尺度中国語版の性差および学年差

養育スタイル尺度中国語版の 4 因子得点に対して，子どもの性別（2：男子・女子)×学年（12：年少・年中・年長・小 1・小 2・小 3・小 4・小 5・小 6・中 1・中 2・中 3）の 2 要因分散分析を行なった（Table 4)。育てにくさ・対応の難しさについては，性別の主効果（F(1, 450) = 7.19, p <.01）が有意であり，学年の主効果（F(11, 450) = 1.67, *n.s.*）および交互作用（F(11, 450) = 1.37, *n.s.*）は有意ではなかった。叱責については，性別の主効果（F(1, 450) = 7.59, p <.01）と学年の主効果（F(11, 450) = 1.67, p <.05）は有意であったが，交互作用（F(11, 450) = 1.27, *n.s.*）は有意ではなかった。

Table 4　子どもの性別×学年ごとの養育スタイル尺度得点と分散分析結果

	育てにくさ･対応の難しさ				叱責				肯定的働きかけ				つきそい			
	男子		女子		男子		女子		男子		女子		男子		女子	
	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD	M	SD
年少	19.93	3.60	19.94	3.13	17.86	3.66	16.56	3.01	11.00	1.54	11.33	1.94	12.79	1.93	12.56	1.34
年中	20.58	4.30	21.43	3.95	18.47	2.14	19.14	2.61	10.95	2.09	10.43	1.13	13.37	1.12	12.86	1.77
年長	19.59	4.15	18.10	4.15	17.64	2.77	16.10	2.61	11.45	2.13	11.35	2.11	13.14	1.58	13.45	1.19
小 1	20.32	4.78	19.45	4.65	17.91	2.93	17.25	3.16	10.95	1.84	12.05	2.06	12.09	1.72	13.30	1.45
小 2	20.22	4.92	18.11	3.23	16.26	2.32	16.79	2.76	11.26	1.89	11.68	2.14	12.83	1.40	13.37	1.30
小 3	21.87	3.91	17.00	3.07	20.13	3.96	17.50	3.02	9.73	2.28	10.75	2.05	12.80	1.66	13.25	1.28
小 4	18.62	3.60	18.76	4.65	17.40	2.74	17.59	3.16	11.22	2.31	11.41	2.17	13.00	1.41	12.70	1.84
小 5	20.22	4.13	18.46	4.25	17.91	3.34	16.00	2.55	11.13	1.55	12.00	2.35	13.00	1.24	13.46	0.97
小 6	18.90	4.18	18.43	3.69	17.00	3.06	18.07	2.16	11.20	2.44	11.29	1.68	14.30	1.34	12.71	1.20
中 1	20.91	4.06	18.48	3.87	17.65	2.93	16.29	1.93	11.12	2.35	11.33	1.80	12.15	1.21	12.90	1.48
中 2	20.23	3.72	18.36	4.20	18.05	3.39	16.14	3.18	11.05	1.91	11.50	1.70	13.05	1.68	13.43	1.34
中 3	21.08	4.14	22.50	4.69	18.83	4.15	17.63	2.72	10.50	2.75	11.25	2.43	12.50	1.68	12.00	1.60
性別	7.19**				7.59**				3.61				0.3			
学年	1.67				2.02*				1.11				1.92*			
性別×学年	1.37				1.27				0.43				2.00*			

**p＜.01；*p＜.05



Ryan's の方法による多重比較を行った結果，全ての学年において有意な差が認められなかった。肯定的働きかけは性別（F(1, 450)＝3.61, $n.s.$），学年（F(11, 450)＝1.11, $n.s.$）および交互作用（F(11, 450)＝.43, $n.s.$）ともに有意ではなかった。つきそいについては，年齢の主効果（F(1, 450)＝0.3, $n.s.$）が有意でなく，学年の主効果（F(11, 450)＝1.92, p＜.05）および交互作用が

有意であった（$F(11, 450)=2.00$, $p<.05$）。単純主効果の検定の結果，小 1 と小 6 の学年による性別の単純主効果が有意であり（順に $F(1, 450)=5.28$, $p<.05$; $F(1, 450)=9.01$, $p<.01$），小 1 においては女子が男子より得点が高く，逆に小 6 においては男子が女子よりも得点が高いことが明らかになった。一方，男子における学年の単純主効果が有意であったが（$F(11, 450)=2.42$, $p<.01$），女子における学年の単純主効果は有意ではなかった（$F(11, 450)=1.50$, *n.s.*）。Ryan's の方法による多重比較を行った結果，小 6 男子の得点が，小 1 と中 1 男子の得点より高いことが判明した。

考　　　察

本研究の目的は，臨床発達場面での介入や支援による保護者の子育て様式の変化を捉えるための尺度である養育スタイル尺度の中国語版の作成を試み，先行研究と同様の方法で ADHD 傾向と発達的な変化を検討することであった。本研究でよって作成された養育スタイル尺度中国語版は，①先行研究と同様の 5 因子構造が確認できず，中国の保護者では 4 因子構造が抽出されたこと，② 4 因子構造は十分な信頼性が得られなかったこと，③ADHD 傾向を測定する尺度との関連性を検討することによって，4 因子構造において一定の基準関連妥当性が得られたこと，④育てにくさ・対応の難しさ，叱責の得点は発達的な変化と関係なく，全年齢において女子よりも男子の保護者で高かったこと，⑤つきそいにおいて，男子のみ学年による得点の変化が見られたこと，と 5 つの特徴が示された。

探索的因子分析の結果，養育スタイル尺度中国語版は先行研究と同様の 5 因子構造が確認されず，先行研究の「育てにくさ」因子と「対応の難しさ」因子が合併した 4 因子構造が示された。先行研究の「育てにくさ」は，「私の子どもは，育てにくい子どもだったと思う」「私の子どもは，育てやすい子どもだったと思う（逆転項目）」「育児期に子どもの育児がつらいと思っていた」「育児期に子どもの育児が楽しいと思っていた（逆転項目）」の 4 項目から構

成されていた。全ての項目が子どもの特性への認知と比較的に安定した育児感情を問うものであると考えられる。また，「対応の難しさ」は「この頃，子どもが親の言うことを聞かなくなってきた」「この頃，子育てが難しくなったと感じる」「最近，子どもが何を考えているか分からない」の 3 項目から構成されていた。この 3 項目に「この頃」「現在」といった表現が使用されており，一過性的な現在の状態を問う項目と考えられる。一方，中国語の文脈的に，時制の使用の有無に関わらず，調査対象者が今の状態を回答する傾向が強いため，同じ因子になった可能性がある。但し，「育てにくさ」と「対応の難しさ」はもともと非常に似ている概念のため，同じ因子になることも妥当な一面があると考えられる。次に，先行研究では「肯定的働きかけ」に含まれていた項目 2「子どもの話をできるだけ聞くようにしている」ついて，中国語版では「つきそい」因子に分類された。項目 2 の内容から判断して「つきそい」に含まれることも妥当であると考えられる。そして，先行研究では「相談・つきそい」に含まれていた項目 5「子どものことについて考えないようにしている（逆転項目）」と項目 15「子育ての困ったときに，相談する相手がいなくて苦労することがある（逆転項目）」2 項目は「叱責」因子に分類された。松岡他（2011）が述べたように，育児に関する他者への相談と子ども本人に対するつきそいは本来異なる概念であり，日本語版では積極的に取り組む姿勢という共通点で同一の因子として抽出された。一方，上述の 2 つの逆転項目は，中国語版ではネガティブに取り組む姿勢という共通点から叱責と同一の因子として抽出された可能性があると考えられる。

養育スタイル尺度中国語版の信頼性を検討したところ，因子構造では十分な内的整合性が得られなかった。α 係数を先行研究の 5 因子構造（項目削除なし）の因子ごとに算出したところ，「相談・つきそい」以外は先行研究と同様に .7 以上の値が得られ，さらに発達障害児と健常児の保護者を対象に養育スタイル尺度を施行した時に，「相談・つきそい」の α 係数が 0.53 と報告されていた（中島他，2012）ため，概ね先行研究と似ているような信頼性を示していた。4 因子構造において，「育てにくさ・対応の難しさ」「肯定的働きかけ」

「つきそい」の α 係数も概ね先行研究と同じ傾向であったものの，「叱責」のみ先行研究の「相談・つきそい」に分類されていた項目 5 と 15 を加えることで大きく内的整合性を低めた（削除すると α =.76 であった）。本研究は 4 因子構造の他因子も信頼性が高くなかったため項目を削除しなかったが，今後は「相談」の項目について中国の保護者に詳しく聞き取りなど，「叱責」と分けて検討する必要がある。また，本研究の調査対象者は幼稚園～中学校までの子どもを持つ保護者であり，子どもの年齢に 12 歳の幅があった。養育スタイルのあり方は子どもの年齢によって異なる部分もあると考えられるが，先行研究のように各年齢段のサンプル数を十分集めていないため，内的整合性の低下につながったと思われる。

養育スタイル尺度中国語版と ADHD 傾向の関連性を検討したところ，先行研究と概ね同様な傾向が見られた。「肯定的働きかけ」「つきそい」は負の関連を示し，「叱責」「育てにくさ」は正の関連を示した。子どもの不注意および多動・衝動性の特性が強いほど，保護者がより育てにくさや対応の難しさが感じやすくなり，肯定的な働きかけが生じにくく，厳しい態度や叱責で対応しがちであると考えられる。また，先行研究では「相談・つきそい」と ADHD 傾向の間にあまり明確的な関連が見られなかったものの，中国語版では 4 因子構造の「つきそい」と先行研究の 5 因子構造の「相談・つきそい」はともに ADHD 傾向と弱い負の相関を示していた。つまり中国の保護者は，子どもの ADHD 傾向の強さのために他者と相談しにくくなり，子どもと関わることを避ける傾向が日本の保護者よりも強いことを示唆するものといえる。

育てにくさ・対応の難しさおよび叱責は，子どもの性別によって異なっており，全ての学年において男子のほうがより得点が高かった。その背景には ADHD 傾向の性差が関わっている可能性がある。DSM-5 精神疾患の診断・統計マニュアル（American Psychiatric Association, 2013　高橋・大野　監訳 2014）によると ADHD の男女比では子供で 2 : 1 で，男子に多い発達障害である。ADHD 傾向が比較的に高い男子に対して，保護者は女子よりも育てにくさや対応の難しさを感じやすくなり，叱責も生じやすくなるのではないかと

考えられる。

つきそいにおいては，女子は全ての学年において得点が高かった一方，男子のほうでは学年による得点の変化が見られた。但し，日本のような年齢とともに低下する傾向は示されず，小 1 と中 1 の得点が比較的低く，小 6 の得点が一番高かったことが明らかになった。従って，このような変化は発達的な変化よりも，受験といったイベントによる影響の可能性が考えられる。中国は受験大国で，より良い学習環境を手に入れるために，中学校と高校の進学競争は非常に激しいものとなっている。しかし，偏差値の高い高校は比較的多数あるのに対して，偏差値の高い中学校の数は限られているため，中学校への進学競争がより厳しいものとなっている（王，2019）。小 6 が中学校への進学に一番直面する学年であり，受験勉強のために保護者がより子どもに付き添う可能性があると推察される。一方，小 1，中 1 は比較的受験から離れている学年であるため，つきそい得点の低下につながったと考えられる。但し，本研究は各年齢段のサンプル数が少ないため十分な見解は得られず，因子における発達的な変化は各学年の人数を増やしてさらに検討する必要がある。

本研究の限界と今後の課題について述べる。まず信頼性について，本研究は複数回にわたって調査を実施し，全体のサンプルサイズの大きさをある程度確保したが，対象児の年齢幅が広いため，今後は各学年のサンプル数をさらに増やすか，あるいは学年の範囲を絞ることで改めて因子構造を検討し，先行研究と比較する必要がある。また，信頼性については内的整合性だけでなく，一部の調査対象者に二度目の調査を行うように，再検査信頼性も検討する必要がある。次に妥当性について，本研究は養育スタイル尺度中国語版と ADHD 傾向を測定する ADHDDS-P との相関を検討し，概ね先行研究と同じような傾向が確認でき，一定の基準関連妥当性を有するといえる。しかし，他の養育スタイル尺度や育児ストレス尺度との関連性は検討しておらず，今後は概念的に近い他の基準となる変数との関連性について検討する必要がある。また，本研究は先行研究の項目を忠実に中国語に訳したが，今後はさらに保護者支援の経験を持つ中国の専門家に依頼し，内容的な妥当性を検討していくことが求められ

る。本研究における尺度作成の目的は発達障害児を育てる保護者支援の実践に用いることであったが，今回は発達障害児の保護者に関するデータは収集していない。発達障害児の保護者の養育スタイルがどのような特徴を有しているかを明らかにするために，発達障害児を持つ保護者と定型発達児を持つ保護者の比較が今後必要である。さらに，先行研究の回答者のほとんどが母親で，保護者の性別や年齢による影響はあまり検討されていない（長岡，2019）。中国語版では約4割に父親が回答していたため，保護者の性別や年齢による影響も今後検討していくことが求められる。

引用文献

American Psychiatric Association（2013）. Diagnostic and statistical manual of mental disorders（5th ed.）. Washington, DC.（高橋 三郎・大野 裕（監訳）染矢 俊幸・神庭 重信・尾崎 紀夫・三村 將・村井 俊哉（訳）（2014）DSM-5 精神疾患の診断・統計マニュアル　医学書院）

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

Baumrind, D.（1971）. Current patterns of parental authority. *Developmental psychology, 4,* 1-103.

DuPaul, G. J., Power, T. J., Anastopoulos, A. D., & Reid, R.（1998）. *ADHD Rating Scale—IV: Checklists, norms, and clinical interpretation.* Guilford Press.（市川 広伸・田中 康雄（監訳）坂本 律（訳）（2008）．診断・対応のためのADHD評価スケール ADHD-DS「DSM準拠」――チェックリスト，標準値とその臨床的解釈――　明石書店）

浜田 恵・野村 和代・伊藤 大幸・村山 恭朗・髙柳 伸哉・明翫 光宜・辻井 正次（2018）．ペアレント・プログラムによる保護者支援と支援者研修の効果　小児の精神と神経，*57*（4），313-321.

井田 美沙子（2017）．多拠点療育施設でのペアレント・トレーニングの実践と課題　アスペハート，*9*（46），49-55.

川崎 道子・宮地 文子・佐々木 明子（2008）．育児不安・育児ストレスの測定尺度開発に関する文献検討（1983年～2007年）沖縄県立看護大学紀要，*9,* 52-60.

茆 正洪・譚 釗安・曾 彦英・張 建平（2005）．反社会人格障害と父母養育方式および相関要素の分析　中国健康心理学，*13*（6），420-422.

松岡 弥玲・岡田 涼・谷 伊織・大西 将史・中島 俊思・辻井 正次（2011）．養育ス

タイル尺度の作成——発達的変化と ADHD 傾向との関連から——　発達心理学研究，*22*(2)，179-188.

長岡 千賀（2019）．保護者の性別が養育スタイルに及ぼす影響　日本心理学会第 83 回大会

中島 俊思・岡田 涼・松岡 弥玲・谷 伊織・大西 将史・辻井 正次（2012）．発達障害児の保護者における養育スタイルの特徴　発達心理学研究，*23*(3)，264-275.

中道 圭人・中澤 潤（2003）．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，*51,* 173-179.

中道 圭人（2012）．父親・母親の養育態度が幼児の自己制御に及ぼす影響　静岡大学教育学部研究報告，*63,* 109-121.

Parker, G., Tupling, H., & Brown, L. B.（1979）. A parental bonding instrument. *British journal of medical psychology, 52*(1), 1-10.

Perris, C., Jacobsson, L., Linndstrom, H., von Knorring, L., & Perris, H.（1980）. Development of a new inventory for assessing memories of parental rearing behaviour. *Acta Psychiatrica Scandinavica, 61*(4), 265-274.

李 穎・寇 聡・謝 恵清・陳 建寧・楊 斌譲（2019）．父母養育方式尺度（父母記入版）が就学前児童における応用と信頼性と妥当性の検討　中華実用小児科臨床雑誌，*34*(24)，1897-1899.

品川 不二郎・品川 孝子（1958）．田研式親子関係診断テスト手引き　日本文化科学社

蘇 林雁・耿 耀国・王 洪・杜 亜松・孫 凌・趙 福涛・範 方・全国協作組（2006）．中国都市児童を対象とした注意缺陥多動性障害診断尺度親用版の作成と信頼性及び妥当性の検討　中国実用小児科雑誌，*21*(11)，833-836.

Symonds, P. W.（1939）. *The psychology of parent-child relationships.* Appleton-Century.

戸田 須恵子（2006）．母親の養育態度と幼児の自己制御機能及び社会的行動との関係について　北海道教育大学釧路校研究紀要，*39,* 59-69.

王 紅（2019）．“制度＋隊伍”は中学校進学競争を終わらす要になる　北京教育：普教版，*8,* 18-19.

王 媛・王 鵬・張 姍紅・鍾 苑心・楊 斌譲・王 玉鳳（2019）．注意欠陥多動性障害児童の父母養育方式と情緒問題の関係　中国心理衛生，*33*(8)，607-611.

渡邉 茉奈美（2012）．「育児不安」の再検討：子ども虐待予防への示唆　東京大学大学院教育学研究科紀要，*51,* 191-202.

柳澤 亜希子（2012）．自閉症スペクトラム障害児・者の家族が抱える問題と支援の方向性　特殊教育研究，*50*(4)，403-411

楊 紅君・楚 艶民・劉 利・劉 琴・陳 哲・劉 文莉・鍾 愛良（2009）．中国の大学生

を対象とした育児スタイル尺度の予備的な検討　中国臨床心理学，*17*(4)，434-436.

岳 冬梅・李 鳴杲・金 魁和（1993）．父母養育方式：EMBU 作成の試みと神経症患者における応用，中国心理衛生雑誌，*7*(3)，97-101.

張 燁・王 艷秋・趙 穎・王 俊・陳 燕・王 金峯…姚 応水（2019）．父母養育方式が11～22 歳青少年自傷行為の影響　チチハル医学院学報，*40*(14)，781-1783.

謝辞

本研究の調査分析および考察にあたり，関西大学大学院心理研究科博士後期課程の董潔氏にはひとかたならぬお世話になりました。心より感謝申し上げます。

――金　　喬　大学院文学研究科研究員――

――米山直樹　文学部教授――