

人間の多様性への寛容：児童生徒の仲間集団 への「受け入れ」に関する中日比較研究¹

武 勤

(中国・山東省教育庁)

渡辺弘純

(教育心理学研究室)

David S. Crystal

(Georgetown University)

Melanie Killen

(University of Maryland)

(平成15年5月22日受理)

Tolerance toward human diversity : Children's and adolescents' evaluations of peer group inclusion and exclusion in China and Japan

Chin Wu, Hirozumi WATANABE, David S. CRYSTAL and Melanie KILLEN

問 題

人間の多様性への寛容あるいは排除の問題は、近年、社会的にも注目を浴び、心理学的研究も蓄積されるようになってきている(Leary, 2001)。欧米とは異なり、アジアにおいては、児童生徒における寛容や排除を取り扱う心理学的研究は、決して多いとは言えないが、日本においても、いじめや不登校やひきこもりなどの表面化を通じて、仲間関係の問題は次第に研究課題として取り上げられるようになってきている(アッシャー・クーイ/山崎・中澤監訳, 1996; 住田, 2000)。しかし、欧米においても、アジアにおいても、多くの場合、排除される子どもの側に焦点が当てられており、「一般」の子どもの寛容や排除を取り扱う研究は、非常に少ない。この研究では、研究資料の少ない「一般」の子どもの寛容と排除の理由づけ、すなわち、仲間集団への「受け入れ」とそこからの排除を決定する基準について、新たな資料を付与するために計画された。

¹ この研究の一部は、平成10年度～平成12年度文部省科学研究費補助金基盤研究(C)(2)(課題番号10610122)による助成を受けたものである。

米国などでは、排除の理由づけとして、通常、人種や性などの社会的カテゴリーを取り上げて、研究されてきた (Killen & Stangor, 2001; Killen, et al., 2001; Phinney, Ferguson, & Tate, 1997)。この研究では、社会的カテゴリーとは別の基準である個人レベルの特徴が取り上げられた。すなわち、攻撃性(暴力)、特異な外観、お調子者、異性のような振る舞い、運動が不得手、及び暗い性格の6つの特徴である。これらの個人レベルの特徴は、成長・発達途上の子どもにおいて、変容の可能性があるという点で、社会的カテゴリーとは異なっている。また、どの子どもも持っている特徴であり、程度を問題にすることができる基準である。なお、6つの特徴には、攻撃性(暴力)のように非常に許容できないものから、お調子者のように軽微な問題行動まで、多様な内容が含まれている。

まず、第一に、これらの特徴の寛容と排除について、中国と日本の子どもを比較し、文化的背景の相違が、どのような影響を与えるかが検討される。集団主義 - 個人主義のパラダイムによって、東洋と西洋を区分し、この枠組みを基盤において、多様な心理的特徴の差異を説明しようとする立場がある。たとえば、Murkus と Kitayama (1991) や Triandis (1989, 1995) は、米国を相互独立あるいは個人主義の文化とし、日本を相互協調あるいは集団主義の文化として特徴づけ、これによって、日米の相違を説明しようとするのである。この地点に立てば、日本と中国は、米国と比較すれば、より類似している、と考えられる。ただ、中国は、政府レベルでなく、個々人のレベルでは、個人主義である、との論も展開されている (田島, 2001)。また、個人と個人の関係において、多少とも否定的特徴を持った子どもと友だちになりたいか・一緒に勉強したいか、を問う質問に対する回答では、全体として、日本の子どもが最も寛容で、中国の子どもが最も寛容でなく、その中間に米国の子どもが位置づけられた (渡辺・武・Crystal, 1994)。この結果からも、単純な2分法によっては説明できないことがわかる。これに対して、一般的な文化によって説明するのではなく、寛容や排除は、きわめて複合的な要因によって生み出される多面的な現象である、すなわち、その内容や文脈や価値に依存するとして検討を進める立場がある (Wainryb et al., 2001)。われわれも、寛容と排除の日米比較において、ある内容については米国が、別の内容については日本が、より寛容であるとの結果を得ている (Killen, Crystal, & Watanabe, 2002)。これを受けて、Killen らは、文化よりも文脈が重要であると強調するのである。しかし、ある文脈においては、ある文化が寛容で、他の文脈においては、別の文化が寛容であるとすれば、この事実こそが文化の相違であると説明することが可能である。

個人間の関係における寛容や排除と集団への「受け入れ」における寛容や排除は、同じではないと考えられる。既に述べたように、以前の個人間の関係における寛容さの研究では、日本の子どもは中国の子どもより寛容であった。この研究においては、集団内の変わっている1人の成員への寛容と排除が取り扱われる。この文脈においては、文化と関わって生み出される内集団バイアス (Messick & Mackie, 1989; Phinney, Ferguson, & Tate, 1997) や黒い羊効果 (black sheep effect: Marques, Yzerbyt, & Leyens, 1988; 大石・吉田, 2001) を考慮する必要がある。「黒い羊効果とは、内集団成員と外集団成員が比較される際に、内集団の優れた成員はより高く、内集団の劣った成員はより低く評価される現象である」(大石・吉田, 2000) と説明される。内集団と外集団の比較事態ではないが、われわれの研究 (Watanabe, Crystal, & Killen, 2002) において、内容によって異なるが、全体としては、日本の子どもが、米国の子どもよりも、否定的な特徴を持つ外集団のメンバーよりも内集団のメンバーを排除すること

が示された。また、たとえば、中国では、内集団の成員に対する「絶対的な支持」がある、と指摘されたりしている（恒吉・ブーコック編，1997）。

これらのことを考慮すると、全体としては、仲間集団への「受け入れ」という事態においては、中国の子どもは、日本以上に寛容である、と仮説されるのである。

第二には、仲間集団への「受け入れ」における寛容さの発達的变化が検討の対象とされる。このために、中国と日本それぞれにおいて、児童期後期から青年期中期まで、すなわち、小学校4年生と中学校1年生と高校1年生の資料が採集された。発達的变化については、常識的視点からも、2つの方向が考えられる。1つは、アイデンティティの形成期（Erikson, 1968）であり、親や仲間から自立したいという欲求を持ち、仲間集団の圧力に抗して、他者と異なる「かけがえのない自分」づくりをしている時期であるにとらえるならば、年長になるにつれて、多様性に対して寛容になると推測することができる。もう1つは、年齢とともに、仲間集団の持つ重要性が高まり（Turiel, 1983）、集団に合わせることを第一義的に考えるようになるとすれば、年長になるにつれて、集団の和を乱す特徴を持つ子どもを排除するようになると想定される。これらの一見矛盾に満ちた2つの方向の絡み合い（渡辺，2000）の中で、青年期において寛容になるか、あるいは不寛容になるのかは、その特徴によって異なって表面化すると考えられる。いずれにしても、児童期から青年期にかけて起る仲間集団の重要性の変化（Gavin & Furman, 1989）が、仲間集団への「受け入れ」や排除に影響すると考えられるのである。また、青年期におけるある種の特徴への注目の増大が、ある種の特徴を持つ仲間の排除へと導くことも示されている。たとえば、以前の研究報告において、学年進行に伴って、運動が不得手な子どもの排除の増大が認められたのである（渡辺・Crystal・Killen, 2001）。さらに、中国の資料はないけれども、日本の資料では、相互独立性、特に個の認識・主張が、中学生や高校生で減少し、相互協調性、特に他者への親和・順応が、高校生で増大することが報告されている（高田，1999）。これは、日本の青年期において、同調が「強要」されているとの一般的見解を支持している。

学年進行に伴う寛容さの増減は特徴によって異なる、すなわち、寛容さが増大する特徴もあれば、減少する特徴もあるとの仮説を立てることも可能である。しかし、ここでは、少なくとも日本においては、集団からの逸脱を極度に恐れる方向の力が、自分らしい自分を創り出す方向の力より強いと判断し、学年進行とともに、寛容さが減少し、排除傾向が強まるという仮説を採用する。

第三には、多様な特徴の寛容と排除が、ジェンダーによって相違するかどうか、そして、このジェンダー差に文化的背景が影響するかどうかについて検討する。従来の研究では、女子の方が男子より、排除に対して感受性の高いことが明らかにされている（Killen & Stangor, 2001; Theimer et al., 2001）。すなわち、女子の方がより寛容であることが示されている。この理由として、女子の方が男子より排除された経験をより多く持っていることを指摘する報告がある（Killen, McGlothlin, & Lee-Kim 2002）。また、個人間の寛容についても（渡辺・Crystal・武，1993）、仲間集団への「受け入れ」においても（Killen, Crystal, & Watanabe, 2002）、いずれも、このジェンダー差が日本より米国において大きいことが示されている。日本では、ジェンダーによる相違があまりないのである。Killenらは、この回答、すなわち、米国でジェンダー差が大きいこと、及び日本の女子に比して米国の女子の感受性が高いことを取り上げて、米国の女子の排除に抗する意識の高さの現われであると論じる。これは妥当である

かもしれない。しかし、日本の男子に比して米国の男子の感受性が低いことを論じないのは片手落ちである。彼女の論に従えば、米国の男子は排除を容認する傾向が非常に強いと言える。この議論は留保することにして、この研究では、ジェンダーによる回答の違いが認められ、その違いは、日本よりも中国において顕著であるとの仮説を採用することにする。

方 法

1．調査への参加者

中国と日本の小学校4年生、中学校1年生、及び高校1年生を対象に調査が実施された。調査への参加者を国別・学年別・性別に示したのが、表1である。中国では、小学校4年生82名、中学校1年生80名、高校1年生80名、計242名から、日本では、小学校4年生34名、中学校1年生34名、高校1年生60名、計128名から、全体では、370名から資料が得られた。

表1．調査への参加者

学 年	小学校4年生		中学校1年生		高校1年生	
	男 子	女 子	男 子	女 子	男 子	女 子
中 国	41	41	40	40	40	40
日 本	19	15	17	17	29	31

中国では、山東省済南市の代表的な学校（実験学校等ではなく、一般の学校）から、日本では、愛媛県松山市の代表的な学校から、それぞれ、対象者が選択された²。済南市は大都市であり、松山市は中規模の都市である点で相違するが、いずれもが、省都あるいは県庁所在地であり、地方の中心都市であるという点では共通している。

2．調査時期及び場所

日本の資料については、小・中学生に関して1997年に、高校生に関して1998年に収集された。中国の資料については、すべて1999年に収集された。

いずれの国においても、調査対象児童生徒の在籍している学校の教室において、授業担当の教師によって、集団的調査として実施された。ただし、調査用紙の回収に際して、封筒に入れて回収するなど、プライバシーの保護や回答の歪曲が行われないための工夫がなされた。また、小学生の調査においては、一問ずつ教師が読み上げた後に回答するなど、児童が質問を理解した後回答するよう配慮された。

3．調査内容の構成

調査への参加者に、6つのシナリオが提示された。それぞれのシナリオでは、5人の仲間のうちの1人が、次のような点で、否定的な特徴を持っているので、仲間と一緒に活動に誘わないことにしたと記述されている。(1) 暴力を振るう子(暴力) - 商店街へ買物に行くとき、

² 済南市を中国の、松山市を日本の、それぞれの代表とすることには多様な問題があり、済南と松山の比較とすべきであるのはいうまでもない。便宜的に、ここでは、中日比較として展開した。

他の人に暴力を振るうのではないかと心配して誘わない,(2) 特異な服装をして,髪を緑色に染めている子(緑の髪) - 高級なレストランへ行くとき誘わない,(3) クラスの中で,お調子者のように振舞って迷惑をかける子(調子者) - 映画館に行くとき,お調子者のように振舞うのではないかと心配して誘わない,(4) 異性のように振舞う子(ジェンダー) - (男子の場合)少年団に入るとき女の子のように行動するので誘わない,(女子の場合)バレエを習いに行くとき男の子のように行動するので誘わない,(5) 運動が苦手で走るのが遅い子(運動) - 市のリレー大会に出るとき,走るのが遅いので誘わない,(6) 冗談にも笑わない暗い感じの子(性格) - 異性のグループと一緒にピクニックに行くとき,楽しい雰囲気壊すのではないかと心配して誘わない。

シナリオ提示の後,調査への参加者は,それぞれのシナリオに対して,次の3つの質問に回答することが求められた。(1) 誘わないと決めたことに,あなたは,どのくらい賛成か,反対か(排除尺度)。1 = 全く反対から,5 = とても賛成まで,5件法で回答する。(2) グループに受け入れられるために,あなたは,どのくらい変わるべきだと思うか(調和尺度)。1 = 全く変えなくて良いから,5 = 大きく変えるまで,5件法で回答する。(3) あなたは,シナリオに出てくる子とどのくらい似ているか,違っているか(相違尺度)。1 = とても似ているから,5 = とても違っているまで,5件法で回答する。

4. 寛容さの測度

前述した排除尺度,調和尺度,及び相違尺度は,それぞれが一種の寛容さの測度となっていると考え,各シナリオについて,得点を算出して検討した。

これらに加えて,別の寛容さの尺度も採用された(Crystal, Watanabe, & Chen, 2000; Killen, Crystal, & Watanabe, 2002)。(1) 寛容(尺度) - 排除尺度において,1,2,及び3,すなわち,排除に反対の方向に回答し,かつ,相違尺度において,4あるいは5,すなわち,相違していると回答する。(2) 類似(尺度) - 排除尺度において,1,2,及び3,すなわち,排除に反対の方向に回答し,かつ,相違尺度において,1,2,及び3,すなわち,類似していると回答する。相違しているとの回答が多かったため,以前の研究(Crystal, Watanabe, & Chen, 2000; Killen, Crystal, & Watanabe, 2002)とは異なり,相違尺度における1,2の回答に加えて,3も含めた。(3) 不寛容(尺度) - 排除尺度において,4あるいは5,すなわち,排除に賛成と回答し,かつ,相違尺度において,4あるいは5,すなわち,相違していると回答する。(4) 排除と類似(尺度) - 排除尺度において,4あるいは5,すなわち,排除に賛成と回答し,かつ,相違尺度において,1,2,及び3,すなわち,類似している方向に回答する。各シナリオについて,(1)から(4),それぞれに該当がある場合には,「1」とし,該当しない場合には,「0」として,符号化(得点化)した。

結 果

調査への参加者から得られた得点は,繰り返し要因を含む4要因の分散分析によって,検討が進められた。被験者間要因は,国(中国と日本),ジェンダー(男子と女子),及び学年(小学校4年生,中学校1年生,及び高校1年生)であり,被験者内要因は,排除の文脈 = シナリオ(暴力,緑の髪,調子者,ジェンダー,運動,及び性格)であった。

1. 仲間排除の評定

排除尺度の得点は、平均が2.38であり、日本の暴力を例外として、排除より、寛容の方向にあることが示された。この得点について、2（国）×3（学年）×2（ジェンダー）×6（特徴）の分散分析を行った。被験者間要因については、国（ $F(1,357)=66.46, P<.01$ ）、ジェンダー（ $F(1,357)=7.32, P<.01$ ）、及び国×ジェンダーの交互作用（ $F(1,357)=11.09, P<.01$ ）に有意差が認められた。国の相違は、中国<日本を、ジェンダーの相違は、男子>女子を、国×ジェンダーの交互作用は、中国ではジェンダー差があまりなく、女子の方がやや高いのに対して、日本ではジェンダー差があり、男子>女子であることを示していた。

被験者内要因である特徴について詳しく検討するために、特徴別、国別、性別に、平均得点（標準偏差）を示したのが、表2である。

表2. 中国と日本の子どもの排除尺度得点（カッコ内は標準偏差）

国と ジェンダー	シ ナ リ オ						
	暴 力	緑の髪	調子者	ジェンダー	運 動	性 格	全 体
中国							
男子	2.21(1.17)	2.42(1.29)	2.06(1.09)	1.75(.99)	2.18(1.38)	1.63(.87)	2.04
女子	2.36(1.28)	2.47(1.33)	2.17(1.10)	1.61(.97)	2.04(1.20)	1.87(1.06)	2.09
全体	2.29(1.22)	2.45(1.31)	2.11(1.09)	1.68(.98)	2.11(1.29)	1.75(.97)	2.06
日本							
男子	3.43(1.25)	2.85(1.39)	2.75(1.33)	3.06(1.22)	2.77(1.28)	2.74(1.31)	2.92
女子	3.10(1.12)	2.60(1.04)	2.37(1.00)	2.17(.91)	2.27(1.23)	2.27(1.15)	2.46
全体	3.27(1.19)	2.73(1.23)	2.56(1.20)	2.63(1.16)	2.52(1.28)	2.51(1.25)	2.69
全体							
男子	2.64(1.33)	2.57(1.34)	2.30(1.22)	2.21(1.24)	2.38(1.37)	2.02(1.17)	2.48
女子	2.61(1.27)	2.52(1.24)	2.23(1.07)	1.80(.98)	2.12(1.21)	2.01(1.10)	2.27
全体	2.63(1.30)	2.54(1.29)	2.27(1.15)	2.01(1.14)	2.25(1.30)	2.01(1.14)	2.38

被験者内要因の得点についての分析結果は、特徴間（ $F(5,1785)=19.47, P<.01$ ）、及び特徴×国（ $F(5,1785)=6.15, P<.01$ ）・特徴×学年（ $F(10,1785)=4.23, P<.01$ ）・特徴×ジェンダー（ $F(5,1785)=2.26, P<.05$ ）・特徴×国×学年（ $F(10,1785)=1.92, P<.05$ ）の交互作用に有意差があることを示していた。特徴間の差の下位検定によれば、暴力と緑の髪得点が他の特徴より高いこと（ $P<.01$ ）、調子者の得点が、ジェンダーや性格より高いこと（ $P<.01$ ）、及び運動の得点が性格より高いこと（ $P<.05$ ）が示された。特徴×国の交互作用は、全ての特徴について、日本の得点が高いが、特に差が大きいのは、ジェンダーと暴力であり、相対的に差が小さいのは、緑の髪と運動、及び調子者であることを反映していた。特徴×学年の交互作用は、暴力・運動・性格で、高校生が高く、調子者・ジェンダーで、小学生が高く、緑の髪で、中学生が高いことを反映していた。特徴×ジェンダーの交互作用は、全ての特徴について、男子の得点が高いが、特に差が大きいのは、ジェンダーと運動であり、差が小さいのは、性格と暴力と緑の髪であることを反映していた。また、特徴×国×学年の交互作用は、中日共通して、暴力と運動で高校生が高く、ジェンダーで小学生が高かったが、中国では、性格と調子者の学年差があまりなく、やや小学生が高い程度であったが、日本では、調子者で小学生が、性格で高校生が高いこと、及び中国では、緑の髪で、中学生が高く、次いで高校生、小学生となっていたが、日本では、中学生と小学生が高く、相対的に高校生が低くなっていたこ

と、を反映していた。

2. 仲間との調和の評定

調和尺度の得点は、平均が3.06であり、通常の標準から外れる特徴を持っている仲間に対して、中程度の変化要請を行う必要があると回答（「いくらか変える」と回答）していた。この得点について、2（国）×3（学年）×2（ジェンダー）×6（特徴）の分散分析を行った。被験者間要因については、国（ $F(1,355)=41.98, P<.01$ ）、学年（ $F(2,355)=13.32, P<.01$ ）、及びジェンダー（ $F(1,355)=17.08, P<.01$ ）に有意差が認められた。国の相違は、中国>日本を、学年差は、小学校4年生>中学校1年生>高校1年生（Tukey法による下位検定結果）を、ジェンダーの相違は、男子>女子を示していた。

被験者内要因である特徴について詳しく検討するために、特徴別、国別、ジェンダー別、学年別に、平均得点（標準偏差）を示したのが、表3である。

表3. 中国と日本の子どもの調和尺度得点（カッコ内は標準偏差）

国と学年と ジェンダー	シナリオ							全体
	暴力	緑の髪	調子者	ジェンダー	運動	性格		
中国								
男子小4	4.07(.92)	3.73(1.13)	3.58(.96)	3.55(1.11)	3.95(1.11)	3.35(1.19)	3.70	
中1	4.02(.92)	4.15(.89)	3.40(.93)	3.30(1.14)	3.43(1.08)	3.08(1.02)	3.56	
高1	3.68(.80)	3.23(1.25)	3.25(.93)	2.78(1.07)	2.75(1.26)	2.55(.93)	3.04	
全体	3.92(.89)	3.70(1.16)	3.41(.94)	3.21(1.14)	3.38(1.24)	2.99(1.10)	3.44	
女子小4	3.82(1.02)	3.92(1.09)	3.44(.88)	3.23(1.16)	3.54(1.00)	3.13(.98)	3.51	
中1	3.75(.90)	3.83(1.15)	3.10(.81)	2.22(1.05)	3.18(1.11)	2.78(.89)	3.14	
高1	3.90(1.01)	3.38(1.17)	3.00(.99)	1.73(.88)	2.63(1.29)	2.55(1.08)	2.86	
全体	3.82(.97)	3.71(1.15)	3.18(.91)	2.39(1.20)	3.11(1.19)	2.82(1.01)	3.17	
全体	3.87(.93)	3.70(1.15)	3.29(.93)	2.80(1.24)	3.24(1.22)	2.90(1.05)	3.30	
日本								
男子小4	3.58(1.12)	3.21(.98)	2.74(.99)	3.26(1.10)	2.63(1.34)	3.05(.85)	3.08	
中1	3.47(.94)	3.00(1.37)	2.76(1.20)	3.12(1.50)	2.59(1.42)	3.00(1.37)	2.99	
高1	3.45(.91)	2.59(1.35)	2.83(1.47)	2.97(1.32)	2.38(1.32)	3.24(1.35)	2.91	
全体	3.49(.97)	2.88(1.27)	2.78(1.26)	3.09(1.30)	2.51(1.34)	3.12(1.22)	2.99	
女子小4	3.47(.99)	3.27(1.28)	2.80(.94)	2.73(1.03)	1.80(.77)	2.73(1.16)	2.80	
中1	3.29(1.21)	3.53(1.23)	2.29(.99)	2.18(1.24)	1.59(.71)	2.88(1.11)	2.63	
高1	3.39(.92)	2.39(1.05)	2.42(.89)	2.19(.95)	1.52(.93)	2.71(1.19)	2.44	
全体	3.38(1.01)	2.90(1.25)	2.48(.93)	2.32(1.06)	1.60(.83)	2.76(1.15)	2.62	
全体	3.44(.99)	2.89(1.26)	2.63(1.11)	2.71(1.24)	2.06(1.20)	2.95(1.19)	2.81	

被験者内要因の得点についての分析結果は、特徴間（ $F(5,1775)=54.29, P<.01$ ）、及び特徴×国（ $F(5,1775)=18.81, P<.01$ ）・特徴×学年（ $F(10,1775)=4.02, P<.01$ ）・特徴×ジェンダー（ $F(5,1775)=9.29, P<.01$ ）の交互作用に有意差があることを示していた。特徴間の差の下位検定によれば、暴力の得点が他の特徴より高いこと（ $P<.01$ ）、緑の髪は暴力よりも低い、その他の得点より高いこと（ $P<.01$ ）、調子者の得点が、ジェンダーや運動より高いこと（ $P<.01$ ）、及び性格の得点が運動（ $P<.01$ ）やジェンダー（ $P<.05$ ）より高いことが示された。特徴×国の交互作用は、運動や緑の髪や調子者や暴力については、かなり中国の得点の方が高いが、性格やジェンダーについては、あまり中日間の差が見られず、性格についてはむしろ日本の得点がやや高いことを反映していた。特徴×学年の交互作用は、暴

力・調子者・ジェンダー・運動・性格で、小学生が高く、緑の髪で、中学生や小学生が高いというように、全体として低学年の得点が高いが、高校生との差が特徴によって異なり、学年差が、暴力や調子者で小さいのに対して、ジェンダーや緑の髪や運動で大きい（高校生で急に得点が低下する）ことを反映していた。特徴×ジェンダーの交互作用は、緑の髪を除いて、その他の特徴については男子の得点が高いが、男子と女子の間の差に特徴による相違があり、特に差が大きいのは、ジェンダーと運動であり、差が小さいのは、緑の髪と暴力であることを反映していた。

3. 相違の評定

相違尺度の得点は、平均が3.98であり、通常の標準から外れる特徴を持っている仲間と自分が「少し違っている」と回答していた。この得点について、2（国）×3（学年）×2（ジェンダー）×6（特徴）の分散分析を行った。被験者間要因については、国（ $F(1,356)=11.53, P<.01$ ）、学年（ $F(2,356)=4.58, P<.05$ ）、及びジェンダー（ $F(1,356)=5.80, P<.05$ ）に有意差が認められた。国の相違は、中国>日本を、学年差は、小学校4年生>高校1年生（Tukey法による下位検定結果）を、ジェンダーの相違は、男子>女子を示していた。

被験者内要因である特徴について詳しく検討するために、特徴別、国別、ジェンダー別、学年別に、平均得点（標準偏差）を示したのが、表4である。

表4. 中国と日本の子どもの相違尺度得点（カッコ内は標準偏差）

国と学年と ジェンダー	シ ナ リ オ							全体
	暴 力	緑の髪	調子者	ジェンダー	運 動	性 格		
中国								
男子小4	4.07(1.10)	4.75(.63)	4.00(1.20)	4.45(.96)	3.80(1.22)	4.08(1.02)		4.19
中1	4.35(.83)	4.65(.74)	3.68(1.07)	4.40(.96)	3.75(1.46)	4.30(1.02)		4.19
高1	4.40(1.01)	4.55(.81)	3.87(.97)	4.20(1.07)	3.88(1.26)	3.93(1.12)		4.14
全体	4.27(.99)	4.65(.73)	3.85(1.08)	4.35(.99)	3.81(1.31)	4.10(1.06)		4.17
女子小4	3.88(1.11)	4.62(.77)	4.25(1.01)	3.65(1.19)	3.80(1.34)	4.22(1.05)		4.07
中1	4.35(1.03)	4.88(.46)	3.60(1.19)	3.58(1.34)	3.53(1.41)	4.00(1.15)		3.99
高1	4.68(.69)	4.73(.60)	3.93(.97)	3.47(1.26)	3.10(1.32)	3.93(1.44)		3.97
全体	4.30(1.01)	4.74(.63)	3.93(1.09)	3.57(1.26)	3.47(1.38)	4.05(1.22)		4.01
全体	4.29(1.00)	4.70(.68)	3.89(1.08)	3.96(1.20)	3.64(1.35)	4.07(1.14)		4.09
日本								
男子小4	3.58(1.17)	5.00(.00)	3.53(1.26)	4.74(.81)	4.32(1.16)	4.53(1.12)		4.28
中1	3.41(.94)	4.29(1.26)	2.88(.93)	4.06(1.09)	3.29(1.16)	3.88(.99)		3.64
高1	3.79(.98)	4.14(1.03)	3.45(1.38)	4.34(.86)	3.79(1.29)	4.00(1.04)		3.92
全体	3.63(1.02)	4.43(1.00)	3.32(1.25)	4.38(.93)	3.82(1.26)	4.12(1.07)		3.95
女子小4	3.87(1.36)	4.40(.91)	3.53(1.51)	3.80(1.32)	3.73(.88)	4.33(.90)		3.94
中1	3.71(.85)	4.47(.94)	3.41(1.06)	3.41(1.00)	2.94(1.48)	4.35(.93)		3.72
高1	4.00(.93)	4.06(1.06)	3.45(.99)	3.35(1.14)	3.39(1.26)	4.13(.96)		3.73
全体	3.89(1.02)	4.25(1.00)	3.46(1.13)	3.48(1.15)	3.35(1.26)	4.24(.93)		3.80
全体	3.76(1.03)	4.34(1.00)	3.39(1.19)	3.94(1.13)	3.59(1.28)	4.18(1.00)		3.87

被験者内要因の得点についての分析結果は、特徴間（ $F(5,1780)=38.49, P<.01$ ）、及び特徴×国（ $F(5,1780)=6.36, P<.01$ ）・特徴×学年（ $F(10,1780)=3.16, P<.01$ ）・特徴×ジェンダー（ $F(5,1780)=11.46, P<.01$ ）の交互作用に有意差があることを示していた。特徴間の差の下位検定によれば、緑の髪の相違得点が、最も高く、他の特徴の得点より高いこと

($P < .01$), 暗い性格の相違得点が, 運動や調子者(それぞれ $P < .01$), 及びジェンダー($P < .05$)の得点より高いこと, 暴力とジェンダーの相違得点が, 運動や調子者の得点よりも高いこと(それぞれ $P < .01$), 及び運動や調子者の得点が相対的に低いことが示された。特徴×国の交互作用は, 暗い性格について, 日本の得点が高かったが, その他の特徴については, 中国の得点が高かったこと, 暴力や調子者, そして緑の髪では, 中日間の差がかなりあったが, ジェンダーや運動では, 中日間の差がほとんどなかったことを反映していた。特徴×学年の交互作用は, 緑の髪や暗い性格は, 小学生が高く, 学年進行とともに低下するが, 逆に, 暴力は, 小学生が低く, 学年進行とともに高くなること, また, 調子者や運動は, 小学生が高く, 中学生が低いこと, さらに, ジェンダーは, 小学生が高く, 中学生や高校生が低いこと, を反映していた。特徴×ジェンダーの交互作用は, ジェンダーと運動と緑の髪では男子が高く, 暴力と調子者と暗い性格では女子が高いこと, そして, ジェンダーと運動では, 相違が大きいけれども, その他の差は小さいことを反映していた。

4. 仲間への寛容さの評定

排除尺度と相違尺度から創出した仲間への寛容さの評定尺度, すなわち, (1) 寛容尺度, (2) 類似尺度, 及び(3) 不寛容尺度についても, 繰り返し要因を含む4要因の分散分析によって, 検討が進められた。被験者間要因は, 国(中国と日本), ジェンダー(男子と女子), 及び学年(小学校4年生, 中学校1年生, 及び高校1年生)であり, 被験者内要因は, 排除の文脈=シナリオ(暴力, 緑の髪, 調子者, ジェンダー, 運動, 及び性格)であった。国別, 特徴(シナリオ)別のそれぞれの変数(寛容, 類似, 及び不寛容)における比率は, 表5の通りであった。

表5. 中国と日本の子どもにおける仲間への寛容カテゴリー(変数)それぞれの比率

シナリオ	国別に示した仲間への寛容カテゴリー					
	中 国			日 本		
	寛 容	類 似	不 寛 容	寛 容	類 似	不 寛 容
暴 力	60(49)	19(39)	19(39)	33(47)	21(41)	26(44)
緑 の 髪	66(47)	09(28)	24(43)	52(50)	22(42)	23(43)
調 子 者	60(49)	28(45)	10(31)	34(47)	43(50)	12(32)
ジェンダー	62(49)	31(46)	06(23)	45(50)	34(48)	19(39)
運 動	42(49)	39(49)	15(36)	36(48)	40(49)	19(39)
暗い性格	68(67)	25(44)	08(27)	52(50)	26(44)	20(40)

(1) 寛容尺度

当該の特徴を持つ子を自分とは相違しているが, 排除するのに反対であると回答した寛容カテゴリーの分析において, 被験者間要因について, 国($F(1, 356)=33.01, P < .01$), 学年($F(2, 356)=8.59, P < .01$), 及び国×ジェンダーの交互作用($F(1, 356)=5.79, P < .05$)に有意差が認められた。国の相違は, 中国>日本を, 学年の相違は, 小学校4年生が中学校1年生や高校1年生より高いこと(Tukey法)を, 国×ジェンダーの交互作用は, 中国では男子>女子であるのに対して, 日本では女子>男子であることを, それぞれ示していた。

被験者内要因である特徴については, 特徴間($F(5, 1780)=10.93, P < .01$), 及び特徴×国

($F(5,1780)=2.81, P<.05$)・特徴×ジェンダー ($F=(5,1780)=3.96, P<.01$) の交互作用に有意差があることを示していた。特徴間の差の下位検定によれば、暗い性格が運動・調子者・暴力 ($P<.01$) やジェンダー ($P<.05$) より高いこと、緑の髪が運動・調子者・暴力 ($P<.01$) より高いこと、ジェンダーが運動 ($P<.05$) より高いこと、暴力と調子者が運動 ($P<.05$) より高いことが示された。特徴×国の交互作用は、すべての特徴について、かなり中国の方が高いが、相対的に、暴力や調子者については、中日間の差が非常に大きく、運動については、中日間の差が小さいことを反映していた。特徴×ジェンダーの交互作用は、ジェンダーや運動では、男子>女子であるのに対して、調子者や暗い性格や緑の髪や暴力では、女子>男子であることを反映していた。

(2) 類似尺度

当該の特徴を持つ子を自分と似ているとし、排除するのに反対であると回答した類似カテゴリーの分析において、被験者間要因について、国の相違 ($F(1,356)=3.61, P<.1$) やジェンダー差 ($F(1,356)=3.76, P<.1$) には傾向があるにとどまり、有意差が認められたのは、学年差 ($F(2,356)=6.08, P<.01$)、及び国×学年の交互作用 ($F(2,356)=4.64, P<.05$) のみであった。学年の相違は、中学校1年生や高校1年生が小学校4年生より高いこと (Tukey法) を、国×学年の交互作用は、中国では学年差があまり明確でないのに対して、日本では、高校生・中学生>小学生であることを、それぞれ示していた。

被験者内要因である特徴については、特徴間 ($F(5,1780)=16.78, P<.01$)、及び特徴×学年 ($F(10,1780)=2.47, P<.01$)・特徴×ジェンダー ($F=(5,1780)=7.98, P<.01$) の交互作用に有意差があることを示していた。特徴間の差の下位検定によれば、運動と調子者とジェンダーが緑の髪・暴力 ($P<.01$)、そして暗い性格 (運動と調子者とは $P<.01$ 、ジェンダーとは $P<.05$) より高いこと、暗い性格と暴力が緑の髪 ($P<.01$) より高いこと、が示された。特徴×学年の交互作用は、相対的に小学生が低く、運動や調子者や暴力では中学生が高く、ジェンダーや暗い性格や緑の髪では高校生が高いこと、を反映していた。特徴×ジェンダーの交互作用は、ジェンダーや運動では、女子がかなり高いのに対して、調子者や暗い性格や暴力では、男子が相対的に高いことを反映していた。

(3) 不寛容尺度

当該の特徴を持つ子を自分と違っていると、排除するのに賛成であると回答した不寛容カテゴリーの分析において、被験者間要因について、国の相違 ($F(1,357)=8.10, P<.01$)、ジェンダー差 ($F(1,357)=5.99, P<.05$)、及び国×ジェンダーの交互作用 ($F(1,357)=7.64, P<.01$) に有意差が認められた。国の相違は、日本が中国より高いことを、ジェンダー差は、男子が女子より高いことを、国×ジェンダーの交互作用は、中国ではジェンダー差がほとんど認められないのに対して、日本ではジェンダー差が大きいことを、それぞれ反映していた。

被験者内要因である特徴については、特徴間 ($F(5,1785)=8.13, P<.01$)、及び特徴×国 ($F(5,1785)=3.13, P<.01$)・特徴×学年 ($F=(10,1785)=2.98, P<.01$) の交互作用に有意差が認められた。特徴間の差の下位検定によれば、緑の髪が調子者・ジェンダー・暗い性格 ($P<.01$)、そして運動 ($P<.05$) より高いこと、暴力が調子者・ジェンダー・暗い性格 ($P<.01$) より高いこと、運動が調子者 ($P<.05$) より高いことが示された。特徴×国の交互作用は、緑の髪を例外として、すべて日本が中国より高いが、中日間の相違が特徴によって異なっており、暗い性格やジェンダーの相違が際立っていたことを反映していた。特徴×学年

の交互作用は、不寛容さが、特徴別に違った学年差を表面化させることを示していた。暴力が、学年とともに次第に不寛容になっていったのとは対照的に、運動やジェンダーは、学年とともに次第に寛容になっていった。また、緑の髪において、中学生で不寛容が高いのに対して、調子者は、中学生で不寛容が低かった。さらに、性格においては、高校生で相対的に不寛容になっていた。

なお、第4番目の尺度である(4)排除と類似尺度については、出現頻度がきわめて少なく、全体平均が.05に留まっていたため、統計的検討から除外することにした。当該の特徴を持つ子を自分と類似しているとし、かつ、排除するのに賛成であると回答した子どもが少数であるのは、当然のことであると考えられる。

討 論

この研究は、中国と日本の子どもの仲間集団への「受け入れ」における寛容と排除、異なる他者への耐性、及び通常と異なる仲間への行動変化への期待(調和)について、調査した。そして、この資料の分析は、文化差(国の相違)、文脈差(特徴の相違)、学年差、及びジェンダー差について行われた。なお、国による相違を文化差と置き換えてよいのかは、根本的な疑問であるが、ここでは、この疑問に答えないまま検討を進めることにした。別の機会に論じる必要があるのは言うまでもない。

1. 寛容や他者への耐性を規定するのは、文化差(国の相違)か文脈差(特徴の相違)か

社会認知的領域理論(social-cognitive domain theory; Turiel, 1998)によれば、文化よりも文脈が、ここで調査した排除や相違への耐性や調和についての一貫した予測を可能にすると考えられる。これに対して、集団主義と個人主義の文化の相違に着目する考え方(たとえば、Matsumoto, 1990)に立脚すれば、文脈よりも文化が、寛容に影響力を行使すると仮定される。同じ集団主義の文化圏にある中国と日本は、同じ方向線上の結果、すなわち、文化差は程度の相違としてのみ現われ、また、文脈についても同様な結果が得られると考えられるであろうか。Killenらは、日米比較研究(Killen, Crystal, & Watanabe, 2002)の結果を踏まえて、文化差よりも文脈差が寛容を規定し、文化は一義的に寛容を説明しないと強調している。近年では、個人主義と集団主義が同じ文化の中で共存するという考え方(Greenfield & Cocking, 1994)、さらには、一つの社会の中に複数の文化が共存するという考え方(梶田, 1996)も提出されている。

仲間集団からの排除の資料(排除尺度)において、中日両国とも全体として寛容の方向にあることが示されたが、日米比較研究とは異なり、文化差の主効果が認められ、全体として、中国が日本より寛容であった。これは仮説を支持している。その一方で、特徴差も認められ、暴力や緑の髪を排除し、性格やジェンダーに寛容であることが示された。さらに、特徴と国の交互作用は、中日間で、ジェンダーと暴力において大きな相違があること、これらの特徴において、日本の子どもの排除が際立っていることを示していた。すなわち、この研究では、文化差の存在と同時に文脈差の存在をも示していたのである。

寛容さの測度の一つである寛容尺度においても、文化差に主効果が認められ、全体として、中国が日本より寛容であった。これは全ての特徴に共通していた。また、特徴差も認められ、

相対的に、暗い性格や緑の髪に寛容で、運動に寛容でないことが示された。特徴と国の交互作用は、暴力や調子者、あるいはジェンダーにおいて、中国より日本の寛容さがかなり小さいこと、及び運動において、中日間の差があまりないことを示していた。ここでも、文化差と同時に文脈差が認められた。

寛容さのもう一つの測度である不寛容尺度においてもまた、文化差に主効果が認められた。緑の髪や調子者についてはほぼ同様な水準にあったが、ジェンダーや暗い性格については、日本の不寛容さが際立っていた。その一方で、特徴差があり、緑の髪や暴力に不寛容で、調子者やジェンダーや暗い性格には不寛容でないことが示された。さらに、特徴と国の交互作用もあり、中日間で、暗い性格とジェンダーの相違が大きいこと、緑の髪や調子者の相違があまりないことなどを示していた。ここでも、文化差と文脈差の両方が認められた。

ここに取り上げた3つの指標は、そのいずれもが、Killenらの結果と矛盾し、主効果としての文化差を示すものであった。しかし、彼女らの結果と同様、文脈差や文脈と文化の交互作用の存在も認められた。このような結果は、文脈は重要であるが文化もまた重要な要因として位置づける必要のあることを示している。文脈差が文化によって異なって表現されるとすれば、これこそが文化差であると考えする必要はないであろうか。ただし、寛容に対する、文化のより複雑な影響の仕方を解明すべきであるという点では、Killenらの立場を支持する結果であった。加えて、中国、日本、及び米国の資料を比較するとき、中国と日本の相違は大きく、日本と米国の相違が小さいことが明らかにされた。このことは、単純に、集団主義 - 個人主義のパラダイムによって、寛容などの態度を説明することができないことを示している。

2. 仲間集団との調和は、文化よりも文脈に影響されるか

調和尺度の結果において、全体として、文化差の主効果が有意であり、中国の調和への要請が、日本よりはるかに強かった。同時に、文脈差や文脈と文化の交互作用も有意であった。すなわち、暴力や緑の髪や調子者の調和への要請が強く、運動やジェンダーの調和への要請が弱いこと、及び運動や緑の髪や調子者や暴力については中日間の差が大きく、性格やジェンダーについては中日間の差がないことを示していた。日本における暗い性格やジェンダーの相対的な調和要請の強さは、日本の青年期文化の特質の反映として考えることができるかもしれない。

ここにおいても、文脈差と同時に文化差が調和に影響を与えていたが、寛容や相違への耐性以上に、文化の影響力が非常に大きいと判断された。いわゆる集団主義文化に特有だとされる調和への要請は、中国において顕著であった。調和の測度において、従来の研究では、米国と比較するとより日本の子どもが仲間集団への同調を求めることが示されていたが、この研究では、その日本よりも中国の子どもがより仲間への同調を求める傾向のあることが明らかにされた。これは、集団主義的傾向が、中国、日本、米国の順に強いことを表現していると解釈することを支持している資料として読むことができる。

3. 学年とともに排除と調和への傾向が強まるか、この傾向は文脈によって異なるか

排除尺度において、学年差の主効果は認められなかったが、特徴と学年の交互作用と特徴と国と学年の交互作用は有意であった。暴力・運動・性格で高校生が、調子者とジェンダーで小学生が、緑の髪で中学生が、それぞれ高かった。さらに、これに国の相違が関り、中日共通して、暴力と運動で高校生が、ジェンダーで小学生が、それぞれ高かったが、日本では、調子者

で小学生，性格で高校生が高いのに対して，中国では，これらに学年差がないなどの相違が見られた。

寛容尺度には，全体として，学年差の主効果があり，小学生が中学生や高校生より寛容であった。特徴との交互作用は有意でなかった。

不寛容尺度において，学年差の主効果は見られなかったが，特徴と学年の交互作用が認められた。特徴によって，学年差が異なっていたのである。すなわち，ジェンダーや運動のように学年とともに寛容になる方向が示されたものもあれば，暴力のように学年とともに不寛容になる方向が示されたものもあった。また，緑の髪や調子者や性格のように特定の学年で寛容や不寛容さが示されたものもあった。

調和尺度においては，学年の主効果が認められ，学年とともに次第に仲間との調和のために変化を要請する傾向は弱くなっていた。特徴と学年の交互作用も認められ，多くの特徴で小学生の変化要請が高いが，高校生で急に低下するジェンダーや緑の髪や運動と，学年差が明確でない暴力や調子者が区分された。

3つの排除と寛容尺度のうち，寛容尺度のみに学年差が認められるに留まった。学年とともに不寛容になる様子が観察されたが，全体としては，仮説は支持されなかった。この主たる理由は，学年差が特徴によって異なることが挙げられる。たとえば，攻撃的な子（暴力を振るう子）は，学年とともに排除されるようになるという従来の結果（Rubin & Martin, 1998）を支持していたが，ジェンダーは，学年とともに寛容になる方向へ変化していたのである。これは，青年期における自律性や独自性の追求（Nucci, 1996）と集団機能の強化（Killen, & Stangor, 2001）との複雑な相互作用によって生み出されるのではないかと考えられる。ここでは，学年以上に文脈が重要な役割を果たしているということができる。

仲間に合わせること，すなわち，調和については，学年差のあまりない暴力や調子者を除くと，学年とともに仲間に合わせるように変化を要請する傾向がなくなっていく。これは，前述の集団機能以上に，青年期における自律性や独自性の追及あるいは多少とも否定的傾向を持つ子との同一視の増大などによって引き起こされていると説明することが可能である。

4．男子より女子の方が寛容で，相違への耐性があり，調和への要請が弱い

排除尺度において，ジェンダーの主効果及びジェンダーと国の交互作用が有意であった。ジェンダー差は，男子より女子が寛容であることを，交互作用は，中国ではジェンダー差が小さいのに対して，日本ではジェンダー差が大きく，男子より女子が寛容であることを，それぞれ示していた。この結果は，日米比較の資料を連想させる。すなわち，そこでは，日本においてはジェンダー差が小さいのに対して，米国ではジェンダー差が大きく，男子より女子が寛容であったのである。特徴とジェンダーの交互作用も有意で，全ての特徴において女子の方が寛容であったが，ジェンダー差が大きいのは，ジェンダーと運動であった。

寛容尺度においては，ジェンダーと国の交互作用が有意で，中国では男子の方が寛容であるのに対して，日本では女子の方が寛容であることを反映していた。特徴とジェンダーの交互作用も有意で，ジェンダーや運動で男子の方が寛容であるのに対して，その他の4つの特徴については女子の方が寛容であった。

不寛容尺度においては，ジェンダー差，ジェンダーと国の交互作用が有意であった。すなわち，男子の方が不寛容であること，及び中国ではジェンダー差が見られないのに対して，日本

ではジェンダー差が大きく、男子が不寛容であることを示していた。

調和尺度では、ジェンダー差、及び特徴とジェンダーの交互作用が有意であり、男子の方が調和への要請が強いこと、及びジェンダー差が大きいのはジェンダーと運動であることを示していた。

これらの結果は、全体として、男子より女子の方が寛容であることを示していた。これは、女子の方が男子よりも排除に敏感であるという先行研究 (Killen & Stangor, 2001; Theimer et al., 2001) を支持するものであった。しかし、交互作用があり、中国について言えば、ジェンダー差はほとんどなく、男子の方が寛容な指標さえ見られたことに留意する必要がある。最も排除傾向が強い順に並べると、日本の男子、次いで日本の女子、はるかに離れて中国の女子と中国の男子がほぼ同じ水準で続くという結果なのである。日米比較研究で、いずれも男子の排除傾向が強かった結果とは様相を異にしている。中国では、ジェンダー差がなく、両性とも排除傾向が弱いという結果に対して、女子の権利意識が強いという説明 (Lebra, 1993) が適用できるであろうか。ここでは必ずしも明確ではない。

5. 相違尺度と類似尺度は、何を表しているか

変わっている仲間との相違の認知 (相違尺度) は、個人レベルの研究 (渡辺・Crystal・武, 1993; 渡辺・武・Crystal, 1994) において、排除と相関し、寛容とは逆の関係を示すことから、排除尺度と同じ方向にあると位置づけて検討しようとした。しかしながら、ここでは、排除と相違の認知の相関は、暴力や調子者で有意でなく、その他の特徴においても、低い相関がある ($r = .108 \sim r = .204$) に留まっていた。多少とも否定的特徴を持つ者と相違するということは、排除ではなく、自尊感情や「潔癖さ」と関連した態度を示しているのかもしれない。ちなみに、相違得点には文化差の主効果が認められ、性格を除いて、その他の特徴については、中国が日本より相違していると回答していた。これは、排除とは全く逆の結果であった。一方、特徴差も認められ、緑の髪や暗い性格で相違が大きく、相対的に、運動や調子者で相違が小さいことが示された。さらに、特徴と国の交互作用は、中日間で、暴力や調子者や緑の髪の差が大きく、ジェンダーや運動の差が小さいことを示していた。しかし、前述した理由で、これらの文化差や文脈差が排除の指標であるとは位置づけられないと考えられた。したがって、ここでは、寛容さの測度算出のための尺度としてのみ位置づけることにした。

では、類似尺度は、どのような意味を担っているのだろうか。否定的特徴を持つ子と自分が似ているとした上で、排除に反対という回答をするのが、この尺度である。社会的比較やその発達研究の報告 (Boivin, Dodge, & Coie, 1995; Osbeck, Moghaddam, & Perreault, 1997 など多数) は、自分と似ている他者を好ましいと考える傾向があると指摘している。これらの報告からも、また、常識的に見ても、この回答をするのは、ごく自然な方向であると思われる。この研究では、学年差、特徴差、国と学年・特徴と学年・特徴とジェンダーの交互作用が示された。これらは、高学年において出現頻度が高いこと、中国では学年差がないのに、日本では高学年で出現頻度が高いこと、運動と調子者とジェンダーが緑の髪や暴力や性格よりも相対的に出現頻度が高いこと、運動や調子者や暴力では中学生が、ジェンダーや性格や緑の髪では高校生が、それぞれ高いこと、及びジェンダーや運動では女子が、調子者や性格や暴力では男子が、それぞれ高いことを示していた。ここでは、当面、当然過ぎる回答がどのように分布しているのか、国や学年やジェンダーあるいは特徴の持つ特質がどのように示されているかな

どを押えておく資料として位置づけるに留め、寛容さや排除の指標としては採用しないことにした。

6. この研究の限界と今後の課題

調査法としては、中国に比して、日本の資料が十分ではなかったと考えられる。それでもなお、調査法であったために、寛容と排除、相違への耐性、及び仲間集団との調和について、多様な資料をもとに、文化差や文脈差や発達差やジェンダー差など、広範囲な内容を検討することができた。

しかし、調査法のこのような積極面を評価しつつも、事実の奥にある因果関係や事実を生み出す機構の解明には至らない水準における表面的な検討であったことも明白である。ここで引き出された数多くの現象的事実は、今後のさらなる検討に委ねられなければならないのである。たとえば、以前に収集した日米比較の資料と対照すると、日本の排除や寛容の資料と類似しているのは、同じ集団主義の文化圏にあるといわれる中国の資料ではなく、日本とは異なる個人主義の文化圏にあるといわれる米国の資料であった。その一方で、仲間集団への同調を促す傾向が強いのは、中国、日本、米国の順になっており、3つの文化が明確に区別された。しかし、ここでは、なぜ、このような資料が生み出されるかを明確に説明することができなかった。

今後の課題としては、特定の特徴（たとえば攻撃性やジェンダーなど）に的を絞ったより深い吟味が可能なように工夫された調査法による研究展開も構想され得るが、それ以上に、インタビューや観察法を用いた研究展開が求められていると考える。1人の全体としての個人が、他者に対しての寛容さをどのような過程を経て体得していくのかを明らかにしていくには、個性記述的事例研究の蓄積が不可避であると考えからである。

文 献

- アッシャー, S. R.・クワイ, J. D. / 山崎 晃・中澤潤監修 1996 *子ども仲間の心理学 - 友だちを拒否するところ -* 北大路書房
- Asher, S. R., & Coie, J. D. (Eds.) 1990 *Peer rejection in childhood*. New York: Cambridge University Press.
- Crystal, D. S., Watanabe, H., & Chen, R. 2000 Reactions to morphological deviance: A comparison of Japanese and American children and adolescents. *Social Development*, 9, 40 - 61 .
- Erikson, E. 1968 *Identity: Youth and crisis*. New York: Norton.
- Gavin, L. A., & Furman, W. 1989 Age difference in adolescents' perception of their peer groups. *Developmental Psychology*, 25, 827 - 834 .
- Greenfield, P., & Cocking, R. 1994 *Cross-cultural roots of minority child development*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- 梶田孝道 1996 *国際社会学のパースペクティブ - 越境する文化・回帰する文化 -* 東京大学出版会
- Killen, M., Pisacane, K., Lee-Kim, J., & Ardila-Rey, A. 2001 Fairness or stereotypes?: Young children's priorities when evaluating group exclusion and inclusion. *Developmental Psychology*, 37, 587 - 596 .
- Killen, M., & Stangor, C. 2001 Children's reasoning about social inclusion and exclusion in gender and race peer group contexts. *Child Development*, 72, 174 - 186 .
- Killen, M., Crystal, D. S., & Watanabe, H. 2002 Japanese and American Children's Evaluation of Peer

- Exclusion, Tolerance of Differences, and Prescriptions for Conformity. *Child Development*, 73, 1788 - 1802 .
- Killen, M., McGlothlin, H., & Lee-Kim, J. 2002 Between individuals and culture: Individuals' evaluations of exclusion from school groups. In H. Keller, Y. Poortinga, & A. Schoelmerich (Eds.), *Between biology and culture: Perspectives on ontogenetic development* (pp.159 - 190). Cambridge, U. K.: Cambridge University Press.
- Leary, M. R. (Ed.) 2001 *Interpersonal Rejection*. New York: Oxford University Press.
- Lebra, T. S. 1993 *Culture, self, and communication in Japan and the United States* (pp 51 - 87). Albany, NY: State University of New York Press.
- Marques, J. M., Yzerbyt, V. Y., & Leyens, J. P. 1988 The 'black sheep' effect: Extremity of judgements towards in-group members as a function of group identification. *European Journal of Social psychology*, 18, 1 - 16 .
- Matsumoto, D. 1990 Cultural similarities and difference in display rules. *Motivation and Emotion*, 14, 195 - 214 .
- Messick, D., & Mackie, D. 1989 Intergroup relations. In M. Rozenzweig & L. Porter (Eds.), *Annual review of psychology* (Vol 40, pp 45 - 81). Palo Alto, CA: Annual Reviews.
- Murkus, H., & Kitayama, S. 1991 Culture and the self: Implications for cognition, emotion, and motivation. *Psychological Review*, 98, 224 - 253 .
- 大石千歳・吉田富二雄 2000 内集団成員の評価と社会的アイデンティティ - 内集団同質性認知を媒介として - *教育相談研究*, 38, 19 - 31 .
- 大石千歳・吉田富二雄 2001 内外集団の比較の文脈が黒い羊効果に及ぼす影響 - 社会的アイデンティティ理論の観点から - *心理学研究*, 71, 445 - 453 .
- Phinney, J. S., Ferguson, D. L., & Tate J. D. 1997 Intergroup attitudes among ethnic minority adolescents: A causal model. *Child Development*, 68, 955 - 969 .
- Ruble, D. N., & Martin, C. L. 1998 Gender development. In N. Eisenberg (Ed.) W. Damon (Series Ed.) *Handbook of child psychology: Vol.3. Socialization* (pp 933 - 1016). New York: Wiley.
- 住田正樹 2000 *子どもの仲間集団の研究 [第2版]* 九州大学出版会
- 高田利武 1999 日本文化における相互独立性・相互協調性の発達過程 - 比較文化的・横断的資料による実証的検討 - *教育心理学研究*, 47, 480 - 489 .
- 田島英一 2001 「中国人」という生き方 集英社新書
- Theimer, C. E., Killen, M., & Stangor, C. 2001 Young children's evaluations of exclusion in gender-stereotypic peer contexts. *Developmental Psychology*, 37, 18 - 27 .
- Triandis, H. 1989 The self and social behavior in differing cultural contexts. *Psychological Review*, 93, 506 - 520 .
- トリアンディス, H. C./ 神山貴弥・藤原武弘編訳 2002 *個人主義と集団主義 - 2つのレンズを通して読み解く文化* - 北大路書房
- Triandis, H. 1995 *Individualism and collectivism*. Boulder, CO: Westview Press.
- 恒吉僚子・ブーコック, S.編 1997 *育児の国際比較 - 子どもと社会と親たち* - 日本放送出版協会
- Turiel, E. 1983 *The development of social knowledge: Morality and convention*. Cambridge, U. K.: Cambridge University Press.
- Turiel, E. 1998 The development of morality. In N. Eisenberg (Ed.), W. Damon (Series Ed.), *Handbook of child psychology: Vol.3, Socialization* (5th ed., pp 863 - 932). New York: Wiley.
- Wainryb, C., Shaw, L., Laupa, M., & Smith, K. 2001 Children's, adolescents' and young adults' thinking about different types of agreements. *Developmental Psychology*, 37, 373 - 386 .
- 渡辺弘純・Crystal, D. S.・武 勤 1993 変わっている友人に対する児童生徒の反応に関する比較文化的研究 *愛媛大学教育学部紀要*, 39(2), 45 - 65 .
- 渡辺弘純・武 勤・Crystal, D. S. 1994 変わっている友人に対する児童生徒の反応 - 日本・中国の比較 - *愛媛大学教育学部紀要*, 40(2), 1 - 19 .

人間の多様性への寛容に関する中日比較

渡辺弘純 2000 *自分づくりの心理学* ひとなる書房

渡辺弘純・Crystal, D. S.・Killen, M. 2001 人間の異質性への寛容：児童生徒の集団への「受け入れ」の発達に関する日米比較研究 *愛媛大学教育学部紀要*, 47(2), 39 - 58 .

Watanabe, H., Crystal, D. S., & Killen, M. 2002 Tolerance for atypical in-group vs. atypical out-group peers: A comparison of Japanese and American children and adolescents. *Poster presented at ISSBD Ottawa 2002.*