

中国の児童生徒における希望,信頼,寛容の発達とその相互的関連¹

渡 辺 弘 純

(教育心理学研究室)

武 勤

(中国・山東省教育庁)

David S. CRYSTAL

(Georgetown University)

渡 邊 俊

(愛媛県総合教育センター)

(平成16年6月7日受理)

Relations among hope, trust, and tolerance for human diversity in Chinese children and adolescents

Hirozumi WATANABE, Chin Wu, David S. CRYSTAL, & Takashi WATANABE

問 題

日本の小学生,中学生,及び高校生を対象に実施された「希望,信頼,寛容の発達とその相互的関連」に関する研究(渡辺・渡邊・Crystal・中嶋,2004)は,(1)日本の児童生徒の希望が,学年進行とともに低下していくこと,(2)信頼感についても,同様に学年とともに低下していくが,関係信頼については例外であり,特に女子においては,学年による低下が認められないこと,(3)この時期,寛容さも学年進行とともに失われていくが,他者への変化要請などは弱くなっていくこと,(4)信頼が希望を規定し,希望が寛容を規定するという関係の存在が仮説されること,を明らかにしている。

この研究と関連する中学生を対象とする日中比較研究(渡辺,2003)は,Snyderら(Snyder et al.,1997)の児童希望尺度得点,及び渡辺ら(2004)が作成した私の希望尺度得点と社会希望尺度得点のいずれにおいても,中国の中学生の得点が日本の中学生の得点より高いことを示していた。そこでは,信頼感についても比較され,(1)不信尺度得点は日本が中国より高いこと,(2)自己信頼尺度得点は中国が日本より高いこと,(3)関係信頼

得点は,全体としては中国が日本より高いが,女子においては,日本と中国の得点がほぼ同じ水準にあることなど,を示していた。

さらに,寛容についての中日比較研究(武・渡辺・Crystal・Killen,2003)では,(1)全体として,排除尺度得点は日本の方が中国より高いこと,特に,ジェンダー(異性のような振る舞い)と暴力の排除傾向が日本で非常に強いこと,(2)全体として,寛容尺度得点は中国の方が日本より高いこと,特に,暴力や調子者,あるいはジェンダーにおいて,日中差が大きいこと,(3)不寛容尺度得点においても,緑の髪や調子者については,ほぼ同様な水準にあるが,ジェンダーと暗い性格については,日本の不寛容さが際立っていることなど,が認められている。そこでは,仲間集団との調和傾向についても検討され,(1)全体として,中国の調和への要請が,日本よりはるかに強いこと,(2)運動や緑の髪や調子者や暴力について,日中間の差が大きい,暗い性格やジェンダーについては,日中間の差がないこと,が示されている。

これらの資料に限らず,従来の研究や調査結果を概観すると,希望や自己信頼については,日本の資料が,中

1 この論文の一部は,第18回国際行動発達学会(Ghent, Belgium)において発表されている(Watanabe, Crystal, & Wu, 2004)。

国や米国の資料と大きく異なり、両国に比較してはるかに低い（弱い）ことが示されている。他者信頼については、必ずしも日本が弱いとは言えない資料も提出されている。特に、関係信頼においては、日本の女子の高いことが知られている。一方、寛容さについては、文脈によって異なるものの、日本が最も寛容であり、中国が最も不寛容であるという資料（Crystal, Watanabe, & Wu, 1997）も存在するが、最近のわれわれの前述した研究からは、中国・日本・米国の資料を比較すると、中国の寛容さが最も高く、日本と米国のそれが相対的に低く、日本と米国の資料が類似しているとの結果が示されている。また、仲間集団との調和については、米国に比較すると日本の児童生徒が、そして、日本に比較すると中国の児童生徒が、より仲間への同調を求める傾向があること、が明らかにされている。この点に関しては、集団主義的傾向が、中国、日本、米国の順に強いという説明が当てはまるのである。

この研究においては、従来の研究を念頭に置きながら、中国の小学生、中学生、及び高校生における「希望、信頼、寛容の発達とその相互的関連」に関する資料を、日本の資料（渡辺・渡邊・Crystal・中嶋, 2004）と比較検討し、中国の児童生徒と日本の児童生徒間の相違点と類似点を明らかにすることを目的とする。具体的には、中国においても日本と同様、（1）希望、信頼、及び寛容は、学年が上がるにつれて低下する、（2）信頼が希望を規定し、希望が寛容を規定するという関係がある、との仮説を検討する。

方 法

1. 調査への参加者

中国・済南市の代表的な（一般的な）中学校1年生、高等学校1年生、及び必ずしも代表的ではない実験小学校4年生の児童生徒を対象にして、調査が実施された。小学校については、中学校や高等学校とは異なり、代表

的な小学校と実験学校との間の学力等の相違が小さいとの回答を、調査実施者から得ている。済南市は、山東省の省都である。中国での調査対象者は、表1に示される通りである。これらと比較される日本の資料は、以前に報告された愛媛県地方都市で得られた資料である。

2. 調査時期、調査場所、及び調査手続き

2002年10月から12月にかけて、調査への参加者が在籍している学校の教室で、集団的調査として実施された。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に回答するよう配慮された。中学生と高校生については、それぞれのペースで回答した。所要時間は、小学生について約40分、中学生と高校生について約20分であった。

3. 調査内容の構成

調査内容は、希望、信頼、及び寛容から構成されていた。なお、調査用紙の各調査項目は、米国版と日本版の調査項目を作成した日本人研究者と、日本語を研究していて、卓越した日本語の能力を持つ中国人の大学院生が、一項目ずつ対面して検討を加えて、確定したものである。（1）希望：日本における調査と同様、以下の3種類の調査項目群（尺度）が用いられた。

① 児童希望尺度：Snyderら（Snyder et al., 1997）の児童用特性希望尺度（Trait Children's Hope Scale）の6項目がそのまま採用された。これは、Snyderら（1991）が開発した特性希望尺度の児童版であり、経路（Pathways）3項目と発動力（Agency）3項目から構成されている。調査への参加者は、これらの項目に対して、6件法（いつもそうである－6点、ほとんどのときそうである－5点、わりとよくそうである－4点、ときどきそうである－3点、たまにそうである－2点、いつもそうでない－1点）で回答することが求められた。

② 私の希望調査項目群：児童希望尺度を構成する項目

表1 調査への参加者の人数（カッコ内は、全ての回答が記入されている人数）

学 年	小学校4年生	中学校1年生	高校1年生	合 計
男 子	50 (46)	48 (42)	49 (43)	147 (131)
女 子	50 (47)	51 (46)	49 (44)	150 (137)

内容は、「他の人がやることをあきらめようとするときでも、私は、困ったことを解決するやり方考えることができる」、「私はかなりよくやっていると思う」など、一般に希望によって連想される内容とは異なっている。希望というより、むしろ「自己信頼」と命名するのが妥当と思われる項目群である。そこで、通常、希望を構成すると考えられる項目群からなる私の希望調査項目群が、加えられた。これには、4件法（とてもあてはまる－4点、すこしあてはまる－3点、あまりあてはまらない－2点、まったくあてはまらない－1点）で回答することが求められた。

- ③ 社会希望調査項目群：私の希望調査項目作成の過程で、希望には、私の希望と同時に、社会に対する希望もあり、これらを区別する必要があると考え、社会希望調査項目群を、私の希望とは別に構成することにした。ここでも、私の希望と同様に、4件法で回答することが求められた。

(2) 信頼：渡邊（1999）の信頼感尺度の18項目が採用された。渡邊は、下位尺度として、①不信、②他者の中での自己信頼、及び③関係信頼を区分している。小学生の回答の容易さを優先して、渡邊の以前の研究と異なり、ここでは、4件法（とてもあてはまる－4点、すこしあてはまる－3点、あまりあてはまらない－2点、まったくあてはまらない－1点）で回答することが求められた。

(3) 寛容：渡辺（2001）の調査項目から、「暴力を振るう子」、「運動が苦手な子」、及び「暗い感じの子」といった多少とも否定的な3つの特徴を持つ子どもに関する質問を採用し、それぞれについて、シナリオの形で、調査への参加者に提示し、5件法による回答を求めた。

具体的には、上記の3つの多少とも否定的な特徴を持つ子どもが、仲間集団（グループ）の一員である場合に、この特徴のために、何らかの仲間としての集団活動の遂行にとって障害となることが想定されるため、この特徴を持たない集団の成員全員が、この特徴を持つ子を、集団活動へ誘わないと決定した場面において、調査への参加者が、仲間集団の決定に対してどのような態度を取るのか、すなわち「この決定に賛成か反対か」・「仲間を受け入れられるためにどのくらい変わるべきか」という2つの質問をして、回答を求めた。さらに、上述の3つの特徴を持つ子どもに対して、調査への参加者が、「個

人的に受容するか」・「自分と似ているととらえるかどうか」を問う2つの質問を行い、回答を求めた。

結 果

調査への参加者から得られた評定値をもとにして、希望、信頼、及び寛容別に、因子分析を行って、それぞれの尺度を作成し、各尺度得点の年齢的变化と性による相違について明らかにした。その上で、各尺度間の関連について、相関と共分散構造分析によって検討した。なお、相関と共分散構造分析は、全ての回答が得られた調査対象者の資料をもとに実施された。

1. 希望尺度について

児童希望、私の希望、及び社会希望、それぞれの調査項目群に対する調査への参加者の得点をもとに、因子分析を行い、それぞれの尺度得点の年齢差と性差について検討した。その上で、日中比較も行った。

(1) 児童希望尺度：児童希望尺度を構成する6項目の平均値において、男女共、全体として、最も高いのは、A05「私は、私が今までにしてきたことが、将来、私を助けてくれると思う」（平均値4.19、標準偏差1.44）であり、最も低いのは、A01「私はかなりよくやっていると思う」（平均値3.30、標準偏差1.22）であった。各項目について、日中間の差を検討したところ、A03「私は、私と同年齢のほかの人と同じくらいにはやっている」とA01を除く、4項目について、中国>日本の相違が認められた。いずれも1%水準で有意であった。国と学年の交互作用が有意（ $P<.01$ ）であったのは、A03とA01であった。A3については、日本では学年とともに低下するのに対して、中国では上昇していた。A1については、相対的に、日本では中・高校生で低いのに対して、中国では中学生でのみ低かった。

この得点をもとに、主因子法による因子分析を行ったところ、1因子であった日本の資料と異なり、固有値1以上の因子が2つ認められた（第1因子；固有値2.04、寄与率34.07；第2因子；固有値1.07、寄与率17.76）。バリマックス回転をしたところ、第1因子は、A04「問題をかかえているとき、私は、それを解決するために、多くの方法を思いつくことができる」（因子負荷量.57）、

A06「他の人がやることをあきらめようとするときでも、私は、困ったことを解決するやり方を考えることができる」(因子負荷量.54)など(これには、A02, 因子負荷量.49; A01, 因子負荷量.42も含まれていた), 経路と命名される因子であった。第2因子は、A03「私は、私と同年齢のほかの人と同じくらいにはやっている」(因子負荷量.66)とA05(因子負荷量.33)が含まれ、発動力と命名される因子であった。しかし、 α 係数が第1因子.60、及び第2因子.38と低いため、日本の資料に基づいて、1因子解を採用して検討を進めることにした。なお、1因子解における因子負荷量を大きい順に示すと、A04 .64, A06 .52, A01 .46, A02 .44, A03 .43, A05 .32となった。 α 係数も、 $\alpha = .60$ で、必ずしも信頼性があるとは言えなかった。

児童希望の6項目を加算して、児童希望尺度総得点(平均点22.79; 標準偏差4.69)を求めた。この値を従属変数とし、学年と性を独立変数とする2要因の分散分析を行った。ここでは、学年、性、及び交互作用の全てについて、有意差も傾向も認められなかった。児童希望尺度総得点は、わずかに学年による上昇が認められるに留まっていた。この結果は、日本の資料と大きく異なっていた。

日本の資料を含めて、国×学年×性の3要因の分散分析をしたところ、中国>日本 ($F(1,578)=44.69, P<.01$)であり、国と学年の交互作用も有意 ($F(2,578)=3.28, P<.05$)で、中国では、学年が上がるにしたがって高くなっていったのに対して、日本では、学年とともに低下していた。

(2) 私の希望尺度：私の希望尺度を構成する6項目の平均値において、男女共、全体的に、最も高いのは、A12「もし、私が努力するなら、社会の中で成功するチャンスがあるだろう」(平均値3.80, 標準偏差.52)であった。最も低いのは、男子では、A11「私は、自分が将来やりたいことについて、たくさんの計画を持っている」(平均値3.08, 標準偏差.99)とA10「将来、私は、自分がやろうとする多くのことに、成功するであろう」(平均値3.09, 標準偏差.79)であり、女子では、A10(平均値3.18, 標準偏差.83)であった。各項目について、日中間の差を検討したところ、6項目全てにおいて、中国>日本の相違が認められた。いずれも1%水準で有意であ

った。また、国と学年の交互作用においても、A12を除く、全ての項目で有意差 ($P<.01$) が認められた。なお、A07は、「私は、明日は今日よりももっと良くなるだろう、と思っている」、A08は、「将来、私は、自分の目標を達成することができるだろう」、A09は、「大きくなったら、私は、社会の中で重要な役割を演じるであろう」であった。これらの交互作用は、多くの場合、日本では学年とともに低下するのに対して、中国では学年差がなかったり、むしろ学年とともに上昇する様子さえ観察されたことを反映している。国と性の交互作用については、A12のみが1%水準で有意であった。日本のA11を例外として、日本では、男子>女子であるのと対照的に、中国では、女子>男子であり、A12にも同じ方向が認められた。

この得点をもとに、主因子法による因子分析を行ったところ、固有値1以上の因子は1つのみであった(固有値3.01, 寄与率50.18)ので、1因子解を採用して検討を進めることにした。因子負荷量を大きい順に示すと、A09 .81, A08 .72, A10 .68, A12 .58, A07 .54, A11 .46となった。また、 α 係数も、 $\alpha = .78$ となっており、信頼性があると判断された。

私の希望の6項目を加算して、私の希望尺度総得点(平均点20.29; 標準偏差3.21)を求めた。この値を従属変数とし、学年と性を独立変数とする2要因の分散分析を行った。ここでは、学年差、性差、及び交互作用の全てに有意差が認められなかった。性差についてのみ女子>男子という傾向があった。この結果は、日本の資料と大きく異なっていた。

日本の資料を含めて、国×学年×性の3要因の分散分析をしたところ、国による相違 ($F(1,579)=274.79, P<.001$)と学年差 ($F(2,579)=4.51, P<.05$)が有意であり、国と学年の交互作用 ($F(2,579)=13.06, P<.001$)、及び国と性の交互作用 ($F(1,579)=6.54, P<.05$)も有意であった。すなわち、(1)中国の方が日本より高いこと、(2)全体としては学年が上がるとともに低下するが、日本では全体傾向と同様学年進行とともに低下する一方、中国では逆に学年進行とともに高くなる様子が見られること、(3)日本では男子が女子より高いのに対して、中国では女子が男子より高いこと、が明らかにされた。

(3) 社会希望尺度：社会希望尺度を構成する6項目の平均値において、男女共、全体的に、最も高いのは、A13「わが国は、よりよくなっていくだろう」(平均値3.76, 標準偏差.60)であり、最も低いのは、A16「わが国で生活するのが、現在よりも、もっと危険になるだろう」(平均値1.87, 標準偏差1.00)であった。この項目は、逆転項目であるため、A18「わが国では、お金持ちと貧しい人のちがいがなくなっていくだろう」(平均値2.82, 標準偏差1.07)が、最も低いともいえる。各項目について、日中間の差を検討したところ、6項目全てにおいて、中国>日本の相違が認められた。いずれも1%水準で有意であった。また、A15「わが国の人々は、現在よりも、もっと環境が悪くならないように気を配るようになるだろう」以外の5項目に1%水準で学年差が見られ、いずれも、学年とともに悪い方向へ変化していた。さらに、国と学年の交互作用においても、全ての項目で有意差($P<.01$)が認められた。なお、A14は、「わが国の人々は、現在よりも、おたがいにもっと助け合うようになるだろう」であり、A17は、「わが国の人々は、現在よりも、もっと希望を持つようになるだろう」であった。これらの交互作用は、日本では、学年とともに全ての項目で悪化しているのに対して、中国では、学年とともに、好転する項目(A13とA15)と変化が一方でない項目(A14)、及び悪化の程度が小さい項目など(A16, A17, 及びA18)に分かれている状況を反映している。

この得点をもとに、主因子法による因子分析を行ったところ、固有値1以上の因子は1つのみであった(固有値2.75, 寄与率45.83)ので、1因子解を採用して検討を進めることにした。因子負荷量を大きい順に示すと、A14 .82, A15 .66, A17 .59, A16 (逆転項目).51, A13 .49, A18 .45となった。 α 係数は、 $\alpha = .78$ となり、信頼性があると判断された。

社会希望の6項目を加算して、社会希望尺度総得点(平均点19.63; 標準偏差3.63)を求めた。この値を従属変数とし、学年と性を独立変数とする2要因の分散分析を行った。ここでは、学年差、性差、及び交互作用のいずれにも有意差が認められなかった。この結果は、日本の資料と大きく異なっていた。

日本の資料を含めて、国×学年×性の3要因の分散分析をしたところ、国による相違 ($F(1,575)=289.01,$

$P<.001$), 学年差 ($F(2,575)=47.11, P<.001$), 及び国と学年の交互作用 ($F(2,575)=25.75, P<.001$) が有意であった。すなわち、(1) 中国の方が日本より高いこと、(2) 全体としては学年が上がるとともに低下するが、日本では、小学生から中学生にかけて急に低下し、その水準で高校生まで推移する一方、中国では、学年による変化があまりなく、少しずつ学年進行とともに低下するに留まっていること、が示されている。

2. 信頼尺度について

渡邊 (1999) の信頼感尺度を構成する18項目の平均値において、男女とも、B04「人は助け合いながら生きていくべきだと思う」(平均値3.69, 標準偏差.71)が最も高く、次いで、B10「人と人のつながりを大切に生きていきたい」(平均値3.59, 標準偏差.70)が高かった。逆に最も低いのは、男女とも、B13「他人を信じるのは、ばからしいことだと思う」(平均値1.57, 標準偏差.83)であった。

この得点をもとに、主因子法による因子分析を行い、固有値1以上の5因子を抽出した。しかし、5因子解で、バリマックス回転をしたところ、因子負荷量.40を基準にした場合、第3因子の項目は1つ、第5因子の項目は皆無であるなど、因子を構成する項目のまとまりがみられなかった。また、第3因子から第4因子へかけて、固有値が、相対的にかなり大きいと判断される減衰(1.45から1.09へ)を示していた。何よりも、原尺度が3つの下位尺度から成り立っていることを考慮し、3因子解を採用してバリマックス回転を行った。結果は、表2に示す通りである。

この結果は、渡邊 (1999) の3つの下位尺度、及び日本での調査結果と一致していた。しかし、第1因子と第2因子を構成する項目は完全に一致していたが、第3因子を構成する項目に相違が見られた。 α 係数は、第1因子 $\alpha = .72$, 第2因子 $\alpha = .71$, 第3因子 $\alpha = .53$ で、第1因子と第2因子には、一応の信頼性が認められたが、第3因子の係数が低かった。このため、以後の日中比較などについては、日本における因子分析結果を用いて検討することにした。すなわち、第3因子は、日本で得られた尺度項目の得点を加算して、尺度総得点を算出した。ここでの α 係数は、第3因子 $\alpha = .57$ であった。なお、渡邊に

したが、第1因子「不信」、第2因子他者の中での「自己信頼」、及び第3因子「関係信頼」と名づけられた。

不信の6項目を加算して、不信尺度総得点（平均点13.68；標準偏差3.88）を求めた。この値を従属変数とし、学年と性を独立変数とする2要因の分散分析を行った。ここでは、学年差、性差、及び学年と性の交互作用のいずれにも有意差も傾向も認められなかった。日本の資料を含めて、国×学年×性の3要因の分散分析をしたところ、国による相違（ $F(1,577)=5.63, P<.05$ ）、学年差（ $F(2,577)=7.35, P<.01$ ）、国と学年の交互作用（ $F(2,577)=7.14, P<.01$ ）、及び国と性の交互作用（ $F(1,577)=5.83, P<.05$ ）が有意であった。すなわち、（1）日本が中国より高いこと、（2）全体としては、学年が上がるほど高くなること、（3）日本では、学年が上がるほど高くなるが、中国では、学年差が認められないこと、（4）日本では、女子が男子より高いのと対照的に、中国では、男子が女子より高いこと、が見出された。

次いで、他者の中での自己信頼の6項目を加算して、自己信頼尺度総得点（平均点16.08；標準偏差3.76）を求めた。この値を従属変数とし、学年と性を独立変数とする2要因の分散分析を行った。ここでは、学年差（ $F(2,262)=11.15, P<.001$ ）、及び性差（ $F(1,262)=8.75, P<.01$ ）に有意差が認められた。学年と性の交互作用には、有意差も傾向も認められなかった。学年が上がるると自己信頼も高くなること、及び男子より女子の自己信頼が高いこと、が示された。日本の資料を含めて、国×学年×性の3要因の分散分析をしたところ、国による相違（ $F(1,579)=67.16, P<.001$ ）、学年差（ $F(2,579)=3.22, P<.05$ ）、国と学年の交互作用（ $F(2,579)=16.80, P<.001$ ）、及び国と性の交互作用（ $F(1,579)=6.10, P<.05$ ）が有意であった。すなわち、（1）中国が日本より高いこと、（2）全体としては、学年が上がるほど高くなること、（3）中国では、学年が上がるほど高くなるのと全く逆に、日本では、学年が上がるほど低下すること、（4）

表2 信頼感尺度項目の因子分析の結果（バリマックス回転後）

番号	項目内容	F1	F2	F3	共通性
B11	自分はまわりの人に大切に思われていないと感じることが多い	.69			.52
B14	まわりの人に期待するが、いつもうらぎられる。	.60			.38
B02	まわりの人に自分のことをわかってもらえないと思うことがある	.54			.30
B08	なかなかやる気になれないことが多い	.51			.26
B17	集団の中において孤立していると感じることが多い	.45			.30
B05	たびたび自分自身がいやになってしまう	.44			.19
B15	自分はまわりの人から注目されていると感じる		.68		.47
B12	自分がいないと、まわり的人是さびしがると思う		.63		.40
B18	自分は他の人にたよりにされている		.52		.34
B03	話し合いで、自分の意見が通ることが多い		.48		.29
B06	自分は他の人の役に立っていると思う		.48		.25
B09	自分はまわりの人に対して影響力があると思う		.43		.19
B07	自分には、悩んでいるとき、なぐさめてくれる人がいる		.38		.29
B04	人は助け合いながら生きていくべきだと思う			.63	.40
B13	他人を信じるのは、ばからしいことだと思う*			-.47	.30
B16	友だちといっしょにいると安心する。			.45	.23
B10	人と人とのつながりを大切にして、生きていきたい			.37	.18
B01	喜びや悲しみを他の人とともに感じるなどできないと思う。*				.11
	二乗和	3.03	1.59	.77	
	寄与率 (%)	16.86	8.85	4.27	
	累積寄与率 (%)	16.86	25.70	29.97	

*印の項目は逆転項目である。

中国では、女子が男子より高いのに対して、日本では、むしろ男子が女子より高い様子さえ観察されること、が見出された。

さらに、関係信頼の5項目を加算して、関係信頼尺度総得点（平均点17.13；標準偏差2.59）を求めた。この値を従属変数とし、学年と性を独立変数とする2要因の分散分析を行った。ここでは、性差（ $F(2,262)=10.55$, $P<.01$ ）のみに有意差が認められた。相対的に、女子が高く、男子が低かった。日本の資料を含めて、国×学年×性の3要因の分散分析をしたところ、ここでは、性差（ $F(1,578)=22.21$, $P<.001$ ）のみに有意差が認められた。すなわち、国による相違は全くなく、いずれの国においても、男子より女子が高かった。

3. 寛容尺度について

渡辺（2001）の寛容に関する12項目の平均値において、C16「『暴力を振るう子』と自分はとても違っている」（平均値4.56，標準偏差.96）が最も高く、逆に最も低いのは、C5「『暴力を振るう子』を誘わないと決めたことに賛成」（平均値1.73，標準偏差1.09）であった。

この得点をもとに、主因子法による因子分析を行い、固有値1以上の5因子を抽出した。しかし、比較対照す

る日本の資料が4因子であったこと、固有値の減衰曲線の第4因子と第5因子間の差が大きいと判断されたことなどから、4因子解で、バリマックス回転を行った。その結果は、表3に示す通りであった。 α 係数は、第1因子 $\alpha=.81$ ，第2因子 $\alpha=.64$ ，第3因子 $\alpha=.50$ ，第4因子 $\alpha=.43$ であった。第1因子については、一応の信頼性が確認されたが、特に、第3因子と第4因子については、信頼性が確認されたとは言えない。しかし、項目内容のまとりから、4因子解で今後の検討を進めることにした。それぞれの因子は、その項目内容から、第1因子「変化要請」、第2因子「一般拒否」、第3因子「暴力受容」、及び第4因子「一般相違」と名づけられた。項目内容を見ると、因子に含まれる項目について、日本の結果と異なっていたのは、C01だけであり、日本においては、C01が、「暴力拒否」因子に入っていたのに対して、中国においては、「一般拒否」因子に入っていた。また、日本では、「暴力拒否」因子と命名されたものが、中国では、「暴力受容」因子と命名された。

変化要請の3項目を加算して、変化要請尺度総得点（平均点11.22；標準偏差2.95）を求めた。この値を従属変数とし、学年と性を独立変数とする2要因の分散分析を行った。ここでは、学年差（ $F(2,262)=16.45$, $P<.001$ ）

表3 寛容尺度項目の因子分析の結果（バリマックス回転後）

番号	項目内容	F1	F2	F3	F4	共通性
C04	「運動が苦手な子」は変わるべきである	.81				.68
C06	「暗い感じの子」は変わるべきである	.74				.56
C02	「暴力を振るう子」は変わるべきである	.73				.57
C13	*「暗い感じの子」と友だちになりたい		.68			.50
C11	*「運動が苦手な子」と友だちになりたい		.65			.43
C05	「暗い感じの子」を誘わないことに賛成		.43			.53
C01	「暴力を振るう子」を誘わないことに賛成		.41			.25
C03	「運動が苦手な子」を誘わないことに賛成		.41			.26
C15	「暴力を振るう子」と友だちになりたい			.77		.71
C16	*「暴力を振るう子」と自分は違っている			.44		.25
C14	「暗い感じの子」と自分は違っている				.63	.45
C12	「運動が苦手な子」と自分は違っている				.46	.21
	二乗和	1.81	1.48	1.06	.69	
	寄与率（%）	15.11	12.37	8.86	5.73	
	累積寄与率（%）	15.11	27.47	36.33	42.06	

*印の項目は逆転項目である。

に有意差が認められた。小学生が高く、中学生と高校生が相対的に低かった。性差、及び学年と性の交互作用には、有意差も傾向も認められなかった。日本の資料を含めて、国×学年×性の3要因の分散分析をしたところ、国による相違 (F(1,579)=125.28, P<.001), 学年差 (F(2,579)=14.69, P<.001), 及び国と学年の交互作用 (F(1,579)=6.49, P<.01) が有意であった。すなわち、(1) 中国が日本よりはるかに高いこと、(2) 全体としては、学年が上がるほど次第に低くなること、(3) 日本では、小・中学生と高校生の間の低下が著しいが、中国では、小学生と中・高校生の間の低下が著しいこと、が見出された。なお、日本で最も高い小学生が、中国で最も低い高校生の値より低かった。

一般拒否の5項目を加算して、一般拒否尺度総得点 (平均点9.85; 標準偏差3.30) を求めた。この値を従属変数とし、学年と性を独立変数とする2要因の分散分析を行った。ここでも、学年差 (F(2,262)=7.58, P<.01) のみに有意差が認められた。中学生が、小学生や高校生に比べて低かった。性差、及び学年と性の交互作用には、有意差も傾向も認められなかった。中国を基準にして、日本の資料を含めて、国×学年×性の3要因の分散分析をしたところ、国による相違 (F(1,576)=46.98, P<.001), 学年差 (F(2,576)=4.84, P<.01), 性差 (F(1,576)=4.16, P<.05), 及び国と学年の交互作用 (F(2,576)=8.62, P<.001), が有意であった。すなわち、(1) 日本の方が中国より高いこと、(2) 全体としては高校生が、小・中学生よりも高いが、日本では小学生より中・高校生が高いのに対して、中国では中学生より小学生・高校生が高いこと、(3) 全体として、女子より男子が高いこと、が明らかにされた。

暴力受容の2項目を加算して、暴力受容尺度総得点 (平均点3.26; 標準偏差1.75) を求めた。この値を従属変数とし、学年と性を独立変数とする2要因の分散分析を行った。ここでは、性差 (F(1,262)=5.02, P<.05) のみに有意差が認められ、男子の得点が女子の得点より高かった。中国を基準にして、日本の資料を含めて、国×学年×性の3要因の分散分析をしたところ、国による相違 (F(1,576)=10.78, P<.01), 及び国と学年の交互作用 (F(2,576)=5.95, P<.01), が有意であった。すなわち、(1) 日本の方が中国より高いこと、(2) 中国では、小・中学生より高校生が高いのに対して、日本では、学年が上がるに従って次第に低くなること、が示された。

一般相違の2項目を加算して、一般相違尺度総得点 (平均点8.16; 標準偏差1.91) を求めた。この値を従属変数とし、学年と性を独立変数とする2要因の分散分析を行った。ここでは、学年差、性差、及び交互作用の全てに有意差は認められなかった。日本の資料を含めて、国×学年×性の3要因の分散分析をしたところ、国による相違 (F(1,575)=11.13, P<.01), 及び性差 (F(1,575)=7.75, P<.01), が有意であった。すなわち、(1) 中国の方が日本より高いこと、(2) 男子の方が女子より高いこと、が示された。

4. 希望・信頼・寛容の相互的関連について

(1) 希望尺度、信頼尺度、及び寛容尺度の相関

希望尺度の3つの下位尺度 (児童希望・私の希望・社会希望)、信頼尺度の3つの下位尺度 (不信・自己信頼・関係信頼)、及び寛容尺度の4つの下位尺度 (一般拒否・暴力受容・変化要請・一般相違)、計10個の尺度の相関を、相関係数に有意差が認められたものについて

表4 希望、信頼、寛容各尺度得点の相関

尺度	児童希望	私の希望	社会希望	不信	自己信頼	関係信頼	一般拒否	暴力受容	変化要請	一般相違
児童希望		.38**	—	-.15*	.43**	.13*	-.22**	—	—	.19**
私の希望			.46**	-.28**	.41**	.38**	-.21**	-.12*	.19	.26**
社会希望				-.33**	—	.48**	-.21**	-.25**	.29**	.19**
不信					-.15**	-.36**	—	.19**	-.23**	-.19**
自己信頼						.34**	—	—	—	.23**
関係信頼							-.28**	-.28**	.25**	.19**
一般拒否								—	—	—
暴力受容									.21**	—
変化要請										.16**

て示したのが、表4である。

この表から、希望尺度と信頼尺度については、社会希望と自己信頼間に相関が認められないことを例外として、下位尺度間の相関が全て有意であることがわかる。ここから、希望尺度と信頼尺度間の関連は密接であると言える。また、希望尺度と寛容尺度については、児童希望尺度と暴力受容尺度・変化要請尺度間に相関が認められなかったが、その他の相関は全て有意であった。一方、信頼尺度と寛容尺度については、自己信頼尺度と一般拒否尺度・暴力受容尺度・変化要請尺度間に相関が認められなかった他、不信尺度と一般拒否間にも相関が認められなかった。一般拒否尺度が、寛容尺度の中心にあると考えるならば、寛容尺度は、信頼尺度以上に希望尺度と結びついていると言える結果であった。

各下位尺度間の相関を見ると、希望尺度のなかでは、児童希望尺度と社会希望尺度の相関が有意でないことがわかる。信頼尺度の3つの下位尺度は、相互に関連を持っている。これに対して、寛容尺度の下位尺度間には、最も相互関連がないといえる。特に一般拒否尺度は、他の下位尺度と全く関連を持っていなかった。

(2) 希望尺度、信頼尺度、及び寛容尺度についての共分散構造分析

希望、信頼、及び寛容の各尺度間の相関を考慮して、信頼が希望を、その希望が寛容を、それぞれ規定するという枠組みを設定して、AMOSによる共分散構造分析(田部井, 2001; 山本・小野寺, 2002)を試みた。図1

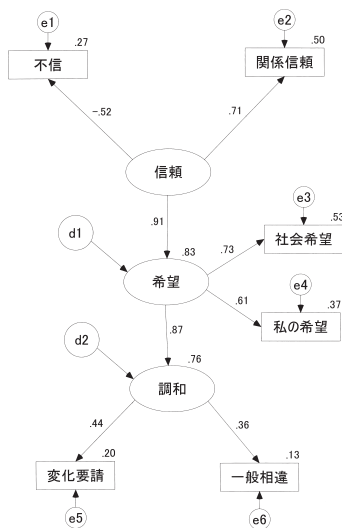


図1 信頼と希望と調和の相互関連

は、その結果の一つを示したものである。不信と関係信頼からなる《信頼》が、社会希望と私の希望からなる《希望》を規定し、この《希望》が変化要請と一般相違からなる《寛容》を規定すると仮定することの可能な図である。しかし、変化要請と一般相違は、《寛容》というより《不寛容》を意味しているとも考えられるが、《不寛容》とするには問題があり、<違っている>+<変わることを求める>とすれば、《不寛容》というより《調和》が適切であると判断された。したがって、ここでは、《調和》と命名された。この適合度指標は、X²乗値=7.72, 自由度=7, P=.36で有意でなく, GFI=.991, AGFI=.972, RMSEA=.020, AIC=35.722となり、きわめて当てはまりの良い数値であった。また、「人は助け合いながら生きていくべきだ」と「他人を信じるのは愚かなことだ(逆転項目)」からなる関係信頼が、「将来、わが国の人々は、現在よりも、お互いにもっと助け合うようになる」と「将来、わが国の人々は、現在よりも、もっと環境が悪くならないよう気を配るようになる」からなる社会希望を規定し、この社会希望が、「『暗い性格の子』と友だちになりたい(逆転項目)」と「『運動が苦手な子』と友だちになりたい(逆転項目)」からなる一般拒否=《不寛容》(内容的には一般受容=《寛容》)を規定する、と想定される結果が、図2に示されている。ここで

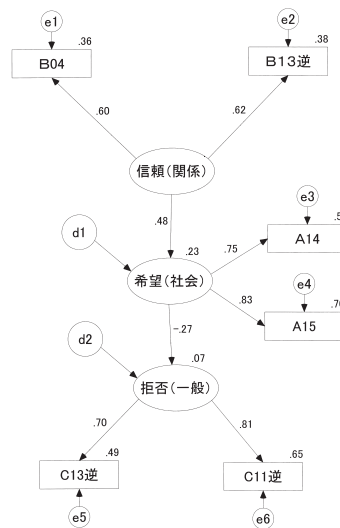


図2 関係信頼と社会希望と一般拒否の相互関連

の適合度指標は、当てはまりの良さを示すものであった。ちなみに、X²乗値=10.29, 自由度=7, P=.17で、有意でなかった。また、GFI=.998, AGFI=.964,

RMSEA=.042, AIC=38.290など、全てが適合を示す数値であった。

日本の資料との相違は、中国において、社会希望や関係信頼と寛容の各尺度との関連が強いことなどの点にあった。

要 約

この研究は、中国済南市に住む小学校4年生、中学校1年生、及び高校1年生、計297名を対象にして、希望、信頼、及び寛容の発達の変化を明らかにすると同時に、希望、信頼、及び寛容の相互的関連を明らかにすることを目的として実施された。

主要な研究結果は、以下の通りであった。

1. 希望は、学年進行によって低下しない。

希望の性差は、認められない。

児童希望・私の希望・社会希望の3つの尺度とも、小学生から中学生を経て高校生にいたるまで低下せず、かなり高い水準を維持していた。中国の資料が、日本の資料よりはるかに高いばかりでなく、日本の資料が、学年進行とともに大きく低下していたのとは対照的であった。また、日本では、希望尺度全般について、男子が女子より高いのに対して、中国では、私の希望において、むしろ男子より女子が高い様子が認められるなど、性差が顕著でないことも特徴的であった。

2. 学年進行によって、信頼感は、喪失しない。

自己信頼と関係信頼は、男子より女子の方が高い。

不信・関係信頼は、学年進行に伴う上昇も低下も認められなかった。自己信頼については、学年進行に伴って高くなっていった。学年進行によって、不信が高くなり、自己信頼と関係信頼が低下する日本の資料とは大きく異なっていた。関係信頼については、中国と日本の間に相違は認められなかったが、不信は日本で高く、自己信頼は中国で高かった。日本の資料では、不信が男子より女子で高く、自己信頼が女子より男子で高い結果（中学生）であったが、不信に性差がなく、自己信頼は男子より女子で高かった。関係信頼については、日本と同様、中国

でも女子で高かった。

3. 寛容さは、学年進行とともに失われていくとは言えない。暴力受容は、女子より男子の方が高い。

寛容の4つの尺度のうち、学年差が見られたのは、変化要請と一般拒否であり、変化要請は高学年で低いことを、一般拒否は中学生で低いことを、それぞれ示していた。したがって、学年とともに不寛容になっていくとは言えなかった。すなわち、日本では、変化要請や一般相違が学年とともに低下する一方で、一般拒否が高くなり、暴力受容が低下する状況があったが、中国でも同様であるとは言えなかった。変化要請において、日中差がきわめて大きく、中国の方が高いという結果は、中国の集団主義的傾向の強さの反映として受け止められる。一般相違においても、日本より中国の方が高かった。一般拒否や暴力受容は、中国より日本の方が高かった。性差が認められたのは、暴力受容だけであり、女子より男子の方が高かった。一般相違について、日本では性差が見られ、男子が女子より高かったが、中国では性差が認められなかった。

4. 希望の基底に信頼があり、寛容というより調和の基底に希望があると言えるのではないか。

中国の資料においても、希望と信頼が相互的関連のものにあることが、明瞭に示された。ただし、中国においては、社会希望と自己信頼の相関が有意でないなど、希望への自己信頼の貢献は、日本に比して相対的に小さかった。一般拒否と希望や信頼の関連から見ると、中国においても、相対的に、寛容と希望の関連が、寛容と信頼の関連よりも強いと言える。ただし、中国においては、関係信頼や不信が、日本以上に、寛容と関連していることもわかる。

全体を概観すると、中国の資料は、日本の資料と同様、希望の基底に信頼があり、一般的には、寛容の基底に希望があるとする枠組みを支持していた。しかし、特筆すべきことは、希望が寛容を規定するというよりも、中国では、希望が調和を規定すると解する方がより妥当であるとの結果が得られたことである。ただし、日中間にお

いて、関係信頼、社会希望、変化要請、あるいは自己信頼の位置が、異なっているとも言える。今後の課題としては、特に、社会希望の果たす役割、及び中国における調和や集団主義的傾向について検討を深める必要がある。

〔付 記〕

調査に参加していただいた中国・済南市の児童生徒の皆様、ご協力いただいた学校と先生方に心から感謝いたします。統計処理は、SPSS社のSPSS11.5、及びAmos5.0によって行われた。

文 献

Crystal, D.S., Watanabe, H., & Wu, C. 1997 Intolerance of human differences: A developmental and cross-cultural study of American, Japanese, and Chinese children. *Journal of Applied Developmental Psychology, 18*, 149-167.

Snyder, C. R., Harris, C., Anderson, J.R., Holleran, S.A., Irving, I.M., Sigmon, S.T., Yoshinobu, I., Gibb, J., Langelle, C., & Harney, P. 1991 The will and the ways: Development and validation of an individual-differences measure of hope. *Journal of Personality and Social Psychology, 60(4)*, 570-585

Snyder, C.R., Hoza, B., Pelham, W. E., Rapoff, M., Ware, L., Danovsky, M., Highberger, L., Rubinstein, H., & Stahl, K. J. 1997 The development and validation of the Children's Hope Scale. *Journal of Pediatric Psychology, 22*, 399-421.

田部井明美 2001 SPSS完全活用法共分散構造分析 (Amos) によるアンケート処理 東京図書

渡辺弘純 2001 日本の児童生徒における他者との相違及び他者の相違の認知と受容に関する発達の検討 平成10年度～平成12年度科学研究費研究成果報告書

渡辺弘純 2003 現在と未来に対する考え方・感じ方：遼寧師範大学附属中学生と愛媛大学教育学部附属中学生の比較 渡辺弘純（代表）平成14年度愛媛大学学長裁量経費研究報告書, 123-145.

渡辺弘純・渡邊俊・Crystal, D.S.・中嶋恵美 2004 日本の児童生徒における希望、信頼、寛容の発達とその相互的関連 愛媛大学教育学部紀要 第I部教育科学, 50(2), 17-35.

Watanabe, H., Crystal, D.S., & Wu, C. 2004 Relationships among hope, trust, and tolerance for human diversity: A comparison of Japanese and Chinese children and adolescents. Presented at the XVIIIth Biennial Meetings of ISSBD, Ghent, Belgium.

渡邊俊 1999 高校生における対人恐怖心性と信頼感 愛媛大学教育学研究科修士論文（未公開）

武勤・渡辺弘純・Crystal, D.S.・Killen, M. 2003 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 愛媛大学教育学部紀要 第I部教育科学, 50(1), 25-41.

山本嘉一郎・小野寺孝義 2002 Amosによる共分散構造分析と解析事例（第2版） ナカニシヤ出版

