

# 児童期・青年期前期における学校での反社会的行動と自己志向性

## ——短期縦断データを用いた相互影響分析<sup>1)</sup>

酒井 厚 菅原ますみ 木島伸彦 菅原健介  
山梨大学 お茶の水女子大学 慶應義塾大学 聖心女子大学  
眞榮城和美 詫摩武俊 天羽幸子  
清泉女学院大学 東京国際大学 青山教育研究所

小学校高学年の児童を対象とした2年間の追跡調査データをもとに、彼らの学校での反社会的行動と自己志向性との間の影響関係について、家族に抱く信頼感を調整要因として含めた3変数間の相互影響性の観点から検討した。構造方程式モデリングによる交差遅延効果分析の結果、家族に抱く信頼感の高低にかかわらず、小学校高学年における学校での反社会的な行動経験の多さが、2年後の自己志向性の低下に影響することが明らかになった。

キーワード：反社会的行動、自己志向性、児童期・青年期前期、対人的信頼感、交差遅延効果分析

### 問題と目的

個人の性格傾向と対人経験との関連については、多くの心理学者が関心を寄せ、今日に至るまで豊富な知見が提供されてきている。近年では、かつての横断データによる同時点の変数間の相関によるものから、縦断データを使用したものが多くなり、性格傾向と対人経験間の影響関係を同定しようとする研究が主流となってきた (Rothbart, Ahadi, & Evans, 2000)。例えば、Magnus, Diener, Fujita, & Pavot (1993) は、成人を対象とした4年

間の短期縦断データを用いて、個人の性格傾向と客観的指標によるライフイベントとの間の影響関係について検討した。その結果、外向的な性格の個人がポジティブなライフイベントを経験する傾向にある一方で、神経質な性格の個人はネガティブなライフイベントを経験する傾向があることを示し、先行する性格傾向がその後の対人経験を予測するという結果を提出した。また、Costa, Herbst, McCrae, & Siegler (2000) は、40代の成人データから、男性が結婚することで情緒的な安定性を高め、離婚することで行動統制性が低まることを示し、対人経験が性格傾向の安定性に影響を与えるとしている。

しかし、こうした縦断データを用いた研究結果は、相関関係に終始した検討によるものである場合や、もしくは研究者の仮説に基づいて変数間の“影響-被影響”の関係性が制限されたデータ

1) 1999年に開始された縦断研究プロジェクトに参加して頂いております双生児のご家庭の皆様にご感謝申し上げます。また、本研究の統計解析には、岡林秀樹先生（明星大学）と山形伸二先生（東京大学大学院）に多くのご助言を頂きました。心よりお礼申し上げます。

(つまり、影響要因としたい変数 [例えば性格] を1時点目で、被影響要因としたい変数 [例えば対人経験] を2時点目で測定したデータ) から検討されたものである場合がほとんどであった。性格傾向が対人経験に与える影響性や、また反対に先行する対人経験が性格形成に影響するという両者間の影響関係をより適切に検討するには、縦断データであるばかりでなく、両者の影響方向の可能性を同時に考慮した上で評価する研究デザインが必要と考えられる。

より具体的には、性格傾向と対人経験に関する変数を2時点ともに測定し、両変数間に仮定される2つの方向性(性格傾向→対人経験および対人経験→性格傾向)を同時に考慮した上で、いずれの方向性がより妥当なものとして推定されるかを検討する研究デザインである。

Neyer & Asendorpf (2001) は、この研究デザインを用いて、複数の性格傾向と対人経験との間の影響関係について検討し、シャイネスや協調性の性格傾向の場合には、その性格の程度が友人や同僚との関係の質に影響を与えるという方向性を、また統制性や外向性の場合には、個人がパートナー関係を築くという対人経験がその性格傾向を高めるという方向性があることを示した。

しかし、この研究で使用されている統計手法は、性格傾向と対人経験の両者をそれぞれ従属変数とした階層重回帰分析を組み合わせるなど複数の解析結果を総合的に解釈したものであることから、性格傾向と対人経験との間のパス(つまり性格傾向→対人経験, 対人経験→性格傾向)間の関係性を十分に考慮できているかや、測定誤差が蓄積するなどの問題が認められた。こうした統計上の問題を回避し、変数間に複数の関係性が仮定される複雑な仮説モデルを検討する場合には構造方程式モデリング (Structural Equation Modeling) を用いた解析が望ましい。とくに、2時点以上の複数の変数間の影響関係を検討するには、先ほどの Neyer & Asendorpf (2001) の研究デザインを構造

方程式モデリングを用いて解析する交差遅延効果分析 (cross-lagged effects model) を行うのが最適である。

このように、成人を対象とする研究が充実する一方で、児童期・青年期前期の子どもの性格傾向と対人経験との関連を縦断データから検討した研究はまだ少ない (Wills & Dishion, 2004)。その中で代表的な研究は、12歳時点での性格傾向が17歳時点の親や仲間との関係性に影響するという、先行する性格傾向がその後の対人経験に影響することを示したものである (Asendorpf & van Aken, 2003)。しかし、性格の時間的な安定性に関する研究のレビューには、児童期・青年期前期における性格がまだ安定性の低いものであると主張するものが多い (Caspi, Roberts, & Shiner, 2005)。例えば Roberts & DelVecchio (2000) は、ビッグ・ファイブ特性尺度を用いた研究のメタ・アナリシスを行い、再検査法による個人内の性格傾向の順位相関係数は、児童期では  $r=.41$ 、30歳では  $r=.55$  であり、50~70歳の頃に  $r=.70$  となりプラトーに達すると報告している。表現型としての性格傾向が、児童期・青年期前期では未だ発達的変化の過程にあるとすれば、その変化に影響を与えている要因が何かを検討することも重要であると思われる。そして、その影響要因のひとつとしては、この時期に営まれる多数の仲間や教師との間で営まれる多様な対人経験を考えることができよう。Hurlock (1964) の「ギャング集団」理論や Harris (1995) の集団社会化理論で主張されているように、児童期後期に形成される仲間集団は、子どもに集団内での役割(リーダーシップなど)を担わせ、集団内のルールに準じた行動を要求し、彼らが自発的な行動や衝動性のコントロール、責任感などを養う機会を与える場であると考えられる。また、教師との関係も、そこでの経験が子どもの行動的な特徴に影響すると報告されている (Birch & Ladd, 1997)。例えば、子どものペースにあわせて自発的な行動を促すことが上手な教師に教えられた生徒

は、そうでない教師の生徒よりも問題行動傾向が低く、孤立することが少ないとされる (Donohue, Perry, & Weinstein, 2003)。

この時期、子どもは親からの自立が促され、自発的に行動し、その行動に責任を持つことが求められるようになっていく。学校での仲間や教師との対人経験は、こうした行動の自発性や責任感を育む上で重要な役割を担うと考えられる。こうした性格傾向は、性格7因子理論 (Cloninger, 1987) では「自己志向 (Self-Directedness)」と呼ばれている。自己志向性が高いことは、自らの目標を設定し努力を惜しむことなく行動すること、自分の行動に責任を持ち統制できること、自己を受容することを意味する。また、この「自己志向」に類似するビッグ・ファイブ理論の「統制性 (Conscientiousness)」性格を扱った研究を参考にすれば、行動の自発性や責任感に関する性格傾向は、子どもの心理的な“成熟”を示す指標でもある (Neyer & Asendorpf, 2001)。児童期・青年期前期に、子どもが行動の自発性を発達させ心理的に成熟していくには、“保護-被保護”の関係のない仲間同士で切磋琢磨する経験が重要である。また、教師から求められる行動規範の遵守や道徳の教えが、彼らの行動への責任感を育む機会になると考えられる。このように、学校での仲間や教師との対人経験は、子どもの自己志向性に影響を与える可能性があるといえよう。

そこで本研究では、学校での対人経験と自己志向性との間の相互の影響関係について、小学校高学年から中学生にかけての短期縦断データを用いて検討する。学校での対人経験としては、仲間や教師との反社会的な対人葛藤経験に注目して検討することにした。先述の Asendorpf & van Aken (2003) の研究のように、先行する性格傾向がその後の対人経験に影響する観点からすれば、自らの行動に責任をもてず自立的な行動が取れない性格は、友人や教師との良好な関係の妨げになるといふ影響関係を考えることができよう。しかし同時

に、学校での対人環境の悪化が、子ども自身の自己受容感の低下や自分の立てた目標に向かおうとする意欲を低減させ、結果として自立的に物事に取り組もうとする自己志向性の発達が妨げられてしまうという影響関係の可能性も十分に予想されることである。反社会的な問題行動に関する様々な先行研究 (Parker & Asher, 1993 など) から、反社会的な行動の目立つ子どもが学校で拒否され、親密な友人関係を結ぶ機会を得られずに学校での孤独感や不満足感を抱いている場合が多いと指摘されている。

さて、学校での反社会的な対人葛藤経験と自己志向性との間の相互の影響関係を検討する場合にも、家族との関係性の質を無視することはできない。酒井 (2005) は、この時期の子どもの家族に抱く信頼感と学校適応との関連についての一連の検討を行い、親に対する信頼感の高低が、学校での孤立傾向や反社会的行動の程度を抑制することを示している。このことから、子どもの家族に抱く信頼感の高低は、学校での反社会的な対人葛藤経験を軽減することで、対人葛藤経験と自己志向性との間に考えられるネガティブな影響関係への防御要因になると考えられる。例えば、信頼感の高い家族との関係は、学校での反社会的な対人葛藤経験を緩和し、自己志向性の発達を支えるものと思われる。また、自己志向性が低い子どもも、信頼感の高い家庭環境にあればこうした対人葛藤経験は抑制されると予想されよう。

以上、本研究では、小学校高学年の児童を対象に、学校での反社会的な対人葛藤経験と自己志向性との間の影響関係について、家族への信頼感を防御要因として含めた3者間の相互影響性の観点から検討する。また今回は、研究の参加者が双生児のきょうだいである特徴を活かし、信頼感を抱く家族として母親と父親のほかにも、きょうだいも加えて検討を行う。

## 方 法

### 1. 対象者

本研究は、1999年に双子児のいる家庭を対象に開始された縦断研究プロジェクト（菅原・酒井・木島・菅原・眞榮城・詫摩・天羽、2000）の一部である。今回の解析は、2時点目調査（2001年）で小学4～6年生であった双子児のうち3時点目調査（2003年）にも参加した203名（男児93名、女児110名）とその親の回答をもとに行った。2001年時点での母親の平均年齢は42.36歳（35～55歳）、父親は44.99歳（24～55歳）である。調査は郵送法により行い、A児・B児用として個別の質問票を作成しそれぞれに回答を求めた。両親および双子児きょうだい各人のプライバシーを護るために、回答した調査用紙についてはそれぞれ個別の封筒に入れて返送するよう依頼した。

### 2. 調査項目

#### (1) 自己志向性

児童期・青年期前期の子どもの自己統制性を測定する尺度として、菅原・青山・杉浦・北村・木島（1997）が邦訳したジュニア版TCI尺度（Junior Temperament and Character Inventory: JTICI, Luby, Svrakic, McCallum, Przybeck, & Cloninger, 1999）のうち、「自己志向」性を測定する20項目を使用した。各項目の評定は、母親が普段の子どもの様子をもとに4：あてはまる～1：あてはまらないの4件法で行った。

TCI理論における自己志向性の定義は、個々人が選んだ目的や価値観に従い、状況に合った行動を自ら統制し、調節する能力であるとされ、(1) 自己責任 (responsibility), (2) 目的志向性 (purposefulness), (3) 臨機応変・問題解決におけるスキルや自身の発達 (resourcefulness), (4) 自己受容 (self-acceptance), (5) 第二の天性の啓発 (congruent second nature) の5つの発達の過程を表す因子から構成される（木島、2000）。そこで、ジュニア版TCI尺度日本語版に関しても、同様な5因

子を仮定する観点から尺度構造の検討を行った。

2001年時 (Time1: T1) に小学4～6年生であった双子児の母親187名の回答をもとに主成分分析を行い、第二主成分までの負荷量が.40未満の項目を除いた19項目により因子分析（共通性を反復推定する主因子法・Promax回転）を行った。抽出された4因子全てで負荷量が.40に満たない項目を除き、18項目で再度因子分析を行ったところ、Table1のような3因子が抽出された。第1因子は、成人版尺度の「目的志向性」や「臨機応変・問題解決におけるスキルや自身の発達」に該当する8項目から構成された。この因子項目得点が高い個人は、自らの目標を立てそれへの努力を惜しまず自分の行動を律することができる性格を反映していると考えられ、「行動的自立」因子と命名した。第2因子（6項目）は、成人版に倣い「自己受容」<sup>2)</sup>因子と命名した。第3因子は、成人版の「自己責任（もしくは他人非難）」に該当する4項目から構成され、「自己責任」因子と命名した。各因子の信頼性を示す $\alpha$ 係数は、T1の「行動的自立」が.85、「自己受容」が.81、「自己責任」が.63であり、T2の「行動的自立」が.83、「自己受容」が.79、「自己責任」が.64であった。以降は、各因子を構成する項目の合成得点を、それぞれ自己志向性の下位尺度得点とした。

#### (2) 学校での反社会的行動経験

児童期・青年期前期の子どもの学校における反社会的な対人葛藤経験を測定するため、酒井・菅原・眞榮城・菅原・北村（2002）が作成した学校不適応傾向尺度の反社会的行動に関する項目を使

2) 本研究で抽出された自己志向尺度の下位尺度の命名は、Cloninger (1987) の成人版 Temperament and Character Inventory (TCI) で命名された尺度名を木島・斎藤・鈴木・吉野・大野・加藤・北村(1996)が邦訳したものにできる限り忠実に行った。これは、Lyoo, Han, Lee, Yune, Ha, Chung, Choi, Seo, & Hong (2004) の論文に代表されるように、Junior版TCI尺度を使用した研究の多くが、成人版尺度の下位尺度と同じ名称を使用していることによる。

Table 1 自己志向尺度の因子分析結果（共通性を反復推定する主因子法, Promax 回転）

項 目	F1	F2	F3
Factor 1：行動的自立			
1. いつも目標を立ててそれに向かって努力する（新しいことを学ぶ, 良い成績をとるなど）	.79	-.10	.02
2. 練習がきらいなので, 自分の能力を十分には発揮していない (R)	.76	.04	-.06
3. 練習することが成功につながると理解している	.75	.05	-.08
4. 自分で目標を決めることの利点を理解していない (R)	.67	-.04	.04
5. 自分で目標を立てることの大切さをわかっていないようだ (R)	.67	-.05	.03
6. 約束をちゃんと守れる	.58	.12	-.02
7. 他の子よりも責任感が強い	.55	.08	.19
8. もっといい子になるようにがんばらなくてもいいと思っているようだ (R)	.40	-.11	.13
Factor 2：自己受容			
9. 他の子ども達よりも力があればいいと望んでいる (R)	-.01	.87	.01
10. 自分が他の誰よりも強かったらいいと望んでいる (R)	.01	.78	.05
11. 自分がスーパーマンのような特別な力を持っていればいいと望んでいる (R)	.09	.72	-.10
12. 自分が他の誰よりももっと頭が良かったらいいと望んでいる (R)	-.17	.64	-.08
13. 自分が世界で一番ハンサム／きれいだったらいいと思っている (R)	-.02	.49	.02
14. 自分がもっと大人だったらいいのと思っている, 自分の年齢を受け入れていない (R)	.08	.48	-.04
Factor 3：自己責任			
15. たいがい, 自分の問題を誰か他の人が解決してくれるのをあてにしている (R)	-.08	-.09	.93
16. 問題に直面すると自分がどうすればいいのかわからなくなる (R)	.12	.10	.51
17. 自分が決めたことの責任を, 人のせいにするようなことはない	.14	-.05	.41
18. 他の人のせいでやりたくないことをさせられていると感じている (R)	.10	.18	.40
回転後の負荷量平方和	4.16	2.97	2.91

注. R は逆転項目

用した。学校での反社会的行動経験としては、友人や教師などとの対個人のもの、授業妨害や集団行動のルール違反などの対集団のものが考えられる。そこで今回は、学校不適応傾向尺度における対個人、および対集団の反社会的行動経験を表す次の3項目を使用することにした。第1項目は、友人に対する反社会的行動を表す“友だちをいじめたことがある（友人いじめ）”，第2項目は、教師に対する“先生に反抗したり、乱暴したことがある（教師反抗）”，第3項目は、対集団における反社会的行動として“授業中、大声を出したりしてさわいだことがある（授業妨害）”であった。各項目の評定は、子ども本人が4：はい～1：いいえの4件法で行った。

### (3) 家族に抱く信頼感

酒井 (2005) は, Erikson (1963 仁科訳 1977) の基本的信頼に関する理論, および Bowlby (1973

黒田他訳 1977) の内的作業モデル理論を参考に、児童期・青年期前期の子どもが家族や親友などの重要な他者 (Significant Other) に抱く信頼感を測定する尺度を開発した。この尺度では、他者に抱く信頼感を“相手は自分に対してどのような信頼感覚を抱いているか (信頼されてる感)”と“自分は相手に対してどのような信頼感覚を抱いているのか (信頼している感)”の2つの方向性から評価する。具体的な項目は、「信頼されてる感」が“〇〇はあなたを一番信頼していると思いますか”などの4項目、「信頼している感」を測定する項目は“〇〇をだれよりも信頼できますか”に代表される4項目である。本研究では、各項目の〇〇の部分に母親、父親、(双生児の) 相手を記入した項目を用意し、それぞれについて4：はい～1：いいえまでの4件法で回答を求めた。今回は全8項目の合計点を各対象に抱く信頼感得点

とした。T1の各対象への信頼感尺度の $\alpha$ 係数は、母親項目が.85、父親項目が.87、きょうだい項目が.93であり、T2の信頼感尺度は、母親項目が.91、父親項目が.93、きょうだい項目が.94といずれも高い値であった。

## 結 果

### 1. 変数間の関連

本研究では、子どもの自己志向性と学校での反社会的行動経験、および家族に抱く信頼感の相互影響性について、構造方程式モデリングによる交差遅延効果分析(cross-lagged effects model)を用いて検討する。

解析に先立ち、各観測変数間の関連について検討した。Table 2 上段には、各観測変数(自己志向性の3つの下位尺度、不適応行動経験の3項目、家族の各対象への信頼感の得点)間の相関を、Table 2 下段には、今回の構造方程式モデリングで使用する潜在変数間の関連を見るものとして、各潜在変数を構成する観測変数の合計得点間の相関を示した。

Table 2 下段の表から、T1の自己志向性は、T1( $r=-.19$ )とT2( $r=-.22$ )の反社会的行動経験との間に有意な負の関連があり、T1の家族に抱く信頼感との間には有意な正の相関( $r=.20$ )が認められた。T2の自己志向性についても同様に、T1( $r=-.27$ )とT2( $r=-.27$ )の反社会的行動経験との間に負の関連が、T1の家族に抱く信頼感との間に正の関連( $r=.17$ )が見られた。また、T1の反社会的行動経験は、T1( $r=-.38$ )とT2( $r=-.20$ )の家族に抱く信頼感との間に有意な負の相関があり、T2の反社会的行動経験についても、T1( $r=-.15$ )とT2( $r=-.22$ )の家族に抱く信頼感との間に有意な負の関連が認められた。

同一変数の2時点間の関連については、自己志向性が $r=.72$ 、反社会的行動経験は $r=.29$ 、家族に抱く信頼感 $r=.54$ であった。反社会的行動経験の値が他に比べて低かったものの、いずれも有

意な正の相関が認められた。

### 2. 潜在変数の因子構造の時間的安定性

本研究では、自己志向性、反社会的行動経験、家族に抱く信頼感の各変数を2時点でわたり同一の尺度で測定しているため、同一尺度の構造が両時点で同じと仮定でき、時間的に安定しているか確認する必要がある(Veenstra, Moum, & Roysamb, 2005)。本研究の場合、例えばFigure 1のように、自己志向性(潜在変数)から「行動的自立」、「自己受容」、「自己責任」の3つの下位尺度(観測変数)に伸びるパス(x, y, z)について、2時点で対応するパス同士を等値制約した場合(因子負荷量を等しくしたモデル)と、等値制約しないモデルの適合度を比較する。反社会的行動経験と家族に抱く信頼感についても同様である。

解析に先立ち、先行研究(Coie & Dodge, 1997)から、反社会的行動経験には男女差があると仮定されたため、T1とT2それぞれの変数について性別を独立変数とする $t$ 検定を行った。その結果(Table 3)、T1の反社会的行動経験における男子の得点が女子よりも有意に高かった( $t=2.43$ ,  $p<.05$ )。自己志向性、学校での反社会的行動経験、家族に抱く信頼感の各変数のモデル比較は同一の条件で行うことが望ましいため、男女により同一のモデルを比較する多母集団同時分析を用いて全変数のモデルを比較検討することにした。モデルの適合度は、複数の指標をもとに総合的な評価を行うことが望ましいため、今回はGFI, AGFI, CFI, RMSEA, AICの評価基準を用いた(豊田, 1992; 山本・小野寺, 1999)。

まず、自己志向性に関しては、等値制約モデルの適合度指標の値が $\chi^2[df=21]=23.50$ ,  $p=.32$ , GFI=.96, AGFI=.92, CFI=.99, RMSEA=.02, AIC=65.50、等値制約のないモデルが $\chi^2[df=19]=22.14$ ,  $p=.28$ , GFI=.96, AGFI=.92, CFI=.99, RMSEA=.03, AIC=68.14であり、いずれも適合度の高いモデルであった。また、両モデルの $\chi^2$ 値の比較からはモデル間に有意差が認められなかった( $\chi^2$ 値の差

Table 2 本研究で使用した変数間の相関  
 上段には観測変数間の値を、下段には潜在変数（構成する観測変数の合計）間の値を示した。

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17
1. 行動的自立 (Time1: T1)																	
2. 自己受容 (T1)	.07																
3. 自己責任 (T1)	.50**	.25**															
4. 友人いじめ (T1)	-.22**	-.08	-.15*														
5. 教師反抗 (T1)	-.05	-.08	-.10	.27**													
6. 授業妨害 (T1)	-.01	-.03	-.08	.21**	.43**												
7. 母信頼感 (T1)	.19**	.06	.08	-.41**	-.25**	-.13											
8. 父信頼感 (T1)	.10	.03	.15*	-.23**	-.10	-.13	.71**										
9. きょうだい信頼感 (T1)	.18*	.06	.19**	-.28**	-.20**	-.25**	.47**	.49**									
10. 行動的自立 (Time2: T2)	.67**	.08	.40**	-.23**	-.10	-.07	.16*	.11	.20**								
11. 自己受容 (T2)	.08	.67**	.24**	-.19**	-.14*	-.04	.07	.02	.05	.08							
12. 自己責任 (T2)	.33**	.29**	.62**	-.17*	-.15*	-.10	.01	.05	.11	.45**	.34**						
13. 友人いじめ (T2)	-.21**	-.17*	-.09	.33**	.14	.07	-.06	.04	-.01	-.25**	-.16*	-.15*					
14. 教師反抗 (T2)	-.10	-.09	.03	.10	.26**	.17*	-.22**	-.22**	-.26**	-.11	-.09	-.09	.23**				
15. 授業妨害 (T2)	-.14*	.03	-.02	-.05	.09	.07	.05	.02	-.07	-.19**	.09	.01	.09	.14*			
16. 母信頼感 (T2)	.04	.06	.07	-.25**	-.11	-.12	.42**	.43**	.41**	.14*	.08	.09	-.12	-.20**	-.10		
17. 父信頼感 (T2)	.04	.07	.12	-.13	-.03	-.07	.30**	.50**	.33**	.09	.06	.11	-.06	-.21**	-.07	.78**	
18. きょうだい信頼感 (T2)	.09	.00	.11	-.20**	-.03	-.10	.24**	.21**	.56**	.09	.01	.06	-.11	-.19**	-.05	.54**	.50**
a		b	c	d	e												
a. 自己志向性 (Time1: T1)																	
b. 反社会的行動経験 (T1)	-.19**																
c. 家族に抱く信頼感 (T1)	.20**	-.38**															
d. 自己志向性 (Time2: T2)	.72**	-.27**	.17*														
e. 反社会的行動経験 (T2)	-.22**	.29**	-.15*	-.27**													
f. 家族に抱く信頼感 (T2)	.10	-.20**	.54**	.13	-.22**												

\*p<.05; \*\*p<.01

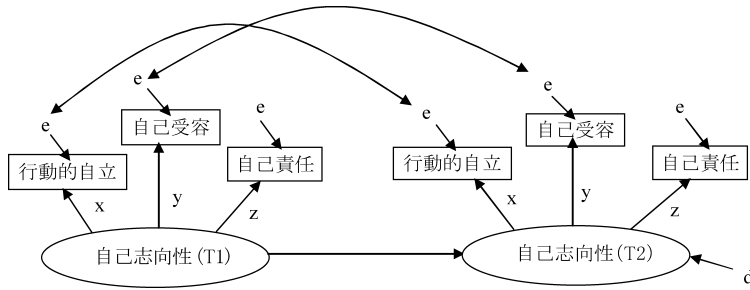


Figure 1 自己志向尺度の因子構造の検討：モデル図

Table 3 潜在変数（構成する観測変数の合計）の男女ごとの得点

	男子 (n=93) 平均 (SD)	女子 (n=110) 平均 (SD)	t 値
a. 自己志向性 (Time1: T1)	52.00 (7.93)	51.4 (7.45)	.56 n.s.
b. 反社会的行動経験 (T1)	4.29 (1.72)	3.78 (1.14)	2.43*
c. 家族に抱く信頼感 (T1)	74.48 (13.18)	78.05 (13.30)	1.91 n.s.
d. 自己志向性 (Time2: T2)	51.77 (6.89)	52.45 (7.13)	-.69 n.s.
e. 反社会的行動経験 (T2)	4.12 (1.28)	3.92 (1.23)	1.14 n.s.
f. 家族に抱く信頼感 (T2)	63.73 (16.46)	67.62 (15.74)	-1.72 n.s.

\*p<.05

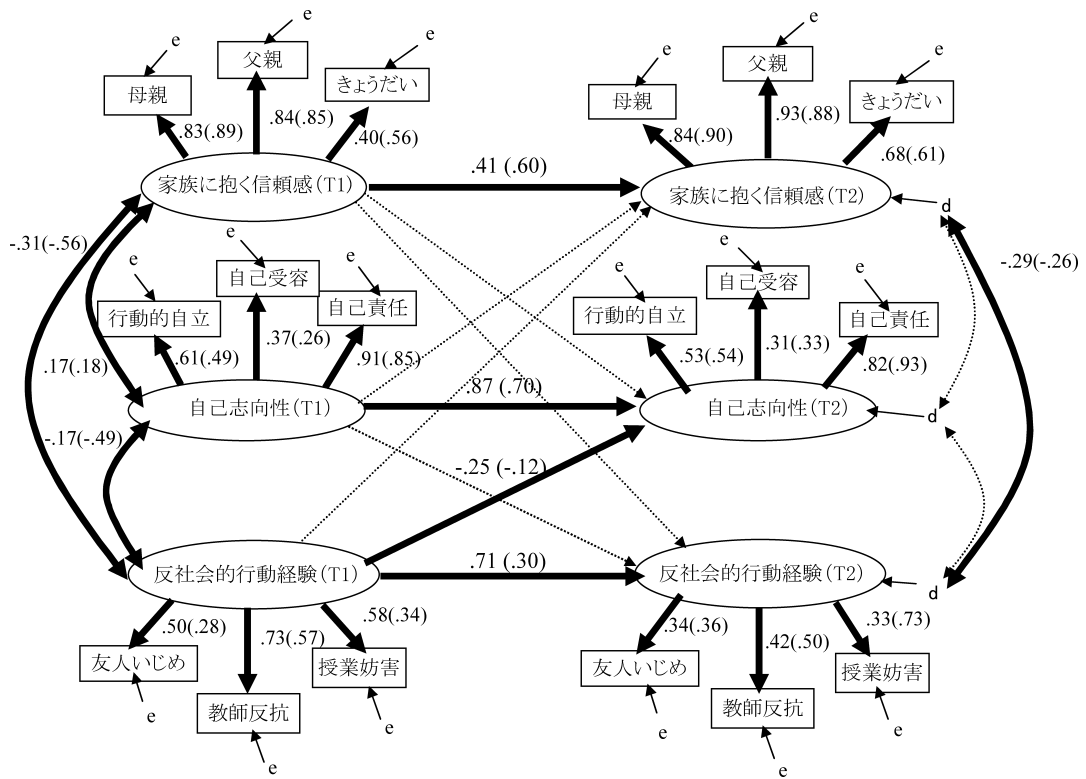
=1.36, *df* の差 =2, *p*>.05)。これらの総合的評価により、AIC の値が低い等値制約モデルが適切であると判断した。採用されたモデルにおける潜在変数から各観測変数へのパスはすべて 1% 水準で有意であり、「行動的自立」、「自己受容」、「自己責任」が自己志向性を構成する要因であることが認められた。

つぎに、反社会的行動経験については、等値制約モデルの適合度指標の値が  $\chi^2[df=22]=24.29$ , *p*=.33, GFI=.97, AGFI=.93, CFI=.98, RMSEA=.02, AIC=64.29, 等値制約のないモデルの値が  $\chi^2[df=20]=20.41$ , *p*=.43, GFI=.97, AGFI=.93, CFI=1.00, RMSEA=.01, AIC=64.41 であり、いずれも適合度の高いモデルであった。また、両モデルの  $\chi^2$  値の比較からはモデル間に有意差が認められなかった ( $\chi^2$  値の差 =3.88, *df* の差 =2, *p*>.05)。総合的評価から、先ほどの自己志向性と同様に AIC の値が低い等値制約モデルを採用した。採用されたモデルにおける潜在変数から各観測変数へ

のパスはすべて 1% 水準で有意であり、「友人いじめ」、「教師反抗」、「授業妨害」が反社会的行動経験を構成する要因であることが示された。

さいごに、家族に抱く信頼感については、等値制約モデルの適合度指標の値が  $\chi^2[df=20]=43.97$ , *p*=.00, GFI=.94, AGFI=.86, CFI=.96, RMSEA=.08, AIC=87.97 であり、等値制約のないモデルが  $\chi^2[df=18]=32.91$ , *p*=.02, GFI=.95, AGFI=.89, CFI=.98, RMSEA=.06, AIC=80.91 であった。また両モデルの  $\chi^2$  値の比較からはモデル間に有意差が認められ ( $\chi^2$  値の差 =11.056, *df* の差 =2, *p*<.01), 総合的評価から等値制約のないモデルが支持された。酒井 (2005) による先行研究から、小学生から中学生にかけて、母親に抱く信頼感は比較的安定するものの、父親やきょうだいに抱く信頼感は低下する傾向にあるという特徴が認められている。本研究の家族に抱く信頼感の構造の変化はこの特徴を反映したものと考えられる。しかし、等値制約モデルの適合度は十分に高く、自己志向性や反





太線は全て5%水準で有意なパスであり、値は男子(括弧内は女子)の標準化係数を示した。また「家族に抱く信頼感」の観測変数である「母親」、「父親」、「きょうだい」はそれぞれに抱く信頼感を略したものである。各観測変数の誤差変数間の共分散は図を見やすくするために示さなかったが、「母親」、「父親」、「きょうだい」、「行動的自立」、「自己受容」、「友人いじめ」の各誤差変数に関しては、それぞれ2時点間に共分散を仮定した。これらの共分散は全て5%水準で有意であった。

Figure 2 自己志向性と学校での反社会的行動経験および家族に抱く信頼感の間の相互影響性：交差遅延効果モデル

社会的行動経験がともに等値制約モデルを適当と判断していることから、今回は家族に抱く信頼感についても等値制約モデルを採用することにした<sup>3)</sup>。潜在変数から各観測変数へのパスはすべて1%水準で有意であり、家族に抱く信頼感が、母親、父親、きょうだいに抱く信頼感から構成されることが示された。

3) 自己志向性に関しては、Figure 1のように「行動的自立」と「自己受容」の誤差変数に関して、それぞれ2時点間に共分散を仮定している。同様に、反社会的行動経験については「友人いじめ」の誤差変数に、家族に抱く信頼感については「母親」、「父親」、「きょうだい」の誤差変数に関して、2時点間に共分散を仮定している。

### 3. 潜在変数間の影響関係の検討

以上の条件から、自己志向性、学校での反社会的行動経験、家族に抱く信頼感の3者間の相互影響関係について、各潜在変数からそれを構成する観測変数に伸びるパスを2時点に対応するパス同士に等値制約を課した状態で交差遅延効果分析を行い、性別による多母集団同時分析を用いて検討した。今回は潜在変数間に引いたパスを男女ですべて等値制約した場合(制約モデル)から、全て等値制約しない場合(解放モデル)まで一本ずつパスの制約を変更し、各モデルの適合度を比較した。その結果、男女差を仮定せず全てのパスと共分散に等値制約を課したモデルの適合度が他に比べて高かった ( $\chi^2=397.62[df=267]$ ,  $p=.000$ ,

GFI=.84, AGFI=.80, CFI=.90, RMSEA=.05, AIC=547.62)<sup>4)</sup>。豊田 (2001) は、多母集団同時分析の適合度指標は、GFI や AGFI を参考にするよりも、1 自由度あたりのモデルのあてはまりを示す RMSEA (.05 程度) を参考にすべきであるとしている。本モデルも、GFI や AGFI の値は最適レベルに達してはいないが、RMSEA の値は .05 と最適レベルであったので、最終モデルとして採用した。Figure 2 に、本モデルのパスと共分散の標準化係数を示す。

結果として、すべての潜在変数の 2 時点間に有意な正の影響性が認められた。反社会的行動経験と自己志向性、および家族に抱く信頼感の得点は、小学高学年から中学生にかけて比較的安定することが示された。また、同時点の 3 変数間の関連では、T1 において反社会的行動経験と自己志向性、および反社会的行動経験と家族に抱く信頼感との間に有意な負の関連が認められ、自己志向性と家族に抱く信頼感との間に有意な正の関連が認められた。また T2 では、反社会的行動経験と家族に抱く信頼感への誤差変数間に有意な負の関連が認められた。

各潜在変数間の相互影響性に関する結果については、各潜在変数間に仮定された影響関係の中で、T1 の反社会的行動経験から T2 の自己志向性へのパスが有意なものと推定され、両者間には負の影響関係があることが示された。この結果は、家族に抱く信頼感を考慮したうえでのものであり、

家族に抱く信頼感の高低にかかわらず、学校での仲間や教師との葛藤経験がその後の自己統制性を低めることが示された。

## 考 察

### 1. 学校での反社会的行動が子どもの性格形成に与える影響

本研究では、小学校高学年の児童を対象に、彼らの学校における反社会的行動と自己志向性との影響関係について、家族への信頼感を調整要因として含めた 3 者間の相互影響性の観点から検討した。その結果、家族に抱く信頼感の高低に関わらず、小学校高学年における学校での反社会的な行動経験の多さが、2 年後の自己志向性の低下につながるとする影響関係が認められた。

この結果は、児童期・青年期前期において、子どもが同世代の仲間集団や教師との経験を通じて、心理的な“成熟 (Neyer & Asendorpf, 2001)”を表すひとつの性格である自己志向性を高めることを示した点で、先述の Hurlock (1964) や Harris (1995) の理論を一部実証的に支持するものであると考えられよう。例えば、仲間集団において何らかの役割 (リーダーや友人間のトラブル調整役など) を与えられることは、個人がその役割を受容し、自発的に行動することを促すものと思われる。また、集団内にある彼らだけのルールを作成し遵守しようとするのは、彼らが自発的に行動し、その行動に責任を持つことを学ぶ経験になると思われる。また、子どもが、教師から割り当てられた学級活動に取り組む経験や、班活動等で仲間との協力のもとに自発的で積極的な行動を求められることも、子どもの自立的な行動や責任感を育む良い機会となろう。

しかし、学校での反社会的行動が続く場合には、仲間や教師との良好な関係を形成することが難しくなってしまう。先に紹介した Parker & Asher (1993) らの先行研究が示すように、反社会的行動の目立つ子どもは学校で拒否され、親密な友人関

4) Figure 2 に関して、両時点の家族に抱く信頼感を結ぶパスと 2003 年の家族に抱く信頼感と「自己志向」の誤差変数間の共分散を解放したモデルの適合度は、 $\chi^2(df=265)=387.19, p=.00, GFI=.84, AGFI=.80, CFI=.91, RMSEA=.05, AIC=541.19$  であり、本研究で採用したモデルよりも AIC の適合度指標などで良い値を示し、両モデル間の  $\chi^2$  値の差も有意であった ( $\chi^2$  値の差 = 10.43,  $df$  の差 = 2,  $p < .01$ )。しかし、どちらのモデルも潜在変数間のパス係数の有意性に变化がないことから、解釈のしやすい現行モデルで考察を行った。

係を結ぶ機会を得られずに学校での孤独感や不満感を抱いている傾向にある。注意欠陥・多動性障害 (ADHD) の子どもに関する知見でも、彼らの多動で注意散漫な行動的特徴が、同様な対人葛藤を生み出し、学校で孤立する要因になると報告されている (Bagwell, Molina, Pelham, & Hoza, 2001)。そのため、この性格傾向の発達を支えるためには、学校での仲間や教師との良好な関係づくりをサポートすることが極めて重要である。米国では、ADHD 児童が仲間や親友を作るためのサポート・プログラム (Hoza, Mrug, Pelham, Greiner, & Gnagy, 2003) が盛んに行われており、わが国でも同様なプログラムに真剣に取り組む必要があるだろう。

こうした、学校での反社会的行動経験の多さが仲間や教師との関係性を脅かし、自己志向性の発達を妨げるという間接的な影響プロセスの一方で、つぎのような直接的な影響プロセスも考えられる。学習理論に基づき行為障害の児童の攻撃的行動が維持されるメカニズムについて研究した Patterson (1986) は、彼らにとって攻撃は不愉快ではあるが、目的 (例えば親に何か購入してもらうことや嫌なことを拒否するなど) を達成するのに有効な手段であるため、それが徐々に強化されていくと説明した。つまり、子どもは、学校で反社会的に振舞うことで仲間や教師との関係性は悪化させてしまっても、利己的な欲求を満たすのには都合が良く学習する。そして、その行為が日々強化されていき、学校以外の状況でもわがままに振舞うという、自己志向性の低さへと結実していくと考える。先の Roberts & DelVecchio (2000) による性格の安定性が加齢とともに強くなっていく結果を考慮すれば、心理的な“成熟”に関わる自己志向性が児童期・青年期前期の頃から低いままで放置される時間が長いほど、その性格傾向は固定化され、個人の社会的適応を難しくしていくと考えられよう。子どもの反社会的行動への早期介入は、学習理論に基づく直接的な影響プロセスから考えた場合にも重要であると思われる。

## 2. 家族に抱く信頼感の影響性

さて、本研究で認められた学校での反社会的行動経験と自己志向性との間の影響関係は、家族に抱く信頼感からの影響を統制したうえでのものであった。この点に関して、子どものパーソナリティの発達に対する親の長期的な影響性に関する研究を概観した Harris (1995) の主張は重要である。Harris (1995) は、人間行動遺伝学的研究の成果や、集団間・集団内の形成プロセスに関する社会学的知見、状況依存的な学習理論、および進化論から、個人の性格形成に対する“親の影響力”は不安定であり、従来思われているほどには大きなものではないという理論的な考察を行い、子どもの生得的な形質 (遺伝子) と児童期以降の家庭外の友人集団での体験の重要性を強調した。Harris (1995) の主張は実証的な研究に基づくものではないこともあり、“親の影響力”を支持する多くの発達心理学者から反論を受けることになった (例えば Kagan, 2000 内田監訳 2002)。確かに、生後から関わる親が、子どもの性格形成に与える影響力を軽視することはできない。しかし、子どもの性格形成にとって、児童期以降の仲間関係が親との比較からも重要であると論じた視点は、Harris (1995) が発達心理学に貢献した部分であるといえる。

Figure 2 に注目すると、酒井 (2005) の研究結果と一致して、T1 と T2 とともに同時点の家族に抱く信頼感と反社会的行動経験との間に有意な負の関連があるのがわかる。本研究で得られた影響関係の結果と合わせて考えれば、児童期・青年期前期における親やきょうだいに抱く信頼感は、同時点での反社会的行動経験には有意に関わるものの、長期的な影響力は学校での対人葛藤経験に比べて相対的に弱く、自己志向性の形成に対しても学校での仲間や教師との対人葛藤経験以上の影響は認められないことを示していると考えられる。本研究の結果は、家族との関係性を考慮してもなお家族以外での対人経験が性格形成に与える影響が大

きいことを示した点で、この理論を一部裏付けるものといえるかもしれない。

### 3. 今後の課題

今回は、学校における対人関係の問題として反社会的行動に注目したが、こうした Achenbach & Edelbrock (1983) のいう Externalizing (外在化) な問題行動以外に、孤立や引きこもりなどの Internalizing (内在化) な問題行動も、現代の学校が早急に取り組まなければならない問題といえるだろう。さらに、児童期・青年期前期に子どもが発達させる性格傾向を考えた場合には、今回の自己志向性以外に、他者の気持ちの理解や協力行動の程度を表す「協調性」も興味深いものである。このように、取り上げる問題行動や性格傾向を増やすことで、例えば孤立や引きこもり傾向の強さと「協調性」間の影響関係などの新たな関係性について検討していく必要があるだろう。

また、本研究では、家族に抱く信頼感が反社会的行動と自己志向性との間の影響関係に与える影響が相対的に小さいとする結果であったが、それでは誰との関係性が重要なのであろうか。酒井他(2002)は、中学生の親と親友との信頼関係が子どもの学校適応にプラスに関わると報告している。児童期・青年期前期において親と同様に重要な他者と考えられる親友は、学校での仲間関係が良好でない場合に、自分のことを理解し真摯に接してくれる同世代の存在として、自己志向性の発達を支える役割を担うことができるかもしれない。子どもの性格形成への親友関係の影響についても、今後の課題として興味深いものといえよう。

さらに、本研究は双生児を対象とし、家族に抱く信頼感の要因にこれまで扱われることの少なかったきょうだいへの信頼感を加えることができたが、一般的な単胎児における結果との比較や、双生児研究のメリットである遺伝情報を含めた検討はつぎの課題として残された。今後は、対象者数を増やすなどから、単胎児との比較や卵生の違いを考慮した検討が必要と思われる。

最後に、今回は対人葛藤経験の測定項目として反社会的な行動項目をとりあげたが、本研究の対象者のような一般の小中学生では、こうした項目の体験度が低くなり、分布に偏りが生じる可能性があることは否めない。今後は、問題の重篤さを考慮した上で項目数を増やして分散が広がる可能性を高めることや、本研究で使用した内容の体験度をより多く持つサンプルを含めた大規模な調査によって検討していく必要があるだろう。また、自己志向性尺度に関しても、今回はオリジナル尺度の構造に忠実に検討を行ったが、わが国の文化的背景を考慮した上での再構成し検討することも重要であろう。

### 引用文献

- Achenbach, T., & Edelbrock, C. (1983). *Manual for the child behavior checklist and revised child behavior profile*. Burlington: Department of Psychiatry, University of Vermont.
- Asendorpf, J. B., & van Aken, M. A. G. (2003). Personality-relationship transaction in adolescence: Core versus surface personality characteristics. *Journal of Personality*, **71**, 629–666.
- Bagwell, C. L., Molina, B. S. G., Pelham, W. E., & Hoza, B. (2001). Attention-Deficit Hyperactivity Disorder and problems in peer relations: Predictions from childhood to adolescence. *Journal of the American Academy of Child and Adolescent Psychiatry*, **40**, 1285–1292.
- Birch, S. H., & Ladd, G. W. (1997). The teacher-child relationship and children's early school adjustment. *Journal of School Psychology*, **35**, 61–79.
- Bowlby, J. (1973). *Attachment and loss: Vol. 2. Separation: Anxiety and anger*. London: The Hogarth Press.  
(ポウルビィ, J. 黒田実郎・岡田洋子・吉田恒子 (訳) (1977). 母子関係の理論 II 分離不安 岩崎学術出版社)
- Caspi, A., Roberts, B. W., & Shiner, R. L. (2005). Personality development: Stability and change. *Annual Review of Psychology*, **56**, 453–484.
- Cloninger, C. R. (1987). A systematic method for clinical description and classification of personality variants. A proposal. *Archives of General Psychiatry*, **44**, 573–588.
- Coie, J. D., & Dodge, K. A. (1997). Aggression and antisocial

- cial behavior. In W. Damon (Ed.) & N. Eisenberg (Vol. Ed.), *Handbook of child psychology*, 5th ed., Vol. 3: Social, emotional, and personality development. New York: Wiley. pp. 779–862.
- Costa, P. T., Jr., Herbst, J. H., McCrae, R. R., & Siegler, I. C. (2000). Personality at midlife: stability, intrinsic maturation, and response to life events. *Assessment*, **7**, 365–378.
- Donohue, K. M., Perry, K. E., & Weinstein, R. S. (2003). Teachers' classroom practices and children's rejection by their peers. *Applied Developmental Psychology*, **24**, 91–118.
- Erikson, E. (1963). *Childhood and society*. 2nd ed. New York: Norton.  
(エリクソン, E. 仁科弥生 (訳) (1977) 幼児期と社会 I みすず書房)
- Harris, J. R. (1995). Where is the child's environment? A group socialization theory of development. *Psychological Review*, **102**, 458–489.
- Hoza, B., Mrug, S., Pelham, W. E., Jr., Greiner, A. R., & Gnagy, E. M. (2003). A friendship intervention for children with attention-deficit/hyperactivity disorder: Preliminary findings. *Journal of Attention Disorders*, **6**, 87–98.
- Hurlock, E. B. (1964). *Child development*. New York: McGraw-Hill.
- Kagan, J. (2000). The unquestionable influence of parents. In R. L. Atkinson, R. C. Atkinson, E. E. Smith, D. J. Bem, & S. Nolen-Hoeksema (Eds.), *Essay in Hilgard's introduction to psychology*. 13th ed. Fort Worth, TX: Harcourt Brace.  
(アトキンソン, L. L., アトキンソン, R. C., スミス, E. E., ベム, D. J., & ノーレン-ホークセマ, S. 内田一成 (監訳) (2002). ヒルガードの心理学 プレゼン出版)
- 木島伸彦 (2000). パーソナリティと神経伝達物質の関係に関する研究: Cloningerの理論における最近の研究動向 慶応義塾大学日吉紀要 (自然科学), **28**, 1–11.
- 木島伸彦・斎藤令衣・鈴木美香・吉野相英・大野裕・加藤元一郎・北村俊則 (1996). Cloningerの気質と性格の7因子モデルおよび日本語版 Temperament and Character Inventory (TCI) 精神科診断学, **7**, 379–399.
- Luby, J. L., Svrakic, D. M., McCallum, K., Przybeck, T. R., & Cloninger, C. R. (1999). The junior temperament and character inventory: Preliminary validation of a child self-report measure. *Psychological Reports*, **84**, 1127–1138.
- Lyoo, I. K., Han, C. H., Lee, S. J., Yune, S. K., Ha, J. H., Chung, S. J., Choi, H., Seo, C. S., & Hong, K. E. (2004). The reliability and validity of the junior temperament and character inventory. *Comprehensive Psychiatry*, **45**, 121–128.
- Magnus, K., Diener, D., Fujita, E., & Pavot, W. (1993). Extraversion and neuroticism as predictors of objective life events: A longitudinal analysis. *Journal of Personality and Social Psychology*, **65**, 1046–1053.
- Neyer, F. J., & Asendorpf, J. B. (2001). Personality-relationship transaction in young adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology*, **81**, 1190–1204.
- Parker, J. G., & Asher, S. R. (1993). Friendship and friendship quality in middle childhood: Links with peer group acceptance and feeling of loneliness and social dissatisfaction. *Developmental Psychology*, **29**, 611–621.
- Patterson, G. R. (1986). Maternal rejection: Determinant or product for deviant child behavior? In W. Hartup, & Z. Rubin (Eds.), *Relationships and development*. Hillsdale, NJ: Erlbaum. pp. 73–94.
- Roberts, B. W., & DelVecchio, W. F. (2000). The rank-order consistency of personality traits from childhood to old age: A quantitative review of longitudinal studies. *Psychological Bulletin*, **126**, 3–25.
- Rothbart, M. K., Ahadi, S. A., & Evans, D. E. (2000). Temperament and personality: Origins and outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology*, **78**, 122–135.
- 酒井 厚 (2005). 对人的信頼感の発達: 児童期から青年期へ——重要な他者間での信頼すること・信頼されること—— 川島書店
- 酒井 厚・菅原ますみ・眞榮城和美・菅原健介・北村俊則 (2002). 中学生の親および親友との信頼関係と学校適応 教育心理学研究, **50**, 12–22.
- 菅原ますみ・青山浩子・杉浦朋子・北村俊則・木島伸彦 (1997). 日本語版 JTCI の作成 (3)——児童期・青年期前期版および親版の構造分析—— 日本性格心理学会第6回大会発表論文集, 13.
- 菅原ますみ・酒井 厚・木島伸彦・菅原健介・眞榮城和美・詫摩武俊・天羽幸子 (2000). 双生児の個性の発達に関する縦断的研究 (1): 研究の概要と就学前の精神的健康に関して 第14回日本双生児研究学会抄録集, 3.

豊田秀樹 (1992). SAS による共分散構造分析 東京大学出版会

豊田秀樹 (2001). 「討論：共分散構造分析」の特集にあたって 行動計量学, **28**, 1-4.

Veenstra, M., Moum, T., & Roysamb, E. (2005). Relationships between health domains and sense of coherence: A two-year cross-lagged study in patients with chronic illness. *Quality of Life Research*, **14**, 1455-1465.

Wills, T. A., & Dishion, T. J. (2004). Temperament and adolescent substance use: A transactional analysis of emerging self-control. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, **33**, 69-81.

山本嘉一郎・小野寺孝義 (1999). Amos による共分散構造分析と解析事例 ナカニシヤ出版

— 2006.8.24 受稿, 2007.4.13 受理—

## Antisocial Experience in School, Self-directedness, and Family Trust in Childhood and Early Adolescence: A Two-year Cross-lagged Study in Japanese Children

Atsushi SAKAI<sup>1</sup>, Masumi SUGAWARA<sup>2</sup>, Nobuhiko KIJIMA<sup>3</sup>, Kensuke SUGAWARA<sup>4</sup>,  
Kazumi MAESHIRO<sup>5</sup>, Taketoshi TAKUMA<sup>6</sup> and Yukiko AMOU<sup>7</sup>

<sup>1</sup>University of Yamanashi

<sup>2</sup>Ochanomizu University

<sup>3</sup>Keio University

<sup>4</sup>University of Sacred Heart

<sup>5</sup>Seisen Jogakuin College

<sup>6</sup>Tokyo International University

<sup>7</sup>Aoyama Institute of Education

THE JAPANESE JOURNAL OF PERSONALITY 2007, Vol. 16, No. 1, 66-79

The purpose of this study was to investigate the causal relations among antisocial experience in school, personality, and sense of trust in family, based on a two-year longitudinal data. Two hundred and three (203) elementary school children completed a questionnaire twice that assessed antisocial behavior toward peer and teachers in their school, self-directedness, and sense of trust in family in 2001 and 2003. Structural equation approach with cross-lagged models revealed two main results. First, children's antisocial experience in their school interfered with the development of self-directedness two years later. Second, although sense of trust in family in 2001 had a negative correlation with children's antisocial experience in their school and a positive one with self-directedness in the same year, it had no causal effect on either antisocial experience or self-directedness two years later.

**Key words:** antisocial behavior, self-directedness, childhood and early adolescence, interpersonal trust, cross-lagged effects model