

博士学位申請論文

向社会的行動の発達的变化に対する
向社会的動機づけからの説明の試み

——児童期後期から青年期初期を対象に——

2021 年度

山本琢俣

早稲田大学

目次

第 I 部 理論的検討

第一章 問題の所在と研究の目的	5
第一節 児童期後期から青年期初期における向社会的行動の発達的变化の 意味を解明する必要性	6
第二節 向社会的行動の減少に関連する要因	13
第一項 Eisenberg の向社会的行動モデル	13
第二項 向社会的行動の減少に関連する要因	18
第三項 向社会的行動の減少に対する動機づけの視点	27
第三節 向社会的動機づけを捉える枠組み	29
第一項 自己決定理論の説明	29
第二項 本論文で自己決定理論を採用する根拠	34
第三項 自己決定理論に基づく心理尺度の問題点	36
第四節 本研究の目的と構成	39

第 II 部 実証的検討

第二章 向社会的動機づけ尺度の作成とその特徴の検討	43
第一節 向社会的動機づけ尺度の作成と信頼性および妥当性の検討	
【研究 1】	44
第一項 中学生用向社会的動機づけ尺度の作成	
【研究 1-1】	46
第二項 向社会的動機づけ尺度の小学校高学年児童への適用	
【研究 1-2】	59
第二節 向社会的動機づけの性差および学年差の検討	
【研究 2】	65
第一項 1 時点測定データによる性差および学年差の横断的検討	
【研究 2-1】	67

第二項	2時点測定データによる学年差の縦断的検討	
【研究 2-2】	・・・・・・・・・・・・・・・・	76
第三節	本章のまとめと考察	95
第三章	向社会的動機づけと向社会的行動との関連	100
第一節	向社会的行動の対象による向社会的動機づけの差異	
【研究 3】	・・・・・・・・・・・・・・・・	101
第二節	本章のまとめと考察	108
第四章	向社会的行動の発達的变化に対する向社会的動機づけからの説明	111
第一節	向社会的行動の発達的变化の確認	
【研究 4】	・・・・・・・・・・・・・・・・	112
第二節	向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連	
【研究 5】	・・・・・・・・・・・・・・・・	130
第三節	本章のまとめと考察	145
第一項	対象別向社会的行動の発達的な軌跡	145
第二項	向社会的行動の発達的变化に対する説明の試み	150
第Ⅲ部 総括		
第五章	研究のまとめと今後の課題	158
第一節	本論文のまとめ	159
第二節	総合的考察	163
第三節	本論文の学術的意義・貢献	166
第四節	本研究の課題と今後の展望	168
引用文献	・・・・・・・・・・・・・・・・	171
本文中の図表リスト	・・・・・・・・・・・・・・・・	184
本論文を構成する研究の発表状況	・・・・・・・・・・・・・・・・	190

第 I 部
理論的検討

第一章 問題の所在と研究の目的

第一節 児童期後期から青年期初期における向社会的行動の
発達的变化の意味を解明する必要性

第二節 向社会的行動の減少に関連する要因

第一項 Eisenberg の向社会的行動モデル

第二項 向社会的行動の減少に関連する要因

第三項 向社会的行動の減少に対する動機づけの視点

第三節 向社会的動機づけを捉える枠組み

第一項 自己決定理論の説明

第二項 本論文で自己決定理論を採用する根拠

第三項 自己決定理論に基づく心理尺度の問題点

第四節 本研究の目的と構成

第一章 問題の所在と研究の目的

第一節 児童期後期から青年期初期における向社会的行動の発達的变化の意味を 解明する必要性

近年の急激な産業形態の変化や多文化共生の常態化に伴い、世界的な潮流として社会情動的能力 (social and emotional skills) を子どもに教育する必要性が主張されている (Griffin, Care & McGaw, 2011; Ikesako & Miyamoto, 2015)。この社会情動的能力は「非認知的能力」や「ソフトスキル」とも呼ばれ、従来の教育で主に扱われてきた学業的な知識や演算能力等を意味する「認知的能力」や「ハードスキル」と対比されている。Ikesako & Miyamoto (2015) によると、社会情動的能力は「目標の達成」、「他者との協働」、「情動の制御」に関わる多面的な能力であり、人生において場面を選ばず機能するものである。具体的な社会情動的能力の例として、「目標の達成」に分類される忍耐力、自己抑制、目標への情熱、「他者との協働」に分類される社交性、敬意、思いやり、「情動の制御」に分類される自尊心、楽観性、自信、などが挙げられている (OECD, 2015)。近年の社会環境においては、認知的能力よりも社会情動的能力の方が重要な役割を果たし得るという主張もある (Bergin, 2014; Griffin et al., 2011)。

本論文では、社会情動的能力に基づく行動として挙げられている「向社会的行動」に焦点をあてる。向社会的行動とは、他者の利益を意図した行動のことである (Batson, 1998; Penner, Dovidio, Piliavin, & Schroeder, 2005)。類似概念との関係について、中村 (1987) は、純粹に相手のことを思い助ける行動が愛他的行動、外的な報酬を当てにしている場合も含め相手を助ける行動が援助行動、これらを含む社会が肯定するような行為の一般的表現が向社会的行動であるとしている。向社会的行動に該当するものとしては、資源の分与や寄付、他者の援助や補助、ボランティア、協力、慰めなどが挙げられている (Carlo, 2014)。ゆえに、向社会的行動とは、他者の利益を意図する行動を総称する広範な概念である (Batson, 1998; Weinstein & Ryan, 2010)。

(1) 向社会的行動の定義

初めに、本論文における向社会的行動の定義について述べる。向社会的行動は、「外的な報酬を期待することなしに、他者や他の集団の人々を助けようとしたり、こうした人々のためになることをしようとする行動のこと (Mussen & Eisenberg-Berg, 1977; 訳は塚本 (2001) を参照)」や「他人や他集団の人を助ける、あるいはこれらの人々の利益を意図して行う自発的な行動 (Eisenberg & Mussen, 1989; 筆者訳)」、「他者の利益を意図した行動 (Batson, 1998; 筆者訳)」、「他者の利益を意図した自発的な行動 (Eisenberg, Febes, & Spinrad, 2006; 筆者訳)」などの定義が与えられてきた概念である。

先に挙げたもののうち、より近年の定義では「外的報酬を期待することなしに」という記述が削除されている。この理由として、向社会的行動と愛他的行動との関係性が明瞭になったことが挙げられるだろう。愛他的行動は向社会的行動のうち、より内発的に動機づけられた行動であり、何らかの外的報酬や社会的報酬、他者からの排斥の回避などではなく、他者のためを思ってあるいは内在化された価値観や目標や自己報酬に基づいて行われるものである (Eisenberg et al., 2006)。一方で、向社会的行動は、愛他的行動だけでなく、より広範に外的報酬を期待する場合も含んだ行動として位置づけられている (e. g., 中村, 1987)。そのため、向社会的行動の定義において外的報酬を期待しないという旨の記述が削除されたものと推察される。

また、Eisenberg & Mussen (1989) や Eisenberg et al. (2006) の定義に含まれている「自発的に (voluntary)」という表現について、Eisenberg & Spinrad (2014) が向社会的行動の動機づけを限定する意図を含むものではないと述べている。向社会的行動は、利己的にも利他的にも動機づけられ得る行動であり (Batson, 1987; Ryan & Connell, 1989)、すべての向社会的行動が相手のためを思って行われたり道徳的な配慮に基づいて行われるわけではない (Eisenberg & Spinrad, 2014)。向社会的行動の定義における外的報酬の有無や自発性をどう扱うかについては、菊池 (1984) でも、向社会的行動と他の行動との関係を整理するためには有用であるが、特に向社会的な発達を考える際には厳しく求める必要はないことが述べられている。

さらに、先述の向社会的行動の定義以外にも「向社会的」という用語の意味を強調した定義として、「一般的に他者に利する行動として、社会および自身の所属する社会集団において重要なもの (Penner et al., 2005; 筆者訳)」や「社会的価値を有す

る、他者の利益を意図した行動（村上・西村・櫻井，2016）」といったものも見られる。先述の定義と併せてこれら向社会的行動の定義に共通する点として、向社会的行動は「他者の利益を意図した行動」であると捉えられるだろう。向社会的行動が他者の利益を意図した行動を総称する広範な概念であるという Batson（1998）や Weinstein & Ryan（2010）の分類からも、本論文では、向社会的行動を「他者の利益を意図した行動」と捉える。

（2）向社会的行動の有用性

向社会的行動を起こすことで他者からポジティブな評価を受けることが多く（二村，2017），良好な人間関係の形成に貢献することが広く確認されている。例えば，小中学生において向社会的行動を多く行うことは，他者への攻撃行動の低さと関連しており（Bandura, Barbaranelli, Caprara, & Pastorelli, 1996），向社会的行動を多く行う小中学生は，同級生や教師からの高い評価が予測されることが確認されている（Caprara, Barbaranelli, Pastorelli, Bandura, & Zimbardo, 2000; Eisenberg et al., 2006; 横塚, 1989）。これらのことから，向社会的行動が他者との良好な人間関係の形成や維持に寄与する行動であることが分かる。

向社会的行動の持つ効果としては，良好な人間関係の形成に留まらず，個人の精神的健康の向上や学習面への貢献も確認されている。向社会的行動と個人の精神的健康との関連については，大学生以上の人において他者への贈り物や寄付といった向社会的行動を実行することが，自分のための出費をすることに比べて個人の幸福感を促進することが示されている（Aknin, Broesch, Hamlin, & Vondervoort, 2015; Dunn, Aknin, & Norton, 2008）。また，Curry, Rowland, Van Lissa, Zlotowitz, McAlaney, & Whitehouse（2018）は向社会的行動と主観的幸福感との関連についてメタ分析を行っている。その結果，児童期から老年期を対象とした 27 の研究から総計 4045 名分のデータが用いられ，性別や年齢や向社会的行動の対象などに関係なく，向社会的行動の実行が個人の主観的幸福感を促進することが確認されている。さらに，向社会的行動によって促進された幸福感はその後の向社会的行動とも関連することが示唆されており（Aknin, Dunn, & Norton, 2012），向社会的行動と精神的健康は互いに影響し合っていることが推察される。向社会的行動の実行が学習面に与える影響としては，学齢期にあたる小中学生において，ある時点の向社会的行動傾向が後のテ

ストの点数や GPA (grade point average) などの成績評定の高さを予測するという結果が得られている (Caprara et al., 2000; Miles & Stipek, 2006; Wentzel, 1993)。

このように多様な利益が見込まれることから、学校教育場面でも子どもがより多くの向社会的行動を行うことを目標とした指導の必要性が主張されている (Bergin, 2014; 渡辺, 2014)。

(3) 向社会的行動の生起頻度の減少が見られる時期

ただし、子どもが行う向社会的行動の量を増やすことを目標とする際、個人の発達における向社会的行動の生起頻度の発達的变化に留意する必要があると考える。向社会的行動の生起頻度は、幼児期や児童期にかけて増加するが (Eisenberg & Febes, 1998)、児童期や青年期において減少に転じることを示す研究が散見される (Eisenberg, Eggum-Wilkens, & Spinrad, 2015; Eisenberg & Spinrad, 2014)。

Côté, Tremblay, Nagin, Zoccolillo, & Vitaro (2002) は、カナダの 6 歳の子ども 6397 名を対象とした 6 年間の縦断調査によって、向社会的行動の生起頻度は 6 歳から 9 歳にかけて増加し、9 歳から 12 歳にかけて減少傾向を示すという発達的な軌跡の存在を確認している。同じくカナダの 6 歳の男児 1161 名に対し、6 年間の縦断調査を行った Kokko, Tremblay, Lacourse, Nagin, & Vitaro (2006) では、6 歳から 12 歳にかけて向社会的行動の生起頻度が減少し続ける発達的な軌跡が確認されている。また、Carlo, Crockett, Randall, & Roesch (2007) は、アメリカの中学 1 年生から高校 3 年生までを対象に縦断調査を行い、中学 1 年生から高校 2 年生にかけて向社会的行動が減少することを確認している。Carlo et al. (2007) では向社会的行動の減少傾向だけでなく、高校 2 年生から高校 3 年生にかけて向社会的行動の生起頻度が僅かに増加傾向にあることも確認されている。さらに、Luengo Kanacri, Patorelli, Eisenberg, Zuffianò, & Caprara (2013) は、イタリアの青年を対象に平均 12.98 歳の時期から平均 21.23 歳の時期まで 8 年間の縦断調査を行い、13 歳から 17 歳にかけて向社会的行動の生起頻度は減少し、その後 19 歳までほとんど変化が見られず、19 歳から 21 歳にかけて増加傾向を示すという発達的な軌跡を確認している。

個人の発達における向社会的行動の生起頻度の減少傾向は、日本の子どもを対象とした研究でも確認されている。小学 4 年生から中学 3 年生を対象とした横断的な検討によって、小学 5・6 年生の向社会的行動の生起頻度は中学生よりも多い傾向に

あることや（村上他，2016；二宮，2010；二宮・杉山・岩瀬，2007），中学生間においても中学1年生の方が中学3年生よりも家族への向社会的行動を多く行う傾向にあることが確認されている（村上他，2016）。

縦断的な検討としては，山本（2016）が，中学1年生を対象とした2年間の調査を行ったところ，中学1年生から中学3年生にかけて向社会的行動の生起頻度が減少していることを確認している。なお，調査に用いた項目のうち，「友だちの相談にのったこと」については，唯一中学1年生時点より中学2・3年生時点において得点は高いことが確認された。また，二宮（2010）や二宮・氏家・五十嵐・井上・山本（2006）では，中学1年生を対象として中学3年生になるまでの2年間に7時点での縦断調査が行われた。その結果，中学1年生の9月時点（第1時点）における向社会的行動得点が最も高く，中学2年生の2月時点（第5時点）での得点が最も低いことが確認されており，中学2年生の2月時点以降ではやや増加する傾向が確認されている。さらに，西村・村上・櫻井（2018）は，小学4年生から中学2年生を対象とし，学年毎にコホートを仮定した上で1年間の縦断調査を行っている。各コホートの結果を結合し疑似的に向社会的行動の発達の軌跡を検討した結果，家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動は小学5・6年生を境に減少し始めることが確認されている。また，友だちと知らない人への向社会的行動については，その後中学2・3年生を境に再度の増加に転じる軌跡が確認されている。

以上の内容から，詳細な時期は国や研究によって異なるものの，国内外の先行研究より児童期から青年期において，向社会的行動の生起頻度が減少する時期の存在が示唆されていると言えるだろう。現時点における日本での知見について，二宮（2010）は，向社会的行動の生起頻度が小学5・6年生で一度ピークを迎えた後に中学2年生（特に3学期あたり）まで減少し，その後再度の増加に転じる発達の軌跡を示す可能性を指摘している。日本における向社会的行動の生起頻度の発達の變化に関する研究はまだ僅かしかいないため，今後の研究蓄積が必要であることは間違いないだろう。とはいえ，これまでの研究に共通している点として，日本の子どもは小学5・6年生から中学2・3年生までの期間に向社会的行動の生起頻度の減少傾向が見られ得ると考えられよう。

(4) 向社会的行動の発達的变化の意味を説明する必要性

先述の通り、児童期から青年期における向社会的行動の発達的变化についての研究はまだ少なく、一層の研究蓄積が必要と考える。特に、先行研究において、向社会的行動の対象や向社会的行動の内容によってその発達的变化には差が存在することが確認されている。より詳細な検討を行うことで向社会的行動の理解に繋がり、他者との協働にも貢献し得ると推察される。

また、学校教育場面で向社会的行動に関する指導を子どもに行う必要性が主張されているが (Bergin, 2014; 渡辺, 2014), 当然のことながら、学校教育での向社会的行動に関する指導を考慮する際、子どもが教師から言われるままに行動を行えばそれでよいわけでない。生徒指導提要 (文部科学省, 2010) では、学校教育における指導観として、児童生徒が自らの行動について判断し、好ましい行動を自ら進んで行えるようになることが望ましいとされている。そのために、学習指導要領 (文部科学省, 2017a, 2017b) でも、児童生徒の心身の発達の段階に合わせた指導を行う重要性が繰り返し述べられている。

向社会的行動の生起頻度が減少し得る児童期から青年期は、まさに学齢期と重なるため、向社会的行動の減少が個人の発達においてもつ意味を考慮することなく、向社会的行動の量を増やすことを目的とした指導の必要性を主張するだけでは、見当違いな指導や教育となりかねない。したがって、学校教育場面での向社会的行動に関する指導に先立ち、児童期から青年期における向社会的行動の生起頻度がなぜそのように変化するのかについて解明しておく必要があると考える。しかしながら、発達過程において向社会的行動の生起頻度が減少傾向を示す時期が存在する可能性について、その明確な理由は分かっていない (櫻井, 2020)。

向社会的行動と同様に児童期、特にその後期頃から減少傾向が見られるものとして、例えば、自尊感情がある (Robins, & Trzesniewski, 2005 ; 都筑, 2005)。多くの実証研究において、それまで増加傾向にあった自尊感情が低下する時期の存在が確認されており (e. g., Huang, 2010; 小塩・岡田・茂垣・並川・脇田, 2014; Twenge & Campbell, 2001), この低下は誰にでも見られる発達の過程であって、むしろ個人の発達に必要な段階であることが見出されている。加藤・太田・松下・三井 (2018) は、中学生における自尊感情の低下が個人の思考や認識の発達によって生じているという仮説を検証している。その結果、中学1年生の6月時点で批判的思考態度の高い個人は

ど、その後の自尊感情の低下が顕著であることが確認された。このことから、一般的にネガティブな現象と見られがちな自尊感情が低下する時期の存在は、認知的な発達に関連しており、この時期に自尊感情が低下している方が個人の発達において適応的な過程である可能性が指摘されている（加藤他，2018）。

仮に、児童期から青年期における向社会的行動の減少傾向が、自尊感情と同様に個人の発達において自然な過程として生じている場合、親や教師がその過程の意味を考慮せず向社会的行動に関する指導や教育を行うことで、子どもの発達にとって有意義な効果に繋がりにくい可能性や、逆効果となる可能性も否定できないと考える。児童期から青年期における向社会的行動の発達の变化について、部分的にでも説明を与えることができれば、基礎的な側面として他者との協働に寄与する向社会的行動の発達のな特徴の解明に貢献することが見込まれる。また、応用的な側面として向社会的行動に関する教育や指導を行う際に基準となる発達段階の在り方を提供することにも繋がるだろう。

例えば、先行研究で確認されている向社会的行動の減少傾向が児童期から青年期における個人の発達の過程で見られる自然な現象として存在しているならば、この現象は防ぐべきものではなく、むしろ発達において望ましいものであると言える。当該時期の子どもに対しては、向社会的行動の生起頻度が減少しようとも個人の発達を支えるための指導や教育を行うべきであると考えられるだろう。あるいは、向社会的行動の生起頻度の減少傾向が回避可能な、または回避すべき現象として存在しているならば、当該時期の子どもに対しては、向社会的行動の減少傾向が生じる原因を除去し、向社会的行動の量を増やすための指導や教育を行うことに一定の意義があると言えるだろう。

それでは、向社会的行動の発達のな軌跡について、どのような視点からその説明を試みることができるだろうか。次節では、児童期から青年期において見られる向社会的行動の減少傾向が存在する可能性について検討する視点を選出するために、向社会的行動と関連している要因についてまとめる。

第二節 向社会的行動の減少に関連する要因

本節では、向社会的行動やその発達的变化に関連する要因について整理し、児童期から青年期に見られる向社会的行動の減少傾向について、どの視点から説明を試みる事が可能であるか検討を行う。そこで、まず向社会的行動に関連する要因について統合的にまとめられたモデルである Eisenberg (1986) の向社会的行動モデル、およびその改良版である Eisenberg et al. (2006) のモデルを紹介する。このモデルに準拠して、向社会的行動に関連する要因を概観した後、向社会的行動の生起頻度が減少することに関連していると考えられる要因についてまとめる。これらの手続きによって、児童期から青年期において見られる向社会的行動の減少傾向について説明を試みる視点を選出する。

第一項 Eisenberg の向社会的行動モデル

向社会的行動に関する研究は、1964年に起きたキティ・ジェノビーズ事件を契機に多くの関心が寄せられ、その後生物学的な視点や動機づけ、認知、社会過程などの広い範囲で研究されてきた (Penner et al., 2005)。2015年に出版された *The Oxford Handbook of Prosocial Behavior* (Schroeder & Graziano, 2015) では、従来の向社会的行動研究について心理学の視点はもちろん、生物学や経済学、文化人類学や社会学などの領域における研究が体系的にまとめられており、向社会的行動研究が多種多様な分野に広がっていることが分かる。

向社会的行動に関連する要因については、Eisenberg (1986) の向社会的行動モデルが参考となるだろう。Eisenberg (1986) の向社会的行動モデルを参考とする理由として、このモデルは向社会的行動に関連すると考えられるほとんどの要因が含まれており (菊池, 1988)、かつ要因間の関連もかなり正確に表現されている (松崎・浜崎, 1990) という点が挙げられる。Eisenberg (1986) 自身が各要因に関する議論の余地について言及しているものの、向社会的行動と関連する要因について概観するにあたり有用と考えられる。なお、向社会的行動に関するモデルは、他にも Latane & Darley (1970 竹村・杉崎訳 1977) の認知的判断モデル、Piliavin, Dovidio, Gaertner, & Clark (1982) の覚醒：出費—報酬モデル、Schwartz & Howard (1984) の規範的意

思決定モデル, Davis (1994 菊池訳 1999) の共感の組織的モデル, 松井 (1998) の状況対応モデルなどがある。これらのモデルの概要は松崎・浜崎 (1990) や竹村・高木 (1988) を参照されたい。

Eisenberg (1986) の向社会的行動モデルを Figure 1a に示す。このモデルは大きく 3 つのステップに分けられており, それぞれ「他者の要求への注目段階」, 「動機づけ段階」, 「意図と行動の接続段階」と捉えられている。1 つ目の「他者の要求への注目段階」は, 社会認知的発達のレベルや個人特性といった個人変数と援助の必要性など状況の解釈から, 他者の要求への注目に至る過程が想定されている。向社会的行動の実行において, 他者からの要求は与えられるものではなく, それを認知することによって生じるものであるという立場から, 個人の養育経験や他者への好意の持ちやすさといった認知的側面が状況の解釈に先立つ要因とされている (Eisenberg, 1986)。

向社会的行動モデルの 2 つ目のステップである「動機づけ段階」は, 他者の要求への注目から援助の意図に至るまでの経路として, 2 種類の経路が想定されている (Eisenberg, 1986)。すなわち, 即座の向社会的行動が求められる緊急時において, 主として情動的要因による動機づけを経由し援助の意図に到達する経路と, 通常時において個人的な要因や評価的な要因による動機づけを経由し援助の意図に到達する経路である。具体的な動機づけの各要素について, 情動的要因としては, 同情, 共感, 個人的苦痛が挙げられている。個人的要因としては, 他者を助けたり親切にしたりすることに関する自己認識, 自尊感情, 個人の価値観が挙げられている。評価的要因としては, 主観的な向社会的行動の有用性, 他者に向社会的行動が必要となった原因についての考え方, 向社会的行動の実行に対する準拠集団からの期待についての信念が挙げられている。

動機づけ要因の過程を経た後に至る個人目標の階層は, 個人的な要求 (needs) と欲望 (desires) に基づいていることもあれば, 道徳的価値に基づいていることもあるとされ, 具体的な例として, 社会的受容が挙げられている (Eisenberg, 1986)。つまり, 社会的受容のために援助の意図を抱くというケースが考えられるということであろう。また, 援助の意図につながる個人的目標が 1 つだけということは考えづらいため, 複数の目標が共起すると推察される。先の例に重ねると, 集団に受け入

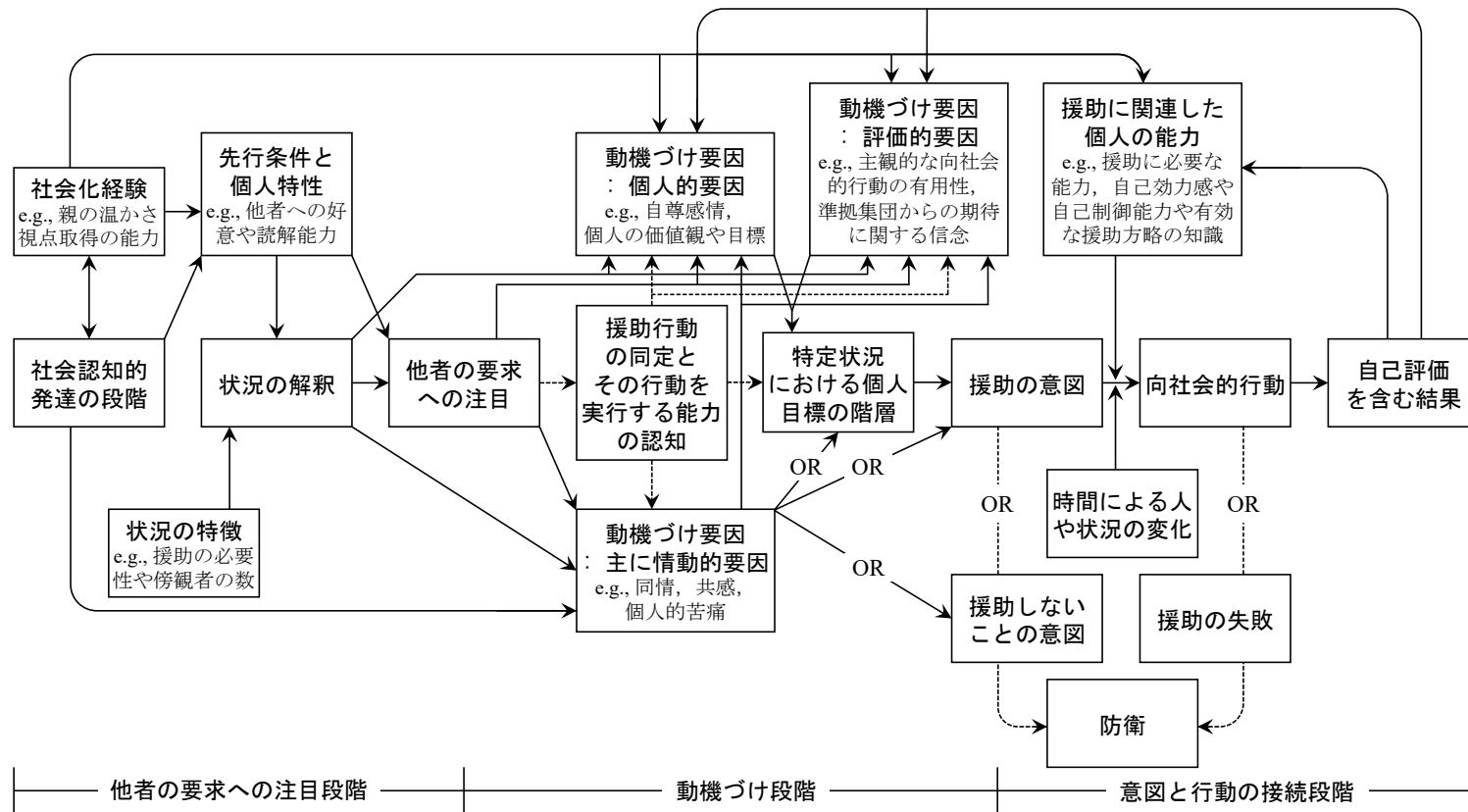


Figure 1a. Eisenberg (1986) の向社会的行動モデル

られたいという社会的受容を目標とすると同時に、向社会的行動の受け手となる相手が困っている状況をどうにかしてあげたいという愛他的な目標が共起し、援助の意図へ繋がることも当然あり得るだろう。その後、個人目標の階層に基づいて、個々人は援助を行うか行なわないかという判断をすることになる。援助を行わないという判断の場合は心理的な防衛に至る。

向社会的行動モデルの3つ目のステップである「意図と行動の接続段階」は、援助の意図から向社会的行動の実行、またその結果に至る過程が想定されている。援助の意図をもつことと実際に行動することは同等ではないという前提に立ち、援助の意図から向社会的行動の実行に至るまでの過程で、自己効力感や有効な援助方略に関する知識などの個人の能力と、人や状況の変化による調整を受けるとされている (Eisenberg, 1986)。

Eisenberg (1986) の向社会的行動モデルでは、3つに分けられたステップをまたぐ経路も想定されており、「他者の要求への注目段階」の社会化経験や社会認知的発達の段階は、「動機づけ段階」や「意図と行動の接続段階」に位置づけられている要因にも作用するとされている。「意図と行動の接続段階」の自己評価を含む結果も、「動機づけ段階」に位置づけられている要因に作用することが想定されており、向社会的行動を実行した結果が個人の能力や動機づけ要因における強化子として機能し、将来の向社会的行動に影響を与える過程が想定されている。これはこのモデルの特徴であり、松崎・浜崎 (1990) はこの特徴について、現実世界における人間の行動として時間的連続性をもったモデルになっていると評している。

さらに、Eisenberg (1986) の向社会的行動モデルは Eisenberg et al. (2006) において改良されており、モデルの一番左に個人変数としての「生物学的要因」が配置されることとなった。この生物学的要因は、Figure 1a における「社会化経験」と相互に影響し合っており、「社会認知的発達の段階」と「先行条件と個人特性」へ作用するとされている (Eisenberg et al., 2006)。代表的な生物学的要因としては性別が挙げられよう。向社会的行動は、女子 (女性) の方が男子 (男性) よりも多く行われる傾向にあることが確認されている (e. g., Bayar, Sayıl, & Tepe, 2020; Gherghel, Nastas, Hashimoto, Takai, & Cargile, 2019; Lebel & Patil, 2018; Weinstein & Ryan, 2010)。初期の Eisenberg (1986) のモデルにおいても生物学的要因が向社会的行動と関連する要因であることは認識されていたものの、モデルの中で捉えられていなかった。生物

学的要因が組み込まれた Eisenberg et al. (2006) の向社会的行動モデルは、向社会的行動研究について体系的にまとめられた *The Oxford Handbook of Prosocial Behavior* (Schroeder & Graziano, 2015) の内容と照らし合わせても、向社会的行動と関連する要因が網羅されており、現代においても十分に説明力をもった向社会的行動のモデルであると言える。

第二項 向社会的行動の減少に関連する要因

Eisenberg (1986) や Eisenberg et al. (2006) の向社会的行動モデルから分かる通り、向社会的行動と関連する要因は膨大である。理論的視点からは、社会認知的能力や共感性、視点取得が年齢と共に成熟していくという考えの下、幼児期から児童期、児童期から青年期にかけて、向社会的行動の生起頻度は増加し続けるものと考えられていた (Eisenberg et al., 2006; Eisenberg & Spinrad, 2014; Hastings, Utendale, & Sulliva, 2007; 西村他, 2018)。実証的な研究において、このことを支持する結果も見られ、Eisenberg & Fabes (1998) や Fabes, Carlo, Kupanoff, & Liabe (1999) が行ったメタ分析では、幼児期から青年期後期にかけて年齢が高いほどに向社会的行動の生起頻度が高くなっていくことが示されている。

これに対し、Carlo (2014) は、向社会的行動の単調増加的な傾向が確認されている研究は横断的な調査によるものであり、縦断的な調査による研究では児童期から青年期において向社会的行動の減少傾向が確認されていることを指摘した。児童期から青年期における向社会的行動の生起頻度の減少傾向は、アメリカ、イタリア、カナダ、日本における縦断的な調査によって、文化横断的に確認されている (e. g., Carlo et al., 2007; Côté et al., 2002; Kokko et al., 2006; Luengo Kanacri et al., 2013; 西村他, 2018; 山本, 2016)。しかし、それまで増加傾向を示していた向社会的行動の生起頻度が減少を示す時期や再度の増加傾向の有無については研究間で共通しておらず、同一国の調査対象を用いた研究間においても一貫した結果は得られていない。とはいえ、向社会的行動の生起頻度に減少傾向がみられる時期が存在する可能性については、向社会的行動の発達の変化として認知されている (Carlo, 2014; Eisenberg et al., 2015; Eisenberg & Spinrad, 2014)。

児童期から青年期における向社会的行動の生起頻度の減少傾向について、明確な理由は分かっていないものの (櫻井, 2020)、実証的研究において自己制御 (Luengo Kanacri et al., 2013) やパーソナリティの変化 (Luengo Kanacri, Pastorelli, Eisenberg, Zuffianò, Castellani, Caprara, 2014) との関連が確認されている。また、理論的考察として、向社会的行動を行う理由が外発的なものから内発的なものへと移行する時期であることや (西村他, 2018)、心身や社会的関係性の再編成との関連 (森口, 2021) が案出されている。そこで、児童期から青年期に見られ得る向社会的行動の減少傾

向について、以下(1) 向社会的行動を行う理由との関連、(2) 自己制御や自己の確立との関連、(3) 人間関係の在り方との関連、という3つの観点からまとめる。その後、向社会的行動の生起頻度が減少する時期の存在が個人の発達においてもつ意味について、本論文での検討する視点を選出する。

(1) 向社会的行動を行う理由との関連

向社会的行動とは他者の利益を意図した行動であり (Batson, 1998; Penner et al., 2005), 利己的にも利他的にも動機づけられ得る行動である (Batson, 1987; Ryan & Connell, 1989)。動機づけとは、行動を促し、方向づけ、持続させる内的な過程であり (Reeve, 2018), より簡略には「行動の理由」と捉えられている (Deci & Ryan, 1985)。向社会的行動は、愛他的行動や援助行動などを含む広範な概念であって (Batson, 1998; Weinstein & Ryan, 2010), 向社会的行動の動機づけ(理由)を検討することなしに向社会的行動の様態を検討することはできない (Eisenberg & Spinrad, 2014)。したがって、向社会的行動の生起頻度における発達のな変化についても、向社会的行動を行う理由との関連に注目することは有意義と考える。

向社会的行動の理由の発達のな変化について、向社会的道徳推論の認知的枠組みをまとめた Eisenberg-Berg や Eisenberg et al.による一連の研究 (e. g., Eisenberg-Berg, 1976, 1979a, 1979b; Eisenberg, Carlo, Murphy, & Court, 1995; Eisenberg, Miller, Shell, McNalley, & Shea, 1991; Eisenberg, Shell, Pasternack, Lennon, Beller, & Mathy, 1987) が参考となるだろう。彼女らの研究では、自己と他者の欲求が衝突する場面において向社会的行動を行うべきかどうか、またその理由についてインタビュー調査が行われ、以下6つの発達段階が抽出された。すなわち、(1)「快樂主義的・自己注目的志向段階」、(2)「他者の要求志向段階」、(3)「受容や対人関係志向およびステレオタイプ志向段階」、(4)「共感志向段階」、(5)「共感志向から内在化への移行段階」、(6)「強く内在化された段階」、である。

具体的には、(1)「快樂主義的・自己注目的志向段階」は、幼児期や児童期初期に多く見られ、道徳的な考えよりも自分の利益を優先させて向社会的行動を行うかどうかを判断するという段階である。(2)「他者の要求志向段階」は、幼児期や児童期に多く見られ、他者の要求が自分の要求と異なる場合でも関心を示すようになる段階である。(3)「受容や対人関係志向およびステレオタイプ志向段階」は、児童期や

青年期に多く見られ、良い人や良い行動と悪い人や悪い行動に関するステレオタイプな印象、また他者から受容されるものであるかどうかによって向社会的行動を行うかどうかを判断するという段階である。(4)「共感志向段階」は、児童期後期や青年期に多く見られ、個人の共感的反応によって向社会的行動を行うかどうかを判断するという段階である。(5)「共感志向から内在化への移行段階」は、青年期に少数見られ、まだしっかりと安定していないものの内在化された価値観や規範などによって向社会的行動を行うかどうかを判断する段階である。(6)「強く内在化された段階」は、青年期に僅かに見られ、内在化された価値観や規範などによって向社会的行動を行うかどうか判断する段階である。

これら向社会的道徳推論の発達段階は、年齢が進むにつれて自己への注目から他者の要求への関心や共感志向を示し、向社会的行動の価値を自己に内在化した判断を行うことができるようになっていくことが分かる。ただし、これらの発達段階は単調に進行していくものではない (Eisenberg-Berg, 1979b ; 宗方・二宮, 1985)。つまり、年齢の高い子どもであっても「快樂主義的・自己注目的志向段階」や「他者の要求志向段階」といった、より外発的な向社会的道徳推論を行い得るということである。また、同時に複数の段階における向社会的道徳推論を行うことも可能とされている (Eisenberg, 1986)。これらの向社会的道徳推論の発達段階について、各段階が特徴的に見られる年齢は異なるものの、文化圏に依らず発達段階の在り方は共通するとされており (Eisenberg et al., 2006)、日本でも、宗方・二宮 (1985) や杉山・二宮・岩瀬 (2007) が、同様の発達段階とみなすことに矛盾の無い結果を得ている。

次に、個人の発達における向社会的行動の生起頻度の発達の变化と向社会的道徳推論との関連について述べる。向社会的行動が減少する原因として、向社会的行動を行う理由が外発的なものから内発的なものへと移行する時期であることを挙げた西村他 (2018) の考察がある。向社会的道徳推論の「共感志向から内在化への移行段階」と「強く内在化された段階」について、Eisenberg et al. (1991) や Eisenberg et al. (1995) の研究では、9・10 歳あたりからその使用が始まることが確認されている。宗方・二宮 (1985) の研究では、小学 5 年生になって初めて使用され、中学 3 年生以降には「共感志向から内在化への移行段階」による向社会的道徳推論が向社会的行動の理由として全体の半分以上用いられるようになることが確認されている。つまり、向社会的行動の価値は小学 5 年生あたりから内在化され始め、中学 3 年生

以降には半数以上の子どもが向社会的行動の価値を内在化させていくと考えられる。向社会的行動の価値を内在化させていく時期は、まさに向社会的行動の生起頻度が減少し得る時期と重なることが分かる。

また、道徳的な考えよりも自分の利益を優先させる「快樂主義的・自己注目的志向段階」による向社会的道徳推論について、11・12歳まで急激に減少し、その後19・20歳にかけて増加することが確認されている（Eisenberg et al., 1991; Eisenberg et al., 1995）。日本では、減少し続けていた「快樂主義的・自己注目的志向段階」による向社会的道徳推論が小学5年生から中学3年生にかけて一時的に増加すること（宗方・二宮, 1985）や、小学5年生から6年生にかけて増加すること（杉山他, 2007）が確認されている。青年期を対象とした研究において、この「快樂主義的・自己注目的志向段階」は、向社会的道徳推論の中で唯一、向社会的行動の生起と負の関連にあることが示されている（Carlo, Koller, Eisenberg, Da Silva, & Frohlich, 1996; Eisenberg et al., 1995; Eisenberg et al., 1991）。研究間で時期の違いはあるものの、「快樂主義的・自己注目的志向段階」による向社会的道徳推論が増加する時期は児童期から青年期にかけてであり、向社会的行動の生起頻度が減少し得る時期と重なる。

以上をまとめると、向社会的行動の生起頻度に減少が見られる児童期から青年期の時期は、向社会的行動の価値を内在化させていく過程の時期であり、この時期において道徳的な考えよりも自分の利益を優先させる傾向が強まることで、向社会的行動を行わなくなることが示唆されたと言える。小学校高学年である児童期後期から中学生となる青年期初期の時期は、心理的に大きく変化を迎える時期である。この時期は、自我の発達に伴い個性が形成される過程であり、小学校から中学校への進学等による環境的な変化に伴って自己を意識しやすい（五十嵐, 2010）。また、児童期後期から青年期初期は第二次性徴期に差し掛かる時期のため身体的にも大きな変化が見られる。ゆえに、自己への意識は環境的な変化に依らず強まることが推察される。つまり、向社会的行動を行うかどうかの理由として自己を意識し自分の利益を優先させることはネガティブなものではなく、発達において外的な価値観を内在化させていく過程で見られる自然な様態と考えることができるだろう。

(2) 自己制御や自己の確立との関連

次に、自己制御や自己の確立という視点から、児童期から青年期における向社会

的行動の発達的变化との関連をまとめる。向社会的行動は、他者の要求への注目や動機づけ、意図と行動の接続といった複数の要因が関係しており（Eisenberg, 1986; Eisenberg et al., 2006）、向社会的行動の実行に至るまでの内的な過程において自己制御を適切に行うことが必要となる。Luengo Kanakuri et al. (2013) は、自己制御要因としてエフォートフルコントロール¹を取り上げ、向社会的行動が減少することとの関連を検討している。13歳から21歳までの8年間に及ぶ縦断調査が行われた結果、13歳時点のエフォートフルコントロールの高さは、向社会的行動の生起頻度における発達的な変化と負の関連にあることが確認された。Luengo Kanakuri et al. (2013) の研究では、13歳から17歳にかけて向社会的行動の生起頻度は減少することが確認されているため、13歳時点のエフォートフルコントロールが高い個人ほど、その後の向社会的行動の減少幅は大きいことが示されたと言える。エフォートフルコントロールの高さは、青年期における問題行動の低減を予測するという結果が示されていることから（e. g., 原田他, 2009, 2010）、向社会的行動の減少は、自分の行動や情動をより制御できる傾向をもった個人において顕著に見られる適応的な現象である可能性が考えられるだろう。

また、青年期は自己形成や自己確立の時期であることが強調されてきた（平石, 1990）。第二次性徴による身体的な変化やこれに伴う心理的な変化から「疾風怒濤の時代（Hall, 1904）」とも表現される青年期は、特にその初期において自己肯定と自己否定が両立するアンビバレントな時期を経て、自我が明確化していく（岡田, 1990）。個人のもつ価値観についても、児童期には親の価値観を受動的に受け入れるという世代間伝達に依るものである一方で、青年期には主に仲間とのかかわりの中で個人に固有のものとして内在化されていく（Kasai & Fukuda, 2017）。そして、青年期において自己に内在化された価値観がその後の人生の長期にわたり、個人の活動的な意思決定に影響していくのである（Kasai & Fukuda, 2017）。つまり、青年期はそれまで外的要因から受ける被統制感によって実施していた行動や、盲従していた社会的な価値観について今一度問い直し、自己を形成し確立させていく時期であると言える。

¹ エフォートフルコントロールとは、「優勢な反応を抑え、非優勢な反応を促したり計画したりその誤りを特定したりする能力を含むような、実行注意の効率（Rothbart & Bates, 2006）」と定義される自己制御の1つである。具体的な項目例として、「何かに集中しようとしているとき、邪魔な考えを振り払うことは難しい（逆転項目）」、「気乗りしない時でも、面倒な課題に取り組むことができる」などがある（原田・吉澤・吉田, 2009）。

20世紀末の時点で、生物学的な視点での第二次性徴の始まりは、日本人の男子で平均 10.8 歳から、女子で平均 10.0 歳からであることが確認されている (Matsuo, 1993)。これを踏まえると、青年期の特徴は小学 5 年生前後から始まっていることが推察される。先の「(1) 向社会的行動を行う理由との関連」でも述べた通り、小学校高学年から中学生にかけて、向社会的行動を行うかどうかの理由として、道徳的な考えよりも自分の利益を優先させる「快樂主義的・自己注目的志向段階」による向社会的道徳推論の増加が確認されている。併せて小学 5 年生頃から向社会的行動の価値が内在化され始めることも述べた。これらの「(1) 向社会的行動を行う理由との関連」において整理した内容は、自己制御や自己の確立においてみられる特徴と整合的である。したがって、それまで外的要因からの統制によって行っていた向社会的行動について、その価値を問い直し、自分の価値観として内在化していく過程が、児童期後期頃からの向社会的行動の生起頻度の減少として顕現する可能性を指摘できる。

(3) 人間関係の在り方との関連

向社会的行動の減少傾向が確認されている児童期後期から青年期は、人間関係の在り方に変化が生じる時期でもある。子どもが年少の時期には他の子どもと遊ぶ日程調整を親同士で行い、児童期においては遊ぶことの許可やそのための送迎とお小遣いの提供を行うなど、親は子どもの人間関係の在り方自体に大きく関与している (Padilla-Walker & Thompson, 2005)。しかし、子どもは発達に伴って小学校や中学校で多くの時間を過ごすようになり、学校でのルールや学級の風土の中で人間関係を形成することとなる。

小学 2・4・6 年生を対象に調査を行った國枝・古橋 (2006) の研究では、学年が高いほど友だちや普段おしゃべりをする人の数は多くなっていき、友だちを重要と考える割合も学年の高い子どもほど多くなっていくことが確認されている。また、児童期後期には、親からの心理的な自立を望むと同時にその際の不安を軽減することを意図した仲間関係を構築し、その後青年期において仲間同士の違いを認め合い、互いを重要な存在と考える仲間関係を構築していくようになるとされている (保坂・岡村, 1986)。ゆえに、児童期後期から青年期にかけて、親子関係はそれまでのものから質的な転換が見られ (Steinberg, 2001)、その一方で友人関係の重要性が増加し

ていくと言えるだろう。

ところで、向社会的行動は、誰に対しても同等に生起されるわけではない。向社会的行動の対象が誰であるかという情報は、向社会的行動モデルにも含まれている要因であり (Eisenberg, 1986; Eisenberg et al., 2006), 実証的にも、その対象によって向社会的行動の生起頻度は異なることが確認されている (e. g., Bigelow, Tesson, & Lewko, 1992; 村上他, 2016; 小田・大・丹羽・五百部・清成・武田・平石, 2013; Weller & Lagattuta, 2013)。例えば, Bigelow et al. (1992) は, 9歳から13歳までの子どもを対象に, 親しい友だち・母親・父親への向社会的行動の方が, 友だちとは考えていないが普段かかわる子どもへの向社会的行動よりも多く生起されていることを確認している。小田他 (2013) も, 大学生を対象に, 友だち・家族への向社会的行動の方が, 見知らぬ他人への向社会的行動よりも多く生起されること, さらに友だちへの向社会的行動の方が, 家族への向社会的行動よりも多く生起されることを確認している。したがって, 向社会的行動は, 相手が自分に近い関係にあるほど, あるいは自分にとって重要な相手であるほど生起されやすいと考えられる。

先述の通り, 児童期後期から青年期にかかる時期は, 友だちとの親密さの増加や親からの情緒的独立が見られる時期である (Fuligni & Eccles, 1993)。また, この時期に子どもが学校等の家庭外で経験する様々なかかわりは, それまで主流であった家庭での価値観との衝突を生じさせ, 子どもの社会化が進むこととなる (Padilla-Walker & Thompson, 2005)。向社会的行動はその性質上, 社会的な価値観を反映する行動であるため (Eisenberg et al., 2006), 児童期後期から青年期における人間関係の在り方やその変化によって, 向社会的行動の生起頻度もその対象毎に変化することが推察される。

向社会的行動の対象を考慮し, 向社会的行動の生起頻度の軌跡を検討した研究として, アメリカでの研究である Eberly & Montemayor (1999), Fu, Padilla-Walker, & Brown (2017), Padilla-Walker, Dyer, Yorgason, Fraser, & Coyne (2015) と日本での研究である西村他 (2018) がある。Eberly & Montemayor (1999) は, 小学6年生46名, 中学2年生44名, 高校1年生39名を対象に, 各学年をコホートとみなした2年の期間を空けた2度の縦断調査を行っている。各学年コホートにおいて父親と母親への向社会的行動の発達的变化を検討した結果, 小学6年生から中学2年生の期間に父親への向社会的行動の減少, 中学2年生から高校1年生の期間に母親への向社会

的行動の減少，高校1年生から高校3年生の期間に父親への向社会的行動の増加が確認されている。

Fu et al. (2017) は，11歳の子ども681名を対象として，14歳まで1年毎4度の縦断調査を行い，家族・友だち・知らない人への向社会的行動それぞれの発達の軌跡を検討している。縦断的な調査の結果，家族への向社会的行動について，顕著な変化は見られなかった。友だちへの向社会的行動について，11歳から14歳まで向社会的行動は増加し続けていることが確認された。知らない人への向社会的行動について，女子は11歳から14歳まで向社会的行動が増加し続けていること，男子は11歳から12歳まで向社会的行動は増加，12歳から13歳までは減少，13歳から14歳までは再度増加していることが確認された。

Padilla-Walker et al. (2015) は，平均11.5歳の子ども491名を対象として，平均15.5歳まで1年毎5度の縦断調査を行い，家族・友だち・知らない人への向社会的行動それぞれの発達の軌跡を検討している。結果，家族への向社会的行動について，4つの軌跡を見出し，年齢と共に僅かに増加する軌跡，11歳から13歳あたりまで減少する軌跡，顕著な変化の見られない軌跡が確認された。友だちへの向社会的行動について，11歳以降は全体的に増加するものの，一部13・14歳から減少傾向に転じることが確認された。知らない人への向社会的行動については，Padilla-Walker et al. (2015) で用いた分析モデルの適合が低く，発達の軌跡の検討は行われなかった。

西村他 (2018) は，小学4年生382名，小学5年生379名，小学6年生414名，中学1年生319名，中学2年生335名を対象として，各学年をコホートとみなし，1年の期間を空けた2度の縦断調査を行った。これにより，家族・友だち・知らない人への向社会的行動それぞれについて，小学4年生から中学3年生までの疑似的な発達の变化を検討している。その結果，家族への向社会的行動について，小学5年生から中学1年生まで向社会的行動が減少していることが確認された。友だちへの向社会的行動について，小学5年生から中学1年生まで向社会的行動が減少し，中学2年生から3年生までは増加していることが確認された。知らない人への向社会的行動について，小学6年生から中学1年生まで向社会的行動が減少し，中学2年生から3年生までは増加していることが確認された。

向社会的行動の減少傾向が確認されたのは，Fu et al. (2017) の研究では知らない

人に対する向社会的行動のみであり、Padilla-Walker et al. (2015) の研究では、家族に対する向社会的行動のみであった。西村他 (2018) の日本の研究では、家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動において減少傾向が確認され、そのうち友だちと知らない人に対する向社会的行動についてはその後再度の増加に転じる軌跡が確認されていた。Eberly & Montemayor (1999) の研究では、家族内においても、向社会的行動の対象が父親と母親の場合で、生起頻度の減少傾向が見られる時期は異なっていた。これらの研究間で向社会的行動の減少傾向の見られる時期に差はあるものの、向社会的行動の対象によって向社会的行動の生起頻度が減少する傾向は異なることが示されており、人間関係の在り方が向社会的行動の減少傾向と関連していると言えるだろう。

まとめ

向社会的行動の減少傾向と関連する要因として、(1) 向社会的行動の理由、(2) 自己制御や自己の確立、(3) 人間関係の在り方という3つの視点から整理した。これらの内容を再度まとめると、向社会的行動の生起頻度の減少について、(1) 向社会的行動の理由との関連から、児童期後期から青年期は向社会的行動の価値を内在化させていく過程であり、この時期において道徳的な考えよりも自分の利益を優先させる傾向が強まることで、向社会的行動を行わなくなることが示唆されたと言える。(2) 自己制御や自己の確立との関連から、それまで外的要因からの統制によって行っていた向社会的行動について、児童期後期頃からその価値を問い直し、自分の価値観として内在化していく過程である可能性を指摘できる。(3) 人間関係の在り方との関連から、児童期後期から青年期は友だちとの親密さの増加や親からの情緒的独立など人間関係の変化が見られる時期であり、行動の対象によって向社会的行動の発達的な軌跡が異なる。

つまり、向社会的行動の減少傾向は、児童期後期から青年期においてそれまで親や教師に代表されるような外的要因からの統制によって行っていた向社会的行動についてその価値を問い直し、自己に内在化していく過程として顕現し得ると推察でき、かつ向社会的行動の対象を分けて検討する必要があると考えられる。

第三項 向社会的行動の減少に対する動機づけの視点

以上の内容について検討可能な視点として、「動機づけ」が挙げられるだろう。動機づけとは、行動を促し、方向づけ、持続させる内的な過程であり (Reeve, 2018)、動機づけについて検討することは行動の理由を明らかにすることとされている (Deci & Ryan, 1985)。したがって、児童期から青年期に見られ得る向社会的行動の生起頻度の減少傾向が個人の発達上どのような意味をもっているかについて説明を試みるにあたり、動機づけ (行動の理由) の視点からの検討は有意義であると考えられる。

向社会的行動についての価値が内在化されている場合、例えば「向社会的行動を行うことについて価値あるものと考えているから」向社会的行動を実行する、という動機づけが考えられる。一方で、向社会的行動の価値を内在化していない場合、例えば「親や教師からそうするように言われているから」向社会的行動を実行する、という動機づけが考えられる。個人の発達に伴い向社会的行動の動機づけがどのように変化していくかについて、また向社会的行動の発達的变化と動機づけとの関連がどうあるかについて検討することで、「向社会的行動の減少傾向が、外的要因からの統制によって行っていた向社会的行動の価値を問い直し、自己に内在化していく過程として生じる可能性」についての検討が可能であると考えられる。

向社会的行動と関連する要因の中でも「動機づけ」は非常に重要な要因とされている (Eisenberg & Spinrad, 2014; Padilla-Walker & Carlo, 2014)。その理由として、向社会的行動は他者の利益を意図した行動を総称する広範な概念であるため (Batson, 1998; Weinstein & Ryan, 2010)、向社会的行動の動機づけを検討することなしに向社会的行動の様態を検討することはできないという点が挙げられている (Eisenberg & Spinrad, 2014)。また、向社会的行動の予測因や関連要因、あるいは過去に行った向社会的行動から受ける潜在的な影響について検討はされているものの、それらの要因は決して個別に向社会的行動と関連しているわけではない (Eisenberg & Spinrad, 2014)。行動を促し、方向づけ、持続させる内的な過程を捉えようとする動機づけは、向社会的行動の実行に係る先行要因や動機などの総合的な作用を捉えようとするものであり、この点においても有用と考えられる。

加えて、向社会的行動はその動機づけによって、行動の生起はもとより向社会的

行動のもたらす結果についても異なることが確認されている。例えば、Gagne (2003) や Grube & Piliavin (2000) は、向社会的行動の実行に対する周りからの期待や圧力、向社会的行動を重要と考える度合いが向社会的行動の生起と関連していることを確認している。また、Weinstein & Ryan (2010) は、向社会的行動を実行する際の動機づけが自律的であるほど個人の主観的幸福感や自尊感情が高く、統制的であるほど個人の主観的幸福感や自尊感情は低くなるという関係にあることを確認している。このように、向社会的行動の動機づけは行動の生起だけでなく、行動を行った結果にも作用することが示されているという点を併せて考えると、向社会的行動の動機づけに注目することで、有用な知見の獲得が見込まれるだろう。

これまでの内容から、児童期から青年期に見られる向社会的行動の生起頻度の発達的变化を説明する視点として、本論文では向社会的行動の動機づけを取り上げ検討を行う。向社会的行動の動機づけ、すなわち向社会的動機づけの定義について、本論文における向社会的行動の定義を「他者の利益を意図した行動」としたことから、Batson (1987) を参考に「他者に利益をもたらしたいという欲望」と定義する。

なお、本論文では動機づけ理論として自己決定理論 (Deci & Ryan, 1985; Ryan & Deci, 2017) に立脚する。自己決定理論とは、複数の下位理論から構成されているメタ理論である。現在では認知的評価理論、有機的統合理論、因果志向性理論、基本的心理的欲求理論、目標内容理論、関係性動機づけ理論の6つから構成されている。これらの中でも有機的統合理論は自己決定理論の中核をなすもので、行動の理由にあたる動機づけをその自律性の程度によって段階分けしており、個人が認知する行動の価値の内化過程に言及可能なものである (Ryan & Deci, 2017)。次節では、動機づけ理論である自己決定理論について説明し、本論文において自己決定理論に立脚した動機づけを取り上げることがふさわしいと考える根拠を説明する。

第三節 向社会的動機づけを捉える枠組み

本章第二節において、向社会的行動に関連する要因を整理したうえで、児童期後期から青年期において確認されている向社会的行動の生起頻度の減少傾向を動機づけの視点から検討することがふさわしいと考えられた。本節では、本論文において立脚する動機づけ理論である自己決定理論について説明する。これにより、それまで外的要因からの統制によって行っていた向社会的行動の価値を問い直し、自己に内在化していく過程として向社会的行動の減少が生じる可能性について、自己決定理論に依拠した動機づけの視点による検討がふさわしいものであるという根拠を補強する。また、先行研究での自己決定理論に依拠した向社会的動機づけの測定に関する問題点をまとめる。なお、本章第二節で述べた通り、向社会的動機づけとは向社会的行動の動機づけのことであり、「他者に利益をもたらしたいという欲望」という定義が与えられている (Batson, 1987)。

第一項 自己決定理論の説明

自己決定理論とは、Deci & Ryan (1985) がまとめた動機づけに関するメタ理論である。人の内発的な動機づけに対する環境要因の影響を検討した実験的研究を始発として、帰納的、演繹的に人の動機づけやパーソナリティに迫るものとされている (Deci & Ryan, 1985)。Deci & Ryan (1985) では、自己決定理論の下位理論として、認知的評価理論、有機的統合理論、因果志向性理論の3つが据えられていた。現在では、基本的心理的欲求理論、目標内容理論、関係性動機づけ理論が加わり6つの下位理論から構成されている (Ryan & Deci, 2017)。

自己決定理論の下位理論はすべて、有能さの欲求、関係性の欲求、自律性の欲求の3つから成る基本的心理的欲求の存在を前提とするものである (Deci & Ryan, 2002)。有能さ (competence) とは、社会的な環境の中で自身の能力を効果的に使ったり表現したりすることである (White, 1959)。また、有能さは技能や能力を獲得することではなく、活動における自信や効力感を感じることを意味している (Deci & Ryan, 2002)。この有能さの感覚を高めたいという有能さの欲求があるからこそ、人々は自身の能力に合った挑戦を求め、活動に必要な技能や能力を粘り強く調整し

たり高めたりするようになる (Deci & Ryan, 2002)。

関係性 (relatedness) とは、他者との繋がりを感じることや、他者を気にかけてたり他者から気にかけてもらったりすること、あるいは自身の所属する集団における所属感をもつことである (Ryan, 1995)。関係性の欲求は、自他のつながりを高めるものとして他者が自分のことを気にかけてくれたり、自分が他者に優しく接する機会をもつことで満たされていく (Ryan & Deci, 2017)。

自律性 (autonomy) とは、自分の行動について自身に起源をもち自分の意思に基づいて行っているという感覚であり (Ryan & Deci, 2017)、自身の興味や自身と統合された価値によって行動することを意味している (Deci & Ryan, 2002)。また、この時の自律性とは、他者から独立している状態を意味しているわけではなく (Ryan & Deci, 2017)、他者とのかかわりは否定されていない (Ryan & Deci, 2000)。自律性の欲求は、自身の行動を管理し制御したいという欲求とも捉えられている (Ryan & Deci, 2017)。

以下、自己決定理論の 6 つの下位理論 (認知的評価理論、有機的統合理論、因果志向性理論、基本的欲求理論、目標内容理論、関係性動機づけ理論) について説明する。

(1) 認知的評価理論

認知的評価理論は、内発的動機づけについての理論であり、外的報酬などの社会的要因が、内発的に動機づけられている行動やその内発的動機づけに与える影響についてまとめられた理論である。先の基本的心理的欲求との関連について、内発的動機づけは有能さの欲求や自律性の欲求との関連が想定されており (Deci & Ryan, 2002)、内発的動機づけによって行動を行っている個人は、有能さと自律性の感覚をもっている状態とされている。西村 (2019) は、認知的評価理論で述べられている内発的動機づけの変化を 3 つのポイントにまとめている。1 つ目に、内発的に動機づけられている行動に作用する社会的要因が統制的である場合、個人の自律性が阻害され、その行動における内発的動機づけは低下する。2 つ目に、内発的に動機づけられている行動に作用する社会的要因が個人の自律性を促進させ、有能さの感覚を高めるものである場合、その行動における内発的動機づけは増加する。3 つ目に、内発的に動機づけられている行動に作用する社会的要因が個人の能力を否定するも

のである場合、その行動における内発的動機づけは低下する。認知的評価理論の内容については、社会的要因を個人がどのように解釈するかが重要であり(西村, 2019)、同じ社会的要因であってもその解釈によって個人の有能さの欲求や自律性の欲求に与える影響は異なると考えられている。

(2) 有機的統合理論

有機的統合理論は、外発的動機づけについての理論である。従来内発的動機づけと相対するものとして考えられていた外発的動機づけが、その自律性の程度によって段階分けされている。外発的動機づけは、自律性の低い順に外的調整、取り入れ的調整、同一化的調整、統合的調整と段階分けされ、最も自律性の高い内発的動機づけ(内的調整)と共に1次元上に位置付けられている(Ryan & Deci, 2000)。有機的統合理論で用いられている調整(regulation)とは、自己調整(内在化)を指し、自己調整の種類によって行動の自律性が決まるとされている(櫻井, 2012)。たとえ、自律性の低い外的調整による行動であっても、人はその行動を行うことで価値を内在化させていく傾向にあるため、内在化の過程で外的調整からより自律性の高い調整への移行が想定されている(Deci & Ryan, 2002)。つまり、有機的統合理論はその行動の価値の内在化の程度に応じて外発的動機づけを段階分けしたものと言い換えることができるだろう。

各調整の詳細について、外的調整は報酬や罰といった外部からの統制に従う段階、取り入れ的調整はその行動の価値を認め部分的に取り入れつつあるものの外部からの統制に従う段階、同一化的調整はその行動の価値を自分のものとして受け入れており積極的に行動を喚起しようとする段階、統合的調整は行動の価値が自身の価値観と一致している段階である(西村, 2019; 山口, 2012)。これら4つの調整と内発的動機づけに該当する内的調整は、より高次の分類として、外的要因による被統制感を持っているかどうかを基準に、外的調整と取り入れ的調整は統制的な動機づけ、同一化的調整と統合的調整と内的調整は自律的な動機づけとされている(櫻井, 2017; 山口, 2012)。

(3) 因果志向性理論

因果志向性理論は、個人のパーソナリティとしての動機づけの在り方についてま

とめられた理論である。この理論では動機づけパーソナリティとして3つの志向性が想定されている。1つ目は、内発的な動機づけによる行動が多く、統制的な動機づけについても高いレベルで自己に統合されている傾向が見られるような自律的志向性である。2つ目は、どの程度その行動をするべきかということを考えるもので、主に外的調整や取り入れ調整と関連している統制的志向性である。3つ目は、行動に対する意図が欠けている無価値的志向性である。これら3つの志向性は、個人内で互いに矛盾するものではなく、自律的志向性と統制的志向性と無価値的志向性のバランスによって、パーソナリティとしての動機づけが特徴づけられる（西村，2019）。

（4）基本的心理的欲求理論

基本的心理的欲求理論は、自己決定理論の前提とされている有能さの欲求、自律性の欲求、関係性の欲求について、これらが充足されることで心理的な精神的健康が達成されることをまとめた理論である。当初は、これら3つの欲求の充足に焦点が当てられていたが、2010年以降は基本的心理的欲求の阻害についても焦点が当てられている（西村，2019）。現在では3つの基本的心理的欲求が充足され、かつ阻害されないことで精神的健康が達成されるとされている（Ryan & Deci, 2017）。

（5）目標内容理論

目標内容理論とは、人が行動する際にもつ将来目標を内発的なものと外発的なものに分けることで、それぞれの目標と動機づけや精神的健康との関連についてまとめられた理論である。内発的な将来目標として自己受容、親和性、社会貢献、身体的健康の4つが、外発的な将来目標として社会的名声、外見的魅力、金銭的成功の3つが、それぞれの代表的な目標群である（西村，2019）。内発的な将来目標は、基本的心理的欲求の充足や精神的健康を促進し、外発的な将来目標は基本的心理的欲求を充足せず、精神的健康も促進しないとされている（Ryan & Deci, 2017）。

（6）関係性動機づけ理論

関係性動機づけ理論は、他者との親密な関係性に焦点をあて、基本的心理的欲求のうち特に関係性の欲求を満たすことが、有能さの欲求や自律性の欲求を満たすこ

ともつながることがまとめられた理論である。親密な他者から自律性支援的なかわりを受けることで基本的心理的欲求は充足するが、親密な他者に自律性支援的なかわりを行うことでも、同様に基本的心理的欲求が充足し精神的健康の向上が仮定されている (Ryan & Deci, 2017)。なお、自律性支援的なかわりとは、相手の自律性を尊重、あるいは促進するようなかわりのことである (Ryan & Deci, 2017)。つまり、関係性の欲求を満たすべく親密な他者をつくること、そして、その相手を統制しないような、あるいは相手はその行動の価値をより内在化できるようなかわりを行うことが、個人の心理的健康にとって重要とされている。

第二項 本論文で自己決定理論を採用する根拠

本章本節第一項において、自己決定理論を構成する6つの下位理論についてそれぞれ概観した。次に、自己決定理論が本論文において有益な視点を提供してくれると考えられる理由について、以下に2点まとめる。1点目に、自己決定理論において想定されている基本的心理的欲求との関連について、向社会的行動は直接的に関係性の欲求の充足に寄与する行動である点が挙げられる。向社会的行動は、他者の利益を意図した行動であり (Batson, 1998; Penner et al., 2005)、人間関係の形成や維持に寄与する行動である (Eisenberg et al., 2006)。したがって、他者の利益を意図した行動である向社会的行動の動機づけについて考慮するにあたり、関係性の欲求が存在していることは整合的である。

また、本論文で検討する向社会的行動の生起頻度の減少傾向について、本章第二節では、それまで外的要因からの統制によって行っていた向社会的行動の価値を問い直し、自己に内在化していく過程として、向社会的行動の減少が生じている可能性を指摘した。自己決定理論において、有能さの欲求とは活動における自信や効力感を高めたいという欲求であり (Deci & Ryan, 2002)、自律性の欲求とは自身の行動を管理し制御したいという欲求とも捉えられる (Ryan & Deci, 2017)。これらは、向社会的行動の価値を問い直し自己に内在化していくという過程に存在している欲求であるだろう。したがって、向社会的行動の価値を自己に内在化していく過程において、自己決定理論で想定されている有能さの欲求と自律性の欲求はその存在が整合している。上記の通り、関係性の欲求についても向社会的行動の性質上その存在が推察されるため、向社会的行動の生起頻度の減少傾向を動機づけの視点から検討するにおいて自己決定理論で想定されている基本的心理的欲求の存在が満たされていると考える。

2点目に、自己決定理論の下位理論である有機的統合理論において、行動の価値の内在化過程が捉えられている点が挙げられる。この点は、児童期後期から青年期において、向社会的行動の価値を内在化していく過程を捉えようとする本論文と非常に整合的である。有機的統合理論では、行動の価値がどの程度内在化されているかによって動機づけが段階分けされ、外的要因による被統制感をもっているかどうかを基準に、統制的な動機づけと自律的な動機づけに分類されている (櫻井, 2017;

山口, 2012)。向社会的行動は社会的な価値観を反映する行動であるため (Eisenberg et al., 2006), 児童期と青年期には親や教師から向社会的行動に関する指導を受ける機会も多いと推察される。親や教師からの指導といった社会的要因による被統制感をもった統制的な向社会的動機づけと子どもの向社会的行動との関連が確認される場合, 向社会的行動の価値を自己に内在化できていない段階であることを意味していると捉えられるだろう。一方で, 被統制感を伴わない自律的な向社会的動機づけと子どもの向社会的行動との関連が確認される場合, 向社会的行動の価値をある程度自己に内在化できている段階であることを意味していると捉えられるだろう。また, Weinstein & Ryan (2010) も, 向社会的動機づけを捉える枠組みとして, 向社会的行動が個人の価値観や自律性, あるいは外的な圧力や報酬によって生起するものであることを理由に, 有機的統合理論の適用を提案している。したがって, 本論文で向社会的行動の減少傾向の説明を試みるために, 自己決定理論, 特に有機的統合理論が非常に有益な知見を提供してくれると考えられる。

以上の内容から, 本論文では, 児童期から青年期に見られる向社会的行動の生起頻度の減少について動機づけの視点から説明を試みるために, 自己決定理論, 特に有機的統合理論に依拠した動機づけの枠組みを採用する。向社会的動機づけを捉えるにあたりその自律性や内在化の程度を把握できることは, 子どもの持つ動機づけの段階に合わせた教育や指導を考慮する上での重要な指標ともなろう。

第三項 自己決定理論に基づく心理尺度の問題点

本項では、まず向社会的行動の動機づけである向社会的動機づけと内発的動機づけとの区別について述べる。その後、先行研究で用いられている向社会的動機づけ尺度の問題点を挙げ、本論文で向社会的動機づけを測定するための尺度を作成する必要性について述べる。

向社会的動機づけと内発的動機づけの区別

ここで、向社会的動機づけと内発的動機づけとの区別について述べておく。内発的動機づけとは、行動自体が目的である動機づけ、あるいは目的のない動機づけである（上淵，2019）。一方で、向社会的行動とはその行動を通して他者に利益を与えることを意図した行動である（Batson,1998; Penner et al., 2005）。そのため、向社会的行動自体を目的とし「楽しいから」行動を行うということは、向社会的行動の動機づけとして理にかなっていない（Ryan & Connell, 1989）。

より詳細には、向社会的動機づけと内発的動機づけとの違いとして、少なくとも、自己制御、目標の方向性、注目している時間、の3つがあるとされている（Grant, 2008）。1つ目の自己制御について、向社会的動機づけは純粋に内発的に動機づけられている状態ではなく、有機的統合理論における取り入れ的調整や同一化的調整の状態によって特徴づけられる（Grant, 2008）。一方で、内発的動機づけは、自身の興味や関心によるものであり、自己の内部から生じる動機づけである（Deci & Ryan, 1985）。Eisenberg（1986）や Eisenberg et al.（2006）の向社会的行動モデルにおいても、他者の要求への注目段階が先行していることから、向社会的行動は他者からの圧力や相手の要求などの外的要因が先行し、それを自己制御することで個人の価値観や自律性の程度が決まると考えられる。

2つ目の目標の方向性について、向社会的動機づけと内発的動機づけは、その目標において差がある。内発的動機づけは行動自体が目的、あるいは目的のない動機づけであり（上淵，2019）、行動の結果よりも、その行動を行うことによる喜びを目標としている（Schwartz & Wrzesniewski, 2019）。一方で、向社会的動機づけは行動の結果に注目するものである。

3つ目の注目している時間について、内発的に動機づけられた行動は、その行動

自体が目的であり、現在に注目していると言える。一方で、向社会的動機づけによる行動は、その行動の結果が目的であり、未来に注目していると言える (Grant, 2008)。

これらの議論から、向社会的動機づけと内発的動機づけは、自己制御、目標の方向性、注目している時間の観点から、互いに区別すべき概念であると考えられる。ゆえに、本研究で取り上げる向社会的動機づけには、内発的動機づけ (内的調整) を含めないこととし、検討を行う。

自己決定理論に基づく向社会的動機づけ測定の問題点

諸外国において、有機的統合理論に依拠し向社会的動機づけを捉えようとする尺度として最もよく用いられているものに、小学生から高校生までを対象として Ryan & Connell (1989) が作成した Perceived locus of causality for prosocial acts (以下 PLOC-P) と、大学生を対象に Weinstein & Ryan (2010) が作成した Motivation to help scale (以下 MHS) がある。

しかしながら、PLOC-P は同一化的調整と取り入れ的調整と外的調整から成る 3 因子構造を採用しているのに対し、MHS は自律的動機づけと統制的動機づけから成る 2 因子構造を採用しており、向社会的動機づけの因子構造が共通していない。MHS の項目は PLOC-P を参考に作成されたものにもかかわらず (Weinstein & Ryan, 2010)、MHS の作成段階で 2 つの尺度の因子構造の違いについては触れられていない。PLOC-P も MHS も共に、その因子構造において自己決定理論に矛盾しないが、異なる因子構造を採用した根拠が不明である。また、MHS は主成分分析によってその因子構造が検討されているが、PLOC-P は主成分分析や因子分析といった統計的検討は行われておらず、議論の余地がある。

さらに、主成分分析によって因子構造が検討されている MHS には、先述の向社会的動機づけと内発的動機づけとの区別における問題点がある。PLOC-P では向社会的動機づけに内発的動機づけを含まないことが明記され検討されているが、MHS ではそのような区別は行われていない。実際、MHS には向社会的動機づけを測定する項目として、「(向社会的行動を) 楽しめそうだったから²」というものが含まれており、向社会的動機づけと内発的動機づけが区別されず測定されていることが分か

² 原文は「Because I thought I would enjoy it」

る。

したがって、先行研究での自己決定理論に基づく向社会的動機づけの測定について、向社会的動機づけの概念整理の問題と因子構造の問題を指摘できる。なお、日本において児童期や青年期を対象とした向社会的行動の動機づけを測定する尺度は開発されていない。児童期から青年期における向社会的行動の減少が、それまで外的要因からの統制によって行っていた向社会的行動の価値を問い直し、自己に内在化していく過程として生じる可能性を踏まえて、向社会的行動の生起頻度の減少について説明を試みるためには、第1に、自己決定理論に立脚した向社会的動機づけ尺度の開発が必要となるだろう。その際には、先行研究における向社会的動機づけの概念整理の問題と因子構造の問題を改善し、向社会的動機づけ尺度としての信頼性と妥当性を兼ね備えた心理尺度の作成が求められる。

第四節 本研究の目的と構成

これまでの議論を整理すると、本章第一節において、個人の発達における向社会的行動の生起頻度の発達的变化の意味を解明する必要性を指摘した。そして、本章第二節において、向社会的行動の減少傾向が、それまで外的要因からの統制によって行っていた向社会的行動についてその価値を問い直し、自己に内在化していく過程として顕現する可能性を指摘し、このことを検討するために向社会的動機づけを取り上げることが述べた。その後、本章第三節において、より具体的に自己決定理論に立脚した向社会的動機づけを取り上げることが述べた。

本論文の目的は、児童期から青年期における向社会的行動の発達的变化が、個人の発達においてどのような意味をもっているか説明を試みることである。具体的には、先行研究において確認されている向社会的行動の減少傾向が、それまで外的要因からの統制によって行っていた向社会的行動の価値を問い直し、自己に内在化していく過程として生じる可能性について検討することである。この目的を達成するために、以下の3点の内容について検討を行う。

第1の内容として、先行研究での問題点を改善した、自己決定理論に依拠した向社会的動機づけ尺度を開発することである。日本における児童期や青年期を対象とした向社会的動機づけ尺度が存在していないことから、今後の日本での研究に寄与するためにも、尺度の信頼性や妥当性を検討した有用性の高い向社会的動機づけ尺度を作成する。また、向社会的動機づけの性差や学年差についても検討を行い、向社会的行動の生起頻度の減少傾向が確認されている児童期後期から青年期における向社会的動機づけの特徴を把握する。

第2の内容として、向社会的動機づけと向社会的行動との関連について、学年毎の関連の検討を行い、各学年において向社会的行動がどのような理由で行われているのかを把握する。また、本章第二節で述べた通り、児童期後期から青年期における向社会的行動は、その対象を分けて検討する必要がある。ゆえに、向社会的行動の対象として、家族、友だち、知らない人、の3つを想定し、検討を行う。

第3の内容として、向社会的行動の生起頻度の発達的变化について確認を行った後、その発達的变化と向社会的動機づけとの関連を検討する。第2の内容において各学年における向社会的動機づけと向社会的行動との関連を検討するという内容を

挙げているが、これは「各学年における向社会的行動の動機づけ」を検討するのみであり、「向社会的行動の発達的变化が個人の発達においてどのような意味をもっているか」について検討することはできない。そこで、第3の内容として、向社会的動機づけと向社会的行動の発達的变化との関連を検討することで、向社会的行動の生起頻度の発達的变化に対する説明を試みる。

なお、本論文では、向社会的行動の減少傾向が見られ得る時期として、児童期後期から青年期初期を想定している。理由は以下の通りである。国内外の研究において、児童期や青年期に向社会的行動の生起頻度は減少することが確認されている (e.g., Carlo et al., 2007; Côté et al., 2002; Kokko et al., 2006; Luengo Kanacri et al., 2013; 村上他, 2016; 二宮, 2010; 二宮他, 2006; 二宮他, 2007; 西村他, 2018; 山本, 2016)。研究間で向社会的行動の減少傾向が確認されている時期は共通していないものの、本章第一節で述べた通り日本での研究に共通した結果として、小学5・6年生から中学2・3年生までの期間に向社会的行動の生起頻度の減少傾向が見られることが示唆されている。そのため、本論文では、向社会的行動の生起頻度が減少する時期と考えられる小学5年生から中学3年生までを対象として検討を行う。

本論文の構成を Figure 1b に示す。

<p>第Ⅰ部 理論的検討</p> <p>第一章 問題の所在と研究の目的</p> <p>第一節 児童期後期から青年期初期における向社会的行動の発達の变化の意味を解明する必要性</p> <p>第二節 向社会的行動の一時的な減少に関連する要因</p> <p>第三節 向社会的動機づけを捉える枠組み</p> <p>第四節 本研究の目的と構成</p>
<p>第Ⅱ部 実証的検討</p> <p>第二章 向社会的動機づけ尺度の作成とその特徴の検討</p> <p>第一節 向社会的動機づけ尺度の作成と信頼性および妥当性の検討【研究1-1, 研究1-2】</p> <p>第二節 向社会的動機づけの性差および学年差の検討【研究2-1, 研究2-2】</p> <p>第三節 本章のまとめと考察</p> <p>第三章 向社会的動機づけと向社会的行動との関連</p> <p>第一節 向社会的行動の対象による向社会的動機づけの差異【研究3】</p> <p>第二節 本章のまとめと考察</p> <p>第四章 向社会的行動の発達の变化に対する向社会的動機づけからの説明の試み</p> <p>第一節 向社会的行動の発達の变化の確認【研究4】</p> <p>第二節 向社会的行動の発達の变化と向社会的動機づけとの関連【研究5】</p> <p>第三節 本章のまとめと考察</p>
<p>第Ⅲ部 総括</p> <p>第五章 研究のまとめと今後の課題</p> <p>第一節 本論文のまとめ</p> <p>第二節 総合的考察</p> <p>第三節 本論文の学術的意義・貢献</p> <p>第四節 本研究の課題と今後の展望</p>

Figure 1b. 本論文の構成

第Ⅱ部

実証的検討

第二章 向社会的動機づけ尺度の作成と その特徴の検討

第一節 向社会的動機づけ尺度の作成と信頼性および

妥当性の検討

第一項 中学生用向社会的動機づけ尺度の作成

第二項 向社会的動機づけ尺度の小学校高学年児童への適用

第二節 向社会的動機づけの性差および学年差の検討

第一項 1時点測定データによる性差および学年差の 横断的検討

第二項 2時点測定データによる学年差の縦断的検討

第三節 本章のまとめと考察

第二章 向社会的動機づけ尺度の作成とその特徴の検討

第一節 向社会的動機づけ尺度の作成と信頼性および妥当性の検討【研究1】

目的

本研究の目的は、児童期後期から青年期初期にあたる子どもに適用可能な向社会的動機づけを測定する尺度の開発である。向社会的動機づけとは、向社会的行動の動機づけである。本研究では、向社会的行動を「他者の利益を意図した行動」(Batson, 1998; Penner et al., 2005)、向社会的動機づけを「他者に利益をもたらしたいという欲望」(Batson, 1987)と捉えている。また、第一章第三節で述べた通り、向社会的動機づけを捉えるための枠組みとして、自己決定理論 (Deci & Ryan, 1985; Ryan & Deci, 2000; Ryan & Deci, 2017) に依拠する。

自己決定理論では、特にその下位理論の1つである有機的統合理論において、外発的動機づけがその自律性(内在化)の程度によって段階分けされている。自律性の低い順に外的調整、取り入れ的調整、同一化的調整、統合的調整と捉えられ、最も自律性の高い内発的動機づけ(内的調整)と共に1次元上に位置付けられている(Ryan & Deci, 2000)。外的調整とは、報酬や罰といった外部からの統制に従う段階である。取り入れ的調整とは、その行動の価値を認め部分的に取り入れつつあるものの外部からの統制に従う段階である。同一化的調整とは、その行動の価値を自分のものであるとして受け入れており積極的に行動を喚起しようとする段階である。統合的調整とは、行動の価値が自身の価値観と一致している段階である。これらの調整は、より高次の分類として、外的要因による被統制感を持っているかどうかを基準に、外的調整と取り入れ的調整は統制的な動機づけ、同一化的調整と統合的調整と内的調整は自律的な動機づけとされている(櫻井, 2017; 山口, 2012)。

向社会的動機づけと内発的動機づけとの区別については、第一章第三節第二項で述べた通りである。向社会的行動とはその行動を通して他者に利益を与えることを意図した行動であるため、行動すること自体が目的、あるいは目的のない動機づけとされる内発的動機づけ(上淵, 2019)は、向社会的動機づけとして矛盾するため含まない。

本研究の流れとして、まず先行研究や自己決定理論における概念的定義を参考に、

向社会的動機づけ尺度の草案となる項目を作成する。その後、作成した項目群を用いて質問紙調査を行い、向社会的動機づけ尺度の信頼性および妥当性を検討する。信頼性については、信頼性係数として Cronbach の α と McDonald の ω を算出し、内の整合性を確認する。妥当性については、各項目が向社会的動機づけの構成概念に矛盾していないかという内容的な妥当性、自己決定理論に依拠するにあたり向社会的動機づけの因子構造が理論的に矛盾していないかという因子構造的な妥当性、外的基準との関連が矛盾していないかという基準関連の妥当性について検討する。また、尺度作成においては対象が学齢期の子どもであることを考慮し、回答する際の負担を軽減することを目的に各因子の項目数が5つずつになるよう調整する。各因子の項目数を5とする理由は以下の通りである。MacCallum, Widaman, Zhang, & Hong (1999) は因子分析において採用する項目の数は各因子3か4以上が必要であるという考えと共に、Comrey & Lee (1992) を引用しつつ因子数の5倍以上の項目数が必要であるという考えを紹介している。因子の項目数についての議論は多くなされているが、本研究では MacCallum et al. (1999) と Comrey & Lee (1992) の主張を満たす項目数として各因子の項目数を5とする。

ところで、本研究の立案時点では、小学5年生から中学3年生を対象とした尺度の作成を計画しており、小学校と中学校それぞれの調査協力予定校を確保していた。しかし、研究遂行過程において協力予定小学校から協力取り止めの連絡を受けた。ゆえに、そのままでは開発する向社会的動機づけ尺度の小学生を対象とした際の信頼性や妥当性を検討することができない状況となった。そこで、研究計画を一部変更し、まずは中学生を対象とした向社会的動機づけ尺度の開発を行った。その後、新たに小学5・6年生を対象とした調査を計画実施し、開発した向社会的動機づけ尺度が小学5・6年生に対しても適用可能かどうかについて検討することで、小学5年生から中学3年生に適用可能な向社会的動機づけ尺度の完成を目指した。

したがって、中学生を対象とした向社会的動機づけ尺度の開発を第一項【研究 1-1】において行い、開発した尺度が小学校高学年児童に対しても適用可能であるかについて第二項【研究 1-2】において検討する。

第一項 中学生用向社会的動機づけ尺度の作成【研究 1-1】

予備調査

初めに、予備調査として向社会的動機づけ尺度の原案を作成する。先行研究を参考に作成した項目群について、大学生を対象に過去の記憶を想起してもらい、作成した項目の内容的妥当性を検討する。また、大学生の想起だけでなく、心理学を専攻する大学教員と大学院生による検討、現職中学校教諭による内容の検討を併せて行う。これらを総合的に勘案することで中学生を対象とした向社会的動機づけ尺度の原案を作成する。

方法

調査対象 大学生 91 名（男子 46 名，女子 45 名）を対象とした。調査対象の年齢範囲は 18 歳から 24 歳であり，平均年齢は 20.49 歳（ $SD=1.27$ ）であった。

調査内容 向社会的動機づけ尺度草案 小学生から高校生までを対象とした向社会的動機づけ尺度である Ryan & Connell (1989) の PLOC-P, 大学生を対象とした向社会的動機づけ尺度である Weinstein & Ryan (2010) の MHS, Deci & Ryan (1985) と Ryan & Deci (2000) による自己決定理論の概念的定義を参考に，外的調整，取り入れ的調整，同一化的調整に該当する項目を作成した。なお，本論文では統合的調整については扱わない。理由は以下の通りである。統合的調整とは同一化的調整の段階からさらに価値の内在化が進み，行動の価値が完全に自己の価値観や欲求と同化した段階を意味する (Ryan & Deci, 2000)。向社会的行動は社会的な価値観を強く反映する行動であるため (Eisenberg et al., 2006)，向社会的行動の価値認識が本論文で調査対象と想定している小中学生の段階で自己と完全に一致するとは考え難い。実際に，第一章第二節での理論的検討において，中学生であっても向社会的行動の理由として「共感志向から内在化への移行段階」が過半数を占めることが確認されていた (宗方・二宮, 1985)。ゆえに，小中学生において向社会的行動の価値が完全に自己の価値観や欲求と同化しているとは考えられないため，本研究では統合的調整を扱っていない。

各調整の具体的な内容として，Ryan & Connell (1989) や Deci & Ryan (1985) を

参考に、外的調整は「ルールへの追従と賞の獲得や罰の回避」、取り入れ的調整は「自己や他者による受容の獲得と排斥の回避」、同一化的調整は「内在化された価値による目標と個人的な重要性」がそれぞれの特徴となるよう計 22 項目を作成した。作成した項目と各調整との一致について、心理学専攻の大学教員 1 名と大学院生 4 名が検討を行い、論理的妥当性が確認された。教示文は「あなたが小中学生だった時、誰かを手助けしたり相手のためになると思うことをしたりすることについて、次の項目がその理由となったことがありますか」とした³。

調査時期および調査手続き 調査は 2019 年 10 月から 11 月に実施した。調査対象が受講する講義の時間や課外活動の時間を用いて集団で実施された。回答は、「いつもあてはまっていた (5 点)」、「よくあてはまっていた (4 点)」、「ときどきあてはまっていた (3 点)」、「ほとんどあてはまらなかった (2 点)」、「全くあてはまらなかった (1 点)」の 5 件法で求めた。

倫理的配慮 全ての調査対象者に対して、調査内容の説明、各項目への回答は任意であること、無記名であり個人の特定は行われないうこと、回答協力の有無と回答内容は評価に用いられないことを質問紙の表紙に明記し、熟読するよう周知した。これらに同意が得られた場合のみ回答してもらった。調査対象と筆者は調査実施時まで面識はなく、調査実施後の関わりも予定されていなかった。

結果と考察

向社会的動機づけ尺度草案における各項目の平均値と標準偏差を Table 2a に示す。作成した 22 項目のうち 3 項目において床効果が確認されたため、心理学を専攻する大学教員 1 名と大学院生 1 名がこの 3 項目について検討を行った。その結果、これらの項目は向社会的動機づけとして表面的妥当性を満たさないと判断し、以降は除外した。最終的に外的調整 6 項目、取り入れ的調整 6 項目、同一化的調整 7 項目から成る計 19 項目を向社会的動機づけ尺度原案とした。これら 19 項目については、

³ 予備調査における想起時期を「小中学生」とした理由について、先述の通り、本研究計画時に本調査は小学校高学年児童と中学生を対象と予定しており、予備調査実施時には小中学校それぞれの調査協力予定校を確保していたためである。

Table 2a

【研究 1-1】 向社会的動機づけ尺度草案における各項目の平均値と標準偏差

項 目	<i>M</i>	<i>SD</i>
外的調整として想定した項目		
1. 親や先生からそうするように言われていたから	3.03	1.05
2. そうすることはルールや決まりだったから	2.65	1.11
3. そうしなければ親や先生にほめてもらえなかったから	2.15	1.07
4. そうしなければ相手や周りの人に怒られたから *	1.90	0.90
5. 親や先生に怒られなくなかったから	2.31	1.11
6. もめ事に巻き込まれなくなかったから	2.78	1.27
7. そうすることで親や先生にほめてもらえたから	2.71	1.23
取り入的調整として想定した項目		
8. そうしなければ相手や周りの人ががっかりしたから	2.41	1.08
9. そうしなければ自分の事がきらいになってしまったから	2.43	1.24
10. そうすることで相手や周りの人に良い印象を与えたかったから	3.32	1.27
11. そうすることで親や先生に受け入れてもらえたから	2.59	1.16
12. そうしなければ自分が悪い人だと感じてしまったから	2.78	1.23
13. そうしなければ仲間外れにされたから *	2.04	1.12
14. そうすることで相手や周りの人に受け入れてもらえたから	2.67	1.27
15. そうしなければ受け入れてもらえなかったから *	1.76	0.78
同一化的調整として想定した項目		
16. そうすることは自分にとって意味のあることだったから	3.19	1.08
17. そうすることは自分のためになると思ったから	3.01	1.21
18. そうすることは大切なことだったから	3.63	0.96
19. 誰かのためになることをしたかったから	3.23	1.25
20. 相手の役に立ちたいと思ったから	3.68	0.91
21. 他の人に親切にすることを自分の中で大事にしていたから	3.37	1.09
22. 意地悪な人になりたくなかったから	2.90	1.22

* 床効果が確認された項目

中学生の持つ向社会的動機づけとして矛盾のないことを現職中学校教諭 2 名が確認した。

本調査

本調査として、尺度原案を用いて向社会的動機づけの因子構造および信頼性、構成概念妥当性の検討を行い、中学生用向社会的動機づけ尺度を作成する。

方法

初めに、探索的因子分析を行い向社会的動機づけの因子構造を検討した。次に、探索的因子分析により得られた因子構造が他集団においても共通して見られるものであるかの確認と、各因子の項目数を 5 に調整するため確認的因子分析を行った。各因子の項目数を 5 とする根拠は本研究目的部分で述べた通りである。ゆえに、それぞれの分析のために 2 つの調査対象を設けた。特に確認的因子分析に際しては、全国から広範に調査対象を募り、有用性の高い尺度の完成を目指した。

調査対象 1 公立中学校 1 校に在籍する中学生 291 名（男子 160 名，女子 130 名，性別無回答 1 名）を対象とし，学級を単位とする集団形式で質問紙調査を実施した。各学年の人数分布は中学 1 年生 107 名（男子 63 名，女子 43 名，性別無回答 1 名），2 年生 87 名（男子 48 名，女子 39 名），3 年生 97 名（男子 49 名，女子 48 名）であった。調査対象の年齢範囲は 12 歳から 15 歳であり，平均年齢は 13.84 歳 ($SD=0.88$) であった。

調査対象 2 株式会社バルクにインターネットを通じた調査を依頼し，全国の中学生 726 名（男子 372 名，女子 354 名）を対象としたクローズ型調査を実施した。各学年の人数分布は中学 1 年生 241 名（男子 117 名，女子 124 名），2 年生 230 名（男子 128 名，女子 102 名），3 年生 255 名（男子 127 名，女子 128 名）であった。調査対象の年齢範囲は 12 歳から 15 歳であり，平均年齢は 13.23 歳 ($SD=0.93$) であった。居住地域の分布は，北海道 34 名（4.68%），東北地方 45 名（6.20%），関東地方 244 名（33.61%），中部地方 110 名（15.15%），近畿地方 175 名（24.10%），中国地方 45 名（6.20%），四国地方 26 名（3.58%），九州沖縄地方 47 名（6.47%）で

あり、全国人口推計（総務省，2020a）の各地方人口比と概ね類似していた。

調査内容 向社会的動機づけ 予備調査で作成した計 19 項目から成る向社会的動機づけ尺度原案を用いた。教示文は「誰かを手助けしたり相手のためになると思うことをしたりすることについて、次のことがその理由としてどのくらいあてはまりますか」とした。

主観的幸福感 伊藤・相良・池田・川浦（2003）の主観的幸福感尺度を用いた。原尺度は大学生以上を対象としているため、現職中学校教諭 2 名が中学生に理解可能であると判断した 8 項目のみを用い、項目の表現も中学生が理解しやすいよう改めた。また、主観的幸福感は認知的側面と感情的側面から成るものである（伊藤他，2003）。8 項目の選出にあたっては、心理学を専攻する大学院生 1 名と現職中学校教諭 2 名によって主観的幸福感の両側面が含まれていることなど概念的に矛盾のないことも確認された。教示文は「毎日の生活の中で、次のことがどのくらいあてはまりますか」とした。

共感性 桜井（1986）の児童用共感測定尺度短縮版 9 項目を用いた。全項目について、中学校教諭 2 名により中学生にも理解可能であると判断された。教示文は「毎日の生活の中で、次のことがどのくらいあてはまりますか」とした。

調査時期および調査手続き 調査対象 1 について、調査は 2020 年 2 月に実施し、調査内容は向社会的動機づけ、主観的幸福感、共感性について回答を求めた。各学級の担任が調査の説明、質問紙の配布と回収を担当した。質問紙は回答の後、学級毎の封筒に入れ、密閉して回収した。

調査対象 2 について、調査は 2020 年 5 月に実施し、調査内容は向社会的動機づけについてのみ回答を求めた。調査用 web ページにアクセスするための URL を対象者の親に送付し、子どもに回答してもらうよう指示した。全項目へ回答していることを回答完了の条件とした。また、オンライン調査は調査協力者が回答に応分の注意資源を割こうとしない、いわゆる努力の最小限化が生じやすい環境であることが指摘されている（三浦・小林，2015）。これを受け、本調査でも不誠実回答を抽出するために、Directed Questions Scale（以下 DQS; Maniaci & Rogge, 2014）としての 1 項目（「ここでは『ややあてはまる』をえらんでください」）を調査内容に加えた。

DQS とは、回答内容を指定する、あるいは無回答を指示する項目を準備することで、リカート尺度における項目内容を精読しないという努力の最小限化を測定するものである。DQS に誤答する場合、努力の最小限化が生じていると判断し、不誠実回答とみなされる。

全ての調査対象者に対し、それぞれ用いた調査内容について、回答は「すごくあてはまる（5点）」、「ややあてはまる（4点）」、「どちらともいえない（3点）」、「あまりあてはまらない（2点）」、「ぜんぜんあてはまらない（1点）」の5件法で求めた。なお、順序効果を相殺するため、項目の提示順序はランダム化された。

倫理的配慮 調査対象1について、副学校長を窓口調査内容や調査手続きの説明と調査協力依頼を行い、学校で子どもを保護する立場にある学校長と学級担任からの同意を得た。

調査対象2について、調査を実施する1ヶ月ほど前に、モニタ登録者のうち中学生の子どもを持つ親を対象に、調査内容や調査手続きの説明と調査への協力依頼を行った。同意の得られた親の子どもを対象に調査を進め、調査協力の報酬として調査実施後に調査会社独自のポイントを親に対して付与した。

調査に際し子ども本人からの同意も確認した。調査内容の説明に加え、各項目への回答は任意であり途中で回答を取り止めてもよいこと、無記名であり個人は特定されないこと、(調査対象1に対してのみ)回答協力の有無と回答内容が学校の成績とは関係ないことを調査の実施前に説明し、これらに同意が得られた場合のみ回答してもらった。

結果と考察

調査における不誠実回答の存在を無視しないため、回収された回答のうち明らかな誤答(例:DQSへの誤答)のあるものを除外した。有効回答数は調査対象1が278名(男子149名、女子128名、性別無回答1名、有効回答率95.53%)、調査対象2が611名(男子314名、女子297名、有効回答率84.16%)であった。本研究の分析にはMplus version 8.2とIBM SPSS Statistics 26を使用し、モデル推定では無回答などの欠損値を完全情報最尤法にて補完した。

向社会的動機づけ尺度の因子構造の検討 調査対象 1 に対し、向社会的動機づけ尺度原案の項目群を用いて探索的因子分析（最尤法，ジオミン回転）を行った。1 因子解から 5 因子解までの固有値，50 回の平行分析による平均固有値，BIC，RMSEA を Table 2b に示す。Kaiser-Guttman 基準から 4 因子解，平行分析の結果から 2 因子解，情報量規準から 3 因子解をそれぞれ採用可能である。しかし，4 因子解と 3 因子解において，2 項目のみから成る因子が提案されており，先に挙げた MacCallum et al. (1999) と Comrey & Lee (1992) による因子の項目数に関する主張を満たしていなかった。加えて，2 因子解から 5 因子解の RMSEA はどれも 1 を下回っており，かつ BIC の差もそれほど大きくないことから，2 因子解の採用が妥当であると判断した。その後，単独の因子に .40 以上の負荷量を示すという基準を満たさない項目を除外し，計 16 項目で再度因子分析を行った (Table 2c)。

第 1 因子には，尺度原案において同一化的調整に該当する項目が高い負荷量を示していたため「同一化的調整」と命名した。第 2 因子には，尺度原案において外的調整と取り入れ的調整に該当する項目が高い負荷量を示していたため「統制的調整」と命名した。2 因子構造を採用するにあたり，同一化的調整は「内在化された価値による目標と個人的な重要性による調整」，統制的調整は「ルールへの追従と賞の獲得や罰の回避，あるいは受容の獲得と排斥の回避による調整」と捉えた。

次に，調査対象 2 に対して，向社会的動機づけの 2 因子モデルに基づき確認的因子分析（最尤法）を行った。分析では各因子の分散を 1 に固定し，誤差分散間に共

Table 2b

【研究 1-1】向社会的動機づけの探索的因子分析によるモデル比較

	固有値	平行分析による 平均固有値	BIC	RMSEA
1 因子解	5.50	1.50	15157.311	.163
2 因子解	3.81	1.40	14395.615	.087
3 因子解	1.16	1.33	14344.587	.069
4 因子解	1.08	1.26	14358.242	.057
5 因子解	0.88	1.21	14389.669	.048

分散を設定しなかった。分析の結果、 $\chi^2(103) = 583.280$ ($p < .001$), CFI = .872, RMSEA = .087, SRMR = .074, BIC = 22987.497 であった。ここで、今後、向社会的動機づけ尺度の回答者となる子どもの負担を軽減することを目的に、各因子で負荷量の高い項目を5つずつ用いて、再度確認的因子分析を行った。この時、統制的調整から選択した5項目は向社会的動機づけ尺度原案における「外的調整」2項目と「取

Table 2c

【研究 1-1】向社会的動機づけにおける2因子解モデルの探索的因子分析結果

項目	F1	F2
第1因子：同一化的調整		
x1. 誰かのためになることをしたいから ^a	.84	.01
x2. 相手の役に立ちたいと思うから ^a	.74	-.06
x3. 他の人に親切にすることを自分の中で大事にしているから ^a	.71	-.02
x4. そうすることは自分にとって意味のあることだから ^a	.70	.08
x5. そうすることは自分のためになると思うから ^a	.69	.02
x6. そうすることは大切なことだから	.68	-.02
第2因子：統制的調整		
x7. そうしなければ親や先生にほめてもらえないから ^a	-.14	.81
x8. そうすることで親や先生に受け入れてもらえるから ^a	.14	.76
x9. 親や先生に怒られたくないから ^a	-.15	.69
x10. そうすることで相手や周りの人に良い印象を与えたいから ^a	.11	.65
x11. そうしなければ相手や周りの人ががっかりするから ^a	.00	.64
x12. そうすることで親や先生にほめてもらえるから	-.02	.61
x13. そうすることはルールや決まりだから	-.07	.58
x14. 親や先生からそうするように言われているから	.05	.57
x15. そうすることで相手や周りの人に受け入れてもらえるから	.36	.50
x16. そうしなければ自分の事がきらいになってしまうから	.24	.42
因子間相関 F2		.06

^a 最終的に採用した項目。

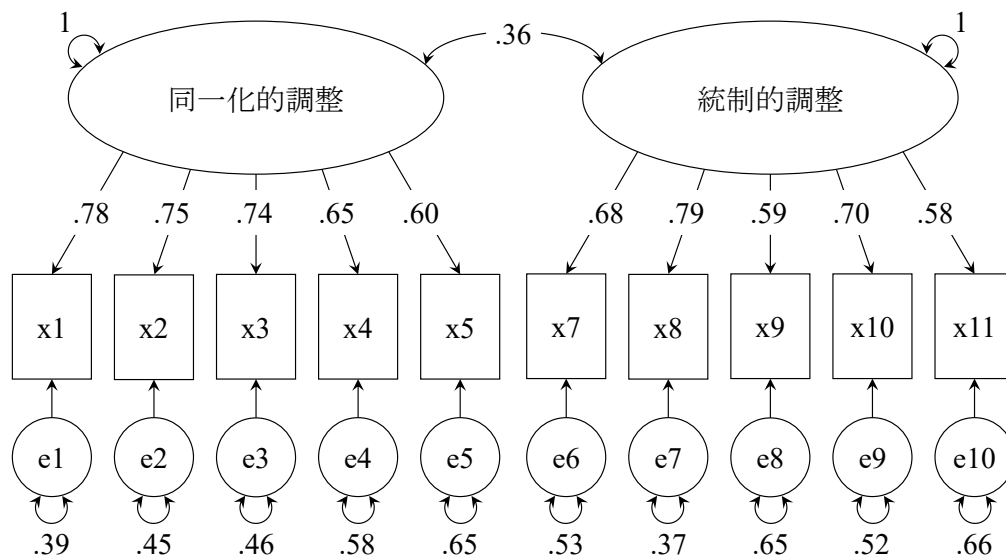


Figure 2a. 【研究 1-1】最終的に採用した向社会的動機づけ尺度の確認的因子分析結果。

注) 値はすべて標準化されたものであり、観測変数は Table 2c に対応する。

り入れ調整」3項目から構成されており、統制的調整の内容的妥当性は崩れていないと判断した。分析の結果、 $\chi^2(34) = 181.755 (p < .001)$, CFI = .929, RMSEA = .084, SRMR = .067, BIC = 14369.804 であり、十分な適合度が得られた。そこで、最終的に 10 項目による向社会的動機づけ尺度を採用した (Figure 2a)。

また、学年毎に同様の因子構造を有しているかについて検討するため、調査対象 2 に対し各学年を母集団とした多母集団同時分析 (最尤法) を行った。比較するモデルとして、集団間で同じモデル構造を仮定するものの全ての推定値が異なるを仮定する配置不変モデルと、集団間で同じモデルを仮定し因子負荷量や因子分散、因子間共分散の推定値が等値であると仮定する測定不変モデルを設定した。配置不変モデルの適合度は $\chi^2(102) = 280.349 (p < .001)$, CFI = .916, RMSEA = .093, SRMR = .075, BIC = 14677.873, 測定不変モデルの適合度は $\chi^2(124) = 314.063 (p < .001)$, CFI = .911, RMSEA = .087, SRMR = .090, BIC = 14570.455 であった。尤度比検定の結果は、 $\Delta\chi^2(22) = 33.714 (p = .053)$ であり適合度の有意な悪化は確認されなかった。BIC の値が低いことから測定不変モデルを採用し、各学年で同様の因子構造を有していると判断した。

次に、性別についても調査対象 2 に対し各性別を母集団とした多母集団同時分析（最尤法）を行った。配置不変モデルの適合度は $\chi^2(68) = 218.695$ ($p < .001$), CFI = .927, RMSEA = .085, SRMR = .072, BIC = 14535.110, 測定不変モデルの適合度は $\chi^2(79) = 224.855$ ($p < .001$), CFI = .929, RMSEA = .078, SRMR = .075, BIC = 14470.704 であった。尤度比検定の結果, $\Delta\chi^2(11) = 6.160$ ($p = .862$) であり適合度の有意な悪化は確認されなかった。BIC の値が低いことから測定不変モデルを採用し、男女で同様の因子構造を有していると判断した。

信頼性の検討 調査対象 1 と調査対象 2 について、尺度の信頼性を検討するため、Cronbach の α と McDonald の ω を算出した (Table 2d)。McDonald の ω は McDonald (1999) と Kelly & Pornprasertmanit (2016) を参考に算出した。 α と ω の値から十分な信頼性が確認されたと判断し、項目の加算平均を下位尺度得点とした (Table 2d)。

Table 2d

【研究 1-1】 向社会的動機づけ, SWB, 共感性の基礎統計量と変数間の相関係数

	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	α	ω	歪度	尖度	同一化的	統制的	RAI
調査対象 1										
同一化的	275	3.92	0.79	.86	—	-0.64	0.30			
統制的	276	2.49	0.88	.83	—	0.03	-0.64	.06		
RAI	275	-0.00	1.37	—	—	0.23	-0.39	.69***	-.69***	
SWB	278	3.62	0.75	.77	.78	-0.51	-0.26	.43***	.06	.27***
共感性	274	3.52	0.71	.72	.67	-0.26	-0.03	.46***	-.08	.39***
調査対象 2										
同一化的	611	3.62	0.66	.83	.83	-0.50	1.33			
統制的	611	2.92	0.71	.80	.80	-0.33	0.40	.31***		
RAI	611	0.00	1.18	—	—	0.54	0.72	.59***	-.59***	

注) 同一化的 = 同一化的調整, 統制的 = 統制的調整, RAI = 自律性指標, SWB = 主観的幸福感。

*** $p < .001$.

また Black & Deci (2000) を参考に、同一化的調整の標準化得点から統制的調整の標準化得点を減じた値を自律性指標 (RAI: Relative Autonomy Index) として算出した。

下位尺度間の相関関係 各変数の基礎統計量と変数間の相関係数を Table 2d に示す。調査対象 1 では向社会的動機づけの同一化的調整と統制的調整との間に有意な相関関係が確認されなかったが、調査対象 2 では有意な相関関係が確認された。そこで、Figure 2a に示した最終的な確認的因子分析のモデルに、因子間相関を 0 と仮定する制約を加え、調査対象 2 に対し再度確認的因子分析を行った。結果は、 $\chi^2(35) = 236.632$ ($p < .001$), CFI = .903, RMSEA = .097, SRMR = .128, BIC = 14418.266 であり、因子間相関を自由推定させたモデルとの尤度比検定の結果 $\Delta\chi^2(1) = 54.877$ ($p < .001$) であった。因子間の相関を無相関とみなすモデルよりも自由推定するモデルの方がより高い適合度を示しており、尤度比検定の結果からも同一化的調整と統制的調整の相関は自由推定する方が妥当と判断できる。因子間の相関を自由推定した結果は $r = .36$ であるため (Figure 2a)、向社会的動機づけの同一化的調整と統制的調整には一定の関連が存在すると考えられる。

主観的幸福感や共感性との関連の検討 主観的幸福感と共感性について、調査に用いた項目の平均値と標準偏差を Table 2e に示す。まず、元の尺度との対象の違い等を踏まえ、主観的幸福感と共感性の因子構造を確認した。主観的幸福感について、伊藤他 (2003) を参考に 1 因子構造と仮定して確認的因子分析 (最尤法) を行った。適合度指標は $\chi^2(20) = 199.115$ ($p < .001$), CFI = .748, RMSEA = .179, SRMR = .111, BIC = 5986.333 であった。適合が低いため負荷量が .40 未満の 3 項目を除外し、再度分析を行った結果、 $\chi^2(5) = 31.792$ ($p < .001$), CFI = .945, RMSEA = .139, SRMR = .056, BIC = 3638.644 であった。RMSEA がやや高いものの十分に改善されたと判断し、5 項目 1 因子構造を採用した。最終的に採用した 5 項目においても、認知的側面と感情的側面の両側面に該当する項目が含まれており、主観的幸福感の概念は崩れていないと判断した。

共感性について、桜井 (1986) を参考に 1 因子構造と仮定して確認的因子分析 (最尤法) を行った。なお、項目 z3 「悲しいドラマや映画を見ていると、つい泣いてし

Table 2e

【研究 1-1】本調査で用いた主観的幸福感と共感性を測定する項目の平均値と標準偏差

項 目	M	SD
主観的幸福感		
y1. あなたは毎日の生活が面白いと思いますか	4.02	0.97
y2. 自分がやろうとしたことはやり遂げていますか	3.61	0.97
y3. 毎日の生活は退くつだと面白くないと感じていますか*	2.58	1.15
y4. きけんな状況に出会ったとき、自分が勇気をもってそれに立ち向かって解決していけるという自信がありますか ^b	3.35	0.98
y5. 今の調子でやっていけば、これから起こることにも対応できる自信がありますか	3.15	1.08
y6. 将来のことが心配ですか* ^b	3.66	1.15
y7. ものごとが思ったように進まない場合でも、あなたはその状況に適切に対応できると思いますか ^b	3.30	0.91
y8. 毎日の生活が楽しいなと感じていますか	3.90	1.00
共感性		
z1. たとえ自分はプレゼントをもらわなくても、他の人がもらったプレゼントをひらくのを見ると、楽しくなります	3.54	1.27
z2. 泣いている子を見ると、自分までなんだか悲しい気持ちになります	3.46	1.28
z3. 悲しいドラマや映画をみていると、つい泣いてしまうことがあります	3.45	1.43
z4. すごく悲しい気持ちにするような歌があります	3.20	1.44
z5. 犬やねこを人間と同じようにかわいがる人の気持ちは、分かりません*	1.74	1.08
z6. 友だちがいない子は、友だちがほしくないのだと思います*	2.25	1.14
z7. 悲しい物語や映画をみていて、泣くようなことはありません*	2.52	1.42
z8. おやつを食べているとき、そばにいる子がほしそうにしていても、自分で全部食べてしまうことができます*	2.25	1.11
z9. 決まりをやぶって先生にしかられている友だちを見ても、かわいそうとは思いません*	3.24	1.27

* 逆転項目

^b 確認的因子分析の過程で除外した項目

まうことがあります」と、項目 z7「悲しい物語や映画をみていて、泣くようなことはありません」は互いに逆転項目の関係にあると考え、項目間に共分散を設定した。適合度指標は $\chi^2(26) = 90.517 (p < .001)$, CFI = .881, RMSEA = .095, SRMR = .067, BIC = 7804.251 であった。CFI がやや低いものの、桜井 (1986) が検討した過程を重視し、9 項目 1 因子構造を採用した。

主観的幸福感と共感性について信頼性を検討するため、Cronbach の α と McDonald の ω を算出した (Table 2d)。なお、共感性の ω 係数については、確認的因子分析で一部の誤差分散間に共分散を仮定しているため、 ω の値として Kano & Azuma (2003) を参考に共分散の存在を考慮した値⁴を求めた。確認的因子分析の適合度指標や α と ω の値から信頼性が確認されたと判断し、項目の加算平均を尺度得点として、向社会的動機づけとの相関係数を算出した (Table 2d)。向社会的動機づけのうち同一化的調整は主観的幸福感、共感性と有意な正の相関関係にあり、効果量の大きさは中程度であった⁵。統制的調整とこれらの変数との相関係数は小さかった。また、RAI は主観的幸福感、共感性と中程度の有意な正の相関関係にあり、向社会的動機づけの自律性の高さと適応的な指標との関連が示された。これらは、自律性の高い動機づけほど適応的な結果と関連しているという Ryan & Deci (2000) の主張と整合しており、向社会的動機づけ尺度の構成概念妥当性が確認されたとと言える。

以上から、本研究において一定の信頼性と妥当性を有する中学生用向社会的動機づけ尺度が作成されたとと言える。先述の通り、本項では中学生を対象とした尺度の開発に留まっているため、次項にて向社会的動機づけが小学校高学年児童においても適用可能であるかどうかについて検討を行う。

⁴ Kano & Azuma (2003) における ρ' に相当

⁵ 効果量の大きさは水本・竹内 (2008) を参照した

第二項 向社会的動機づけ尺度の小学校高学年児童への適用 【研究 1-2】

先述の通り，本節第一項における予備調査実施時には本調査の対象として小中学生を想定し，小中学校の調査協力予定校を確保していた。しかし，本調査実施前に協力予定小学校から協力取り止めの連絡を受けたため，まずは【研究 1-1】として中学生を対象とした尺度を作成したものである。本項では，新たに小学生を対象とした調査を計画実施することで，本節第一項【研究 1-1】にて作成した向社会的動機づけ尺度が小学校高学年児童に対しても適用可能であるかどうか検討する。収集したデータを使用して小学校高学年児童における向社会的動機づけの因子構造を確認し，尺度の信頼性と妥当性を検討する。

方法

調査対象 株式会社バルクにインターネットを通じた調査を依頼し，全国の小学 5・6 年生 485 名（男子 250 名，女子 235 名）を対象にインターネット上でのクローズ型調査を実施した。各学年の人数分布は小学 5 年生 255 名（男子 135 名，女子 120 名），6 年生 230 名（男子 115 名，女子 115 名）であった。調査対象の年齢範囲は 10 歳から 12 歳であり，平均年齢は 10.68 歳（ $SD=0.65$ ）であった。

居住地域の分布は，北海道 17 名（3.51%），東北地方 21 名（4.33%），関東地方 149 名（30.72%），中部地方 90 名（18.56%），近畿地方 106 名（21.86%），中国地方 28 名（5.77%），四国地方 15 名（3.09%），九州沖縄地方 59 名（12.16%）であり，概ね全国人口推計（総務省，2020a）の各地方人口比と類似していた。

調査内容 向社会的動機づけ 本節第一項にて作成した向社会的動機づけ尺度を用いた。全項目について，現職小学校教諭 2 名，小学校教諭経験者 1 名により，小学生にも理解可能であると判断された。教示文は「誰かを手助けしたり相手のためになると思うことをしたりすることについて，次のことがその理由としてどのくらいあてはまりますか」とした。

主観的幸福感 本節第一項にて使用した伊藤他（2003）の主観的幸福感尺度を用いた。原尺度は大学生以上を対象として作成されたものである。そこで，現職小学校教諭 2 名，小学校教諭経験者 1 名と協議を行い，小学生にも理解可能であると判

断された 8 項目を用いた。なお、使用した項目は本節第一項と同様のものであった。教示文は「毎日の生活の中で、次のことがどのくらいあてはまりますか」とした。

調査時期および調査手続き 調査は 2020 年 5 月に実施した。調査用 web ページの URL を対象者の親に送付し、子どもに回答してもらうよう指示した。全項目へ回答していることを回答完了の条件とし、回答努力の最小限化を判断するための DQS (Directed Questions Scale) としての 1 項目 (「ここでは『ややあてはまる』をえらんでください」) を調査内容に加えた。

それぞれ用いた調査内容について、回答は「すごくあてはまる (5 点)」、「ややあてはまる (4 点)」、「どちらともいえない (3 点)」、「あまりあてはまらない (2 点)」、「ぜんぜんあてはまらない (1 点)」の 5 件法で求めた。なお、順序効果を相殺するため、項目の提示順序はランダム化された。

倫理的配慮 本節第一項と同様に、事前にスクリーニング調査として、モニタ登録者のうち小学 5・6 年生の子どもを持つ親を対象に、調査内容や調査手続きの説明と調査への協力依頼を行った。同意の得られた親の子どもを対象に調査を進め、調査協力の報酬として調査実施後に調査会社独自のポイントを親に対して付与した。

子ども本人に対しても、調査内容の説明に加え、各項目への回答は任意であり途中で回答を取り止めてもよいこと、無記名であり個人は特定されないことを調査の実施前に説明し、これらに同意が得られた場合のみ回答してもらった。

結果と考察

回収された回答のうち、回答努力の最小限化を測定するための DQS 項目 (「ここでは『ややあてはまる』をえらんでください」) に誤答しているものを除外した。その結果、有効回答数は 425 名分 (男子 213 名, 女子 212 名, 有効回答率 87.63%) であった。本研究の分析について、Mplus version 8.2 と IBM SPSS Statistics 26 を使用した。

向社会的動機づけ尺度の因子構造の検討

初めに、向社会的行動の動機づけ尺度項目の平均値と標準偏差を Table 2f に示す。

全ての項目において天井効果や床効果は確認されなかった。小学校高学年児童における向社会的動機づけの2因子モデルのあてはまりを検討するため、Figure 2a のモデルに基づき確認的因子分析（最尤法）を行った。分析では各因子の分散を1に固定し、誤差分散間に共分散を設定しなかった。分析の結果、 $\chi^2(34) = 142.941$ ($p < .001$), CFI = .926, RMSEA = .087, SRMR = .070, BIC = 10382.153 であり、十分な適合度が得られた。小学校高学年児童における向社会的動機づけ尺度の因子構造を Figure 2b に示す。

また、学年毎に同様の因子構造を有しているかについて検討するため、各学年を母集団とした多母集団同時分析（最尤法）を行った。比較するモデルとして、集団間で同じモデル構造を仮定するものの全ての推定値が異なると仮定する配置不変モデルと、集団間で同じモデルを仮定し因子負荷量や因子分散、因子間共分散の推定値が等値であると仮定する測定不変モデルを設定した。配置不変モデルの適合度は

Table 2f

【研究 1-2】 小学校高学年児童における向社会的動機づけ尺度項目の平均値と標準偏差

項目	<i>M</i>	<i>SD</i>
第 1 因子：同一化的調整		
x1. 誰かのためになることをしたいから	3.74	0.88
x2. 相手の役に立ちたいと思うから	3.49	0.90
x3. 他の人に親切にすることを自分の中で大事にしているから	3.56	0.94
x4. そうすることは自分にとって意味のあることだから	3.49	0.90
x5. そうすることは自分のためになると思うから	3.58	0.90
第 2 因子：統制的調整		
x7. そうしなければ親や先生にほめてもらえないから	2.70	0.97
x8. そうすることで親や先生に受け入れてもらえるから	3.05	0.98
x9. 親や先生に怒られたくないから	2.98	1.09
x10. そうすることで相手や周りの人に良い印象を与えたいから	3.08	0.94
x11. そうしなければ相手や周りの人ががっかりするから	2.99	1.00

注) 各項目のナンバリングは Table 2c と対応する。

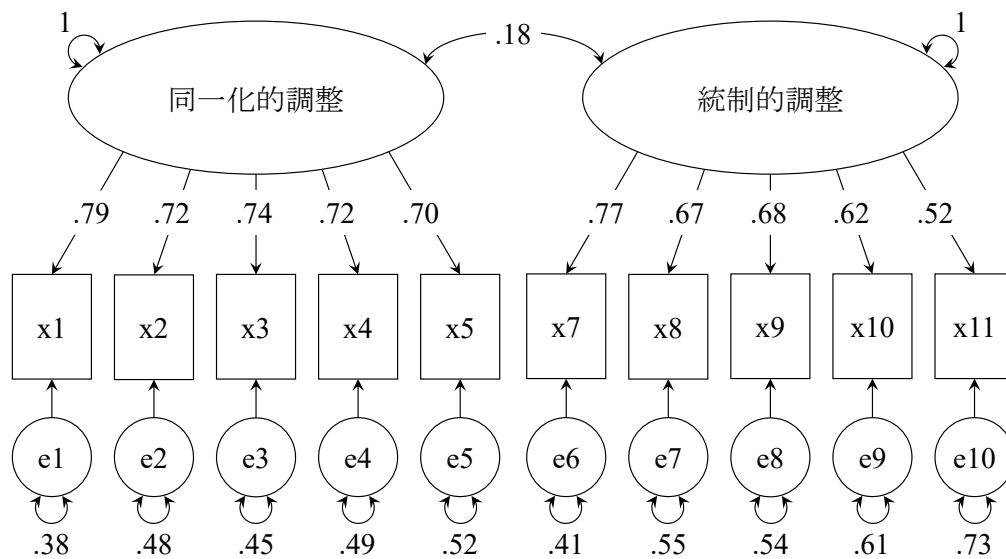


Figure 2b. 【研究 1-2】 小学校高学年の向社会的動機づけ尺度の確認的因子分析結果。

注) 値はすべて標準化されたものであり，観測変数は Table 2c と Table 2f に対応する。

$\chi^2(68) = 192.377 (p < .001)$, CFI = .916, RMSEA = .093, SRMR = .080, BIC = 10548.112, 測定不変モデルの適合度は $\chi^2(79) = 196.028 (p < .001)$, CFI = .921, RMSEA = .083, SRMR = .085, BIC = 10485.189 であった。尤度比検定の結果は， $\Delta\chi^2(11) = 3.651 (p = .979)$ であり適合度の有意な悪化は確認されなかった。BIC の値が低いことから測定不変モデルを採用し，各学年で同様の因子構造を有していると判断した。

次に，性別毎の因子構造についても検討するため，各性別を母集団とした多母集団同時分析（最尤法）を行った。配置不変モデルの適合度は $\chi^2(68) = 200.819 (p < .001)$, CFI = .913, RMSEA = .096, SRMR = .077, BIC = 10525.235, 測定不変モデルの適合度は $\chi^2(79) = 214.376 (p < .001)$, CFI = .911, RMSEA = .090, SRMR = .092, BIC = 10472.218 であった。尤度比検定の結果， $\Delta\chi^2(11) = 13.457 (p = .265)$ であり適合度の有意な悪化は確認されなかった。BIC の値が低いことから測定不変モデルを採用し，男女で同様の因子構造を有していると判断した。

信頼性の検討 尺度の信頼性を検討するため，Cronbach の α と McDonald の ω を算出した (Table 2g)。 α と ω の値から十分な信頼性が確認されたと判断し，項目の

加算平均を下位尺度得点とした (Table 2g)。自律性指標である RAI も同様に算出した。

主観的幸福感との関連の検討 主観的幸福感について、元の尺度との対象の違い等を踏まえ、因子構造を確認した。伊藤他 (2003) を参考に 1 因子構造と仮定して確認的因子分析 (最尤法) を行った。適合度指標は $\chi^2 (20) = 384.325 (p < .001)$, CFI = .683, RMSEA = .207, SRMR = .130, BIC = 8788.047 であった。適合が低いため負荷量が .40 未満の 3 項目を除外し、再度分析を行った結果、 $\chi^2 (5) = 50.917 (p < .001)$, CFI = .937, RMSEA = .147, SRMR = .062, BIC = 5276.673 であった。RMSEA がやや高いものの十分に改善されたと判断し、5 項目 1 因子構造を採用した。最終的に採用した 5 項目は本節第一項において採用した 5 項目と同じ組み合わせだった。

主観的幸福感について信頼性を検討するため、Cronbach の α と McDonald の ω を算出した (Table 2g)。確認的因子分析の適合度指標や α と ω の値から信頼性が確認されたと判断し、項目の加算平均を尺度得点として、向社会的動機づけとの相関係数を算出した (Table 2g)。向社会的動機づけのうち同一化的調整は主観的幸福感と有意な正の相関関係にあり、効果量の大きさも中程度であった⁶。統制的調整と主観

Table 2g

【研究 1-2】小学校高学年児童における各変数の基礎統計量と変数間の相関係数

	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	α	ω	歪度	尖度	同一化的	統制的	RAI
同一化的	425	3.65	0.71	.85	.85	-0.68	1.35			
統制的	425	2.96	0.73	.79	.79	-0.28	0.19	.18***		
RAI	425	0.00	1.28	—	—	0.37	1.33	.64***	-.64***	
SWB	425	3.35	0.69	.76	.78	-0.28	0.40	.31***	-.03	.27***

注) 同一化的 = 同一化的調整, 統制的 = 統制的調整, RAI = 自律性指標, SWB = 主観的幸福感。

*** $p < .001$.

⁶ 効果量の大きさは水本・竹内 (2008) を参照した

的幸福感との相関係数は小さかった。また、RAIは主観的幸福感と中程度の有意な正の相関関係にあり、向社会的動機づけの自律性の高さと適応的な指標との関連が示された。したがって、中学生を対象とした時と同様の傾向が確認されたことから、小学校高学年児童を対象とした場合においても向社会的動機づけ尺度の構成概念妥当性が確認されたと言える。

第二節 向社会的動機づけの性差および学年差の検討【研究2】

目的

本研究の目的は、児童期後期から青年期初期にあたる子どもの向社会的動機づけの特徴を把握するため、性差と学年差について検討することである。向社会的動機づけの性差について、13.5歳から15.75歳の青年期の子どもを対象とした Bayar et al. (2020)、大学生を対象とした Gherghel et al. (2019) や Weinstein & Ryan (2010)、社会人を対象とした Lebel & Patil (2018) などにおいて、女子（女性）の方が男子（男性）より自律的な向社会的動機づけを高く報告するということが確認されている。児童期後期から青年期初期における向社会的動機づけの性差について、これらの先行研究との整合性について検討する。

向社会的動機づけの学年差については、向社会的道徳判断の発達についての研究知見（e. g., Eisenberg-berg, 1979; Eisenberg, Miller, Shell, McNalley, & Shea, 1991; Eisenberg et al., 1987）が参考となるだろう。これらを簡単にまとめると、向社会的行動を実行する理由について、年齢の低いうちは、より快楽主義的で周りから受容されることを志向するものであり、年齢の上昇とともに、より向社会的行動の価値を内在化したものであったり相手への共感的な振舞いを志向するものへと変化していくことが確認されている。しかしながら、第一章第二節第三項において、児童期後期から青年期初期は向社会的行動の価値を内在化させていく過程の時期であり、この時期には道徳的な考えよりも自分の利益を優先させる傾向が強まる可能性を指摘した。特に、青年期は向社会的行動の理由として自律的な側面と統制的な側面とが両立しやすい時期であることが指摘されている（Eisenberg, VanSchyndel, & Spinrad, 2016）。これらの内容を踏まえ、児童期後期から青年期初期における向社会的動機づけの発達的变化について検討する。向社会的動機づけを捉えるにあたり自己決定理論に依拠することで、自律的な向社会的動機づけと統制的な向社会的動機づけをそれぞれ検討することが可能となる。

なお、発達的变化の検討については、1時点測定データを用いた横断的研究と、2時点測定データを用いた縦断的研究を行い、複合的に検討を行う。さらに、動機づけ研究において、特定の動機づけが多いか少ないかという軸によって量や強さの視点から検討する変数中心的なアプローチ（variable-centered approach）と、個人が持

つ複数の動機づけの組み合わせから総合的な動機づけのタイプについて検討する人間志向的なアプローチ（person-oriented approach⁷）の両側面による検討の重要性が主張されている（Fortunato & Goldblatt, 2006; Reeve, 2018）。動機づけに関する先行研究のほとんどは、変数中心的なアプローチにより検討が行われてきた（Reeve, 2018; Ryan & Deci, 2017）。しかし、実際には特定の動機づけだけではなく複数の動機づけが複雑に関係し合っている（Vallerand, 1997）。このことから、変数中心的なアプローチは複雑に関係し合ったそれぞれの動機づけが持つ特徴を検討するために、また人間志向的なアプローチはそれら複数の動機づけがどのようなバランスで作用しているかを検討するために、互いに有益な知見を提供してくれると推察される。そこで、本節においてもこれら両アプローチから検討を行う。

人間志向的なアプローチを採用するにあたり、各変数の組み合わせを特定する必要がある。本研究の場合、第二章第一節で抽出された向社会的動機づけの「同一化的調整」と「統制的調整」を用いて、個人の持つ向社会的動機づけプロフィールを検討することとなる。変数の組み合わせを特定する際、多くの研究ではクラスター分析が用いられているが、いくつのタイプに分類するか判断に研究者の恣意性が多分に混入してしまう問題を指摘できる。例えば、k-means 法によるクラスター分析では、分類するタイプの数を研究者側で指定する必要がある。階層クラスター分析では、作成されたデンドログラムを見て、分類するタイプの数を研究者が決める。そして、これらの過程は「解釈可能性」という説明でまとめられることが多い。

このような恣意性の問題に対し、より妥当な手続きとして潜在混合分布モデルの適用が提案されている（Migidsen & Vermunt, 2002）。潜在混合分布モデルとは、母集団が複数の部分母集団から成ることを仮定したモデルで、そのうち個人のもつタイプを分類する際に頻繁に用いられる方法として潜在プロフィールモデルがある⁸（竹林, 2014）。潜在プロフィールモデルでは、適合度指標や情報量基準が算出されるため（Migidsen & Vermunt, 2002; Nylund, Asparouhov, & Muthén, 2007, Yang, 2006）、分類するタイプの数の決定において、クラスター分析よりも統計的に妥当な判断が可能である（Migidsen & Vermunt, 2002）。したがって、本研究では向社会的動機づけを

⁷ 他に、person approach（Magnusson, 1998）や person-centered approach（Fortunato & Goldblatt, 2006）と呼称されることもある。

⁸ 「潜在プロフィールモデル」とは観測変数が連続変数であるモデルであり、観測変数がカテゴリカル変数であるモデルの場合は「潜在クラスモデル」と呼称される（竹林, 2014）。

人間志向的アプローチから検討するために、潜在プロフィールモデルによる検討を採用する。

以上の内容を踏まえ、以下、第一項【研究 2-1】にて 1 時点測定データによる向社会的動機づけの性差および学年差の横断的検討を行い、第二項【研究 2-2】にて 2 時点測定データによる向社会的動機づけの学年差の縦断的検討を行う。

第一項 1 時点測定データによる性差および学年差の横断的検討【研究 2-1】

方法

調査対象 株式会社バルクにインターネットを通じた調査を依頼し、全国の小学 5 年生から中学 3 年生までの 1998 名（男子 999 名，女子 999 名）を対象とした⁹。各学年の人数分布は、小学 5 年生 391 名（男子 198 名，女子 193 名），6 年生 408 名（男子 200 名，女子 208 名），中学 1 年生 398 名（男子 193 名，女子 205 名），2 年生 416 名（男子 215 名，女子 201 名），3 年生 385 名（男子 193 名，女子 192 名）であった。調査対象の年齢は 10 歳から 15 歳であり，平均年齢は 11.18 歳 ($SD=1.47$) であった。居住地域の分布は，北海道 80 名 (4.00%)，東北地方 110 名 (5.51%)，関東地方 664 名 (33.23%)，中部地方 359 名 (17.97%)，近畿地方 436 名 (21.82%)，中国地方 109 名 (5.46%)，四国地方 48 名 (2.40%)，九州沖縄地方 192 名 (9.61%) であり，概ね全国人口推計（総務省，2020a）の各地方人口比と類似していた。

調査内容 向社会的動機づけ 本章第一節【研究 1-1】で作成した向社会的動機づけ尺度を使用した。「同一化的調整」と「統制的調整」の 2 因子各 5 項目から構成されている。教示文は「誰かを手助けしたり相手のためになると思うことをしたりすることについて，次の項目がその理由となったことがありますか」とした。

その他 調査内容には向社会的動機づけ以外の項目も含まれていたが，本項の目的とは異なるため，本項では扱わない。また，オンライン調査は調査協力者が回答に応分の注意資源を割こうとしない，いわゆる努力の最小限化が生じやすい環境であることから（三浦・小林，2015），本調査でも不誠実回答を抽出するために，DQS

⁹ 本章第一節【研究 1-1】，【研究 1-2】における調査対象と重複はない。

(Directed Questions Scale; Maniaci & Rogge, 2014) としての 2 項目 (「ここでは『あまりあてはまらない』を選んでください」, 「ここでは『ややあてはまる』を選んでください」) を調査内容に加えた。

調査時期および調査手続き 調査は 2020 年 5 月に実施した。調査手続きとして、調査用 web ページにアクセスするための URL を調査対象の親に送付し、小学 5 年生から中学 3 年生の子どもに回答してもらうよう指示した。すべての項目へ回答していることを回答完了の条件とし、回答はすべての調査内容について、「すごくあてはまる (5 点)」、「ややあてはまる (4 点)」、「どちらともいえない (3 点)」、「あまりあてはまらない (2 点)」、「ぜんぜんあてはまらない (1 点)」の 5 件法で回答を求めた。なお、順序効果を相殺するため、項目の提示順序はランダム化された。

倫理的配慮 調査を実施する 1 ヶ月ほど前に、モニタ登録者のうち小学 5 年生から中学 3 年生の子どもを持つ親に対して、調査の説明と協力依頼を行った。同意の得られた親の子どもを対象に調査を進め、調査協力の報酬として調査実施後に調査会社独自のポイントを親に対して付与した。調査に際し子ども本人からの同意も確認した。調査内容の説明に加え、回答は任意であり途中で辞退してもよいこと、個人は特定されないこと、小学 5 年生から中学 3 年生の子ども本人が回答を行うことを回答に際する約束として調査実施前に説明し、同意が得られた場合のみ回答してもらった。

結果と考察

回収された回答のうち DQS の 2 項目に正答していることを有効回答の条件とした。結果、有効回答数は 1597 名分 (男子 791 名, 女子 806 名, 有効回答率 79.93%) であった。本研究の分析には Mplus version 8.2 と IBM SPSS Statistics 26 を使用した。

向社会的動機づけ尺度の構成と内的整合性 向社会的動機づけ尺度項目の平均値と標準偏差を Table 2h に示す。まず、本章第一節【研究 1-1】の因子構造を参考に、全調査対象を用いて向社会的動機づけについて確認的因子分析 (最尤法) を行った。分析の結果、 $\chi^2 (34) = 377.480 (p < .001)$, CFI = .939, RMSEA = .080, SRMR

=.061であった。また、小学生と中学生それぞれにおいて同様の確認的因子分析を行ったところ、小学生では $\chi^2(34) = 149.609$ ($p < .001$), CFI=.953, RMSEA=.073, SRMR=.066, 中学生では $\chi^2(34) = 274.883$ ($p < .001$), CFI=.924, RMSEA=.086, SRMR=.061の値が得られた。したがって、全調査対象や学校種毎において、十分な適合度が確認された。

次に、向社会的動機づけ尺度の「同一化的調整」因子と「統制的調整」因子について Cronbach の α を算出したところ、それぞれ.84 と .81 の値が得られた。学年毎に Cronbach の α を算出したところ、同一化的調整について.80 から .87, 統制的調整について.78 から .83 の値が得られた。また、「同一化的調整」因子と「統制的調整」因子について、McDonald (1999) や Kelly & Pornprasertmanit (2016) を参考に McDonald の ω を算出したところ、それぞれ.84 と .81 の値が得られた。学年毎に McDonald の

Table 2h

【研究 2-1】全調査対象のデータによる向社会的動機づけ尺度項目の平均値と標準偏差

項目	<i>M</i>	<i>SD</i>
同一化的調整		
x1. 誰かのためになることをしたいから	3.66	0.87
x2. そうすることは自分にとって意味のあることだから	3.44	0.92
x3. 相手の役に立ちたいと思うから	3.83	0.85
x4. そうすることは自分のためになると思うから	3.55	0.92
x5. 他の人に親切にすることを自分の中で大事にしているから	3.47	0.94
統制的調整		
x6. そうしなければ相手や周りの人ががっかりするから	2.94	0.99
x7. そうすることで相手や周りの人に良い印象を与えたいから	3.04	0.97
x8. そうすることで親や先生に受け入れてもらえるから	2.93	0.99
x9. 親や先生に怒られたくないから	2.89	1.09
x10. そうしなければ親や先生にほめてもらえないから	2.55	1.00

注) 各項目のナンバリングは Table 2c や Table 2f と異なり、【研究 2-1】において新たに振り直した番号を付している。

ω を算出したところ、同一化的調整について.83 から.85、統制的調整について.80 から.83 の値が得られた。 α と ω の値から各下位尺度は十分な内的整合性を有していると判断し、各下位尺度に該当する項目の加算平均を下位尺度得点として算出した (Table 2i)。さらに、同一化的調整の標準化得点から統制的調整の標準化得点を減じることで自律性指標 RAI を算出した。変数間の相関係数を算出したところ、同一化的調整と統制的調整との相関係数は.24 ($p < .001$) であり、中程度の相関であった¹⁰。RAI と同一化的調整、RAI と統制的調整との相関係数はそれぞれ.62 ($p < .001$)、-.62 ($p < .001$) であった。

変数中心的なアプローチに基づく向社会的動機づけの性差および学年差の横断的検討 向社会的動機づけの性差および学年差を横断的に検討するため、向社会的動機づけ（同一化的調整、統制的調整、RAI）を従属変数、調査対象の性別（男子、女子）×学年（小学5・6年生、中学1・2・3年生）を独立変数とする2要因の多変量分散分析を試みた。

なお、分散分析では、(1) 母集団の正規性、(2) 母集団の等質性、(3) 観測値の独立性が仮定されている（佐藤・出村，2004）。これらの仮定のうち(1)と(2)からの逸脱は検定結果にほぼ影響はない一方で、(3)からの逸脱は検定結果を著しく歪め得ることが知られている（栗田，1996，1999；森・吉田，1990）。本研究におけ

Table 2i

【研究 2-1】全調査対象のデータによる向社会的動機づけ各下位尺度得点の基礎統計量

	<i>n</i>	<i>M</i>	<i>SD</i>	α	ω	歪度	尖度
向社会的動機づけ							
同一化的調整	1597	3.59	0.70	.84	.84	-0.54	0.96
統制的調整	1597	2.87	0.76	.81	.81	-0.22	0.27
RAI	1597	0.00	1.23	—	—	0.51	1.00

注) RAI=自律性指標。

¹⁰ 効果量の大きさは水本・竹内（2008）を参照した

る(3) 観測値の独立性について、本研究では全国から偏りなく調査対象を募り、前述の通り実際に収集したデータも全国人口推計(総務省, 2020a)の各地方人口比から逸脱していなかった。調査対象の男女比や学年比についても偏りはなかった。本研究では調査会社のモニタ登録者を対象に調査を実施したため、モニタ登録者自体が観測値の独立性を満たしていない可能性は否定できない。しかし、本研究で調査を依頼した調査会社のモニタ募集はインターネット上で常時行われている。また、総務省(2020b)の調査では、本研究で調査協力を仰いだ親の世代である30歳から59歳のインターネット利用率は94.7%から98.2%であり、そのうち「毎日少なくとも1回は利用」している、あるいは「(毎日ではないが)週に少なくとも1回は利用」していると答えたのは93.9%から95.7%にのぼる。したがって、本研究で調査を依頼したモニタ登録者であるということ自体が何か特定の偏りを含む可能性は高くないと考える。ゆえに、本研究の調査対象における観測値の独立性は、一定以上満たされていると判断し、分析を行った。

多変量分散分析の前提となるBoxの共分散行列の等質性検定を行った結果、Boxの M として52.127 ($p < .01$)の値が得られた。分散共分散行列の等質性が確認されなかったため、従属変数ごとに分散分析を行った(Table 2j)。有意水準(5%)をŠidák(1967)の方法で調整した結果、同一化的調整に対する性別の主効果が有意であった($F(1, 1587) = 13.15, p < .001$, 偏 $\eta^2 = .01$)。向社会的動機づけの同一化的調整は、女子($M = 3.65, SD = 0.03$)の方が男子($M = 3.53, SD = 0.03$)よりも得点が高かった。一方、向社会的動機づけに対する学年の主効果は確認されず、性別と学年の交互作用についても有意な効果は確認されなかった。

人間志向的なアプローチに基づく向社会的動機づけの性差および学年差の横断的検討 初めに、向社会的動機づけを個人のプロフィールとして捉えるため、向社会的動機づけ尺度の10項目を用いて潜在プロフィールモデル(ロバスト最尤法)による検討を行った。プロフィール数を特定するため、1から8までプロフィール数を仮定したモデルについて、各々のVuong-Lo-Mendell-Rubin法による尤度比の差の検定(VLMR)とブートストラップ法による尤度比の差の検定(BLRT)の結果、BIC、エントロピーをTable 2kに示す。BLRTの結果とBICの値からプロフィール数が多いモデルほど妥当であると考えられ、一方でVLMRの結果から4プロフィールモデ

ルの採択が妥当であることが確認された。エントロピーの値については4プロフィール以上のモデルにおいて.80を上回っており、4プロフィールモデルでの値が最も高かった。BLRTによるモデル選択が一貫性も高く信頼できるという主張もあるが(Nylund et al., 2007)、本研究においてはBLRTによるモデル選択をした場合、プロフィール数の多さから極端に人数の少ないプロフィールが検出されてしまう。そこで、VLMRの結果とエントロピーの値を根拠に4プロフィールモデルの採択が妥当であると判断した。4プロフィールモデルにおける各プロフィールへの所属確率は、順に95.4%、90.9%、89.5%、90.4%であり、すべて80%を上回っていた。また、4プロフィールモデルで各プロフィールに分類された人数は、順に106名、728名、450名、313名であった。

Table 2j

【研究 2-1】 向社会的動機づけの性別・学年別平均値と標準偏差, *F* 値

			学年					<i>F</i> 値		
			小5	小6	中1	中2	中3	性別	学年	交互作用
向社会的動機づけ										
同一化的調整	男子	<i>M</i>	3.50	3.54	3.62	3.53	3.44	13.15***	1.01	1.44
		<i>SD</i>	0.80	0.72	0.62	0.71	0.72			
	女子	<i>M</i>	3.68	3.59	3.69	3.59	3.71			
		<i>SD</i>	0.62	0.81	0.68	0.64	0.66			
統制的調整	男子	<i>M</i>	2.94	2.82	2.87	2.88	2.76	1.07	1.42	0.22
		<i>SD</i>	0.76	0.73	0.75	0.71	0.71			
	女子	<i>M</i>	2.92	2.86	2.92	2.91	2.85			
		<i>SD</i>	0.78	0.82	0.77	0.69	0.80			
RAI	男子	<i>M</i>	-0.22	-0.01	0.05	-0.09	-0.06	4.38	1.06	0.86
		<i>SD</i>	1.13	1.29	1.11	1.15	1.28			
	女子	<i>M</i>	0.06	0.03	0.08	-0.05	0.20			
		<i>SD</i>	1.32	1.38	1.22	1.13	1.26			

*** $p < .001$

4 プロフィールモデルの各プロフィールにおける向社会的動機づけ尺度 10 項目の標準化得点を Figure 2c に示す。第 1 プロフィールは、すべての向社会的動機づけ項目の標準化得点が低いことから「低動機づけプロフィール」と捉えられる。第 2 プロフィールは、相対的に同一化的調整項目の標準化得点が低く統制的調整項目の標準化得点が高いことから「統制的動機づけプロフィール」と捉えられる。第 3 プロフィールは、すべての向社会的動機づけ項目の標準化得点が高いことから「高動機づけプロフィール」と捉えられる。第 4 プロフィールは、相対的に同一化的調整項目の標準化得点が高く統制的調整項目の標準化得点が低いことから「自律的動機づけプロフィール」と捉えられる。なお、プロフィール毎に向社会的動機づけの低位尺度の標準化得点平均を算出したところ、第 1 プロフィールは、同一化的調整 = -2.18 ($SD=0.73$)、統制的調整 = -1.32 ($SD=0.93$)、第 2 プロフィールでは、同一化的調整 = -0.49 ($SD=0.48$)、統制的調整 = 0.07 ($SD=0.57$)、第 3 プロフィールでは、

Table 2k

【研究 2-1】潜在プロフィール分析によるモデル比較

	nfp	ΔLR	<i>p</i> value (VLMR)	<i>p</i> value (BLRT)	BIC	Entropy
1 プロフィールモデル	20	—	—	—	43835.873	—
2 プロフィールモデル	31	2079.592	<.001	<.001	41837.416	.769
3 プロフィールモデル	42	1201.486	.047	<.001	40717.065	.789
4 プロフィールモデル	53	1191.777	<.001	<.001	39606.422	.833
5 プロフィールモデル	64	352.661	.282	<.001	39334.896	.814
6 プロフィールモデル	75	340.321	.108	<.001	39075.709	.812
7 プロフィールモデル	86	275.715	.139	<.001	38881.129	.826
8 プロフィールモデル	97	214.171	.065	<.001	38748.093	.825

注) nfp=自由パラメータの数; ΔLR =尤度比の差; VLMR=Vuong-Lo-Mendell-Rubin 法による尤度比の差の検定; BLRT=ブートストラップ法による尤度比の差の検定; BIC=ベイズ情報量規準。

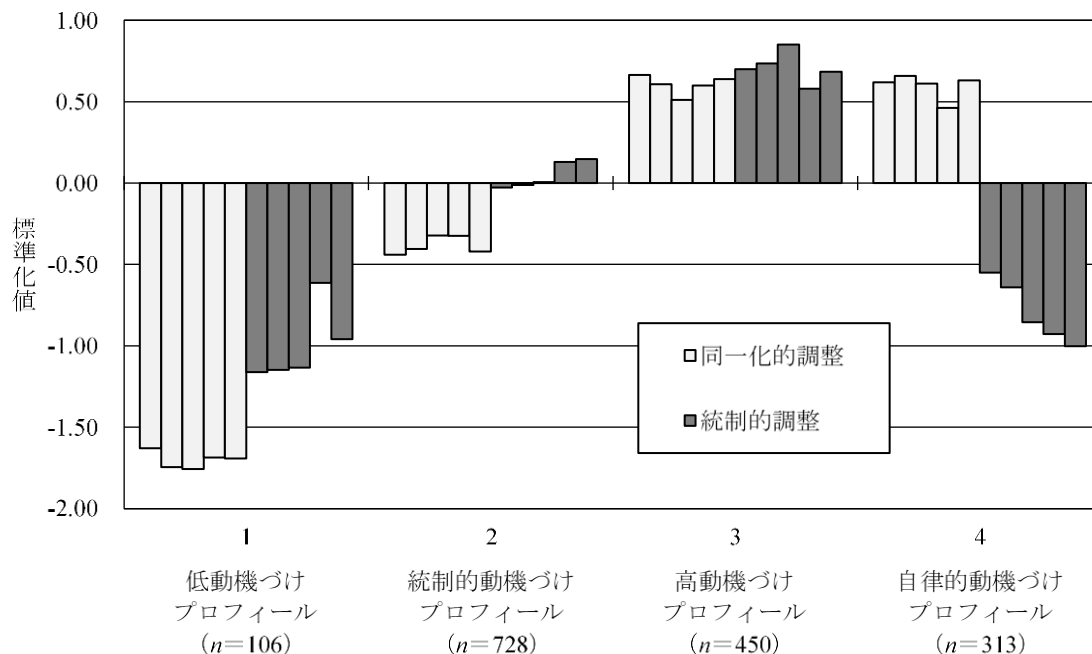


Figure 2c. 【研究 2-1】 4-プロフィールモデルに基づく向社会的動機づけ項目の標準化値。
 注) 各プロフィールにおける 10 本のバーは、左から順に Table 2h の x1 から x10 に対応している。

同一化的調整 = 0.77 ($SD = 0.53$), 統制的調整 = 0.94 ($SD = 0.66$), 第 4 プロフィールでは、同一化的調整 = 0.76 ($SD = 0.62$), 統制的調整 = -1.06 ($SD = 0.66$) であった。

向社会的動機づけプロフィールにおける性差および学年差を検討するため、性別 × 向社会的動機づけプロフィールと学年 × 向社会的動機づけプロフィールのクロス集計表をそれぞれ作成した (Table 2i)。 χ^2 検定の結果、向社会的動機づけプロフィールの性差について、性別と動機づけプロフィールとの間に有意な人数比の偏りが見られた ($\chi^2 (3) = 18.50, p < .001, \text{Cramer's } V = .11$)。そこで、調整済み残差を用いた残差分析を行った。有意水準 (5%) を Šidák (1967) の方法で調整した結果、統制的動機づけプロフィールにおいて有意に男子が多く女子が少ないこと ($|z| = 2.76$), 高動機づけプロフィールにおいて有意に女子が多く男子が少ないこと ($|z| = 2.88$) が確認された。また、向社会的動機づけプロフィールの学年差について、学年と動機づけプロフィールとの間に有意な人数比の偏りは見られなかった ($\chi^2 (12) = 19.53, p = .077, \text{Cramer's } V = .06$)。

Table 21

【研究 2-1】「性別×向社会的動機づけプロフィール」と
「学年×向社会的動機づけプロフィール」のクロス集計表

		向社会的動機づけプロフィール				合計
		低	統制的	高	自律的	
性別						
男子	度数	65	388	197	141	791
	割合	61.32%	53.30%	43.78%	45.05%	49.53%
女子	度数	41	340	253	172	806
	割合	38.68%	46.70%	56.22%	54.95%	50.47%
合計	度数	106	728	450	313	1597
	割合	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%
学年						
小学 5 年生	度数	26	144	97	48	315
	割合	24.53%	19.78%	21.56%	15.34%	19.72%
小学 6 年生	度数	27	142	91	70	330
	割合	25.47%	19.51%	20.22%	22.36%	20.66%
中学 1 年生	度数	18	128	100	67	323
	割合	16.98%	18.96%	22.22%	21.41%	20.23%
中学 2 年生	度数	15	158	89	53	315
	割合	14.15%	21.70%	19.78%	16.93%	19.72%
中学 3 年生	度数	20	146	73	75	314
	割合	18.87%	20.05%	16.22%	23.96%	19.66%
合計	度数	106	728	450	313	1597
	割合	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%

注) 低=低動機づけプロフィール；統制的=統制的動機づけプロフィール；高=高動機づけプロフィール；自律的=自律的動機づけプロフィール。

第二項 2 時点測定データによる学年差の縦断的検討【研究 2-2】

本項では、縦断的データを用いて向社会的動機づけの発達的变化を検討する。本章本節第一項【研究 2-1】において向社会的動機づけの学年差を横断的には検討したことと併せて縦断的検討を行い、多面的に児童期後期から青年期初期における向社会的動機づけの発達的变化を捉えることが本項の目的である。

この目的を達成するため、本項では小学 5 年生から中学 3 年生までの子どもを対象として、1 年間の期間を空けた 2 時点測定データを収集する。小学 5 年生から中学 3 年生までの発達的变化を追うためには 5 年の月日が必要となる。本項では 5 つのコホートを設けることで、疑似的に 5 年間の発達的变化について検討するための縦断的検討を行う。具体的には小学 5 年生から中学 3 年生までの子どもを対象とし、子どもの学年によってそれぞれのコホートを仮定する。その上で 1 年間の期間を空けた 2 度の調査を行い、データを収集する。つまり、調査第 1 波において小学 5 年生である子どもは、第 2 波において小学 6 年生となり、調査第 1 波におけるその他の学年においても同様にコホートが存在することとなる。各コホートはそれぞれ 1 年間の発達的变化を捉えたものであり、これらをつなぎ合わせることで小学 5 年生から中学 3 年生までの発達的变化の傾向を捉えることができると考えた。

以上のことから、本項で実施する研究調査として、小学 5 年生から中学 3 年生までの子どもを対象に第 1 波の調査を行い、その後 1 年間の期間を空けて、同一の子どもを対象とした第 2 波の調査を行う。このような手続きで収集した 2 時点測定データを分析するため、Newson (2015) を参考に潜在差得点モデルを構築し、2 時点間の差について検討する。

方法

調査対象 株式会社バルクにインターネットを通じた調査を依頼し、1 年間の期間を空けた 2 度の調査を実施した。2 度の調査共に回答を得られた全国の子ども 1616 名（男子 829 名，女子 787 名）を対象とした¹¹。学年の内訳は、Time 1 において小学 5 年生 327 名（男子 170 名，女子 157 名），6 年生 323 名（男子 165 名，女子 158

¹¹ 本項の調査対象は、本章第一節【研究 1-1】と【研究 1-2】、本章第二節【研究 2-1】における調査対象と一部重複している。

名), 中学 1 年生 321 名 (男子 156 名, 女子 165 名), 2 年生 322 名 (男子 170 名, 女子 152 名), 3 年生 323 名 (男子 168 名, 女子 155 名) であった。居住地域の分布は, 北海道 73 名 (4.52%), 東北地方 72 名 (4.46%), 関東地方 558 名 (34.53%), 中部地方 258 名 (15.97%), 近畿地方 366 名 (22.65%), 中国地方 97 名 (6.00%), 四国地方 48 名 (2.97%), 九州沖縄地方 144 名 (8.91%) であり, 概ね全国人口推計 (総務省, 2020a) の各地方人口比と類似していた。

コホートの設定 調査対象には, Time 1 時点における学年により 5 つのコホートを仮定している。すなわち, 第 1 コホートは Time 1 時点で小学 5 年生, Time 2 時点で小学 6 年生となる子どもである。第 2 コホートは Time 1 時点で小学 6 年生, Time 2 時点で中学 1 年生となる子どもである。第 3 コホートは Time 1 時点で中学 1 年生, Time 2 時点で中学 2 年生となる子どもである。第 4 コホートは Time 1 時点で中学 2 年生, Time 2 時点で中学 3 年生となる子どもである。第 5 コホートは Time 1 時点で中学 3 年生, Time 2 時点で高校 1 年生となる子どもである。これらのコホートの結果をつなぎ合わせることで, 児童期後期から青年期初期における向社会的動機づけの発達的变化を検討する。

調査内容 向社会的動機づけ 本章第一節【研究 1-1】で作成した向社会的動機づけ尺度を使用した。「同一化的調整」と「統制的調整」の 2 因子各 5 項目から構成されている。教示文は「誰かを手助けしたり相手のためになると思うことをしたりすることについて, 次の項目がその理由となったことがありますか」とした。

その他 調査内容には向社会的動機づけ以外の項目も含まれていたが, 本項の目的とは異なるため, 本項では扱わない。また, 努力の最小限化による不誠実回答を抽出するため, DQS (Maniaci & Rogge, 2014) として 2 項目 (「ここでは『あまりあてはまらない』を選んでください」, 「ここでは『ややあてはまる』を選んでください」) を Time 1 と Time 2 それぞれの調査内容に加えた。

調査時期および調査手続き Time 1 の調査として 2020 年 5 月, Time 2 の調査として 2021 年 5 月に実施した。調査用 web ページにアクセスするための URL を調査対象の親に送付し, 対象の子どもに回答してもらうよう指示した。すべての項目へ

回答していることを回答完了の条件とし、回答はすべての調査内容について、「すごくあてはまる（5点）」、「ややあてはまる（4点）」、「どちらともいえない（3点）」、「あまりあてはまらない（2点）」、「ぜんぜんあてはまらない（1点）」の5件法で回答を求めた。なお、順序効果を相殺するため、項目の提示順序はランダム化された。

倫理的配慮 Time 1 の調査を実施する1ヶ月ほど前に、モニタ登録者のうち小学5年生から中学3年生の子どもを持つ親に対して、調査の説明と協力依頼を行った。調査内容が意図的に記憶されることを避けるため、この時点では縦断調査である旨は提示しなかった。Time 2 の調査を実施する1ヶ月ほど前に、Time 1 の調査に参加したモニタ登録者を対象として、再び調査の説明と協力依頼を行った。同意の得られた親の子どもを対象に調査を進め、調査協力の報酬として各調査実施後にそれぞれ調査会社独自のポイントを親に対して付与した。調査に際し子ども本人からの同意も確認した。調査内容の説明に加え、回答は任意であり途中で辞退してもよいこと、個人は特定されないこと、子ども本人が回答を行うことを回答に際する約束として調査実施前に説明し、同意が得られた場合のみ回答してもらった。

結果と考察

回収された回答のうち Time 1 と Time 2 の両時点において DQS の2項目に正答していないものは除外した。また、2度の回答の間で年齢や性別の回答に矛盾のあるものも除外した。結果、有効回答数は1028名分（男子527名、女子501名、有効回答率63.61%）であった。各コホートの内訳は、第1コホート210名（男子103名、女子107名）、第2コホート214名（男子115名、女子99名）、第3コホート213名（男子108名、女子105名）、第4コホート179名（男子94名、女子85名）、第5コホート212名（男子107名、女子105名）であった。本研究の分析には Mplus version 8.2 と IBM SPSS Statistics 26 を使用した。

向社会的動機づけ尺度の構成と内的整合性 本章第一節【研究 1-1】の因子構造を参考に、全調査対象を用いて向社会的動機づけについて確認的因子分析（最尤法）を行った。分析の結果、Time 1 時点のデータでは $\chi^2(34) = 273.055$ ($p < .001$)、CFI

Table 2m

【研究 2-2】 向社会的動機づけの Time 1 時点と Time 2 時点における基礎統計量

	Time 1 (2020 年) 時点				Time 2 (2021 年) 時点			
	<i>M</i>	<i>SD</i>	α	ω	<i>M</i>	<i>SD</i>	α	ω
第 1 コホート (小学 5 年生→小学 6 年生)								
同一化的調整	3.66	0.66	.82	.82	3.68	0.70	.84	.84
統制的調整	2.91	0.74	.79	.79	2.91	0.83	.85	.85
RAI	0.01	1.19	—	—	-0.04	1.27	—	—
第 2 コホート (小学 6 年生→中学 1 年生)								
同一化的調整	3.58	0.75	.86	.87	3.65	0.74	.87	.87
統制的調整	2.89	0.73	.79	.80	2.88	0.72	.79	.79
RAI	-0.09	1.32	—	—	-0.04	1.19	—	—
第 3 コホート (中学 1 年生→中学 2 年生)								
同一化的調整	3.59	0.63	.76	.76	3.60	0.65	.84	.85
統制的調整	2.85	0.74	.80	.80	2.91	0.73	.81	.81
RAI	-0.03	1.31	—	—	-0.14	1.14	—	—
第 4 コホート (中学 2 年生→中学 3 年生)								
同一化的調整	3.61	0.59	.80	.80	3.57	0.70	.87	.88
統制的調整	2.86	0.65	.73	.73	2.73	0.76	.84	.84
RAI	-0.01	1.08	—	—	0.04	1.16	—	—
第 5 コホート (中学 3 年生→高校 1 年生)								
同一化的調整	3.63	0.63	.85	.85	3.55	0.73	.86	.87
統制的調整	2.80	0.69	.81	.82	2.60	0.81	.86	.87
RAI	0.12	1.24	—	—	0.19	1.39	—	—
全体								
同一化的調整	3.62	0.66	.82	.82	3.61	0.71	.85	.86
統制的調整	2.86	0.71	.79	.79	2.81	0.78	.84	.84
RAI	0.00	1.23	—	—	0.00	1.24	—	—

注) RAI=自律性指標。

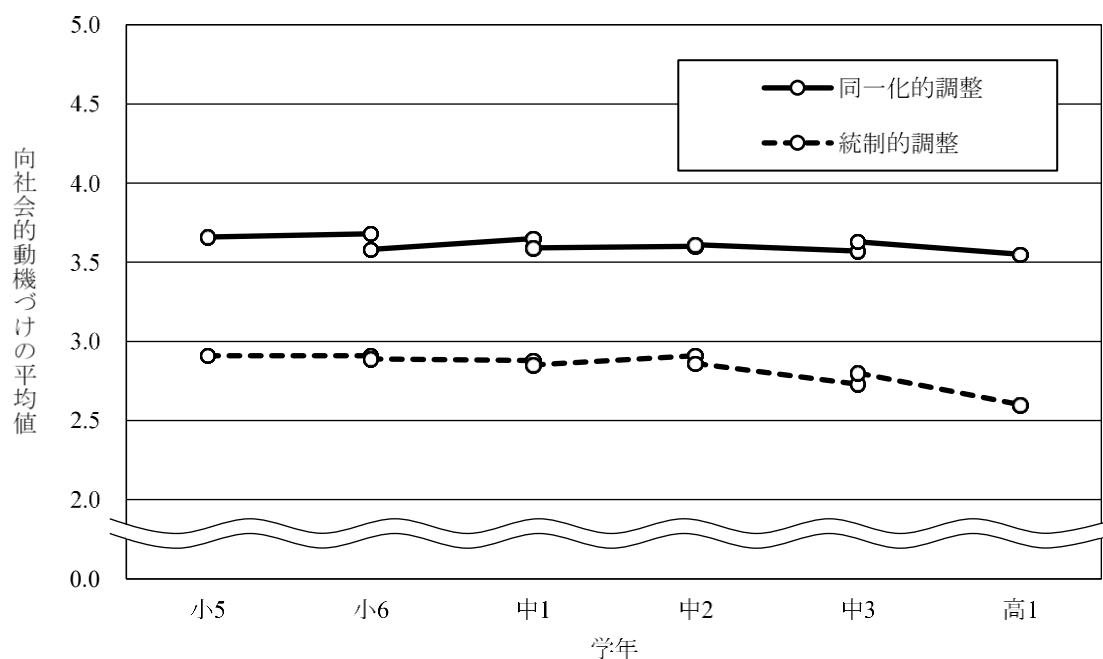


Figure 2d. 【研究 2-2】全コホートを繋ぎ合わせた疑似的な向社会的動機づけの発達的变化。
 注) 第1コホートは小学5年生から小学6年生, 第2コホートは小学6年生から中学1年生, 第3コホートは中学1年生から中学2年生, 第4コホートは中学2年生から中学3年生, 第5コホートは中学3年生から高校1年生の期間に対応している。

=.926, RMSEA=.083, SRMR=.067, Time 2 時点のデータでは $\chi^2(34) = 312.487$ ($p < .001$), CFI=.933, RMSEA=.089, SRMR=.066 であった。したがって, 十分な適合度が確認された。

向社会的動機づけの「同一化的調整」因子と「統制的調整」因子について, 内的整合性を検討するべく各下位尺度に該当する項目の Cronbach の α と McDonald の ω を算出した (Table 2m)。全調査対象のデータを用いた Cronbach の α は.79 から.85 の値が, McDonald の ω は.79 から.86 の値が得られた。また, コホート毎に Cronbach の α を算出したところ, 同一化的調整について.76 から.87, 統制的調整について.73 から.86 の値が得られた。コホート毎に McDonald の ω を算出したところ, 同一化的調整について.76 から.88, 統制的調整について.73 から.87 の値が得られた。 α と ω の値から各下位尺度は十分な内的整合性を有していると判断し, 各下位尺度に該当する項目の加算平均を下位尺度得点として算出した (Table 2m)。

児童期後期から青年期初期における向社会的動機づけの発達的变化を理解しやすくする目的で Figure 2d に各コホートにおける下位尺度得点の平均値の推移を 1 つの図として示す。さらに、同一化的調整の標準化得点から統制的調整の標準化得点を減じることで自律性指標 RAI を算出した。各変数における Time 1 時点での得点と Time 2 時点での得点との相関係数を Table 2n に示す。同一因子における 2 時点間の相関係数は、同一化的調整において .49 から .57、統制的調整において .32 から .52 であり、水本・竹内（2008）を参照した効果量の大きさとしては中程度から大程度の相関であった。また、いずれのコホートにおいても下位尺度間の相関係数は有意であった。自律性指標 RAI における 2 時点間の相関係数は .41 から .61 であり、同一化的調整や統制的調整と同様の傾向が見られた。

変数中心的なアプローチのための分析モデルの構築 向社会的動機づけの学年差を縦断的に検討するため、向社会的動機づけの各下位尺度それぞれについて、Figure 2e に示す潜在差得点モデルを適用した。モデルの設定は Newsom（2015）を参考に、以下の手順で行った。まず、Time 1 時点の得点と Time 2 時点の得点についてそれぞれ確認的因子分析モデルを構築し、潜在変数を設定した。2 つの因子分析モデルにおいて対応する因子負荷量 (λ_1 - λ_5) には等値制約を置き、同一観測変数の誤差項間 (ϵ_1 - ϵ_{10}) に共分散を仮定した。また、同一観測変数の切片 (v_1 - v_5) にも等値制約を仮定した。その上で、モデル推定を安定させるため確認的因子分析モデルにおける因子負荷量の合計 ($\lambda_1+\lambda_2+\lambda_3+\lambda_4+\lambda_5$) を 5、切片の合計 ($v_1+v_2+v_3+v_4+v_5$) を 0 に固定した。次に、Time 1 時点の潜在変数から Time 2 時点の潜在変数に自己回帰を仮定し、2 時点間の変化を意味する潜在変数から Time 2 時点の潜在変数へのパスを仮定した。また、Time 1 時点の潜在変数と変化との間に共分散 ($\psi_{1,3}$) を仮定した。この時、自己回帰のパス (β_1) と変化からのパス (β_2) は推定値を 1 に固定し、Time 2 時点の潜在変数の切片 (α_2) と誤差分散 (ϵ_{11}) は 0 に固定した。その他の推定値については自由推定した。

以上の制約により、Time 2 時点の潜在変数を Time 1 時点の潜在変数と 2 時点間の変化との和によって表現することが可能となる。つまり、変化を意味する潜在変数の平均値 (α_3) が 2 時点間の潜在差得点に対応している。なお、自律性指標 RAI について潜在差得点モデルを適用する際は、Figure 2e における Time 1 と Time 2 の

Table 2n

【研究 2-2】向社会的動機づけの Time 1 得点と Time 2 得点との相関係数

	同一化的調整 (Time 2)	統制的調整 (Time 2)	RAI (Time 2)
第 1 コホート (小学 5 年生→小学 6 年生)			
同一化的調整 (Time 1)	.52***	.14*	.29***
統制的調整 (Time 1)	.15*	.44***	-.26***
RAI (Time 1)	.31***	-.27***	.47***
第 2 コホート (小学 6 年生→中学 1 年生)			
同一化的調整 (Time 1)	.57***	.24***	.32***
統制的調整 (Time 1)	.13	.52***	-.29***
RAI (Time 1)	.40***	-.19**	.50***
第 3 コホート (中学 1 年生→中学 2 年生)			
同一化的調整 (Time 1)	.49***	-.05	.44***
統制的調整 (Time 1)	.20**	.52***	-.26***
RAI (Time 1)	.20**	-.44***	.53***
第 4 コホート (中学 2 年生→中学 3 年生)			
同一化的調整 (Time 1)	.56***	.18*	.33***
統制的調整 (Time 1)	.12	.32***	-.16*
RAI (Time 1)	.37***	-.11	.41***
第 5 コホート (中学 3 年生→高校 1 年生)			
同一化的調整 (Time 1)	.56***	.01	.40***
統制的調整 (Time 1)	-.02	.49***	-.38***
RAI (Time 1)	.45***	-.37***	.61***
全体			
同一化的調整 (Time 1)	.54***	.10***	.35***
統制的調整 (Time 1)	.12***	.46***	-.28***
RAI (Time 1)	.34***	-.29***	.51***

注) RAI=自律性指標。

*** $p < .001$ ** $p < .01$ * $p < .05$

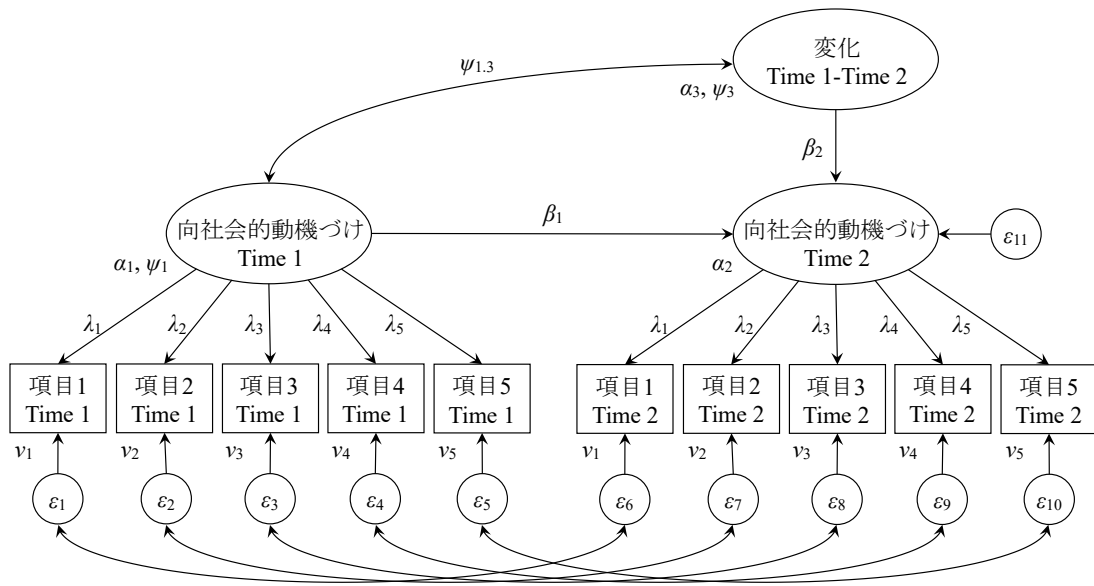


Figure 2e. 【研究 2-2】向社会的動機づけの発達的变化を検討するための潜在差得点モデル。
 注) α = 潜在変数の平均値や切片 ; β = 潜在変数間のパスの推定値 ; ε = 誤差分散 ; λ = 因子負荷量 ; v = 観測変数の切片 ; ψ = 潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。

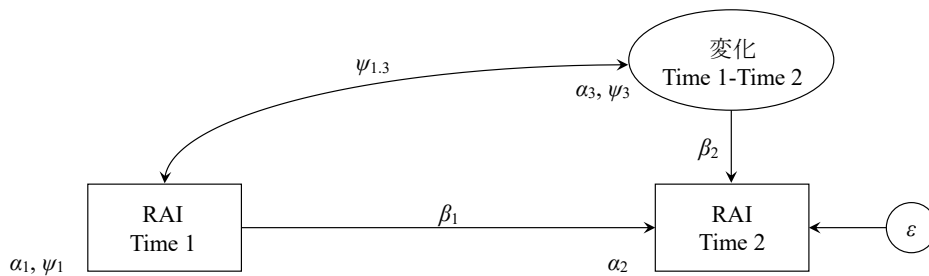


Figure 2f. 【研究 2-2】自律性指標 RAI の発達的变化を検討するための潜在差得点モデル。
 注) α = 変数の平均値や切片 ; β = パスの推定値 ; ε = 誤差分散 ; ψ = 変数の分散や変数間の共分散。

因子分析モデルの部分で、Time 1 と Time 2 の RAI の観測変数として置き換え分析を行った (Figure 2f)。

変数中心のアプローチに基づく向社会的動機づけの学年差の縦断的検討 初めに、児童期後期から青年期初期における向社会的動機づけの発達の変化について、全体の傾向を捉えるべく全調査対象のデータを用いて上記の潜在差得点モデルを向社会的動機づけの同一化的調整、統制的調整、RAI についてそれぞれ最尤法にて適用した。適合度指標は、同一化的調整について $\chi^2(37) = 188.929 (p < .001)$, CFI = .964, RMSEA = .063, SRMR = .029, 統制的調整について $\chi^2(37) = 155.424 (p < .001)$, CFI = .927, RMSEA = .056, SRMR = .037 であった。RAI については、適用する潜在差得点モデルが飽和モデルとなり適合度指標を示す意味がないことから割愛した。潜在差得点等について、得られた推定値を Table 2o に示す。また、同様の内容について図による結果を Figure 2g, Figure 2h, Figure 2i に示す。

潜在差得点を意味する α_3 の値から、統制的調整において有意な得点の減少が確認された。つまり、統制的調整の得点は1年の間に減少傾向にあると考えられる。

Table 2o

【研究 2-2】全調査対象のデータを用いて向社会的動機づけに潜在差得点モデルを適用した結果

	α_1		α_3		ψ_1		ψ_3		$\psi_{1.3}$	
	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE
向社会的動機づけ										
同一化的調整	3.62***	.02	-0.01	.02	0.36***	.02	0.29***	.02	-0.11***	.02
統制的調整	2.86***	.02	-0.05*	.02	0.41***	.02	0.44***	.03	-0.17***	.02
RAI	0.00	.04	0.00	.04	1.53***	.07	1.49***	.07	-0.74***	.05

注) RAI=自律性指標, 値はすべて非標準化推定値。表中見出しの α_1 , α_3 , ψ_1 , ψ_3 , $\psi_{1.3}$ は Figure 2e と Figure 2f のパラメータに対応する。

*** $p < .001$ * $p < .05$

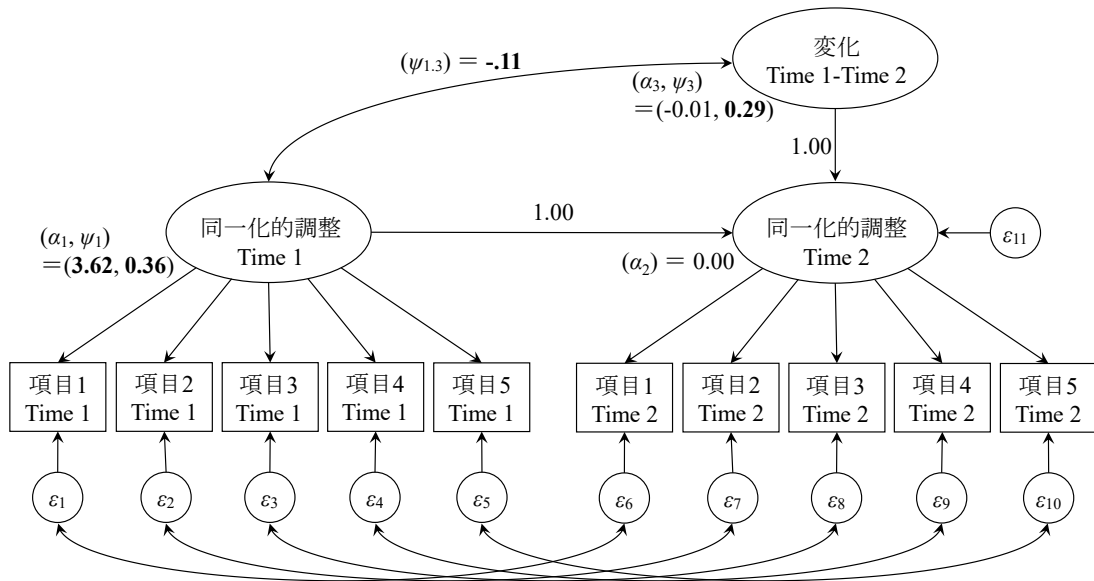


Figure 2g. 【研究 2-2】 同一化的調整における潜在差得点モデルの結果。

注) α = 潜在変数の平均値や切片; ε = 誤差分散; ψ = 潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。
 すべての値は非標準化推定値を記載し、5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

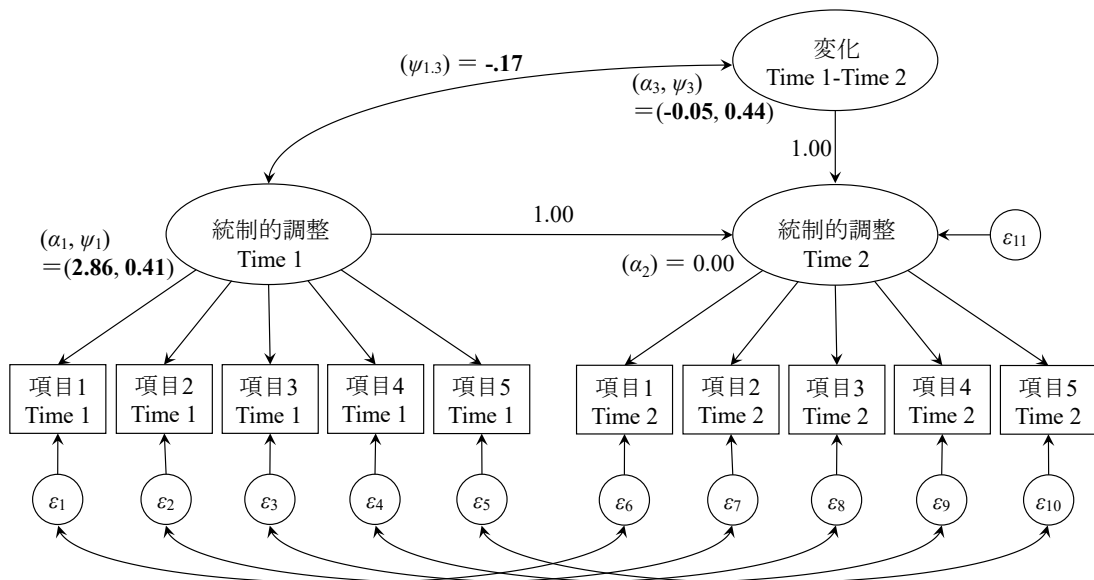


Figure 2h. 【研究 2-2】 統制的調整における潜在差得点モデルの結果。

注) α = 潜在変数の平均値や切片; ε = 誤差分散; ψ = 潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。
 すべての値は非標準化推定値を記載し、5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

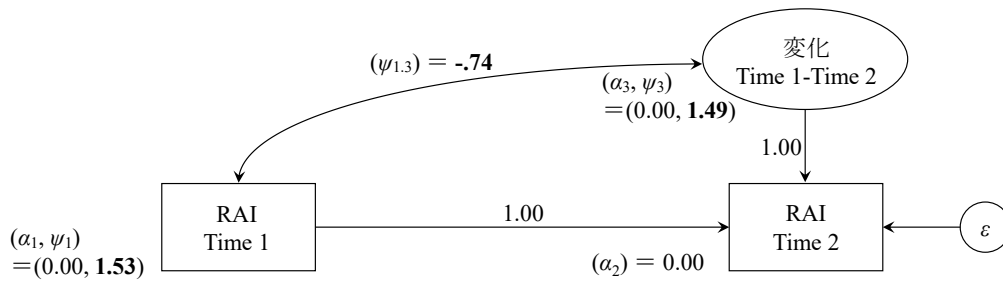


Figure 2i. 【研究 2-2】RAI における潜在差得点モデルの結果。

注) α =潜在変数の平均値や切片; ε =誤差分散; ψ =潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。

すべての値は非標準化推定値を記載し、5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

ただし、Time 1 時点の得点と Time 2 時点の得点を用いて Cohen の d を算出したところ、同一化的調整において.01、統制的調整において.07、RAI において.00 であり、相対的には統制的調整の効果量が大いものの、いずれも効果量としては小さかった¹²。ゆえに、児童期後期から青年期初期における全体傾向として、向社会的動機づけの同一化的調整と RAI はもとより、統制的調整についても実質的に変化していると結論づけるには議論の余地がある。

また、Time 1 時点の潜在得点と変化との共分散である $\psi_{1.3}$ の値について、向社会的動機づけの同一化的調整、統制的調整、RAI はいずれも有意な負の値を示していた。これは、Time 1 時点における向社会的動機づけ得点をより高く報告した個人ほど、Time 1 時点から Time 2 時点にかけて潜在差がより減少していることを意味している。つまり、Time 1 時点で自律的・統制的な向社会的動機づけをより高く認知している個人ほど、Time 2 時点では Time 1 時点に比べて自律的・統制的な向社会的動機づけを高く認知しなくなっており、Time 1 時点で自律的・統制的な向社会的動機づけをより低く認知している個人ほど、Time 2 時点では Time 1 時点と同程度に自律的・統制的な向社会的動機づけ認知しているということである。

次に、児童期後期から青年期初期における発達的变化を詳細に検討するべく、コ

¹² 効果量の大きさは水本・竹内 (2008) を参照した

ホート毎に潜在差得点モデル (Figure 2e, Figure 2f) を向社会的動機づけの同一化的調整, 統制的調整, RAI についてそれぞれ最尤法にて適用した。各コホートの適合度指標を Table 2p に示す。第 4 コホート (中学 2 年生→中学 3 年生) の統制的調整において, やや適合度が低いものの, それ以外では十分な適合度が確認された。向社会的動機づけの発達的变化を捉えるため, 第 4 コホート (中学 2 年生→中学 3 年生) の統制的調整についても適用する潜在差得点モデルを変更せず検討を行った。潜在差得点等について, 得られた推定値を Table 2q に示す。また, 同様の内容について図による結果を Figure 2j, Figure 2k, Figure 2l に示す。潜在差得点を意味する α_3 の値から, 第 5 コホート (中学 3 年生→高校 1 年生) の統制的調整において有意

Table 2p

【研究 2-2】各コホートにおける潜在差得点モデルの適合度

	χ^2 (37)	<i>p</i> value	CFI	RMSEA	SRMR
第 1 コホート (小学 5 年生→小学 6 年生)					
同一化的調整	78.303	<.001	.949	.073	.061
統制的調整	65.112	.003	.963	.060	.062
第 2 コホート (小学 6 年生→中学 1 年生)					
同一化的調整	67.263	.002	.971	.062	.038
統制的調整	80.659	<.001	.939	.074	.056
第 3 コホート (中学 1 年生→中学 2 年生)					
同一化的調整	82.889	<.001	.938	.076	.060
統制的調整	56.873	.019	.973	.050	.056
第 4 コホート (中学 2 年生→中学 3 年生)					
同一化的調整	84.974	<.001	.937	.085	.075
統制的調整	102.767	<.001	.888	.100	.085
第 5 コホート (中学 3 年生→高校 1 年生)					
同一化的調整	78.030	<.001	.958	.072	.067
統制的調整	47.254	.120	.989	.036	.038

な得点の減少が確認された。つまり、統制的調整の得点は中学3年生から高校1年生にかけて減少傾向にあると言える。

Table 2q

【研究 2-2】各コホートにおいて向社会的動機づけに潜在差得点モデルを適用した結果

	α_1		α_3		ψ_1		ψ_3		$\psi_{1.3}$	
	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE
第1コホート (小学5年生→小学6年生)										
同一化的調整	3.67***	.05	0.01	.05	0.36***	.04	0.28***	.04	-0.11**	.03
統制的調整	2.91***	.05	0.01	.06	0.44***	.05	0.52***	.07	-0.18***	.05
RAI	0.01	.08	-0.04	.09	1.40***	.14	1.58***	.15	-0.69***	.11
第2コホート (小学6年生→中学1年生)										
同一化的調整	3.58***	.05	0.07	.05	0.49***	.06	0.34***	.05	-0.17***	.04
統制的調整	2.89***	.05	-0.02	.05	0.44***	.05	0.32***	.05	-0.18***	.04
RAI	-0.09	.09	0.06	.09	1.74***	.17	1.58***	.15	-0.96***	.13
第3コホート (中学1年生→中学2年生)										
同一化的調整	3.61***	.04	-0.01	.05	0.31***	.04	0.29***	.04	-0.12***	.03
統制的調整	2.85***	.05	0.08	.05	0.43***	.05	0.34***	.05	-0.17***	.04
RAI	-0.03	.09	-0.12	.08	1.71***	.017	1.42***	.14	-0.93***	.12
第4コホート (中学2年生→中学3年生)										
同一化的調整	3.61***	.04	-0.04	.05	0.28***	.04	0.25***	.04	-0.05	.03
統制的調整	2.85***	.05	-0.10	.06	0.31***	.05	0.55***	.08	-0.20***	.05
RAI	-0.01	.08	0.04	.09	1.15***	.12	1.46***	.15	-0.64***	.11
第5コホート (中学3年生→高校1年生)										
同一化的調整	3.63***	.04	-0.08	.04	0.34***	.04	0.30***	.04	-0.09**	.03
統制的調整	2.80***	.05	-0.20***	.05	0.39***	.05	0.43***	.06	-0.13**	.04
RAI	0.12	.09	0.07	.08	1.53***	.15	1.36***	.13	-0.49***	.11

注) RAI=自律性指標, 値はすべて非標準化推定値。表中見出しの α_1 , α_3 , ψ_1 , ψ_3 , $\psi_{1.3}$ は

Figure 2e と Figure 2f のパラメータに対応する。

*** $p < .001$ ** $p < .01$

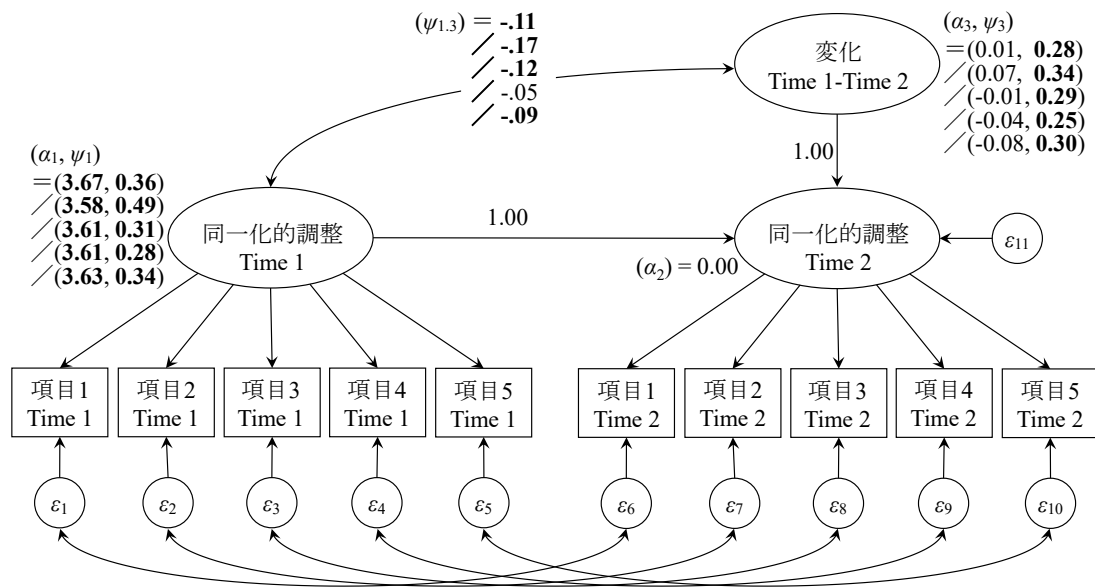


Figure 2j. 【研究 2-2】 コホート毎の同一化的調整における潜在差得点モデルの結果。

注) α =潜在変数の平均値や切片; ε =誤差分散; ψ =潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。

値は上から順に第 1 コホート (小学 5 年生→小学 6 年生), 第 2 コホート (小学 6 年生→中学 1 年生), 第 3 コホート (中学 1 年生→中学 2 年生), 第 4 コホート (中学 2 年生→中学 3 年生), 第 5 コホート (中学 3 年生→高校 1 年生)。すべての値は非標準化推定値を記載し, 5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

Time 1 時点の得点と Time 2 時点の得点を用いて Cohen の d を算出したところ, 第 1 コホート (小学 5 年生→小学 6 年生) での値は同一化的調整において-.02, 統制的調整において-.01, RAI において.04 であった。第 2 コホート (小学 6 年生→中学 1 年生) での値は同一化的調整において-.10, 統制的調整において.02, RAI において-.05 であった。第 3 コホート (中学 1 年生→中学 2 年生) での値は同一化的調整において-.02, 統制的調整において-.09, RAI において.10 であった。第 4 コホート (中学 2 年生→中学 3 年生) での値は同一化的調整において.06, 統制的調整において.15, RAI において-.03 であった。第 5 コホート (中学 3 年生→高校 1 年生) での値は同一化的調整において.12, 統制的調整において.26, RAI において-.06 であった。

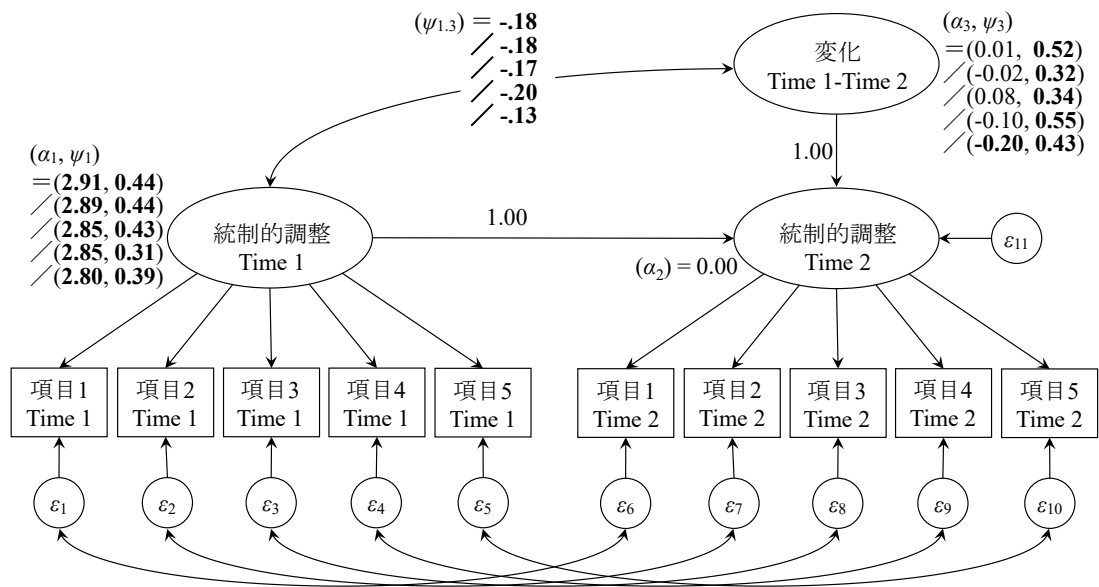


Figure 2k. 【研究 2-2】 コホート毎の統制的調整における潜在差得点モデルの結果。

注) α =潜在変数の平均値や切片; ε =誤差分散; ψ =潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。

値は上から順に第 1 コホート (小学 5 年生→小学 6 年生), 第 2 コホート (小学 6 年生→中学 1 年生), 第 3 コホート (中学 1 年生→中学 2 年生), 第 4 コホート (中学 2 年生→中学 3 年生), 第 5 コホート (中学 3 年生→高校 1 年生)。すべての値は非標準化推定値推定値を記載し, 5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

同一化的調整について, 第 2 コホート (小学 6 年生→中学 1 年生) と第 5 コホート (中学 3 年生→高校 1 年生) での効果量はその他のコホートに比べると大きな値が確認され, 児童期後期から青年期初期の中では相対的に, 小学 6 年生から中学 1 年生にかけてやや増加傾向に, また中学 3 年生から高校 1 年生にかけてやや減少傾向にある可能性が示唆された。統制的調整について, 第 5 コホート (中学 3 年生→高校 1 年生) で小程度の効果量が確認され¹³, 特に中学 3 年生から高校 1 年生において向社会的動機づけの統制的調整は減少していることが推察される。また, 統制的調整については第 4 コホート (中学 2 年生→中学 3 年生) での効果量がその他の

¹³ 効果量の大きさは水本・竹内 (2008) を参照した

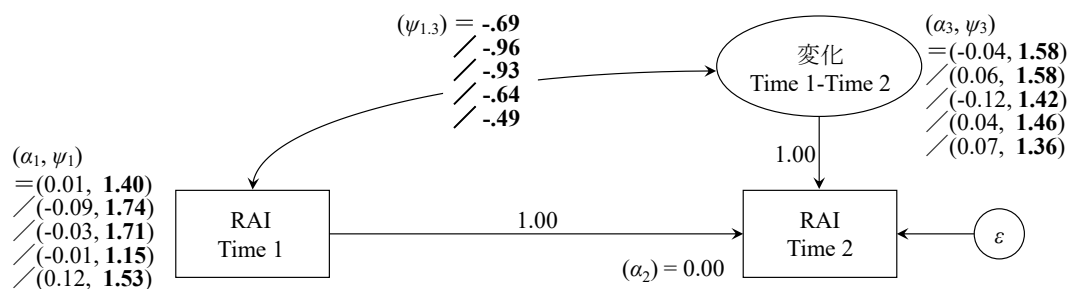


Figure 21. 【研究 2-2】 コホート毎の RAI における潜在差得点モデルの結果。

注) α =潜在変数の平均値や切片; ϵ =誤差分散; ψ =潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。

値は上から順に第 1 コホート (小学 5 年生→小学 6 年生), 第 2 コホート (小学 6 年生→中学 1 年生), 第 3 コホート (中学 1 年生→中学 2 年生), 第 4 コホート (中学 2 年生→中学 3 年生), 第 5 コホート (中学 3 年生→高校 1 年生)。すべての値は非標準化推定値を記載し, 5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

コホートに比べると大きく, 相対的に中学 2 年生から中学 3 年生にかけても, やや減少傾向にある可能性が示唆された。

さらに, Time 1 時点の潜在得点と変化との共分散である $\psi_{1.3}$ の値について, 第 4 コホート (中学 2 年生→中学 3 年生) の同一化的調整を除く各コホートの変数はいずれも有意な負の値を示していた。これは, Time 1 時点における各変数をより高く報告した個人ほど, 2 時点間の潜在差がより減少していることを意味している。

以上の結果をまとめると, 児童期後期から青年期初期における向社会的動機づけの発達的变化は, (1) 同一化的調整には特筆すべき変化こそ見られないものの, 相対的には小学 6 年生から中学 1 年生にかけてやや増加傾向に, 中学 3 年生から高校 1 年生にかけてやや減少傾向にあること, (2) 統制的調整は中学 3 年生から高校 1 年生にかけて減少しており, 中学 2 年生から中学 3 年生にかけて減少傾向にあること, (3) Time 1 時点での向社会的動機づけが高い個人ほど 1 年後の向社会的行動が低くなること, の 3 点を特徴としていると考えられる。

人間志向的なアプローチに基づく向社会的動機づけの学年差の縦断的検討 向社会的動機づけを個人のプロフィールとして捉えるにあたり、本節第一項【研究 2-1】で特定した 4 プロフィールモデルを本項でも用いる。Time 1 時点と Time 2 時点それぞれにおいて、向社会的動機づけ尺度における 10 項目を使用し 4 プロフィールモデルを仮定した潜在プロフィールモデル（ロバスト最尤法）による検討を行った。Time 1 時点と Time 2 時点のいずれにおいても、4 プロフィールモデルのエントロピーは.80 以上の値を示しており、各プロフィールへの所属確率はすべて 80%を上回っていた。したがって、Time 1 時点と Time 2 時点の両時点における 4 プロフィールの分類は妥当であると言える。

Table 2r

【研究 2-2】「Time 1 時点の所属プロフィール×Time 2 時点の所属プロフィール」のクロス集計表

		向社会的動機づけプロフィール (Time 1)				合計	
		低	統制的	高	自律的		
向社会的動機づけ プロフィール (Time 2)	低	度数	19	52	5	22	98
		割合	35.19%	12.01%	1.73%	8.73%	9.53%
統制的	度数	18	260	89	56	423	
	割合	33.33%	60.05%	30.80%	22.22%	41.15%	
高	度数	3	63	137	50	253	
	割合	5.56%	14.55%	47.40%	19.84%	24.61%	
自律的	度数	14	58	58	124	254	
	割合	25.93%	13.39%	20.07%	49.21%	24.71%	
合計	度数	54	433	289	252	1028	
	割合	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	100.00%	

注) 低＝低動機づけプロフィール；統制的＝統制的動機づけプロフィール；高＝高動機づけプロフィール；自律的＝自律的動機づけプロフィール。

各プロフィールの特徴は本節第一項【研究 2-1】において示されたプロフィールと共通していたため、本項においても同様の名称を用いた。すなわち、すべての向社会的動機づけ項目の標準化得点が低い「低動機づけプロフィール」、相対的に同一化的調整項目の標準化得点が低く統制的調整項目の標準化得点が高い「統制的動機づけプロフィール」、すべての向社会的動機づけ項目の標準化得点が高い「高動機づけプロフィール」、相対的に同一化的調整項目の標準化得点が高く統制的調整項目の標準化得点が低い「自律的動機づけプロフィール」である。これら4つのプロフィールに分類された人数は、Time 1において順に54名、433名、289名、252名であり、Time 2において順に98名、423名、253名、254名であった。

Time 1時点とTime 2時点における各プロフィールへの所属に変化が見られるか検討するため、Time 1時点の所属プロフィール×Time 2時点の所属プロフィールのクロス集計表を作成した (Table 2r)。 χ^2 検定の結果、各セルの観測度数において有意な人数比の偏りが見られた ($\chi^2(9) = 301.84, p < .001, \text{Cramer's } V = .31$)。そこで、有意水準(5%)をŠidák (1967)の方法で調整し、調整済み残差を用いた残差分析を行った。まず、Time 1時点とTime 2時点において同一のプロフィールに所属していた子どもについて、低動機づけプロフィール、統制的動機づけプロフィール、高動機づけプロフィール、自律的動機づけプロフィール、において有意に人数が多かった (順に $|z| = 6.59$; $|z| = 10.50$; $|z| = 10.61$; $|z| = 10.38$)。次に、Time 1時点とTime 2時点において動機づけプロフィールが変化した子どもについて、Time 1時点からTime 2時点への変化として、低動機づけプロフィールから高動機づけプロフィールに変化した子どもは有意に少なかった ($|z| = 3.34$)。統制的動機づけプロフィールから高動機づけプロフィールや自律的動機づけプロフィールに変化した子どもは有意に少なかった (順に $|z| = 6.39$; $|z| = 7.17$)。高動機づけプロフィールから低動機づけプロフィールや統制的動機づけプロフィールに変化した子どもは有意に少なかった (順に $|z| = 5.33$; $|z| = 4.22$)。自律的動機づけプロフィールから統制的動機づけプロフィールに変化した子どもは有意に少なかった ($|z| = 7.03$)。

これらの結果をまとめると、向社会的動機づけプロフィールの変化について、いずれの動機づけプロフィールにおいても2時点間で変化しない子どもの割合が最も多かった。また、2時点間で動機づけプロフィールが変化した子どもについて、Time 1時点で低動機づけプロフィールや統制的動機づけプロフィールを持つ子どもは、

Time 2 時点で高動機づけプロフィールや自律的動機づけプロフィールを持つようになりにくく、Time 1 時点で高動機づけプロフィールや自律的動機づけプロフィールを持つ子どもは、Time 2 時点で低動機づけプロフィールや統制的動機づけプロフィールを持つようになりにくいことが示されたと言えよう。

第三節 本章のまとめと考察

本章では、児童期後期から青年期初期における向社会的動機づけを測定する尺度の開発を行い、開発した尺度を用いて児童期後期から青年期初期における向社会的動機づけの性差および学年差の検討を行った。

まず、本章第一節【研究 1】において、児童期後期から青年期初期の子どもを対象とした向社会的動機づけ尺度を作成した。向社会的動機づけを、自己決定理論に依拠して「同一化的調整」と「統制的調整」の2因子構造によって捉えられることが示唆され、小学校高学年児童と中学生それぞれにおいてその内的一貫性と妥当性が確認された。各下位尺度について、Ryan & Connell (1989) や Deci & Ryan (1985) を参考に、同一化的調整は「内在化された価値による目標と個人的な重要性による調整」、統制的調整は「ルールへの追従と賞の獲得や罰の回避、あるいは受容の獲得と排斥の回避による調整」という概念的定義を与えている。なお、統制的調整は自己決定理論における外的調整と取り入れ的調整から成るものである。これら2つの下位尺度は、向社会的動機づけの一部を自律性の程度という観点から捉えたものであり、同一化的調整は統制的調整よりも自律性の高い（より内在化の進んだ）調整として位置づけられると仮定している。

さらに、向社会的動機づけと主観的幸福感、共感性との関連を検討した結果、統制的調整よりも同一化的調整の方が、主観的幸福感や共感性との高い相関を示しており、構成概念妥当性が確認された。向社会的動機づけの総合的な自律性指標であるRAI（同一化的調整の標準化得点から統制的調整の標準化得点を減じることで算出した値）についても、適応的な指標とのポジティブな関連が確認され、理論的に矛盾のない結果が得られた。

したがって、小学5年生から中学3年生における向社会的動機づけの因子構造として、自己決定理論の観点から「同一化的調整」と「統制的調整」の2因子構造が抽出され、最終的に各5項目から成る向社会的動機づけ尺度が採用された。Deci & Ryan (1985) や Ryan & Deci (2000, 2017) の分類に基づき、同一化的調整は自律的な向社会的動機づけ、統制的調整は統制的な向社会的動機づけにそれぞれ該当する。また、向社会的動機づけは他者の利益を意図した行動である向社会的行動の動機づけであることから、本研究において作成した向社会的動機づけ尺度の同一化的調整

と統制的調整は、共に外発的動機づけに該当するものである。

次に、本章第二節【研究 2】において、作成した向社会的動機づけ尺度を使用し、児童期後期から青年期初期における向社会的動機づけの性差と学年差について検討した。なお、検討にあたり変数中心的なアプローチと人間志向的なアプローチを採用し、多面的に検討を行った。人間志向的なアプローチについては、個人の向社会的動機づけプロフィールを捉えるべく、まず個人が持つ向社会的動機づけのタイプを分類した。具体的には、自律的な向社会的動機づけと統制的な向社会的動機づけが共に低い「低動機づけプロフィール」、自律的な向社会的動機づけが低く統制的な向社会的動機づけが高い「統制的動機づけプロフィール」、自律的な向社会的動機づけと統制的な向社会的動機づけが共に高い「高動機づけプロフィール」、自律的な向社会的動機づけが高く統制的な向社会的動機づけが低い「自律的動機づけプロフィール」の 4 つが抽出された。これらのタイプは学業動機づけ（西村・櫻井，2013；岡田・中谷，2006）や対人関係動機づけ（中井，2015；岡田，2006）における分類と整合的であり、自己決定理論に依拠した個人が持つ領域毎の動機づけのタイプは横断的に共通していると言える。

向社会的動機づけの性差について、変数中心的アプローチから同一化的調整は女子の方が男子よりも高い得点を報告していることが確認された。また、人間志向的なアプローチから女子の方が向社会的動機づけの同一化的調整と統制的調整が共に高いことを特徴とする高動機づけプロフィールを持ちやすく、男子の方が向社会的動機づけの統制的調整は高く同一化的調整は低い統制的動機づけプロフィールを持ちやすいことも確認された。すなわち、女子の方が向社会的行動の価値をより内在化しやすいことが示唆されたと言えよう。本研究は、第 1 波の調査時点において 10 歳から 15 歳の子どもを対象としているが、本章で得られた性差と同様の傾向は他の年齢においても確認されている（e. g., Gherghel et al., 2019; Lebel & Patil, 2018; Weinstein & Ryan, 2010）。自律性の高い動機づけは行動の生起に繋がりやすいという Deci & Ryan (1985) の主張に準じると、向社会的動機づけの性差を原因として、向社会的行動の性差を説明できると考える。つまり、向社会的動機づけの同一化的調整は女子の方が高いため、また動機づけプロフィールの観点からも同一化的調整の高さを特徴とする向社会的動機づけプロフィールを女子の方が持ちやすいため、向社会的行動についても女子の方が男子よりも多く行う傾向にあることが推察される。

実際に、向社会的行動の性差については女子の方が男子よりも多く向社会的行動を行うことが広く示されており (e. g., Carlo, Roesch, Knight, & Koller, 2001; Eisenberg & Fabes, 1998), 向社会的行動の性差はその動機づけに起因すると考えられる。

向社会的行動の性差については、環境的要因として、性役割による効果が確認されており (e. g., Eagly, 2009; Maccoby, 1998), 生物的要因として、一部の脳皮質と向社会的行動との関連に男女差が見られることや (Thijssen et al., 2015), そもそも皮質の成熟速度は男女で異なることが確認されている (Mutlu, Schneider, Debbané, Badoud, Eliez, & Schaer, 2013)。したがって、向社会的動機づけについても、幼少期から男子に比べ女子の方が向社会的であることを求められ続けているために、向社会的行動の価値についての内在化が進んでいる可能性や、生物形態学的に向社会的動機づけが男女で異なっている可能性が考えられる。本章の結果は量的に向社会的動機づけの性差を示したものであり、向社会的動機づけの性差自体の原因について言及可能なものではない。しかし、これまで検討されていなかった日本の児童期後期から青年期初期における向社会的動機づけの知見を蓄積したという点において、本章の内容は意義あるものと考えられる。

また、向社会的動機づけの学年差について、変数中心的なアプローチでは、児童期後期から青年期初期にかけて、全体的に向社会的動機づけの統制的調整がやや減少していることが確認された。具体的な検討の結果、中学3年生から高校1年生にかけて向社会的動機づけの統制的調整が有意に減少することが確認され、中学2年生から3年生にかけてもやや減少傾向にあること示す効果量が確認された。一方で、向社会的動機づけの同一化的調整について、顕著な差は確認されなかったものの、児童期後期から青年期初期の中では相対的に、小学6年生から中学1年生にかけてやや増加傾向に、中学3年生から高校1年生にかけてやや減少傾向にあることを示唆する効果量が確認された。また、自律性指標であるRAIの得点について顕著な変化は見られなかった。人間志向的アプローチにおいても、1年の期間で向社会的動機づけプロフィールの変化は見られなかった子どもがほとんどであった。すなわち、児童期後期から青年期初期における向社会的行動の自律性(内在化)の程度は、ほぼ横ばいに推移するものの、向社会的行動に関する被統制感が、相対的に中学2年生あたりから減少し始め、中学3年生において顕著に減少することが示唆されたとと言えるだろう。

児童期後期や青年期初期において、向社会的行動の生起頻度が減少することを示す研究が散見される (e. g., 村上他, 2016; 二宮, 2010; 二宮他, 2007; 西村他, 2018)。しかし、行動の生起に繋がりやすいとされる自律的な向社会的動機づけは当該期間にほとんど変化しておらず、統制的な向社会的動機づけは中学 2 年生あたりから減少し始めることが確認された。つまり、児童期後期から青年期初期における向社会的行動の生起頻度の発達的变化は、子どもの認知する向社会的行動の価値が減少することによるものとは言えないと考える。本研究で依拠している自己決定理論では、行動の自律性や行動の価値の内在化の程度によって動機づけが捉えられているため (Deci & Ryan, 1985; Ryan & Deci, 2017)、児童期後期から青年期初期の子どもが認知する向社会的行動の価値はある程度一貫しており、中学 2・3 年生以降、向社会的行動についての被統制感が薄らいでいくという発達的变化が見られると言えよう。

また、本章で得られた結果では、小学 5 年生から中学 3 年生を対象とした縦断調査において、いずれの学年でも向社会的動機づけの同一化的調整の得点平均は 5 点満点中 3.55 点以上の値を示していた (Table 2m)。したがって、児童期後期から青年期初期における向社会的行動の発達的变化は、子どもの中で他者への手助けや相手のためを思った行動が価値あるものと位置づけられている中で生じるものと考えられる。より具体的に、向社会的動機づけと向社会的行動との関連については、続く第三章と第四章にて検討する。

ところで、学業的動機づけについては、小中学生を対象とした研究において学年差が一貫して確認されている (e. g., 速水・田畑・吉田, 1996; 西村・河村・櫻井, 2011; 西村・櫻井, 2013)。具体的には、自律的な学業的動機づけは年齢とともに減少し、統制的な学業的動機づけは年齢とともに上昇するという傾向が確認されている。一方で、対人関係に関連した動機づけに関する日本の先行研究では学年差は確認されていない (e. g., 中井, 2015)。向社会的行動は対人関係行動であるため、向社会的動機づけについても対人関係的動機づけに分類できることを踏まえると、先行研究や本章で得られた結果から、学業的動機づけと対人関係的動機づけは異なる発達的变化を遂げている可能性を指摘できる。今後、種々の動機づけに関する発達的变化について検討が求められよう。伊藤 (2012) は、向社会性と学習動機づけとの関連を明らかにすることで、動機づけの発達の解明への一助となる可能性を主張している。向社会的行動と学業的達成は、先行研究においてもその価値の内在化や社

会化において多く取り上げられてきた領域であり、かつ互いにかなり独立していると考えられているため (Ryan & Connell, 1989), 向社会的動機づけと学業的動機づけの統合的な検討は、動機づけの理解に大きく貢献することが見込まれる。

本章では、児童期後期から青年期初期における向社会的動機づけ尺度を作成し、その特徴について検討した。続く第三章では、向社会的動機づけと向社会的行動との関連について検討する。第四章では向社会的行動の発達的变化に対する向社会的動機づけからの説明を試みる。向社会的行動について、近年その対象による生起過程の違いを考慮した検討が行われている。向社会的動機づけとの関連についても向社会的行動の対象を考慮し、その差異を明らかにする。

第三章 向社会的動機づけと 向社会的行動との関連

第一節 向社会的行動の対象による向社会的動機づけの差異

第二節 本章のまとめと考察

第三章 向社会的動機づけと向社会的行動との関連

第一節 向社会的行動の対象による向社会的動機づけの差異 【研究 3】

目的

本研究の目的は、児童期後期から青年期初期にあたる子どもにおいて、向社会的動機づけと向社会的行動との関連を検討することである。向社会的行動についてはその対象によって生起頻度が異なることが確認されている（e. g., Fehr, Bernhard, & Rockenbach, 2008; Weller & Lagattuta, 2013; Young, Fox, & Zahn-Waxler, 1999）。そこで、本研究では、向社会的行動の対象を分けて向社会的動機づけとの関連の差異を検討する。

また、第二章第二節【研究 2-1】や【研究 2-2】と同様に、向社会的動機づけについて、特定の動機づけが多いか少ないかという軸によって量や強さの視点から検討する変数中心的なアプローチと、個人が持つ複数の動機づけの組み合わせから総合的な動機づけのタイプについて検討する人間志向的なアプローチの両側面から検討を行う。

方法

調査対象 株式会社バルクにインターネットを通じた調査を依頼し、全国の小学 5 年生から中学 3 年生までの 1998 名（男子 999 名，女子 999 名）を対象とした。本研究の調査対象は第二章第二節第一項【研究 2-1】と同一である。

調査内容 向社会的動機づけ 第二章第一節【研究 1-1】で作成した向社会的動機づけ尺度を使用した。「同一化的調整」と「統制的調整」の 2 因子各 5 項目から構成されている。教示文は「誰かを手助けしたり相手のためになると思うことをしたりすることについて、次の項目がその理由となったことがありますか」とした。

対象別向社会的行動 村上他（2016）の対象別向社会的行動尺度を用いた。元尺度は小学 4 年生から中学 3 年生を対象としており、「家族に対する向社会的行動」、「友だちに対する向社会的行動」、「知らない人に対する向社会的行動」の 3 因子各 6 項目から構成されている。教示文は「毎日の生活の中で、次のことをどれくらい

していますか」とした。

その他 調査における不誠実回答を抽出するために、DQS (Maniaci & Rogge, 2014) として2項目(「ここでは『あまりあてはまらない』を選んでください」, 「ここでは『ややあてはまる』を選んでください」)を調査内容に加えた。

調査時期および調査手続き 調査は2020年5月に実施した。調査手続きは第二章第二節第一項【研究2-1】と同一である。回答はすべて「いつもあてはまっていた(5点)」, 「よくあてはまっていた(4点)」, 「ときどきあてはまっていた(3点)」, 「ほとんどあてはまらなかった(2点)」, 「全くあてはまらなかった(1点)」の5件法で求めた。

倫理的配慮 第二章第二節第一項【研究2-1】と同一である。

結果と考察

第二章第二節第一項【研究2-1】と同様に、回収された回答のうちDQSの2項目に正答していることを有効回答の条件とした。結果、有効回答数は1597名分(男子791名, 女子806名, 有効回答率79.93%)であった。本研究の分析にはMplus version 8.2とIBM SPSS Statistics 26を使用した。

尺度の構成

向社会的動機づけについてCronbachの α は.81から.84の値が得られた¹⁴。対象別向社会的行動についてCronbachの α を算出したところ.73から.79の値が得られた。 α の値から各下位尺度が一定の内的整合性を有していると判断し、各下位尺度に該当する項目の加算平均を下位尺度得点として算出した。基礎統計量をTable 3aに示す。

¹⁴ 第二章第二節第一項【研究2-1】での記述と重複

変数中心的なアプローチに基づく向社会的動機づけと対象別向社会的行動との関連の検討

児童期後期から青年期初期における対象別向社会的行動と向社会的動機づけとの関連を検討するため、初めに、全調査対象のデータを用いて、下位尺度間の相関係数を算出した (Table 3a)。その結果、家族、友だち、知らない人に対する向社会的行動と向社会的動機づけの同一化的調整、統制的調整との有意な正の相関関係が示された。

向社会的行動の対象によって向社会的動機づけとの関連が異なるか検討するため、対応のある相関係数の差の検定を行った。その結果、同一化的調整と家族に対する向社会的行動との相関係数、同一化的調整と知らない人に対する向社会的行動との相関係数の間に有意な差が確認された ($t=3.35, p<.001$)。統制的調整と家族に対する向社会的行動との相関係数、統制的調整と知らない人に対する向社会的行動との相関係数の間に有意な差が確認された ($t=2.89, p<.01$)。また、同一化的調整と友だちに対する向社会的行動との相関係数、同一化的調整と知らない人に対する向社会的行動との相関係数の間に有意な差が確認された ($t=5.02, p<.001$)。統制的調整と友だちに対する向社会的行動との相関係数、統制的調整と知らない人に対する向社会的行動との相関係数の間に有意な差が確認された ($t=2.81, p<.01$)。

Table 3a

【研究 3】変数の基礎統計量と変数間の相関係数

	<i>M</i>	<i>SD</i>	α	I	II	III	IV
向社会的行動							
I: 家族	3.32	0.86	.73				
II: 友だち	3.33	0.90	.79	.39***			
III: 知らない人	2.18	0.77	.79	.41***	.49***		
向社会的動機づけ							
IV: 同一化的調整	3.59	0.70	.84	.36***	.40***	.28***	
V: 統制的調整	2.87	0.76	.81	.07**	.08**	.15***	.24***

*** $p<.001$ ** $p<.01$.

つまり、家族や友だちに対する向社会的行動は知らない人に対する向社会的行動に比べて同一化的調整とより強く、統制的調整とより弱く関連していた。同義だが、知らない人に対する向社会的行動は家族や友だちに対する向社会的行動に比べて同一化的調整とより弱く、統制的調整とより強く関連していた。

次に、対象別向社会的行動を従属変数、向社会的動機づけを独立変数、性別と学年を統制変数とする重回帰分析を行った。性別と学年にはそれぞれダミーコードを与えた。具体的には、性別は男子を0、女子を1とした。学年については、[小学5年生、小学6年生、中学1年生、中学2年生、中学3年生]がそれぞれ[1, 0, 0, 0, 0], [0, 1, 0, 0, 0], [0, 0, 1, 0, 0], [0, 0, 0, 1, 0]となる4パターンのダミーコードを準備し、中学3年生を参照水準と設定した。分析の結果をTable 3bに示す。家族に

Table 3b

【研究3】対象別向社会的行動を従属変数とした時の重回帰分析の結果

	向社会的行動					
	家族		友だち		知らない人	
	B	SE	B	SE	B	SE
性別 (男子=0, 女子=1)	-.01	.04	.43***	.04	-.06	.04
学年						
小学5年生	.21***	.04	-.02	.06	.01	.06
小学6年生	.14*	.06	-.05	.06	-.10	.06
中学1年生	.20**	.06	-.05	.06	.00	.06
中学2年生	.08	.06	.02	.06	.06	.06
向社会的動機づけ						
同一化的調整	.45***	.03	.49***	.03	.29***	.03
統制的調整	-.02	.03	-.02	.03	.09***	.03
R^2	.14		.22		.09	
F	37.35***		62.46***		23.15***	

注) 学年についてのカテゴリー変数の参照水準は中学3年生。

*** $p < .001$ ** $p < .01$ * $p < .05$.

対する向社会的行動について、学年と同一化的調整の主効果が有意であった。友だちに対する向社会的行動について、性別と同一化的調整の主効果が有意であった。知らない人に対する向社会的行動について、同一化的調整と統制的調整の主効果が有意であった。

これら変数中心的なアプローチの結果より、児童期後期から青年期初期において、家族や友だちなどの自分に近い関係性にある相手への向社会的行動はその価値のある程度内在化した自律的な向社会的動機づけによって生起されている一方で、知らない人などの近い関係性にない相手への向社会的行動は自律的な向社会的動機づけだけでなく外的な要因による被統制感を伴った統制的な向社会的動機づけの影響も相まって生起されていることが示唆されたと言えよう。

人間志向的なアプローチに基づく向社会的動機づけと対象別向社会的行動との関連の検討

向社会的動機づけプロフィールの特定 向社会的動機づけを個人のプロフィールとして捉えるにあたり、第二章第一項【研究 2-1】で特定した 4 プロフィールモデルを用いた。すなわち、全ての向社会的動機づけ項目の標準化得点が低い「低動機づけプロフィール」、相対的に同一化的調整項目の標準化得点が低く統制的調整項目の標準化得点が高い「統制的動機づけプロフィール」、すべての向社会的動機づけ項目の標準化得点が高い「高動機づけプロフィール」、相対的に同一化的調整項目の標準化得点が高く統制的調整項目の標準化得点が低い「自律的動機づけプロフィール」の 4 プロフィールである。

動機づけプロフィールと対象別向社会的行動との関連 向社会的動機づけプロフィールと対象別向社会的行動との関連を検討するため、対象別向社会的行動を従属変数、動機づけプロフィールを独立変数、性別と学年を共変数とした多変量分散分析を試みた。

多変量分散分析の前提となる Box の共分散行列の等質性検定を行った結果、Box の M として 51.51 ($p < .001$) の値が得られた。分散共分散行列の等質性が確認されなかったため、従属変数ごとに分散分析を行った (Table 3c)。有意水準 (5%) を Šidák (1967) の方法で調整した結果、家族、友だち、知らない人に対する向社会的行動

について、動機づけプロフィールの主効果が有意であった(順に $F(3, 1591) = 54.71$, $p < .001$, 偏 $\eta^2 = .09$; $F(3, 1591) = 70.74$, $p < .001$, 偏 $\eta^2 = .12$; $F(3, 1591) = 38.00$, $p < .001$, 偏 $\eta^2 = .07$)。多重比較の結果、家族に対する向社会的行動では、高動機づけプロフィール ($M = 3.57$, $SD = 0.82$) と自律的動機づけプロフィール ($M = 3.57$, $SD = 0.84$) の方が統制的動機づけプロフィール ($M = 3.16$, $SD = 0.79$) と低動機づけプロフィール ($M = 2.68$, $SD = 0.90$) より得点が高く、統制的動機づけプロフィールの方が低動機づけプロフィールより得点が高かった。

友だちに対する向社会的行動では、高動機づけプロフィール ($M = 3.61$, $SD = 0.85$) と自律的動機づけプロフィール ($M = 3.64$, $SD = 0.86$) の方が統制的動機づけプロフィール ($M = 3.15$, $SD = 0.80$) と低動機づけプロフィール ($M = 2.50$, $SD = 0.98$) より得点が高く、統制的動機づけプロフィールの方が低動機づけプロフィールより得点が高かった。

知らない人に対する向社会的行動では、高動機づけプロフィール ($M = 2.37$, $SD = 0.77$) の方が自律的動機づけプロフィール ($M = 2.22$, $SD = 0.79$) と統制的動機づ

Table 3c

【研究 3】対象別向社会的行動の動機づけプロフィールごとの平均値と標準偏差, F 値

		向社会的動機づけプロフィール				F 値 プロフィール
		低	統制的	高	自律的	
向社会的行動						
家族	M	2.68	3.16	3.57	3.57	54.71***
	SD	0.90	0.79	0.82	0.84	
友だち	M	2.50	3.15	3.61	3.64	70.74***
	SD	0.98	0.80	0.85	0.86	
知らない人	M	1.54	2.13	2.37	2.22	38.00***
	SD	0.57	0.72	0.77	0.79	

注) 低=低動機づけプロフィール; 統制的=統制的動機づけプロフィール; 高=高動機づけプロフィール; 自律的=自律的動機づけプロフィール。

*** $p < .001$

けプロフィール ($M=2.13$, $SD=0.72$) と低動機づけプロフィール ($M=1.54$, $SD=0.57$) より得点が高く、自律的動機づけプロフィールと統制的動機づけプロフィールの方が低動機づけプロフィールより得点が高かった。

これら人間志向的なアプローチの結果より、総合的な傾向として、自律的な向社会的動機づけが高いことを特徴とするプロフィールを持つ個人は、自律的な向社会的動機づけが低いことを特徴とするプロフィールを持つ個人に比べ、より高い向社会的行動の得点を報告していた。一方で、統制的な向社会的動機づけの果たす役割としては、特に知らない人に対する向社会的行動について、自律的な向社会的動機づけと統制的な向社会的動機づけがともに高いプロフィールを持つ個人が最も向社会的行動を生起させていることが示唆されたと言えよう。

第二節 本章のまとめと考察

本章では、児童期後期から青年期初期の子どもについて、向社会的動機づけと対象別向社会的行動との関連について検討した。特に、向社会的行動の対象による向社会的動機づけの差異を、変数中心的なアプローチと人間志向的なアプローチから検討した点に本章の特徴がある。まず、変数中心的なアプローチに基づき、相関分析と重回帰分析によって向社会的行動と向社会的動機づけとの関連が検討された。相関係数については差の検定を行い、向社会的行動の対象によって向社会的動機づけとの関連に差異が存在することが示された。これらの結果から、青年期初期において、家族や友だちなどの自分に近い関係性にある相手への向社会的行動はその価値をある程度内在化した自律的な向社会的動機づけによって生起されている一方で、知らない人などの近い関係性のない相手への向社会的行動は自律的な向社会的動機づけだけでなく、外的な要因による被統制感を伴った統制的な向社会的動機づけの影響も相まって生起されていることが示唆された。

続いて、人間志向的なアプローチに基づき向社会的行動と向社会的動機づけとの関連を検討するべく、対象毎の向社会的行動と向社会的動機づけプロフィールとの関連について分散分析を実施した。向社会的動機づけプロフィールについては、第二章第二節【研究 2】で抽出した 4 つのプロフィールを用いた。すなわち、自律的な向社会的動機づけと統制的な向社会的動機づけが共に低い「低動機づけプロフィール」、自律的な向社会的動機づけが低く統制的な向社会的動機づけが高い「統制的動機づけプロフィール」、自律的な向社会的動機づけと統制的な向社会的動機づけが共に高い「高動機づけプロフィール」、自律的な向社会的動機づけが高く統制的な向社会的動機づけが低い「自律的動機づけプロフィール」である。分散分析の結果、総合的な傾向として、自律的な向社会的動機づけが高いことを特徴とするプロフィールを持つ個人は、自律的な向社会的動機づけが低いことを特徴とするプロフィールを持つ個人に比べ、より高い向社会的行動の得点を報告していた。この結果は、自律的な動機づけが行動の生起に至りやすいという Deci & Ryan (1985) の主張とも整合している。この結果から、自律的な向社会的動機づけの高い個人はそうでない個人に比べて向社会的行動をより多く生起させると考えられるが、統制的な向社会的動機づけの果たす役割について向社会的行動の対象による差異の存在が示唆され

た。

本章での変数中心的なアプローチと人間志向的なアプローチに則った多面的な検討によって、青年期初期における対象毎の向社会的行動と向社会的動機づけとの関連の差異が示された。本章で扱った中では、向社会的行動の対象が家族や友だちの場合と知らない人の場合とで、関連する向社会的動機づけの傾向が異なっていることが明らかとなった。

進化生物学の視点からは、家族への向社会的行動の背景に血縁淘汰が、友だちや知人への向社会的行動の背景に直接互惠が、知らない人への向社会的行動の背景に間接互惠が、それぞれ想定されている（小田他，2013）。本章において、知らない人への向社会的行動は家族や友だちへの向社会的行動に比べて自律的な向社会的動機づけとより弱く、統制的な向社会的動機づけとより強く関連していた。この結果は、知らない人への向社会的行動において、間接互惠やそのための社会的な評判を意識することに起因するものであると部分的に解釈できる。人間志向的なアプローチにおいても、知らない人への向社会的行動について自律的動機づけプロフィールと高動機づけプロフィールとの間に得点差が見られ、自律的な向社会的動機づけと外的要因からの影響による統制的な向社会的動機づけが相まって向社会的行動の生起がより促進される可能性が示唆された。

そもそも、向社会的行動は社会的な価値観を強く反映する行動である（Eisenberg et al., 2006）。既に付き合いのある家族や友だちへの向社会的行動に比べ、付き合いのない他人への向社会的行動において、外的要因からの被統制感をより経験し得るという結果は納得できよう。ただし、知らない人に対する向社会的行動の得点は、Table 3a で示した平均点においても、また人間志向的なアプローチで最も高得点を示した高動機づけプロフィールにおいても、理論的中間点にあたる3点を下回っていた。つまり、知らない人への向社会的行動と向社会的動機づけとの関連は、知らない人への向社会的行動自体があまり生起されない傾向にあるという前置きをしたうえで解釈すべきものとなる点に注意が必要である。

なお、変数中心的なアプローチと人間志向的なアプローチのいずれにおいても、家族への向社会的行動と友だちへの向社会的行動との特筆すべき差異は確認されなかった。青年期初期には友だちとの親密さの増加や親からの情緒的独立が見られるものの（Fuligni & Eccles, 1993）、本章の結果からは、青年期初期における全体的な

傾向として、向社会的行動の対象が家族の場合と友だちの場合とでそれぞれ関連する向社会的動機づけの差異があるとは明言できない。この結果から得られた示唆としては、自律的な向社会的動機づけが低いことで家族や友だちに対する向社会的行動が生起されにくく、結果的にこれらの対象との人間関係を上手く構築できないことに繋がる可能性を指摘するに留まる。また、青年期初期に自律的な向社会的動機づけが高くあるためには、それまでの時期に向社会的行動の価値をある程度内在化させておく必要があると言えよう。友だちへの向社会的行動は子どもが所属する学級での適応と正の関連にあることが確認されており（村上他，2016），青年期初期に自律的な向社会的動機づけが高いことで、友だちへの向社会的行動の生起を介した教育面への貢献も期待できる。

続く第四章では、従来の研究で検討されていない向社会的行動の発達的变化の仕組みについて、向社会的動機づけの視点から説明を試みる。これにより、向社会的動機づけの生起頻度の減少傾向が発達においてもつ意味を明らかにする。また、本章では性別や学年の影響を統制し、あくまで児童期後期から青年期初期における全体の様態を検討するに留まっている。各学年における向社会的動機づけと向社会的行動との関連について、続く第四章で併せて検討する。

第四章 向社会的行動の発達的变化に対する 向社会的動機づけからの説明

第一節 向社会的行動の発達的变化の確認

第二節 向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連

第三節 本章のまとめと考察

第一項 対象別向社会的行動の発達的な軌跡

第二項 向社会的行動の発達的变化に対する説明の試み

第四章 向社会的行動の発達の变化に対する向社会的動機づけからの説明

先行研究で児童期後期から青年期初期の期間に減少傾向が確認されている向社会的行動について、その理由は明らかにされていない（櫻井，2020）。本章では、初めに向社会的行動の発達の变化についてその軌跡を確認し、その後向社会的行動の動機づけである向社会的動機づけを取り上げ、小学5年生から中学3年生における向社会的行動の発達の变化に対する説明を試みることを目的とする。以下、第一節【研究4】において、日本における向社会的行動の生起頻度の発達の变化について、向社会的行動の対象毎に検討する。その後、第二節【研究5】において、向社会的行動の発達の变化に対して向社会的動機づけの視点から説明を試みる。

第一節 向社会的行動の発達の变化の確認【研究4】

目的

本研究の目的は、児童期後期から青年期初期にあたる子どもにおいて、向社会的行動の発達の变化を検討することである。向社会的行動の生起頻度については、近年、単調増加的な発達の变化ではないことが示されている（Eisenberg et al., 2015; Eisenberg & Spinrad, 2014）。具体的には、個人の発達過程において、乳幼児期には向社会的行動の生起頻度が増加していくものの、児童期から青年期の時期に生起頻度は減少に転じ、その後再度増加する傾向が確認されている（e. g., Carlo et al., 2007; Eisenberg & Spinrad, 2014）。日本の子どもを対象とした研究はまだ少ないものの、二宮（2010）や二宮他（2006, 2007）と、西村他（2018）の検討において、小学5・6年生あたりから中学2・3年生あたりの期間において向社会的行動の生起頻度が減少することが示唆されている。向社会的行動の発達の变化に対して向社会的動機づけの視点から説明を試みるという本論文の目的達成のため、まず本節では向社会的行動の発達の变化を検討し、先行研究と同様に向社会的行動の減少傾向が見られるかについて確認する。

方法

調査対象 株式会社バルクにインターネットを通じた調査を依頼し、1年間の期

間を空けた2度の調査を実施した。2度の調査共に回答を得られた全国の子ども1616名（男子829名，女子787名）を対象とした。本研究の調査対象は第二章第二節第二項【研究2-2】と同一である。

コホートの設定 第二章第二節第二項【研究2-2】と同様にTime 1時点における学年によって5つのコホートを仮定している。すなわち，第1コホートはTime 1時点で小学5年生，Time 2時点で小学6年生となる子どもである。第2コホートはTime 1時点で小学6年生，Time 2時点で中学1年生となる子どもである。第3コホートはTime 1時点で中学1年生，Time 2時点で中学2年生となる子どもである。第4コホートはTime 1時点で中学2年生，Time 2時点で中学3年生となる子どもである。第5コホートはTime 1時点で中学3年生，Time 2時点で高校1年生となる子どもである。これらのコホートの結果をつなぎ合わせることで，児童期後期から青年期初期における向社会的行動の発達的变化を検討する。

調査内容 対象別向社会的行動 村上他（2016）の対象別向社会的行動尺度を用いた。元尺度は小学4年生から中学3年生を対象としており，「家族に対する向社会的行動」，「友だちに対する向社会的行動」，「知らない人に対する向社会的行動」の3因子各6項目から構成されている。教示文は「毎日の生活の中で，次のことをどれくらいしていますか」とした。

その他 調査内容には対象別向社会的行動以外の項目も含まれていたが，本節の目的とは異なるため，本節では扱わない。また，努力の最小限化による不誠実回答を抽出するため，DQS（Maniaci & Rogge, 2014）として2項目（「ここでは『あまりあてはまらない』を選んでください」，「ここでは『ややあてはまる』を選んでください」）をTime 1とTime 2それぞれの調査内容に加えた。

調査時期および調査手続き Time 1の調査は2020年5月，Time 2の調査は2021年5月に調査を実施した。調査手続きは第二章第二節第二項【研究2-2】と同一である。回答はすべて「いつもあてはまっていた（5点）」，「よくあてはまっていた（4点）」，「ときどきあてはまっていた（3点）」，「ほとんどあてはまらなかった（2点）」，「全くあてはまらなかった（1点）」の5件法で求めた。なお，順序効果を相殺する

ため、項目の提示順序はランダムにされた。

倫理的配慮 第二章第二節第二項【研究 2-2】と同一である。

結果と考察

第二章第二節第二項【研究 2-2】と同様に Time 1 と Time 2 の両時点において DQS の 2 項目に正答していないもの、2 度の回答の間で年齢や性別の回答に矛盾のあるものを除外した。結果、有効回答数は 1028 名分（男子 527 名、女子 501 名、有効回答率 63.61%）であった。各コホートの内訳は、第 1 コホート 210 名（男子 103 名、女子 107 名）、第 2 コホート 214 名（男子 115 名、女子 99 名）、第 3 コホート 213 名（男子 108 名、女子 105 名）、第 4 コホート 179 名（男子 94 名、女子 85 名）、第 5 コホート 212 名（男子 107 名、女子 105 名）であった。本研究の分析には Mplus version 8.2 と IBM SPSS Statistics 26 を使用した。

対象別向社会的行動尺度の構成と内的整合性 村上他（2016）では最終的に、家族、友だち、知らない人に対する向社会的行動の各下位尺度から成る高次因子として「向社会性」を仮定した 2 次因子構造が採用されている。しかし本論文では、本章第一章第二節において、向社会的行動の発達的变化の検討においてはその対象を分けて検討する必要性を述べた。ゆえに、本論文では村上他（2016）で高次因子として捉えられている向社会性を扱わないため、「家族に対する向社会的行動」、「友だちに対する向社会的行動」、「知らない人に対する向社会的行動」の 3 因子から成る 1 次因子構造を採用する。なお、村上他（2016）においても、本論文で採用する 1 次因子構造の妥当性は確認されている。初めに、全調査対象を用いて対象別向社会的行動について確認的因子分析（最尤法）を行った。分析の結果、Time 1 時点のデータでは $\chi^2(132) = 444.673$ ($p < .001$), CFI = .942, RMSEA = .048, SRMR = .043, Time 2 時点のデータでは $\chi^2(132) = 482.209$ ($p < .001$), CFI = .930, RMSEA = .051, SRMR = .045 であった。したがって、対象別向社会的行動において、3 因子から成る 1 次因子構造の十分な適合度が確認された。

対象別向社会的行動の各下位尺度について、内的整合性を検討するべく Cronbach の α と McDonald の ω を算出した (Table 4a)。全調査対象を用いた Cronbach の α は

Table 4a

【研究4】対象別向社会的行動の Time 1 時点と Time 2 時点における基礎統計量

	Time 1 (2020 年) 時点				Time 2 (2021 年) 時点			
	<i>M</i>	<i>SD</i>	α	ω	<i>M</i>	<i>SD</i>	α	ω
第1コホート (小学5年生→小学6年生)								
家族に対する向社会的行動	3.35	0.82	.68	.68	3.21	0.76	.63	.64
友だちに対する向社会的行動	3.40	0.89	.81	.81	3.39	0.83	.76	.76
知らない人に対する向社会的行動	2.16	0.78	.78	.78	2.07	0.78	.82	.82
第2コホート (小学6年生→中学1年生)								
家族に対する向社会的行動	3.27	0.83	.72	.72	3.10	0.90	.77	.77
友だちに対する向社会的行動	3.29	0.93	.82	.82	3.39	0.86	.79	.79
知らない人に対する向社会的行動	2.15	0.80	.82	.82	2.12	0.84	.86	.87
第3コホート (中学1年生→中学2年生)								
家族に対する向社会的行動	3.31	0.90	.76	.77	3.04	0.86	.73	.74
友だちに対する向社会的行動	3.29	0.94	.82	.82	3.22	0.78	.68	.68
知らない人に対する向社会的行動	2.17	0.80	.81	.81	2.09	0.79	.82	.83
第4コホート (中学2年生→中学3年生)								
家族に対する向社会的行動	3.18	0.85	.74	.75	2.98	0.87	.76	.77
友だちに対する向社会的行動	3.36	0.90	.80	.80	3.35	0.78	.73	.73
知らない人に対する向社会的行動	2.21	0.78	.82	.82	2.15	0.71	.80	.81
第5コホート (中学3年生→高校1年生)								
家族に対する向社会的行動	3.16	0.90	.78	.78	2.92	0.93	.81	.81
友だちに対する向社会的行動	3.32	0.92	.83	.83	3.24	0.82	.74	.74
知らない人に対する向社会的行動	2.29	0.77	.82	.83	2.07	0.76	.82	.82
全体								
家族に対する向社会的行動	3.26	0.86	.74	.74	3.05	0.87	.75	.75
友だちに対する向社会的行動	3.33	0.92	.81	.81	3.32	0.82	.74	.74
知らない人に対する向社会的行動	2.17	0.78	.80	.81	2.10	0.78	.82	.83

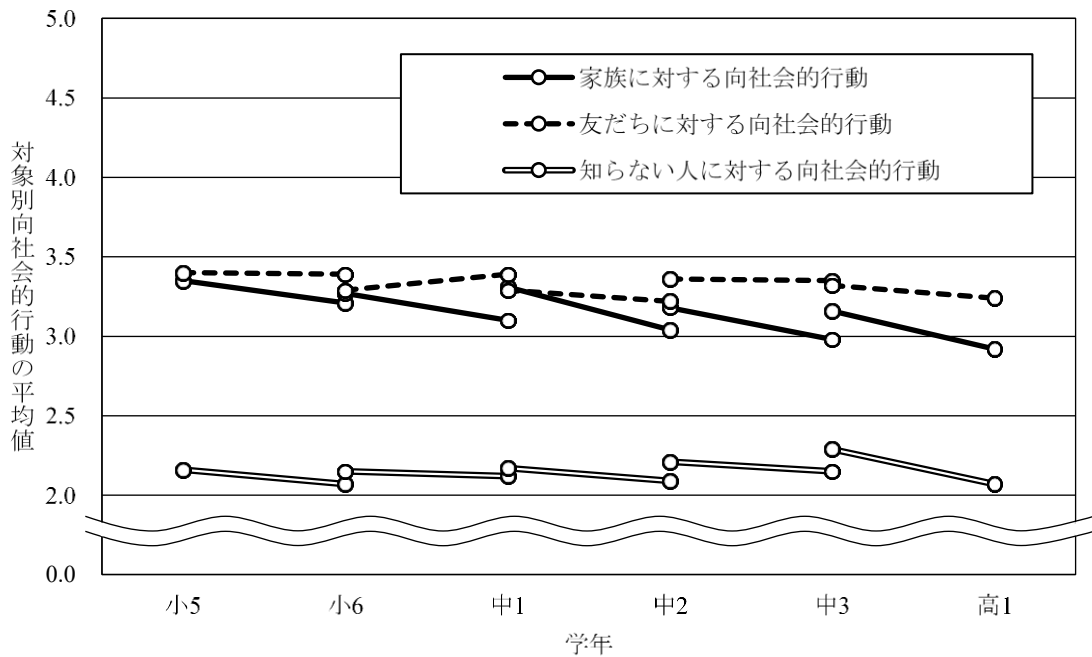


Figure 4a. 【研究4】全コホートを繋ぎ合わせた疑似的な対象別向社会的行動の発達的变化。
 注) 第1コホートは小学5年生から小学6年生, 第2コホートは小学6年生から中学1年生, 第3コホートは中学1年生から中学2年生, 第4コホートは中学2年生から中学3年生, 第5コホートは中学3年生から高校1年生の期間に対応している。

.74 から.82 の値が, McDonald の ω は.74 から.83 の値が得られた。また, コホート毎に Cronbach の α を算出したところ, 家族に対する向社会的行動について.63 から.81, 友だちに対する向社会的行動について.68 から.83, 知らない人に対する向社会的行動について.78 から.86 の値が得られた。コホート毎に McDonald の ω を算出したところ, 家族に対する向社会的行動について.64 から.81, 友だちに対する向社会的行動について.68 から.83, 知らない人に対する向社会的行動について.78 から.87 の値が得られた。 α と ω の値から各下位尺度は一定の内的整合性を有していると判断し, 各下位尺度に該当する項目の加算平均を下位尺度得点として算出した (Table 4a)。

児童期後期から青年期初期における向社会的動機づけの発達的变化を理解しやすくする目的で Figure 4a に各コホートにおける下位尺度得点の平均値の推移を1つの図として示す。また, 各変数における Time 1 時点での得点と Time 2 時点での得

点との相関係数を Table 4b に示す。

Table 4b

【研究 4】対象別向社会的行動の Time 1 得点と Time 2 得点との相関係数

	家族に対する 向社会的行動 (Time 2)	友だちに対する 向社会的行動 (Time 2)	知らない人に対する 向社会的行動 (Time 2)
第 1 コホート (小学 5 年生→小学 6 年生)			
家族に対する向社会的行動	.54***	.35***	.31***
友だちに対する向社会的行動	.20**	.53***	.18*
知らない人に対する向社会的行動	.27***	.26***	.53***
第 2 コホート (小学 6 年生→中学 1 年生)			
家族に対する向社会的行動	.63***	.46***	.28***
友だちに対する向社会的行動	.29***	.60***	.27***
知らない人に対する向社会的行動	.39***	.36***	.52***
第 3 コホート (中学 1 年生→中学 2 年生)			
家族に対する向社会的行動	.70***	.32***	.16*
友だちに対する向社会的行動	.28***	.50***	.23***
知らない人に対する向社会的行動	.36***	.41***	.46***
第 4 コホート (中学 2 年生→中学 3 年生)			
家族に対する向社会的行動	.56***	.27***	.26***
友だちに対する向社会的行動	.25***	.62***	.27***
知らない人に対する向社会的行動	.27***	.29***	.40***
第 5 コホート (中学 3 年生→高校 1 年生)			
家族に対する向社会的行動	.71***	.35***	.32***
友だちに対する向社会的行動	.30***	.61***	.27***
知らない人に対する向社会的行動	.30***	.27***	.55***
全体			
家族に対する向社会的行動	.63***	.35***	.32***
友だちに対する向社会的行動	.27***	.57***	.32***
知らない人に対する向社会的行動	.34***	.24***	.50***

*** $p < .001$ ** $p < .01$ * $p < .05$

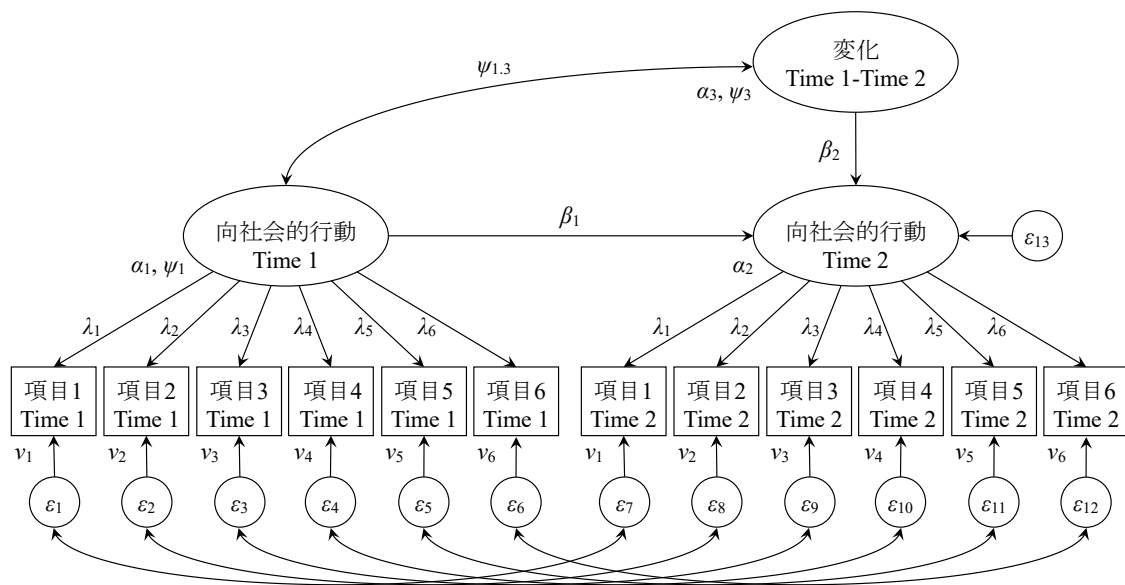


Figure 4b. 【研究4】対象別向社会的行動の発達の変化を検討するための潜在差得点モデル。
 注) α = 潜在変数の平均値や切片 ; β = 潜在変数間のパスの推定値 ; ε = 誤差分散 ; λ = 因子負荷量 ; v = 観測変数の切片 ; ψ = 潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。

同一因子における2時点間の相関係数は、家族に対する向社会的行動において.54から.71、友だちに対する向社会的行動において.50から.62、知らない人に対する向社会的行動において.40から.55であり、大程度の相関であった¹⁵。また、いずれのコホートにおいても下位尺度間の相関係数は有意であった。

分析モデルの構築 対象別向社会的行動の発達の変化を縦断的に検討するため、対象別向社会的行動の各下位尺度それぞれについて、Figure 4bに示す潜在差得点モデルを適用した。モデルの設定はNewsom (2015)を参考に、以下の手順で行った。まず、Time 1時点の得点とTime 2時点の得点についてそれぞれ確認的因子分析モデルを構築し、潜在変数を設定した。2つの因子分析モデルにおいて対応する因子負荷量(λ1-λ6)には等値制約を置き、同一観測変数の誤差項間(ε1-ε12)に共分散を仮定した。また、同一観測変数の切片(v1-v6)にも等値制約を仮定した。その上で、

¹⁵ 効果量の大きさは水本・竹内(2008)を参照した

モデル推定を安定させるため確認的因子分析モデルにおける因子負荷量の合計 ($\lambda_1+\lambda_2+\lambda_3+\lambda_4+\lambda_5+\lambda_6$) を 6, 切片の合計 ($\nu_1+\nu_2+\nu_3+\nu_4+\nu_5+\nu_6$) を 0 に固定した。次に, Time 1 時点の潜在変数から Time 2 時点の潜在変数に自己回帰を仮定し, 2 時点間の変化を意味する潜在変数から Time 2 時点の潜在変数へのパスを仮定した。また, Time 1 時点の潜在変数と変化との間に共分散 ($\psi_{1.3}$) を仮定した。この時, 自己回帰のパス (β_1) と変化からのパス (β_2) は推定値を 1 に固定し, Time 2 時点の潜在変数の切片 (α_2) と誤差分散 (ϵ_{13}) は 0 に固定した。その他の推定値については自由推定した。以上の制約により, Time 2 時点の潜在変数を Time 1 時点の潜在変数と 2 時点間の変化の和によって表現することが可能となる。つまり, 変化を意味する潜在変数の平均値 (α_3) が 2 時点間の潜在差得点に対応している。

対象別向社会的行動の学年差の縦断的検討 初めに, 児童期後期から青年期初期における対象別向社会的行動の発達的变化について, 全体の傾向を捉えるべく全調査対象のデータを用いて上記の潜在差得点モデルを対象別向社会的行動の家族に対する向社会的行動, 友だちに対する向社会的行動, 知らない人に対する向社会的行動

Table 4c

【研究 4】全調査対象のデータを用いて対象別向社会的行動に潜在差得点モデルを適用した結果

	α_1		α_3		ψ_1		ψ_3		$\psi_{1.3}$	
	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE
対象別向社会的行動										
家族	3.26***	.03	-0.22***	.02	0.55***	.03	0.31***	.03	-0.15***	.02
友だち	3.32***	.03	0.01	.03	0.68***	.04	0.41***	.03	-0.29***	.03
知らない人	2.16***	.02	-0.06*	.02	0.50***	.03	0.43***	.03	-0.21***	.02

注) 値はすべて非標準化推定値。表中見出しの α_1 , α_3 , ψ_1 , ψ_3 , $\psi_{1.3}$ は Figure 4b のパラメータに対応する。

*** $p < .001$ * $p < .05$

動についてそれぞれ最尤法にて適用した。適合度指標は、家族に対する向社会的行動について $\chi^2(57) = 162.690$ ($p < .001$), CFI = .970, RMSEA = .042, SRMR = .035 であった。友だちに対する向社会的行動について $\chi^2(57) = 199.064$ ($p < .001$), CFI = .964, RMSEA = .049, SRMR = .034 であった。知らない人に対する向社会的行動について $\chi^2(57) = 178.479$ ($p < .001$), CFI = .970, RMSEA = .046, SRMR = .033 であった。潜在差得点等について、得られた推定値を Table 4c に示す。また、同様の内容について図による結果を Figure 4c, Figure 4d, Figure 4e に示す。

潜在差得点を意味する α_3 の値から、家族と知らない人に対する向社会的行動において有意な得点の減少が確認され、家族に対する向社会的行動の潜在差得点は 1 年間に 0.22 点、知らない人に対する向社会的行動の潜在差得点は 1 年間に 0.06 点減少していることが示された。Time 1 時点の得点と Time 2 時点の得点を用いて Cohen の d を算出したところ、家族に対する向社会的行動において .27、友だちに対する向社会的行動において .02、知らない人に対する向社会的行動において .09 であり、特に家族に対する向社会的行動において得点が減少していると言える。

また、Time 1 時点の潜在変数の分散 (ψ_1)、Time 1 時点から Time 2 時点までの変化の分散 (ψ_3) は共に有意な値を示しており、Time 1 時点の潜在変数と変化に個人差が存在していることが分かる。Time 1 時点の潜在得点と変化との共分散である $\psi_{1.3}$ の値について、家族に対する向社会的行動、友だちに対する向社会的行動、知らない人に対する向社会的行動はいずれも有意な負の値を示していた。これは、Time 1 時点における対象別向社会的行動得点をより高く報告した個人ほど、Time 1 時点から Time 2 時点にかけて潜在差がより減少していることを意味している。つまり、Time 1 時点で家族・友だち・知らない人への向社会的行動の生起がより多いと報告した個人ほど、Time 2 時点では Time 1 時点に比べて家族・友だち・知らない人への向社会的行動を行わなくなっており、Time 1 時点で家族・友だち・知らない人への向社会的行動の生起がより少ないと報告した個人ほど、Time 2 時点では Time 1 時点と同程度に家族・友だち・知らない人への向社会的行動を行っているということである。

次に、児童期後期から青年期初期における発達的变化を詳細に検討するべく、コホート毎に潜在差得点モデル (Figure 4b) を家族に対する向社会的行動、友だちに対する向社会的行動、知らない人に対する向社会的行動についてそれぞれ最尤法に

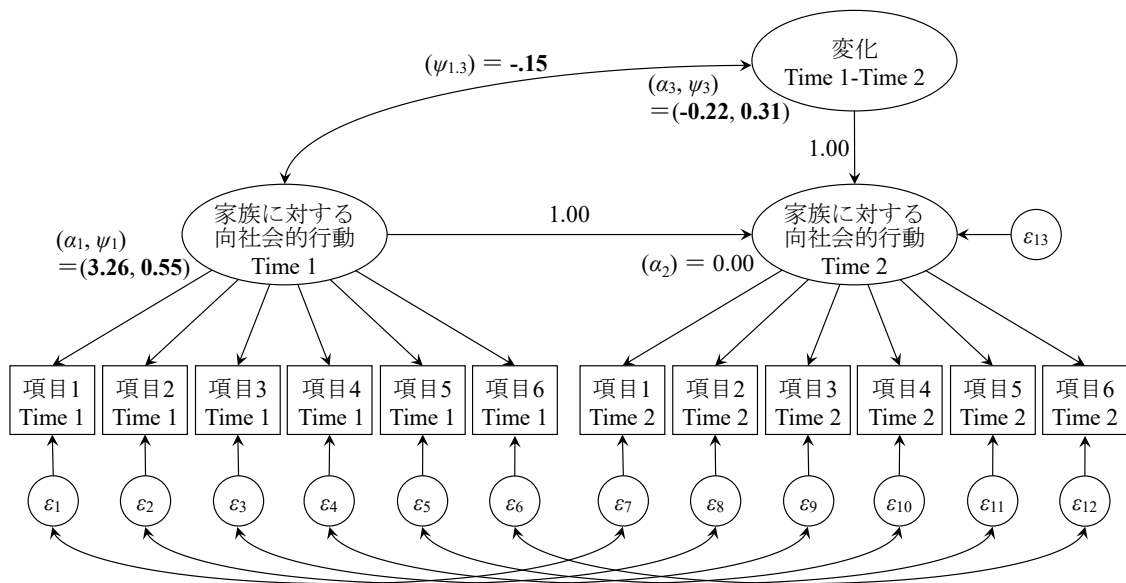


Figure 4c. 【研究 4】 家族に対する向社会的行動における潜在差得点モデルの結果。

注) α =潜在変数の平均値や切片; ϵ =誤差分散; ψ =潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。

すべての値は非標準化推定値を記載し, 5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

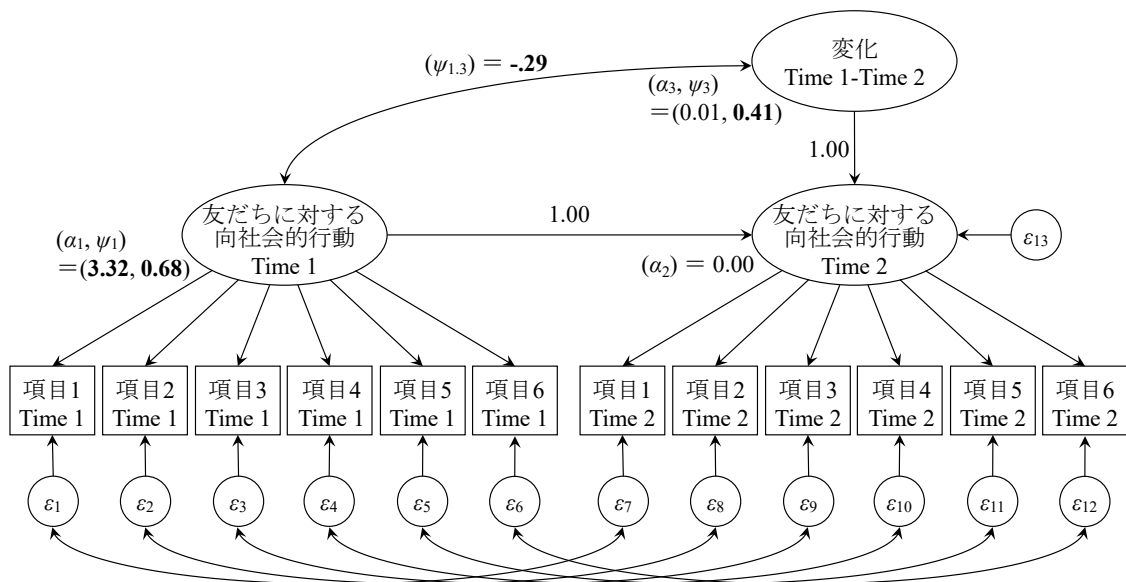


Figure 4d. 【研究 4】 友だちに対する向社会的行動における潜在差得点モデルの結果。

注) α =潜在変数の平均値や切片; ϵ =誤差分散; ψ =潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。

すべての値は非標準化推定値を記載し, 5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

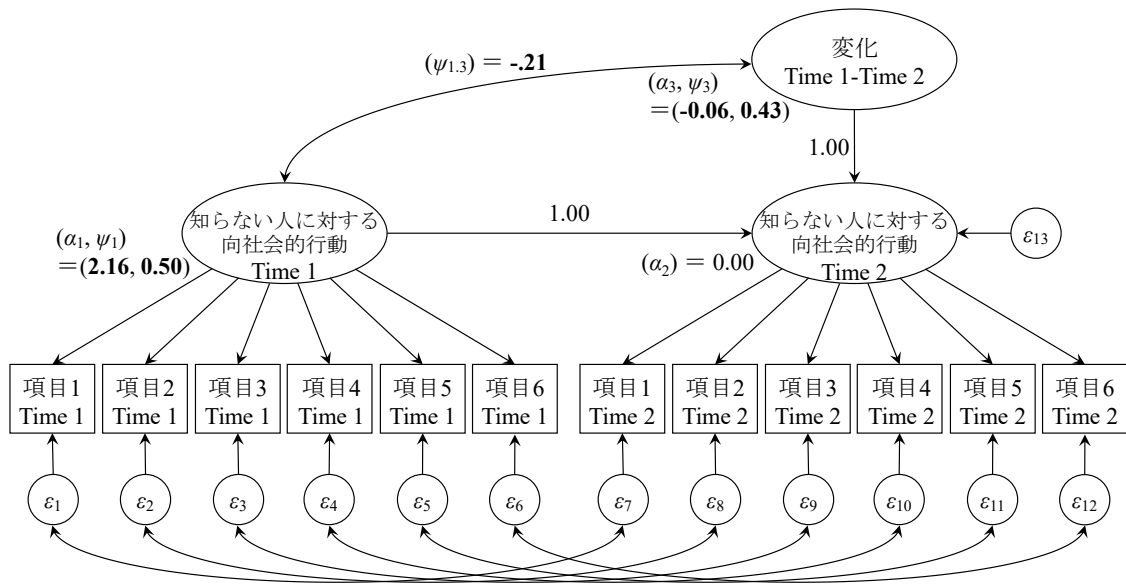


Figure 4e. 【研究 4】知らない人に対する向社会的行動における潜在差得点モデルの結果。

注) α =潜在変数の平均値や切片; ϵ =誤差分散; ψ =潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。

すべての値は非標準化推定値を記載し、5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

て適用した。各コホートの適合度指標を Table 4d に示す。第 5 コホート（中学 3 年生→高校 1 年生）の知らない人に対する向社会的行動において、やや CFI の値が低いものの、それ以外では十分な適合度が確認されたため、適用する潜在差得点モデルを変更せず検討を行う。潜在差得点等について、得られた推定値を Table 4e に示す。また、同様の内容について図による結果を Figure 4f, Figure 4g, Figure 4h に示す。

潜在差得点を意味する α_3 の値から、すべてのコホートの家族に対する向社会的行動と、第 5 コホート（中学 3 年生→高校 1 年生）の知らない人に対する向社会的行動において有意な得点の減少が確認された。つまり、家族に対する向社会的行動の得点は、児童期後期から青年期初期において一貫して減少傾向にあり、知らない人に対する向社会的行動の得点は、中学 3 年生から高校 1 年生にかけて減少傾向にあると言える。友だちに対する向社会的行動については、有意な変化が見られなかった。

Time 1 時点の得点と Time 2 時点の得点を用いて Cohen の d を算出したところ、第 1 コホート（小学 5 年生→小学 6 年生）での値は家族に対する向社会的行動において.18、友だちに対する向社会的行動において.00、知らない人に対する向社会的行動において.11 であった。第 2 コホート（小学 6 年生→中学 1 年生）での値は家族に対する向社会的行動において.22、友だちに対する向社会的行動において-.12、知ら

Table 4d

【研究 4】各コホートにおける潜在差得点モデルの適合度

	χ^2 (57)	p value	CFI	RMSEA	SRMR
第 1 コホート (小学 5 年生→小学 6 年生)					
家族に対する向社会的行動	110.811	<.001	.900	.067	.075
友だちに対する向社会的行動	64.894	.221	.989	.026	.045
知らない人に対する向社会的行動	90.704	.003	.958	.053	.053
第 2 コホート (小学 6 年生→中学 1 年生)					
家族に対する向社会的行動	93.491	.002	.948	.055	.052
友だちに対する向社会的行動	88.868	.004	.967	.051	.048
知らない人に対する向社会的行動	86.592	.007	.971	.049	.046
第 3 コホート (中学 1 年生→中学 2 年生)					
家族に対する向社会的行動	83.764	.012	.965	.047	.051
友だちに対する向社会的行動	106.347	<.001	.926	.064	.052
知らない人に対する向社会的行動	90.967	.003	.960	.053	.052
第 4 コホート (中学 2 年生→中学 3 年生)					
家族に対する向社会的行動	90.498	.003	.951	.057	.063
友だちに対する向社会的行動	74.152	.063	.977	.041	.052
知らない人に対する向社会的行動	85.084	.009	.958	.052	.054
第 5 コホート (中学 3 年生→高校 1 年生)					
家族に対する向社会的行動	62.160	.298	.995	.021	.041
友だちに対する向社会的行動	147.560	<.001	.904	.087	.066
知らない人に対する向社会的行動	161.507	<.001	.886	.093	.070

Table 4e

【研究4】各コホートにおいて対象別向社会的行動に潜在差得点モデルを適用した結果

	α_1		α_3		ψ_1		ψ_3		$\psi_{1.3}$	
	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE
第1コホート (小学5年生→小学6年生)										
家族	3.35***	.06	-0.14*	.05	0.47***	.07	0.32***	.06	-0.22***	.05
友だち	3.40***	.06	0.00	.06	0.65***	.08	0.43***	.07	-0.28***	.06
知らない人	2.15***	.06	-0.08	.05	0.50***	.06	0.39***	.06	-0.20***	.05
第2コホート (小学6年生→中学1年生)										
家族	3.28***	.06	-0.18**	.05	0.49***	.07	0.31***	.06	-0.09*	.05
友だち	3.29***	.06	0.11	.05	0.70***	.08	0.43***	.06	-0.27***	.06
知らない人	2.14***	.05	-0.02	.05	0.51***	.06	0.46***	.06	-0.18***	.05
第3コホート (中学1年生→中学2年生)										
家族	3.31***	.06	-0.26***	.05	0.61***	.08	0.23***	.05	-0.14**	.05
友だち	3.27***	.07	-0.01	.06	0.71***	.09	0.44***	.07	-0.36***	.06
知らない人	2.15***	.05	-0.06	.06	0.50***	.06	0.51***	.07	-0.24***	.05
第4コホート (中学2年生→中学3年生)										
家族	3.21***	.06	-0.23***	.06	0.55***	.08	0.45***	.07	-0.21***	.06
友だち	3.36***	.07	-0.01	.06	0.63***	.08	0.38***	.06	-0.27***	.06
知らない人	2.19***	.06	-0.04	.06	0.48***	.06	0.46***	.07	-0.26***	.05
第5コホート (中学3年生→高校1年生)										
家族	3.17***	.06	-0.25***	.05	0.64***	.08	0.30***	.05	-0.12*	.05
友だち	3.32***	.06	-0.06	.06	0.70***	.08	0.38***	.06	-0.28***	.06
知らない人	2.18***	.05	-0.12*	.05	0.49***	.06	0.35***	.05	-0.18***	.04

注) 値はすべて非標準化推定値。表中見出しの α_1 , α_3 , ψ_1 , ψ_3 , $\psi_{1.3}$ は Figure 4b のパラメータに対応する。

*** $p < .001$ ** $p < .01$ * $p < .05$

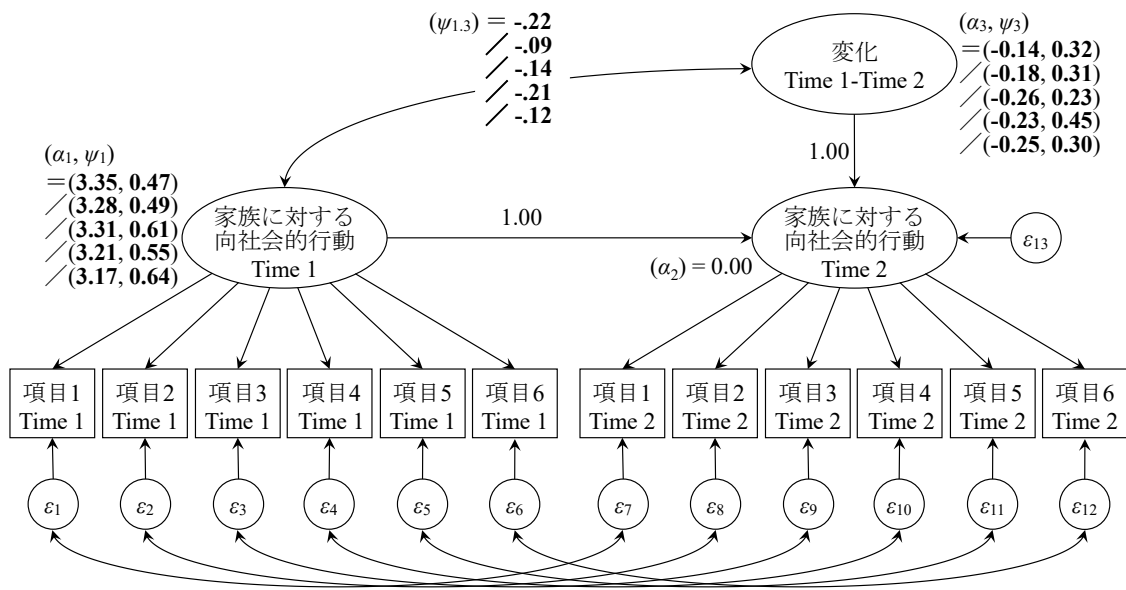


Figure 4f. 【研究4】コホート毎の家族に対する向社会的行動における潜在差得点モデルの結果。

注) α =潜在変数の平均値や切片; ϵ =誤差分散; ψ =潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。

値は上から順に第1コホート(小学5年生→小学6年生), 第2コホート(小学6年生→中学1年生), 第3コホート(中学1年生→中学2年生), 第4コホート(中学2年生→中学3年生), 第5コホート(中学3年生→高校1年生)。すべての値は非標準化推定値を記載し, 5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

ない人に対する向社会的行動において.03であった。第3コホート(中学1年生→中学2年生)での値は家族に対する向社会的行動において.39, 友だちに対する向社会的行動において.08, 知らない人に対する向社会的行動において.09であった。第4コホート(中学2年生→中学3年生)での値は家族に対する向社会的行動において.25, 友だちに対する向社会的行動において.02, 知らない人に対する向社会的行動において.08であった。第5コホート(中学3年生→高校1年生)での値は家族に対する向社会的行動において.34, 友だちに対する向社会的行動において.10, 知らない人に対する向社会的行動において.17であった。

家族に対する向社会的行動について, すべてのコホートで小程度から中程度の効

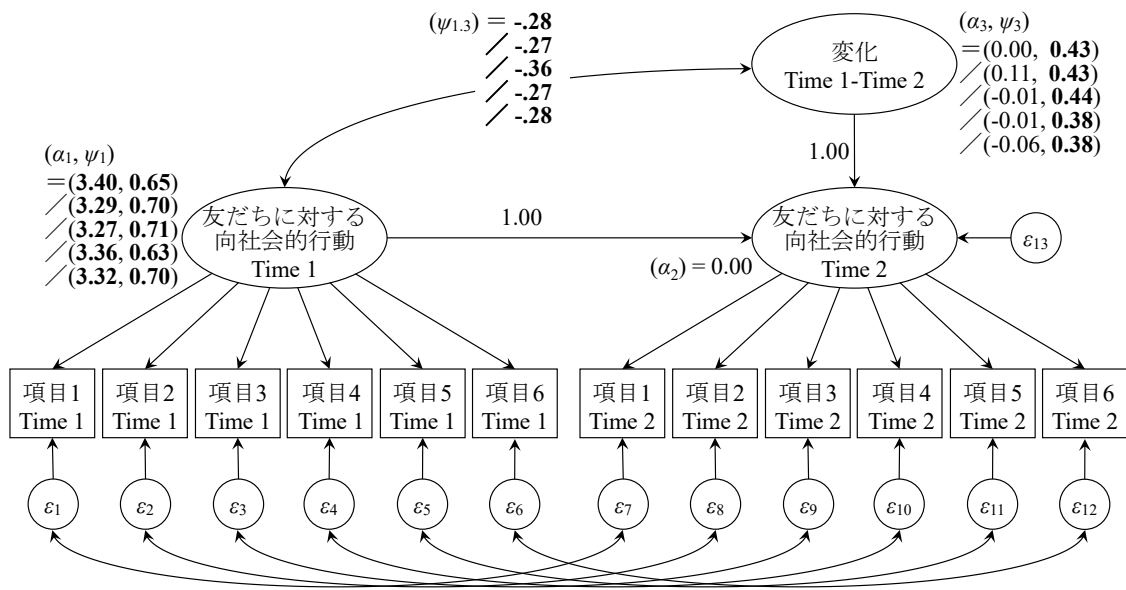


Figure 4g. 【研究4】コホート毎の友だちに対する向社会的行動における潜在差得点モデルの結果。

注) α =潜在変数の平均値や切片; ϵ =誤差分散; ψ =潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。

値は上から順に第1コホート(小学5年生→小学6年生), 第2コホート(小学6年生→中学1年生), 第3コホート(中学1年生→中学2年生), 第4コホート(中学2年生→中学3年生), 第5コホート(中学3年生→高校1年生)。すべての値は非標準化推定値を記載し, 5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

果量が確認され¹⁶, 児童期後期から青年期初期における家族に対する向社会的行動は減少していることが推察される。友だちに対する向社会的行動について, 第2コホート(小学6年生→中学1年生)と第3コホート(中学1年生→中学2年生)と第5コホート(中学3年生→高校1年生)での効果量の絶対値はその他のコホートに比べて大きな値が確認され, 本研究の対象である児童期後期から青年期初期の中では相対的に, 小学6年生から中学1年生にかけてはやや増加傾向に, 中学1年生から中学2年生および中学3年生から高校1年生にかけてはやや減少傾向にある可

¹⁶ 効果量の大きさは水本・竹内(2008)を参照した

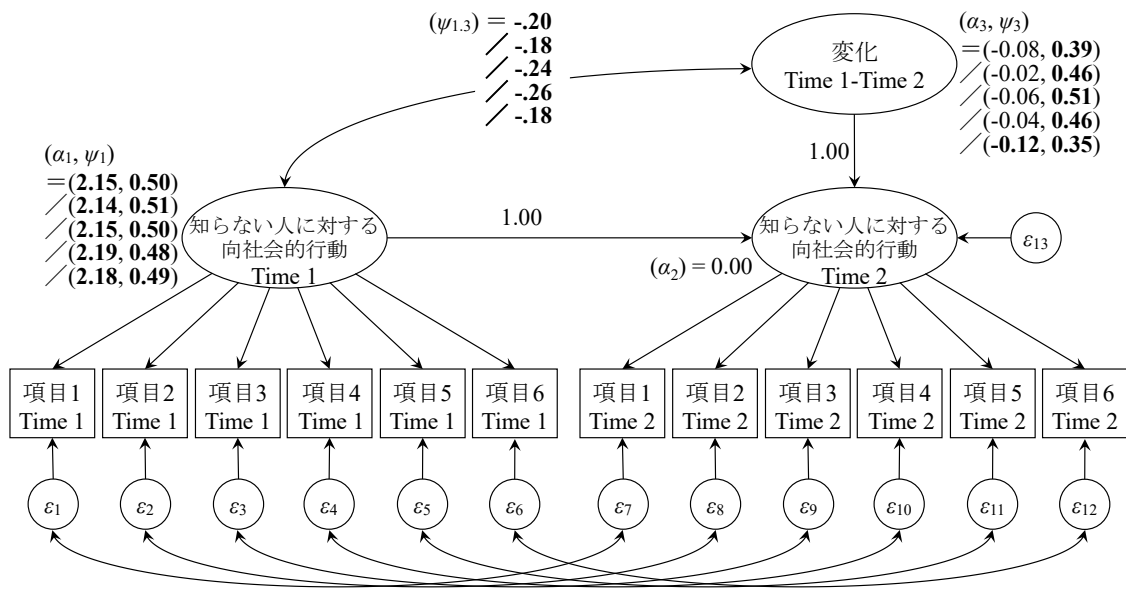


Figure 4h. 【研究4】コホート毎の知らない人に対する向社会的行動における潜在差得点モデルの結果。

注) α =潜在変数の平均値や切片; ϵ =誤差分散; ψ =潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。

値は上から順に第1コホート(小学5年生→小学6年生), 第2コホート(小学6年生→中学1年生), 第3コホート(中学1年生→中学2年生), 第4コホート(中学2年生→中学3年生), 第5コホート(中学3年生→高校1年生)。すべての値は非標準化推定値を記載し, 5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

能性が示唆された。知らない人に対する向社会的行動について, 第5コホート(中学3年生→高校1年生)で小程度の効果量が確認され¹⁷, 中学3年生から高校1年生にかけて知らない人に対する向社会的行動は減少していることが推察される。

また, Time 1時点の潜在変数の分散(ψ_1), Time 1時点からTime 2時点までの変化の分散(ψ_3)はいずれのコホートでも有意な値を示しており, Time 1時点の潜在変数と変化に個人差が存在していることが分かる。Time 1時点の潜在得点と変化との共分散である $\psi_{1.3}$ の値について, すべてのコホートにおいて有意な負の値を示し

¹⁷ 1つ前の脚注と同様

ていた。これは、Time 1 時点における各変数をより高く持つ個人ほど、潜在差得点がより大きく減少していることを意味している。つまり、すべてのコホートにおいて Time 1 時点で家族・友だち・知らない人への向社会的行動の生起がより多いと報告した個人ほど、Time 2 時点では Time 1 時点に比べてそれぞれの対象への向社会的行動を行わなくなっており、Time 1 時点で家族・友だち・知らない人への向社会的行動の生起がより少ないと報告した個人ほど、Time 2 時点では Time 1 時点と同程度にそれぞれの対象への向社会的行動を行っているということである。

以上の結果をまとめると、児童期後期から青年期初期における対象別向社会的行動の発達的变化は、(1) 家族に対する向社会的行動はこの時期を通して減少し続けること、(2) 友だちに対する向社会的行動には特筆すべき変化こそ見られないものの、小学 6 年生から中学 1 年生にかけては相対的にやや増加傾向、中学 1 年生から中学 2 年生および中学 3 年生から高校 1 年生にかけては相対的にやや減少傾向が見られること、(3) 知らない人に対する向社会的行動は中学 3 年生から高校 1 年生にかけて減少すること、(4) Time 1 時点での対象別向社会的行動が多い個人ほど 1 年後の向社会的行動が少なくなる傾向にあること、の 4 点が特徴と考えられる。

向社会的行動の発達的变化に関する先行研究との整合 本節において得られた向社会的行動の発達的变化に関する結果は、二宮 (2010) や二宮他 (2007) の横断的検討、西村他 (2018) の縦断的検討の結果と比べ、以下 2 点において異なっている。1 つ目として、本研究では向社会的行動の再度の増加に転じる様態が確認されなかったことである。例えば、西村他 (2018) では、本節と同様に 1 年の期間を開けた 2 度の調査によって各学年コホートを用いた検討を行っている。その結果、家族に対する向社会的行動については小学 5 年生から中学 1 年生にかけて有意な減少を確認している。友だちに対する向社会的については小学 6 年生から中学 1 年生にかけて有意な減少を、中学 2 年生から中学 3 年生にかけて有意な増加を確認している。知らない人に対する向社会的行動については小学 5 年生から中学 1 年生にかけて有意な減少を、中学 2 年生から中学 3 年生にかけて有意な増加を確認している。一方、本研究では、家族と知らない人に対する向社会的行動において顕著な減少が、友だちに対する向社会的行動において相対的な増加傾向と減少傾向は確認されたものの、向社会的行動の減少から再度の増加に転じる傾向は確認されなかった。

本研究でも友だちに対する向社会的は小学6年生から中学1年生にかけてやや増加傾向にあることが確認されたが、この増加傾向は向社会的行動の減少傾向の後に見られる再度の増加傾向を示すものとは考えづらい。なぜなら、本研究の結果、友だちに対する向社会的行動は、相対的にやや増加傾向にあると考えられる第2コホート（小学6年生→中学1年生）よりも後の第3コホート（中学1年生→中学2年生）と第5コホート（中学3年生→高校1年生）において、相対的にやや減少傾向にあることが示されたからである。つまり、本研究の結果は、友だちに対する向社会的行動が調査を実施した中学1年生5月頃を境に減少傾向に転じ得ることを示していると捉えられるだろう。

2 つ目として、知らない人に対する向社会的行動の減少傾向が確認される時期に違いが見られることである。向社会的行動の減少傾向については、本研究でも家族に対する向社会的行動における一貫した減少や、知らない人に対する向社会的行動が中学3年生の期間に減少していることなどが確認された。ただし、知らない人に対する向社会的行動の減少傾向について、本研究で確認された時期と西村他(2018)で確認された時期は一致していない。すなわち、本研究では中学3年生の期間に、西村他(2018)では小学5年生から中学1年生の期間に、知らない人に対する向社会的行動の減少傾向が確認されている。日本の中学1年生から中学3年生の期間における向社会的行動の発達的变化を縦断的に検討した二宮(2010)や二宮他(2006)、山本(2016)の研究では、中学2年生の2月頃まで向社会的行動の生起頻度が低くなっていくことが確認されているものの、向社会的行動の対象が考慮されておらず¹⁸、本研究の結果や西村他(2018)と単純に比較できない。

児童期後期から青年期初期に見られる向社会的行動の減少傾向に関して、先行研究との詳細な整合については本章第三節にて考察する。以後、向社会的行動の発達的变化に対する向社会的動機づけからの説明を試みる本章第二節【研究5】では、本節で示された向社会的行動の発達的变化と照らし合わせて検討を進める。

¹⁸ 山本(2016)で減少が確認された向社会的行動は、「困っている人を助けたこと」、「忘れ物した人に自分のものを貸してあげたこと」、「落とし物を拾ってあげたこと」、「友だちが傷ついたときに慰めてあげたこと」、「友だちがよくないことをしようとしてやめさせようとしたこと」の5項目。

第二節 向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連【研究 5】

目的

本研究の目的は、児童期後期から青年期初期にあたる子どもにおいて、向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連を検討することである。児童期後期から青年期初期における向社会的行動の発達的变化が個人の発達過程においてどのような意味を持つか説明を試みるため、本章第一節【研究 4】において確認された向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連を検討する。

方法

調査対象 株式会社バルクにインターネットを通じた調査を依頼し、1年間の期間を空けた2度の調査を実施した。2度の調査共に回答を得られた全国の子ども1616名（男子829名、女子787名）を対象とした。本研究の調査対象は第二章第二節第二項【研究 2-2】、本章第一節【研究 4】と同一である。

調査内容 向社会的動機づけ 第二章第一節【研究 1-1】で作成した向社会的動機づけ尺度を使用した。「同一化的調整」と「統制的調整」の2因子各5項目から構成されている。教示文は「誰かを手助けしたり相手のためになると思うことをしたりすることについて、次の項目がその理由となったことがありますか」とした。

対象別向社会的行動 村上他（2016）の対象別向社会的行動尺度を用いた。元尺度は小学4年生から中学3年生を対象としており、「家族に対する向社会的行動」、「友だちに対する向社会的行動」、「知らない人に対する向社会的行動」の3因子各6項目から構成されている。教示文は「毎日の生活の中で、次のことをどれくらいしていますか」とした。

その他 調査における不誠実回答を抽出するために、DQS (Maniaci & Rogge, 2014) として2項目（「ここでは『あまりあてはまらない』を選んでください」、「ここでは『ややあてはまる』を選んでください」）を Time 1 と Time 2 それぞれの調査内容に加えた。

調査時期および調査手続き Time 1 は 2020 年 5 月、Time 2 は 2021 年 5 月に調査

を実施した。調査手続きは第二章第二節第二項【研究 2-2】、本章第一節【研究 4】と同一である。回答はすべて「いつもあてはまっていた (5 点)」、「よくあてはまっていた (4 点)」、「ときどきあてはまっていた (3 点)」、「ほとんどあてはまらなかった (2 点)」、「全くあてはまらなかった (1 点)」の 5 件法で求めた。

倫理的配慮 第二章第二節第二項【研究 2-2】、本章第一節【研究 4】と同一である。

結果と考察

第二章第二節第二項【研究 2-2】、本章第一節【研究 4】と同様に、有効回答数は 1028 名分 (男子 527 名, 女子 501 名, 有効回答率 63.61%) であった。各コホートの内訳は, 第 1 コホート 210 名 (男子 103 名, 女子 107 名), 第 2 コホート 214 名 (男子 115 名, 女子 99 名), 第 3 コホート 213 名 (男子 108 名, 女子 105 名), 第 4 コホート 179 名 (男子 94 名, 女子 85 名), 第 5 コホート 212 名 (男子 107 名, 女子 105 名) であった。本研究の分析には Mplus version 8.2 と IBM SPSS Statistics 26 を使用した。

向社会的動機づけと対象別向社会的行動の基礎統計量はそれぞれ Table 2m と Table 4a に示した通りである。

分析モデルの構築 対象別向社会的行動の発達的变化に対して向社会的動機づけからの説明を試みるための分析モデルを Figure 4i に示す。このモデルは, 本章第一節【研究 4】で構築した潜在差得点モデル (Figure 4b) に, Time 1 時点の向社会的行動得点の分散, および Time 1 時点から Time 2 時点における潜在差得点の分散を説明する変数として向社会的動機づけを投入したモデルである。モデルの設定は Newsom (2015) を参考に, 以下の手順で行った。

まず, 向社会的行動の潜在差得点モデルについては本章第一節【研究 4】の Figure 4b と同一である。その上で, 向社会的動機づけの同一化的調整と統制的調整について, Time 1 時点の得点を用いて確認的因子分析モデルを構築し, 同一化的調整と統制的調整の潜在変数間に共分散 ($\psi_{4,5}$) を仮定した。この時, 同一化的調整と統制的調整の潜在変数における平均 (順に α_4, α_5) は 0, 分散 (順に ψ_4, ψ_5) は 1 に固定し

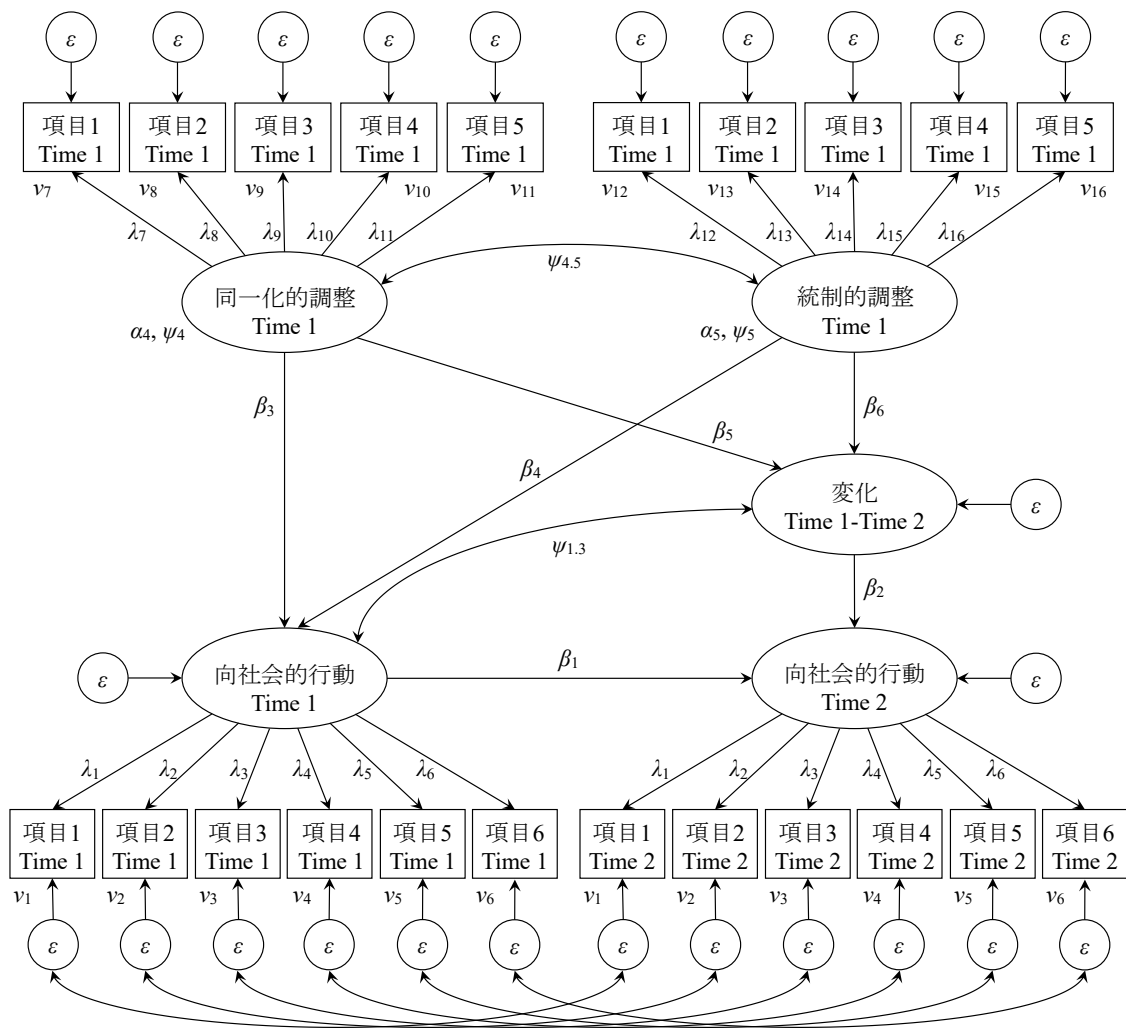


Figure 4i. 【研究 5】 向社会的行動の発達の變化と向社会的動機づけとの関連を検討するための分析モデル。

注) α = 潜在変数の平均値や切片; β = 潜在変数間のパスの推定値; ε = 誤差分散; λ = 因子負荷量; v = 観測変数の切片; ψ = 潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。図の下半分を占める「変化」、「向社会的行動 (Time 1)」、「向社会的行動 (Time 2)」の潜在変数による向社会的行動の潜在差得点モデルは Figure 4b と同一。

ている。さらに、同一化的調整と統制的調整の潜在変数から Time 1 時点の向社会的行動の潜在変数へのパス (順に β_3, β_4) と、向社会的行動の變化を意味する潜在変数へのパス (順に β_5, β_6) を仮定した。向社会的動機づけの因子負荷量 (λ_7 - λ_{16}) や共分散 ($\psi_{4.5}$)、観測変数の切片 (v_7 - v_{16}) や誤差項については自由推定した。

以上の内容によって構築した本研究の分析モデルは、以下にまとめられる。向社会的動機づけから Time 1 時点の対象別向社会的行動へのパス (β_3, β_4) は、Time 1 時点の対象別向社会的行動の個人差を Time 1 時点の向社会的動機づけによって説明しようとするものである。また、向社会的動機づけから向社会的行動の変化へのパス (β_5, β_6) は、Time 1 時点から Time 2 時点における対象別向社会的行動の発達的变化を Time 1 時点の向社会的動機づけにより説明するためのものである。本章第一節【研究 4】において、Time 1 時点の対象別向社会的行動の潜在変数と、Time 1 時点から Time 2 時点における対象別向社会的行動の変化には、すべての対象別向社会的行動、すべてのコホートで有意な分散（個人差）が確認されていた。つまり、本研究で構築したモデル (Figure 4i) は、これらの個人差に対して、向社会的動機づけによる説明を試みるためのものである。

対象別向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連 初めに、児童期後期から青年期初期における向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連について、全体の傾向を捉えるべく全調査対象のデータを用いて上記の分析モデルを家族に対する向社会的行動、友だちに対する向社会的行動、知らない人に対す

Table 4f

【研究 5】全調査対象のデータを用いて分析モデルを適用した結果

	β_3		β_4		β_5		β_6	
	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE
対象別向社会的行動								
家族	0.36***	.03	-0.04	.03	-0.11***	.03	0.05	.03
友だち	0.46***	.03	-0.05	.03	-0.11***	.03	0.01	.03
知らない人	0.22***	.03	0.11***	.03	-0.09**	.03	-0.04	.03

注) 値はすべて非標準化推定値。表中見出しの $\beta_3, \beta_4, \beta_5, \beta_6$ は Figure 4i のパラメータに対応する。

*** $p < .001$ ** $p < .01$

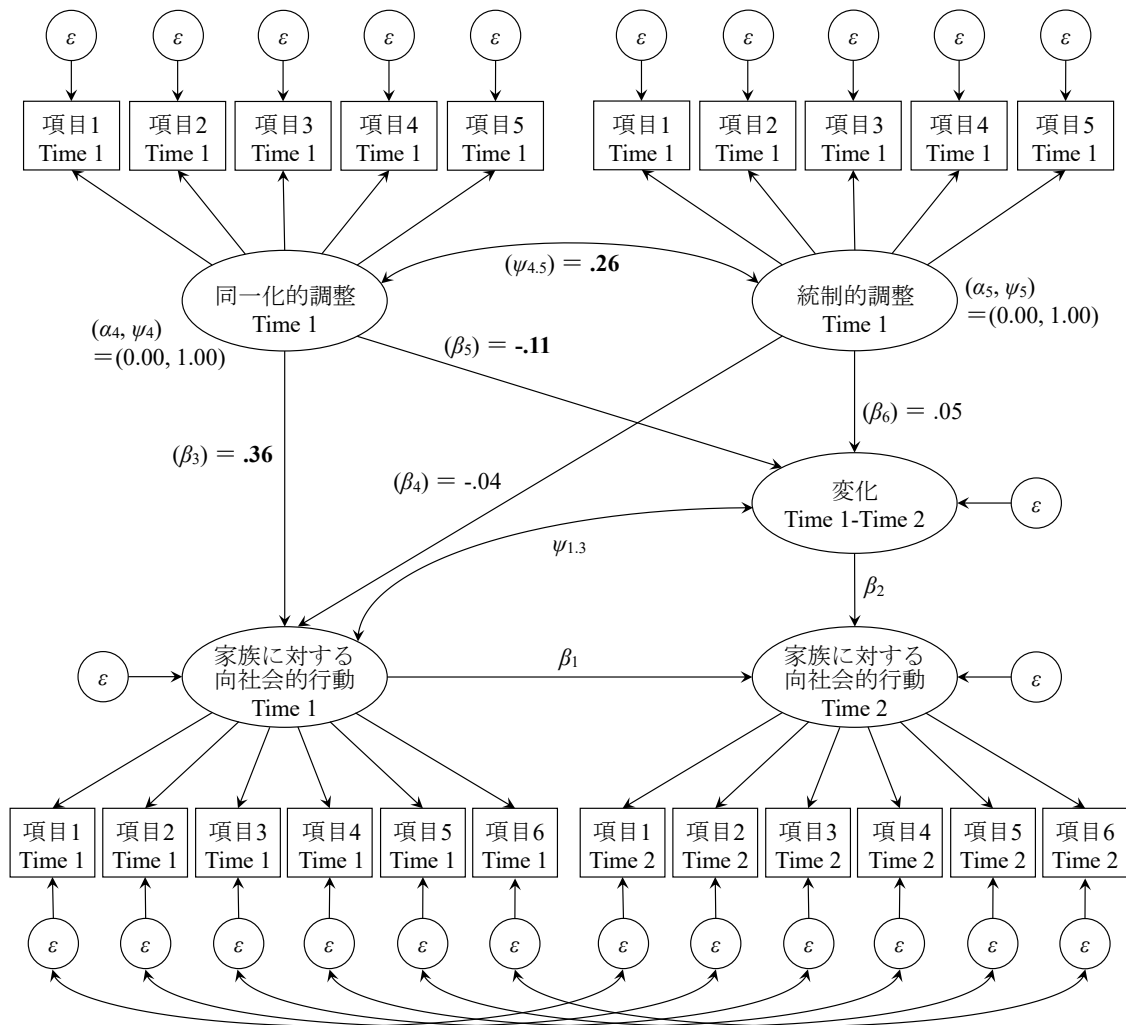


Figure 4j. 【研究5】家族に対する向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連。
 注) α = 潜在変数の平均値や切片; β = 潜在変数間のパスの推定値; ε = 誤差分散; ψ = 潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。すべての値は非標準化推定値を記載し, 5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

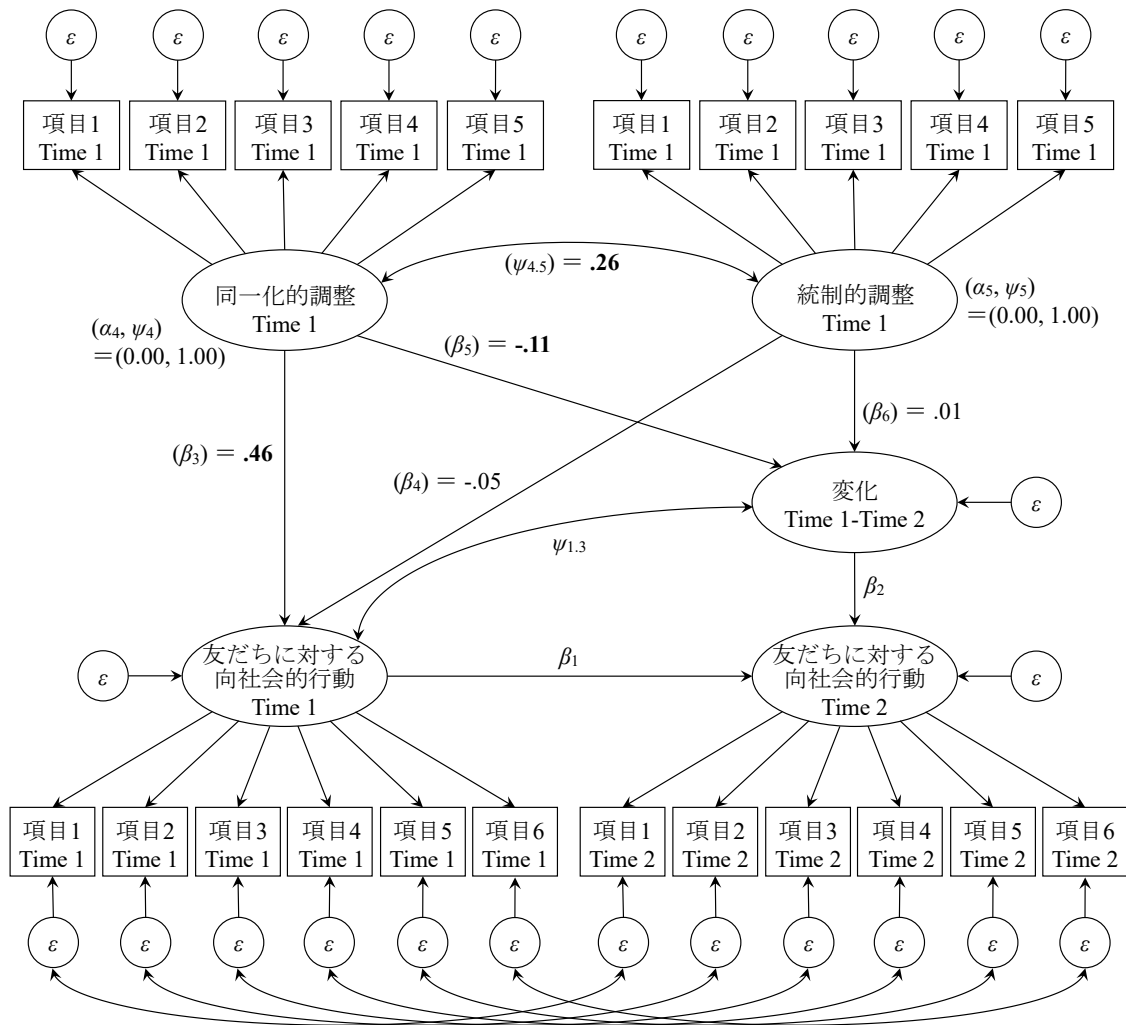


Figure 4k. 【研究5】 友だちに対する向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連。

注) α = 潜在変数の平均値や切片 ; β = 潜在変数間のパスの推定値 ; ε = 誤差分散 ; ψ = 潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。すべての値は非標準化推定値を記載し, 5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

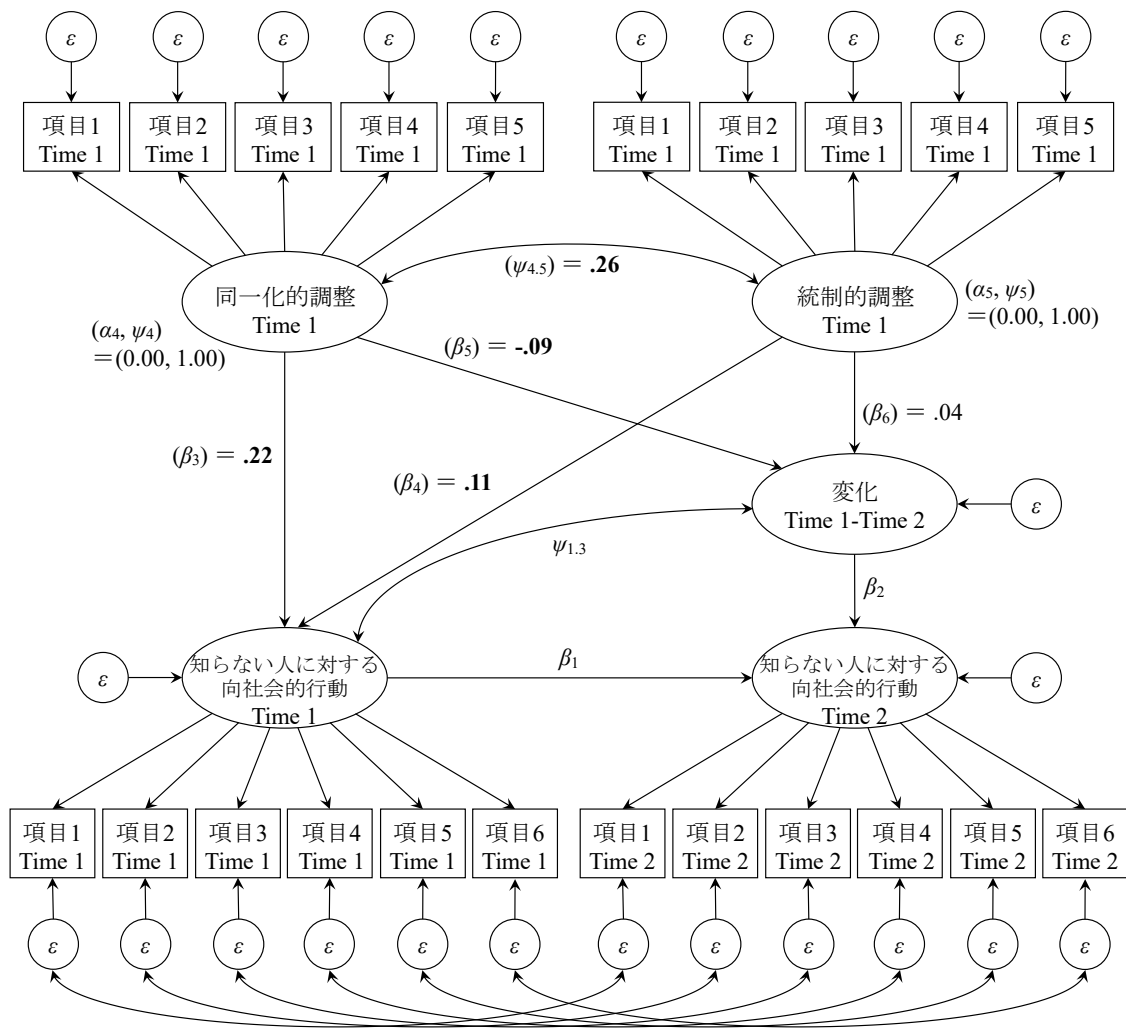


Figure 41. 【研究5】知らない人に対する向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連。

注) α = 潜在変数の平均値や切片; β = 潜在変数間のパスの推定値; ε = 誤差分散; ψ = 潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。すべての値は非標準化推定値を記載し, 5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

る向社会的行動についてそれぞれ最尤法にて適用した。適合度指標は、家族に対する向社会的行動について $\chi^2(207) = 610.128$ ($p < .001$), CFI = .943, RMSEA = .044, SRMR = .047 であった。友だちに対する向社会的行動について $\chi^2(207) = 640.829$ ($p < .001$), CFI = .942, RMSEA = .045, SRMR = .049 であった。知らない人に対する向社会的行動について $\chi^2(207) = 683.125$ ($p < .001$), CFI = .937, RMSEA = .047, SRMR = .050 であった。向社会的行動の発達の変化と向社会的動機づけとの関連等について、得られた推定値を Table 4f に示す。また、同様の内容について図による結果を Figure 4j, Figure 4k, Figure 4l に示す。

向社会的行動の発達の変化と向社会的動機づけとの関連を意味する β_5 と β_6 の値から、家族、友だち、知らない人に対する向社会的行動の発達の変化と向社会的動機づけの同一化的調整との有意な負の関連が確認された。本章第一節【研究 4】において、全調査対象のデータを用いた際の対象別向社会的行動の潜在差は、家族と知らない人に対する向社会的行動において有意な減少が見られた。このことと併せて考えると、家族と知らない人に対する向社会的行動の発達の変化については、同一化的調整の高い個人ほど向社会的行動の減少幅は大きいことが推察される。一方で、本章第一節【研究 4】において、全調査対象のデータを用いた際の友だちに対する向社会的行動の潜在差に有意な値が確認されなかったため、本節の結果から同一化的調整の高い個人ほど友だちに対する向社会的行動は減少する傾向にある可能性が示唆された。

また、Time 1 時点の向社会的動機づけと向社会的行動との横断的な関連を意味する β_3 と β_4 の値について、家族と友だちに対する向社会的行動は向社会的動機づけの同一化的調整のみと有意な正の関連が示され、知らない人に対する向社会的行動は向社会的動機づけの同一化的調整と統制的調整の両方と有意な正の関連が示された。これは、第三章第一節【研究 3】の結果と同様である。

次に、児童期後期から青年期初期における向社会的行動の発達の変化と向社会的動機づけとの関連を詳細に検討するべく、コホート毎の家族に対する向社会的行動、友だちに対する向社会的行動、知らない人に対する向社会的行動について、それぞれ分析モデルを最尤法にて適用した。各コホートの適合度指標を Table 4g に示す。第 1 コホート（小学 5 年生→小学 6 年生）の家族に対する向社会的行動と第 5 コホート（中学 3 年生→高校 1 年生）の知らない人に対する向社会的行動において、や

や CFI の値が低いものの、RMSEA や SRMR の値は十分な適合度を示していた。それ以外では十分な適合度が確認された。向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連等について、得られた推定値を Table 4h に示す。また、同様の内容について図による結果を Figure 4m, Figure 4n, Figure 4o に示す。

Table 4g
【研究 5】各コホートにおける分析モデルの適合度

	χ^2 (207)	<i>p</i> value	CFI	RMSEA	SRMR
第 1 コホート (小学 5 年生→小学 6 年生)					
家族に対する向社会的行動	366.195	<.001	.876	.061	.080
友だちに対する向社会的行動	315.790	<.001	.926	.050	.071
知らない人に対する向社会的行動	338.223	<.001	.915	.055	.067
第 2 コホート (小学 6 年生→中学 1 年生)					
家族に対する向社会的行動	378.091	<.001	.896	.062	.070
友だちに対する向社会的行動	366.383	<.001	.916	.060	.070
知らない人に対する向社会的行動	336.703	<.001	.932	.054	.065
第 3 コホート (中学 1 年生→中学 2 年生)					
家族に対する向社会的行動	322.790	<.001	.919	.051	.061
友だちに対する向社会的行動	347.369	<.001	.895	.056	.064
知らない人に対する向社会的行動	343.975	<.001	.910	.056	.069
第 4 コホート (中学 2 年生→中学 3 年生)					
家族に対する向社会的行動	316.809	<.001	.908	.054	.068
友だちに対する向社会的行動	326.994	<.001	.908	.057	.068
知らない人に対する向社会的行動	335.746	<.001	.892	.059	.067
第 5 コホート (中学 3 年生→高校 1 年生)					
家族に対する向社会的行動	308.487	<.001	.945	.048	.065
友だちに対する向社会的行動	381.838	<.001	.905	.063	.073
知らない人に対する向社会的行動	428.226	<.001	.876	.071	.080

Table 4h

【研究5】各コホートにおいて分析モデルを適用した結果

	β_3		β_4		β_5		β_6	
	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE	推定値	SE
第1コホート (小学5年生→小学6年生)								
家族	0.27***	.06	0.08	.07	-0.14*	.06	0.00	.06
友だち	0.38***	.07	-0.09	.07	-0.08	.07	0.04	.07
知らない人	0.15*	.06	0.16*	.06	-0.06	.06	-0.01	.06
第2コホート (小学6年生→中学1年生)								
家族	0.35***	.06	0.05	.06	-0.13*	.06	0.04	.06
友だち	0.46***	.06	0.03	.06	-0.07	.06	-0.09	.06
知らない人	0.14*	.06	0.29***	.06	-0.03	.06	-0.14*	.06
第3コホート (中学1年生→中学2年生)								
家族	0.43***	.07	-0.07	.06	-0.13*	.05	0.15**	.05
友だち	0.45***	.07	0.12	.07	-0.17**	.07	-0.07	.06
知らない人	0.25***	.06	0.12*	.06	-0.17**	.06	-0.03	.06
第4コホート (中学2年生→中学3年生)								
家族	0.36***	.08	-0.30***	.08	-0.08	.08	0.13	.08
友だち	0.47***	.08	-0.14	.08	-0.12	.07	0.11	.07
知らない人	0.26***	.07	0.04	.07	-0.12	.07	-0.03	.08
第5コホート (中学3年生→高校1年生)								
家族	0.42***	.06	-0.05	.06	-0.06	.05	-0.05	.05
友だち	0.55***	.06	-0.13*	.06	-0.14*	.06	0.06	.06
知らない人	0.26***	.06	-0.02	.06	-0.07	.06	-0.03	.06

注) 値はすべて非標準化推定値。表中見出しの β_3 , β_4 , β_5 , β_6 は Figure 4i のパラメータに対応する。

*** $p < .001$ ** $p < .01$ * $p < .05$

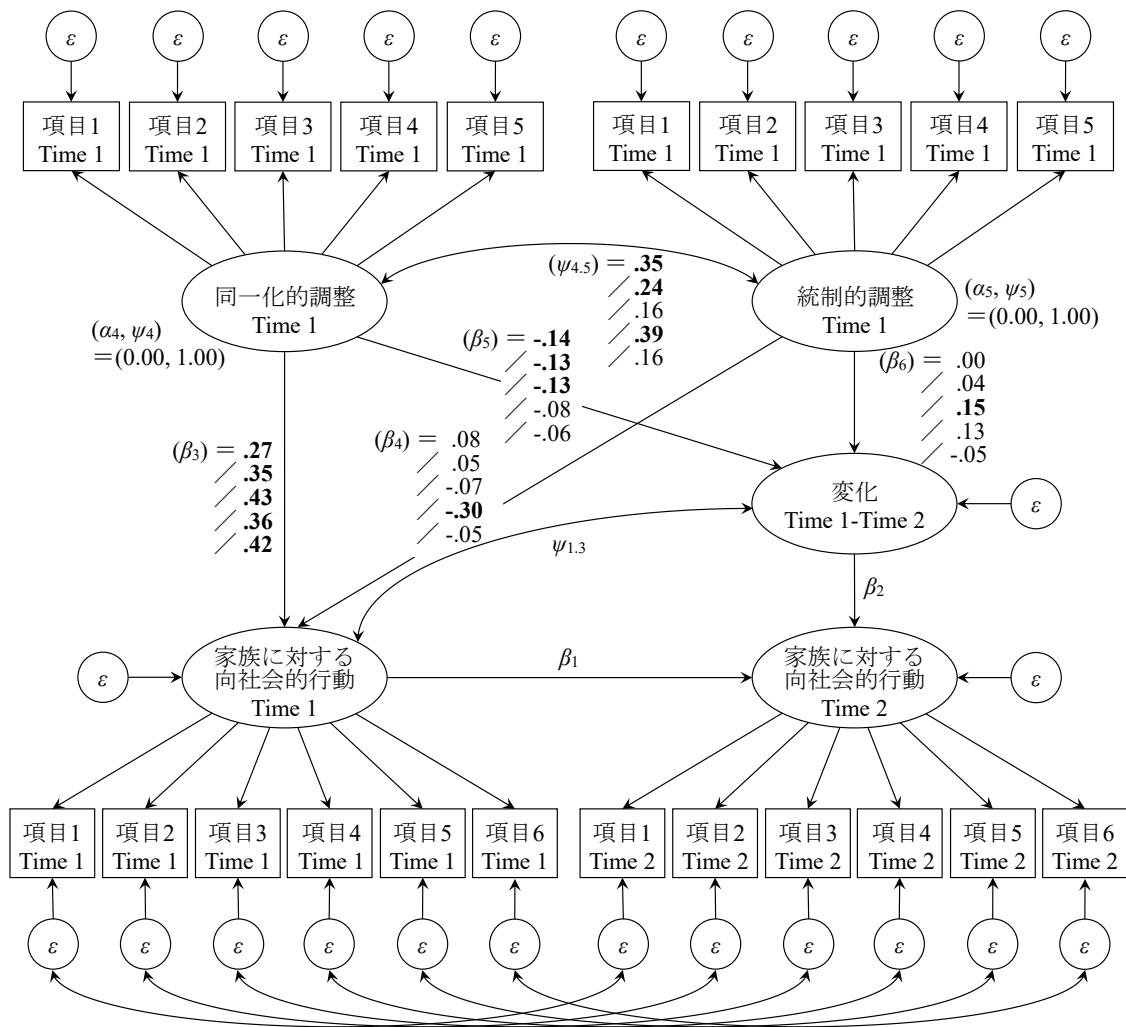


Figure 4m. 【研究 5】 コホート毎の家族に対する向社会的行動の発達的変化と向社会的動機づけとの関連。

注) α = 潜在変数の平均値や切片 ; β = 潜在変数間のパスの推定値 ; ϵ = 誤差分散 ; ψ = 潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。値は上から順に第 1 コホート (小学 5 年生 → 小学 6 年生), 第 2 コホート (小学 6 年生 → 中学 1 年生), 第 3 コホート (中学 1 年生 → 中学 2 年生), 第 4 コホート (中学 2 年生 → 中学 3 年生), 第 5 コホート (中学 3 年生 → 高校 1 年生)。すべての値は非標準化推定値を記載し, 5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

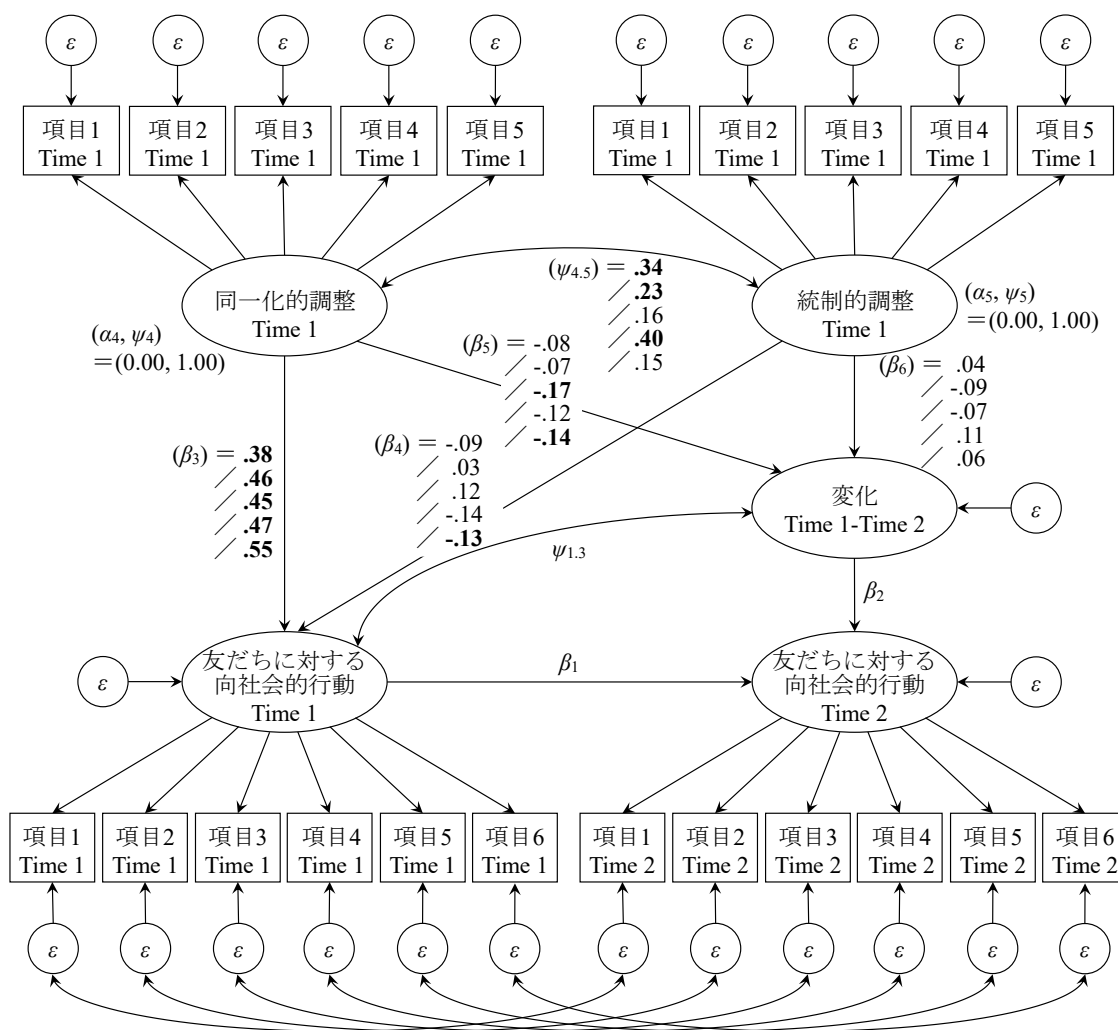


Figure 4n. 【研究5】コホート毎の友だちに対する向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連。

注) α = 潜在変数の平均値や切片 ; β = 潜在変数間のパスの推定値 ; ϵ = 誤差分散 ; ψ = 潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。値は上から順に第1コホート (小学5年生→小学6年生), 第2コホート (小学6年生→中学1年生), 第3コホート (中学1年生→中学2年生), 第4コホート (中学2年生→中学3年生), 第5コホート (中学3年生→高校1年生)。すべての値は非標準化推定値を記載し, 5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

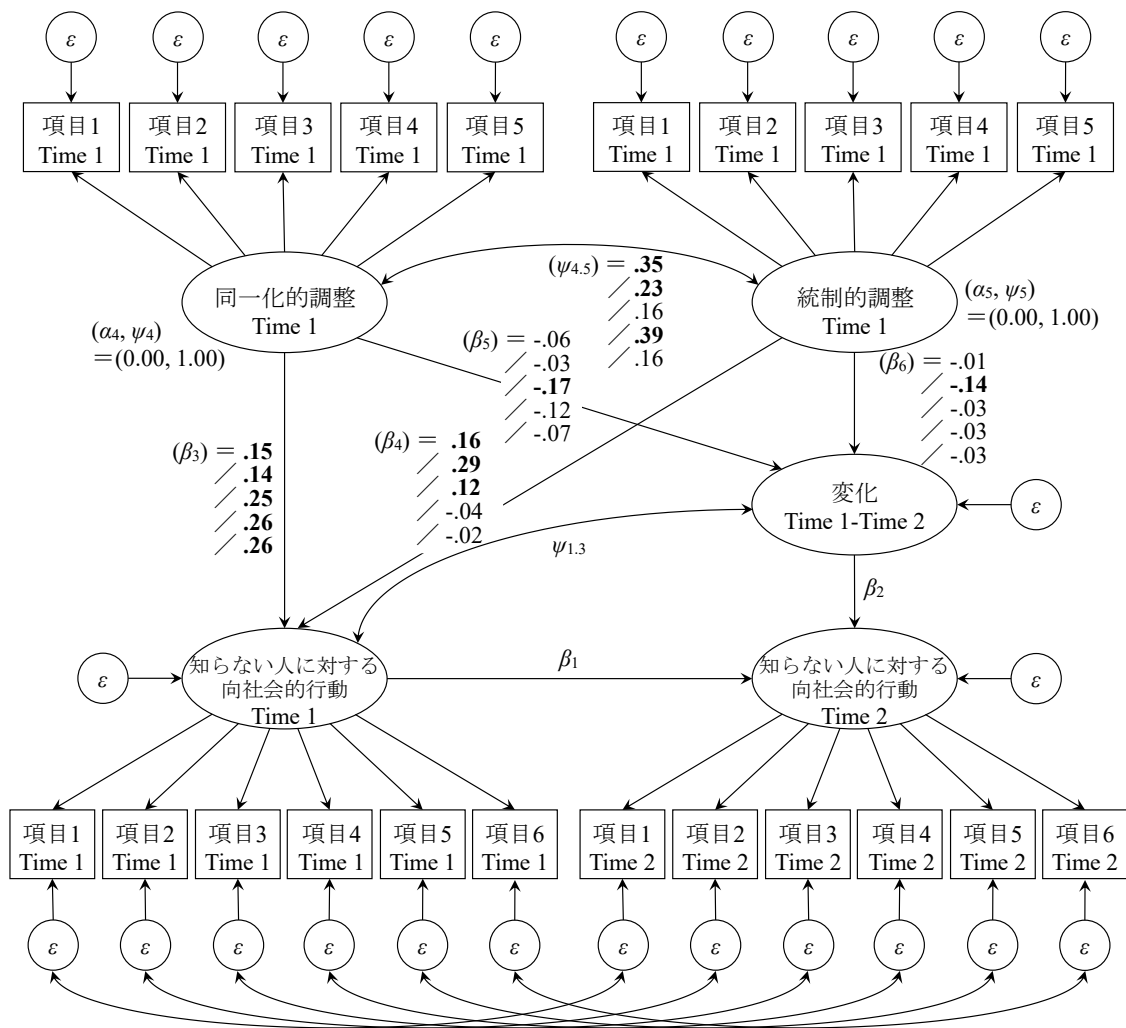


Figure 40. 【研究 5】コホート毎の知らない人に対する向社会的行動の発達の变化と向社会的動機づけとの関連。

注) α = 潜在変数の平均値や切片 ; β = 潜在変数間のパスの推定値 ; ε = 誤差分散 ; ψ = 潜在変数の分散や潜在変数間の共分散。値は上から順に第 1 コホート (小学 5 年生 → 小学 6 年生), 第 2 コホート (小学 6 年生 → 中学 1 年生), 第 3 コホート (中学 1 年生 → 中学 2 年生), 第 4 コホート (中学 2 年生 → 中学 3 年生), 第 5 コホート (中学 3 年生 → 高校 1 年生)。すべての値は非標準化推定値を記載し, 5%水準で有意な値は太字で表記した。因子負荷量と観測変数の切片は省略した。

家族に対する向社会的行動については、第1コホート(小学5年生→小学6年生)と第2コホート(小学6年生→中学1年生)と第3コホート(中学1年生→中学2年生)において、家族に対する向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけの同一化的調整との関連を意味する β_5 が有意な負の値を示していた。また、第3コホート(中学1年生→中学2年生)において、家族に対する向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけの統制的調整との関連を意味する β_6 が有意な正の値を示していた。本章第一節【研究4】では、家族に対する向社会的行動の潜在差について、すべてのコホートにおいて有意な減少が見られた。このことと併せて考えると、家族に対する向社会的行動の発達的变化については、小学5・6年生と中学1年生において向社会的動機づけの同一化的調整が高い個人ほど、その後1年間の家族に対する向社会的行動の減少幅は大きくなると考えられる。また、中学1年生において統制的調整が高い個人ほど、その後1年間の家族に対する向社会的行動の減少幅は小さくなることが示唆されたと言えるだろう。

友だちに対する向社会的行動については、第3コホート(中学1年生→中学2年生)と第5コホート(中学3年生→高校1年生)において、友だちに対する向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけの同一化的調整との関連を意味する β_5 が有意な負の値を示していた。本章第一節【研究4】では、友だちに対する向社会的行動の潜在差に有意な値が確認されなかったものの、相対的に第3コホート(中学1年生→中学2年生)と第5コホート(中学3年生→高校1年生)においてやや減少傾向にあることが示唆されていた。このことと併せて考えると、友だちに対する向社会的行動の発達的变化については、中学1・3年生において向社会的動機づけの同一化的調整が高い個人ほど、その後1年間の友だちに対する向社会的行動の減少幅は大きくなると推察される。

知らない人に対する向社会的行動については、第3コホート(中学1年生→中学2年生)において、知らない人に対する向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけの同一化的調整との関連を意味する β_5 が有意な負の値を示していた。また、第2コホート(小学5年生→中学1年生)において、知らない人に対する向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけの統制的調整との関連を意味する β_6 が有意な負の値を示していた。本章第一節【研究4】では、知らない人に対する向社会的行動の潜在差について、第5コホート(中学3年生→高校1年生)においてのみ有意

な減少が見られ、第2コホート（小学6年生→中学1年生）と第3コホート（中学1年生→中学2年生）においては有意な差は確認されていない。このことと併せて考えると、知らない人に対する向社会的行動の発達的变化については、小学5年生において向社会的動機づけの統制的調整が高い個人ほど、また中学1年生において向社会的動機づけの同一化的調整が高い個人ほど、その後1年間の知らない人に対する向社会的行動は減少傾向を示す可能性が示唆されたと言える。

また、Time 1時点の対象別向社会的行動と向社会的動機づけとの横断的な関連を意味する β_3 と β_4 の値について、すべての学年に共通して、家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動は向社会的動機づけの同一化的調整と有意な正の関連が示された。ゆえに、向社会的動機づけの同一化的調整の高い個人ほど向社会的行動を多く行うことが推察される。加えて、小学5年生と小学6年生と中学1年生において、知らない人に対する向社会的行動と向社会的動機づけの統制的調整との有意な正の関連が示された。ゆえに、小学5・6年生と中学1年生は統制的調整の高い個人ほど知らない人に対する向社会的行動を多く行うことが推察される。向社会的動機づけの統制的調整は、中学2年生において家族に対する向社会的行動と、また、中学3年生において友だちに対する向社会的行動と有意な負の関連にあることが示された。このことから、中学2年生で統制的調整が高い個人ほど家族に対する向社会的行動を行いにくく、中学3年生で統制的調整が高い個人ほど友だちに対する向社会的行動を行いにくいと考えられる。

第三節 本章のまとめと考察

本章では、児童期後期から青年期初期の子どもにおける対象別向社会的行動の発達的な軌跡を確認した後、対象別向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連を検討した。

第一項 対象別向社会的行動の発達的な軌跡

初めに、本章第一節【研究4】では、小学5年生から中学3年生を対象に1年間の期間を空けた2度の縦断調査を行い、家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動の生起頻度の発達的变化を検討した。

Time 1の調査は2020年5月に、Time 2の調査は2021年5月に実施した。Time 1時点における学年毎にコホートを想定し、小学5年生から中学3年生それぞれの1年間の発達的变化をつなぎ合わせることで、疑似的に児童期後期から青年期初期における向社会的行動の生起頻度の発達的な軌跡を捉えたものである。各コホートの詳細として、Time 1時点で小学5年生、6年生、中学1年生、2年生、3年生の子どもは、順にそれぞれ第1コホート、第2コホート、第3コホート、第4コホート、第5コホートと想定されている。

Time 1時点からTime 2時点における対象別向社会的行動の発達的变化を検討するため、潜在差得点モデルを適用した。その結果、家族に対する向社会的行動と知らない人に対する向社会的行動について、有意な減少が確認された。また、すべてのコホートにおいて、Time 1時点での家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動を多く行う子どもほど1年後における向社会的行動の生起頻度が少なくなる傾向にあることが確認された。

向社会的行動の発達的变化について対象を考慮し検討している Eberly & Montemayor (1999), Fu et al. (2017), Padilla-Walker et al. (2015), 西村他 (2018) と本章の結果との整合性について、Table 4i に研究毎の結果を示す。以下、各対象への向社会的行動の発達的变化と向社会的行動のリバウンドについて、それぞれまとめる。

(1) 家族に対する向社会的行動の発達的变化

家族に対する向社会的行動について、本章で対象とした児童期後期から青年期初期には一貫して減少し続けることが確認された。この結果は、概ね先行研究と一致しており、Eberly & Montemayor (1999), Padilla-Walker et al. (2015), 西村他 (2018) でも、児童期後期から青年期初期において、家族に対する向社会的行動は一様に減少することが確認されている。

児童期後期から青年期にかけて、親子関係はそれまでのものから質的な転換が見られ (Steinberg, 2001), 子どもは親からの情緒的独立を意図するようになる (Fuligni & Eccles, 1993)。これと対応して友だちや仲間と過ごす時間が多くなり (Brown, 1990), 友だちの重要性が増えていくことが示されている (保坂・岡村, 1986; 國枝・古橋, 2006)。ゆえに、本章で対象とした児童期後期から青年期初期は、家族に対す

Table 4i 研究間での対象別向社会的行動の発達的な軌跡の比較

学年		小4	小5	小6	中1	中2	中3	高1	高2	高3	
年齢		9	10	11	12	13	14	15	16	17	18
家族に対する 向社会的行動	本章			-							
	Eberly et al. (1999)			-						n. s.	
	Fu et al. (2017)			n. s.							
	Padilla-Walker et al. (2015)			-							
	西村他 (2018)	n. s.			-		n. s.				
友だちに対する 向社会的行動	本章			n. s.							
	Fu et al. (2017)			+							
	Padilla-Walker et al. (2015)			+		-					
	西村他 (2018)	n. s.		-		n. s.		+			
知らない人に対する 向社会的行動	本章			n. s.				-			
	西村他 (2018)	n. s.			-		n. s.		+		

注) 「+」はその期間の有意な増加を、「-」はその期間の有意な減少を、「n. s.」は有意な差の見られなかったことを意味している。黒い網掛け部分は各研究において調査対象外の部分。

る向社会的行動が生じにくい時期でもあり（西村他，2018），友だちや知らない人に対する向社会的行動に比べても，より顕著に減少傾向が確認されたと考えられる。

（2）友だちに対する向社会的行動の発達的变化

友だちに対する向社会的行動について，本章では有意な変化は見られなかったが，児童期後期から青年期初期において，相対的に第2コホート（小学6年生→中学1年生）においてやや増加傾向に，第3コホート（中学1年生→中学2年生）および第5コホート（中学3年生→高校1年生）においてやや減少傾向にある可能性が示唆された。中学1年生頃から友だちに対する向社会的行動の生起頻度が減少し始めるという示唆は，西村他（2018）の結果と整合的である。また，アメリカの研究である Padilla-Walker et al.（2015）に比べて，日本の研究である西村他（2018）では，友だちに対する向社会的行動の生起頻度が減少に転じる時期はやや早いことが見出されており，この点についても本章から得られた示唆は整合的である。さらに，西村他（2018）は，小学校から中学校への移行期において友だちへの向社会的行動の生起頻度が減少することについて，友人関係の再構築や友だちの選別が顕著になることなど様々な要因の影響を指摘している。本章でも，友だちに対する向社会的行動は第2コホート（小学6年生→中学1年生）で相対的な増加傾向の後，第3コホート（中学1年生→中学2年生）において相対的に減少傾向に転じるという示唆が得られており，友だちへの向社会的行動が学校移行に伴って減少する可能性が示された。

ただし，本章では，友だちに対する向社会的行動の発達的变化について有意な差は見られず，あくまで増減傾向の示唆が得られたにすぎない。また，家族に対する向社会的行動と友だちに対する向社会的行動と知らない人に対する向社会的行動のうち，本章での結果も含めて，Eberly & Montemayor（1999）や Fu et al.（2017），Padilla-Walker et al.（2015），西村他（2018）などの研究間で最も結果が共通していないものは，友だちに対する向社会的行動である。児童期後期から青年期における友人関係の重要性は広く指摘されている所であり，友だちに対する向社会的行動の発達的变化についてさらなる検討が必要と考える。

(3) 知らない人に対する向社会的行動の発達的变化

知らない人に対する向社会的行動について、第5コホート（中学3年生→高校1年生）における有意な減少が確認されたものの、西村他（2018）と比べて生起頻度が減少し始める時期が遅かった。本章第一節【研究4】のTable 4aを参照すると、知らない人に対する向社会的行動は、いずれのコホート、いずれの調査時点においても理論的中間点である3点を下回っていた。ゆえに、知らない人に対する向社会的行動は、そもそも行われにくい行動であり、その減少が上手く捉えられなかった可能性もあると推察される。向社会的行動は対人行動であり、相手の利益を意図した行動である（Batson, 1998; Penner et al, 2005）。家族や友だちに比べて、知らない人とかかわる機会は少ないことが予想でき、このことも知らない人に対する向社会的行動の行われにくさに影響していると推察される。

Time 1 時点と Time 2 時点の得点推移や効果量を参照すると、すべてのコホートにおいて減少の方向を示していることが分かる。したがって、本章の結果は、児童期後期から青年期初期における知らない人に対する向社会的行動の減少傾向が中学3年生から高校1年生においてのみ見られると解釈するよりも、中学3年生から高校1年生において特に顕著に見られると解釈する方が望ましいと考える。

(4) 向社会的行動のリバウンドについて

本章第一節【研究4】の結果、対象別向社会的行動の発達的な軌跡として、児童期後期から青年期初期において、家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動の生起頻度が減少する時期の存在、およびその兆しを確認された。本章の結果からは、向社会的行動が減少を示した後に再度の増加に転じるリバウンドの存在を捉えることはできなかったが、Eberly & Montemayor（1999）や Carlo et al.（2007）、二宮（2010）、西村他（2018）の研究結果から、本章で対象とした時期以降に再度の増加に転じる可能性は否定できない。

しかし、向社会的行動の生起頻度が減少の後に増加に転じるという軌跡を捉えた研究は僅かしかなく、向社会的行動のリバウンドが確認されている先行研究においてもその効果量は決して大きくない。例えば、日本の研究である西村他（2018）では本論文と同様に1年間の期間を空けた2度の縦断調査を行い、調査委対象者の学年毎にコホートを設定することで疑似的に向社会的行動の発達的な軌跡を検討して

いるが、2時点間の得点を用いた効果量（Cohenの*d*）は最大で.22であった。これは水本・竹内（2008）で示されている基準を参照すると小程度の効果量である。西村他（2018）の研究では各コホートに分類された調査対象者が319名から414名、調査対象者総数は1829名と比較的大規模な調査を行っていることを考慮すると、向社会的行動のリバウンド現象の頑健性には議論の余地がある。したがって、本章第一節【研究4】で向社会的行動の生起頻度が減少の後に再度の増加に転じる軌跡を捉えられなかったことについても、調査対象とした時期以降に再度の増加に転じる可能性だけでなく、必ずしも向社会的行動のリバウンドが存在しているわけではない可能性も同程度以上存在すると考えられる。

第二項 向社会的行動の発達的变化に対する説明の試み

次に、本章第二節【研究 5】では、本章第一節【研究 4】と同様の調査手続きによって、家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動の発達的变化と、自己決定理論に依拠した向社会的動機づけとの関連を検討した。具体的には、Time 1 時点から Time 2 時点における対象別向社会的行動の変化の個人差、および Time 1 時点の対象別向社会的行動の個人差を、Time 1 時点の向社会的動機づけによって説明することを試みた。

本論文では、向社会的動機づけを捉える枠組みとして、Deci & Ryan (1985) や Ryan & Deci (2017) の自己決定理論を採用している。自己決定理論の下位理論の 1 つである有機的統合理論では、動機づけが自律性の程度で段階分けされており、各段階は行動の価値をどの程度内在化しているかの指標としても捉えられている。本論文では自己決定理論に依拠した向社会的動機づけとして、自律的な向社会的動機づけである「同一化的調整」と、統制的な向社会的動機づけである「統制的調整」の 2 つの側面を用い検討した。内在化の程度という観点から 2 つの側面を捉えると、「同一化的調整」は「内在化された価値による目標と個人的な重要性による調整(段階)」であり、「統制的調整」は「ルールへの追従と賞の獲得や罰の回避、あるいは受容の獲得と排斥の回避による調整(段階)」である¹⁹。

本章第一節【研究 4】の結果、児童期後期から青年期初期における対象別向社会的行動の発達的变化として、家族に対する向社会的行動は一貫した減少傾向、見知らぬ人に対する向社会的行動は中学 3 年生からの高校 1 年生において特に顕著な現象傾向が確認された。友だちに対する向社会的行動については有意な減少は確認されなかった。向社会的行動の減少が確認されているものについては、向社会的動機づけとの関連について以下のように解釈できる。Time 1 時点から Time 2 時点における対象別向社会的行動の変化(減少傾向)が同一化的調整とポジティブに関連している場合、対象別向社会的行動の変化(減少傾向)は、向社会的行動の価値をある程度内在化し個人的に重要なものと考えている子どもほど、生じにくくなると言える。また、対象別向社会的行動の変化(減少傾向)が同一化的調整とネガティブに関連している場合、対象別向社会的行動の変化(減少傾向)は、向社会的行動の

¹⁹ 各調整の内容については第二章第一節【研究 1】を参照。

価値をある程度内在化し個人的に重要なものと考えている子どもほど、顕著に見られると言える。

一方で、対象別向社会的行動の変化（減少傾向）が統制的調整とポジティブに関連している場合、対象別向社会的行動の変化（減少傾向）は、向社会的行動の価値を内在化できておらず外的な統制要因からの被統制感をもっている子どもほど、生じにくくなると言える。また、対象別向社会的行動の変化（減少傾向）が統制的調整とネガティブに関連している場合、対象別向社会的行動の変化（減少傾向）は、向社会的行動の価値を内在化できておらず外的な統制要因からの被統制感をもっている子どもほど、顕著に見られると言える。

加えて、本章第一節【研究 4】において向社会的行動の有意な増減が確認されていない友達に対する向社会的行動や見知らぬ人に対する向社会的行動の一部のコホートにおける解釈については以下のように考えられる。Time 1 時点から Time 2 時点における対象別向社会的行動の変化（有意ではない増減）が同一化的調整とポジティブに関連している場合、向社会的行動の価値をある程度内在化し個人的に重要なものと考えている子どもほど、対象別向社会的行動は増加方向に変化することが示唆されると言える。また、対象別向社会的行動の変化（有意ではない増減）が同一化的調整とネガティブに関連している場合、向社会的行動の価値をある程度内在化し個人的に重要なものと考えている子どもほど、対象別向社会的行動は減少方向に変化することが示唆されていると言える。

一方で、対象別向社会的行動の変化（有意ではない増減）が統制的調整とポジティブに関連している場合、向社会的行動の価値を内在化できておらず外的な統制要因からの被統制感をもっている子どもほど、対象別向社会的は増加方向に変化することが示唆されると言える。また、対象別向社会的行動の変化（有意ではない増減）が統制的調整とネガティブに関連している場合、向社会的行動の価値を内在化できておらず外的な統制要因からの被統制感をもっている子どもほど、対象別向社会的行動は減少方向に変化することが示唆されると言える。

分析には、本章第一節【研究 4】で用いた潜在差得点モデルを基に、Time 1 時点の対象別向社会的行動の分散と、Time 1 時点から Time 2 時点における対象別向社会的行動の変化の分散を説明する変数として、Time 1 時点の向社会的動機づけを投入したモデルを適用した。以下、各対象への向社会的行動の変化と向社会的動機づ

けとの関連についてそれぞれ考察する。

(1) 家族に対する向社会的行動の変化と向社会的動機づけ

本章第一節【研究 4】では、すべてのコホートにおいて、家族に対する向社会的行動は減少していることが確認された。本章第二節【研究 5】の結果、家族に対する向社会的行動について、第 1 コホート（小学 5 年生→小学 6 年生）と第 2 コホート（小学 6 年生→中学 1 年生）と第 3 コホート（中学 1 年生→中学 2 年生）における家族に対する向社会的行動の変化は、向社会的動機づけの同一化的調整と有意な負の関係にあることが確認された。これらの結果は、小学 5・6 年生と中学 1 年生の 5 月時点において、向社会的行動の価値をある程度内在化しており、向社会的行動を個人的に重要と考えている子どもほど、その後 1 年間の家族に対する向社会的行動の生起頻度がより大きく減少するということを意味している。

また、第 3 コホート（中学 1 年生→中学 2 年生）の家族に対する向社会的行動の変化は、向社会的動機づけの統制的調整と有意な正の関係にあることが確認された。この結果は、中学 1 年生の 5 月時点において、向社会的行動の価値を内在化できておらず、外的な統制要因による被統制感をもっている子どもほど、その後 1 年間の家族に対する向社会的行動の生起頻度がより減少しにくくなるということを意味している。

第一章第二節において、向社会的行動の生起頻度の減少傾向は、それまで外的要因からの統制によって行っていた向社会的行動の価値を問い直し、自己に内在化していく過程として顕現している可能性を指摘した。家族に対する向社会的行動についての結果は、小学 5・6 年生と中学 1 年生が、まさに向社会的行動の価値を内在化させていることによって、家族に対する向社会的行動の減少が顕著となることを示していると考えられる。したがって、家族に対する向社会的行動の減少傾向は、特に小学 5・6 年生と中学 1 年生において、向社会的行動の価値を問い直し、自己に内在化していることによって顕現していることが示唆されたと言えるだろう。また、中学 1 年生では、統制的な向社会的動機づけによって、家族に対する向社会的行動が減少しにくくなっていることも確認された。これは、向社会的行動の生起に対して過度に外的要因による統制を強調することが、子どもの自然な発達を妨げてしまう可能性を示すものであると推察される。

(2) 友だちに対する向社会的行動の変化と向社会的動機づけ

本章第一節【研究 4】では、有意な差は確認されていない。効果量の値から、児童期後期から青年期初期において相対的に第 2 コホート（小学 6 年生→中学 1 年生）でやや増加傾向に、第 3 コホート（中学 1 年生→中学 2 年生）および第 5 コホート（中学 3 年生→高校 1 年生）でやや減少傾向にある可能性が示唆された。本章第二節【研究 5】の結果、友だちに対する向社会的行動について、第 3 コホート（中学 1 年生→中学 2 年生）と第 5 コホート（中学 3 年生→高校 1 年生）における友だちに対する向社会的行動の変化は、向社会的動機づけの同一化的調整と有意な負の関係にあることが確認された。これらの結果は、中学 1・3 年生の 5 月時点において、向社会的行動の価値をある程度内在化しており、向社会的行動を個人的に重要と考えている子どもほど、その後 1 年間の友だちに対する向社会的行動の生起頻度は減少方向に変化することが示されたと言える。

本章第一節【研究 4】では、あくまで相対的な視点から友だちに対する向社会的行動の発達的变化を示唆するに留まっている。しかし、友だちに対する向社会的行動の変化と向社会的動機づけの同一化的調整との関連は、向社会的行動の価値を内在化させていることによって、友だちに対する向社会的行動の減少が顕著に生じることを示していると考えられる。したがって、友だちに対する向社会的行動の減少傾向は、特に中学 1・3 年生において、向社会的行動の価値を問い直し、自己に内在化していることによって顕現することが明らかとなった。

(3) 知らない人に対する向社会的行動の変化と向社会的動機づけ

本章第一節【研究 4】では、第 5 コホート（中学 3 年生→高校 1 年生）において、知らない人に対する向社会的行動は有意に減少していることが確認された。本章第二節【研究 5】の結果、知らない人に対する向社会的行動について、第 2 コホート（小学 6 年生→中学 2 年生）の知らない人に対する向社会的行動の変化は、向社会的動機づけの統制的調整と有意な負の関係にあることが確認された。第 2 コホート（小学 6 年生→中学 2 年生）における知らない人に対する向社会的行動は有意な変化が確認されていないため、小学 6 年生の 5 月時点において向社会的行動の価値を内在化できておらず外的な統制要因による被統制感をもっている子どもほど、その後 1 年間の知らない人に対する向社会的行動の生起頻度が減少傾向を示すことが明

らかとなったと考えられる。

また、第3コホート（中学1年生→中学2年生）における知らない人に対する向社会的行動の変化は、向社会的動機づけの同一化的調整と有意な負の関係にあることが確認された。第3コホート（中学1年生→中学2年生）における知らない人に対する向社会的行動は有意な変化が確認されていないため、中学1年生の5月時点において向社会的動機づけの同一化的調整が高い子どもほど、その後1年間の知らない人に対する向社会的行動の生起頻度が減少傾向を示すと考えられる。

これらの結果をまとめると、知らない人に対する向社会的行動は、小学6年生の5月時点で統制的な向社会的動機づけが高い子どもほど、また、中学1年生の5月時点で自律的な向社会的動機づけが高い子どもほど、その後1年間の知らない人に対する向社会的行動が減少傾向を示すと推察される。これは、知らない人に対する向社会的行動の発達的变化を説明する向社会的動機づけが、より自律的なものに変容していると考えられることができる。したがって、知らない人に対する向社会的行動の減少傾向は、特に小学6年生から中学1年生において、向社会的行動の価値を問い直し、自己に内在化していく過程として顕現していることが明らかとなった。

まとめ

以上より、家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動の生起頻度の減少傾向について、向社会的行動の価値を自己に内在化させていることで向社会的行動の減少傾向がより顕著に生じることが確認された。また、家族に対する向社会的行動については、中学1年生時点において外的要因による被統制感をもつことを特徴とする統制的な向社会的動機づけが高いことで、その後1年間の家族に対する向社会的行動の生起頻度の減少傾向が生じにくくなることが確認された。

対象別向社会的行動と向社会的動機づけとの横断的な関連を意味する本章第二節【研究5】Table 4hの β_3 と β_4 の値を参照すると、学年が上がるにつれて、家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動と関連する向社会的動機づけはより自律的なものとなっていることが分かる。すなわち、家族に対する向社会的行動について、小学5年生から中学3年生にかけて自律的な向社会的動機づけとの正の関連が示されたことに加え、中学2年生において統制的な向社会的動機づけとの負の関連が示された。友だちに対する向社会的行動について。小学5年生から中学3年生に

かけて自律的な向社会的動機づけとの正の関連が示されたことに加え、中学3年生において統制的な向社会的動機づけとの負の関連が示された。知らない人に対する向社会的行動について、小学5年生から中学1年生では自律的な向社会的動機づけと統制的な動機づけの両方と正の関連が示されており、中学2・3年生では自律的な向社会的動機づけのみと正の関連が示された。

本論文において、児童期後期から青年期初期に見られる家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動の生起頻度の減少傾向は、それまで大人等の外的な価値観を重視していた段階から自己の価値観を確立させ、向社会的行動を生起することの重要性を認知していることで生じる現象であり、実際に向社会的行動と関連する向社会的動機づけも、学年と共により自律的なものとなっていくことが確認された。ゆえに、向社会的行動の減少傾向は、児童期後期から青年期初期の発達において見られる自然な現象であると考えられる。

また、本章では、統制的調整が家族に対する向社会的行動の減少を妨げ得る要因であることも示された。指導や教育の場面に当てはめて考えると、向社会的行動の生起頻度が減少する児童期後期から青年期初期において、親や教師が子どもの向社会的行動の生起を過度に指導することで、向社会的行動の生起頻度が減少するという一般的な発達過程を阻害する危険性を示唆するものであると言えよう。対象別向社会的行動と向社会的動機づけとの横断的な関連についても(本章第二節【研究5】のTable 4h)、中学2・3年生において、統制的な向社会的動機づけは家族や友だちに対する向社会的行動と負の関連を示していた。したがって、向社会的行動の減少傾向が見られる児童期後期から青年期初期には、向社会的行動に関する子どもへの支援やかかわりとして、子どもが向社会的行動の価値を内在化できるようなもので、かつ子どもの向社会的行動の生起を期待しすぎないことが大切となるだろう。

向社会的行動は、その有用性から学校教育で指導すべき内容としても取り上げられているが(Bergin, 2014; 渡辺, 2014)、現状行われている教育実践は向社会的行動をより多く生起させることに注力してしまっている(e. g., 倉敷市教育委員会, 2019; 徳島県教育委員会, 2021)。本論文の結果より、児童期後期から青年期初期における向社会的行動の生起頻度の減少傾向が見られたとしても、防ぐべき現象ではなく、向社会的行動の価値を問い直し自己に内在化させていくことで生じている定型な子どもの発達過程であることが示唆された。つまり、向社会的行動の量を増

やすことのみ注力した指導は子どもにとっての外的な統制要因となることが予想されるため、子どもが自己の価値観を確立させていく過程を阻害してしまう危険性を指摘できる。このことに留意して、指導や教育、あるいは現在取り入れられている実践の枠組みを捉え直す必要があると考える。

第Ⅲ部

総括

第五章 研究のまとめと今後の課題

第一節 本論文のまとめ

第二節 総合的考察

第三節 本論文の学術的意義・貢献

第四節 本研究の課題と今後の展望

第五章 研究のまとめと今後の課題

第一節 本論文のまとめ

本論文の目的は、児童期後期から青年期初期において見られる向社会的行動の生起頻度の発達的变化が、個人の発達においてどのような意味をもっているか明らかにすることであった。具体的には、それまで外的要因からの統制によって行っていた向社会的行動の価値を問い直し、自己に内在化していく過程として、向社会的行動の減少傾向が生じる可能性について検討することであった。この目的を達成するための研究課題として、以下の3点の内容について実証的な研究を行った。第1に、日本における児童期後期から青年期初期を対象とした向社会的動機づけ尺度の作成とその信頼性および妥当性を検討すること、また、向社会的動機づけの性差や学年差を検討することであった。第2に、向社会的行動がどのような理由で行われているのかを把握するため、対象別向社会的行動と向社会的動機づけとの関連を検討することであった。第3に、対象別向社会的行動の生起頻度の発達的变化と向社会的動機づけとの関連を検討することであった。第2の内容と第3の内容との関係について、第2の内容は「向社会的行動の理由」にのみ言及可能なものである一方で、第3の内容は「向社会的行動の発達的变化に対する向社会的動機づけからの説明」を行うものであった。

本論文の目的を達成するため、上記3つの内容について第二章から第四章において研究を実施してきた。それぞれの結果について、本節で改めてまとめる。

(1) 向社会的動機づけ尺度の作成および性差と学年差の検討

第二章第一節【研究 1-1, 1-2】において、日本の小学5年生から中学3年生を対象とした向社会的動機づけ尺度の作成を行った。向社会的動機づけとは、相手の利益を意図する行動である向社会的行動の動機づけのことである。本論文では向社会的動機づけを捉える枠組みとして自己決定理論 (Deci & Ryan, 1985; Ryan & Deci, 2017) に立脚し、向社会的動機づけと内発的動機づけを理論的に異なるものと区別した上で、因子構造の検討を行った。結果、児童期後期から青年期初期の子どもが認知する向社会的動機づけについて、「同一化的調整」と「統制的調整」から成る2

因子構造を採用することがふさわしいと判断された。向社会的動機づけの各下位尺度について、日本の小学校高学年児童と中学生それぞれにおいて内的一貫性や構成概念妥当性が確認された。

Deci & Ryan (1985) や Ryan & Deci (2000, 2017) を参考に、同一化的調整には「内在化された価値による目標と個人的な重要性による調整 (段階)」, 統制的調整には「ルールへの追従と賞の獲得や罰の回避, あるいは受容の獲得と排斥の回避による調整 (段階)」という概念的定義を与えている。これら 2 つの下位尺度は、向社会的動機づけを自律性の程度という観点から捉えたものであり、同一化的調整は統制的調整よりも自律性の高い調整として位置づけられると仮定している。また、外的要因による被統制感を抱いているかどうかを基準に、同一化的調整は自律的な向社会的動機づけ、統制的調整は統制的な向社会的動機づけにそれぞれ該当する。

次に、第一章第二節【研究 2-1, 2-2】において、作成した向社会的動機づけ尺度を用いて、小学 5 年生から中学 3 年生における向社会的動機づけの性差と学年差を検討した。変数中心的なアプローチと人間志向的なアプローチの両視点から検討した結果、変数中心的なアプローチにおいて同一化的調整は女子の方が男子よりも高い得点を示していた。人間志向的アプローチにおいて同一化的調整と統制的調整が共に高いことを特徴とする高動機づけプロフィールは女子に多く見られ、同一化的調整が低く統制的調整が高い統制的動機づけプロフィールは男子に多く見られた。

学年差としては、変数中心的なアプローチにおいて同一化的調整に顕著な差は見られず、統制的調整が中学 3 年生において減少することが確認された。人間志向的アプローチにおいて向社会的動機づけプロフィールは基本的に変化しにくいことが確認された。向社会的動機づけプロフィールが変化した子どもにおいても、同一化的調整の得点が高いことを特徴とするプロフィールから同一化的調整の得点が低いことを特徴とするプロフィールへの変化、および同一化的調整の得点が低いことを特徴とするプロフィールから同一化的調整の得点が高いことを特徴とするプロフィールへの変化は生じにくいことが確認された。

(2) 対象別向社会的行動と向社会的動機づけとの関連

第三章第一節【研究 3】と第四章第二節【研究 5】の一部分において、対象別向社会的行動と向社会的動機づけとの関連を検討した。向社会的行動の対象として、家

族、友だち、知らない人という親密度の異なる3つを取り上げ、それぞれに対する向社会的行動と関連する動機づけについて、その違いに注目し検討した。結果、小学5年生から中学3年生において、家族と友だちに対する向社会的行動は同一化的調整とより強く、知らない人に対する向社会的行動は統制的調整とより強く関連していた。

第四章第二節【研究5】において、各学年の詳細な関連を検討した結果、同一化的調整は、すべての学年に共通して家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動と有意な正の関連をもつことが示された。向社会的行動の価値を受け入れ積極的に行動しようとする自律的な向社会的動機づけは、児童期後期から青年期初期においてその対象を問わず向社会的行動の生起に繋がりやすいと推察される。

一方、統制的調整は、小学5・6年生と中学1年生において知らない人に対する向社会的行動と有意な正の関連が見られ、中学2年生において家族に対する向社会的行動と、中学3年生において友だちに対する向社会的行動と有意な負の関連をもつことが示された。向社会的行動の価値を内在化できておらず外部からの被統制感によって行動しようとする統制的な向社会的動機づけは、小学5・6年生と中学1年生では知らない人に対する向社会的行動の生起に繋がりやすいが、中学2・3年生ではその作用が薄れると考えられる。また、統制的な向社会的動機づけは、中学2・3年生において家族や友だちに対する向社会的行動を生起させにくくしてしまうことが示唆された。

(3) 対象別向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連

初めに、第四章第一節【研究4】において、日本の小学5年生から中学3年生を対象とした対象別向社会的行動の発達的な軌跡を検討した。本論文では5年間にわたる縦断調査ではなく、各学年コホートの発達的变化を1年の期間を空けて2度調査するという研究方法を採用した。5つのコホートの結果を結合させることで疑似的に児童期後期から青年期初期における対象別向社会的行動の発達的な軌跡を捉えることを試みた。

潜在差得点モデルを適用した結果、家族に対する向社会的行動は、一様に減少していることが確認された。友だちに対する向社会的行動は、児童期後期から青年期初期において特筆すべき変化こそ見られないものの、効果量の値から小学6年生か

ら中学1年生にかけては相対的にやや増加傾向、中学1年生から中学2年生および中学3年生から高校1年生にかけては相対的にやや減少傾向が見られることが示唆された。知らない人に対する向社会的行動は、中学3年生から高校1年生にかけて減少することが確認された。また、Time 1時点での家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動を多く実行していると報告した子どもほど1年後の向社会的行動は少なくなる傾向にあることが確認された。

次に、第四章第二節【研究5】では、小学5年生から中学3年生における対象別向社会的行動の1年間の発達的变化について、向社会的動機づけとの関連を検討した。第四章第二節【研究4】で確認された対象別向社会的行動の発達的变化と併せて結果を考察したところ、家族に対する向社会的行動は、小学5・6年生と中学1年生の5月時点（調査時点）において、向社会的行動の価値をある程度内在化しており向社会的行動を個人的に重要と考える同一化的調整の高い子どもほど、その後1年間の家族に対する向社会的行動の生起頻度がより大きく減少することが示された。また、中学1年生の5月時点（調査時点）において、向社会的行動の価値を内在化できておらず外的要因による被統制感をもっている統制的調整の高い子どもほど、その後1年間の家族に対する向社会的行動の生起頻度はより減少しにくくなることが示された。

友だちに対する向社会的行動は、中学1・3年生の5月時点（調査時点）において、向社会的行動の価値をある程度内在化しており向社会的行動を個人的に重要と考える同一化的調整の高い子どもほど、その後1年間の友だちに対する向社会的行動の生起頻度が減少する傾向にあることが示唆された。

知らない人に対する向社会的行動は、小学6年生の5月時点（調査時点）において向社会的行動の価値を内在化できておらず外部からの被統制感をもっている統制的調整の高い子どもほど、その後1年間の知らない人に対する向社会的行動の生起頻度が減少する傾向にあることが示唆された。

第二節 総合的考察

本章第一節では本論文で実施した研究の結果を整理しまとめた。本論文の検討により、児童期後期から青年期初期に見られる家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動の発達的变化として、向社会的行動の価値を自己に内在化させている子どもほど、生起頻度が顕著に減少し得ることが示された。また、家族に対する向社会的行動についてのみ、中学1年生時点で外的な統制要因によるやらされ感を高くもつ子どもは、その後1年間の家族に対する向社会的行動の減少傾向が生じにくくなることが確認された。

向社会的行動の生起頻度の減少は、他の人のことを手助けするような望ましい行動が減少するということであり、子どもにとって好ましくないことが起こっているようにも見える（西村他，2018）。向社会的行動の生起頻度が減少することで、周りからのネガティブな評価を導く可能性も考えられる。しかしながら、本論文の結果から、児童期後期から青年期初期に見られ得る向社会的行動の生起頻度の減少傾向は、必ずしもネガティブなものとは言えないことが示された。具体的には、第二章から第四章における実証的検討の結果、児童期後期から青年期初期において向社会的動機づけの同一化的調整の顕著な変化は見られず、統制的調整は中学3年生において減少することが確認された。加えて、向社会的行動の価値をある程度内在化しており向社会的行動を重要だと考えていることを特徴とする同一化的調整の高い子どもほど、家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動の減少がより顕著に生じ得ることが確認された。

つまり、向社会的行動の減少傾向は、子どもが認知する向社会的行動の価値が低下したために生じているものではなく、他者に利する行動を価値あるものと認めつつも個人の発達の過程において生じる定型的な現象であると推察される。したがって、子どもの心理的発達の観点から考えると、向社会的行動の減少傾向は自然な過程であり、周りからの指導や介入によって防ぐべき現象とは考えづらい。

次に、対象別向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連について有意な値の確認された結果をコホート毎にまとめ考察を与える。

第1コホート（小学5年生→小学6年生） 小学5年生時点で同一化的調整の高い子どもほど、小学6年生にかけて家族に対する向社会的行動がより顕著に減少し

ていた。

第2コホート（小学6年生→中学1年生） 小学6年生時点で同一化的調整の高い子どもほど、中学1年生にかけて家族に対する向社会的行動がより顕著に減少していた。また、統制的調整の高い子どもほど、知らない人に対する向社会的行動がより顕著に減少していた。

第3コホート（中学1年生→中学2年生） 中学1年生時点で同一化的調整の高い子どもほど、中学2年生にかけて家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動がより顕著に減少していた。また、統制的調整が高い子どもほど、家族に対する向社会的行動の減少傾向が見られなかった。

第4コホート（中学2年生→中学3年生） 中学2年生時点の同一化的調整や統制的調整の高低は、中学3年生までのいずれの対象への向社会的行動の発達的变化について有意な説明を与えなかった。

第5コホート（中学3年生→高校1年生） 中学3年生時点の同一化的調整が高い子どもほど、高校1年生にかけて友だちに対する向社会的行動がより顕著に減少していた。

以上の内容から、本論文は発達段階を疑似的に捉えたものではあるが、向社会的動機づけの同一化的調整によって説明される向社会的行動の減少傾向は、家族に対する向社会的行動において最も早く見られ、次に友だちと知らない人に対する向社会的行動の順に見られることが分かる。友だちに対する向社会的行動については知らない人に対する向社会的行動の減少傾向より後の時期にも同一化的調整によって向社会的行動の減少傾向が説明され得る結果が示された。つまり、向社会的行動を価値あるものとして自己に内在化させている子どもにおいて、向社会的行動の生起が減少する相手として家族が最も早く行われなくなる傾向を示し、次に友だちや知らない人に対して、その後友だちに対する向社会的行動の減少傾向は中学3年生から高校1年生までの発達においても確認された。したがって、向社会的行動の減少傾向を示す対象は移り変わっていくことが指摘できる。

本論文で扱った向社会的行動の対象である家族・友だち・知らない人について、家族に対する向社会的行動が最も早く減少傾向を示すことについては、第一章第二節第二項で取り上げた議論が参考となるだろう。すなわち、第二次性徴の開始や思春期への突入によって、自己肯定と自己否定が両立したアンビバレントな状態とな

った子どもが、それまでの外的要因からの統制を問い直す初期の対象として、家族が位置していると考えられる。

家族の次に向社会的行動の減少傾向が示された対象は、友だちと知らない人であった。知らない人よりも友だちの方が、より後の時期においても向社会的行動の減少を示し得るという結果について、友だちと知らない人に対する向社会的行動のそもそもの行われやすさの違いが原因の1つと考えられる。第三章第一節【研究3】のTable 3aでも示されている通り、友だちに対する向社会的行動の平均値は知らない人に対する向社会的行動の平均値に比べて高い。つまり、知らない人に対する向社会的行動よりも友だちに対する向社会的行動の方が、減少する余地が大きいと言えるだろう。そのために、友だちに対する向社会的行動の方がより後の時期まで向社会的動機づけの同一化的調整によってその減少傾向が説明され得ると考えられる。

本論文は向社会的行動の生起頻度の発達的变化について、向社会的動機づけの視点から説明を試みたものである。向社会的行動とは他者の利益を意図した行動であり (Batson, 1998; Penner et al., 2005), 近年その重要性が認められてきている社会情動的能力に基づく行動の1つに数えられている (Bergin, 2014)。子どもの発達に合わせた指導が求められる学校教育に資する研究として、本論文では児童期後期から青年期初期を対象に向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの関連を検討した。本論文の成果は、(1) 向社会的動機づけを測定する心理尺度の開発を行ったこと、(2) 向社会的行動の対象、つまり相手との関係性による向社会的動機づけの差異を明らかにしたこと、(3) 自律的な向社会的動機づけの高い個人においてより顕著に向社会的行動の減少傾向が生じると明らかにしたこと、また減少傾向の見られる時期が向社会的行動の対象により異なる点を明らかにしたこと、の3点にまとめられる。第一章第四節で述べた、本論文の目的である「向社会的行動の発達的变化が、個人の発達においてどのような意味をもっているか説明を試みること」に対応して、「児童期後期から青年期初期において、それまでの大人等の価値観を重視する段階から、自己の価値観を確立させていく過程として向社会的行動の減少傾向が生じる」ことが確認されたと言えるだろう。また上述の通り、向社会的行動について自己の価値観を確立させる過程で生じる生起頻度の減少傾向について、家族に対する向社会的行動が最も早く減少し、次いで友だちと知らない人に対する向社会的行動が減少するという対象による順番の存在が考えられる。

第三節 本論文の学術的意義・貢献

本論文の学術的意義および貢献を以下 3 点にまとめる。1 つ目に、自己決定理論に依拠した向社会的動機づけの構造について、理論的・統計的に詳細な検討を行ったことが挙げられる。これまで向社会的動機づけを測定する心理尺度として、小学生から高校生までを対象として Ryan & Connell (1989) が作成した PLOC-P と、大学生を対象に Weinstein & Ryan (2010) が作成した MHS が多く用いられてきた。しかし、PLOC-P については、因子構造の統計的検討が行われておらず因子構造モデルに議論の余地があり、MHS については、向社会的動機づけと内発的動機づけの区別がなされておらず理論的に議論の余地があった。本論文ではこれらの問題点を克服した向社会的動機づけ尺度を作成するべく、向社会的動機づけの因子構造の検討と信頼性および妥当性の検討を行った。作成された向社会的動機づけ尺度は、今後の向社会的動機づけ研究に貢献することが見込まれる。

2 つ目に、向社会的行動の対象によって、関連する向社会的動機づけの差異を明らかにしたことが挙げられる。向社会的行動の生起頻度は、その対象によって異なることが知られているが (e. g., Fehr, Bernhard, & Rockenbach, 2008; Weller & Lagattuta, 2013; Young et al., 1999), 向社会的行動の対象によって比較検討した研究はまだ少ない。対象による向社会的行動の予測因子や生起過程の違いを考慮し、その差異を検討する視点は「関係性アプローチ (relational approach)」と呼ばれており (Padilla-Walker & Christensen, 2011), 向社会的行動研究の新たな視点として台頭してきている (村上他, 2016)。日本では、村上他 (2016) や小田他 (2013) が対象を考慮した向社会的行動尺度や利他行動尺度を作成しており、今後の研究蓄積が見込まれる萌芽期の段階と考えられる。特に、向社会的行動の対象毎の違いそのものを明らかにした研究は、関係性アプローチの必要性を示すものであり、今後の向社会的行動研究における重要な視点を補強したと言えるだろう。本論文の結果から、家族や友だちといった近い相手への向社会的行動は、知らない人など近い関係性のない相手に比べて、自律的な向社会的動機づけとより強く、統制的な向社会的動機づけとより弱く関連していた。これらの結果は、子どもの対人関係の理解にも寄与するものであり、今後の向社会的行動研究の基礎となるだろう。

3 つ目に、児童期後期から青年期初期における向社会的行動の生起頻度の発達の

変化について、向社会的動機づけの視点から説明を試みた点が挙げられる。児童期や青年期において、向社会的行動の生起頻度が減少することを示す研究は諸外国で広く散見されるものの（Eisenberg et al., 2015; Eisenberg & Spinrad, 2014）、どのような要因から向社会的行動の減少傾向が生じるのかは明らかにされていなかった（櫻井, 2020）。本論文は、小学5年生から中学3年生までを対象に、家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動の減少傾向が、向社会的行動の価値を内在化させ向社会的行動を行う重要性を理解しているために生じ得る現象であることに言及するものであり、この点が最も大きな学術的意義および貢献であると考えられる。

特に、3つ目の学術的意義は、近年向社会的行動に関する指導が必要とされている学校教育に資することが期待される。向社会的行動の減少傾向は、向社会的行動の価値を自己の価値観として確立させている子どもにおいてより顕著に生じ得るものであって防ぐべき現象とは考えづらいため、児童期後期から青年期初期において向社会的行動の量を増やすことのみ注力した指導や教育を行うことは適切ではないだろう。本論文の結果は、向社会的行動についても子どもの発達段階を正しく把握する必要性を主張するものである。子どもの発達に合わせた指導や教育を計画するにあたって、本論文の結果を基に一定の方向性を示すことができると推察される。すなわち、児童期後期から青年期初期の子どもを対象とした向社会的行動に関する指導においては、子どもが向社会的行動の価値を内在化できるような支援を行うこと、かつ向社会的行動の生起を期待しすぎないことが必要であろう。

本論文は、自己決定理論に依拠した向社会的動機づけの視点から向社会的行動の発達的变化について説明を試みたものであり、得られた結果は向社会的行動の発達の理解や教育への応用にも繋がる可能性を含んだ学術的に有意義なものであると考える。ただし、本論文は向社会的行動の減少傾向を完全に解明したものではなく、あくまで部分的な説明を与える試みに過ぎない。本論文は向社会的行動の発達的变化を説明し得る要因の1つとして向社会的行動の価値の内在化の程度に焦点をあて、向社会的動機づけを取り上げたものである。

第四節 本研究の課題と今後の展望

本論文の課題として、以下の4点を挙げる。1つ目に、本論文において、先行研究において確認されていた向社会的行動のリバウンド現象、すなわち生起頻度が減少した後の再度の増加に転じる傾向を捉えられなかったことが挙げられる。本論文では、日本の先行研究である二宮（2010）や二宮他（2007）、西村他（2018）を参考に、向社会的行動の生起頻度が減少を示す時期として小学5年生から中学3年生を対象とした。分析の結果、家族と知らない人に対する向社会的行動の有意な減少が確認されたが、その後の再度の増加に転じるリバウンドは確認されなかった。本論文と同様に縦断的な調査を行った西村他（2018）では、友だちと知らない人に対する向社会的行動について、小学5・6年生を境に減少した向社会的行動が、中学2・3年生を境に再度の増加に転じるという発達的な軌跡が確認されている。向社会的行動の生起頻度の減少傾向の理由を解明するという目的を完遂するためには、向社会的行動が減少し始める時期から再度の増加に転じるまでの時期すべてを対象とした検討を行うことがより望ましいだろう。調査対象の学年を上げた上で、向社会的行動の減少傾向が見られる時期の始点と終点を捉え、検討する必要があると考える。また、日本における向社会的行動のリバウンド現象そのものについても、引き続き研究を蓄積することで今後その存在を検証する必要があるだろう。

2つ目に、縦断的な調査として子どもの発達をより正確に捉えるためには、3時点以上の調査が必要となることが挙げられる。本論文では、2時点の調査を行ったが、2時点測定データでは直線的な発達の変化しか捉えられない。これまでも述べた通り、児童期から青年期における向社会的行動の生起頻度の減少傾向を示す研究が散見されている（Eisenberg et al., 2015; Eisenberg & Spinrad, 2014）。向社会的行動の発達的な変化について、先行研究の知見を参考にまとめると、乳幼児期や児童期にかけての増加、児童期や青年期での減少、加えて研究によっては青年期以降での再増加、という2次および3次曲線的な発達的な変化を遂げることとなる。3次曲線的な発達的な変化を捉えるためには、最低でも4時点での測定データが必要となり、分析モデルの複雑さから必要となる調査対象の数も多くなることが推察される。正確に向社会的行動の発達的な軌跡を捉えるためには、より大規模な調査が必要となるだろう。

3 つ目に、向社会的行動を行う機会自体の差を考慮していないことが挙げられる。本論文では、対象別向社会的行動として、家族・友だち・知らない人に対する向社会的行動を扱った。これらの対象への向社会的行動は、当然その対象との関わりの中で生起されるものである。したがって、例えば家族とかかわる機会が多い場合、家族に対する向社会的行動はより多く生起され得ると言えよう。本論文では全国から広範に調査対象を募るために、調査方法として質問紙調査を採用した。ゆえに、各調査対象が家族・友だち・知らない人とかかわる機会についての統制を行うことはできていない。実験的な手続き等において向社会的行動の機会を統制できれば、向社会的行動の発達的变化をより正確に検討することが可能となるだろう。

4 つ目に、本研究では子どもの発達的变化を捉えるべく、向社会的行動や向社会的動機づけを測定するための心理尺度としてすべての学年に同様の質問紙セットを利用したことが挙げられる。本論文で使用したいずれの心理尺度についても、現職の小学校教諭や中学校教諭に内容が妥当であるかどうか検討してもらった。しかし、本研究では小学 5 年生から中学 3 年生を対象としており、最大で 4 学年分の発達段階差を無視することはできない。具体的には、小学 4 年生が行う向社会的行動やその動機づけと中学 3 年生が行う向社会的行動やその動機づけが異なる可能性について、本論文では考慮できていない。正確に発達的变化を捉えるためには、本論文で扱った量的な変化だけでなく、質的な変化についても検討する必要があるだろう。

また、今後の展望として、以下の 3 点を挙げる。1 つ目に、向社会的行動の生起頻度が減少傾向を示す時期にある子どもへの指導や教育の方法について検討することが考えられる。向社会的行動の有用性から、諸外国や日本の学校教育において、向社会的行動に関する教育プログラム (e. g., *caring school community*; *social and character development programs*; *social and emotional learning programs*; *school-wide positive behavior support*) が取り入れられ始めている (Bergin, 2014 ; 庭山, 2020 ; 日本での実践例として、倉敷市教育委員会 (2019) や徳島県教育委員会 (2021) などがある)。これらのプログラムでは、向社会的行動について、手法様々にその量を増やすことが目的とされているが、児童期から青年期における向社会的行動の発達的变化について考慮されているとは言えない。

本研究の結果から、日本の児童期後期から青年期初期にあたる子どものうち、向社会的行動の価値を内在化している子どもほど家族・友だち・知らない人に対する

向社会的行動の減少傾向が顕著に見られ得ることが確認された。ゆえに、向社会的行動の生起頻度が減少傾向を示す時期には、向社会的行動の量を増やすことのみに注力した指導ではなく、向社会的行動の内在化を推進し、かつ行動の生起を期待しすぎないかかわりが大切となると推察される。例えば、子どもの自律性を尊重、あるいは促進するようなかかわりである「自律性支援」(Deci & Ryan, 1985)などが有効と考えられる。本論文の結果を基礎として実践的な研究を行い、子どもの発達に合わせた指導や教育に関する検討が可能となるだろう。

2 つ目に、向社会的動機づけとその他の動機づけとの知見を統合することは、子どもの動機づけの在り方についての理解を深めるために有用であろう。伊藤(2012)においても、子どもの向社会性と学業的動機づけとの関連を明らかにすることは、学校教育段階の子どもの動機づけ理解に貢献することが指摘されている。動機づけについての理解は、子どもの主体性や自律性が重視されている現在の学校教育(文部科学省, 2010, 2017a, 2017b)において、大きく貢献することが見込まれる。今後、複数の領域における動機づけを取り上げた、統合的な研究が必要となるだろう。

3 つ目に、向社会的行動の発達的変化の理由について、日本や日本以外の子どもを対象とした研究を今後も蓄積していくことが必要と考える。向社会的行動の生起頻度の減少傾向が見られる時期について、研究間で一貫した結果は得られていない。しかし、日本の子どもの場合は諸外国よりもやや早く向社会的行動の生起頻度が減少に転じる結果が得られており(西村他, 2018)、本論文においてもこれと共通する結果が得られた。国や文化による向社会的行動の発達的変化の違いについて調査を進めると同時に、減少傾向の見られる時期がなぜ異なるのか検討することは、まさに向社会的行動の発達的変化の理由を説明するものである。他者への援助や人間関係の変容に関する詳細な理解に繋がるだろう。

引用文献

- Aknin, L. B., Broesch, T., Kiley Hamlin, J., & Van De Vondervoort, J. W. (2015). Prosocial behavior leads to happiness in a small-scale rural society. *Journal of Experimental Psychology: General*, *144*, 788-795.
- Aknin, L. B., Dunn, E. W., & Norton, M. I. (2012). Happiness runs in a circular motion: Evidence for a positive feedback loop between prosocial spending and happiness. *Journal of Happiness Studies*, *13*, 347-355.
- Bandura, A., Barbaranelli, C., Caprara, G. V., & Pastorelli, C. (1996). Mechanisms of moral disengagement in the exercise of moral agency. *Journal of Personality and Social Psychology*, *71*, 364-374.
- Batson, C. D. (1987). Prosocial motivation: Is it ever truly altruistic? In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol. 20, pp. 65-122). New York: Academic Press.
- Batson, C. D. (1998). Altruism and prosocial behavior. In D. T. Gillbert, S. T. Fiske, & G. Lindzey (Eds.), *Handbook of social psychology*. (Vol. 2, pp. 282-316). Boston: McGraw-Hill.
- Bayar, Y., Sayil, M., & Tepe, Y. K. (2020). The relationship of autonomous motivation to prosocial behavior: Mediator role of prosocial friends and friendship quality among Turkish adolescents. *Research on Education and Psychology*, *4*, 98-113.
- Bergin, C. (2014). Educating students to be prosocial at school. In L. M. Padilla-Walker, & G. Carlo (Eds.), *Prosocial development: A multiple approach*. (pp. 279-301). New York: Oxford University Press.
- Bigelow, B., Tesson, G., & Lewko, J. (1992). The social rules that children use: Close friends, other friends, and "other kids" compared to parents, teachers, and siblings. *International Journal of Behavioral Development*, *15*, 315-335.
- Black, A. E., & Deci, E. L. (2000). The effects of instructors' autonomy support and students' autonomous motivation on learning organic chemistry: A self-determination theory. *Science Education*, *84*, 740-756.
- Brown, B. B. (1990). Peer groups and peer cultures. In S. Feldman & G. R. Elliott (Eds.),

- At the threshold: The developing adolescent* (pp. 171-196). Cambridge: Harvard University Press.
- Caprara, G. V., Barbaranelli, C., Pastorelli, C., Bandura, A., & Zimbardo, P. (2000). Prosocial foundations of children's academic achievement. *Psychological Science, 11*, 302-306.
- Carlo, G. (2014). The development and correlates of prosocial moral behaviors. In M. Killen & J. G. Smetana (Eds.), *Handbook of moral development* (2nd ed., pp. 208-234). New York: Psychology Press.
- Carlo, G., Crockett, L. J., Randall, B. A., & Roesch, S. C. (2007). A latent growth curve analysis of prosocial behavior among rural adolescents. *Journal of Research on Adolescence, 17*, 301-324.
- Carlo, G., Koller, S. H., Eisenberg, N., Da Silva, M. S., & Frohlich, C. B. (1996). A cross-national study on the relations among prosocial moral reasoning, gender role orientations, and prosocial behaviors. *Developmental Psychology, 32*, 231-240.
- Carlo, G., Roesch, S. C., Knight, G. P., & Koller, S. H. (2001). Between- or within-culture variation? Culture group as a moderator of the relations between individual differences and resource allocation preferences. *Journal of Applied Developmental Psychology, 22*, 559-579.
- Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis*. New Jersey: Lawrence Erlbaum.
- Côté, S., Tremblay, R. E., Nagin, D., Zoccolillo, M., & Vitaro, F. (2002). The development of impulsivity, fearfulness, and helpfulness during childhood: patterns of consistency and change in the trajectories of boys and girls. *Journal of Child Psychology and Psychiatry, 43*, 609-618.
- Curry, O. S., Rowland, L. A., Van Lissa, C. J., Zlotowitz, S., McAlaney, J., & Whitehouse, H. (2018). Happy to help? A systematic review and meta-analysis of the effects of performing acts of kindness on the well-being of the actor. *Journal of Experimental Social Psychology, 76*, 320-329.
- Davis, M. H. (1994). *Empathy: A social psychological approach*. Colorado: Westview Press.
- (デイヴィス, M. H. 菊池章夫 (訳) (1999). 共感の社会心理学——人間関係の基

礎—— 川島書店)

- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York: Plenum.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2002). *Handbook of self-determination research*. New York: Plenum.
- Dunn, E. W., Aknin, L. B., & Norton, M. I. (2008). Spending money on others promotes happiness. *Science*, *319*, 1687-1688.
- Eagly, A. H. (2009). The his and hers of prosocial behavior: An examination of the social psychology of gender. *American Psychologist*, *64*, 644-658.
- Eberly, M. B., & Montemayor, R. (1999). Adolescent affection and helpfulness toward parents: A 2-year follow-up. *Journal of Early Adolescence*, *19*, 226-248.
- Eisenberg-Berg, N. (1976). The relation of political attitudes to constraint-oriented and prosocial moral reasoning. *Developmental Psychology*, *12*, 552-553.
- Eisenberg-Berg, N. (1979a). Relationship of prosocial moral reasoning to altruism, political liberalism, and intelligence. *Developmental Psychology*, *15*, 87-89.
- Eisenberg-Berg, N. (1979b). Development of children's prosocial moral judgment. *Developmental Psychology*, *15*, 128-137.
- Eisenberg, N., Carlo, G., Murphy, B., & Van Court, P. (1995). Prosocial development in late adolescence: A longitudinal study. *Child Development*, *66*, 1179-1197.
- Eisenberg, N., Eggum-Wilkens, N. D., & Spinrad, T. L. (2015). The development of prosocial behavior. In D. A. Schroeder, & W. G. Graziano (Eds.), *The oxford handbook of prosocial behavior*. (pp. 114-136). New York: Oxford University Press.
- Eisenberg, N., & Febes, R. A. (1998). Prosocial development. In N. Eisenberg (Vol. Ed.), *Handbook of child psychology: Vol. 3. Social, emotional, and personality development* (5th ed., pp. 701-778). New York: John Wiley & Sons.
- Eisenberg, N., Febes, R. A., & Spinrad, T. (2006). Prosocial development. In N. Eisenberg (Vol. Ed.), *Handbook of child psychology: Vol. 3. Social, emotional, and personality development* (6th ed., pp. 646-718). New York: John Wiley & Sons.
- Eisenberg, N., Miller, P. A., Shell, R., McNalley, S., & Shea, C. (1991). Prosocial development in adolescence: A longitudinal study. *Developmental Psychology*, *27*,

849-857.

- Eisenberg, N., & Mussen, H. P. (1989). *The roots of prosocial behavior in children*. Cambridge University Press.
- Eisenberg, N., Shell, R., Pasternack, J., Lennon, R., Beller, R., & Mathy, R. M. (1987). Prosocial development in middle childhood: A longitudinal study. *Developmental Psychology*, *23*, 712-718.
- Eisenberg, N., & Spinrad, T. L. (2014). Multidimensionality of prosocial behavior: Rethinking the conceptualization and development of prosocial behavior. In L. M. Padilla-Walker, & G. Carlo (Eds.), *Prosocial development: A multiple approach*. (pp. 17-39). New York: Oxford University Press.
- Fabes, R. A., Carlo, G., Kupanoff, K., & Laible, D. (1999). Early adolescence and prosocial/moral behavior I: The role of individual processes. *Journal of Early Adolescence*, *19*, 5-16.
- Fehr, E., Bernhard, H., & Rockenbach, B. (2008). Egalitarianism in young children. *Nature*, *454*, 1079-1083.
- Fu, X., Padilla-Walker, L. M., & Brown, M. N. (2017). Longitudinal relations between adolescents' self-esteem and prosocial behavior toward strangers, friends and family. *Journal of Adolescence*, *57*, 90-98.
- Fulgini, A. J., & Eccles, J. S. (1993). Perceived parent-child relationships and early adolescents' orientation toward peers. *Developmental Psychology*, *29*, 622-632.
- Fortunato, V. J., & Goldblatt, A. M. (2006). An examination of goal orientation profiles using cluster analysis and their relationships with dispositional characteristics and motivational response patterns. *Journal of Applied Social Psychology*, *36*, 2150-2183.
- Gagne, M. (2003). The role of autonomy support and autonomy orientation in prosocial behavior engagement. *Motivation and Emotion*, *27*, 199-223.
- Gherghel, C., Nastas, D., Hashimoto, T., Takai, J., & Cargile, A. C. (2019). Culture, morality, and the effect of prosocial behavior motivation on positive affect. *Ethics and Behavior*, *30*, 126-149.
- Grant, A. M. (2008). Does intrinsic motivation fuel the prosocial fire? motivational synergy in predicting persistence, performance, and productivity. *Journal of Applied Psychology*, *93*, 48-58.

- Griffin, P., Care, E., & McGaw, B. (2011). The changing role of education and schools. In P. Griffin, B. McGaw, & E. Care (Eds.), *Assessment and teaching of 21st century skills*. (pp. 1-15). Heidelberg: Springer.
- Grube, J. A., & Piliavin, J. A. (2000). Role identity, organizational experiences, and volunteer performance. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 26, 1108-1119.
- Hall, G. S. (1904). *Adolescence: Its psychology and its relations to physiology, anthropology, sociology, sex, crime, religion, and education*. (Vol. 1). New York: D. Appleton & Company.
- 原田知佳・吉澤寛之・吉田俊和 (2009). 自己制御が社会的迷惑行為および逸脱行為に及ぼす影響——気質レベルと能力レベルからの検討—— 実験社会心理学研究, 48, 122-136.
- 原田知佳・吉澤寛之・吉田俊和 (2010). 社会的自己制御と BIS/BAS・Effortful Control による問題行動の弁別的予測 パーソナリティ研究, 19, 76-78.
- Hastings, P. D., Utendale, W. T., & Sullivan, C. (2007). The socialization of prosocial development. In J. E. Grusec, & P. D. Hastings (Eds.), *Handbook of socialization: Theory and research* (pp. 638-664). New York: Guilford Press.
- 速水敏彦・田畑治・吉田俊和 (1996). 総合人間科の実践による学習動機づけの変化 名古屋大学教育学部紀要 (教育心理学科), 43, 23-35.
- 平石賢二 (1990). 青年期における自己意識の発達に関する研究 (I)——自己肯定性次元と自己安定性次元の検討—— 名古屋大学教育学部紀要 教育心理学科, 37, 217-234.
- 保坂亨・岡村達也 (1986). キャンパス・エンカウンター・グループの発達の・治療的意義の検討 心理臨床学研究, 4, 15-26.
- Huang, C. (2010). Mean-level change in self-esteem from childhood through adulthood: Meta-analysis of longitudinal studies. *Review of General Psychology*, 14, 251-260.
- 二村郁美 (2017). 向社会的行動の実行および不実行が道徳性と温かさの評価に及ぼす影響 心理学研究, 87, 590-599.
- 五十嵐敦 (2010). 中学生期の課題 菊池章夫・二宮克美・堀毛一也・斎藤耕二 (編) 社会化の心理学／ハンドブック——人間形成への多様な接近—— (pp. 75-87) 川島書店

- Ikesato, H., & Miyamoto, K. (2015). Fostering social and emotional skills through families, schools, and communities: Summary of international evidence and implication for Japan's educational practices and research. *OECD Education Working Papers*, 121.
- 伊藤順子 (2012). 向社会性と動機づけ——完成論的・発達の視点からの提案——名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀要 (心理発達科学), 59, 29-34.
- 伊藤裕子・相良順子・池田政子・川浦康至 (2003). 主観的幸福感尺度の作成と信頼性・妥当性の検討 心理学研究, 74, 276-281.
- Kano, Y., & Azuma, Y. (2003). Use of SEM programs to precisely measure scale reliability. *New Developments in Psychometrics*, 141-148.
- Kasai, K., & Fukuda, M. (2017). Science of recovery in schizophrenia research: Brain and psychological substrates of personalized value. *npj Schizophrenia*, 3, 14. doi:10.1038/s41537-017-0016-6
- 加藤弘通・太田正義・松下真実子・三井由里 (2018). 思春期になぜ自尊感情が下がるのか？——批判的思考態度との関係から—— 青年心理学研究, 30, 25-40.
- 菊池章夫 (1984). 向社会的行動の発達 教育心理学年報, 23, 118-127.
- 菊池章夫 (1988). また／思いやりを科学する——向社会的行動の心理とスキル 川島書店
- Kelly, K., & Pornprasertmanit, S. (2016). Confidence intervals for population reliability coefficients: Evaluation of methods, recommendations, and software for composite measures. *Psychological Methods*, 21, 69-92.
- Kokko, K., Tremblay, R. E., Lacourse, E., Nagin, D. S., & Vitaro, F. (2006). Trajectories of prosocial behavior and physical aggression in middle childhood: Links to adolescent school dropout and physical violence. *Journal of Research on Adolescence*, 16, 403-428.
- 國枝幹子・古橋啓介 (2006). 児童期における友人関係の発達 福岡県立大学人間社会学部紀要, 15, 105-118.
- 倉敷市教育委員会 (2019). 人権実践資料 4——ポジティブな行動支援によるいじめの未然防止——
- 栗田佳代子 (1996). 観測値の独立性の仮定からの逸脱が t 検定の検定力に及ぼす影響 教育心理学研究, 44, 234-242.

- 栗田佳代子 (1999). 実際のデータを用いた t 検定および検定力分析の「観測値の独立性」からの逸脱に対する頑健性の検討——人工データによる研究結果との対応および項目の尺度化の影響を中心に—— 教育心理学研究, 47, 263-272.
- Latane, B., & Darley, J. M. (1970). *The unresponsive bystander: Why doesn't he help?* New York: Appleton-Century-Crofts.
- (ラタネ, B. & ダーレー, J. M. 竹村研一・杉崎和子 (訳) (1977). 冷淡な傍観者——思いやりの社会心理学—— ブレーン出版)
- Lebel, R. D., & Patil, S. V. (2018). Proactivity despite discouraging supervisors: The powerful role of prosocial motivation. *Journal of Applied Psychology, 103*, 724-727.
- Luengo Kanacri, B. P., Pastorelli, C., Eisenberg, N., Zuffianò, A., & Caprara, G. V. (2013). The development of prosociality from adolescence to early adulthood: The role of effortful control. *Journal of Personality, 81*, 302-312.
- Luengo Kanacri, B. P., Pastorelli, C., Eisenberg, N., Zuffianò, A., Castellani, V., & Caprara, G. V. (2014). Trajectories of prosocial behavior from adolescence to early adulthood: Associations with personality change. *Journal of Adolescence, 37*, 701-713.
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999). Sample size in factor analysis. *Psychological Methods, 4*, 84-99.
- Maccoby, E. E. (1998). *The two sexes: Growing up apart, coming together*. Cambridge: Belknap Press.
- Magnusson, D. (1998). The logic and implications of a person-oriented approach. In R. B. Cairns, L. R. Berdman, & J. Kagan (Eds.), *Methods and models for studying individual* (pp. 33-64). California: Sage Publication.
- Maniaci, M. R., & Rogge, R. D. (2014). Caring about carelessness: Participant inattention and its effects on research. *Journal of Research in Personality, 48*, 61-83.
- 松井豊 (1998). 援助行動の意思決定過程モデル 松井豊・浦光博 (編) 対人行動学研究シリーズ 7 人を支える心の科学 (pp. 79-113) 誠信書房
- Matsuo, N. (1993). Skeletal and Sexual Maturation in Japanese Children. *Clinical Pediatric Endocrinology, 2*, 1-4.
- 松崎学・浜崎隆司 (1990). 向社会的行動研究の動向——内的プロセスを中心にして—— 心理学研究, 61, 193-210.

- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Mahwah, New Jersey; Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Migirdson, J., & Vermunt, J. K. (2002) Latent class models for clustering: A comparison with K-means. *Canadian Journal of Marketing Research*, 20, 37-44.
- Miles, S. B., & Stipek, D. (2006). Contemporaneous and longitudinal associations between social behavior and literacy achievement in a sample of low-income elementary school children. *Child Development*, 77, 103-117.
- 三浦麻子・小林哲郎 (2015). オンライン調査モニタの Satisfice に関する実験的研究
社会心理学研究, 31, 1-12.
- 水本篤・竹内理 (2008). 研究論文における効果量の報告のために——基礎的概念と
注意点—— 英語教育研究, 31, 57-66.
- 文部科学省 (2010). 生徒指導提要
- 文部科学省 (2017a). 小学校学習指導要領
- 文部科学省 (2017b). 中学校学習指導要領
- 森敏昭・吉田寿夫 (1990). 心理学のためのデータ解析テクニカルブック 北大路書
房
- 森口佑介 (2021). 子どもの発達格差——将来を左右する要因は何か—— PHP 研究
所
- 宗方比佐子・二宮克美 (1985). プロソーシャルな道徳的判断の発達, 教育心理学研
究, 33, 157-164.
- 村上達也・西村多久磨・櫻井茂男 (2016). 家族, 友だち, 見知らぬ人に対する向社
会的行動——対象別向社会的行動尺度の作成—— 教育心理学研究, 64, 156-
169.
- Mussen, P., & Eisenberg-Berg, N, (1977). *Roots of caring, sharing, and helping: The
development of pro-social behavior in children*. San Francisco: W. H. Freeman
- Mutlu, A. K., Schneider, M., Debbané, M., Badoud, D., Eliez, S., & Schaer, M. (2013). Sex
differences in thickness, and folding developments throughout the cortex. *NeuroImage*,
82, 200-207.
- 中井大介 (2015). 教師との関係の形成・維持に対する動機づけと担任教師に対する
信頼感の関連 教育心理学研究, 63, 359-371.

- Newsom, J. T. (2015). *Longitudinal structural equation modeling: A comprehensive introduction*. New York: Routledge.
- 二宮克美 (2010). 向社会的行動の判断 菊池章夫・二宮克美・堀毛一也・斎藤耕二 (編) 社会化の心理学／ハンドブック——人間形成への多様な接近—— (pp. 277-290) 川島書店
- 二宮克美・杉山佳菜子・岩瀬菜美子 (2007). 向社会性の発達 (3)——向社会的行動と友人・仲間との経験, 感受性, 共感性との関連—— 日本教育心理学会第 49 回総会発表論文集, 4.
- 二宮克美・氏家達夫・五十嵐敦・井上裕光・山本ちか (2006). 中学生の社会的行動についての研究 (38)——中学 3 年間における向社会的行動の縦断的变化—— 日本心理学会第 70 回大会発表論文集, 1128.
- 西村多久磨 (2019). 自己決定理論 上淵寿・大芦治 (編) 新・動機づけの最前線 (pp. 45-73) 北大路書房
- 西村多久磨・河村茂雄・櫻井茂男 (2011). 自律的な学習動機づけとメタ認知的方略が学業成績を予測するプロセス——内発的な学習動機づけは学業成績を予測することができるのか?—— 教育心理学研究, 59, 77-87.
- 西村多久磨・村上達也・櫻井茂男 (2018). 向社会性のバウンスバック——児童期中期から青年期前期を対象として—— 心理学研究, 89, 345-355.
- 西村多久磨・櫻井茂男 (2011). 小中学生における学習動機づけの構造的変化 心理学研究, 83, 546-555.
- 西村多久磨・櫻井茂男 (2013). 中学生における自律的な学習動機づけと学業適応との関連 心理学研究, 84, 365-375.
- 庭山和貴 (2020). 学校規模ポジティブ行動支援 (SWPBS) とは何か?——教育システムに対する行動分析的アプローチの適用—— 行動分析学研究, 34, 178-197.
- Nylund, K. L., Asparouhov, T., & Muthén, B. O. (2007). Deciding on the number of classes in latent class analysis and growth mixture modeling: A monte carlo simulation study. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 14, 535-569.
- 小田亮・大めぐみ・丹羽雄輝・五百部裕・清成透子・武田美亜・平石界 (2013). 対象別利他行動尺度の作成と妥当性・信頼性の検討 心理学研究, 84, 28-36.

- OECD (2015). *Skills for social progress: The power of social and emotional skills*. Paris: OECD Publishing.
- 岡田涼 (2006). 青年期における友人関係への動機づけの発達的变化——横断的データによる検討—— 名古屋大学大学院教育発達科学研究科紀要 (心理発達科学), 53, 133-140.
- 岡田涼 (2010). 小学生から大学生における学習動機づけの構造的変化——動機づけ概念間の関連についてのメタ分析—— 教育心理学研究, 58, 414-425.
- 岡田涼・中谷素之 (2006). 動機づけスタイルが課題への興味に及ぼす影響——自己決定理論の枠組みから—— 教育心理学研究, 54, 1-11.
- 岡田精一 (1990). 自我形成と価値観——青年期の人生観—— 研究紀要, 14, 85-106.
- 小塩真司・岡田涼・茂垣まどか・並川努・脇田貴文 (2014). 自尊感情平均値に及ぼす年齢と調査年の影響 教育心理学研究, 62, 273-282.
- Padilla-Walker, L. M., & Carlo, G. (2014). The study of prosocial behavior: Past, present, and future. In L. M. Padilla-Walker, & G. Carlo (Eds.), *Prosocial development: A multiple approach*. (pp. 3-16). New York: Oxford University Press.
- Padilla-Walker, L. M., & Christensen, K. J. (2011). Empathy and self-regulation as mediators between parenting and adolescents' prosocial behaviors toward strangers, friends, and family. *Journal of Research on Adolescence*, 21, 545-551.
- Padilla-Walker, L. M., Dyer, W. J., Yorgason, J. B., Fraser, A. M., & Coyne, S. M. (2015). Adolescents' prosocial behavior toward family, friends, and strangers: A person-centered approach. *Journal of Research on Adolescence*, 25, 135-150.
- Padilla-Walker, L., & Thompson, R. (2005). Combating conflicting messages of values: A closer look at parental strategies. *Social Development*, 14, 305-323.
- Penner, L. A., Dovidio, J. F., Piliavin, J. A., & Schroeder, D. A. (2005). Prosocial behavior: Multilevel perspectives. *Annual Review of Psychology*, 56, 365-392.
- Robins, R. W., & Trzesniewski, K. H. (2005). Self-esteem development across the lifespan. *Current Directions in Psychological Science*, 14, 158-162.
- Reeve, J. (2018). *Understanding motivation and emotion* (7th ed.). Hoboken: John Wiley & Sons Inc.
- Rothbart, M. K., & Bates, J. E. (2006). Temperament. In W. Damon & R. M. Lerner (Series

- Ed.) and N. Eisenberg (Vol. Ed.), *Handbook of child psychology: Vol. 3. Social, emotional, and personality development* (6th ed., pp. 99–166). New Jersey: Wiley.
- Ryan, R. M. (1995). Psychological needs and the facilitation of integrative processes. *Journal of Personality*, *63*, 397-427.
- Ryan, R. M., & Connell, J. P. (1989). Perceived locus of causality and internalization: Examining reasons for acting in two domains. *Journal of Personality and Social Psychology*, *57*, 749-761.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2000). Self-determination theory and the facilitation of intrinsic motivation, social development, and well-being. *American Psychologist*, *55*, 68-78.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2017). *Self-determination theory: Basic psychological needs in motivation, development, and wellness*. New York: The Guilford Press.
- 櫻井茂男 (1986). 児童における共感と向社会的行動の関係 教育心理学研究, *34*, 342-344.
- 櫻井茂男 (2012). 夢や目標をもって生きよう！——自己決定理論—— 鹿毛雅治 (編) モティベーションをまなぶ 12 の理論——ゼロからわかる「やる気の心理学」入門！—— (pp.45-71) 金剛出版
- 櫻井茂男 (2017). 自律的な学習意欲の心理学——自ら学ぶことは、こんなに素晴らしい—— 誠信書房
- 櫻井茂男 (2020). 思いやりの力——共感と健康—— 新曜社
- 佐藤進・出村慎一 (2004). 要因の効果を探る 出村慎一・西嶋尚彦・佐藤進・長澤吉則 (編) 健康・スポーツ科学のための SPSS による多変量解析入門 (pp.184-214) 杏林書院
- Schwartz, S. H., & Howard, J. A. (1984). Internalized values as motivations of altruism: What? why? and where? In E. Staub, D. Bar-Tal, J. Karylowski & J. Reycowski (Eds.), *Development and maintenance of prosocial behavior: International perspectives on positive morality*. (pp. 229-255) New York: Plenum Press.
- Schwartz, B., & Wrzesniewski, A. (2019). Reconceptualizing intrinsic motivation. In K. A. Renninger, & S. E. Hidi (Eds.), *The Cambridge Handbook of Motivation and Learning* (pp. 373-393). Cambridge: Cambridge University Press.
- Šidák, Z. (1967). Rectangular confidence regions for the means of multivariate normal

- distributions. *Journal of the American Statistical Association*, 62, 626-633.
- 総務省 (2020a). 人口推計 (2019 年 (令和元年) 10 月 1 日現在) Retrieved from <https://www.stat.go.jp/data/jinsui/2019np/index.html> (2021 年 8 月 30 日閲覧)
- 総務省 (2020b). 令和元年通信利用動向調査の結果 Retrieved from https://www.soumu.go.jp/johotsusintokei/statistics/data/200529_1.pdf (2021 年 8 月 30 日閲覧)
- Steinberg, L. (2001). We know some things: Parent-adolescent relationships in retrospect and prospect. *Journal of Research on Adolescence*, 11,1-19.
- 杉山佳菜子・二宮克美・岩瀬菜美子 (2007). 向社会性の発達 (2)——向社会的理由づけの発達—— 日本発達心理学会第 18 回大会発表論文集, 568.
- 竹林由武 (2014). 潜在混合分布モデル 小杉考司・清水裕士 (編) M-plus と R による構造方程式モデリング入門 (pp.228-244) 北大路書房
- 竹村和久・高木修 (1988). 順社会的行動の意思決定モデルの検討 実験社会心理学研究, 27, 171-180.
- Thijssen, S., Wildeboer, A., Muetzel, R. L., Bakermans-Kranenburg, M. J., El Marroun, H., Hofman, A., Jaddoe, V. W. V., van der Lugt, A., Verhulst, F. C., Tiemeier, H., van IJzendoorn, M. H., & White, T. (2015). Cortical thickness and prosocial behavior in school-age children: A population-based MRI study. *Social Neuroscience*, 10, 571-582.
- 都筑学 (2005). 小学校から中学校にかけての子どもの「自己」の形成 心理科学, 25, 1-10.
- 徳島県教育委員会 (2021). 幼児・児童・生徒に関わるすべての教員のためのポジティブな行動支援——実践事例集 I ——
- 塚本伸一 (2001). 児童の自己統制と役割取得が向社会行動に及ぼす影響 応用心理学研究, 27, 31-27.
- Twenge, J. M., & Campbell, W. K. (2001). Age and birth cohort differences in self-esteem: A cross-temporal meta-analysis. *Personality and Social Psychological Review*, 5, 321-344.
- 上淵寿 (2019). 動機づけの省察——動機づけ・再入門—— 上淵寿・大芦治 (編) 新・動機づけの最前線 (pp. 1-19) 北大路書房
- Vallerand, R. J. (1997). Toward a hierarchical model of intrinsic and extrinsic motivation.

- In M. P. Zanna (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology* (Vol. 29, pp. 271-360). San Diego: Academic Press.
- 渡辺弥生 (2014). 学校予防教育に必要な「道徳性・向社会的行動」の育成 発達心理学研究, 25, 422-431.
- Weinstein, N., & Ryan, R. M. (2010). When helping helps: Autonomous motivation for prosocial behavior and its influence on well-being for the helper and recipient. *Journal of Personality and Social Psychology*, 98, 222-244.
- Weller, D., & Lagattuta, K. H. (2013). Helping the ingroup feels better: Children's judgments and emotion attributions in response to prosocial dilemmas. *Child Development*, 84, 253-268.
- Wentzel, K. R. (1993). Does being good make the grade? Social behavior and academic competence in middle school. *Journal of Educational Psychology*, 85, 357-364.
- White, R. W. (1959). Motivation reconsidered: The concept of competence. *Psychological Review*, 66, 297-333.
- 山口剛 (2012). 動機づけの変遷と近年の動向——達成目標理論と自己決定理論に注目して—— 法政大学大学院紀要 (人文科学・社会科学系), 69, 21-38.
- 山本ちか (2016). 中学生の向社会的行動の変化と全体的自己価値との関連——縦断データを用いた検討—— 名古屋文理大学紀要, 17, 81-85.
- Yang, C. (2006). Evaluating latent class analyses in qualitative phenotype identification. *Computational Statistics & Data Analysis*, 50, 1090-1104.
- 横塚怜子 (1989). 向社会的行動尺度 (中高生版) 作成の試み 教育心理学研究, 37, 158-162.
- Young, S. K., Fox, N. A., & Zahn-Waxler, C. (1999). The relations between temperament and empathy in 2-year-olds. *Developmental Psychology*, 35, 1189-1197.

本文中の図表リスト

第一章

図

Figure 1a : Eisenberg (1986) の向社会的行動モデル 15

Figure 1b : 本論文の構成 41

第二章

図

Figure 2a : 【研究 1-1】最終的に採用した向社会的動機づけ尺度の
確認的因子分析結果 54

Figure 2b : 【研究 1-2】小学校高学年の向社会的動機づけ尺度の
確認的因子分析結果 62

Figure 2c : 【研究 2-1】4-プロフィールモデルに基づく
向社会的動機づけ項目の標準化値 74

Figure 2d : 【研究 2-2】全コホートを繋ぎ合わせた疑似的な
向社会的動機づけの発達的变化 80

Figure 2e : 【研究 2-2】向社会的動機づけの発達的变化を検討するための
潜在差得点モデル 83

Figure 2f : 【研究 2-2】自律性指標 RAI の発達的变化を検討するための
潜在差得点モデル 83

Figure 2g : 【研究 2-2】同一化的調整における潜在差得点モデルの結果 85

Figure 2h : 【研究 2-2】統制的調整における潜在差得点モデルの結果 85

Figure 2i : 【研究 2-2】RAI における潜在差得点モデルの結果 86

Figure 2j : 【研究 2-2】 コホート毎の同一化的調整における 潜在差得点モデルの結果	89
Figure 2k : 【研究 2-2】 コホート毎の統制的調整における 潜在差得点モデルの結果	90
Figure 2l : 【研究 2-2】 コホート毎の RAI における 潜在差得点モデルの結果	91
 表	
Table 2a : 【研究 1-1】 向社会的動機づけ尺度草案における 各項目の平均値と標準偏差	48
Table 2b : 【研究 1-1】 向社会的動機づけの探索的因子分析による モデル比較	52
Table 2c : 【研究 1-1】 向社会的動機づけにおける 2 因子解モデルの 探索的因子分析結果	53
Table 2d : 【研究 1-1】 向社会的動機づけ, SWB, 共感性の 基礎統計量と変数間の相関係数	55
Table 2e : 【研究 1-1】 本調査で用いた主観的幸福感と共感性を 測定する項目の平均値と標準偏差	57
Table 2f : 【研究 1-2】 小学校高学年児童における 向社会的動機づけ尺度項目の平均値と標準偏差	61
Table 2g : 【研究 1-2】 小学校高学年児童における各変数の 基礎統計量と変数間の相関係数	63
Table 2h : 【研究 2-1】 全調査対象のデータによる 向社会的動機づけ尺度項目の平均値と標準偏差	69

Table 2i : 【研究 2-1】 全調査対象のデータによる 向社会的動機づけ各下位尺度得点の基礎統計量	70
Table 2j : 【研究 2-1】 向社会的動機づけの性別・学年別 平均値と標準偏差, F 値	71
Table 2k : 【研究 2-1】 潜在プロフィール分析によるモデル比較	73
Table 2l : 【研究 2-1】 「性別×向社会的動機づけプロフィール」と 「学年×向社会的動機づけプロフィール」のクロス集計表	75
Table 2m : 【研究 2-2】 向社会的動機づけの Time 1 時点と Time 2 時点における 基礎統計量	79
Table 2n : 【研究 2-2】 向社会的動機づけの Time 1 得点と Time 2 得点との 相関係数	82
Table 2o : 【研究 2-2】 全調査対象のデータを用いて 向社会的動機づけに潜在差得点モデルを適用した結果	84
Table 2p : 【研究 2-2】 各コホートにおける潜在差得点モデルの適合度	87
Table 2q : 【研究 2-2】 各コホートにおいて向社会的動機づけに 潜在差得点モデルを適用した結果	88
Table 2r : 【研究 2-2】 「Time 1 時点の所属プロフィール× Time 2 時点の所属プロフィール」のクロス集計表	92

第三章

表

Table 3a : 【研究 3】 変数の基礎統計量と変数間の相関係数	103
Table 3b : 【研究 3】 対象別向社会的行動を従属変数とした重回帰分析の 結果	104

Table 3c : 【研究 3】 対象別向社会的行動の動機づけプロフィール毎の 平均値と標準偏差, <i>F</i> 値	106
----------------------------------------------------------------------------	-----

第四章

図

Figure 4a : 【研究 4】 全コホートを繋ぎ合わせた疑似的な 対象別向社会的期行動の発達的变化	116
Figure 4b : 【研究 4】 対象別向社会的行動の発達的变化を検討するための 潜在差得点モデル	118
Figure 4c : 【研究 4】 家族に対する向社会的行動における 潜在差得点モデルの結果	121
Figure 4d : 【研究 4】 友だちに対する向社会的行動における 潜在差得点モデルの結果	121
Figure 4e : 【研究 4】 知らない人に対する向社会的行動における 潜在差得点モデルの結果	122
Figure 4f : 【研究 4】 コホート毎の家族に対する向社会的行動における 潜在差得点モデルの結果	125
Figure 4g : 【研究 4】 コホート毎の友だちに対する向社会的行動における 潜在差得点モデルの結果	126
Figure 4h : 【研究 4】 コホート毎の知らない人に対する向社会的行動における 潜在差得点モデルの結果	127
Figure 4i : 【研究 5】 向社会的行動の発達的变化と向社会的動機づけとの 関連を検討するための分析モデル	132
Figure 4j : 【研究 5】 家族に対する向社会的行動の発達的变化と 向社会的動機づけとの関連	134

Figure 4k : 【研究 5】 友だちに対する向社会的行動の発達的变化と 向社会的動機づけとの関連	135
Figure 4l : 【研究 5】 知らない人に対する向社会的行動の発達的变化と 向社会的動機づけとの関連	136
Figure 4m : 【研究 5】 コホート毎の家族に対する向社会的行動の 発達的变化と向社会的動機づけとの関連	140
Figure 4n : 【研究 5】 コホート毎の友だちに対する向社会的行動の 発達的变化と向社会的動機づけとの関連	141
Figure 4o : 【研究 5】 コホート毎の知らない人に対する向社会的行動の 発達的变化と向社会的動機づけとの関連	142

表

Table 4a : 【研究 4】 対象別向社会的行動の Time 1 時点と Time 2 時点における 基礎統計量	115
Table 4b : 【研究 4】 対象別向社会的行動の Time 1 得点と Time 2 得点との 相関係数	117
Table 4c : 【研究 4】 全調査対象のデータを用いて対象別向社会的行動に 潜在差得点モデルを適用した結果	119
Table 4d : 【研究 4】 各コホートにおける潜在差得点モデルの適合度	123
Table 4e : 【研究 4】 各コホートにおいて対象別向社会的行動に 潜在差得点モデルを適用した結果	124
Table 4f : 【研究 5】 全調査対象のデータを用いて分析モデルを適用した 結果	133
Table 4g : 【研究 5】 各コホートにおける分析モデルの適合度	138

Table 4h : 【研究 5】 各コホートにおいて分析モデルを適用した結果 139

Table 4i : 研究間での対象別向社会的行動の発達的な軌跡の比較 146

本論文を構成する研究の発表状況

学術論文

山本琢俣・上淵寿 (2021). 中学生用向社会的動機づけ尺度の作成と信頼性および妥当性の検討 パーソナリティ研究, 30, 12-22. 【研究 1-1】

山本琢俣・上淵寿 (2021). 向社会的行動の対象による向社会的動機づけの差異——青年期初期の子どもを対象に—— パーソナリティ研究, 30, 86-96. 【研究 3】

国際学会ポスター発表

Yamamoto, T., Uebuchi, H. (2020). Prosocial motivation and subjective well-being: A cross-sectional study among school-age students. 22nd Annual Convention of the Society for Personality and Social Psychology, Nonplace-Based Virtual Meeting. 【研究 2-1】

国内学会ポスター発表

山本琢俣・上淵寿 (2020). 向社会的行動の動機づけ尺度作成の試み 日本パーソナリティ心理学会第 29 回大会発表論文集, 34. 【研究 1-1】

山本琢俣・上淵寿 (2021). 小学校高学年から中学生における向社会的動機づけの横断的検討 日本教育心理学会第 63 回総会発表論文集, 151. 【研究 2-1】

山本琢俣・上淵寿 (2021). 小学校高学年児童の認知する向社会的動機づけ 日本社会心理学会第 62 回大会発表論文集, 42. 【研究 1-2】