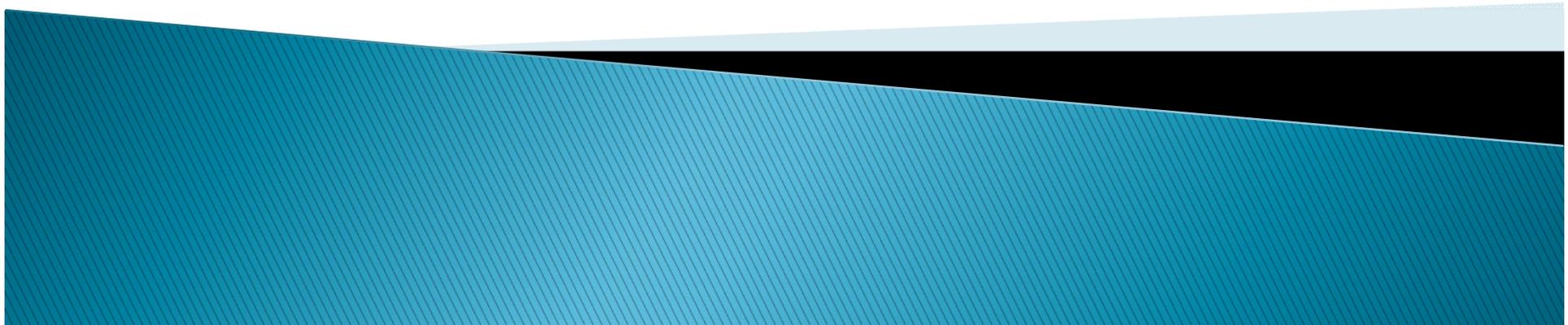


日本教育心理学会第59回総会  
自主企画シンポジウム  
2017年10月8日

企画・話題提供:伊藤大幸(浜松医科大学)  
司会・話題提供:村山恭朗(神戸学院大学)  
話題提供:浜田 恵#(名古屋学芸大学)  
話題提供:足立匡基#(弘前大学)  
指定討論:村上 隆#(中京大学)  
指定討論:山根隆宏(神戸大学大学院)

# 児童・青年の発達とメンタルヘルス に関する大規模縦断研究

いじめ、性別違和感、発達障害特性、  
インターネット依存の観点から



# 企画主旨

- ▶ 子どもの発達とメンタルヘルスをめぐる状況
  - スペクトラムとしての発達障害特性
  - 性的少数者(LGBT)への認識の高まり
  - いじめ、ネット依存、自傷行為などの不適應問題の多様化
- ▶ コホート研究(縦断研究)の重要性
  - 個人要因と環境要因の複雑な相互作用(transactionとinteraction)による不適應問題のメカニズムを解明し、予防・介入の方策を探る上で、前向きのコホート研究は不可欠
  - 子どものメンタルヘルスについて、個人要因から心理社会的要因までを包括的に検討した大規模なコホート研究は少ない
    - 文化的風土の影響や個人情報保護の流れ

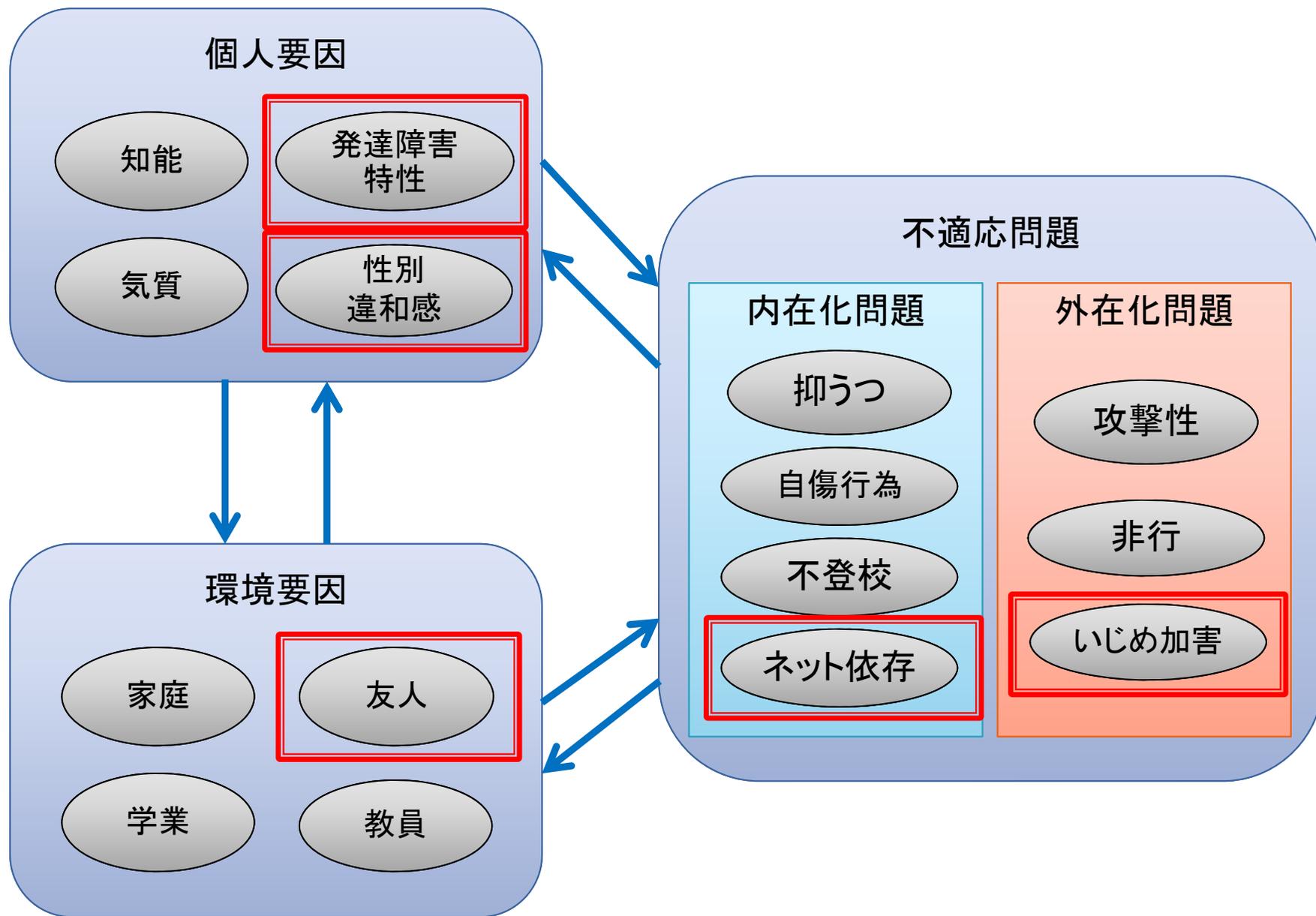
# 企画主旨

- ▶ 子どものこころの発達研究センターのコホート研究
  - 浜松医科大学のセンターでは2007年から、弘前大学のセンターでは2014年から、乳幼児健診、保育所・幼稚園、小中学校で大規模な縦断コホート調査を継続実施
    - ・ いずれも1万人前後の子どもを対象に年1回の調査を実施
    - ・ 子どもの個人特性と周囲の環境要因との相互作用がメンタルヘルスの悪化や様々な問題行動を引き起こすメカニズムを検討
  - 研究と支援に関する協定
    - ・ 調査結果に基づく支援の実施
  - 各大学の倫理委員会の承認



# 企画主旨

- ▶ 「新奇な知見」より「確かな知見」
- ▶ 「有意差の検出」より「効果量の推定」
- ▶ 「学術への貢献」と「社会への貢献」の両立
  - 心理学領域では仮説検証型の研究が主流
    - ・ 特定の理論的立場に基づく仮説について、統計的有意性が見出せる最小限のサンプルで検証
    - ・ 多くの新奇な知見がもたらされてきたが、モザイク状の理解に留まり、統合的な知識体系の構築には至っていない
  - 本研究では、特定の理論的立場に身を置かず、多様な要因の影響を大規模データで包括的に検証
    - ・ 「何が」、「どの程度」、アウトカムを予測するのかを確かめる
    - ・ 効果量の正確な推定や不登校、非行などの生起頻度の低い問題行動の予測には大規模データが不可欠



# 今日の内容

## ▶ 話題提供

- **いじめ被害と加害**の継時的関連の検証ー抑うつ・攻撃性を加えた同時効果モデルー(神戸学院大学 村山恭朗)
- **性別違和感**が友人関係困難および抑うつに及ぼす効果の縦断的検討(名古屋学芸大学 浜田 恵)
- 就学前の**発達障害特性**による児童・青年期の心理社会的不適応の発達の軌跡の予測(浜松医科大学 伊藤大幸)
- 児童思春期の**インターネット依存傾向**の実態と保護・危険因子(弘前大学 足立匡基)

## ▶ 指定討論

- 中京大学 村上 隆 教授(専門:計量心理学)
- 神戸大学 山根隆宏 准教授(専門:臨床心理学)

# いじめ被害と加害の経時的関連の検証 —抑うつ・攻撃性を加えた同時効果モデル—

神戸学院大学 人文学部

村山 恭朗

# いじめの遷延化

- いじめの経験率：

- 中学生のおよそ1/3(男子:32.2±8%, 女子39.6±10%), 小学生の半数前後(男子:45.8±8%, 女子:45.8±8%)がいじめ被害(国立教育政策研究所, 2016)

- 児童生徒の10%前後が週1回以上のいじめ経験(村山他, 2015)

	いじめ被害									
	関係的いじめ		言語的いじめ		身体的いじめ		ネットいじめ		いじめ全体 <sup>a</sup>	
	男子	女子	男子	女子	男子	女子	男子	女子	男子	女子
小4	9.66%	4.59%	10.73%	3.15%	7.10%	5.07%	1.42%	0.96%	15.14%	7.79%
小5	9.37%	6.15%	9.62%	6.95%	9.84%	2.67%	0.71%	0.27%	15.96%	10.99%
小6	6.62%	3.53%	9.07%	2.52%	5.90%	1.51%	1.48%	0.00%	12.53%	5.05%
中1	9.17%	6.00%	11.59%	4.55%	4.93%	1.20%	1.07%	0.48%	15.70%	7.43%
中2	3.27%	7.77%	6.31%	6.25%	4.67%	1.25%	0.94%	0.50%	8.41%	10.30%
中3	4.33%	3.71%	6.97%	3.48%	3.13%	0.70%	0.72%	0.47%	8.41%	6.03%

<sup>a</sup> ネットいじめを除く3種類のいじめのうち、いずれか一つ以上の加害・被害を経験しているか否か

- 中学生期において、被害／加害経験が「ぜんぜんない」:31.5%／34.2% (国立教育政策研究所, 2016)

# いじめとメンタルヘルスの関連

- いじめ被害経験との関連
  - 抑うつ(村山他, 2015; Zwierynsak et al., 2013)
  - 自傷行為(Barker et al., 2008)
  - 攻撃性(Ladd & Troop-Gordon, 2003; 村山他, 2015; 岡安・高山, 2000; Sansone et al., 2012)
  - 非行行為(Cheng et al., 2010)
- いじめ加害経験との関連
  - 抑うつ(村山他, 2015; Kaltiala-Heino et al., 2010)
  - 攻撃性(村山他, 2015; Kim et al., 2006)
  - 非行(Nansel et al., 2004)
  - 自傷行為(Hinduja & Patchin, 2010; Klomek et al., 2009)

# いじめの連鎖:いじめ加害と被害の関連

- 国立教育政策研究所(2016)
  - 半年(同一クラス内)で, 被害生徒の1/3が入れ替わる。
  - 中1～中3の間で, 「週に1回以上の被害」は0.3%⇒特定の児童生徒にいじめ経験が偏る訳ではなく, いじめる側といじめられる側は入れ替わる。
- 被害と加害の関連
  - いじめ全体 $r=.25$ , 言語的いじめ  $r=.26$ , ネットいじめ $r=.35$  ( $n=4,936$ , 村山他, 2015)
  - $r=.19\sim.20$  ( $n=4,597$ , Barker et al., 2008)
- 縦断調査
  - いじめ被害→いじめ加害(Barker et al., 2008; Haltigan & Vaillancourt, 2014)
  - 加害ー被害生徒:被害側→加害側(Nansel et al., 2001)
- 媒介モデル?
  - 抑うつが強い児童生徒はいじめ被害リスクが高い(Hodges & Perry, 1999)
  - 攻撃性が強い児童生徒は暴力行為・問題行動リスクが高い(e.g., Arseneault et al., 2006)

# 本研究の目的:

- 先行研究
  - いじめ加害と被害が入れ替わる(国立政策研究所, 2016)
  - いじめ加害と被害の関連(e.g., 村山他, 2015)
  - 過去の被害経験は加害経験のリスク要因(e.g., Barker et al., 2008)

しかし...

- 国内外を通じて、被害経験と加害経験の経時的関連を検証した調査は非常に少ない。
- メンタルヘルスといじめ加害と／被害の経時的関連は、ほとんど検証されていない。

## 本調査の目的

いじめと関連する主要な変数である**メンタルヘルス（抑うつ・攻撃性）**を含め、いじめの加害経験と被害経験の経時的な因果性を検証する。

## 方法:

- 調査協力者
  - A県X市内にある全公立小中学校に通う小学4年生～中学校3年生
  - 2006年度入学から2012年度入学の児童生徒
  - 2回以上調査に参加した児童生徒(2年分以上のデータ)

調査対象の児童生徒の内訳											
入学年度	男子	女子	合計	調査年度ごと							
				2013		2014		2015		2016	
				学年	n	学年	n	学年	n	学年	n
2006	435	411	846	中2	833	中3	806				
2007	506	446	952	中1	922	中2	889	中3	887		
2008	486	487	973	小6	811	中1	906	中2	894	中3	897
2009	526	452	978	小5	812	小6	917	中1	910	中2	906
2010	446	499	945	小4	782	小5	870	小6	869	中1	840
2011	484	441	925			小4	868	小5	869	小6	890
2012	467	477	944					小4	872	小5	898
合計	3350	3213	6563		4160		5256		5301		124431

# 方法:

- 調査材料

- いじめ加害・被害

- 国立教育政策研究所のいじめ追跡調査(国立教育政策研究所, 2010)を参考に項目を作成(自己評価式)
    - 過去1年間のいじめ経験
    - 6段階(1-全くない, 2-1回だけある, 3-数回ある, 4-月に1回程度ある, 5-週に1回程度ある, 6-週に数回ある)

## いじめ被害経験に関する項目

- |   |  |
|---|--|
| 1 | 仲間はずれにされたり、無視されたり、陰で悪口を言われたりした         |
| 2 | からかわれたり、悪口やおどし文句、イヤなことを言われたりした         |
| 3 | 一方的に(やり返していないのに)、ぶつかられたり、叩かれたり、蹴られたりした |
| 4 | 携帯電話やインターネットで悪口を言われたり、嫌なことをされたりした      |

# 方法:

- 調査材料

- 抑うつ: Depression Self-Rating Scale for Children (DSRS-C)の短縮版(並川他, 2011)

- 9項目(原版との相関  $r=.92$ )

- 3件法(0—そんなことはない, 1—ときどきそうだ, 2—いつもそうだ)

- 得点が高いほど, 抑うつが強い

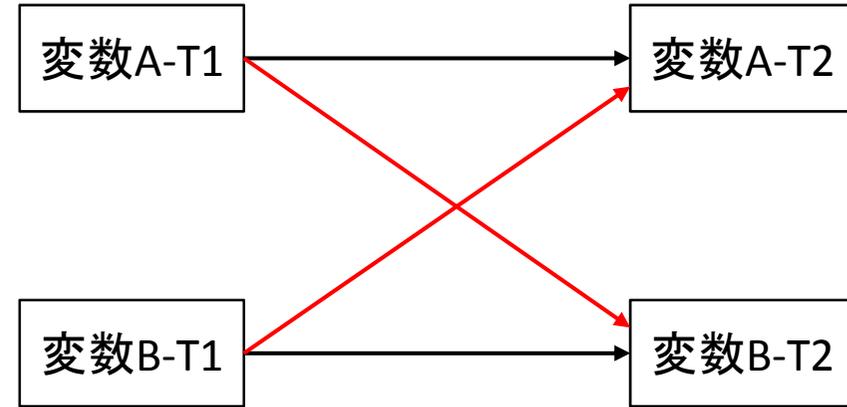
- 攻撃性: Hostility-Agression Questionnaire for Children(HAQ-C)の短縮版(坂井他, 2000)

- 8項目(原版との相関  $r=.91$ )

- 4件法(4—とてもよくあてはまる~1—まったくあてはまらない)

- 得点が高いほど, 攻撃性が強い

# 経時効果の分析モデル:



## 交差遅延効果モデル

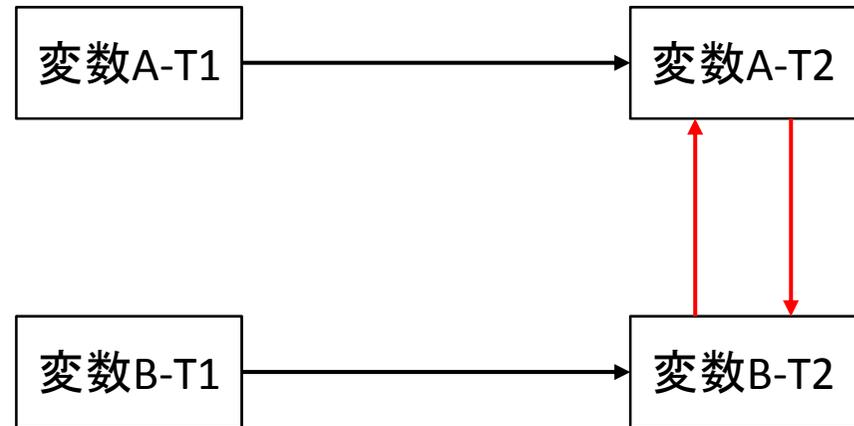
(cross-lagged effects model)

- T1時点の2つ(複数)の変数の値がT1からT2における両変数の変化に与える効果を検証するモデル  
⇒Bの変化に対するA(T1)の因果的効果と, Aの変化に対するB(T1)の因果的効果を同時に推定できる。
- 縦断データの分析では, 基本的なモデル(Finkel, 1995)
- 両変数の交差遅延効果が有意水準にない場合, 変数間に因果関係は存在しない(豊田, 2000; 山本, 1992)。

しかし...

- 調査間のインターバルの設定の適切さが評価できない。  
⇒変数の効果が発現するまでの期間, 変数の効果が維持される期間の長さに依存する(Gollob & Reichardt, 1987)。

# 経時効果の分析モデル:



## 同時効果モデル

(simultaneous effects model)

- 同一時点における2変数の関係を検証するモデル
  - ⇒変数間に時差を伴うような因果関係ではなく、共時的・同時的な因果関係を想定
  - ⇒因果関係を検証したい2変数が時点間で大きく変化していない場合でも、双方向の影響力について検証することが可能(西岡・星, 2009)
- 複数の要因間の因果性を検証する場合、交差遅延効果モデルと同時効果モデルの両モデルによって、分析することは有効(岡林, 2006)
  - ⇒本調査は、両モデルによって、いじめ被害と加害の因果関係を検証する。

# 結果：基礎統計

Table 2 各変数の統計量

	年度			
	2013	2014	2015	2016
いじめ加害	6.45 (3.24)	6.31 (3.21)	6.45 (3.11)	6.09 (2.88)
いじめ被害	6.86 (3.40)	6.35 (3.27)	6.14 (3.19)	5.77 (3.04)
抑うつ	4.04 (3.02)	4.31 (3.06)	4.44 (3.00)	4.66 (3.18)
攻撃性	15.18 (5.34)	15.23 (5.39)	15.68 (5.32)	15.28 (5.33)

## 備考－得点範囲

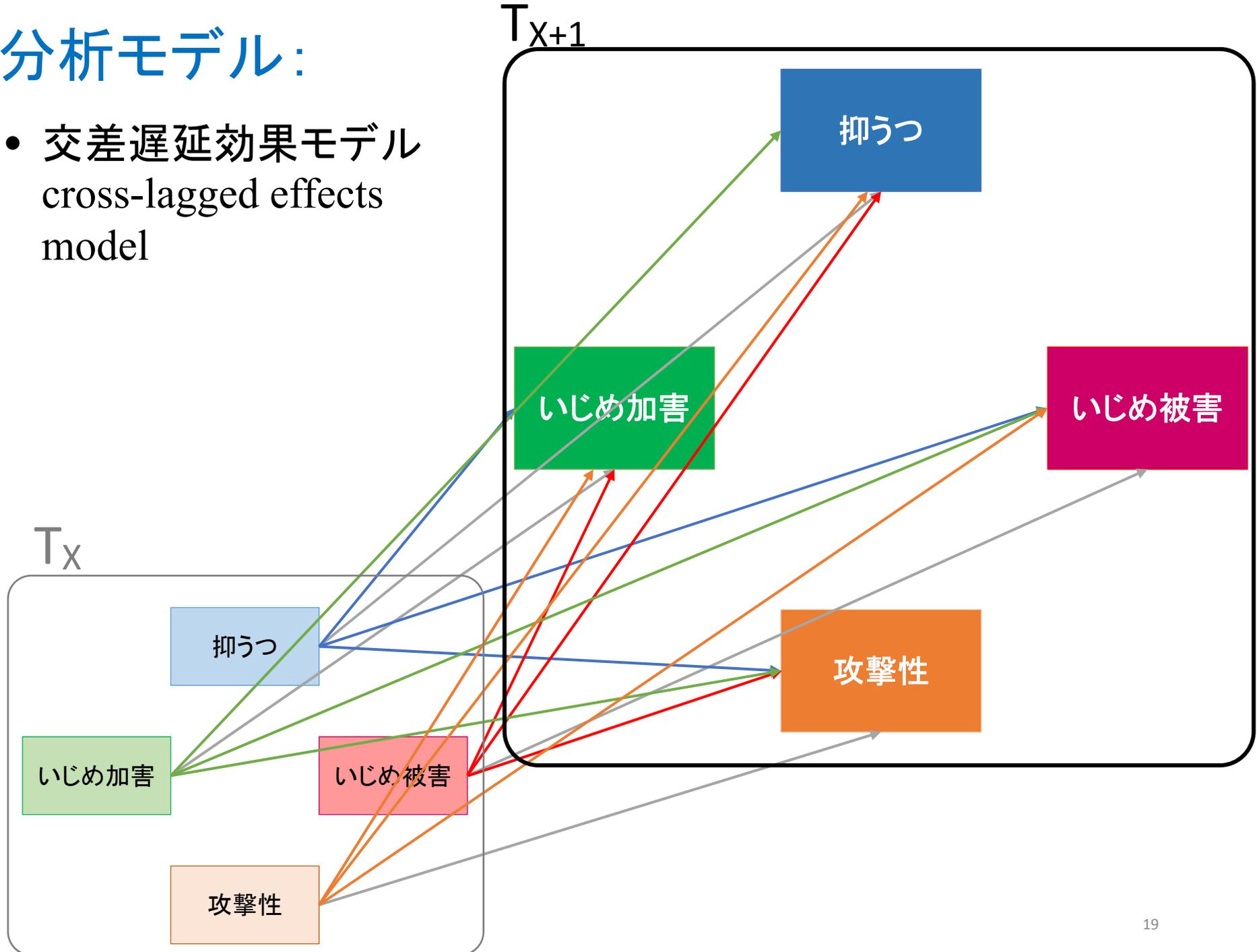
- －いじめ加害：4～24点
- －いじめ被害：4～24点
- －抑うつ：0～18点
- －攻撃性：8～32点

# 結果: 各変数間の相関

		2013				2014			
		加害	被害	抑うつ	攻撃性	加害	被害	抑うつ	攻撃性
2013	性別 (男子:0, 女子:1)	-.122	-.102	.066	-.188	-.137	-.087	.068	-.163
	年齢	-.128	.179	-.208	-.187	-.146	.130	-.208	-.177
	加害	—	<b>.375</b>	.146	.503	.470	<b>.227</b>	.120	.354
	被害		—	.270	.297	<b>.204</b>	.469	.180	.213
	抑うつ			—	.286	.117	.173	.584	.247
	攻撃性				—	.375	.215	.241	.650
		2015				2016			
		加害	被害	抑うつ	攻撃性	加害	被害	抑うつ	攻撃性
2013	性別 (男子:0, 女子:1)	-.110	-.077	.035	-.161	-.077	-.082	.036	-.141
	年齢	-.012	.218	-.014	-.076	.122	.233	-.146	-.074
	加害	.380	<b>.156</b>	.108	.269	.233	<b>.067</b>	.055	.215
	被害	<b>.239</b>	.424	.185	.200	<b>.217</b>	.344	.137	.173
	抑うつ	.078	.132	.468	.187	.052	.079	.396	.176
	攻撃性	.305	.177	.196	.524	.206	.130	.196	.453

# 分析モデル:

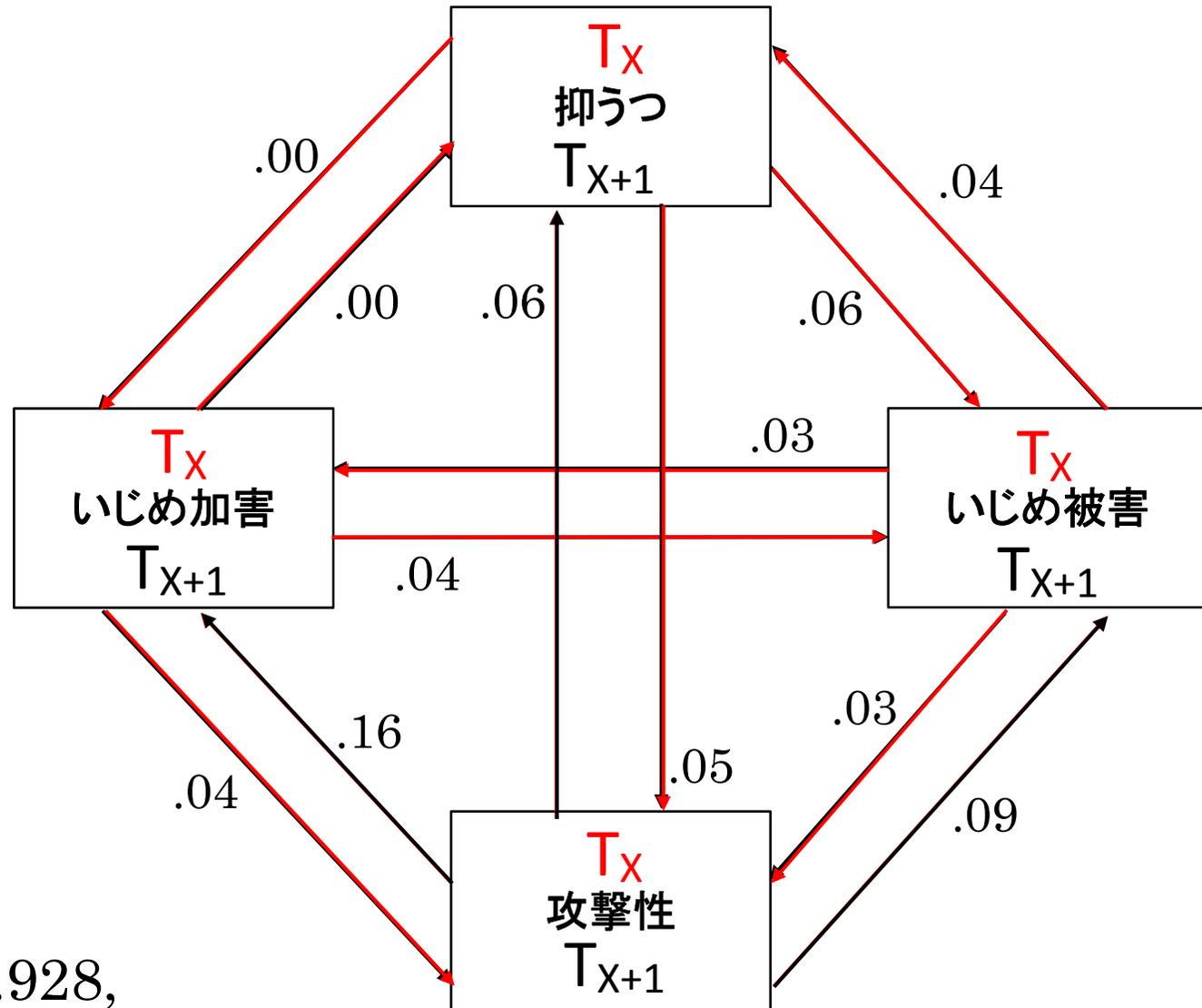
- 交差遅延効果モデル  
cross-lagged effects  
model



# 結果: 交差遅延効果モデル

- 同一変数への効果( $T_x \rightarrow T_{x+1}$ )

- 加害: .361
- 被害: .368
- 抑うつ: .543
- 攻撃性: .580

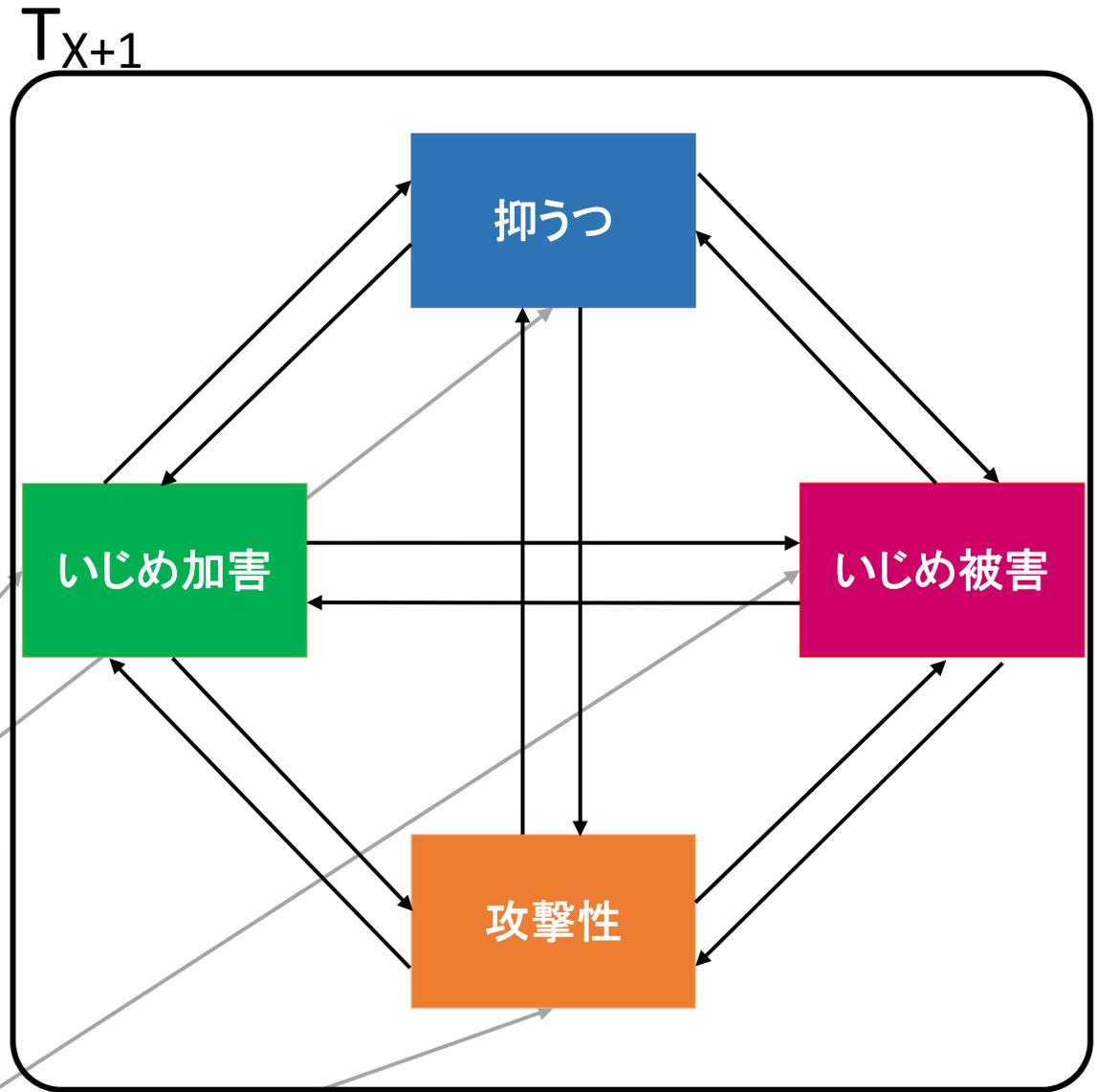
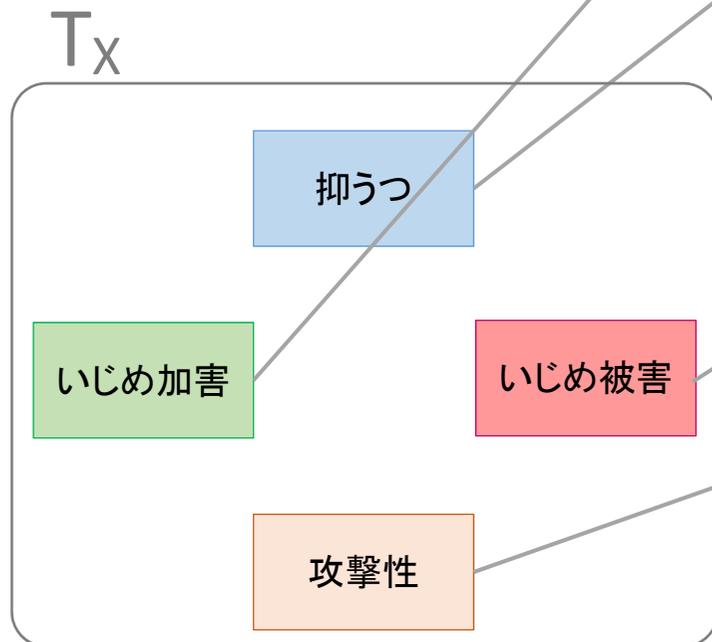


適合度:

CFI=.962, TLI=.928,  
RMSEA=.034, SRMR=.044

# 分析モデル:

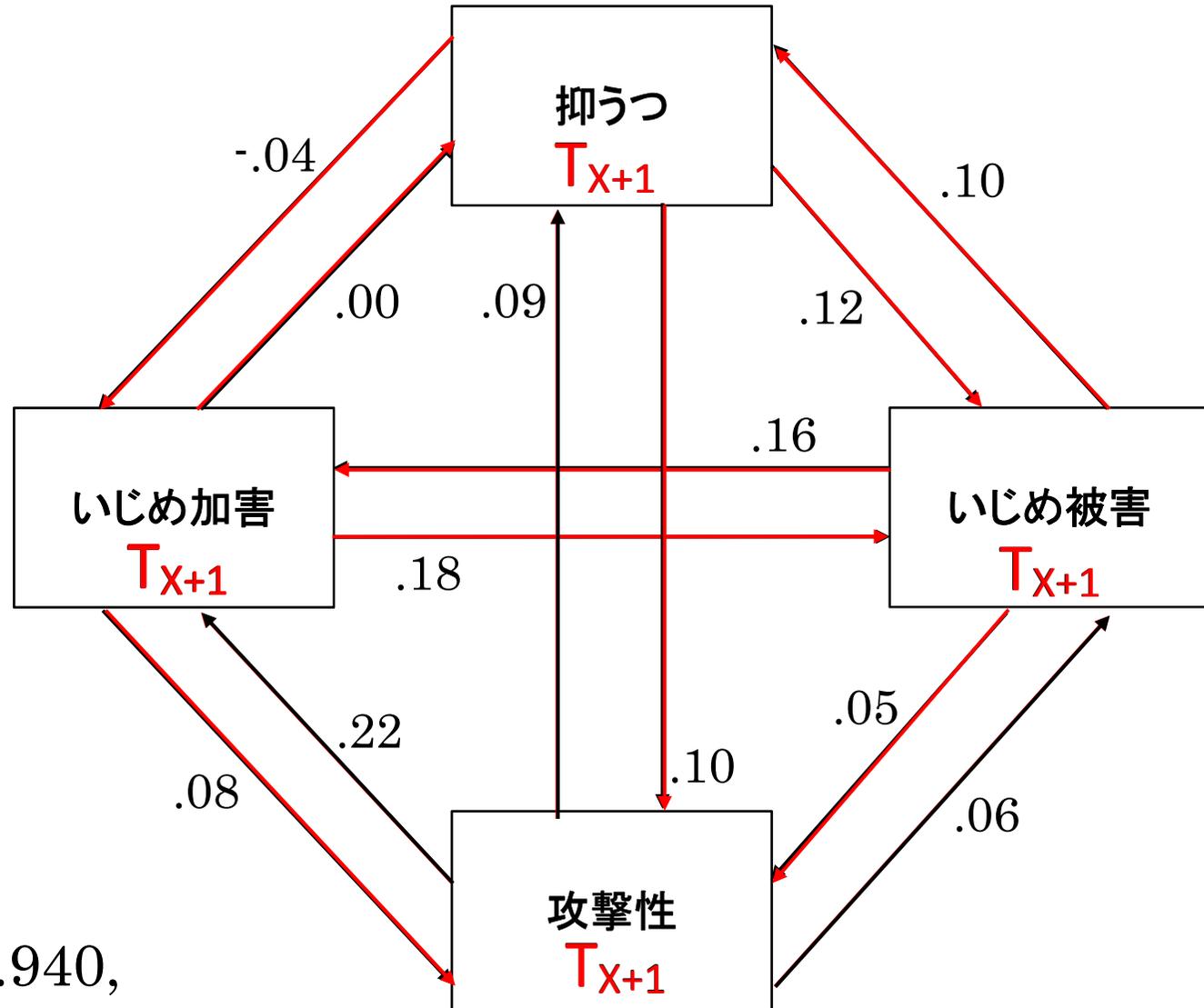
同時効果モデル  
simultaneous effects  
model



# 結果:同時効果モデル

## • 同一変数への効果( $T_x \rightarrow T_{x+1}$ )

- 加害: .339
- 被害: .342
- 抑うつ: .528
- 攻撃性: .553



適合度:

CFI=.961, TLI=.940,  
RMSEA=.031, SRMR=.042

# 考察

- 主要な結果と考察

- いじめ被害と加害の間には、双方向の因果関係

- 被害→加害: .03 / .16 (交差遅延 / 同時効果)

- 加害→被害: .04 / .18

- いじめは連鎖する(いじめるといじめられる, いじめるといじめられる)

- 同時効果での効果が大きい

- いじめ経験の効果を評定するには, 1年間のインターバルでは長すぎるのか?

- 交差遅延効果モデル – 交絡変数の影響: クラス替え, 担任教員の変更など ⇔ 半年間で, 被害児の1/3が入れ替わる(国立教育政策研究所, 2016)

- いじめの発生の一端は, クラス編成や担任など環境要因 ⇒ クラス人数が多いほど, 児童生徒の向社会的行動が減弱する(伊藤他, 印刷中)

# 考察

– 攻撃性といじめ加害の間には、双方向の因果関係

➤ 攻撃性→加害：.16／.22（交差遅延／同時効果）

➤ 加害→攻撃性：.04／.08

■ 攻撃性の影響が強い⇒いじめ連鎖への予防は、児童生徒の攻撃性の減弱が重要

■ 男子で攻撃性が強い（伊藤他, 2010）⇒男子の方がいじめ経験率が高い（e.g., 村山他, 2015; Zwierzynska et al., 2013）

– 抑うつといじめ被害の間には、双方向の因果関係

➤ 被害→抑うつ：.04／.10（交差遅延／同時効果）

➤ 抑うつ→被害：.06／.12

■ 抑うつ状態にある児童生徒ほど、いじめ被害リスクが高い（Hodges & Perry, 1999）⇒ストレス生成仮説（Hammen, 1991; 2006）

■ 教師・SC：抑うつが強い児童生徒への対応が重要

## 考察：限界と今後

- 調査のインターバルが1年間
  - 同じクラス内でも、いじめは連鎖するの？
- いじめ経験の測定
  - 本研究：自己評価（妥当に測定できているの？）
  - ノミネーション方式（クラス内の児童生徒がいじめ被害を受けている／いじめ加害を行っている他児をリストアップする）
- いじめ／いじめ連鎖の発生を促す環境要因の検証
  - 学校／クラスの要因（クラスサイズ，習慣など），教師（性別，年齢，パーソナリティ，指導方針など），地域社会
  - 環境要因の影響を明らかにすることで，いじめ予防対策を図ることが可能

第59回教育心理学会自主シンポジウム話題提供

# 性別違和感が友人関係困難 および抑うつに及ぼす効果の 縦断的検討

名古屋学芸大学ヒューマンケア学部

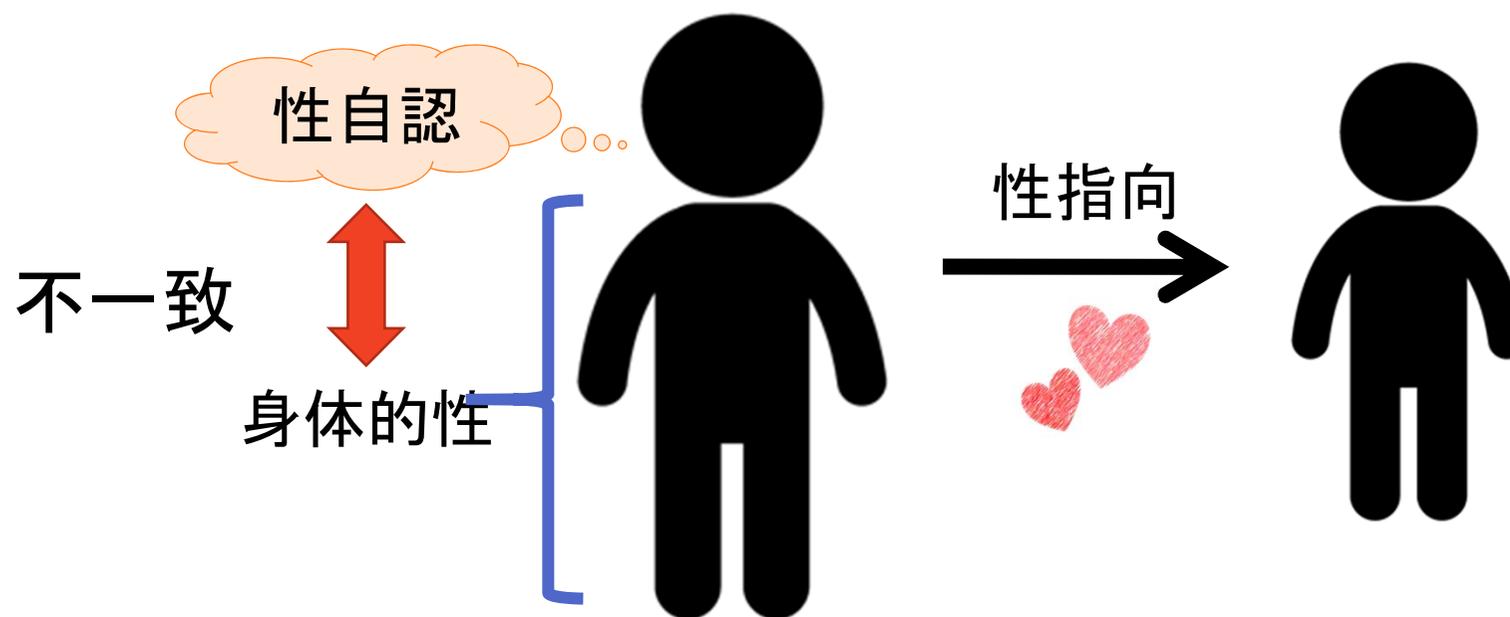
浜田 恵

2017年 10月 8日

# 性別違和感 Gender nonconformity

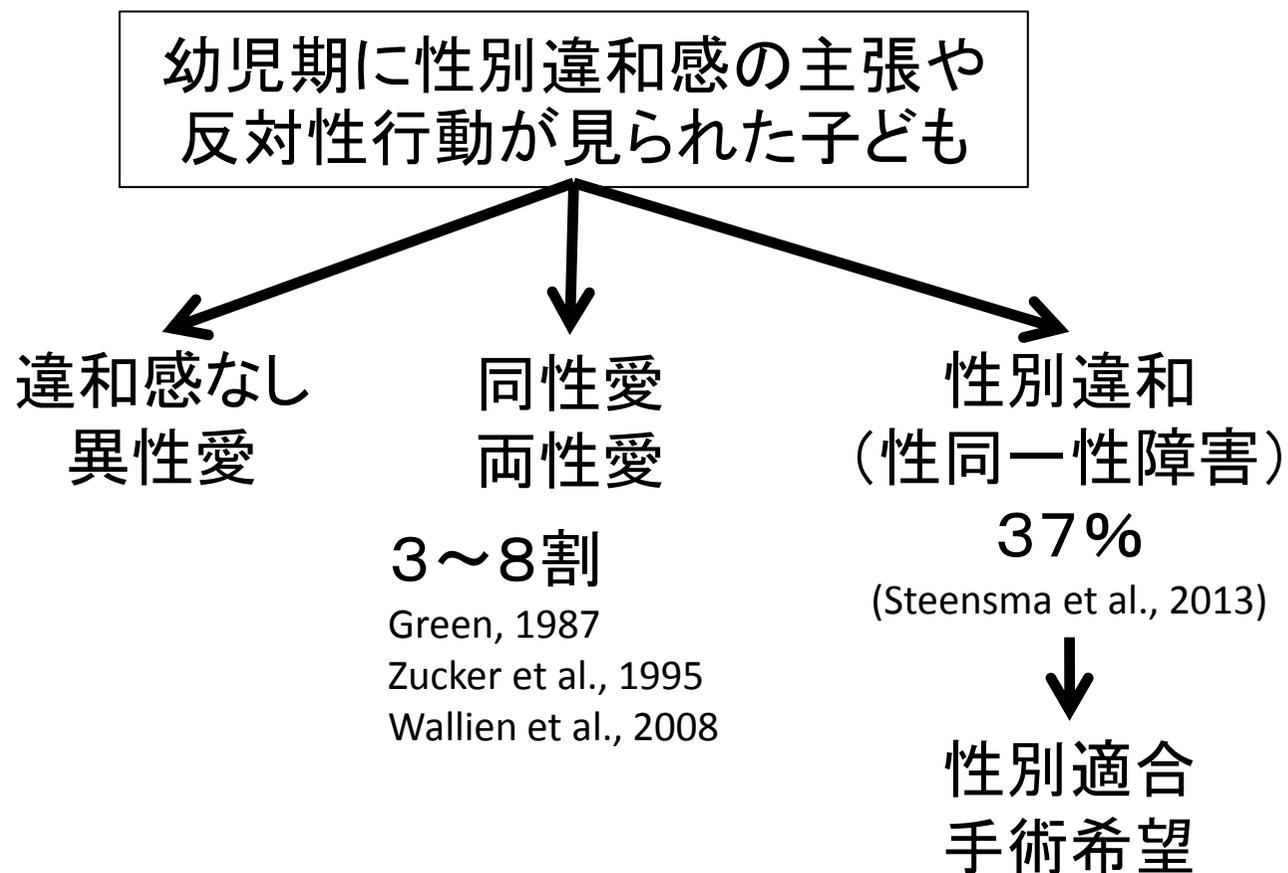
性別違和 (Gender Dysphoria)

個人が経験している性 (性自認) と割り当てられた性 (身体的性) の不一致と、それによる苦痛によって特徴づけられる診断名



性別違和感 = 個人が経験している性 (性自認) と割り当てられた性 (身体的性) との不一致の感覚

# 子どもの性別違和感の特徴



子どもの性別違和感は成長につれて6割が消失

(Wallien et al., 2008)

# 臨床群に見られる性別違和感の揺らぎ

中核群  
辺縁群

臨床群には、性別違和感が確固たる強さで継続する者と、曖昧になる者が存在すると考えられる

ただし、自殺念慮や自傷行為などの率からして、どちらが重症・軽症とは言えない(中塚ら、2004)

## ● 臨床群の追跡研究(Steensma et al., 2013)

**対象** 児童期(12歳未満)に性別違和のために受診した者のうち、

青年期(15歳以上)にフォローアップした者127人(身体的男性79名、女性48名)

**結果** 性別違和感が持続している者は47名 → 63%が消失

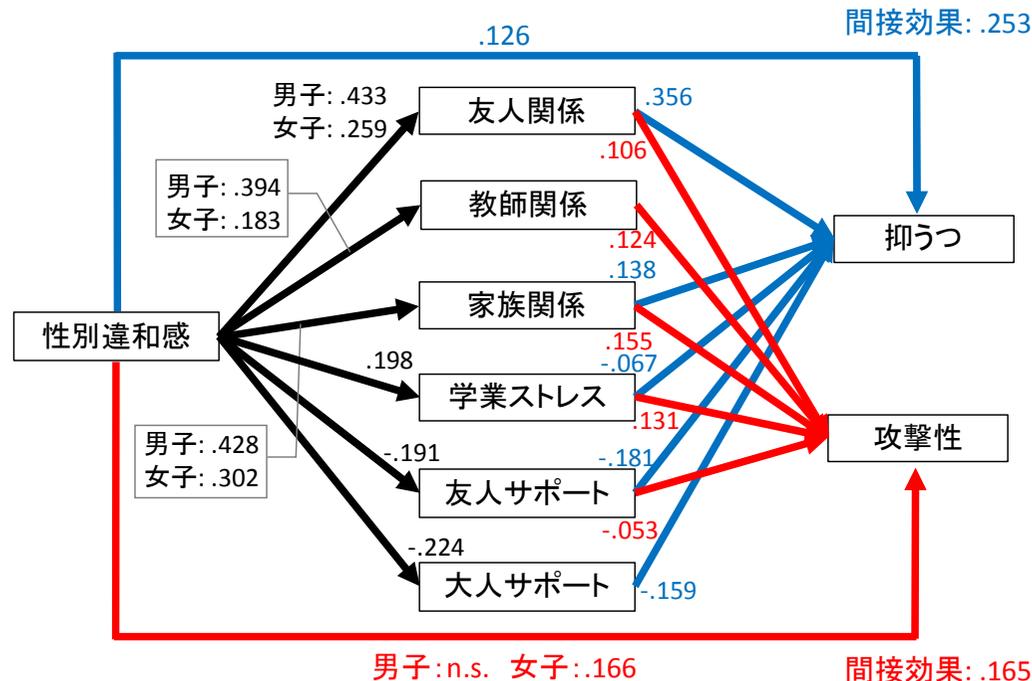
一般的に、子どもの性別違和感はどの程度  
持続する／揺らぐものなのか？

# 性別違和感と対人関係、メンタルヘルスの関連

- ◆ 周囲からの拒絶的対応の経験頻度が性別違和感とwell-beingの関連を媒介する (Baams et al., 2013)
- ◆ 友人関係
  - クラスメイトなど仲間から拒否される傾向が高い (Wallien et al., 2010, Cohen-Kettenis et al., 2003)
  - 周囲の大人(親、教師、地域住民)や同級生から拒絶的な対応を経験しやすい (Grossman & D'Augelli, 2006)
- ◆ いじめ被害経験
  - 性別違和感を示す青年(13~20歳)は、示さない青年よりもいじめ被害の経験頻度が高い (Shiffman et al., 2016)
  - 性別違和感を示す10~30代の半数以上が小学校から高校の時に、言葉による暴力、無視、仲間外れを経験 (いのちリスペクト。ホワイトリボンキャンペーン、2014)

# 性別違和感と対人関係、メンタルヘルスの関連

横断調査の結果(浜田、2016 第27回発達心理学会)



性別違和感は継続的に対人関係およびメンタルヘルスに影響を与えるのか？

# 本研究の目的

縦断調査を実施することによって

- ① 性別違和感の揺らぎ(安定性)の程度をとらえること
- ② 性別違和感が友人関係を媒介し、メンタルヘルスに影響を与えるというモデルが縦断的にも見られるのか、検討すること

一般群(非臨床群)による量的データの検討によって、性別違和感の一般的傾向を示したい。

# 対象者

調査実施 小学校4年生～中学校3年生  
分析対象 2007年度～2012年度入学者のうち、  
2年分以上のデータがある者

入学 年度	男子	女子	合計	2014		2015		2016	
				学年	n	学年	n	学年	n
2007	493	434	927	中2	905	中3	893		
2008	467	465	932	中1	912	中2	897	中3	897
2009	523	445	968	小6	925	中1	910	中2	907
2010	440	490	930	小5	880	小6	882	中1	848
2011	479	434	913	小4	887	小5	885	小6	894
2012	459	470	929			小4	889	小5	900
合計	2861	2738	5599		4509		5356		4446

# 実施項目と基礎統計量

## 分析対象の尺度

- 性別違和感尺度(浜田ら、2016)  
8項目4件法(8~32点)
- 友人関係 4項目3件法(0~8点)
- 抑うつ:DSRS-C短縮版 9項目3件法(0~18点)

### 性別違和感尺度項目

1. 自分が今の性(男子/女子)であることがいやだと思う。
2. 自分はまちがった性別に生まれてきたのではないかと思う。
3. 自分の今のからだをいやだと感じる。
4. 同性の友達が好んでするような遊びや活動に加わりたくないと思う。
5. 自分のことを男子だと思う
6. 自分のことを女子だと思う。
7. 自分が男子なのか女子なのか、わからないと思うことがある。
8. 今の自分のからだが大人として成長していくことをいやだと感じる。

表 調査年度ごとの各変数の平均値と標準偏差

	2014年度	2015年度	2016年度
性別違和感	10.05(3.05)	10.11(3.02)	9.99(3.00)
友人関係	2.38(1.67)	2.30(1.65)	2.10(1.59)
抑うつ	4.48(3.08)	4.53(3.08)	4.81(3.29)

# 各変数間の相関

		2014年度			2015年度			2016年度		
		違和感	友人	抑うつ	違和感	友人	抑うつ	違和感	友人	抑うつ
性別 (男子0、女子1)		.213	.079	-.079	.237	.051	-.084	.246	.061	-.069
年齢		-.042	-.087	.121	-.009	-.067	.104	-.004	-.099	.003
20 14	性別違和感	-								
	友人関係	.316	-							
	抑うつ	.410	.521	-						
20 15	性別違和感	.603	.254	.342	-					
	友人関係	.253	.543	.400	.327	-				
	抑うつ	.298	.373	.618	.404	.533	-			
20 16	性別違和感	.486	.206	.318	.628	.256	.326	-		
	友人関係	.233	.459	.393	.287	.567	.453	.345	-	
	抑うつ	.282	.316	.534	.344	.400	.638	.429	.579	-

# 分析1：時点間相関

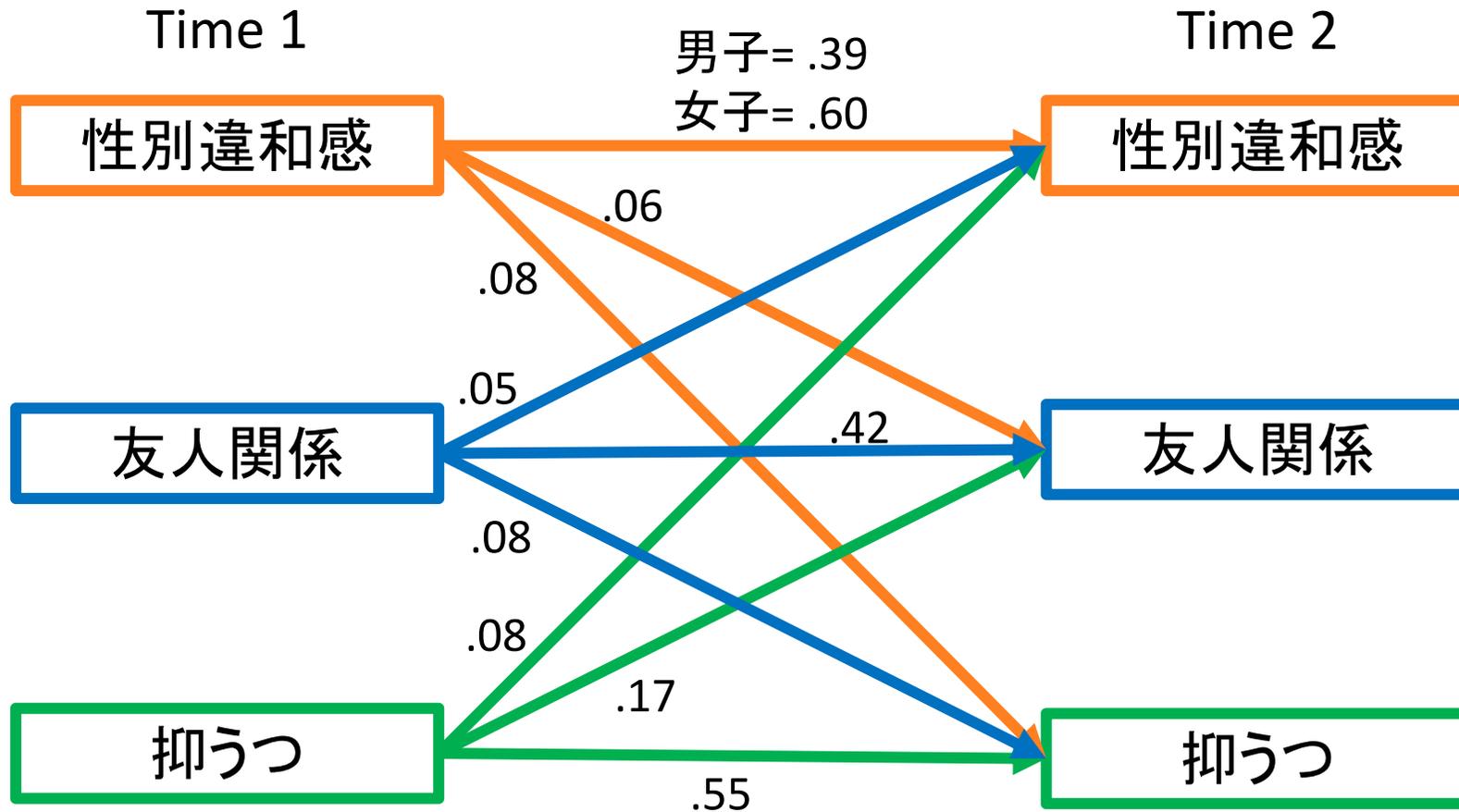
1回目調査時点と2回目(翌年)調査時点の各変数の相関係数  
(Pearsonの相関係数)

	性別違和感		友人関係	抑うつ	ASD 特性	学力
	男子	女子				
小4-小5	.508	.560	.488	.555	.771	.854
小5-小6	.410	.611	.533	.602	.762	.875
小6-中1	.406	.626	.529	.593	.735	.880
中1-中2	.432	.712	.545	.640	.744	.893
中2-中3	.505	.712	.599	.658	.760	.927

- どの学年でも中程度の正の相関
- 学年の上昇につれて、相関係数は高くなる傾向
- 抑うつの変動と同程度の相関。

# 結果：交差遅延効果モデル

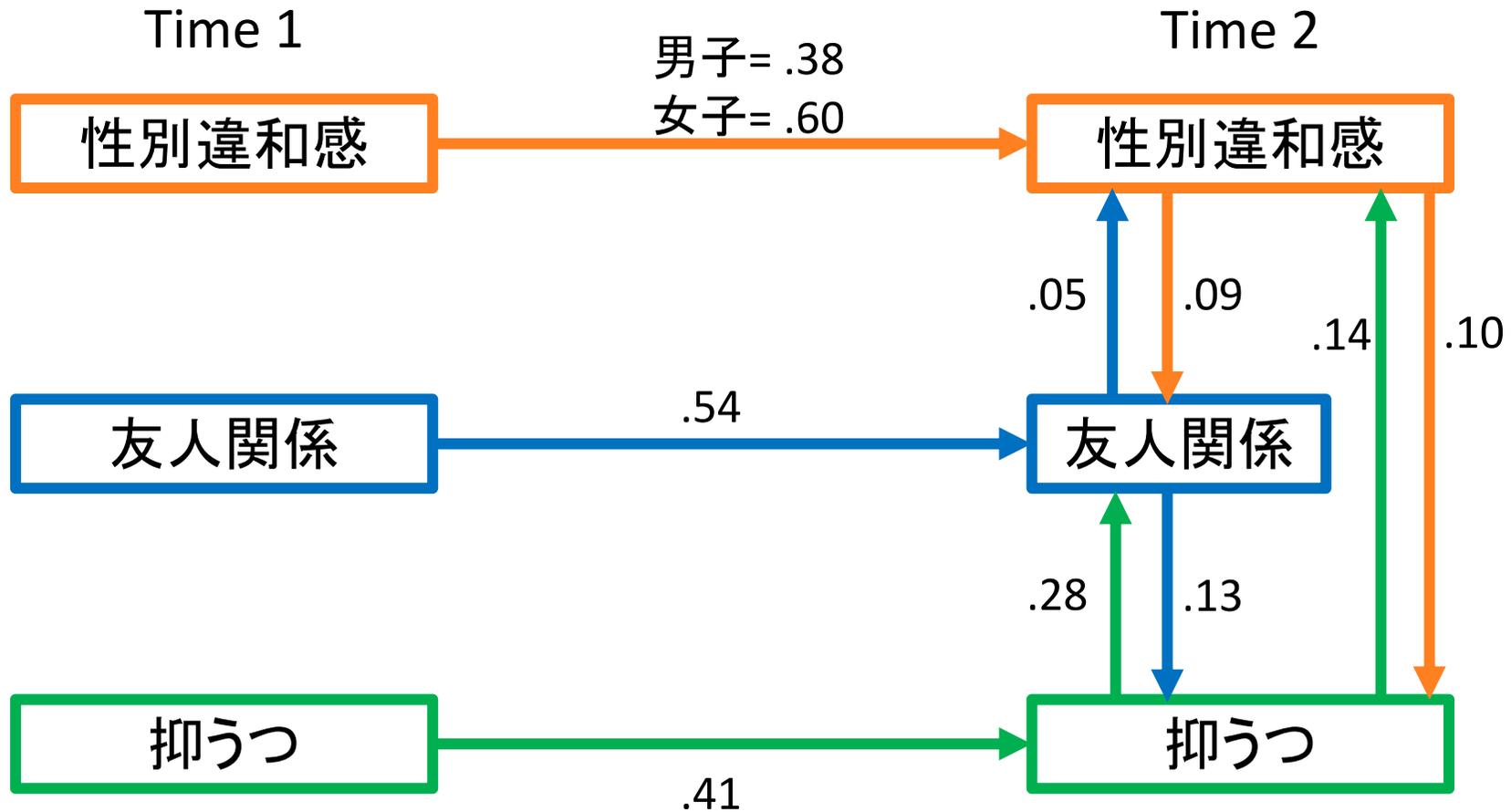
CFI=.982  
RMSEA=.050  
SRMR=.028



- Time1(前年)の性別違和感はTime2(翌年)の抑うつ・友人関係に弱い正の効果が見られた
- それと同程度に、Time1の抑うつ・友人関係は、Time2の性別違和感を強める効果が見られた

# 結果：同時効果モデル

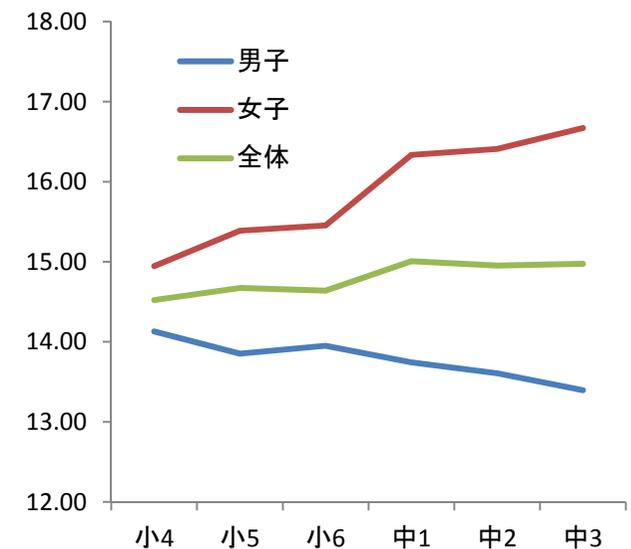
CFI=.982  
RMSEA=.043  
SRMR=.030



- 交差遅延効果モデルと同様の傾向が見られた。
- 抑うつ、友人関係からも性別違和感を強める効果が見られた。

# 考察

- 性別違和感の揺らぎ
  - 女子は、一貫して上昇（小4-小5=.560～中2-中3=.712）
  - 男子は、一定しない（.508, .410, .406, .432, .505）
- ✓ 固定されたものではなく、**変動する余地の大きい（揺らぐ）もの**であることが示唆された。
- ✓ 臨床群の追跡研究（Steensma et al., 2013）と同様の傾向：性別違和で受診した臨床群のうち、女子は男子よりも性別違和感が持続していた。
- ✓ 性別違和感尺度の平均値は、学年が上がるごとに女子は増加、男子は減少という傾向が見られた（浜田、2016）が、**安定の程度は男女で異なる**ことが示唆された。



# 考察

## ● 性別違和感の影響

性別違和感から友人関係や抑うつに正の効果が見られた。

- ✓ 性別違和感による友人関係の困難や抑うつの高まりの影響が、1年の間隔をあけても見られたことは、継続的な支援の必要性を示唆するものである。

一方で、友人関係や抑うつから性別違和感にも正の効果が見られた。

# 考察

- 友人関係や抑うつから性別違和感に対する正の効果
  - ✓ 性別違和感は必ずしも固定的ではなく、友人関係ストレスや抑うつによる(性)同一性の混乱が起こる可能性がある。
  - ✓ ASD特性による友人関係の困難と性別違和感の関連を示した調査研究 (Strang, 2014) や事例 (館農ら、2011; 伊藤ら、2013)
  - ✓ Yunger et al.(2004) の縦断研究 (n=106) との一致とずれ
    - 抑うつ → 1年後の性の一致のプレッシャー
    - 抑うつ → 1年後の性の満足感 (いずれも女子)
  - ✓ 佐々木(2017)の臨床群に対する調査 (n=386)
    - 周囲の受容 → ジェンダー・アイデンティティを高める

# 就学前の発達障害特性による 児童・青年期の心理社会的 不適応の発達の軌跡の予測

---

浜松医科大学子ども心の発達研究センター

伊藤大幸



# 発達障害

---

- 脳の非定型的な発達に起因する適応の問題
  - 注意欠如多動性障害 (ADHD)
    - 多動・衝動性
    - 不注意
  - 自閉症スペクトラム障害 (ASD)
    - 対人社会性とコミュニケーションの困難
    - 興味・行動の限局 (こだわり)
  - 発達性協調運動障害 (DCD)
    - 微細運動の困難
    - 粗大運動の困難

# 発達障害と適応

---

- 発達障害は様々な心理社会的不適応のリスクを高める
  - ADHD
    - 学業不振 (Barkley et al., 2006)
    - 外在化問題 (怒り、反抗、攻撃、非行など; Young, 2008)
  - ASD
    - 友人関係問題 (孤立、いじめ被害; Maiano et al., 2016)
    - 内在化問題 (不安、抑うつ、自傷行為など; Kim et al., 2000)
  - DCD
    - 学業不振 (Iversen et al., 2005)
    - 友人関係問題 (Poulsen et al., 2008)

# 未解決の問題

---

- 個々の発達障害特性と不適応の関連
  - 発達障害のスペクトラムモデル
    - 診断基準を満たすか否かにかかわらず、発達障害の症状の程度（発達障害特性）には連続的な個人差がある
    - 発達障害の各診断カテゴリには、いずれも複数の発達障害特性の次元が含まれる
  - 先行研究の多くは、「診断」の有無を独立変数としており、個々の「特性」と結果変数の関連は不明確
  - この問題は、診断ではなく、個々人の行動特性に基づく個別支援計画の策定において非常に重要

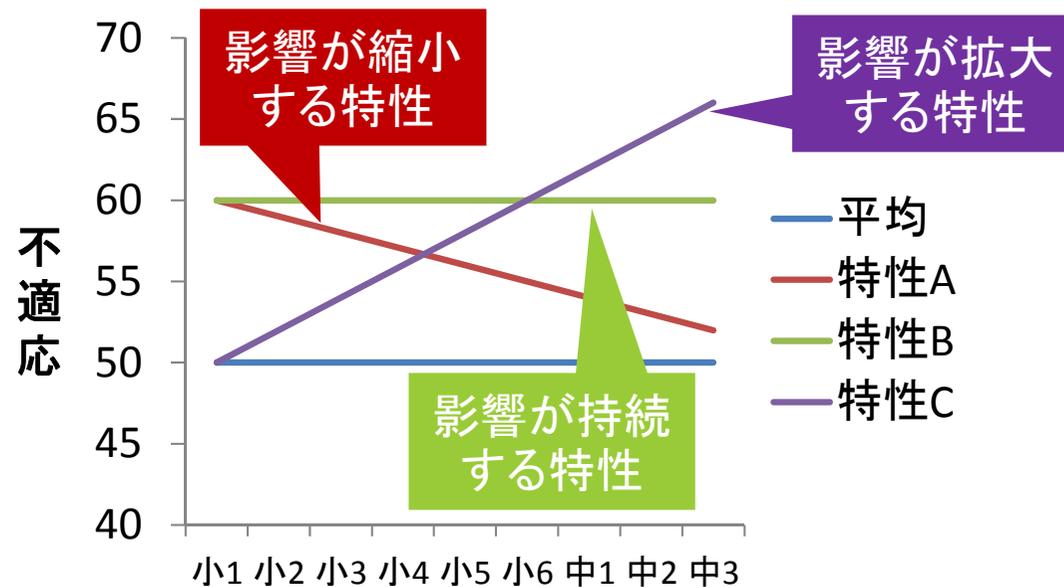
# 未解決の問題

---

- 障害特性の合併による**疑似相関**
  - 発達障害は併存率が高い (Grzadzinski et al., 2011; Gadow et al., 2006; Green et al., 2006)
    - 特性ベースでの相関は、ADHD特性とASD特性で $r=.53$ 、ADHD特性とDCD特性で $r=.44$ 、ASD特性とDCD特性で $r=.39$
    - 発症メカニズムの共通性を示唆 (Holtmann et al., 2007)
  - 大部分の先行研究は、単一の診断カテゴリのみを扱っているため、併存する他の発達障害による疑似相関を排除できていない
    - ADHDが友人関係問題や内在化問題と関連？ (Pliszka, 2000)
    - ASDが学業不振や外在化問題と関連？ (Estes et al., 2011)

# 未解決の問題

- 不適応の軌跡への影響
  - 効果的な介入のためには、発達障害特性が不適応の「軌跡」に及ぼす影響を明らかにすることが重要



# 未解決の問題

---

- 不適応の軌跡への影響
  - 縦断研究の報告は複数あるが (Breslau et al., 2009)、不適応の軌跡への影響を検討した先行研究は少ない
    - ADHD児の攻撃性は6年生(小6)から9年生(中3)にかけて、定型発達児に近づく (Kofler et al., 2015)
    - ASD児者は、6歳から24歳にかけて、定型発達児者に比べ、高いレベルの内在化問題を維持する (Gotham et al., 2015)
    - ASD児者は、9歳から18歳にかけて、定型発達児者に比べ、高いレベルの苛立ちを維持し、社会的ひきこもりの程度は拡大する (Anderson et al., 2011)

# 本研究

---

- 診断の有無ではなく個々の**発達障害特性**を扱う
- 幼少期に顕在化する代表的な発達障害特性の影響を**包括的に評価**する
  - ADHD特性：多動・衝動性、不注意
  - ASD特性：社会性困難、言葉の遅れ、こだわり
  - DCD特性：微細運動困難、粗大運動困難
- 不適応の**軌跡**への影響を検討する
  - 幼児期に評価された発達障害特性が、就学後（小1～中3）の不適応の軌跡に及ぼす影響を検証

# 方法

## ● 参加者

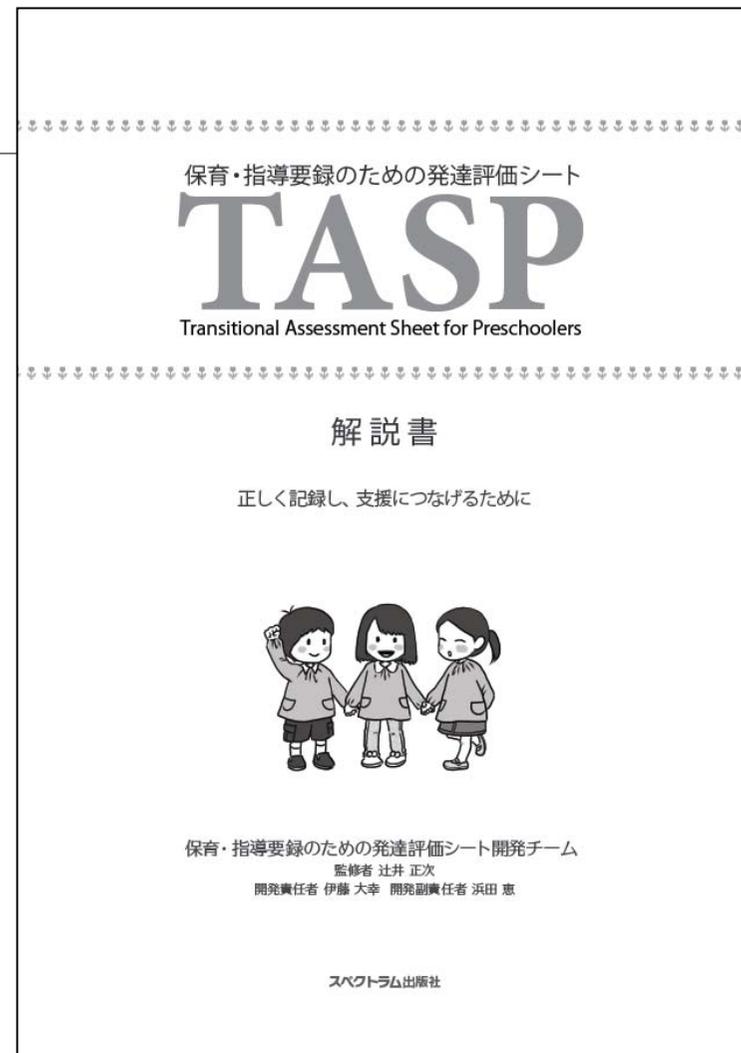
- 単一市内の全ての保育所・小中学校で2007年度から2016年度にかけて10年間の縦断調査を実施
- 結果変数(就学後の不適応)は2011年度からの6年間のみ調査
- 9つの学年コホートの計3717名が参加
- 参加率はほぼ100%(転校以外の脱落はほぼなし)

入学 年度	保育園			小学校						中学校		
	男子	女子	合計	1年	2年	3年	4年	5年	6年	1年	2年	3年
2008	198	182	380				367	365	365	352	364	368
2009	208	189	397			386	386	384	376	374	375	
2010	156	184	340		333	330	329	325	324	313		
2011	234	200	434	414	422	408	418	418	418			
2012	238	213	451	444	436	424	426	424				
2013	211	216	427	419	409	411	411					
2014	221	237	458	453	403	405						
2015	207	180	387	386	377							
2016	235	208	443	443								
合計	1908	1809	3717	2559	2380	2364	2337	1916	1483	1039	739	368

# 方法

## ● 尺度

- 就学前の発達障害特性:TASP (Transitional Assessment Sheet for Preschoolers; 辻井・伊藤・浜田, 2017)
- 発表者らの研究グループが開発
  - 国内で初めての保育士評定による体系的な発達評価尺度(全35項目)
  - ADHD、ASD、DCDの特性を包括的に評価できる
- 年長の2月に担任保育士が評定



# 方法

---

## ● 尺度

### ○ TASPの構成と項目例

- ここでは発達障害特性が高いほど得点が高くなるように得点化

領域	項目例
ADHD特性(多動・不注意関連特性)	
多動・衝動性	大きな声を出さない、思いとおりにならなくても我慢ができる
不注意	整理・整頓ができる、指示を何回か言わなくても理解できる
ASD特性(対人社会性関連特性)	
社会性困難	他児の動きを見て行動が取れる、年齢相応の友達関係がある
言葉の遅れ	名前を呼べば振り向く、オウム返しの応答がない
こだわり	場所や物へのこだわりがない、新しい場面・状況にすぐに慣れる
DCD特性(運動関連特性)	
微細運動困難	はさみを上手に使う、字を書ける
粗大運動困難	動きがスムーズである、けんけんをして跳ぶ

# 方法

---

## ● 尺度

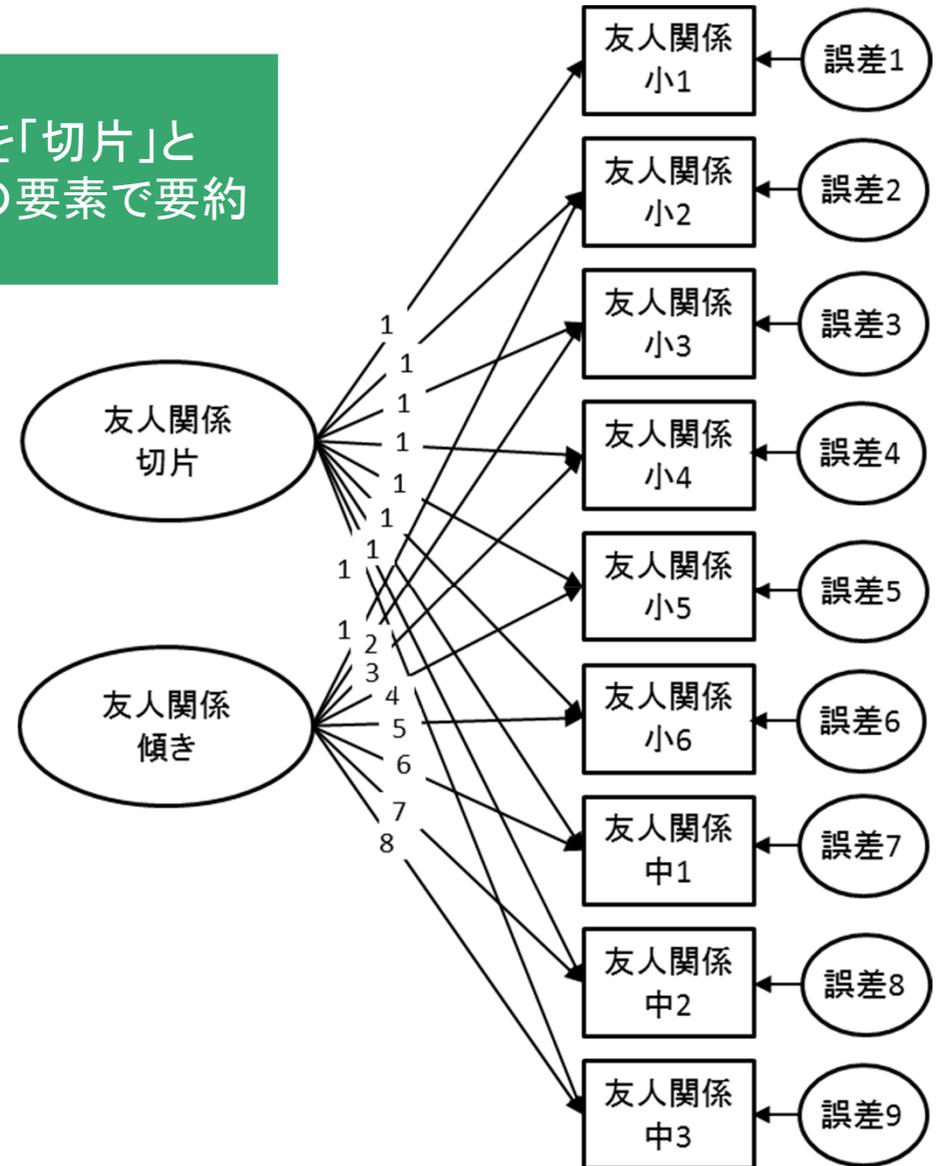
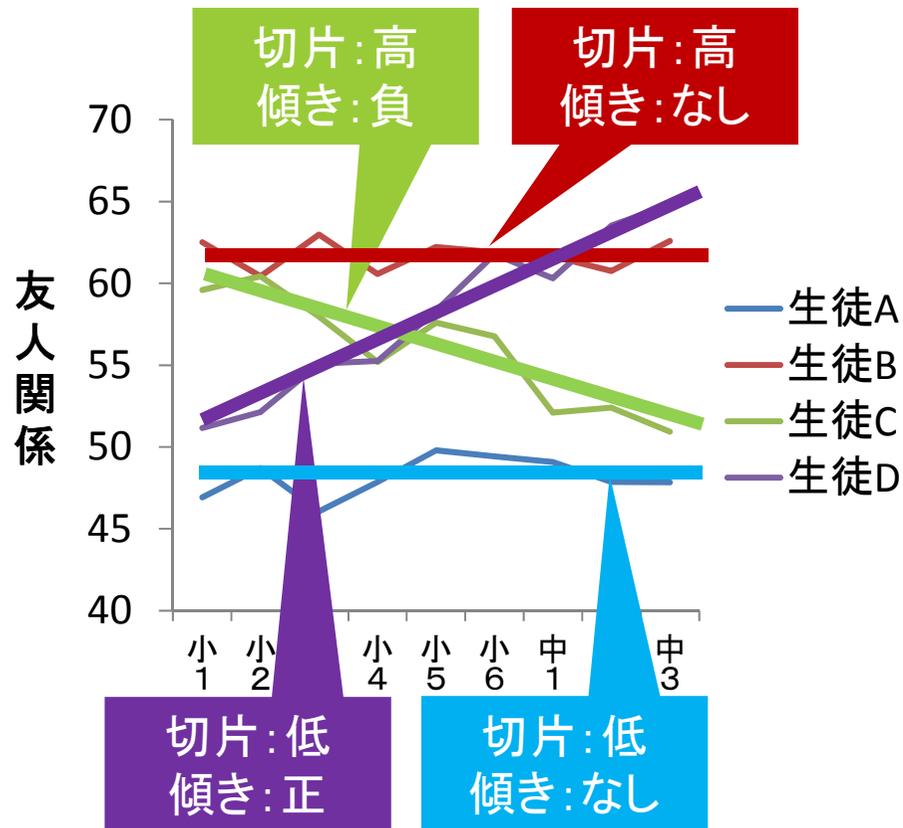
- 就学後の不適応
  - 学業成績: 教研式NRT (Norm Referenced Test )
    - 国語・算数の得点(偏差値)の平均値を分析に使用
    - 小2～中3の5月に実施(小1は実施せず)
  - 情緒・行動的問題: SDQ (Strength and Difficulties Questionnaire) 教師評定フォーム (Goodman, 1997)
    - 国際的に広く利用される情緒・行動的問題の質問紙尺度(全25項目)
    - 友人関係問題、情緒的症狀(内在化問題)、素行問題(外在化問題)の3下位尺度を分析に使用
    - 小1～中3の9月に担任教師が評定

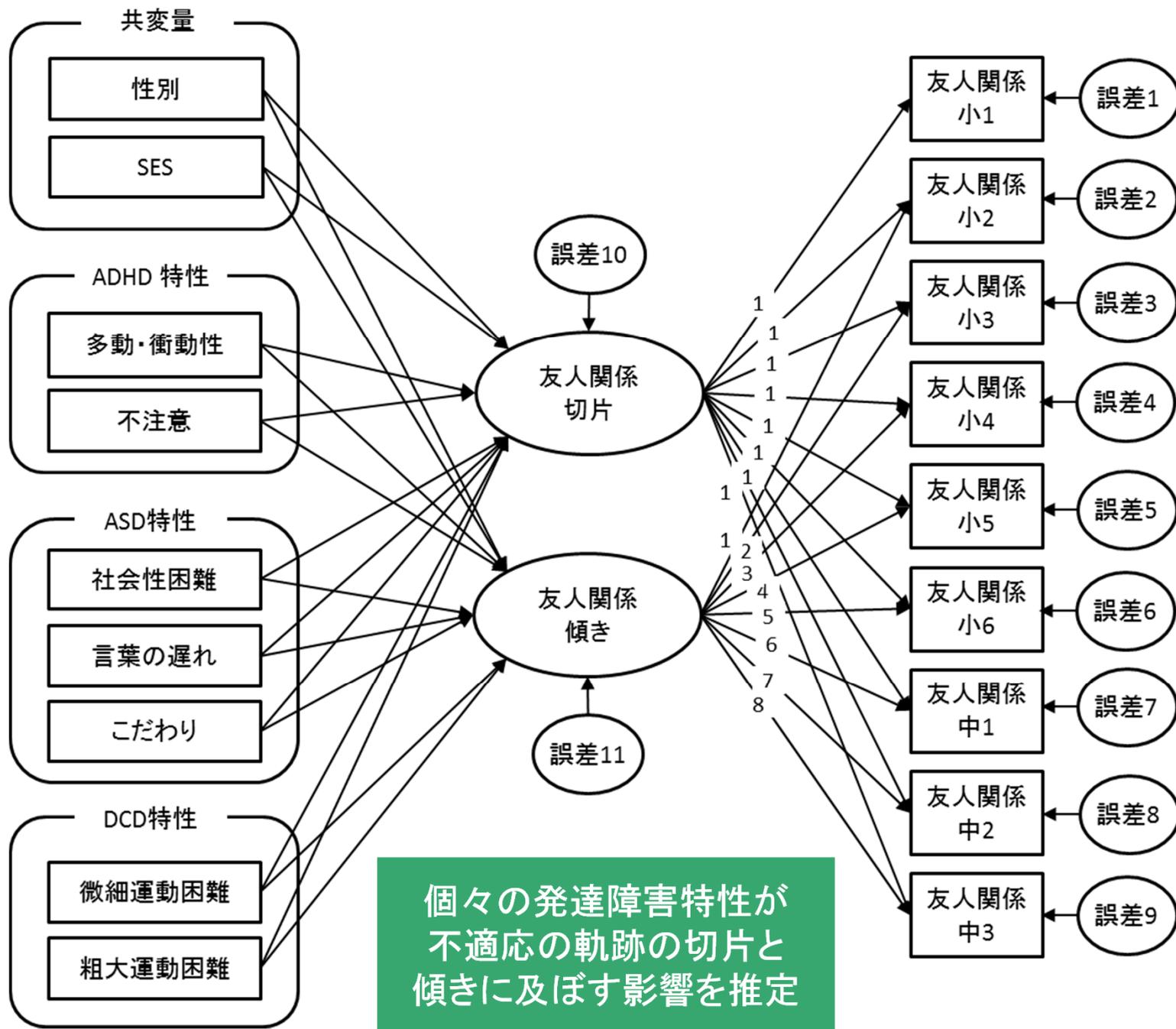
# 方法

軌跡の個人差を「切片」と「傾き」という2つの要素で要約

## ● 分析

### ○ 潜在成長モデル





# 方法

---

- 分析

- プログラム

- Mplus 7.31

- 推定法

- ロバスト最尤法 (MLR)

- 前処理

- 解釈を容易にするため独立変数は全て標準化 (z得点化)

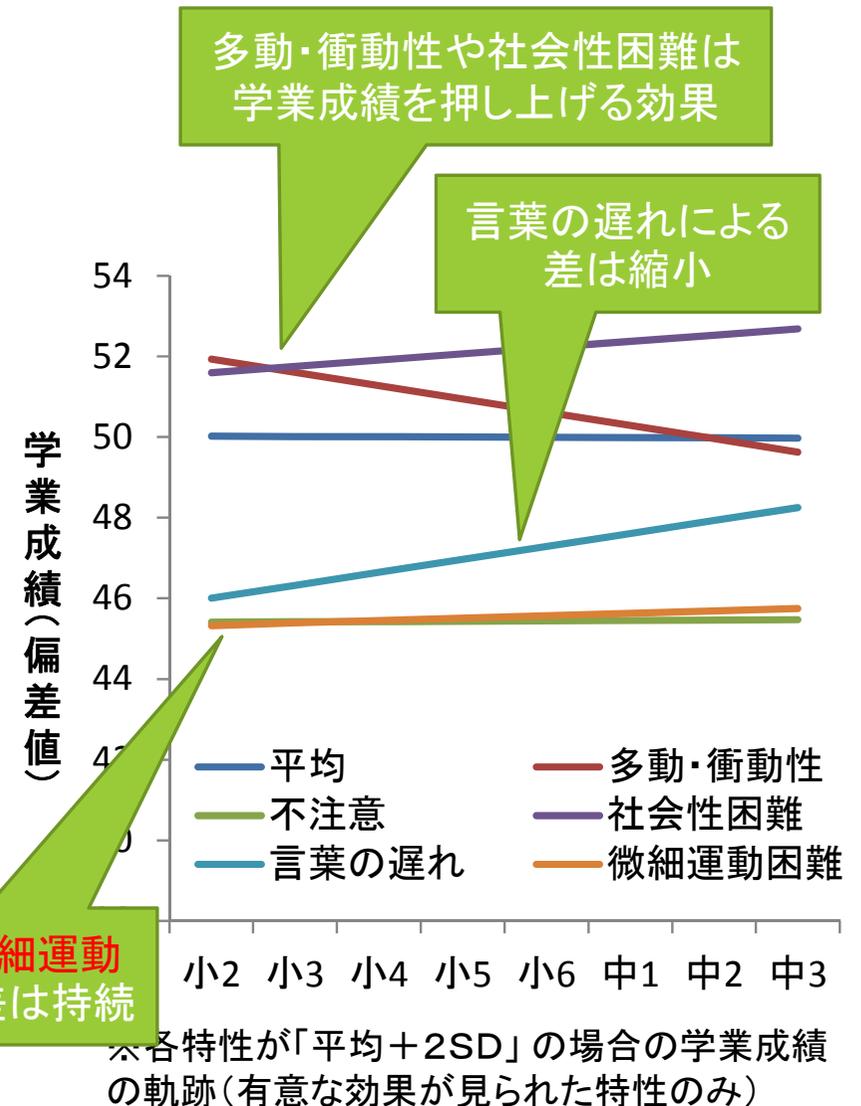
- 従属変数は全学年をプールした平均値とSDで偏差値化

# 結果

## ● 学業成績

	学業成績					
	切片			傾き		
	B	$\beta$	p	B	$\beta$	p
性別	-1.400	-.074	<.001	-.091	-.050	.200
SES	2.964	.317	<.001	.100	.110	.002
多動・衝動性	.955	.101	<.001	-.161	-.176	.003
不注意	-2.309	-.244	<.001	.008	.008	.890
社会性困難	.788	.083	.017	.081	.089	.220
言葉の遅れ	-2.010	-.212	<.001	.164	.179	.003
こだわり	.409	.043	.105	.012	.013	.806
微細運動困難	-2.350	-.248	<.001	.034	.037	.460
粗大運動困難	-.051	-.005	.824	-.011	-.012	.809
R <sup>2</sup>	.344		<.001			

$\chi^2(84)=710.9, p<.001$   
 CFI=.978, RMSEA=.048, S



# 考察

---

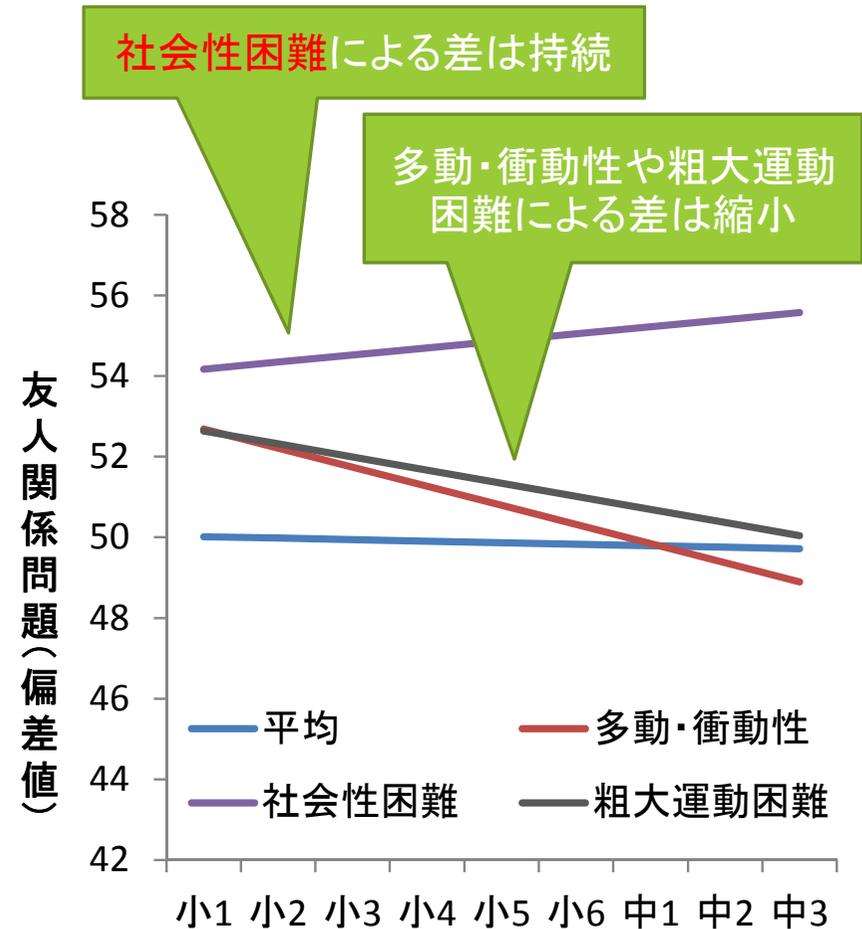
- 学業成績に關与する特性
  - **不注意**(持続)
    - 授業やテストへの集中が阻害されやすい
  - **微細運動困難**(持続)
    - 書字の習得の遅れや流暢性の低さが持続的に影響
  - **言葉の遅れ**(縮小)
    - 就学当初は意思疎通に困難があるが、徐々に改善
  - **多動・衝動性**(促進)
    - バイタリティがプラスに働く(不注意を統制した場合)
  - **社会性困難**(促進)
    - 対人関係より学業に関心が向きやすいためか

# 結果

## ● 友人関係問題

	友人関係問題					
	切片			傾き		
	B	$\beta$	p	B	$\beta$	p
性別	.443	.041	.157	.037	.039	.660
SES	-.044	-.008	.762	-.050	-.105	.193
多動・衝動性	<b>1.336</b>	<b>.244</b>	<b>&lt;.001</b>	<b>-.219</b>	<b>-.460</b>	<b>&lt;.001</b>
不注意	-.162	-.029	.521	.100	.206	.132
社会性困難	<b>2.079</b>	<b>.380</b>	<b>&lt;.001</b>	.106	.223	.155
言葉の遅れ	.325	.060	.140	-.025	-.050	.697
こだわり	.256	.046	.250	.006	.010	.933
微細運動困難	-.377	-.069	.059	.056	.120	.293
粗大運動困難	<b>1.311</b>	<b>.240</b>	<b>&lt;.001</b>	<b>-.144</b>	<b>-.296</b>	<b>.006</b>
R <sup>2</sup>		.520	<.001		.141	.009

$\chi^2(97)=340.5, p<.001$   
CFI=.987, RMSEA=.028, SRMR=.048



※各特性が「平均+2SD」の場合の友人関係問題の軌跡(有意な効果が見られた特性のみ)

# 考察

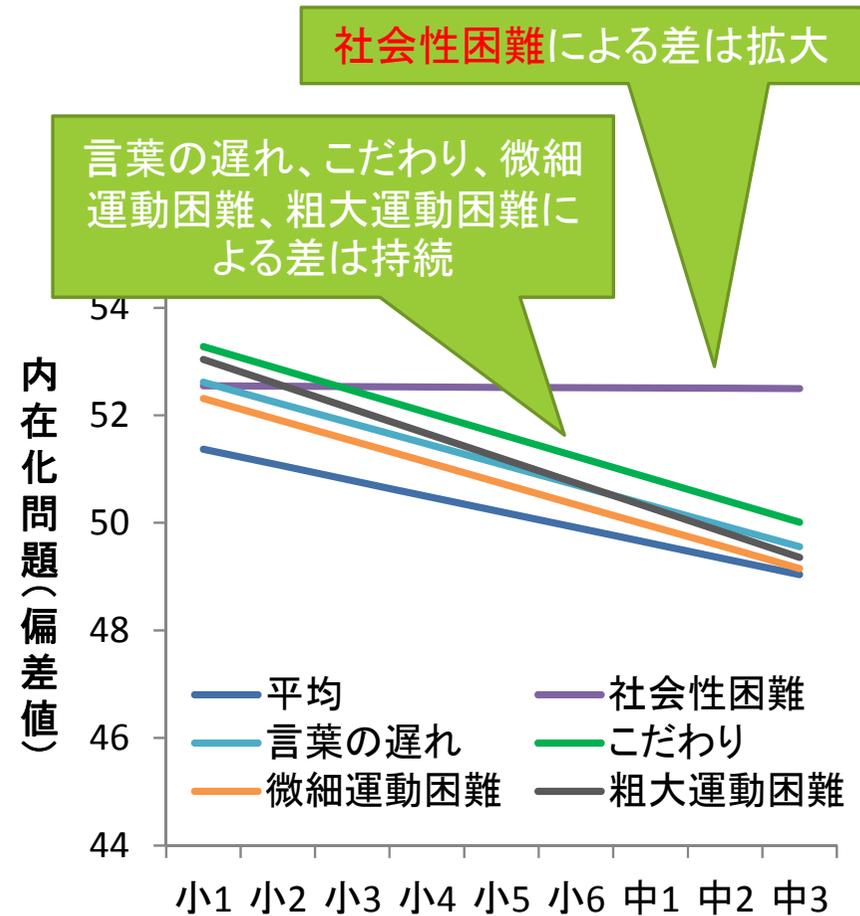
---

- 友人関係問題に関与する特性
  - **社会性困難**(持続)
    - 共感性や視点取得能力の低さが友人関係での孤立やいじめ被害をもたらす
  - **多動・衝動性**(縮小)
    - 多動・衝動性が最も顕在化する小学校低学年では友人関係に悪影響を及ぼすが、学年とともに改善する
  - **粗大運動困難**(縮小)
    - 学年が低いうちは、身体を使った遊び(鬼ごっこ、ドッジボールなど)が中心となるが、学年が上がると遊びの形態が多様化する(パズル、ゲーム、音楽など)

# 結果

## ● 内在化問題

	内在化問題					
	切片			傾き		
	B	$\beta$	p	B	$\beta$	p
性別	1.471	.130	<.001	-.026	-.017	.777
SES	-.311	-.055	.054	-.091	-.127	.025
多動・衝動性	.505	.090	.061	-.110	-.144	.103
不注意	-.343	-.061	.230	.078	.107	.256
社会性困難	<b>.590</b>	<b>.104</b>	<b>.049</b>	<b>.143</b>	<b>.192</b>	<b>.045</b>
言葉の遅れ	<b>.622</b>	<b>.111</b>	<b>.014</b>	-.045	-.059	.496
こだわり	<b>.953</b>	<b>.168</b>	<.001	-.058	-.082	.310
微細運動困難	<b>.473</b>	<b>.083</b>	<b>.047</b>	-.052	-.073	.351
粗大運動困難	<b>.836</b>	<b>.148</b>	<.001	-.084	-.110	.144
R <sup>2</sup>	.263 <.001			.041 .076		
$\chi^2(97)=231.9, p<.001$						
CFI=.992, RMSEA=.021, SRMR=.035						



※各特性が「平均+2SDの場合の内在化問題の軌跡(有意な効果が見られた特性のみ)」

# 考察

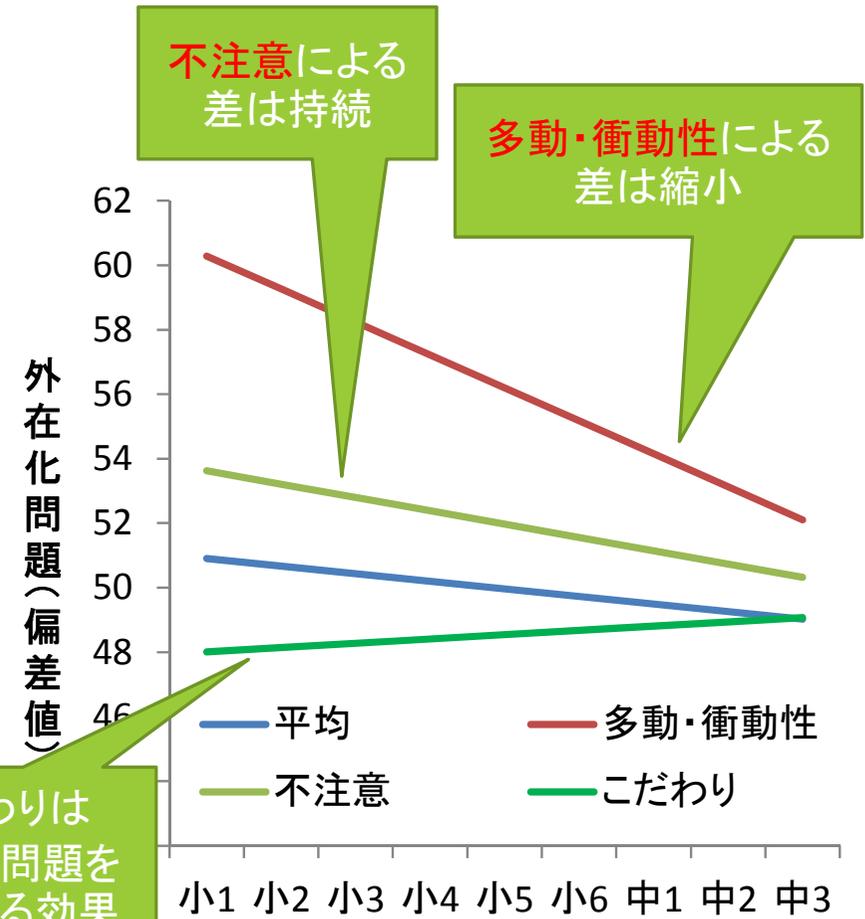
---

- 内在化問題に關与する特性
  - **社会性困難**(拡大)
    - 対人關係での孤立や被害經驗が内在化問題を悪化させる
  - 言葉の遅れ(維持)
    - 意思疎通の困難がストレスを生じさせるためか
  - こだわり(維持)
    - 新規な環境への順応(行事、クラス替えなど)が難しい
  - 微細運動困難(維持)
    - 学業ストレスを媒介して内在化問題につながる
  - 粗大運動困難(維持)
    - 友人關係での孤立を媒介して内在化問題につながる

# 結果

## ● 外在化問題

	外在化問題					
	切片			傾き		
	B	$\beta$	p	B	$\beta$	p
性別	-2.457	-.156	<.001	.216	.156	.013
SES	-.787	-.101	<.001	.032	.045	.416
多動・衝動性	<b>4.691</b>	<b>.595</b>	<b>&lt;.001</b>	<b>-.394</b>	<b>-.580</b>	<b>&lt;.001</b>
不注意	<b>1.358</b>	<b>.173</b>	<b>&lt;.001</b>	-.089	-.127	.183
社会性困難	-.133	-.017	.684	.013	.014	.895
言葉の遅れ	-.178	-.023	.473	.006	.008	.928
こだわり	<b>-1.447</b>	<b>-.184</b>	<b>&lt;.001</b>	<b>.184</b>	<b>.269</b>	<b>.002</b>
微細運動困難	-.512	-.066	.054	.095	.135	.091
粗大運動困難	.209	.027	.350	-.006	-.006	
R <sup>2</sup>	.474 <.001			.360		
$\chi^2(97)=238.2, p<.001$						
CFI=.993, RMSEA=.021, SRMR=.017						



※各特性が「平均+2SD」の場合の外在化問題の軌跡(有意な効果が見られた特性のみ)

# 考察

---

- 外在化問題に関与する特性

- **多動・衝動性**(縮小)

- 特に学年が低い段階では、怒りや衝動のコントロールの困難から、攻撃的な行動につながりやすい

- **不注意**(維持)

- 学業不振、忘れ物、話を聞けない、指示に従えないなどにより、親や教師から厳しい叱責や体罰を受ける経験が多いためか

- **こだわり**(抑制)

- 環境への順応性が高い子どもの方が外在化問題に関与するキャパシティがあるためか

# 結論

---

- 幼児期に評価された発達障害特性により、就学後の不適応が高い精度で予測可能
  - 様々な発達障害特性の中でも、不注意と社会性困難が適応に及ぼす影響はとりわけ大きい
  - 目につきやすい多動・衝動性の影響は、学年とともに縮小する(学業にはむしろプラスに作用)
  - 見過ごされやすい微細運動・粗大運動の困難は、学業や友人関係を介して内在化問題につながる
- こうした影響の多様性は、「診断」よりも「特性」に着目した介入の重要性を強く示唆している

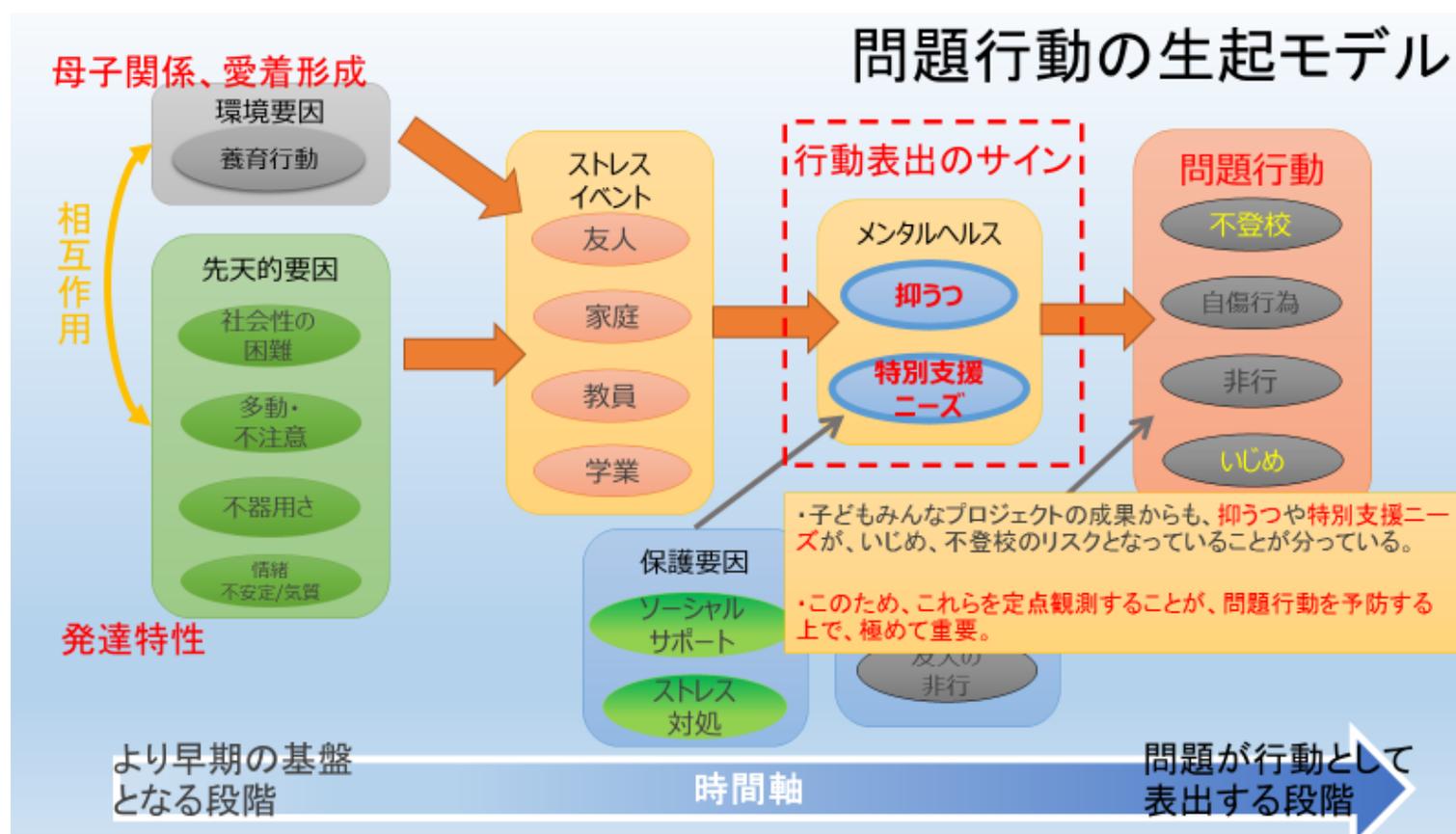
# 児童思春期のインターネット依存傾向の実態把握と保護・危険因子

弘前大学大学院医学研究科附属子どもこころの発達研究センター  
足立匡基

# 学校コホート調査 「心のサポートアンケート」

**目的：子どものメンタルヘルスを定点観測することで、不登校やいじめのリスクを明らかにする。**

- ・ 思春期にかけて増加する問題行動の早期発見を目的とする。
- ・ 現代の子どもの問題行動に対する保護因子・危険因子を明らかにする。
- ・ 調査結果は、教員・本人および保護者にフィードバックされ、学校運営や生徒指導、自らのメンタルヘルスチェックに役立てられる。



## 調査内容

### 児童生徒（学年により実施内容を選定）

- DSRS-C(抑うつ傾向), HAQ-C(攻撃性)
- 生活での出来事(ストレスイベント), 社会的スキル
- ソーシャル・サポート, 出来事への対処の仕方(コーピング:ストレスへの対処)
- インターネット依存症:YDQ(2016～)、Quality of Life: PedsQL:(2016～)

### 保護者

- ADHD特性: ADHD-RS, ASD特性: ASSQ, DCD特性: DCDO
- 子どもの生活適応: SDQ, 睡眠時間

## これまでの調査実績

2014年度	小学校(17校)3,836名	中学生(12校)2,131名	<u>計5,967名 (回収率98.1%)</u>
2015年度	小学校(36校)8,135名	中学校(17校)4,462名	<u>計12,597名 (回収率98.6%)</u>
2016年度	小学校(35校)7,912名	中学校(17校)4,483名	<u>計12,395名 (回収率98.6%)</u>

# 児童思春期におけるインターネット依存

○ 児童思春期におけるインターネット利用人口の劇的な増加が報告され始めたのは、20年近く前であり(Kandell, 1998)、インターネット利用人口の増加と使用年齢の低年齢化に伴い、児童思春期・青年期におけるインターネット依存の問題が取りざたされるようになった。

○ インターネット依存(Internet addiction)は、Young(1996)において初めて報告された概念である。Young(1996)は、当該論文において、アルコール依存や薬物依存と同様に、インターネットの病的使用(pathological use)により学業面・職業面に支障をきたす一群がいることを明らかにしている。

依存とメンタルヘルスの問題は、次スライドを参照

○ インターネット依存には以下の4つの構成要素が示されている(Block, 2008)。

- 1) 過剰使用とそれに伴う時間感覚の喪失
- 2) インターネットが使用できない状態に置かれた際に生じる、怒りや緊張もしくは抑うつなどの情緒的問題
- 3) インターネット使用耐性によって生じる使用時間の増加
- 4) 使用時間の増加などによって引き起こされる、交遊関係の悪化や社会的孤立、教育・雇用機会の喪失などのネガティブな影響

# インターネット依存者のメンタルヘルスの問題

**Table 2.** Analysis of variance for GHQ subscale scores in the three groups

GHQ scores	Total	Non-addicted <i>n</i> = 651 (A)	Possibly addicted <i>n</i> = 185 (B)	Addicted <i>n</i> = 17 (C)	F	<i>p</i> <sup>†</sup>
Total score	5.5 ± 5.4	4.3 ± 4.6	8.8 ± 6.0	12.9 ± 7.4	77.0	<0.001 <sup>‡</sup>
General illness	0.8 ± 1.0	0.7 ± 0.9	1.2 ± 1.2	2.1 ± 1.4	33.8	<0.001 <sup>‡</sup>
Somatic symptoms	1.1 ± 1.2	0.9 ± 1.1	1.7 ± 1.4	2.1 ± 1.6	38.3	<0.001 <sup>‡</sup>
Sleep disturbance	0.8 ± 1.1	0.7 ± 0.9	1.4 ± 1.3	1.8 ± 1.2	39.1	<0.001 <sup>‡</sup>
Social dysfunction	0.7 ± 1.0	0.6 ± 0.9	1.0 ± 1.3	1.4 ± 1.3	15.9	<0.001 <sup>‡</sup>
Anxiety and dysphoria	1.3 ± 1.6	1.0 ± 1.4	2.2 ± 1.7	2.8 ± 1.8	58.4	<0.001 <sup>‡</sup>
Suicidal depression	0.7 ± 1.4	0.5 ± 1.2	1.3 ± 1.8	2.8 ± 2.1	46.3	<0.001 <sup>‡,§</sup>

<sup>†</sup>Adjusted for multiple comparison.

<sup>‡</sup>The score of A is significantly lower than both that of B and C.

<sup>§</sup>The score of B is significantly lower than that of C.

GHQ, General Health Questionnaire.

Kawabe K, Horiuchi F, Ochi M, Oka Y, Ueno S. Internet addiction: Prevalence and relation with mental states in adolescents. *Psychiatry and clinical neurosciences*. 2016;70(9):405-12.

# インターネット依存の有病率

台湾で**19.8%** (Ko et al., 2005)、韓国で**13.8~20.3%** (Ha et al., 2006)、中国で**13.7%** (Tao et al., 2010)というきわめて高い数値が示されている。

わが国においては、10万を超える大規模調査から、中高生の**8.1%** (男子6.4%,女子9.9%)にインターネット依存が見られたことが報告されており(Morioka et al., 2016)、他のアジアの国々の状況に漏れず、わが国においてもインターネット依存とそれに関連して生じる行動的問題への対処は社会的関心事となっている。



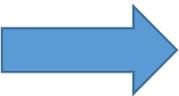
インターネット依存はアジアの国々においてより深刻な状況であると解釈される一方で、インターネット依存に関する測定方法が定まっておらず、各調査間でのばらつきが大きいことも、研究間における有病率の大きな違いを生んでいると推測される。

# インターネット依存の保護・危険因子

近年、いくつかの研究において、インターネット依存と発達的特性との関連についても指摘がされており、注意欠如多動症(Attention-deficit/hyperactivity disorder :ADHD)や自閉スペクトラム症(Autism Spectrum Disorder :ASD)がインターネット依存やインターネットの強迫的使用を促進する可能性があり(Finkenauer et al., 2012)、危険因子として注目を集めている。

例えば、Yoo et al. (2004)では、ADHDの不注意特性と多動-衝動性の両方がインターネット依存の危険因子となることが報告されており、またFinkenauer et al. (2012)においては、成人においてASD特性の高さが、インターネットの強迫的使用を予測することが示されている。また、これらの知見は、後続の研究においても支持されている(Romano, Osborne, Truzoli, & Reed, 2013)。

次スライドを参照



わが国における児童思春期におけるインターネット依存傾向を持つ者の年齢による推移、インターネット依存傾向と発達障害特性および内在化・外在化問題との関連を精査することを目的に研究を行った。

**Table 2**  
Comparison for study variables between students with or without Internet addiction for wave 1 and wave 2.

	Wave 1			Wave 2		
	Internet addiction n = 131	Non-Internet addiction n = 1022	p-Value for OR, $\chi^2$ , or t-statistics	Internet addiction n = 122	Non-Internet addiction n = 1031	p-Value for OR, $\chi^2$ , or t-statistics
Sex						
Female (reference)	53 (40.8%)	511 (50.2%)	.043*	47 (38.5%)	517 (50.4%)	.014**
Male	77 (59.2%)	507 (49.2%)	OR = 1.46	75 (61.5%)	509 (49.6%)	OR = 1.62
Grade						
Grade 3	29 (22.1%)	183 (17.2%)	.078	25 (20.5%)	188 (18.2%)	.748
Grade 5	21 (16.0%)	251 (24.6%)		26 (21.3%)	245 (23.9%)	
Grade 8	81 (61.9%)	587 (58.2%)		71 (58.2%)	598 (59.9%)	
<i>Student report</i>						
ADHD-related symptoms (SNAP-IV)						
Inattention	12.12 (6.08)	6.34 (4.73)	<.001***	13.28 (5.95)	6.99 (4.46)	<.001***
Hyperactivity/impulsivity	7.72 (6.52)	3.26 (3.97)	<.001***	8.91 (7.04)	3.74 (4.15)	<.001***
ODD	9.29 (5.89)	4.43 (4.42)	<.001***	10.33 (6.44)	4.95 (4.37)	<.001***
CIAS (total score)	72.79 (8.3)	41.37 (11.75)	<.001***	72.5 (8.34)	43.58 (11.24)	<.001***
Duration of Internet and computer use	12.03 (11.69)	5.31 (6.69)	<.001***	11.39 (11.65)	5.21 (6.25)	<.001***
Parents' parenting style (PBI)						
Affection and Care	36.14 (4.59)	37.75 (4.8)	<.001***	36.57 (4.44)	37.97 (4.57)	.002**
Protection	36.63 (4.78)	36.42 (4.39)	.612	35.77 (4.8)	36.29 (4.4)	.231
Family APGAR total score	5.84 (3.17)	7.24 (2.95)	<.001***	6.6 (3.06)	7.11 (2.97)	.070
School and social adjustment (SAICA)						
Academic performance	2.19 (0.99)	1.73 (0.8)	<.001***	2.15 (0.97)	1.73 (0.81)	<.001***
School attitude and interaction	2.11 (0.75)	1.60 (0.55)	<.001***	1.98 (0.60)	1.64 (0.56)	<.001***
School social problems	1.72 (0.62)	1.30 (0.38)	<.001***	1.70 (0.56)	1.33 (0.39)	<.001***
Peer interactions	1.76 (0.75)	1.42 (0.53)	<.001***	1.71 (0.66)	1.43 (0.56)	<.001***
Peer problems	1.64 (0.66)	1.30 (0.44)	<.001***	1.72 (0.66)	1.31 (0.42)	<.001***
<i>Parents' report</i>						
Autistic traits (AQ)	21.28 (12.08)	23.95 (10.59)	.008**	-	-	-
ADHD-related symptoms (SNAP-IV)						
Inattention	8.77 (5.59)	6.44 (4.89)	<.001***	8.16 (5.02)	6.05 (4.63)	<.001***
Hyperactivity/impulsivity	5.45 (6.22)	3.29 (3.78)	<.001***	5.17 (5.03)	3.16 (3.67)	<.001***
ODD	6.43 (5.25)	4.62 (4.22)	.001**	5.62 (4.57)	4.38 (4.01)	.004**
Family APGAR	8.09 (2.22)	8.54 (2.16)	.051	7.6 (2.51)	8.55 (2.1)	<.001***
Parents' parenting style (PBI)						
Affection and care	38.59 (4.47)	39.68 (4.1)	.013*	38.54 (4.36)	39.38 (4.09)	.058
Protection	34.5 (3.15)	34.93 (3.31)	.212	34.61 (3.09)	34.86 (3.18)	.473
School and social adjustment (SAICA)						
Academic performance	1.98 (0.92)	1.66 (0.77)	<.001***	1.97 (0.90)	1.64 (0.78)	<.001***
School attitude and interaction	1.71 (0.61)	1.5 (0.49)	<.001***	1.59 (0.52)	1.45 (0.5)	.011*
School social problems	1.49 (0.51)	1.23 (0.31)	.129	1.32 (0.38)	1.21 (0.30)	<.001***
Peer interaction	1.89 (0.60)	1.8 (0.56)	<.001***	1.87 (0.58)	1.76 (0.56)	.006**
Peer problem	1.33 (0.37)	1.17 (0.25)	<.001***	1.24 (0.32)	1.15 (0.23)	<.001***

Chen YL, Chen SH, Gau SS. ADHD and autistic traits, family function, parenting style, and social adjustment for Internet addiction among children and adolescents in Taiwan: a longitudinal study. *Research in developmental disabilities*. 2015;39:20-31.

インターネット依存群はそうでない群と比較して、自閉症特性、ADHD特性、行為障害の得点が有意に高い。

AQ, Autism Spectrum Quotient, CIAS, Chen Internet Addiction Scale, CHQ, Chinese Health Questionnaire; Family APGAR, Family Adaptation, Partnership, Growth, Affection, and Resolve; SAICA, Social Adjustment Instrument for Children and Adolescents, SNAP, Swanson, Nolan, and Pelham, OR, odds ratio.

\*  $p < 0.05$ .

\*\*  $p < 0.01$ .

\*\*\*  $p < 0.001$ .

# 方法

【調査対象者】 小学校35校、中学校17校に所属する8692名の小中学生(小学校4年生から中学校3年生)に調査を依頼したところ、8540名(男子=4382名、女子=4158)から回答を得た(回収率98.3%)。発達特性を含む分析は、保護者からも回答が得られた7438名(男子=3778名、女子=3660名)を分析の対象とした(回収率=85.6%)。

## 【インターネット依存の評価】

インターネット依存の評価にはYoung's Diagnostic Questionnaire (YDQ) を日本語訳したものを用いた(Young, 1998; Dowling et al., 2009)。

全8項目からなる質問紙であり、可能な得点範囲は、0-8点。

5項目以上に「はい」と回答した場合、

病的使用者 (pathological Internet users: **PIU**)と判断される。

3項目ないし4項目に「はい」と回答した場合、

不適切使用者 (maladaptive Internet users: **MIU**)と判断される。

すべて「いいえ」もしくは1つないし2つの項目に「はい」と回答した場合、

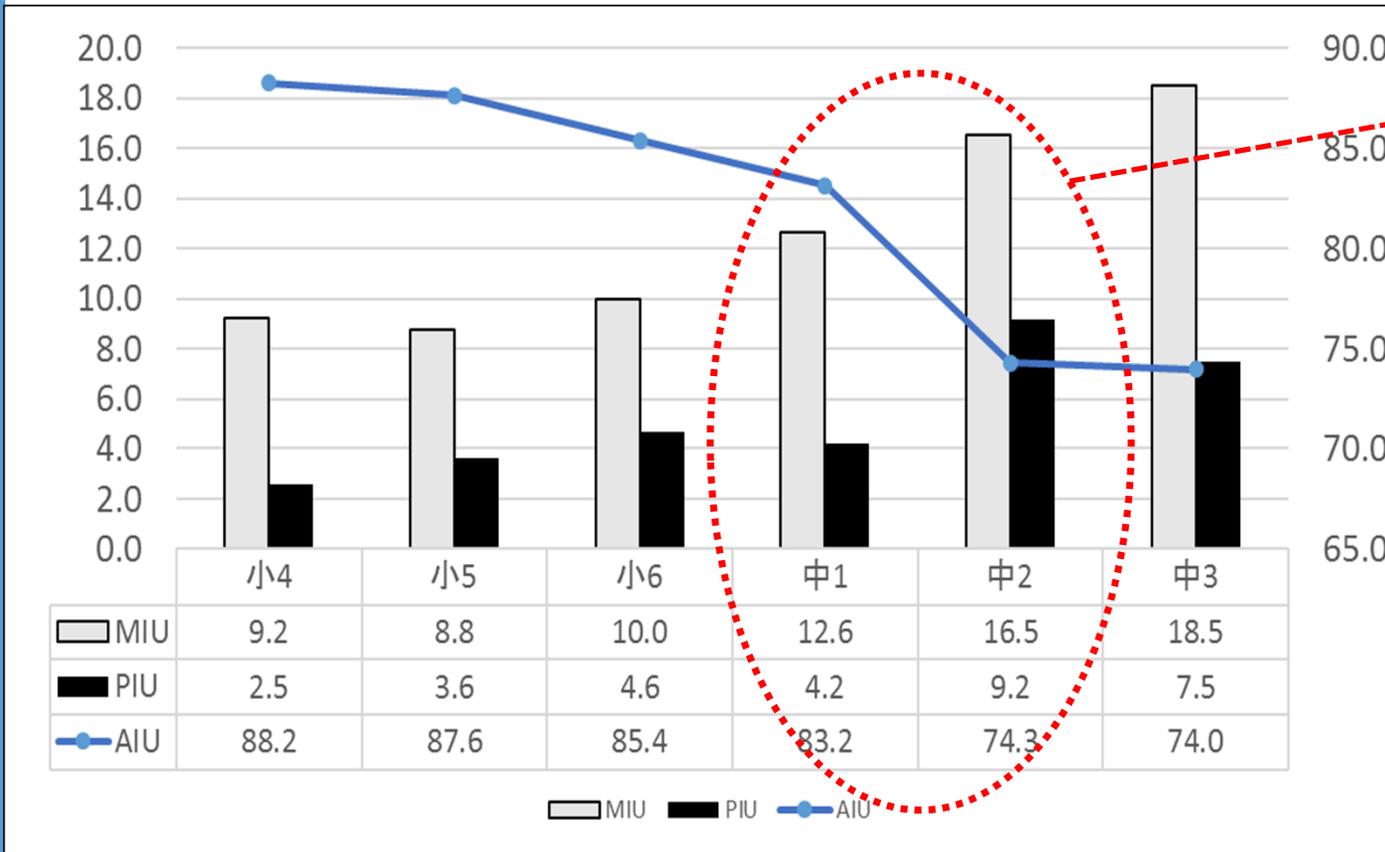
適切使用者 (adaptive Internet users: **AIU**)と判断される。

# 方法

## Young's Diagnostic Questionnaire (YDQ)

1	インターネットを利用していない時も、インターネットのことを考えてしまう	はい	いいえ
2	ますます長時間インターネットを利用していないと満足できなくなっている	はい	いいえ
3	インターネットの利用時間を減らそうとしても、失敗してしまう	はい	いいえ
4	インターネットを利用していないと、落ち着かなくなったり、憂うつになったり、落ち込んだり、いらいらしたりする	はい	いいえ
5	もともと予定していたより長時間インターネットを利用してしまふ	はい	いいえ
6	インターネットの利用が原因で家族や友人との関係が悪化している	はい	いいえ
7	インターネットを利用している時間や熱中している程度について、ごまかしたりウソをついたことがある	はい	いいえ
8	落ち込んだり不安やストレスを感じたとき、それから逃げるためや気晴らしにインターネットを利用している	はい	いいえ

Two-way ANOVA (Sex × Grade)  
 児童思春期におけるインターネット依存症



中1から中2にかけての増加要因の分析

**PIU**  
 小学生の3.6%、中学生の7.1%

**MIU**  
 小学生の9.3%、中学生の15.9%

Sex	Grade	Grade						Grade		Sex	
		4th	5th	6th	7th	8th	9th	F	p	F	p
male	Mean	1.1	1.0	1.0	1.0	1.5	1.6	83.6	<.001	.22	.64
	SD	.061	.061	.062	.057	.057	.055				
Female	Mean	.52	.73	1.0	1.3	1.8	1.7	83.6	<.001	.22	.64
	SD	.061	.061	.060	.060	.062	.057				

学年の主効果が有意であった  
 ( $F(5,8428) = 83.5, p < .001, \eta_p^2 = .047$ )

性別の主効果は有意ではなかった  
 ( $F(1,8428) = .21, p < .640, \eta_p^2 = .001$ )

# 国際比較、先行研究との比較

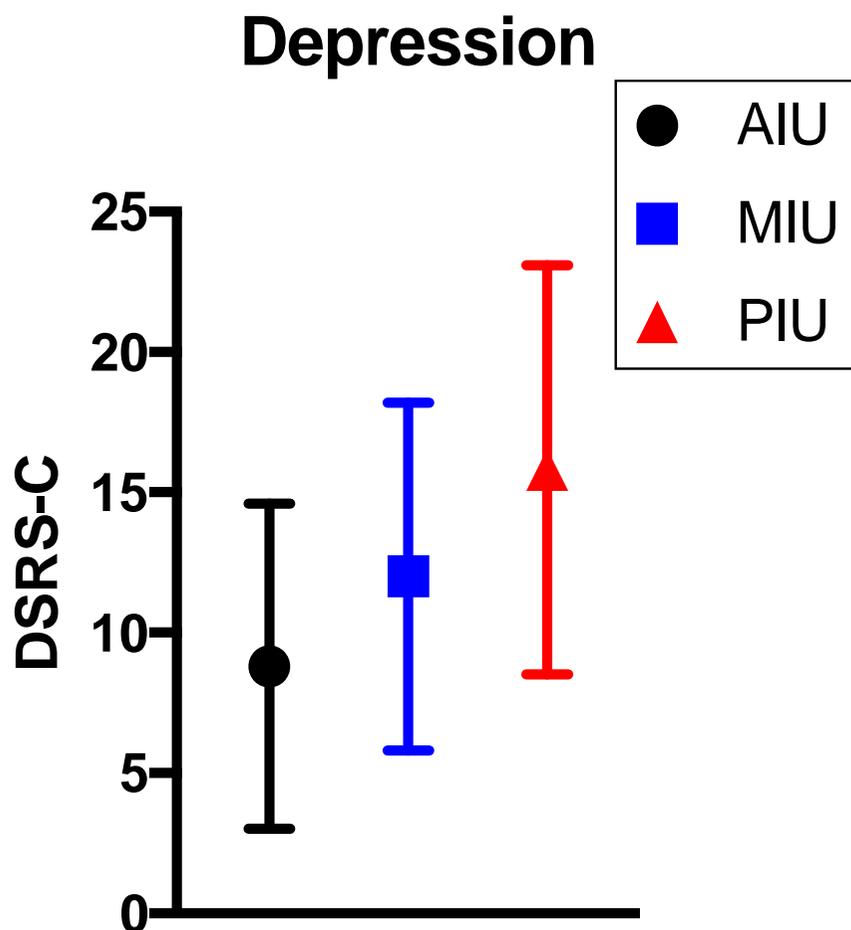
- これまでの研究からインターネット依存症の有病率は研究間で大きな違いがあることが示されており、方法論的な差異によって生じる際を最小に留めるため、**同様の尺度を使用した知見との比較が必要**である。
- 本研究と同様にYDQを使用したDunkee et al. (2016)では、平均年齢14.89歳(SD:0.87)のオーストラリア・エストニア・フランス・ドイツ・ハンガリー・アイルランド・イスラエル・イタリア・ルーマニア・スロベニア・スペイン・スウェーデンの男女11,931人に調査を実施したところ、**PIUが4.5%、MIUが13.4%**であったことを報告している。
- おなじく平均年齢15.43歳の中国の男女1552人を対象とした調査結果(Mei et al., 2016)では、**PIUが5.5%、MIUが16.8%**であったことが報告されている。
- 一方、わが国において中高生100,050人を対象に行った調査では(Morioka et al., 2016)、**PIUが8.1%**であったことが報告されており、より低年齢帯での調査である本研究の結果も加味し、先行研究と比較すると、**わが国のPIU/MIUの割合は他国に比べやや高い水準にあることが推測される。**

# PIUとAIUでのメンタルヘルスおよび発達特性の差の比較

	AIU	PIU	<i>F</i>	<i>p</i>	Effect size Middle $\eta_p^2$
DSRS-C 抑うつ	8.64(5.68)	15.77(7.21)	471.87	<.001	.073
HAQ-C 攻撃性	14.87(5.14)	19.92(6.06)	319.52	<.001	.051
ASSQ 自閉症特性	3.69(4.82)	6.24(6.89)	98.95	<.001	.016
ADHD-IA 不注意特性	3.34(3.98)	5.46(5.17)	120.17	<.001	.020
ADHD-HA 多動特性	1.10(2.07)	1.87(2.88)	71.06	<.001	.012

AIU: adaptive Internet users, PIU: pathological Internet users, DSRS-C: Birleson Depression Self-Rating Scale for Children, HAQ-C: Hostility-Aggression Questionnaire for Children, ASSQ: Autism Spectrum Screening Questionnaire, ADHD-IA: ADHD Rating Scale Inattention, ADHD-HA: ADHD

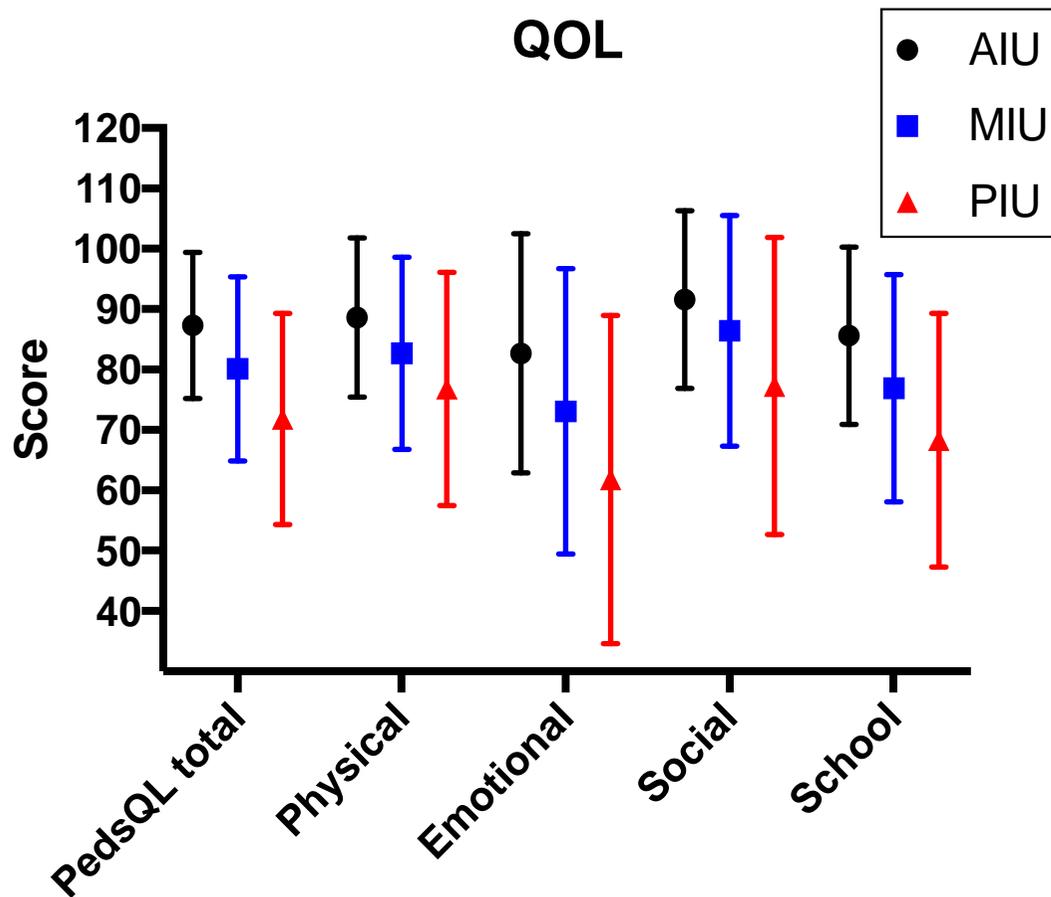
# YDQグループ間での抑うつ比較



- YDQグループ間でDSRS-Cのスコアを比較した結果全てのグループ間で有意差が認められた ( $p < .01$ )。
- 小学生と中学生を別に検討した場合においても、同様の傾向が認められた。
- インターネット依存傾向が強い児童生徒ほど、抑うつの程度が強くなることが示唆された。

図 YDQグループ間の抑うつ比較

# YDQグループ間での生活の質(QOL)の比較



- PedsQLの総得点並びに下位因子得点の全てにおいて、YDQグループ間で有意差が認められた ( $p < .01$ )。
- 小学生と中学生を別に検討した場合においても、同様の傾向が認められた。
- インターネット依存傾向が強い児童生徒ほど、全般的に生活の質(QOL)が低下していることが示唆される。

図 YDQグループ間のPedsQL得点比較

# Multiple regression analysis with YDQ as dependent variable

step		$R^2$	$\Delta R^2$	$b$ [95% CI]	$\beta$	$p$ value
0	Grade	.042	—	.194 [.172, .216]	.206	< .001
1	Grade	.069	0.027*	.209 [.187, .231]	.222	< .001
	ADHD-IA 不注意			.040 [.027, .053]	.104	< .001
	ASSQ 自閉症特性			.023 [.014, .033]	.075	< .001
	ADHD-HA 多動			.005 [-.019, .030]	.007	.680
2	Grade	.168	.099*	.169 [.148, .191]	.180	< .001
	DSRS-C 抑うつ			.092 [.080, .103]	.187	< .001
	HAQ-C 攻撃性			.064 [.057, .071]	.212	< .001
	ADHD-IA			.029 [.017, .042]	.076	< .001
	ASSQ			.006 [-.003, .014]	.018	.219
	ADHD-HA			.006 [-.018, .029]	.008	.629
3	Grade	.172	.004*	.158 [.136, .179]	.168	< .001
	DSRS_C			.091 [.080, .103]	.168	< .001
	HAQ_C			.064 [.057, .071]	.212	< .001
	parents regulation 保護者による制限			-.223 [-.301, -.145]	-.063	< .001
	ADHD-IA			.029 [.016, .041]	.075	< .001
	ASSQ			.006 [-.003, .014]	.018	.208
	ADHD-HA			.005 [-.018, .029]	.007	.653

ADHD-IA: ADHD Rating Scale Inattention, ASSQ: Autism Spectrum Screening Questionnaire, ADHD-HA: ADHD Rating Scale Hyper Activity, DSRS-C: Birlson Depression Self-Rating Scale for Children, HAQ-C: Hostility-Aggression Questionnaire for Children.

\*  $p < .001$

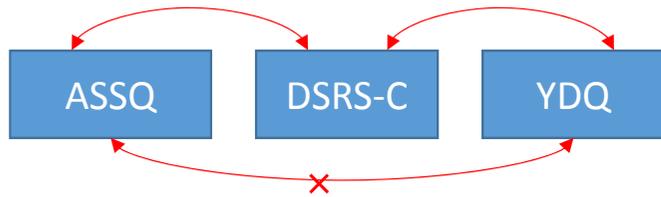
発達特性要因を投入

メンタルヘルス要因を投入

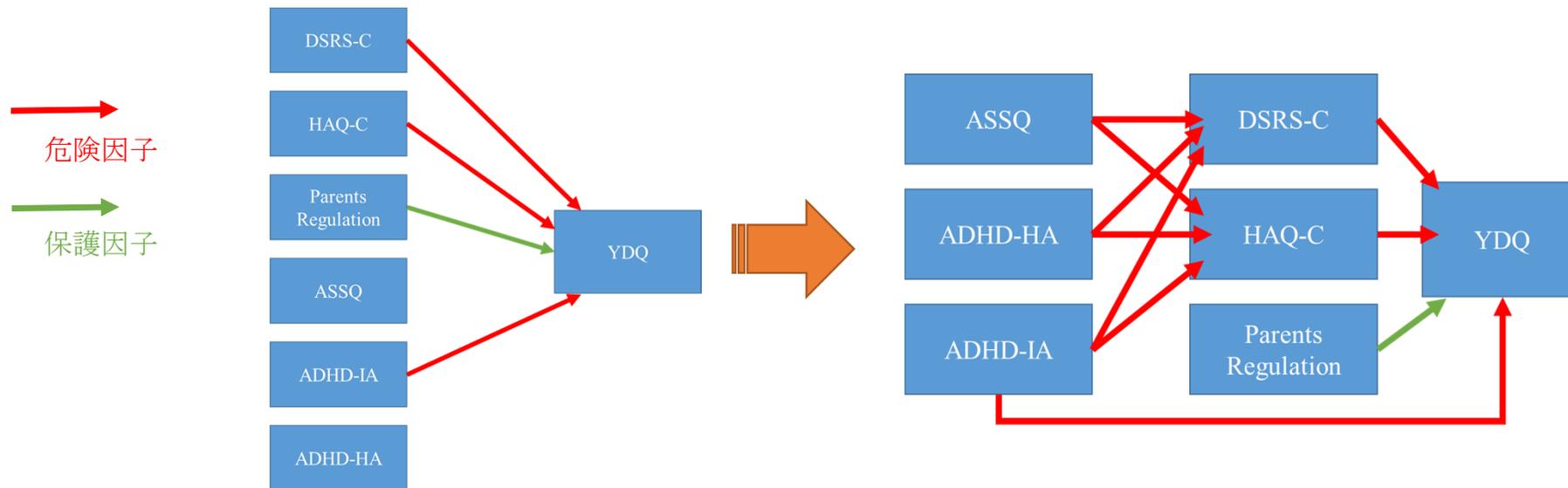
環境要因を投入

抑うつや攻撃性などメンタルヘルスの問題の影響が大きく、発達特性の影響は限定的。発達特性の影響は、他の成分で説明されて、効果が消失し

# 今後検討が求められる仮説的モデルについて



従来の研究では、発達特性とメンタルヘルスの問題には、相関があるため、発達特性とYDQに関係があるように見られてきた可能性がある。



同時に投入した結果、ASSQ(自閉症特性)やADHD-HA(多動特性)の効果は、DSRS-C(抑うつ)やHAQ-C(攻撃性)の効果によって消失することが示された。

ASD特性やADHD特性が持つのは、直接効果ではなく間接効果ではないか？

# まとめ

## 児童・思春期におけるインターネット依存の有病率について

- コミュニティベースのデータから、わが国の小学生の9.3%、中学生の15.9%にインターネットの不適正使用(MIU)が見られた。
- また、わが国の小学生の3.6%、中学生7.1%にインターネットの病的使用(PIU)が認められた。

## インターネット依存とメンタルヘルスの問題

- インターネットの病的使用者は、適正使用者に比べ、抑うつ傾向や攻撃性が高く、内在化問題・外在化問題を多く抱える可能性が認められた。

## インターネット依存と発達特性

- インターネットの病的使用者は、適正使用者に比べ、自閉症特性、ADHD特性を強く持つ傾向が示された。

## メンタルヘルスや発達特性を踏まえたインターネット依存モデルの検討

- インターネット依存は、メンタルヘルスの悪化によって病的使用が高まる可能性が示唆された。
- 発達特性(自閉症特性、ADHD特性)のうち、病的使用に対して直接的な影響を及ぼすのは、ADHD特性の下位因子である**不注意特性**のみであった。
- 保護者のインターネットに対する使用制限は、病的使用に対して保護的に働く可能性が示された。

## 本研究の限界

- 本研究は横断データを用いた分析であるので、本研究では、メンタルヘルスからインターネット依存のパスを想定して分析を行ったが、インターネット依存がメンタルヘルスを悪化させる方向性も十分に考えられる。この点は、今後、縦断的データによって検討を進めていく必要がある。



日本教育心理学会第59回総会

# 児童・青年の発達とメンタルヘルス に関する大規模縦断研究

コメント： 主にデータ分析の観点から

村上 隆

中京大学・現代社会学部

# コメンテータの立場とコメントの趣旨

- ここで扱われたデータの価値はきわめて大きい。こうした研究を行われた皆さんに、心から敬意を表すとともに、この場にお呼びいただいたことに、深く感謝したい。
- 4人のシンポジストから提供された分析結果は、大変貴重なものであり、高く評価されよう(特に「新奇な」結果でもなさそうではあるが・・・)。
- しかしながら、大規模なデータに含まれる情報が、必ずしも活かされてないという印象も受けた。(一部を除き、)特にどなたに質問というわけでもない、一般的な印象を述べて責めを塞ぎたい。
- 討論者が、結果を十分理解できていないこと、さらに、討論者が必ずしも現代の計量的方法の主流にいないことにもとづく、誤解や偏見もあるであろうことは、あらかじめお断りしておきたい。

# 大規模縦断データのメリット(とデメリット)

- 実験研究に比べて、広い範囲の real life を見渡す多数の要因の効果が検討できる(調査研究一般の意義)。
- 大量データによって、第I種、第II種の誤りともに小さい確実な結論が得られる(検定に頼るなら、実験研究への批判が成り立ってしまうが)。
- 縦断的なデータによって、相関関係から因果関係の推測を行うための1つの条件がクリアできる(後述、ただし、労力、経費、時間の負担は大きい。いったん始めたら、内容が変えられない。結果発表の時点では、時代遅れになっている可能性も)。
- 「前向き」であることも重要。そのために大量データにならざるを得ない。

# なぜ、因果関係が言える (と考えられている)のか

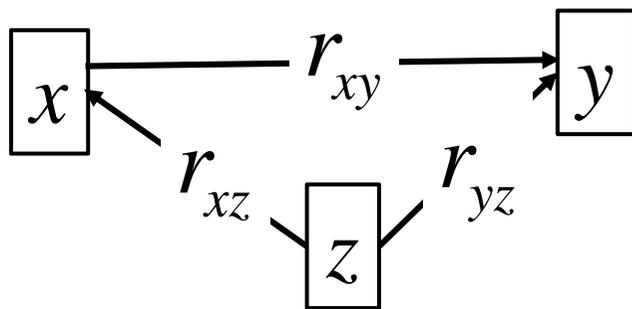
•  $x \rightarrow y$  のための古典的な3条件

1.  $x$  が  $y$  に時間的に先行していること(縦断研究で解決)

2.  $x$  と  $y$  の間に相関関係があること

3.  $x$  と  $y$  の間の相関関係が第3の変数  $z$  (複数あり得る)によって、説明されないこと(難問だが「朗報」も)

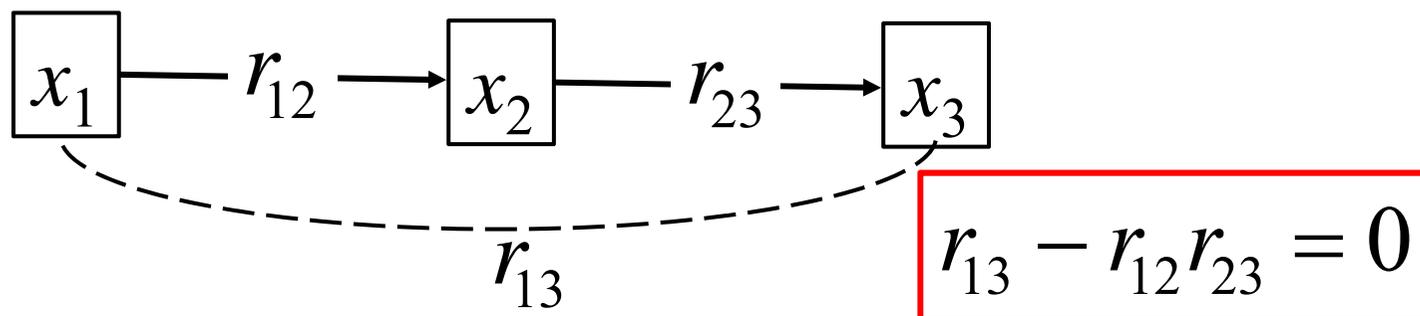
$r_{xy} - r_{xz}r_{yz} \neq 0$  ← これが0なら、  
間接効果となる。  
こちらも重要な知見。



以下,  $r_{..}$  はすべて相関係数

## 縦断データでまず見るべきところ(村上私見)

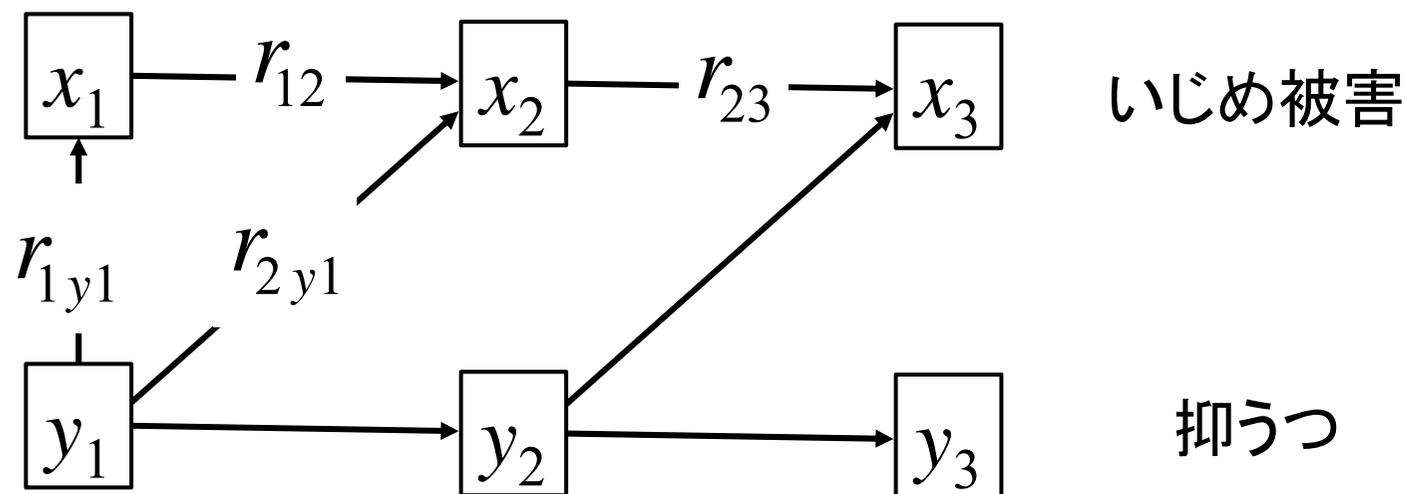
- 時点  $t$  の変動は, 時点  $t-1$  にのみ依存する(ことが多い)。



- このようになるのは, 時点ごとに何らかの変動因が, 順次加わっていくからだ と解される。 → 次のスライド
- なお,  $r_{13} - r_{12}r_{23} \neq 0$  だとすれば(素直に解釈する限り), 奇妙なことになる。時点2では潜伏していた変動が時点3では復活する! ?

# 交差遅延効果相関の意味

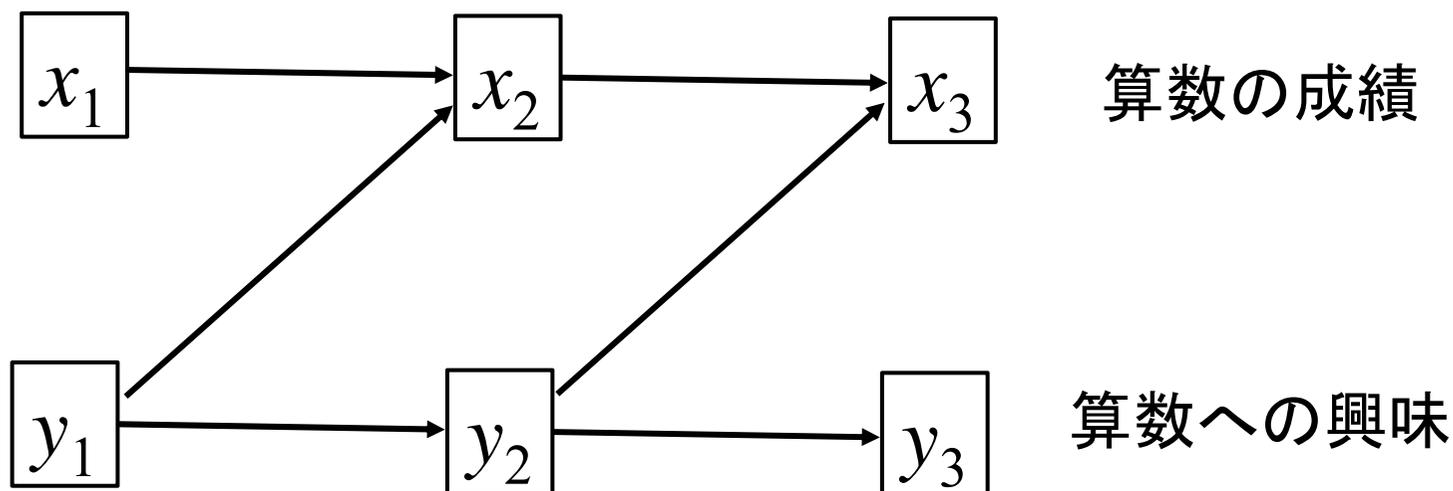
- その「時点  $t$  で加わる新たな変動因」が、 $t-1$  で測定された何らかの変数  $y$  であれば、重要な情報が得られたことになる。



$$r_{2y1} - r_{12}r_{1y1} \neq 0$$

# 交差遅延効果相関の意味

- 現実には  $r_{2y_1}$  (と  $r_{1y_1}$  は, 違うものを測っている以上, )あまり高くなく,  $r_{12}$  は大きい。したがって狙った効果(斜めの矢線)は, 大きくなる(ことが多い)。



- 上の結果に, 「この研究者は, 事実でなく, 彼の言いたいことにちょうどよいサンプル・サイズを発見したのだ」という揶揄。これにはサンプル・サイズの大きいデータで反論できるであろうが。モデル自体, かなりの綱渡りなのは確かであろう。

# 相関の値そのものにも注目を

- 確かに、「いじめ加害」も「いじめ被害」も、入れ替わりが多いことは事実であろう。実際、「学力」等に比べれば、はるかに時点間の相関係数が低い。
- しかし、それでも、交差遅延効果モデルによる、他の変数からの影響よりは大きい。入れ替わりには、他の要因、あるいは、もっと個別の事情(たまたま、同じクラスになった子どもとの関係など)が影響している可能性が高いのではないか？
- そうした変数は、この調査には含まれていなかった可能性もある(縦断研究の1つの限界)。
- むしろ、加害者と被害者は、かなりの程度、一定していることの方が気になるのだが・・・。

# もっと前に見るべきところ(同じ)

- 異年齢で比較できるような尺度(変数)が用いられているのであれば、平均値の変動(成長曲線)。
- 性別違和感は、思春期における一時的なものであることが多いのかどうかは、相関係数(あるいは、共分散)とその分析からではなく、年齢に対してプロットした平均値が、逆U字型を描くかどうかで判断できる。
- もちろん、浜田研究の目的はそこにはなかったのは事実で、かつ「消失」は、既に先行研究で確認された事実のようだ。ただ、山根先生からもご質問があるように、まずは基本事項の確認としてそうしたデータの提示もほしいと思う。

# 統計モデルの進歩のメリット・デメリット

- 伊藤研究における分析の要点

1. 個人ごとに、年齢を独立変数とした単回帰分析を行い、切片と勾配という2つの変数に要約する。
2. 就学前に測定された個人の特性と属性を独立変数として、重回帰分析を行う。

- 疑問点

1. なぜ、年齢的変動の「記述」を1次関数(直線)に限定するのか？もっと高次の関数、あるいは不安定性(凸凹)をあらわす指標の考えられたのではないか。
2. 特性の方も単に重み付けて(重回帰方程式)扱うのはなぜか？ カテゴリー化して交互作用を検討することもありえるのではないか？

# データのどの特徴に注目するか

- 前のスライドで疑問点としてあげた分析は、かつて、実験計画法一分散分析法の枠組みで、しばしば行われていたものである。
- その後、一般線形モデル等の進歩により、不自然な制約条件は取り払われ、アルゴリズムも進歩し、解析の自由度は増したはずである。
- しかし、他方で特にモデルの検証について、データや現象領域の性質を考慮しない基準(CFI, RMSEA, SRMR)が設定されるようになった結果、仮説モデルの設定に大きな不自由が生じているように思える。この点が私の杞憂ならば幸いである。査読をクリアーできなければ仕方がないのは事実だが……。
- 討論者としては、もう少し「おおらかな」分析、記述に重点をおいた結果の提示を望みたい(足立先生よろしく)。
- せっかくの貴重なデータである。もう少し、**発見のよろこび**があってもいいのではなかろうか。

# 縦断的データ別の使い方

- トルストイ：「幸福な家族はどれも似通っているが、不幸な家族は不幸のあり方がそれぞれ異なっている」
- 散布図で見れば、標準発達児者は、個人差はあっても比較的狭い範囲に分布しているに過ぎず、発達障害児者は、それと離れた位置にまとまっているというよりは、散布図の周辺に散らばっていると考えた方がいいのではないか（多分、性的少数者も）。
- 全くちがった素質・個性をもちながら、現代社会に適応が困難という点では一致するので、結果的に抱える問題は似てくるということではないのか？
- そうであるとすれば、コンピュータの威力は、もう少し違った（個性記述的な）方向でも発揮できるのではないか？  
実際、散布図の周辺にある、統計的には外れ値として除外されてしまうようなケースを選出して、質的な研究方法で検討することなど。

妄言多謝！  
ありがとうございました。

日本教育心理学会第59回総会

2017年10月9日

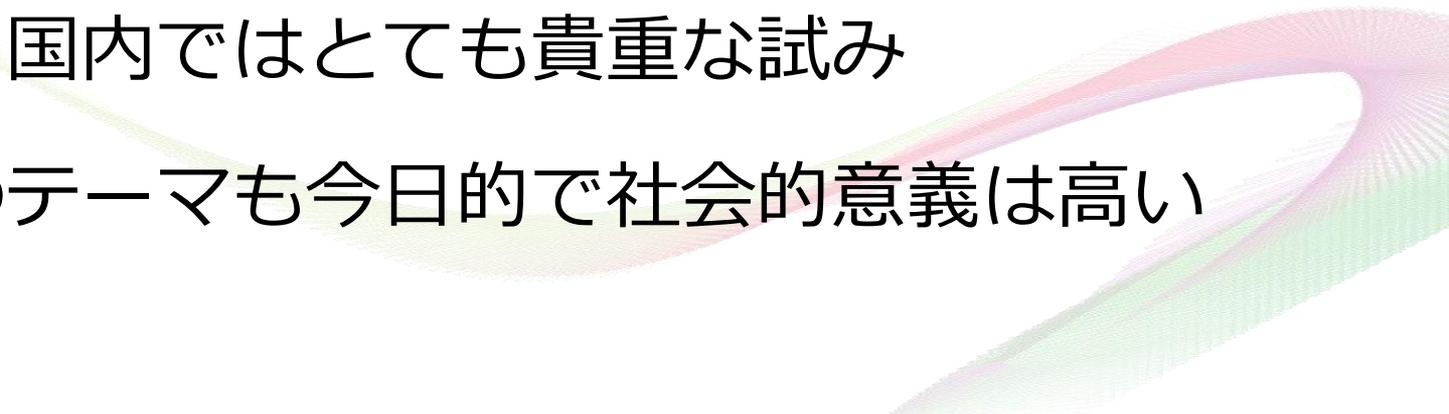
自主シンポジウム「児童・青年の発達とメンタルヘルスに関する大規模縦断研究」

# 臨床実践・発達の観点からの コメント

神戸大学大学院人間発達環境学研究科

山根隆宏

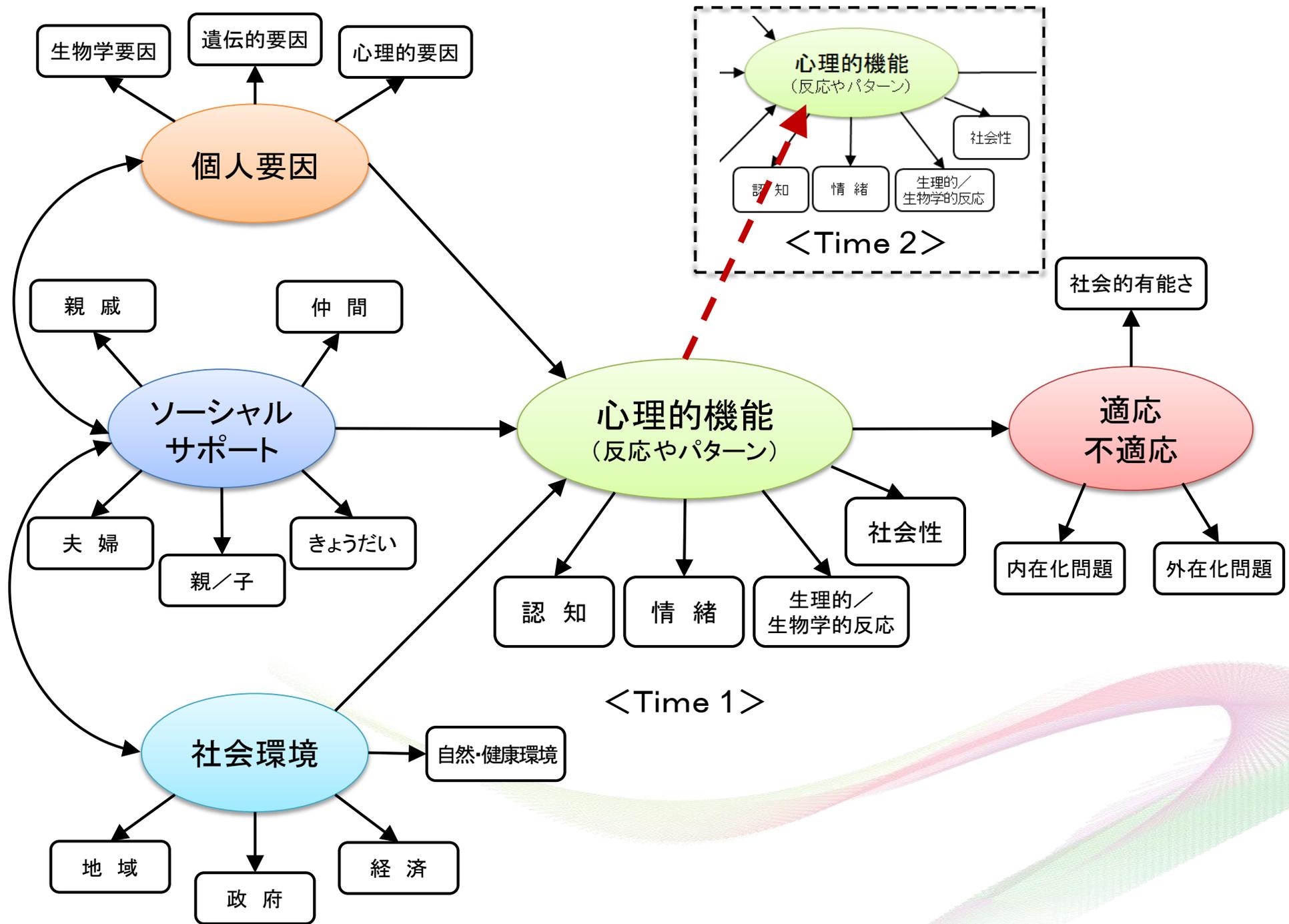
# 話題提供者の先生方の発表

- 問題行動や精神病理の発現メカニズムを個人要因と環境要因の相互作用から特定していく上で必要な研究
  - 予防や介入の指針を支援者個人～社会に提供
  - 先行研究の知見の統合  
⇒ 「新奇な知見」より「確かな知見」
  - そもそも国内ではとても貴重な試み
  - いずれのテーマも今日的で社会的意義は高い
- 

# 研究への期待～心理発達の観点から～

- 統計モデルの構築のみに留まらない，障害や問題行動に至るプロセスやメカニズムの解明
- 多様な発達の道筋（developmental pathways），またその岐路に関わる要因の解明  
e.g. 発達パターンの個人差（定型／非定型）とその影響因
- 発達に関する重要な予測変数の同定
- 発達支援や臨床的介入にとって重要な変数の同定





# 発達や適応プロセスを研究する難しさ

- 発達・適応のプロセスのどこにスポットを当てて、切り取るのか

## 研究における「全体」－「部分」

e.g. 家族システムを「全体」とする研究

⇒親子のアタッチメントは「部分」

アタッチメントにスポットを当てた研究

⇒それ自体が「全体」

- 各々の要因がもつ影響力は発達のある時点で異なる可能性

e.g. 子どもが幼いほど ⇒ 親との関係, 養育行動の影響 大

発達年齢があがるにつれて ⇒ 親・家庭要因 影響低下

仲間関係等の影響が増加

# 発達や適応プロセスを研究する難しさ

- 複数の要因が同一の結果をもたらす可能性  
(equifinality)

e.g. 全く異なる環境下の二人の子ども

⇒青年期にそれぞれ同レベルの適応状態

- 同一の要因が複数の結果をもたらす可能性  
(mutifinality)

e.g. 養育者とのアタッチメントが良好な二人の幼児

⇒小学校の時点で一人は変わらないアタッチメント  
もう一人は不安定なアタッチメント, 適応の問題

- 支援や介入の可能性のある要因の特定の困難さ  
⇒共変動する？単一要因単独の影響力は大きか？

# 影響因の特定の難しさ：非行の危険因子

## ◆本人の特性

多動性、**衝動性の高さ**、逸脱的メディアとの接触の多さ、**非行前歴**、男子であること

## ◆家庭環境

低い社会経済的地位、**反社会的な親**、親の養育機能の不全、親子間の情緒的結びつきの弱さ

## ◆友人・学校関係

**学業不振**、**遵法的な同輩からの疎外**、**非行集団への加入**

## ◆地域環境

地域の犯罪・薬物、地域社会の解体

※危険因子は必ずしも非行の因果関係とは限らない

※複雑に関連しながら引き起こされるのが有力な説

# 非行の期待される保護因子

## ◆本人の特性

逸脱を許容しない態度

## ◆家庭環境

親や他の大人との暖かい支持的な関係、友人に関する親の肯定的な評価、親の監督

## ◆友人・学校関係

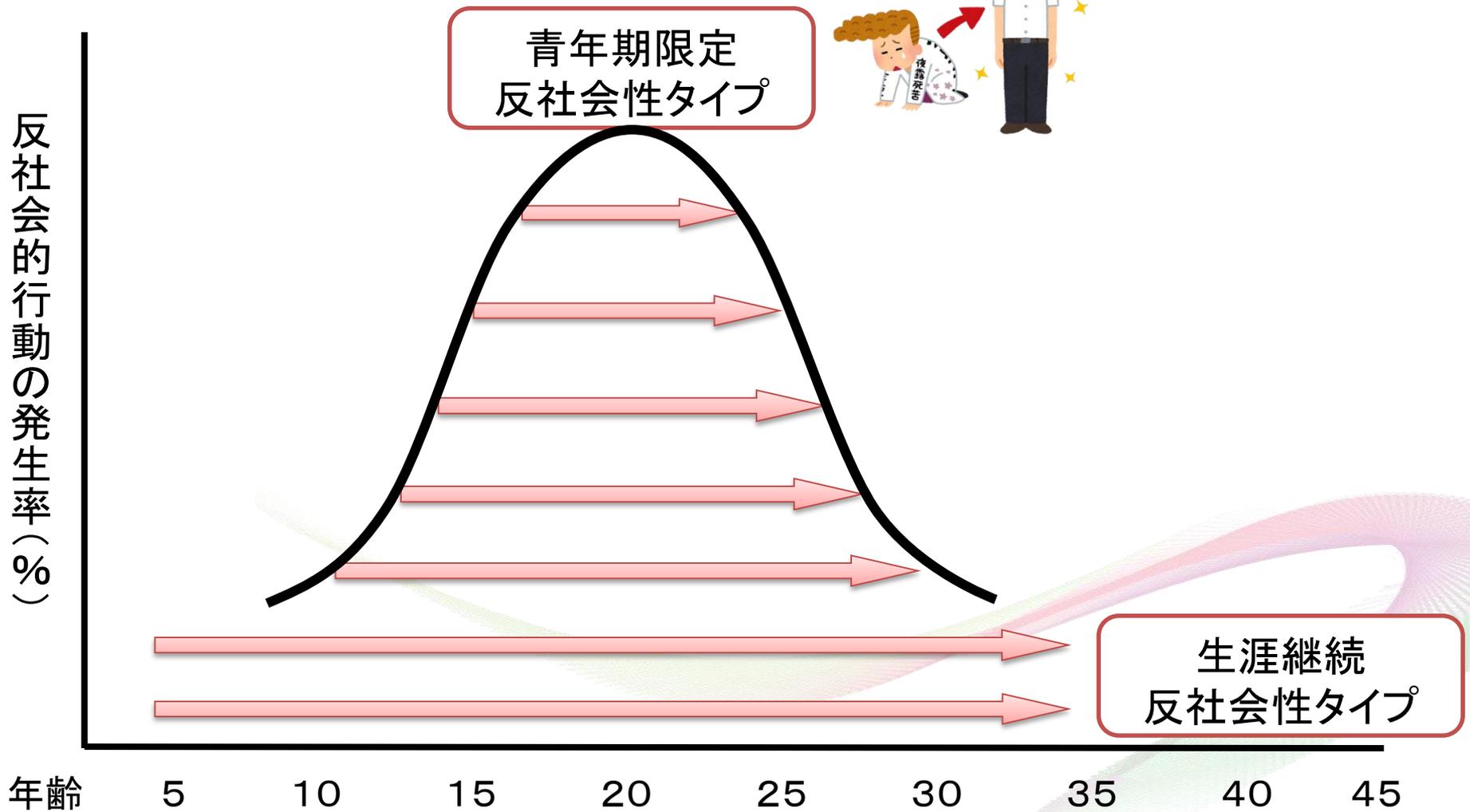
学校への前向きな取り組み、遵法的な活動に対する周囲の評価、遵法的な活動に取り組む友人

## ◆地域環境

地域の青少年活動の組織的な実施 (DeMatteo & Marczyk, 2005)

# 直線的な予測の難しさ：生涯発達と非行

## ◆ 発達類型論 (Moffitt, 1994)



# 村山先生への質問

- いじめ被害からいじめ加害の双方向的な影響関係について、そのプロセスはどんなものが考えられるのか
- 攻撃性やいじめ加害は、養育や家庭環境、学業成績の低さ、他の攻撃的な子どもとの友人関係なども関わってくるのでは
- また、上記の影響関係は発達年齢によっても相対的な強さが変化するのは  
(低学年：養育・家庭 > 攻撃的な子どもとの関係)  
(高学年：養育・家庭 < 攻撃的な子どもとの関係)

# 浜田先生への質問

- 性別違和感の持続やゆらぎの発達のパターンには、どんな要因が関わっていると考えられるのか  
(友人関係の問題, 抑うつは相対的に重要な要因なのか)
- 心理発達上, 一時的に性別違和感を抱く群がいると考えてよいのか
- 思春期における一時的な身体満足度の低下/成熟の拒否を示す群も含まれているのではないかと

# 伊藤先生への質問

- 障害の特性はある程度持続する一方で、薄まったり強まったりと変化していくものとも考えられる。今回はある程度一貫するという前提があるのか
- 上記の点について特性が変化するものと考えた場合、それを考慮する必要はないか
- 微細運動困難・粗大運動困難の内在化問題への影響は示唆に富む知見。学業ストレスや友人関係の媒介について考察されているが、他の統計解析で示唆されるものはあるのか

# 足立先生への質問

- インターネット依存への発達障害特性の影響は二次的なものとはいえないか  
(現実の対人関係の孤立, 幅の狭い関心事とインターネットがうまくマッチしたなど)
- 不登校傾向やメンタルヘルスの悪化によってインターネットの過度な利用につながる可能性はないのか  
(それと同時に, 親が子どもの状態からインターネット使用を大目に見てしまうなどの家庭環境も関わってくるのでは)

# 話題提供の先生方

貴重な研究成果の発表を  
ありがとうございました



# 村上先生のコメント への返答

---

浜松医科大学子どもまのころの発達研究センター

伊藤大幸



# 「新奇的な」結果とは

---

- 何をもって「新奇」と考えるか
  - 新しい概念を入れて調査・分析する？
    - 心理学の歴史は概念の変遷の歴史
  - 新しい分析手法やモデルを使う？
    - あくまで手段にすぎない
  - Controversy(学術的な論議)を提起or解決できる結果
    - 村山:「被害→加害」なのか「加害→被害」なのか⇒両方
    - 浜田:性別違和感は揺らぐか⇒男子では揺らぐ、女子では徐々に安定;「性別違和感→抑うつ」か⇒逆の影響もあり
    - 伊藤:どの特性が適応に持続的に影響するか⇒不注意、社会性
    - 足立:「発達特性→ネット依存」の仕組み⇒メンタルヘルスが媒介

# 交差遅延モデルについて

---

- 交差遅延効果が、同じ変数の時点間効果（自己回帰効果）に比べ、かなり小さい
  - 交差遅延モデルでは、因果関係が生じる時間的スパンに合わせて、調査の時間間隔を設定することが重要
  - いじめ被害と加害の場合、おそらく1年間という間隔は長すぎた可能性が高い（特に今回のデータではクラス替えを挟んでいる）
  - 同時効果モデルでは比較的高い効果が見られている
  - クラス内の他の子どもの要因も考慮する必要がある

# 性別違和感のゆらぎ

---

- 平均値の変動をみれば十分か
  - 一昨年の学会で報告(男子は低下、女子は上昇)
  - 2つの安定性
    - 絶対的安定性
      - 絶対的水準の安定性 = 平均値の変化
      - 平均値のプロット、潜在成長モデルなど
    - 相対的安定性
      - 相対的位置の安定性 = 時点間の相関
      - 時点間相関、特性-状態モデルなど

# 潜在成長モデルについて

---

- 一次関数(直線)に限定した意味
  - 一次関数モデルのあてはまりが悪くない
    - 一般に二次傾きを入れると不適解が出るケースが非常に多い(モデルとしてタチが悪い)
  - 二次傾きを入れれば、パラメータの増加とともに、結果のパターンが飛躍的に増えるため、解釈が複雑化
    - 今回のモデルはすでに十分複雑
    - 軌跡に及ぼす影響を検証するだけで十分に新規
    - 研究目的上、おおまかに影響が持続するのか、縮小するのかを知ることが最優先

# 潜在成長モデルについて

---

- 交互作用を入れない理由
  - 連続的な特性をカテゴリー化する場合、境界の設定が恣意的にならざるを得ない
  - 多くの場合、心理尺度の得点同士の交互作用は有意にならないケースが多い(今回も)
    - この規模のデータでも有意になる例はほとんど見られない
    - 測定誤差が掛け合わされるため、推定の誤差が非常に大きくなる
    - あるいは、心理学の研究者が考えるより、現象のメカニズムは単純(加算的)ということかもしれない

# 適合度指標について

---

- 適合度指標の功罪
  - モデルの「最低限度の妥当性」を示す道具としては有用
    - データに適合しない制約によって、パラメータ推定値に歪みが生じることを回避できる
  - 適合度指標が「免罪符」になってはならない
    - 適合度が経験的基準を満たしても、より優れたモデルは他に存在しうる
    - 少なくとも事前の分析の段階では、様々なモデルをあてはめて、最も合理的にデータを説明するモデルを見出す努力が必要
    - 決め打ちはNG

# 記述かモデルか

---

- シンプルな分析の重要性
  - 心理学ではSEMが中心的な手法になりつつあるが、経済学、疫学などでは重回帰分析が中心
    - 仮定が最小限なので、よりデータに忠実な結果が得られやすい
    - しかし、SEMの方が「おおらか」では？
  - 他の領域とのコミュニケーションや知見の集積のためにも、重回帰分析を土台として、足りない部分をSEMで補うという姿勢が望ましいと考える
    - 交差遅延モデルや同時効果モデルでは、年度間のパス係数がどの年度間(例えば2014→2015と2015→2016)でも等しいという制約を置いて推定の精度を高めるためにSEMを用いた
    - 潜在成長モデルは、単回帰分析の結果を集約する方法とは異なり、切片や傾きに、各時点の誤差が混入するのを防げる

# 縦断的データの扱い方

---

## ● 個性記述的な分析

- 診断の「有無」だけで判断されていた時代よりは、「特性」という考え方の登場で、ずっとよくなったのでは
- 混合分布モデルの考え方？
  - 先生はあまりお好きでなさそうですが…。私もあまり…。
- 量的な分析から個性についての理解を深めることも可能では
  - 学業不振児の中にも、不注意が顕著な子ども、微細運動困難が顕著な子ども、言葉の遅れが顕著な子ども、それらが混在する子どもなど、多様なパターンがありうるという経験的事実は、学業不振児の個性を理解するのに役立つのでは
  - 究極的には全ての研究が個性の理解を目指すべき

# 最後に

---

- 2種類の「モデル」
  - 分析の方法論としてのモデル
  - 理論・仮説としてのモデル
- モデルはできる限りシンプルに
  - データの特徴を忠実に表すためには、必要以上の理論的な仮定を入れるべきでない
  - 理論的仮定が最小限で済むような研究デザインを組む
    - 縦断研究により、因果関係の方向の仮定が不要になる
    - 実験研究により、(分析段階での)交絡変数の考慮が不要になる