

## 多母集団同時分析を用いた非行児童の一般知能 g に関する 因子平均の比較

緒方 康介\*

### Mean Structure Model of the General Intelligence in Delinquent Children Using Multi-group Analysis

Kohske OGATA\*

A large number of previous studies which investigated the intelligence of delinquent children have demonstrated that psychometric intelligence of delinquents is lower than both that of comparison and that of mean norm scores. The aim of this study is to complement the previous findings using not observational variables but latent variables. The participants were 189 delinquent group and 182 comparison group obtained from case files in child guidance centers; four index scores on WISC-III were analyzed using structured equation modeling. Multi-group analysis confirmed factorial invariance between groups; analysis of structured mean tested mean difference on a latent construct, the g factor. Results showed that delinquents have lower structured mean of the g factor than comparison significantly. The author concluded that these findings complemented the literature of previous studies on the intelligence of delinquents.

**key words:** juvenile delinquency, intelligence, multi-group analysis, WISC-III, child guidance center

非行児童に関する行動科学的知見の中で繰り返し確認され続けているものに、非行児童の計量心理学的知能 (Psychometric Intelligence: PI Neisser, Boodoo, Bouchard, Boykin, Brody, Ceci, Halpern, Loehlin, Perloff, Sternberg, & Urbina, 1996) がノルム (標準化データの統計値) や非行のない児童に比べて平均的に低いという現象がある (Bartol & Bartol, 2005 羽生・横井・田口 訳 2006)。これは例えば Wechsler 式の知能検査が用いられた研究では全検査 IQ (Full scale IQ:FIQ) の低さとして報告されている (Cornell & Wilson, 1992; Gatzke-Kopp, Raine, Loeber, Stouthamer-Loeber, & Steinhauser, 2002; Grace & Sweeney, 1986; Haynes & Bensch, 1983; Law & Faison, 1996; Lipsitt, Buka, & Lipsitt, 1990; Lynam, Moffitt, & Stouthamer-

Loeber, 1993; Moffitt & Silva, 1988; White, Moffitt, & Silva, 1989)。Wechsler 式知能検査のマニュアルでは、FIQ は一般知能 g (Neisser et al., 1996) と呼ばれる根本的で総体的な知能因子が反映された測度と仮定されている (Wechsler, 1991 日本版 WISC-III 刊行委員会 訳 1998)。しかしながら FIQ は WAIS, WISC, WPPSI といった検査種別や WISC, WISC-R, WISC-III, WISC-IV といった検査の版ごとに構成要素が異なっている。例えば WISC-III では五つの言語性下位検査 (知識, 類似, 算数, 単語, 理解) と五つの動作性下位検査 (絵画完成, 符号, 絵画配列, 積木模様, 組合せ) の計 10 の下位検査を基本検査として、これらの下位検査評価点の合計から FIQ を算出している (Wechsler, 1991 日本版 WISC-III 刊行委員会 訳 1998)。と

\* 大阪府富田林子ども家庭センター  
Osaka Prefecture Tondabayashi Child-family Center

ころが WISC-IV では知識、算数、絵画完成は FIQ を構成する基本検査から外されて補助検査になっており、絵画配列と組合せにいたってはそもそも WISC-IV 自体から除外されている。すなわち WISC-III と WISC-IV では同じ FIQ であってもその構成要素は 50% も異なっているのである。このように構成要素の異なる測度である FIQ という観測変数を用いて、全く等質と想定した潜在変数である一般知能 g を議論するためには本来根拠が必要である。すなわち潜在変数である一般知能 g を議論するためには、観測変数である FIQ ではなく、因子分析による潜在因子の検討が不可欠なのである。

Wechsler 式の知能検査を用いた非行児童に関する先行研究では、FIQ の平均的な低さに加えて動作性知能 (Performance IQ: PIQ) が言語性知能 (Verbal IQ: VIQ) よりも有意に高く、能力領域間に乖離 (discrepancy) がみられるという動作性優位 ( $P > V$ ) 現象もほとんどの報告で確認されている (Cornell & Wilson, 1992; Grace & Sweeney, 1986; Haynes & Bensch, 1983; Lipsitt et al., 1990; Lynam et al., 1993; Moffitt & Silva, 1988; White et al., 1989)。ところで WISC-III では知能構造として標準化時における因子分析で確認された 4 因子構造が採用されている (Wechsler, 1991 日本版 WISC-III 刊行委員会 訳 1998)。しかしながら動作性優位の現象を示し続ける非行児童に、非行のない児童から構成された標準化サンプルの因子構造を何の検証もなく当てはめることには問題がある。例えば非行児童において、言語性下位検査評価点から算出される VIQ の低さは、各観測変数である下位検査に与える言語性因子の因子負荷量の違いに帰属されるかも知れない。すなわち非行のない児童に比べて言語性因子が各下位検査に与える因子負荷量が小さければ、言語性因子以外の誤差因子による各下位検査評価点への影響が相対的に大きくなる。そのため、例えば学習機会の減少に伴う経験不足といった誤差要因が非行児童における VIQ の低さにつながっているかもしれない。そうであれば非行児童の低い VIQ を言語性能力の低さと短絡的に解釈することはできず、単に経験不足が表面化した検査結果であるとの代替解釈を採用するほうが妥当な場合も生じる。それではせっかく知能検査を実施しても知能についての正確な情報は得られない。したがって非行児童と

非行のない児童で同じ因子構造が同定できるか否か、つまり因子不変性 (星野・岡田・前田, 2005; 岡田・星野・繁樹, 2007; 清水, 2003) が成り立つか否かを調べることは、本来知能を比較するためには必要不可欠なのである。通常、因子構造は因子分析を用いて調べることができる。しかしながら非行群と無非行群にそれぞれ因子分析を行っても因子負荷量の値が全く等値になることはむしろ不自然であり、因子負荷量を視覚的に比較するだけでは同じ因子構造が潜在しているのかを確かめることはできない。また非行群と無非行群を混ぜ合わせて全体のデータから因子分析を行い、因子得点を比較する方法論を用いると、両群に全く等質な因子構造を仮定することになりこれも不適当である。そのため単純に因子分析を用いるだけでは潜在変数である g 因子を群間で比較するという問題は扱えない。

近年、構造方程式モデリング (Structured Equation Modeling: SEM) の発展に伴い、上記の問題点を克服する方法論が提案されている (狩野, 2002)。多母集団同時分析と平均構造分析である。多母集団同時分析とは因子構造が等質とみなせるかを検討したい下位集団が複数あるときに、その下位集団間で因子不変性が成り立つかを統計的に検証することができる分析法である (清水, 2003)。因子不変性の検証手順は、1) 下位集団ごとに因子分析を実施して適合度を調べる個別分析、2) 下位集団を統合して同時に因子分析モデルを当てはめて適合度を確認する配置不変モデルの検証、3) 潜在因子から観測変数への因子負荷量を下位集団間で等値に制約したうえで適合度を調べる測定不変モデルの確認と続く。測定不変モデルに加えて誤差因子に等値制約を課す強因子不変モデル (清水, 2003) も存在するが、因子不変性を主張するためには測定不変モデルが成り立つことが基準となる (Meredith, 1993)。多母集団同時分析において潜在変数である因子は原点と単位を持たないため、便宜上平均 0、分散 1 に標準化されている。平均構造分析ではこの因子の平均と分散を推定する (清水, 2003)。したがって多母集団同時分析によって因子不変性が確認されたならば下位集団間の因子構造は等しいとみなせるため、平均構造分析によって因子平均を比較する前提条件が整うのである。なおこれらの分析はすべて SEM の枠組みで可能である。

本研究の目的は SEM を用いて非行児童の一般知能  $g$  に関する知見を得ることである。具体的には、非行のない児童である対照群と非行児童との知能構造において因子不変性が成り立つことを検証し、その上で非行児童の  $g$  因子の低さを確認することである。因子不変性の成立と  $g$  因子の低さを証明することは、先行研究で繰り返し観測された非行児童における FIQ の低さが正しく一般知能  $g$  の低さを反映しているという一つの証拠となる。このことにより観測変数だけの議論であった先行研究の知見が潜在変数においても成り立つという意味で補完され、研究知見の一般化と普遍性の根拠を示すことができる。また非行児童の因子構造を分析することで臨床的な示唆が得られることも期待できるだろう。

## 方 法

### 対象児童

X 県にある児童相談所のケースファイルから、2003 年 4 月から 2008 年 6 月までに WISC-III を受検しているデータを後ろ向きに抽出した。データ抽出に際しては知的障害相談と養護（虐待）相談で受付されたケースは含まないようにした。知的障害相談のケースではそもそも PI が低いことが予想される。そのため知能検査結果を分析指標とする場合、知的障害相談のケースを含めることは分析結果を歪める可能性があり、研究の内的妥当性を脅かす危険性がある。加えて近年被虐待児の PI が平均的に低いという知見が得られており（例えば緒方，2007；2008），知的障害相談同様、本研究の調査対象からは除外した。抽出された児童は全部で 427 名であった。その中から研究目的に照らして四つの群指数のうち算出不可能なものが一つ以上あった 56 ケースを除外した。その結果、非行群 189 名、対照群 182 名の計 371 名が最終的なサンプルとして残った（87%）。非行群は児童相談所において触法相談あるいは虞犯相談で受付されているケースである。非行内容は金銭持出し、万引き、バイク盗、放火、性的加害行為などが含まれていた。対照群は児童相談所において知的障害、虐待、非行以外の相談で受付されているケースであり、ケース記録上に非行行為が記載されていないことを確認した。対照群の主訴は、虐待以外の養護相談（経済的理由やさまざまな家庭状況などのために子どもを一定期間児童

福祉施設に預けたいというニーズに基づく相談）、性格行動相談（発達障害の疑いを含め、子どものさまざまな不適応行動に対する支援を求めて来所する相談）、不登校相談（不登校、ひきこもりなどの相談）、適性相談（進路の相談と施設入所中の子どもへのより良い関わり方を検討する相談）から構成されていた。ただし性格行動相談と不登校相談と適性相談の境界は曖昧であり、非行の有無のように明確な基準はなく、育成相談という上位概念に包含されている。そのため受付時点の下位分類ではなく、非行の有無という観点から非行群と対照群に 2 分類し比較を行うことにした。非行群は男児 139 名、女児 50 名であり、対照群は男児 126 名、女児 56 名であった。群間に性別比の差はなかった ( $\chi^2[1, N=371]=.85, p=.358$ , 効果量  $[V]=.05$ , *Post hoc* 検定力=.16)。月齢は非行群で平均 159 カ月 ( $SD=16$ )、対照群で平均 135 ヶ月 ( $SD=34$ ) であり、群間差が検出された (*Welch t* [252.77]=8.86,  $p<.001$ , 効果量  $[d]=.93$ , *Post hoc* 検定力>.99)。

なお本調査データは公的機関で実施された検査結果に基づいているため、研究倫理の観点から、その利用に関して当該機関の長からデータ利用許諾証明書を得ている。

### 分析指標

日本版 WISC-III 知能検査法の四つの群指数（言語理解、知覚統合、注意記憶、処理速度）を分析に用いた。なお最終サンプルである 371 名分の WISC-III 検査は、実施時点で X 県の児童相談所に勤務していた（著者を含む）13 名の児童心理司（旧心理判定員）により実施されていた。これらの検査結果に対する検査実施時点での児童心理司の児童相談所勤務歴は最短で 3 年であり、標準化された手続で WISC-III が実施され、一定の信頼性を有した検査結果が算出されていることを確認した。WISC-III の検査結果（観測変数）を Table 1 に示す。標準化データにおけるノルムでは、日本版 WISC-III にも 4 因子構造が確かめられている（Wechsler, 1991 日本版 WISC-III 刊行委員会 訳 1998）。また非行少年に関しても標準化時の一般児童同様に 4 因子構造が得られるという知見が報告されており（緒方，2009），本研究においても四つの群指数に基づき  $g$  因子の推定を行うことにした。四つの群指数は因子分析によって抽出された潜在変数を反映している

Table 1 観測変数に基づく WISC-III 検査結果と群間比較

	非行群 (n=189)		対照群 (n=182)		等分散性の Levene 検定		Student/Welch 検定				
	Mean	SD	Mean	SD	F 値	p 値	t 値	df	p 値	効果量 (d)	Post hoc 検定力
FIQ	81	12	85	16	5.72	.017	-2.68	341.87	.008	.28	.77
VIQ	81	12	87	15	5.50	.020	-3.50	347.85	.001	.37	.94
PIQ	84	13	86	16	5.96	.015	-1.30	346.34	.194	.14	.27
言語理解	82	13	87	15	3.67	.056	-3.63	369	.000	.38	.95
知覚統合	85	13	87	16	6.03	.015	-1.33	349.02	.185	.14	.27
注意記憶	87	12	90	14	2.95	.087	-2.05	369	.041	.21	.52
処理速度	88	14	90	16	1.20	.274	-1.15	369	.250	.12	.21

※Student/Welch 検定は等分散性の Levene 検定で有意であった場合 Welch の、有意でなかった場合 Student の *t* 検定が用いられた。

(Wechsler, 1991 日本版 WISC-III 刊行委員会 訳 1998)。これらは 12 の下位検査から構成されているが、本研究では測度の信頼性を高める目的で Item Parceling の立場から四つの観測変数である群指数を基に g 因子を推定することにした。Item Parceling とは同一因子を測定していると考えられる多数の指標の合計点をその因子の観測値とみなす方法である (星野・岡田・前田, 2005)。FIQ の構成と同じく各群指数を構成している下位検査は WISC-III と WISC-IV では異なる。それにもかかわらず同質の 4 因子構造が確認されており、四つの群指数によるモデルの安定性は高いものと考えられる。実際ノルムにおける 13 の下位検査の信頼性は折半法で .64~.87, 再検査法で .54~.89 であるのに対して、四つの群指数では折半法で .81~.89, 再検査法で .78~.91 と高くなっている (Wechsler, 1991 日本版 WISC-III 刊行委員会 訳 1998)。そのため各下位検査の背景に即 g 因子を想定するモデルではなく、各下位検査の背景に四つの群指数が因子として存在し、そのさらに背後に g 因子が潜在しているというモデルを想定した。このモデルを Item Parceling の観点から構成し直すことで下位検査は除外された。その結果、分析指標としては四つの群指数を観測変数とし、一つの潜在変数である g 因子を推定する因子分析モデルが採択された。

#### 分析手続

分析に際しては SPSS 12.0J と Amos 5.0 を使用して SEM を実行した。本研究は観測変数である検査結果そのものではなく、構造変数 (潜在変数のうち誤差変数ではない変数) である g 因子に関心があ

る。そのため SEM によって g 因子を推定する方法が用いられた。解析のモデルは観測変数である四つの群指数が一つの構造変数である g 因子から影響を受けているという因子分析モデルを用いた。観測変数の誤差間には相関を設定せず独立とした。解の識別性のため、構造変数の分散を 1, 誤差変数から観測変数へのパス係数を 1, 四つの測定方程式のうち g 因子から言語理解へのパス係数を 1 に固定する制約を置いた。本研究は非行群と対照群を設けており、群間で同じ因子分析モデルが適合しているのかを検討することも目的であったため、SEM による多母集団同時分析を行った。

多母集団同時分析ではまず群ごとの個別分析を行った。非行群と対照群に因子分析モデルを各々当てはめて適合度を調べた。両群の適合度が許容された後、二つの群を統合した全体のデータに対する因子分析モデルの適合度を調べた (配置不変モデル)。続いて配置不変モデルが許容された後、構造変数から観測変数へのパス係数に対して等値制約を置いた測定不変モデルの適合度を調べた。測定不変モデルが許容された後、因子平均の比較 (平均構造分析) を行った。構造変数の因子平均を比較するために、まず四つの観測変数の切片 (推定平均) に等値制約を加えた。構造変数である g 因子の相違を検証するためには、観測変数に差異があると解釈が複雑になる。なぜなら g 因子の相違がそもそも観測変数の差異に起因するものであるという解釈を否定できないからである。そのため g 因子の相違を単純に比較する目的で観測変数の切片は等値とした。その後で非行群と対照群の g 因子の平均が等しいとした等値

モデルと両群の因子平均は等値ではないとした異値モデルの適合度を調べた。最終的に等値モデルと異値モデルの適合度（特に情報量規準）の比較に基づいてどちらのモデルがデータに適合しているかを判断し、結論へと導いた。

適合度に関しては $\chi^2$ 値、NFI、IFI、TLI、CFI、RMSEA、AIC、BCCを記載した。 $\chi^2$ 値はサンプル数が増加するにつれて帰無仮説を棄却しやすくなる特徴があるため（岡田・星野・繁樹，2007）、データサイズが大きい場合には不相当であるが（星野・岡田・前田，2005）本研究では参考指標として記載した。CFIはSEMを用いた研究で最も広く使用されていることから（星野・岡田・前田，2005）、本研究で適合度を検討する際にはRMSEAとこのCFIを最重要視した。また複数の適合度指標から総合的に判断を下す目的でNFI、IFI、TLIを参考指標として記載した。AICとBCCは情報量規準であり、平均構造分析におけるモデル選択で重要視した。なおSEMを用いた研究で頻繁に報告されるGFIとAGFIは多母集団同時分析を用いた場合、計算ができない（星野・岡田・前田，2005）ため本研究では

記載していない。

結 果

因子不変性と因子平均

**個別分析** 非行群189名と対照群182名のデータを個別に分析した。両群の相関係数行列をTable 2に示す。両群ともに観測変数間の相関係数は中程度（.39～.69）であった。SEMによる因子分析モデルを適用した結果をFigure 1に示す。両群ともにg因子から言語理解への因子負荷量が最も高く、処理速度への因子負荷量が最も低かった。適合度に関しては、両群ともに $\chi^2$ 値は帰無仮説を棄却していたが、CFI>.95でありRMSEA>.10であった。RMSEAの値が.10を超えていたので絶対的に当てはまりが良いとはいえないが、CFIの値は当てはまりの良さを示しており、本研究ではひとまず個別分析の結果についてモデルがデータに適合したものと判断した。

**配置不変モデル** 個別分析の適合を確認した後、全データ371名を統合して多母集団同時分析を行った。全データに関する共分散行列と相関係数行列をTable 3に示す。観測変数間の相関係数は中程度（.44～.65）の値であった。両群に対して同じ因子分析モデルを同時に適用した配置不変モデルの適合度に関する結果をFigure 2に示した。なおパス係数は両群ともにすべてFigure 3と同じである。個別分析の結果と同じく、 $\chi^2$ 値は帰無仮説を棄却していたが、CFI>.95でありRMSEA>.10であった。ただしRMSEAの値は、.10を少し超えているだけ

Table 2 各群の個別な相関行列

	言語理解	知覚統合	注意記憶	処理速度
言語理解				
知覚統合	.51			
注意記憶	.57	.39		
処理速度	.44	.49	.44	

※左下△は非行群(n=189), 右上▽は対照群(n=182)の相関係数を示している。

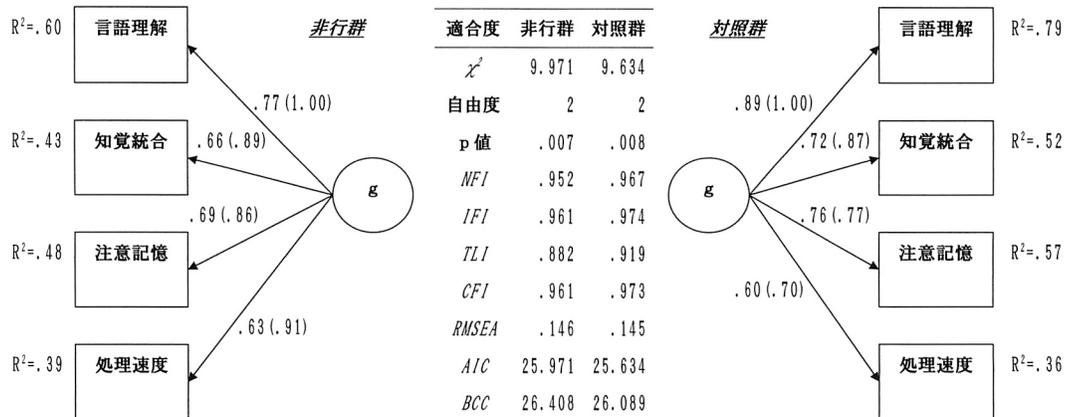


Figure 1 非行群と対照群の個別分析結果のパス図: 数値は標準化解で括弧内は非標準化解を示している。誤差因子は省略してある。

であり、CFIの値は当てはまりの良さを示していた。そのため本研究では配置不変モデルの結果についても、モデルがデータに適合したものと判断した。

**測定不変モデル** 配置不変モデルの適合を確認した後、構造変数から観測変数へのパス(因子負荷量)に等値制約を置いた測定不変モデルが成り立つかを検証した。両群で因子負荷量が同じであれば、その因子は群間で等しい性質を持っていると確信できる。群間で同じ性質を有した因子を比較するからこそ、その差異を議論することに妥当性が生じるのである。逆に両群で因子負荷量が異なるならば、その因子は異質なものと考えられ、その差異を議論することは比較以前の問題となる。したがって因子平均を比較する平均構造分析においては測定不変モデルが成り立っていることが必要条件となる。本研究データにおける測定不変モデルの分析結果をFigure 2に示す。両群ともにg因子から言語理解への因子負荷量が最も高く、処理速度への因子負荷

量が最も低かった。適合度に関しては、 $\chi^2$ 値は帰無仮説を棄却していたが、 $CFI > .95$ であり $RMSEA < .10$ であった。RMSEAは積極的に良好な適合を示しているわけではないが、適合が悪いとはいえない数値であった。そのため測定不変モデルはデータに適合していると判断した。

**平均構造分析** 両群の構造変数であるg因子の平均が等しく0であると置いた等値モデルと、対照群の平均だけを0に固定した異値モデルの結果をFigure 3に示す。適合度をみると、等値モデルの $\chi^2$ 値は帰無仮説を棄却しており、 $CFI < .95$ であり $RMSEA < .10$ であった。CFIの値は良好な適合を示していないが、RMSEAを含めて考えると絶対的に適合度が低いともいえない結果であった。一方異値モデルでは、 $\chi^2$ 値は帰無仮説を棄却していたが、 $CFI > .95$ であり $RMSEA < .10$ であった。等値モデルに比べて、CFIの値も良好であったがこちらもRMSEAは積極的に良好な適合と判断できる水準には達しなかった。どちらのモデルも絶対的に良好な適合度を示さなかったが、どちらのモデルも適合していないともいえない結果であったため、相対的な適合度比較を可能にする情報量規準に準拠して結論を下すことにした。その結果、AICとBCCのいずれの情報量規準も異値モデルが等値モデルよりも優れていることを示しており、本研究においては異値モデルのほうがデータへの適合が良いと判断した。異値モデルにおけるパス係数は、両群ともにg因子から言語理解への因子負荷量が最も高く、処理

**Table 3** 全データ(N=371)における共分散・相関行列

	言語理解	知覚統合	注意記憶	処理速度
言語理解		.59	.65	.47
知覚統合	122.66		.46	.52
注意記憶	118.00	87.60		.44
処理速度	99.60	113.52	85.93	

※左下△は共分散，右上▽は相関係数を示している。



**Figure 2** 多母集団同時分析による測定不変モデルのパス図：数値は標準化解で括弧内は非標準化解を示している。波線は等値制約による同値を示している。なお配置不変モデルのパス図はFigure 1と同じである。誤差因子は省略してある。

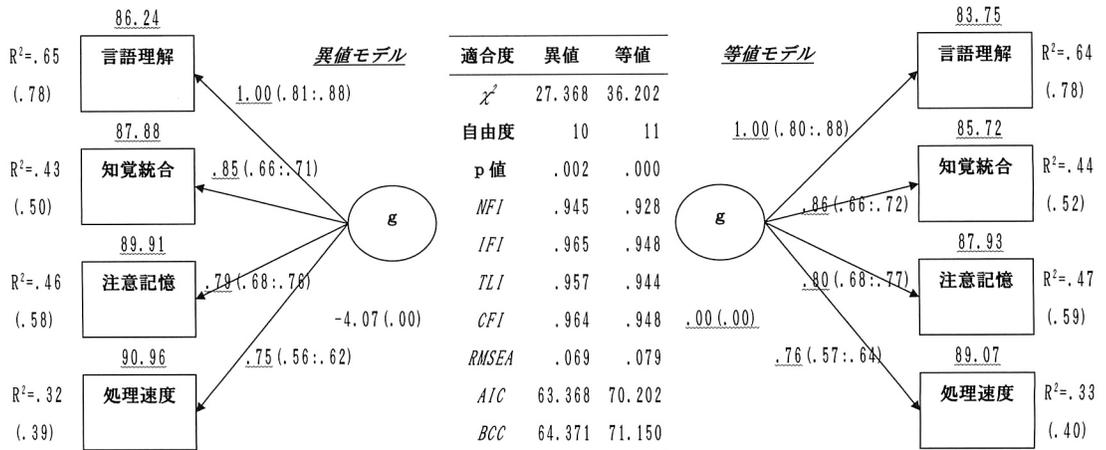


Figure 3 因子平均に対する等値制約の有無に関するパス図比較：因子平均と重決定係数に関しては非行群（対照群）であり，因子付加量に関しては非標準化解（非行群：対照群の標準化解）を示している。波線は等値制約による同値を示している。誤差因子は省略してある。

速度への因子負荷量が最も低かった。加えて対照群に比べて非行群では g 因子からの影響力がいずれの観測変数においても低かった。すなわち対照群に比べて非行群では四つの群指数を一般知能 g で説明できる割合が少なく、逆にいうと g 因子以外の誤差要因の影響が大きいくという結果であった。そして本研究最大の焦点である因子平均の比較においては、対照群に比べて非行群の g 因子の平均が低いという結果が得られた（非行群  $M = -4.07, \sigma^2 = 106.016$ ; 対照群  $M = .00, \sigma^2 = 176.923$ ）。また異値モデルにおいて対照群の因子平均を 0 に固定すると、非行群の因子平均は Wald 検定で棄却され ( $M = -4.073, SE = 1.376, p = .003$ )、非行群の因子平均の低さは対照群に比べて統計的に有意であった。

外的妥当性

研究の外的妥当性を検討するために、先行研究で反復して観察されている非行群の動作性優位現象を二つの方法で確認した。まず非行群の PIQ が VIQ よりも高いのかを paired-t 検定で検証した。その結果、非行群においては PIQ ( $M = 84, SD = 13$ ) が VIQ ( $M = 81, SD = 12$ ) よりも有意に高かった ( $t [188] = 2.78, p = .006$ , 効果量 [ $d$ ] = .19, Post hoc 検定力 = .74)。次に PIQ から VIQ を減算した値 ( $P-V$ ) を算出して、その群間差を調べた。その結果、非行群の  $P-V$  ( $M = 2.4, SD = 12$ ) が対照群の  $P-V$  ( $M = -.7, SD = 13$ ) よりも有意に高かった (Welch  $t [364.4] = 2.43, p = .016$ , 効果量 [ $d$ ] = .25, Post hoc

検定力 = .67)。したがって本研究の非行児童も先行研究で繰り返し確認されてきた動作性優位の知能特徴を有しており、研究の非行児童全体への一般化可能性を一つ支持していた。

考 察

非行児童の g 因子

多母集団同時分析によって非行児童の因子構造が児童相談所ケースの中で非行のない児童（以下、無非行児童と記す）と等質であるという因子不変性が確認され、平均構造分析によって非行児童の一般知能 g は無非行児童よりも確かに低いということが明らかにされた。数多くの先行研究では観測変数である FIQ を用いることで g 因子を間接的に測定し、非行児童における知能の低さを証明してきた。これらの研究では非行児童と非行のない児童に同じ因子構造を暗黙のうちに仮定していたことになる。本研究はこの点に関して因子不変性は確かに成立することを示した。すなわちこれまでの先行研究が示してきた FIQ における非行児童の低い検査結果は確かに低い g 因子を反映したものであったという証拠が一つ示されたことになる。その意味で本研究は先行研究と相補的な位置にあってその意義を有していると考えられる。また等質な因子構造においても g 因子が低かったことから、非行児童における知能の低さはある能力領域に特異的なものではなく、根本的・総体的な能力の低さが表れたものと考えること

ができた。

### 非行児童の因子構造

測定不変モデルが成立し、潜在変数から観測変数への因子負荷量は非行児童も無非行児童も同じであるという仮定は受け入れられた。しかしながら Figure 2 と Figure 3 をみれば、対照群に比べて非行群の群指数に対する g 因子の分散説明率はいずれも低い。つまり非行群における四つの群指数は根本的・総体的な知的能力を反映する g 因子以外の要因から影響を受けている割合が対照群よりも大きいのである。このことから非行児童では本来有している能力水準に加えて、例えば受検時の態度や緊張などの状況因や学校での教科学習の機会などの経験が知能検査の結果に反映されやすいことが推測される。因子不変性を確認したため、四つの群指数への g 因子のパス係数は非行児童も無非行児童も同じである。ところが分散説明率の違いは明らかであり、無非行児童に比べて非行児童では能力以外の要因が表現系としての能力発揮に影響しているものと考えられる。この結果は逆を返せば、非行児童への臨床的関わりの手がかりの一つを示している。すなわち無非行児童に比べて能力以外の要因が影響している可能性が高いため、非行児童の環境調整を十分に行うことで本来持っている能力水準にまで当該児童の知的能力を引き上げることができるかもしれない。例えばその結果、学校での学力が向上がみられれば、その体験から自信を得て適応的な方向へと引き戻す機会を与えることに繋がる可能性もある。いずれにしろ無非行児童に比べて非行児童の因子構造において g 因子の分散説明率が低いという結果は、本来有している能力水準が観測された測度に反映されている割合が少ないことを示しており、非行児童の臨床的な状態理解、ならびに臨床的支援の方向性を探るうえでの有効な知見が得られたものと考えられる。

### WISC-III の臨床的解釈

本研究の目的には含まれていなかったが、分析の結果から WISC-III の解釈における有意義な知見が一つ得られた。Wechsler 式知能検査の解釈に関して、従来臨床現場で参照されてきた仮説に「VIQ と PIQ に有意差があるときは FIQ の値は意味がない」というものがある（小林・藤田・前川・大六・山中, 1998; 上野・牟田・小貫, 2001）。これは FIQ

が言語性と動作性の下位検査それぞれ五つずつから構成されていることに鑑みて、その 10 の下位検査評価点に偏りがあり、言語性・動作性の評価点合計に有意差があるならば、その全体の評価点合計を議論しても臨床的に正しい状態像の把握につながらないという論理である。すなわち言語性と動作性に有意差がある場合、その児童の全体的な知的能力というものを臨床上の解釈資料としても妥当性が低いということの意味している。例えば VIQ が 50 で PIQ が 120 の児童がいたとして、その児童の FIQ が 85 であった場合にこの児童を正常知能範囲と解釈しても本来の臨床像にはそぐわないために意味がないとする解釈である。確かに失語症などで VIQ が低まり、残った PIQ との平均をとった FIQ の値に意味がない場合や、肢体不自由のために手指を使った動作性課題への応答が困難で、残った言語性能力との平均をとった FIQ に意味がない場合はある。ところが本研究知見はこの解釈仮説がすべての場合に妥当なわけではないことを間接的に証明している。非行児童は先行研究で確かめられ続けているように動作性優位の知能検査結果を示す（Cornell & Wilson, 1992; Grace & Sweeney, 1986; Haynes & Bensch, 1983; Lipsitt et al., 1990; Lynam et al., 1993; Moffitt & Silva, 1988; White et al., 1989）。本研究における非行群も動作性優位の知能特徴を有していることは確認されており、先行研究で調べられた非行群と知能特徴に関しては類似している。本研究では言語性の群指数（言語理解・注意記憶）と動作性の群指数（知覚統合・処理速度）の推定平均、つまり観測変数の切片項に等値制約を課して g 因子の推定を行った (Figure 3)。すなわち非行群も対照群も言語性と動作性の能力水準は同じであると仮定した上で一般知能 g を比較したのである。その結果、無非行児童に比べて g 因子における非行児童の劣位が統計的に確認された。この結果はたとえ言語性と動作性に有意差があったとしても非行児童においてはやはり一般知能 g を解釈することに臨床上の意義があることを示しており、g 因子を反映した FIQ の解釈が妥当性のあることを支持していると考えられる。そのため本研究に鑑みて、少なくとも非行児童に関する WISC-III の解釈においては VIP と PIQ に有意差がみられたとしても、依然 FIQ が示す総体的な能力水準が当該非行児童の能力特性を

表現していると解釈できるだろう。

## 結 論

非行児童と無非行児童の知能構造に因子不変性が成立することを検証し、そのうえで非行児童の一般知能  $g$  に関する因子平均を比較した。その結果、潜在変数である  $g$  因子においても非行児童の知的能力は低いという知見が得られ、数多くの先行研究が示し続けた観測変数における知見を補完することができた。また非行児童における  $g$  因子の分散説明率が相対的に低かったことから、非行児童の知能検査結果には能力以外の要因（例えば受検時の態度、緊張、教科学習の機会など）が無非行児童よりも大きく影響しているとの知見が得られ、臨床的な支援の可能性が一つ導かれた。加えて WISC-III の解釈仮説の範囲を限定する知見を得て、動作性優位の非行児童においても FIQ による総合的な知能水準を吟味することの臨床的有効性が示唆された。

## 引用文献

- Bartol, C. R., & Bartol, A. M. 2005 Criminal behavior: A psychological approach. 7th edition. Prentice Hall. (バートル, C. R.・バートル, A. M. 羽生和紀・横井幸久・田口真二 (訳) 2006 犯罪心理学—行動科学のアプローチ 北大路書房)
- Cornell, D. G., & Wilson, L. A. 1992 The PIQ>VIQ discrepancy in violent and nonviolent delinquents. *Journal of Clinical Psychology*, **48**, 256-261.
- Gatzke-Kopp, L. M., Raine, A., Loeber, R., Stouthamer-Loeber, M., & Steinhauser, S. R. 2002 Serious delinquent behavior, sensation seeking, and electrodermal arousal. *Journal of Abnormal Child Psychology*, **30**, 477-486.
- Grace, W. C., & Sweeney, M. E. 1986 Comparison of the P>V sign on the WISC-R and WAIS-R in delinquent males. *Journal of Clinical Psychology*, **42**, 173-176.
- Haynes, J. P., & Bensch, M. 1983 Female delinquent recidivism and the P>V sign on the WISC-R. *Journal of Clinical Psychology*, **39**, 141-144.
- 星野崇宏・橋本貴充・繁榎算男 2001 ベイズ的アプローチによる因子平均の群間差・線形対比の有意性検定 教育心理学研究, **49**, 31-40.
- 星野崇宏・岡田謙介・前田忠彦 2005 構造方程式モデリングにおける適合度指標とモデル改善について: 展望とシミュレーション研究による新たな知見 行動計量学, **32**, 209-235.
- 狩野 裕 2002 構造方程式モデリングは、因子分析、分散分析、パス解析のすべてにとって代わるのか? 行動計量学, **29**, 138-159.
- 小林重雄・藤田和弘・前川久男・大六一志・山中克夫 1998 日本版 WAIS-R の理論と臨床: 実践的利用のための詳しい解説 日本文化科学社
- Law, J. G., & Faison, L. 1996 WISC-III and KAIT results in adolescent delinquent males. *Journal of Clinical Psychology*, **52**, 699-703.
- Lipsitt, P. D., Buka, S. L., & Lipsitt, L. P. 1990 Early intelligence scores and subsequent delinquency: A prospective study. *The American Journal of Family Therapy*, **18**, 197-208.
- Lynam, D., Moffitt, T., & Stouthamer-Loeber, M. 1993 Explaining the relation between IQ and delinquency: Class, race, test motivation, school failure, or self-control? *Journal of Abnormal Psychology*, **102**, 187-196.
- Meredith, W. 1993 Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. *Psychometrika*, **58**, 525-543.
- Moffitt, T. E., & Silva, P. A. 1988 IQ and delinquency: A direct test of the differential detection hypothesis. *Journal of Abnormal Psychology*, **97**, 330-333.
- Neisser, U., Boodoo, G., Bouchard, T. J., Boykin, A. W., Brody, N., Ceci, S. J., Halpern, D. F., Loehlin, J. C., Perloff, R., Sternberg, R. J., & Urbina, S. 1996 Intelligence: Knowns and unknowns. *American Psychologist*, **51**, 77-101.
- 緒方康介 2007 児童相談所に係属した被虐待児の知的特性 犯罪心理学研究, **45**, 15-24.
- 緒方康介 2008 児童福祉施設入所が被虐待児の知的発達に及ぼす効果—児童相談所における反復測定ケースの分析— 応用心理学研究, **33**, 103-109.
- 緒方康介 2009 児童相談所で WISC-III を受検した非行少年の知能構造に関する因子分析的検討 犯罪学雑誌, **75**, 9-18.
- 岡田謙介・星野崇宏・繁榎算男 2007 構造方程式モデリングにおける検定等計量の Bartlett 補正 教育心理学研究, **55**, 382-392.
- 清水和秋 2003 構造方程式モデリングによる平均構造の解析モデル 関西大学社会学部紀要, **34**, 83-108.
- 上野一彦・牟田悦子・小貫悟 2001 LD の教育: 学校における LD の判断と指導 日本文化科学社
- Wechsler, D. 1991 Manual for the Wechsler Intelligence Scale for Children, Third Edition. The Psychological Corporation. (ウェクスラー, D.

日本版 WISC-III 刊行委員会 (訳) 1998 日本  
版 WISC-III 知能検査法 日本文化科学社)

White, J. L., Moffitt, T. E., & Silva, P. A. 1989 A  
prospective replication of the protective effects  
of IQ in subjects at high risk for juvenile delin-

quency. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, **57**, 719-724.

(受稿：2009.4.17, 受理：2009.2.20)