

縦断的な知能検査データの行動遺伝分析

豊田 秀樹* 中村 健太郎** 村石 幸正***

双生児と一般児を統合的に扱う遺伝 ACE モデルが新制田中 B 式知能検査に適用される。データは中学 1 年時と高校 1 年時にそれぞれ採られた縦断データである。本研究では構造方程式モデルの下位モデルである遺伝 ACE モデルと縦断的解析を融合したモデルによって、115組の一卵性双生児と32組の二卵性双生児、ならびに881人の一般児の被験者を分析した。知能点と7つの各下位検査についてそれぞれ母数の推定を行い、加算的遺伝、共有環境、非共有環境の各説明割合が明らかとなった。個々の項目に関する特徴に加え、全体として中学時、高校時の双方とも非共有環境の説明割合が比較的大きいことが示された。

キーワード：構造方程式モデリング、遺伝 ACE モデル、双生児と一般児データ

目 的

大きな学習成果をあげることは生徒の、そして学校本来の目標の一つであるばかりでなく、すべての親と教師の願いでもある。知能検査はその学習の潜在可能性を測定しているものであり（丹藤, 1990）、学校教育現場で広く用いられている。その検査得点は、学習の潜在的な可能性を仮説的に表現した知能の部分的な観測変数と捉えることができる。そして、それらは遺伝的な要因と環境の双方から影響を受けていることが知られている（Lohn, Horn, & Willerman, 1997）。そこで、測定値に与える各要因の影響がそれぞれどれくらいであるのかを定量的に検討することは、教育可能性の再確認、さらにはその拡大に繋げる上でも重要な課題である。

また、発達行動遺伝学の知見では、発達過程において異なる遺伝的影響と環境の影響が作用することによって、各要因の影響が変化することが指摘されており、各影響の大きさが時間的に不変であるかどうかとも検証する必要がある問題である。

遺伝と環境の影響に関する行動遺伝学の研究の中で最も多くのデータが集められてきた特性は IQ である。これらのデータから、IQ 得点の遺伝率がおおよそ 0.50 前

後であるという結論が示唆されている。（Plomin, 1990 ; 安藤・大木訳, 1994）。しかし、知能に対する遺伝と環境の影響の大きさは年齢によって変化していく。Cherny, Fulker, & Hewitt (1997) によれば、認知能力に対する遺伝の影響の大きさは 1 歳から 10 歳までの間に 39% から 65% の間で変動しており、それにつれて環境の影響も変動する。また Plomin, DeFries, McClearn, & Rutter (1990, p.150, FIGURE 8.12) では、児童期、成人期の遺伝・共有環境・非共有環境の影響の強さはそれぞれ 40%・25%・25%, 60%・0%・35%（残りは誤差）であるとしている。

このように、知能検査の測定値に対する遺伝と環境の影響の大きさは児童期から成人期の間に大きく変化していく。ところが、これらの研究の多くは幼児期・児童期の子どもや大学生以降の成人のデータを用いており、日本において青年期のデータに対する行動遺伝学的分析は見当たらない。この児童期から成人期にかけては知的な活動の大きな変化が起きていると考えられる時期である。日本の教育制度において中等教育の過程にあたるこの時期に関して、各要因の影響についての知見を得ることは有効であると考えられる。したがって、青年期に焦点をあてた遺伝と環境の影響の大きさがどのように変化していくのかという発達研究を意図した研究がさらに必要である。

日本における知能に対する遺伝の影響に関する先行研究として、古くは、小保内 (1926) に始まり、井上・宮沢 (1954)、相良・訖摩・森川 (1956)、訖摩 (1968) などがある。これらは、一卵性双生児と二卵性双生児の級内相関係数を用いて遺伝の影響の大きさを見積ろうとしたものであり、これらの研究の結果は、遺伝率は

* 早稲田大学 〒162-8644 東京都新宿区戸山1-24-1
早稲田大学文学部心理学教室

** 早稲田大学大学院
〒338-0011 埼玉県さいたま市中央区新中里3-5-7-406
kiiike@toki.waseda.jp

*** 東京大学教育学部附属中等教育学校
〒146-0094 東京都大田区東矢口1-6-17-601
yukimura@hs.p.u-tokyo.ac.jp

およそ0.3から0.7であるとしている。この中で、詫摩 (1968)は、“知能という現象を心理学的に解析するためにはその下位機能についての分析が必要である”として、知能検査を構成する下位テスト項目得点に対する遺伝の影響の大きさも算出しており、注目に値する。

しかしながら、知能に及ぼす環境要因があまりにも複雑であることなどにより、このような家族や血縁関係にある被験者を用いた相関研究は後退せざるをえなかった (伊藤, 1978)。これに対して伊藤 (1978) は、“双生児法だけは、研究の方法を工夫することによっては有効かもしれない”とも述べている。遺伝的影響と環境的影響をとともに認めるバランスのとれた視点をもつ行動遺伝学では、遺伝と環境それぞれの影響力の重要性を示すだけでなく、双方の潜在的重要性を明らかにする新しい手段もまた提供する (Plomin, 1990 ; 安藤・大木 訳, 1994)。一卵性双生児と二卵性双生児を測定対象とし、知能、性格、身体的特徴など様々な形質の測定値を加算的遺伝 (Additive genetic)、共有環境 (Common environment)、非共有環境 (non-shared Environment) の重み付き和で表現する点に特徴がある遺伝 ACE モデル (Neale & Cardon, 1992 ; 豊田, 1997) は、行動遺伝学的な考え方を端的に表したモデルである。これによって各要因の影響がデータとの適合を考慮した上で検討可能となる。

観測変数を要因の重み付き和で表す際には、取り上げた要因では説明しきれない残差を別に設定することが一般的である。しかし、行動遺伝学では観測変数の測定誤差を含む残差のすべてを非共有環境に含めて考える。非共有環境は個々人の独自の経験という意味にとどまらず、ランダムで非系統的な非遺伝的要因の総体を指す (安藤, 2000) からである。測定の真の値は知り得ず、知覚できる環境の影響は測定誤差を含まざるを得ないので、それも含めて非共有環境という要因を考える立場である。

知能に対する遺伝と環境の影響の大きさが青年期の前後で大きく変わるのであれば、青年期における縦断データを用いた分析が必要なことは明らかである。しかし、日本において知能に対する遺伝と環境の影響に関して双生児の縦断データを用いた研究は見当たらない。縦断データを用い、方法の項で述べるモデル構成を行うことで、新たな発達段階 (本研究では高校時) において新しく加わると仮定する要因を用いて測定値の分散の分解を行うことができる。これは横断研究では不可能であり、本分析モデルの大きな利点である。

そこで、本研究は青年期における双生児の縦断的

データを用い、それぞれの時期における知能検査の測定値に対する遺伝と環境の影響の大きさを明らかにすることを目的とする。この目的のため、本研究では双生児と一般児¹のデータを統合的に扱う分析手法を適用する。

方 法

データの概要

被験者 東京大学教育学部附属中学に1984年から1998年までに入学した新入生 (被験者数の詳細はTABLE 1を参照)。

当該被験者中の双生児には、入学検査時に卵性診断²が行われている。この卵性診断の結果に基づき、一卵性である確率が0.9以上である双生児を一卵性双生児、確率が0.0である双生児を二卵性双生児として扱い、その他の双生児は一般児として扱った。

測定方法 田研式 新制田中B式知能検査 (田中, 1953) 第1形式: 改訂B 1 (TABLE 2) (以下、知能検査と略す) の実施要領に従い、当該知能診断検査を集合回収形式で実施。

測定時期 当該被験者の中1の5月、および高1の5月の2回。

抽出方法 全数調査による。

データ形式 迷路、立方体分析、幾何図形構成、置換、異同弁別、数系列完成、図形抹消の各下位テストの素点を当該検査の指定した換算率によって変換した換算点を用いた。

分析モデル

知能検査の得点の規定因としての遺伝と環境の影響を調べるために遺伝 ACE (Additive genetic, Common environment, non-shared Environment) モデルと縦断的解析を融合したモデルを使用する。

観測変数は双生児集団では v_{j1} , v_{j2} , v_{h1} , v_{h2} の4つである。添え字の j , h は、それぞれ中学生時と高校生時を意味している、もう1つの添え字は双生児を識別する番号であり、双生児1と双生児2の順番は無作為である。ただし、異性の双生児は、双生児1が男子、双生児2が女子である。一般児の観測変数は v_j , v_h の2つ

¹ 本論文では学校教育現場で使用されている「一般児」という用語を、出生の頻度として一般的であるという意味で用いることとする。

² 双生児の卵性については、血液型 (ABO, MN, Rh)、血清、血球、尿酸値、コレステロール値、中性脂肪値、ミトコンドリア DNA の特定塩基対、身体各部の目視、身長、体重、胸囲、座高、歯型、血圧など、約30項目にわたる双生児卵性診断特別検査に基づいて、一卵性である確率が算出されている。

TABLE 1 知能検査の被験者の組数・人数

双生児	一卵生	男子	55組	110名
		女子	60組	120名
	二卵生	男子	11組	22名
		女子	9組	18名
		異性	12組	24名
	小計		147組	294名
一般児	男子		486名	
	女子		395名	
	小計		881名	
合計			1175名	

TABLE 2 新制田中B式知能検査 第1形式：改訂B1

下位検査		
下位検査	検査時間	問題のねらい
迷路	2分	全体を見通す能力
立方体の分析	2分	構成されている形態の組立て方法を発見するとともに構成要素の数を合計する能力
幾何図形構成 置換	2分	問題解決の手段の選択工夫の能力
	3分	図形記号に働く知覚速度と記憶の能力
異同弁別	2分	記憶・注意力に関係する視覚体制の確立度
数系列完成	3分	数関係の認識、法則の発見などの推理力
図形抹消	2分	簡単な図形の弁別力、反応の早さ

である。双生児は各測定対象が1組ずつであるのに対し、一般児は1人ずつであるので添字は付さない。

各集団は次の7つである。双生児集団は二卵性異性、一卵性男子、一卵性女子、二卵性男子、二卵性女子の5集団である。一般児は男子、女子の2集団であり、計7集団となる。本分析では、これら7母集団の同時解析モデル(豊田, 1998)によって母数の推定を行う。

双生児と一般児のデータを統合的に扱う理由は次の2点である(豊田・村石, 1998)。まず、データ数の多い一般児と、その性質からデータ数が少ない双生児の共分散構造が等しいと制約することで、安定的に母数の推定が行えるという利点がある。次に、その制約が妥当であるかどうかを各種適合度指標によって検討できることが挙げられる。このとき、適合が良好ならば双生児について得られた知見を一般児に対しても適用することが可能である。

本分析で用いる遺伝ACEモデルでは、観測変数 v_j を中学生時の加算的遺伝 A_j と共有環境 C_j 、非共有環境 E_j からの重みつき和として表現する。一方、高校生時の観測変数 v_h は、高校時の各影響である A_h 、 C_h 、 E_h と v_j から影響を受けるものとする。

双生児モデルにおいて加算的遺伝と非共有環境は、双生児1、双生児2それぞれに対して設定するが、関心の焦点は各構成概念そのものであるもので、ここでは、双生児1、2を区別せず議論する。

モデルで扱う全ての構成概念は識別のための制約として分散を1に固定し、係数を推定する。各構成概念は観測時点において固有のものと考え、中学生時と高校生時の構成概念間には共分散は仮定しない。各発達段階ごとに無相関な別々の要因を想定することは、近年の行動遺伝学における1つの視点である。これは、例えば変声期を過ぎた男子の声が父親に似てくる場合や容貌がだんだんと似てくる場合など、ある形質の類似性が時間的に後から認められたり、徐々に類似して行くことを説明するための仮定を表現している。Wilson (1983) などの研究が示すように、IQ得点に対する遺伝的な影響が継時的に変化することは発達行動遺伝学においてほぼ定着した知見となっており(Plomin, 1990; 安藤・大木 訳, 1994; 安藤, 2000)、上記の仮定はこれを背景としたものである。

また、同時期の加算的遺伝間には二卵性の母集団に関して0.5、一卵性の母集団に関しては1.0の相関を仮定し、固定母数とする。一卵性双生児は同一の素質を持つのに対して、二卵性双生児は相関のある異なった素質を持つ。二卵性双生児の遺伝子は互いに半分が共有されているので、ポリジーンの考え方を導入し、その相関には0.5が仮定される(豊田, 1997, 豊田, 2000)。

それ以外の構成概念間には共分散を仮定しない。共有、非共有環境はそれぞれ環境要因の異なる側面を表したものであり、無相関の仮定は自然である。一方、環境要因と遺伝要因の相互的な影響はそれ自身が1つの興味深い研究テーマとなり得るものである。しかし、環境による効果と遺伝的な効果の相互作用を検討するには、例えば受動的な相関³を養子研究法で測定するといった手法を用いる必要がある(Plomin, 1990; 安藤・大木 訳, 1994)。したがって、本研究では、1つの観点として環境要因と遺伝的要因の間に相関を仮定しないモデル構成とした。

二卵性異性双生児集団のパス図には、本モデルで推定する全ての母数が登場する。そこで、このパス図のみ単独でFIGURE 1に示す。FIGURE 2はそれ以外の6つの集団のパス図を示したものである。ただし、一卵性双生児と二卵性双生児のモデルの違いは、加算的遺

³ ここでいう受動的相関とは、両親から受け継ぐある特性の集団内における遺伝的な差異と各両親の特性に応じた家庭環境の差異に、ある程度の対応がみられるという意味である。

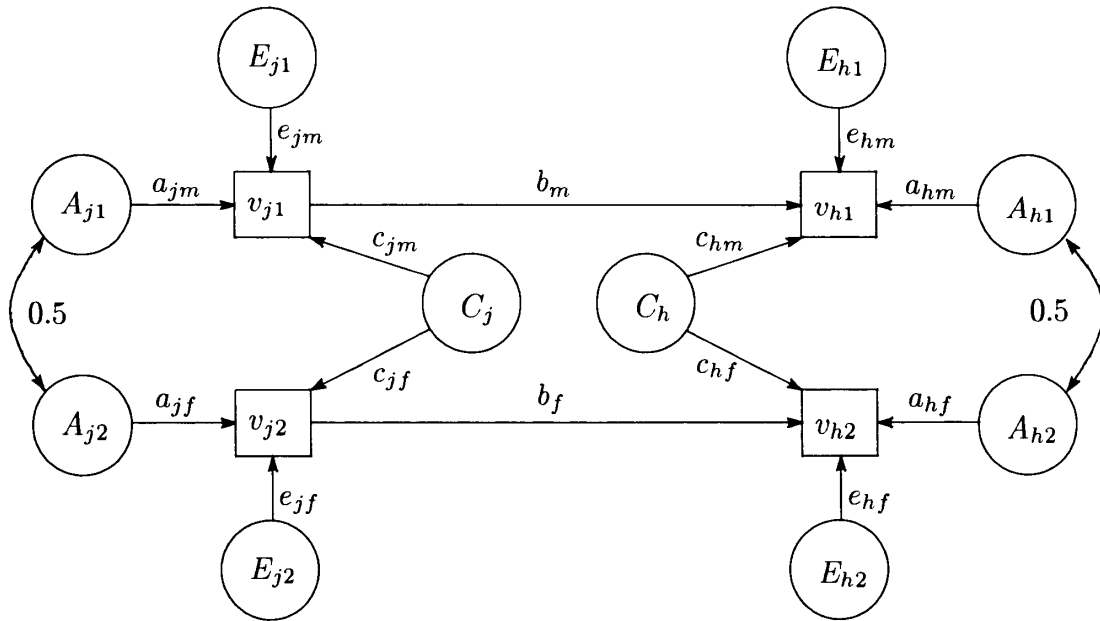


FIGURE 1 二卵性双生児異性モデル

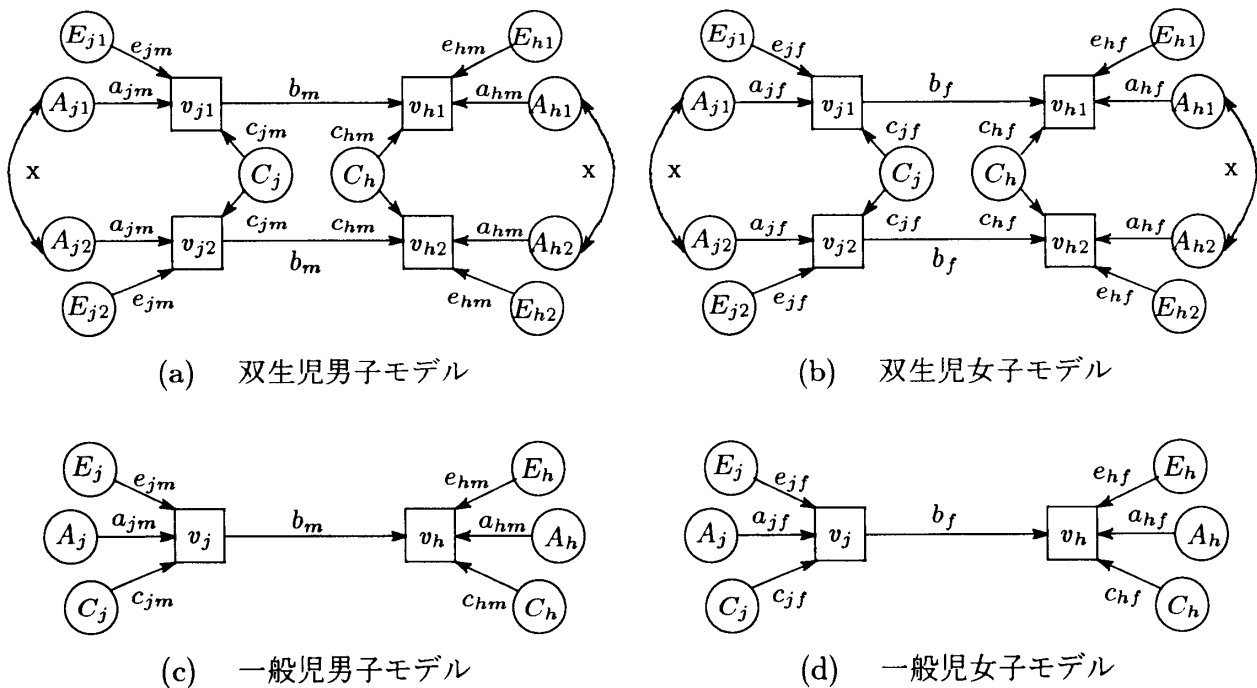


FIGURE 2 異性モデル以外の本分析のモデル

伝間の相関のみであるので、この相関を x としてまとめて示した。

推定する母数とその意味は、それぞれ

a_{jm} ：中学生時に男子が加算的遺伝から

c_{jm} ：中学生時に男子が共有環境から

e_{jm} ：中学生時に男子が非共有環境から

a_{jf} ：中学生時に女子が加算的遺伝から

c_{jf} ：中学生時に女子が共有環境から

e_{jf} ：中学生時に女子が非共有環境から

a_{hm} ：高校生時に男子が加算的遺伝から

c_{hm} ：高校生時に男子が共有環境から

e_{hm} ：高校生時に男子が非共有環境から

⁴ 本分析において、0 と固定した係数部分の 2 乗として表される分散が測定値全体の分散に占める割合はすべて 1% 以下であり、母数の数を減らすことによって推定値に与えるバイアスは極めて小さいと判断される。

b_m : 男子の高校生の知能が中学生時の知能から
 a_{hf} : 高校生時に女子が加算的遺伝から
 c_{hf} : 高校生時に女子が共有環境から
 e_{hf} : 高校生時に女子が非共有環境から
 b_f : 女子の高校生の知能が中学生時の知能から
 受ける影響の強さである。

本分析では次の3つのモデルについて母数の推定を行う。

- 上記の母数に関して制約を課さないモデル。これをOモデルとする。
- Oモデルの推定結果から算出される各要因の分散が1%以下の母数を0に固定するZZモデル。
- ZZモデルについて男女差はないとするZモデル。

これら3つのモデルの最尤推定の結果、AICが最小のモデルを最適モデルとして採用する⁴。なお、Oモデルの結果によって、例えば加算的遺伝からの影響を0と制約し、そのモデルが採用されたとしても、それは遺伝の影響が皆無であることを生物学的なメカニズムの観点から結論づけるものではなく、データの再現性からは0に固定した方が母数の推定が安定するという意味であることに注意されたい(豊田・村石, 1998)。

推定された標準解から各観測変数の変動に対する各要因の説明分散割合を次のように算出することができる。

FIGURE 1 に示されるように、中学時の観測変数 v_{ji} は、中学時の加算的遺伝 A_{ji} 、共有環境 C_j 、非共有環境 E_{ji} の重み付き和で表現される。すなわち、

$$v_{ji} = a_{js}A_{ji} + c_{js}C_j + e_{js}E_{ji} \quad (1)$$

である。ここで、添字 i は双生児の識別番号1, 2を表し、 s は性別 m, f を表す。異性の双生児の場合、 $i=1$ のとき $s=m$ (男子)、 $i=2$ のとき $s=f$ (女子) である。

本モデルでは内容の異なる構成概念間に共分散を設定せず、各々の分散を1としているので、 v_{ji} の分散 $V[v_{ji}]$ は、

$$V[v_{ji}] = a_{js}^2 + c_{js}^2 + e_{js}^2 \quad (2)$$

となり、各構成概念の分散の和に分解される。標準解であるから(2)式の値は1である。したがって、観測変数の変動を各構成概念が説明する割合はそれぞれ、

$$R^2[A_{ji}] = a_{js}^2 / V[v_{ji}] = a_{js}^2 / (a_{js}^2 + c_{js}^2 + e_{js}^2) \quad (3)$$

$$R^2[C_j] = c_{js}^2 / V[v_{ji}] = c_{js}^2 / (a_{js}^2 + c_{js}^2 + e_{js}^2) \quad (4)$$

$$R^2[E_{ji}] = e_{js}^2 / V[v_{ji}] = e_{js}^2 / (a_{js}^2 + c_{js}^2 + e_{js}^2) \quad (5)$$

と定義できる。

一方、本モデルにおいて高校時の観測変数 v_{hi} は、

FIGURE 1 にあるように高校時の加算的遺伝 A_{hi} 、共有環境 C_h 、非共有環境 E_{hi} に加え、中学時における各構成概念からの影響を受けた観測変数 v_{ji} から影響を受ける。すなわち、

$$v_{hi} = b_s v_{ji} + a_{hs} A_{hi} + c_{hs} C_h + e_{hs} E_{hi} \quad (6)$$

と表現されるので、その分散 $V[v_{hi}]$ は

$$V[v_{hi}] = b_s^2 V[v_{ji}] + a_{hs}^2 + c_{hs}^2 + e_{hs}^2 \quad (7)$$

$$= b_s^2 + a_{hs}^2 + c_{hs}^2 + e_{hs}^2 \quad (8)$$

となる。高校時の観測変数の変動についても、その説明割合は中学時と同様に定義できる。高校時における中学時全体による説明割合は

$$R^2[v_{ji}] = b_s^2 / v_{hi} = b_s^2 / (b_s^2 + a_{hs}^2 + c_{hs}^2 + e_{hs}^2) \quad (9)$$

である。ここで、 $R^2[v_{ji}]$ は中学時の各構成概念の影響にさらに分解できる。(7)式の右辺第1項から、高校時における中学時の各影響の大きさはそれぞれ、 $b_s^2 a_{js}^2$ 、 $b_s^2 c_{js}^2$ 、 $b_s^2 e_{js}^2$ である。

なお、特定化の難しい偶然的な非共有環境の影響のうち、測定誤差の程度については検査の非信頼性の程度から検討することが可能である。しかし、検査の標準化に利用された集団での分散に比べて本研究での被験者における分散は小さくなるため、非共有環境から測定誤差の影響を差し引くことは行わない。ただし、既に述べたように、この非共有環境は遺伝要因と共有環境要因では説明しきれないあらゆる非系統的な影響の総体であり、測定値に付随する誤差を含んだものであることに注意されたい。

結果と考察

知能点の分析結果と考察

新制田中B式知能検査は、TABLE 2 で示された7つの下位検査の素点を求めた後に、総合的なテスト得点として知能点(IS)を求める⁵。ここでは、知能点の分析結果を示す。母数の推定には AMOS (ver.4.0) を使用した。

知能点に関する分析の結果、基準に従って $a_{hf}=0$ 、 $c_{hm}=0$ と制約した ZZ モデルが AIC の観点から最適と判断された。

TABLE 3 に知能点の適合度指標を示す。TABLE 3 には、各下位検査の適合度も同時に示した。

TABLE 3 に示されるように、最適モデルは GFI や RMSEA の値も許容できることから、AIC による相対評価だけでなく、モデル自体のデータへの当てはまり

⁵ 知能点は「置換」の得点を10で、「異同弁別」の得点を3で、「図形抹消」の得点を5で割った値と、残りの4つの下位検査の得点を加えた値として定義されている。

TABLE 3 知能点ならびに各下位検査の適合度指標

下位検査	母数数	χ^2 値	自由度	GFI	RMSEA
知能点	12	61.333	44	0.953	0.020
迷路	11	94.107	45	0.907	0.033
立方体	12	76.024	44	0.941	0.027
幾何図形	5	81.182	51	0.944	0.024
置換	5	84.205	51	0.942	0.025
異同弁別	11	78.891	45	0.949	0.027
数系列	14	76.985	42	0.956	0.029
図形抹消	4	132.867	52	0.900	0.039

もよいと考える。したがって、双生児と一般児の共分散構造に大きな差異は見出されず、知能点に関する本モデルからの知見は一般児に適用可能であることが示唆された。

TABLE 4 に知能点の母数の推定値、標準誤差 (S.E.), z 値、標準解を示す。また、TABLE 4 の標準解から計算される説明割合を FIGURE 3 に示す。

FIGURE 3 では、男子の知能点は中学時において加算的遺伝から約24%の影響を受け、共有環境からは35%、非共有環境からは41%の影響があることが示唆された。一方、中学時の女子は、加算的遺伝の影響がほぼ30%であり、共有環境、非共有環境の影響はそれぞれ42%、27%であるという推定結果となった。

以上から、知能点に対する各要因の影響は性別によって異なることが示唆された。中学時の女子では、知能点の測定値はその変動を共有環境が相対的に大きく説明するのに対し、中学時の男子は非共有環境の影響が3つの要因の中で最も大きく、中学時の知能点に関しては男子の方が各自の偶然的な非遺伝的要因からの影響が大きいと解釈される。

本研究は遺伝 ACE モデルと縦断的解析を融合した

TABLE 4 母数の推定値 (知能点)

母数名	推定値	S.E.	z 値	標準解
a_{jm}	4.179	3.523	1.186	0.492
c_{jm}	4.994	2.798	1.785	0.588
e_{jm}	5.458	0.508	10.750	0.642
a_{jf}	4.271	2.507	1.703	0.562
c_{jf}	4.912	2.144	2.292	0.646
e_{jf}	3.924	0.356	11.025	0.516
a_{hm}	2.388	1.125	2.123	0.248
c_{hm}	0.000			0.000
e_{hm}	5.985	0.468	12.784	0.621
a_{hf}	0.000			0.000
c_{hf}	4.064	0.477	8.526	0.474
e_{hf}	4.674	0.377	12.384	0.545
b_m	0.844	0.030	27.672	0.744
b_f	0.782	0.036	21.890	0.692

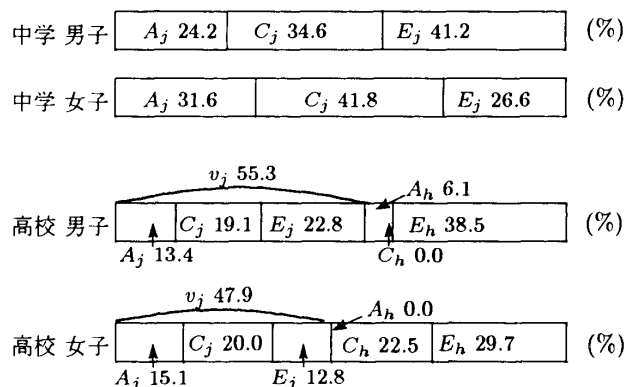


FIGURE 3 知能点の説明分散割合

モデルを使用しており、高校時において中学時の影響がどの程度かを検討することが可能である。男子の知能点の高校時での説明割合は、中学からの影響が半分を超え55%と推定され、そのうち加算的遺伝、共有環境、非共有環境それぞれの割合は13%、19%、23%という推定結果となった。

高校時の各要因の影響は、推定値から加算的遺伝が6%、共有環境の割合が0%と算出された。また、非共有環境の影響の推定結果は約40%であった。

これに対し、女子の高校時の知能点は、その変動の半分弱、48%が中学からの影響で説明されると推定された。高校時の加算的遺伝は0%の説明割合であるのに対し、共有環境は約20%、非共有環境は約30%の影響があることが示唆された。

中学時とは無相関で高校時において新たに加わると仮定した遺伝的影響は、知能点において男女ともわずかであると推察される。一方、共有、非共有環境の比率は男女で異なっており、女子は高校時においても共有環境の影響が強いことが示唆された。

以上のことから、中学生から高校生へと移行する時期において、知能点の測定値への中学時の影響は全体に対してほぼ半分となり、その分、共有、非共有双方の環境要因が影響を与えるようになると考えられる。

下位検査の分析結果と考察

迷路

下位検査である「迷路」の得点に対して、知能点の分析と同様に、母数に関して制約を入れないモデルを分析した。推定の結果、母数 a_{jm} , c_{jf} , a_{hf} はそれぞれ、0.04, 0.04, 0.03であった。基準に従ってこれらを0に固定し、各影響に男女差はないという制約を課したモデルと共に再び推定を行った。これら3つのモデルの最尤推定の結果、AICの観点からZZモデルを最適モデルとして採用した。これは、「迷路」において

3つのモデルのうち当てはまりが良いのはどれかという検討である。しかしながら、TABLE 3の適合度指標をみると、後述する他の下位検査に比して適合が悪い。「迷路」に対する分析結果と他の下位検査の結果を直接に比較することはできないが、ここでは双生児と一般児の共分散行列の乖離が大きく、結果の解釈が許容される範囲ではないと判断し、「迷路」に関する推定結果は提示しないこととする。

立方体

「立方体」についても「迷路」の分析と同様に、 O モデルと基準に従って中学時には男女とも共有環境の影響はないと制約した ZZ モデル、その制約の上に影響の大きさに男女差はないとする Z モデルについてAICの観点からモデル選択を行った。その結果、 ZZ モデルが最適モデルとして採用された。適合度はGFI, RMSEAともに良好な値であった。標準解から計算される各構成概念の説明分散割合をTABLE 5, TABLE 6に示した。2つの表のそれぞれには他の下位検査についても示してある。

「立方体」は男女で各構成概念の影響が異なる下位検査である。中学時、共有環境の影響が非常に小さいのは男女で共通しているが、女子が大きな影響を加算的遺伝から受けているのに対し(70%弱という推定結果)、男子の場合は約40%と推定され、非共有環境の影響の方が大きい結果となった。中学時の影響は高校時に男子は17%、女子は24%ほど反映されるものと推定された。50%ほどであった知能点の結果と比べるとその影響は小さいことが示唆された。推定結果から、高校時において残りの70%強の変動のうち、男女でそれぞれ50%、60%は高校時の非共有環境が説明すると推察される。また、中学時には影響がほとんどなかった共有環境は、男女ともわずかにみられるようになり変化していることがうかがえる。さらに、高校時では中学時と無関係と仮定した新たな遺伝的影響が男子、女子ともに加わることが示唆された。

TABLE 5 中学時の説明分散割合 (%)

	男子			女子		
	A_j	C_j	E_j	A_j	C_j	E_j
迷路	—	—	—	—	—	—
立方体	39.5	0.0	60.5	67.1	0.0	32.9
幾何図形	0.0	39.6	60.4	0.0	39.6	60.4
置換	0.0	57.0	43.0	0.0	57.0	43.0
異同弁別	0.0	51.0	49.0	0.0	65.8	34.2
数系列	2.5	44.8	52.7	0.5	48.0	51.5
図形抹消	—	—	—	—	—	—

TABLE 6 高校時の説明分散割合 (%)

	v_j	v_j の内訳			高校時の各影響		
		A_j	C_j	E_j	A_h	C_h	E_h
迷路	男子 女子	— —	— —	— —	— —	— —	— —
立方体	男子 16.6 女子 24.4	6.6 16.4	0.0 0.0	10.1 8.0	25.7 11.9	5.9 6.2	51.8 57.4
幾何図形	男子 25.2 女子 25.2	0.0 0.0	10.0 10.0	15.2 15.2	0.0 0.0	16.5 16.5	58.3 58.3
置換	男子 39.8 女子 39.8	0.0 0.0	22.7 22.7	17.1 17.1	0.0 0.0	13.9 13.9	46.3 46.3
異同弁別	男子 41.6 女子 44.6	0.0 0.0	21.2 29.3	20.4 15.3	4.1 0.0	17.4 5.1	37.0 50.4
数系列	男子 36.5 女子 26.3	0.9 0.1	16.3 12.6	19.2 13.6	18.1 32.1	0.0 0.3	45.4 41.2
図形抹消	男子 女子	— —	— —	— —	— —	— —	— —

幾何図形

「幾何図形」における最適モデルは、中学時女子の加算的遺伝を除く a_{jm} , a_{hm} , a_{hf} を0に固定し、性別による母数の違いはないとする Z モデルであった。GFI, RMSEAともに良い適合を示す値であった。

TABLE 5, TABLE 6に示した説明分散割合では、各影響指標は男女間で等しいという制約が課されているので、説明の割合も男女で等しい。

「幾何図形」において、中学時は男女とも共有環境と非共有環境の影響がそれぞれ約40%と60%であると推定された。性別によらず中学時、高校時も個々人で独自に異なるランダムな要因の影響が非常に大きいと考えられる。高校時でも加算的遺伝の影響はデータの挙動を説明するほどの大きさは無く、高校時の共有環境が約17%、非共有環境が60%近い影響を与えていることが示唆された。高校時において中学時の影響は25%ほどであると推定されたが、非共有環境の影響の推定結果が約60%であるため、40%ほどであった中学時の共有環境の影響は高校時において10%程度となっている。以上から「幾何図形」は遺伝規定性の低い下位検査であると考えられる。

置換

「置換」の分析結果では、男女とも中学、高校時の加算的遺伝の影響がなく、他の影響に関しても性差が認められないモデルが最適となった。TABLE 3の指標も良い適合を示している。

TABLE 5, TABLE 6の説明分散割合をみると、中学時は共有環境の影響がほぼ60%を占め、残りの40%を非共有環境の影響が説明する結果となった。「置換」は

中学時において共有環境からの影響が男女とも強いといえる。また、遺伝的な要因が中学時、高校時ともほとんど影響していないことは他の下位検査の多くと共通している特徴である。

結果から高校時の共有環境の影響が約14%、非共有環境の影響が約46%で、中学からの影響は約40%と算出された。高校時になると共有環境の影響が小さくなり、非共有環境の影響が微増することがうかがえる。中学入学時に環境が与える共通した影響は、高校入学時点においてその影響が小さくなると推察される。

異同弁別

「異同弁別」の場合は、 a_{jm} , a_{hm} , a_{hf} を0と制約したモデルが最適モデルとなった。TABLE 3の適合度指標は $GFI=0.949$, $RMSEA=0.027$ となり、採用したモデルは良い適合を示した。

説明分散割合をみると、中学時において性別によらず加算的遺伝の影響は0%であった。共有、非共有環境の影響は男子の場合、それぞれ約50%ずつであると推定された。女子の場合は、データの変動のうち約66%を共有環境の影響が占め、残りの34%を非共有環境が占める結果となった。ここから「異同弁別」において中学時は性別によらず加算的遺伝の影響は非常に小さいことが示唆された。

高校時における中学時の影響は、推定値から男子が42%、女子が45%ほどであると計算され、男女とも40%以上の説明割合を持つ結果となった。女子は高校時の非共有環境の影響が約50%、加算的遺伝、共有環境はそれぞれ0%、5%という結果であった。一方、男子は加算的遺伝が約4%、共有環境が17%の影響を持つという推定結果となった。中学時、高校時において各要因の影響力が変化していることが認められる。

数系列完成

基準に従い母数 a_{if} , c_{hm} , c_{hf} を0と制約したZZモデルとZモデル、および制約を加えないOモデルについてAICによるモデル選択を行ったところ、「数系列完成」では制約を課さないOモデルが最適と判断された。TABLE 3に示した最適モデルの適合度指標は $GFI=0.956$, $RMSEA=0.029$ であり、モデルとデータとの適合は良好であった。

「数系列完成」は中学時の影響の割合が男女間で似通っている。TABLE 5, TABLE 6に示される説明分散割合では、男子の中学時は共有、非共有環境の影響がそれぞれ約45%、53%であり、女子はそれぞれ48%、50%ほどであると推定された。加算的遺伝の影響は男子は約3%、女子は1%であることが示唆された。

高校時では、男女間に大きな違いがみられた。高校時における中学時の影響は、男女でそれぞれ36%、26%程度で、10ポイントほどの違いがみられる結果となった。男子の方が中学時からより大きな影響を受けると考えられる。共有環境の影響は男女とも非常に小さく、非共有環境の説明割合も近い値になっているが、高校時の加算的遺伝の影響は女子の方が大きいことが示唆された。

推定結果から、女子は中学時の遺伝的要因とは無関係と仮定した加算的遺伝の影響が高校時に認められる。また、男子も同様の影響がみられる。「数系列完成」は等差数列、等比数列を含む様々な数列に対して法則性を見出す推理力に関する下位検査である。本分析の結果からは、このような検査得点に対する遺伝的影響は中学時には小さく、高校までの間にその影響が増加することが示唆された。

遺伝的な要因は固定的で、生まれた直後から永続的に影響を及ぼし続ける、といった印象が存在するが、これに対して安藤(1992)は、遺伝は必ずしも一生変化するものがないという「不変性」を意味するものではないことを指摘している。本分析モデルにおいては、各発達段階にそれぞれ無相関の加算的遺伝的要因を設定したことで、遺伝的要因が後発的な影響を持つ可能性を示す結果の1つが得られたと考えられる。

図形抹消

「図形抹消」での最適モデルは中学時、高校時の女子の加算的遺伝と高校時男子の共有環境の影響を0と制約し、男女間で各影響指標が等しいという制約を課すモデルであった。しかし、TABLE 3に示されるように、他の下位検査に比べて適合が悪い。そこで、「迷路」と同様に「図形抹消」においても推定値の提示と解釈は行わないこととする。

総 合 考 察

本研究で対象とした尺度の分析結果だけを用いて、各尺度名に代表される形質(特性)に対する遺伝と環境の影響を決定したものとして解釈することは早計である。しかし、本研究では、遺伝ACEモデルを双生児と一般児の多母集団解析で統合的に考察する利点を実証的に示したと考えられる。つまり、双生児と一般児のデータを同時に分析することで母数の推定を安定させ、かつ両者の共分散構造の差異を適合度指標によって確認することが可能となった。推定したモデルの適合度は「迷路」「図形抹消」以外は許容できる値であり、本研究において双生児に関して得られた心理・教育学的

知見は、一般児に対しても適用可能であることが示された。「迷路」と「図形抹消」に関しては、双生児と一般児の共分散行列の乖離が十分に小さいとはいえない結果となった。

各要因が持つ影響に共通していることは、非共有環境が中学時、高校時ともに比較的大きいということである。共有環境も合わせた環境要因という観点から考えると、高校時では知能点と各下位検査に関して男女とも大きな影響を受けている。

中学時における加算的遺伝の影響は、知能点や「立方体」などのように大きくなるものがみられる。一方、高校時の加算的遺伝は「立方体」および「数系列完成」で影響が認められる。

縦断的解析を融合した本分析のモデルは、中学生から高校生までの青年期において、知能点、各下位検査への影響の変化に関する縦断的知見を導くことが可能である。

遺伝的要因は、誕生時から固定した影響を持ち続けるかのようなイメージを抱かれることが多い。しかし、本研究では中学時とは無相関であると仮定した遺伝的な影響が高校時において皆無であるという結果にはならなかった。中学時における遺伝的な影響は、高校時の測定値のバラツキに占める中学時から引き継いだバラツキの中に含まれている。その上で、高校時独自であると解釈することが可能な遺伝的要因の影響が認められないとはいえなかった。したがって、中学時の検査後から高校時の検査までの期間に受けた教育を含む外部からの新たな知的刺激という影響に加えて、後発的な遺伝的影響も集団間の測定値の差異に寄与している可能性が示唆された。また、複数の下位検査に関して分析することで、そのような影響が現れる検査項目と、遺伝的要因の説明割合が非常に小さい項目があることが明らかとなった。

引用文献

- 安藤寿康 1992 人間行動遺伝学と教育 教育心理学研究, **40**, 96-107. (Ando, J. 1992 Human behavioral genetics and education. *Japanese Journal of Educational Psychology*, **40**, 96-107.)
- 安藤寿康 2000 心はどのように遺伝するか—双生児が語る新しい遺伝観— 講談社
- Cherny, S. S., Fulker, D. W., & Hewitt, J. K., 1997 Cognitive development from infancy to middle childhood. In R. J. Sternberg & E. Grigorenko (Eds.), *Intelligence, heredity, and environment*. New York : Cambridge University Press. Pp. 463-482.
- 井上英二・宮沢 修 1954 双生児法による知能の研究 双生児の研究 日本学術振興会 Pp.127-131.
- 伊藤隆二 1978 知能テストをめぐる論争 遺伝, **32**(1), 21-26.
- 小保内虎夫 1926 双生児による心的遺伝の研究 心理学研究, **1**, 577-638.
- Lohn, J. C., Horn, J. M., & Willerman, L. 1997 Heredity, environment, and IQ in the Texas Adoption Project. In R. J. Sternberg & E. Grigorenko (Eds.), *Intelligence, heredity, and environment*. New York : Cambridge University Press. Pp.105-125.
- Neale, M. C., & Cardon, L. R. 1992 *Methodology for genetic studies of twins and families*. Dordrecht, NL : Kluwer Academic Publishers.
- Plomin, R. 1990 *Nature and nurture : An introduction to human behavioral genetics*. Pacific Grove, CA : Brooks/Cole. (プロミン R. 安藤寿康・大木秀一 (訳) 1994 遺伝と環境 人間行動遺伝学入門 培風館)
- Plomin, R., DeFries, J. C., McClearn, G. E., & Rutter, M. 1990 *Behavioral genetics* (3rd ed.) New York : W. H. Freeman and Company.
- 相良守次・詫摩武俊・森川村彦 1956 双生児法による知能の研究 双生児の研究II 日本学術振興会 Pp.205-207.
- 相良守次・詫摩武俊 1957 双生児法による要求水準学習の転移及び知能に関する実験的研究 心理学研究, **28**, 282-285.
- 詫摩武俊 1968 双生児法による知能の遺伝性に関する研究 教育心理学研究, **16**, 237-240. (Takuma, T. 1968 An experiment on heredity influence on intelligence by twin study method. *Japanese Journal of Educational Psychology*, **16**, 237-240.)
- 田中寛一 1953 最新知能検査法 日本文化科学社
- 丹藤 進 1990 知能, 学業成績, 学習態度における同胞間類似と出生順位 弘前大学教育学部教科教育研究紀要, **12**, 35-41.
- 豊田秀樹 1997 共分散構造分析による行動遺伝学モデルの新展開 心理学研究, **67**, 464-473. (Toyoda, H. 1997 A new wave of behavior genetic

modeling using covariance structure analysis.
Japanese Journal of Psychology, **67**, 464-473.)

豊田秀樹 1998 共分散構造分析 [入門編] ー構造方程式モデリングー 朝倉書店

豊田秀樹 2000 共分散構造分析 [応用編] ー構造方程式モデリングー 朝倉書店

豊田秀樹・村石幸正 1998 双生児と一般児による遺伝因子分析ーY-G 性格検査への適用ー 教育心理学研究, **46**, 255-261. (Toyoda, H., & Murai-shi, Y. 1998 Genetic factor analysis for twins and non-twins : An application to Yatabe-

Guilford personality inventory data. *Japanese Journal of Educational Psychology*, **46**, 255-261.)

Wilson, R. S. 1983 The Louisville twin study : Developmental synchronies in behavior. *Child Development*, **54**, 298-316.

謝 辞

卵性診断は東京大学附属中等教育学校双生児特別検査チームにより多数の遺伝マーカーを使って実施されている。ここに記して深謝申し上げます。

(2003.7.28 受稿, '04.7.17 受理)

Behavior Genetic Analysis of Longitudinal Intelligence Test Data on Twins

HIDEKI TOYODA (WASEDA UNIVERSITY), KENTARO NAKAMURA (GRADUATE SCHOOL OF LETTERS, ARTS AND SCIENCES, WASEDA UNIVERSITY) AND YUKIMASA MURASHI (SECONDARY EDUCATION SCHOOL ATTACHED TO THE FACULTY OF EDUCATION OF THE UNIVERSITY OF TOKYO)
JAPANESE JOURNAL OF EDUCATIONAL PSYCHOLOGY, 2004, 52, 392-401

Participants (115 monozygotic pairs of twins, 32 dizygotic pairs, and 881 non-twin students) took the Tanaka B Intelligence Test (New Edition) when in junior high school and high school. The data were analyzed by a type of structural equation model, a genetic ACE (Additive genetic, Common environment, non-shared Environment) model, combined with a model for analyzing longitudinal data. Intelligence scores (IS) and scores on 7 sub-tests were examined. Non-shared environment accounted for a considerable portion of the variance in each score, at both the junior high and high school levels.

Key Words : behavior genetic analysis, intelligence test, structural equation model, comparison of twins and non-twins, junior high school and high school students