

Nymegen Growth Study の研究デザインの紹介と適用事例

吉川, 和利
九州大学健康科学センター

小宮, 秀一
九州大学健康科学センター

<https://doi.org/10.15017/335>

出版情報：健康科学. 1, pp.109-116, 1979-03-30. 九州大学健康科学センター
バージョン：
権利関係：

Nymegen Growth Study の研究デザインの紹介と適用事例

吉川 和利* 小宮 秀一*

Recommendation of Nymegen Growth Study's Design and Its Case Study

Kazutoshi KIKKAWA* and Shuichi KOMIYA*

Abstract

In growth and development research, the traditional models based on cross-sectional and longitudinal models have usually been employed.

In these models, growth and development is assumed to be a function of the two factors of age, time of measurement or cohort.

The literatures on tri-factorial model in which growth and development is account for as a function of age, time of measurement and cohort were summarized by Kessen (1960) and Schaie (1965).

The Nymegen Growth Study develops these models and average value on each groups is described by the formula, $G_0=B+A+C+T+L$ (where B refers to the base line value; A, the age effect; C, the cohort effect; T, the time of measurement effect; L, the learning or testing effect).

The present paper attempts to analyze the development of running long jump following the tri-factorial model in Nymegen Growth Study.

The materials for this study are obtained by testing elementary school children.

The measurements of both cohorts were administrated twice at 5-months intervals in 1978.

A total of 22 boys is divided into two groups according to their birth periods (cohort).

In addition, independently selected control group from younger cohort is employed to assess the impact of testing effect.

The results obtained are as follows.

1) Cross-sectionally, the difference between two cohorts in the first measurement was significant, nevertheless, in the second measurement it is not significant.

2) Longitudinally, the younger cohort develops, while the elder cohort develops with non significance.

3) When the corresponding groups compared, it proves that neither the testing effect nor the time of measurement is significant in this design.

4) Consequently, the development or growth of running long jump is due to the net age effect, especially so in the younger cohort.

We hope to expand the tri-factorial model by adding more data. Because there are evidences which support the application of this model to our area, and because the present approach would be of great value to the study of growth and development.

(Journal of Health Science, Kyushu University, 1 : 109~116, 1979)

* Institute of Health Science, Kyushu University, Ropponmatsu, Fukuoka 810, Japan.

I 緒言

発育発達現象の検索を目的とした大がかりなプロジェクト研究は九州大学の福岡郊の浜地区を中心とした20年研究、京都大学の舞鶴地区を中心とした研究などがあり、それぞれの研究成果は国内・国外を問わずに注目されてきている⁴⁾⁵⁾⁸⁾。こうした発育発達に関する研究ではある年令集団 (Cohort) 固有の年令による変化を明らかにするために縦断的アプローチを行ない、もう一つの研究方略である横断的方法の欠陥を克服しようとしている。

すなわち、縦断的方法では Cohort をそれぞれの環境要因が独自のものであり、したがってある変数への効果としての環境効果を一定にするというねらいをもっている。横断的研究はそれぞれの年令ごとに別々のコホートを抽出するため、必ずしも正味の年令変化をとらえるものではない。しかし縦断的研究における測定時 (Time of Measurement) は複数回にのぼるものであり、測定時それぞれの条件差が測定値に混乱をもたらすものであろうという点の指摘もできる。

具体的には測定器具の条件あるいは験者・被験者の測定慣れといったことである。

発育・発達現象の把握のために変量としてとりあげられる種々のテストでは測定時それぞれのもつ効果のコントロールも必要である。

もし発育・発達現象 (D) を関数表現すれば一般的には年令効果 (A) のほかに、測定時効果 (T)、所属年令集団、即ちコホート効果 (C) の3つを少なくとも考えねばならない。

すなわち $D=f(A, C, T)$ とみなして発達現象はとらえられる必要がある。横断的研究 (X) は T を一定にし、 $DX=f(A, C)$ として発達をとらえたものであり、縦断的研究 (LO) は、 $DLO=f(A, T)$ のようにコホートを一定としたデザインであると考えることができる。

さらに同一年令について時代差 (secular-trend) を追究する Time Lag 研究 (TL) のデザインでは $DTL=f(C, T)$ として発達をとらえたものである。

発育・発達現象を測定しようとする時に、データが年令のほかに測定時、コホートによって影響を受けるという三要因的 (tri-factorial) な見方は Kessen (1960) が唱え⁹⁾、具体的なデザインを示したのは Schaie (1965) である¹⁶⁾。

Schaie は三要因が次のような公式によって表現できるとしている。

すなわち

Age difference ; Ad

Cohort difference ; Cd

Time difference ; Td

Cross-sectional 測定での差 ; CSd

Longitudinal 測定での差 ; LOd

Time Lag 測定での差 ; TLd

とすると、

$$CSd = Ad + Cd$$

$$LOd = Ad + Td$$

$$TLd = Cd + Td \quad \text{となり、}$$

したがって

$$Ad = CSd - Cd \quad [1]$$

$$Cd = TLd - Td \quad [2]$$

$$Td = LOd - Ad \quad [3] \quad \text{となる} \text{ことがわかる。}$$

それゆえに式の変換を行なうと、

$$Ad = [CSd - TLd + LOd] / 2 \quad [4]$$

$$Cd = [TLd - LOd + CSd] / 2 \quad [5]$$

$$Td = [LOd - CSd + TLd] / 2 \quad [6]$$

となることも明らかである。

しかし、これらの式からはパラメーター、Ad, Td, Cd それぞれの正味効果というのは抽出はできないという点から、少なくとも三要因の効果だけは抽出し得る Sequential Design を呈示している。すなわち Cohort Sequential, Cross Sequential, Time Sequential の三つのデザインである¹⁶⁾。

その紹介は Schaie (1965) によっておこなわれ、同時にそこでは正味効果の検定のための分散分析計画も示されているが、詳細は文献にゆずる。

本研究ではこれら Kessen, Schaie の三要因モデルを発展させた形式での Mixed Longitudinal Design の紹介を行ない、合わせて実際に適用した事例を報告するものである。

従来この種の研究全体の中で論議の中心におかれてきたのは input→data processing→output という system の中で [data processing] と [output] である。

data processing は得られた測定値にどのような処理を施すか、記述統計か推測統計かあるいは多変量解析かといった点であり、output はそれを考察する時の視点、他のデータとの比較といった点であると解釈できる。

しかし、どのようなデータを入力するか、どのようなサンプルを抽出するのかという点ではさほど論議はされていない。たしかにどのような変量をとりあげ、

どのように実施 (administration) すればよいのかというテスト自体の妥当性あるいは信頼性といったノンサンプリング・エラーに関する点は相当に検討されているが、サンプリングエラーに属する問題はさほど重視されてきたとはいえない。

データ処理システムのソフトウェアとしてのデータ収集デザインの紹介が本稿での主たる目的である。

II Nymegen Growth Study のデザイン

オランダの Nymegen 大学の van't Hof と PrahI-Andersen は米国の Michigan 大学の Kowalski, C. J. と共同して Schaie Type の三要因デザインの拡張版 (expansion issue) として計画したデザインを発表している²⁾。

すなわちデータ (G_0) は基礎値とよぶべき人間に共通な数値 (B) のほかに年齢効果 (A)、測定時効果 (T)、コホート効果 (C) およびテストを受けたことによる学習効果 (L) の合成されたものであると考えている。

すなわち $G_0 = B + A + T + C + L$ として測定値に関与する効果を検索しようというモデルである。

そのミニマムなタイプをあげてみると次のようなダイアグラムで表現できる(図-1)。

ダイアグラムのうち ○—● は年長のコホート (1970年生まれ) の繰り返し測定を示し、そのインターバルは1年未満である。また □—■ は年少のコホート (1971年生まれ) の繰り返し測定を示し、測定

のインターバルは同じく1年未満であり、測定時期は年長・年少を同時に行なうものである。

そして年少のコホートからは第2回目の繰り返し測定と同時に、独立したサンプルを抽出し、コントロール群として測定を行なうというのが van't Hof, PrahI-Andersen, Kowalski のデザインである。

ダイアグラムには年齢効果の大きさに対して (o), (a), (A)、コホート効果の大きさに対して (o), (c), (C)、測定時効果の大きさに対して (o), (t), (T) として学習効果の大きさに対して (o), (l), (L) を付けて考えることができる。

ダイアグラム中に示されたように、

$$\begin{aligned} \text{年長のコホート} & \begin{cases} \text{第1回}; G_1 = B \\ \text{第2回}; G_3 = B + A + t + l \end{cases} \\ \text{年少のコホート} & \begin{cases} \text{第1回}; G_2 = B + c - a \\ \text{第2回}; G_4 = B + c + t + l \\ \text{独立標本}; G_t = B + c + t \end{cases} \\ & \text{(コントロール群)} \end{aligned}$$

といった測定値内容を考えることが可能である。

特に l, L 項のとりあげはくりかえし測定の際の混乱要因として重視されるべきははずのものであるが、今までの研究でみられなかった点である。

III 適用事例の結果と考察

Nymegen Growth Study で実施されている研究のデザインに準じ、2つのコホートからサンプルを抽出した。すなわち年長のコホート (C_1) として1960年

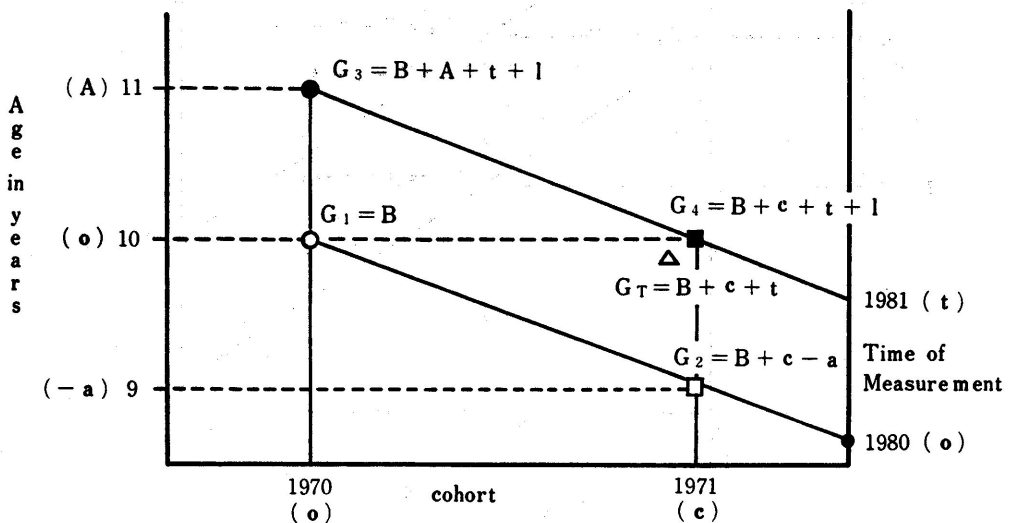


Fig-1 General Design of Nymegen Growth Study

12月から1967年2月までに生まれた者、年少のコホート (C₂) として1967年6月から8月までに生まれたものを選択した。

また測定は1回目として1978年5月 (t₁) に、第2回目の測定を1978年10月から11月 (t₂) にかけて実施した。つまり測定間隔 (t₂-t₁) は約6カ月である。

したがってそれぞれのコホートの年齢はそれぞれの測定時には次のようになる。

第1回 第2回

C₁: 11才3, 4, 5ヶ月 11才7, 8, 9ヶ月

C₂: 10才9, 10, 11ヶ月 11才13, 14, 15ヶ月

またコントロール群 (Ct) として年少のコホートから8名を抽出、この測定は2回目の測定時にも実施した。

標本数は C₁ グループでは14名、C₂ グループでは8名をくりかえし測定として抽出し、独立標本 (コントロール群) としては8名を抽出した。

またこの標本は広島県内の O 小学校、F 小学校の児童のうち、昭和53年度の6年生(早生まれ)児童と、5年生(遅生まれ)児童をとりあげた。

変量は文部省の小学生用運動能力テストのうちの種目である走り幅とび (Running Long Jump) をとり

あげた。

測定期日は上述の様に1978年5月と10月から11月初旬にいたるものであるが、いずれも天候等に問題とすべき点はなく、測定にたづさわったのは当該校の体育専科の担当教員2名である。

担当教員が2名にわたったことは測定時 (Time of Measurement) 効果として考慮すべき点であるかもしれないが、インストラクションの内容は類同したものであり、この効果は考えないことにする。この測定全体を表わしてみると図-2のようになる。

このダイアグラムのうち、G₁ は年長のコホート (C₁) の第1回目の測定値、G₂ は年少のコホート (C₂) の第1回目の測定値をそれぞれあらわしている。同様に G₃ は C₁ のくり返し測定値、G₄ は C₂ のくり返し測定値である。

G_T は C₂ からの独立無作為標本の測定値をあらわすものである。

各効果の大きさはたとえば (-a, o, A), (o, c, C), (o, t, T), (o, l, L) のように表現できる。

このようにして測定を実施した結果で得られた raw data は表-1のようになった。

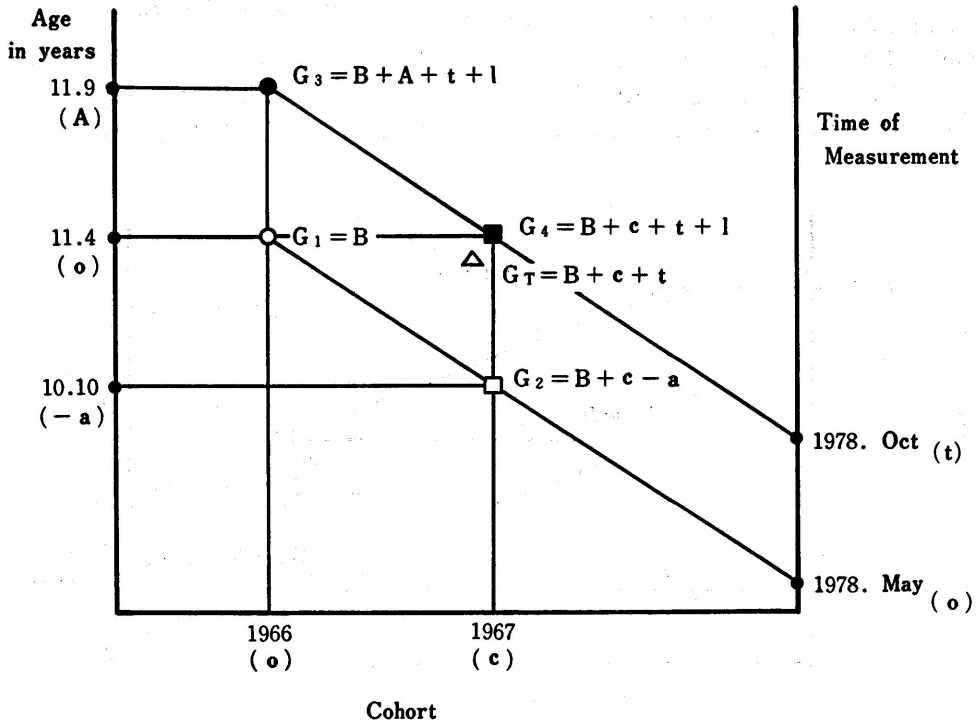


Fig-2 Application Design in this Study

Table-1 Raw Data on Each Group

G ₁	Ss. No.	(cm)	G ₃	(cm)			
	001	378	365				
	002	360	335				
	003	356	357				
	004	355	367				
	005	346	345				
	006	341	343				
	007	330	331				
	008	327	339				
	009	316	327				
	010	306	314				
	011	300	288				
	012	280	295				
	013	280	278				
	014	230	249				
G ₂	Ss. No.	(cm)	G ₄	(cm)	G _T	Ss.No.	(cm)
	101	344	372	201	201	365	
	102	340	351	202	202	358	
	103	304	356	203	203	337	
	104	300	324	204	204	315	
	105	280	322	205	205	311	
	106	265	310	206	206	300	
	107	258	330	207	207	292	
	108	198	324	208	208	255	

ダイアグラム中に示されたように各グループのデータは未知のパラメーター、B(基礎値)の他、C(コホート差)、T(測定時差)、L(学習効果)、A(年令差)の合成値である。

van't Hof, Prahl-Andersen ほか (1976) ではコホート効果が小さい場合にはゼロに等しいものと考えてよいとしており²¹⁾、本事例の場合のコホートの年令差もゼロに等しいと考えることができよう。

すなわちC項はすべてゼロとして考えてみる。

その結果、各グループのデータは以下のようになる。

$$\begin{aligned}
 G_1 &= B \\
 G_2 &= B - a \\
 G_3 &= B + A + t + l \\
 G_4 &= B + t + l \\
 G_T &= B + t
 \end{aligned}$$

したがってこれら G₁ から G_T までの5つの方程式を考えてみると、a(年令効果)を得るためには G₁ - G₂ = B - (B - a) であるので G₁ と G₂ の比較をすればよいことになる。

同様にAについては G₃ と G₄ の比較、l, L(学習

効果)については G₄ と G_T の比較、t(測定時効果)については G₁ と G_T の比較をそれぞれ行なうことによって明らかにすることができる。

本事例で用いた変量である走り幅とびは母集団での正規分布の証左はなく、また標本数が少数にとどまっていることなどから t 検定を適用することは妥当ではない。

そこで二群間の測定値の比較は繰り返し測定の場合は Wilcoxon の検定を用い、対応のない独立標本の測定値については Mann-Whitney のUテストを使って検定を行なった。

それぞれのパラメーターの差の検定をした結果は表-2に示す通りである。

Table-2 Tests for the Differences of the Effects Comprising Nymegen Type Model for the Five Groups of Boys seen in Fig-2.

Groups	Factor	Procedure	P. value
G ₁ : G ₂	a	U test	p < .05
G ₃ : G ₄	A	U test	Non. Sig.
G ₄ : G _T	l, L	U test	Non. Sig.
G ₁ : G _T	t	U test	Non. Sig.
G ₄ : G ₂	LOd ₂	Wilcoxon test	p < .005
G ₃ : G ₁	LOd ₁	Wilcoxon test	Non. Sig.

このうちでは G₁ と G₂ を比較した a 項に有意な差がみられる。すなわち cross-sectional な意味で第1回目のデータをみた時には年令差が認められた (p < .05)。

しかしくり返し測定となった第2回測定時のデータについてみると G₃ と G₄ の差は有意ではなかった。すなわち春季には有意な差が5年生と6年生の間に認められたのに対し、秋季にはその差は認められなくなった。

また縦断的にみると年少のコホートの場合には第1回の測定値 (G₂) と第2回の測定値 (G₄) の間には有意差が認められたが、年長のコホートの場合には第1回、第2回の測定値 (G₁, G₃) 間に有意差は認められなかった。

次に G₁ と G_T の比較によって測定時期の要因効果の有無をみるとその差は有意なものではない。この測定時期の要因効果としては器具とか験者、グラウンド条件等が考えられるが、こうした要因効果というものはなかったと考えることができる。

また学習効果 (I, L) を検定するために G_4 と G_T とを比較したところ、有意差は認められず、したがって学習効果による影響もなかったといえる。

本事例の結果のうち、まず注目されるのは年少のコホート (5年生) における正味の年令効果が極めて顕著にあらわれた点である。

つまり5年生の春から秋にかけての走り幅とびの顕著な発達と考えられるが、それは正味の年令効果を大きな要因としていえることができよう。

測定時の験者の状態、グランドコンディションといった効果やテスト慣れといった効果は少なくともこの年令段階の走り幅とびの発達要因と考えることはできず、生物学的生理機能の増大が年令とともにあるとすれば走り幅とびの伸長はこの年令要因によるものと考えてよいようである。

このことは変量自体の特異性を考慮すると、下肢の筋力・腕と脚との協応性が、11.0才から11.5才頃の時期に顕著に発達するであろうという点を示唆している。

一般に何がしかの変量についてその「加齢にともなった」変化、伸長・増大を考察しようという研究は多いが、system 論の中でのデータ処理は input→data processing→output という系の中で考察されるべきものである。

data processing についてどのような妥当な方法があるか、研究の余地はどこにあるかなどの点が盛んに論議されている⁽¹⁴⁾⁽¹⁵⁾。

ヒトはいわば多変量のかたまりであるとすれば相関分析・多変量解析のアプローチのもつ意義の重要性も認識されねばならない⁽⁷⁾⁽¹⁰⁾。勿論 output たる二次的な情報の考察は研究全体の上で最も大きなウェイトを占めるはずのものであって、この点をないがしろにはできない。

data processing と output が精緻になればなるほど input としての変量の選択も重要となる。この中でサンプリングの問題は余りにも等閑視されすぎてきたといえなくもない。

input の良否は output が虚像か実像かといった

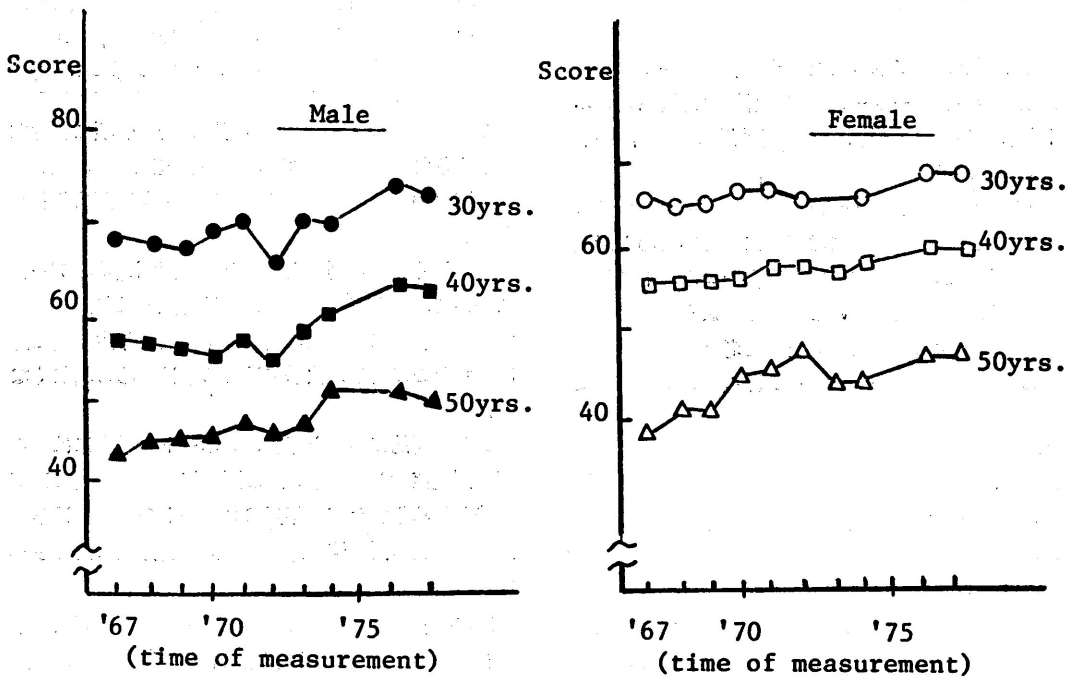


Fig-3 Total Score on Physical Fitness Test

ことにまで最終的には波及していく。

本稿では古典的な発育発達研究で使用されてきた一要因的な視点に加えて Mixed Longitudinal Design を紹介し、その事例を報告したが、今後はさらに多くの変量について、また多くのサンプルにもとづいてこのデザインは適用されていかねばならない。

この過程では同時に験者が代わればどうデータが変化するのか、測定条件が変化することがどの程度影響するのかといった点のほか、テスト慣れは何才頃からどのように被験者におこってくるのかといった問題も逐一検討される必要がある。

壮年体力テストの合計点について最近報告された変動⁶⁾をみると図-3のようになる。

杞憂にすぎないかもしれないが、最近にみられるこのような壮年での測定値の上昇はテストをすることの苦しさ・楽しさを動因とした「体力測定に参加しよう」という動機の高い集団による練習効果にある危険性がないとはいえない。

全国的な規模で体力テストは実施され、海外での活用もみられる¹³⁾。しかし本来、テストとは被験者が知っているものではなく、知らされ得ないはずのものではないだろうか。

測定のスケジュールの検討を含めて実験計画は綿密なものでなければならない。

体育学の中でも小学生から壮年に至るまで我が国では学校教育が中核となって体力測定は行事化して実施されている。

全標本に実施することはある意味では好ましいかもしれないが、テスト効果がデータを混乱させるという点も無視できない。

コントロール群をつくっておく作業も必ず必要なことであると思われ、測定というシステム全体を整理していくことが今後は重要になるであろう。

IV 要約

古典的な発育・発達研究のデザインのうち、横断的な方法は $DX=f(A, C)$ 、縦断的な方法は $DLO=f(A, T)$ という関数式で表現されているが、Kessen や Schaie の三要因モデルは心理学、社会心理学の領域にとり入れられ一定の成果をあげている³⁾¹⁵⁾¹⁶⁾。

本稿では三要因モデルの拡張版とした Nymegen Growth Study のデザインがデータとは年齢 (A)、コホート (C)、測定時 (T)、テスト効果 (L) の合成値 ($G_0=B+A+T+C+L$) として表現できるものであることを紹介し、このミニマムなタイプをもち

いて小学校男子児童の走り幅とびについて適用した事例を報告した。

この適用事例の結果を要約すると、以下のようになる。

1. 春季の5年生と6年生の間には有意な年齢効果 (a) が認められた。
2. 春季と秋季の比較では、5年生に有意な年齢効果が認められたが、6年生では認められなかった。
3. テスト効果 (L)、測定時効果 (t) には有意な効果は認められなかった。
4. 走り幅とびの時期は5年生の春季頃にピークが一つ存在し、これは正味の年齢効果、生理機能の生物学的変化によるものと考えられる。

一変数について少数標本を用い、ミニマムなデザインを示して適用を行なったが、デザインのタイプを拡大し、多変数・大標本を用いていく必要性が今後にのこされている。

<文献>

- 1) Baltes, P. B.: "Longitudinal and Cross-sectional Sequences in the study of Generation Effect," **Human Development**, **11**: pp. 145-171, 1968
- 2) _____, Goulet, L. R. (Eds.): **Life Span Developmental Psychology**, pp. 3-21, Academic Press 1970
- 3) Buss, A.R.: "An Extension of Developmental Models that Separate Ontogenetic Changes and Cohort Differences," **Psychol. Bull.**, **80** (6): pp. 466-479, 1973
- 4) 藤本実雄: 「発育発達論総説」九州大学体育学研究, **5** (5): pp. 11-15, 1977
- 5) _____: 「身体発育をめぐる諸問題」**体育の科学**, **27** (10): 1977
- 6) 池田央: 行動科学の方法, pp. 29-45, 東大出版, 1975
- 7) 石居進: 生物統計学入門, pp. 1-13, 培風館, 1976
- 8) 川畑愛義: 「体育学研究としての発育・発達」, **体育学研究**, **19** (1): pp. 1-20, 1974
- 9) Kessen, W.: "Research Design in the Study of Developmental Problems," In P. Mussen (Ed), **Handbook of Research Methods in Child Development**, Willey, 1960
- 10) 松浦義行: 行動科学のための因子分析法, pp.

- 415-490, 不昧堂, 1973
- 11) _____ : 発達運動学, 逍遙書院, 1974
 - 12) 文部省 : 昭和52年度体力・運動能力調査報告書, 1978
 - 13) Meredith, H. V. : "Secular Change in Sitting Height and Lower Limb Height of Children, Youths, and Young Adults of Afro-Black, European, and Japanese Ancestry," **Growth**, **42** : pp. 37-41, 1978
 - 14) Mönks, F. J., C. P. Herman, van den Munkhof, P. M.A. Wels and C.J. Kowalski : "Application of Schaie's Most Efficient Design in a Study of the Development of Dutch Children," **Human Development**, **18** : pp. 466-475, 1975
 - 15) Riegel, K. F., R. M. Riegel and G. Meyer : "Socio-Psychological Factors of Aging ; A Cohort-Sequential Analysis," **Human Development**, **10** : pp. 27-56, 1973
 - 16) Schaie, K.W. : "Cross-Sectional Methods in the study of Psychological Aspects of Aging," **J. Geront.**, **14** : pp. 208-215, 1959
 - 17) _____ : "A general Model for the study of Developmental Problems," **Psychol. Bull.**, **64** (2) : pp. 92-107, 1965
 - 18) 芝佑順 : 行動科学のための相関分析法, 東大出版 1975
 - 19) スネデッカー, コクラン (畑本他訳) : 統計的方法, pp. 115-130, 岩波書店, 1976
 - 20) 鈴木義一郎 : 統計術指南, 日経新書, 1976
 - 21) van't Hof, M.A., Prahl-Andersen, B. and Kowalski., C.J., : "A Model for the study of Developmental process in Dental Research", **J. Dent. Res.**, May-June : pp. 319-366, 1976