



## CAIシステムによる教授方法と学習者の適性との交互作用に関する研究 (2)

メタデータ	言語: Japanese 出版者: 公開日: 2012-11-07 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 山崎, 正吉 メールアドレス: 所属:
URL	<a href="https://doi.org/10.32150/00002491">https://doi.org/10.32150/00002491</a>

# CAI システムによる教授方法と学習者の適性との 交互作用に関する研究 (2)

山 崎 正 吉

## 1. 目 的

本論文は、先の筆者の第1報告「CAI システムによる教授方法と学習者の適性との交互作用に関する研究」(1978)を方法論的に異なる手法により分析・考察をしておし、それぞれの手法の長短について考察を加えたものである。

第1報告においては、1つの教材に対して複数の教授方法が考えられ、そして学習者に対して与えられるべき教授方法はどれであるかを判断するとき、従来の教師の経験ないし直観に依存しない合理的な判断はいかにあるべきかを考えた。実験を構成する変数については、交互作用因独立変数としては学習者の特性を記述する変数を、独立変数としては教授方法を、従属変数としては測定された教授効果を考えた。そして、学習者のどの特性とどの教授方法の組合せにより最大の教授効果をもたらすかという観点、すなわち適性処遇交互作用 (Aptitude-Treatment Interaction: ATI) の観点から分析が行なわれた。実験で用いられた変数は、交互作用因独立変数としては知能偏差値、国語・数学・英語の五段階評定、前提テスト得点、事前テスト得点と学習プログラムのステージ1の部分の学習得点であり、従属変数としては学習プログラムのステージ3の部分の学習得点と事後テスト得点であり、独立変数としては教授方法の異なる2つの学習プログラムであった。実験にあたっては、教授効果に大きく影響すると考えられる人的要因を除くために教授方法を学習プログラムという形で表現し、学習者への定義・解説の提示や問題の提示さらにKR情報の提示に関する条件やタイミングを最もよくコントロールし、学習者の反応を正確に測定するインストルメントとしてCAI (Computer Assisted Instruction) システムを考え、これを用いた。

第1報告で用いられた手法は分散分析であり、検定の結果では交互作用因独立変数と独立変数の間に分散分析の意味における交互作用効果は認められた。たとえば、教授方法と国語の間の交互作用であり、教授方法と前提テストの間2における得点との間の交互作用である。しかし、Bracht, G. H. (1970) が提案するところの交互作用というのは、分散分析により交互作用が認められ、さらに学習者の特性の上位群と下位群において教授方法についての母平均の差の検定を行なって共に有意な差が認められたとき初めて交互作用効果を認めるというきわめて厳しい条件のもとで考えられている。Bracht が提案する意味での検定の結果は、教授方法と国語の間の交互作用、教授方法と前提テストの間2における得点の間の交互作用のいずれの場合も有意なものとは認められなかった。

第1報告においては以上のように、分散分析の意味において、この場合有意な交互作用と認められたものについては、さらにBracht が提案する意味において独立変数としての教授方法と交互作用因独立変数としての学習者の特性との間の交互作用について分析・考察された。

本論文においては、まずダミー変数付完全回帰分析の立場から従属変数に及ぼす交互作用効果が

どの程度の寄与率であるかを調査する。次いで Johnson-Neyman の方法、すなわちそれぞれの教授方法において交互作用因独立変数に対する回帰直線を求め、交互作用因独立変数に対する従属変数の推定値がどの交互作用因独立変数の値から有意な差となるかを求める方法により交互作用の有無を調査する。最後に、3つの手法の間の相違について比較・考察する。

## 2. 方 法

### (1) 被験者

「二次方程式の解法」に関する学習プログラムによる CAI 学習実験に参加した被験者は、函館市立五稜中学校2年生 58 人（男子 27 人，女子 32 人）である。

### (2) 実験期間・実験場所

実験期間は、昭和 52 年 3 月 26 日から 4 月 2 日までのうちの 5 日間であり、午前 10 時より午後 5 時までのうちに行なわれた。実験場所は、本分校 Multi-media Research Center である。

### (3) 実験装置

使用した装置は、プリンタ、キーボード、ランダムアクセス・スライドから構成される学習者端末装置、それを集中制御する端末結合装置、および、システム全体を制御する超小型電子計算機（HITAC-10, 16KW. 増設記憶装置としてフロッピー・ディスク、1.9 Mビット）から成る日立 CAI システムである。

### (4) 学習プログラム

学習プログラムは、筆者等の作成したもので、二次方程式  $x^2+px+q=0$  を完全平方式に変形して解を求める「二次方程式の解法」であり、3つのステージから構成されている。ステージ 1 とステージ 3 では内容、教授方法は同一であるが、ステージ 2 では内容は同じであるが教授方法の異なる 2 本のプログラムである。ステージ 2 について、一方の学習プログラム P 1 は図を用いて完全平方式を導く映像的解法であり、他方の学習プログラム P 2 は数式を用いて完全平方式を導くアルゴリズムを説明した記号的解法である。

配点は、1 度目の入力で正答のとき 1 点、1 度目は誤答で 2 度目の入力で正答のとき 0 点、3 度目以後の入力で正答のときには -1 点としている。その他、学習プログラムの概要、学習プログラムのフロー、および、作成するにあたり考慮した点等の詳細は、第 1 報告を参照されたい。

### (5) 手続

- (I) 各被験者は、実験の目的について説明をうけ、ただちに事前テストを受けた。
- (II) 事前テスト終了後、被験者は学習者端末装置に着き、端末装置の操作法を実験補助者の助言のもとにプログラムによって練習した。
- (III) 端末に関する操作法の練習にひきつづいて、各被験者は CAI システムによって「二次方程式の解法」のプログラム P 1 あるいは P 2 のいずれかの学習を行なった。
- (IV) プログラムによる学習の終了後、各被験者は事後テストを受けた。
- (V) これらの手続によって得られた学習プログラムによる学習経過記録は、学習記録編集ルーチンによって整理された。その後、従属変数である教授効果を用いて、独立変数である教授方法と交互作用因独立変数である学習者の特性を表わす諸変数との間の交互作用について、北海道大学大型計算機センターおよび本分校の Multi-media Research Center の計算機によりデータの分析がおこなわれた。

### 3. 結果と考察

被験者の特性を記述する交互作用因独立変数として知能偏差値、国語・数学・英語の五段階評定、前提テスト得点、事前テスト得点、学習プログラムのステージ1での学習得点S1をとりあげ、また教授効果を測定する従属変数として学習プログラムのステージ3での学習得点S3と事後テストをとりあげた。なお、独立変数としての教授方法は、2. 方法で述べた学習プログラム「二次方程式の解法」P1とP2である。

学習プログラムへの被験者の配置は、P1に対して男子15人、女子17人（うち欠測値のあるもの2人）、P2に対しては男子12人、女子14人（うち欠測値のあるもの1人）であり、本論文において欠測値のあるものは分析から除いてある。

交互作用の有無の分析にはいるにあたり、被験者の細胞への配置が等質になっているかどうかを検討するために、実験因子として教授方法と性別をとり、それぞれの交互作用因独立変数について二元配置分散分析をおこなった。その結果、知能について教授方法と性別の間の交互作用効果が有意水準0.015で認められたが、他の国語・数学・英語の五段階評定、前提テスト得点、事前テスト得点、ステージ1における学習得点S1については主効果および交互作用効果のいずれも有意な差は認められなかった。分散分析による検定の詳細は第1報告を参照されたい。本論文においては、ダミー変数付完全回帰分析とJohnson-Neymanの方法、すなわち回帰が同質でない場合の共分散分析の立場から考察することをねらいとしている。そのため、ここでは教授方法を主効果としたときにどの交互作用因独立変数についても有意な差が認められなかったことにより、2つの教授方法への適当な配置であるとみなすことができる。

#### (1) ダミー変数付完全回帰分析

ノンメトリックな要因とメトリックな共変動との間の交互作用を処理するには、メトリックな変数について処理をする回帰分析の中に、ノンメトリックな変数をダミー変数として投入する方法を用いればよく、これをダミー変数付完全回帰分析法、または飽和モデル (saturated model) 回帰分析法として清水・中野 (1976) が紹介している。

本節ではこの手法を採用し、知能偏差値ISS、国語JAPN・数学MATH・英語ENGLの五段階評定、前提テスト得点RDNS、学習得点S1SCORE1をメトリックな変数とみなし、ノンメトリックな変数である教授方法と性別についてダミー変数を適用する。ダミー変数の指定法は、教授方法の場合、ダミー変数をDとして学習プログラムP1のときは $D=1$ とし、学習プログラムP2のときは $D=0$ としたし、性別の場合、ダミー変数をEとして男子のときは $E=1$ とし、女子のときは $E=0$ とした。また交互作用変数は、まず教授方法についてのダミー変数とメトリックな変数それぞれとの積により新しく定義された。すなわち

教授方法と知能偏差値間	: ISSD	= ISS * D
教授方法と国語間	: JAPND	= JAPN * D
教授方法と数学間	: MATHD	= MATH * D
教授方法と英語間	: ENGLD	= ENGL * D
教授方法と前提テスト間	: RDNSD	= RDNS * D
教授方法と学習得点S1間	: S1D	= SCORE1 * D

である。ただし、等式の右辺にある\*印は乗法記号を意味しており、以下も同様である。さらに性別についてのダミー変数に関しては、教授方法との積により交互作用変数が定義された。すなわち

第1表 学習得点S3の重回帰分析の最終概括表

変数	重相関係数	寄与率	寄与率の変化	単相関係数	偏回帰係数	標準化偏回帰係数
SCORE1	0.771	0.595	0.595	0.771	0.661	0.661
RDNSD	0.793	0.629	0.034	0.490	0.258	0.124
ENGL	0.811	0.657	0.028	0.287	-0.347	-0.347
ISS	0.816	0.665	0.008	0.453	0.423	0.423
DE	0.821	0.674	0.009	-0.112	-0.245	-0.110
JAPN	0.824	0.680	0.006	0.330	-0.233	-0.233
D	0.828	0.686	0.007	0.008	0.137	0.069
MATH	0.832	0.692	0.005	0.402	0.108	0.108
ISSD	0.834	0.696	0.005	0.301	-0.356	-0.270
ENGLD	0.838	0.702	0.006	0.181	0.185	0.132
RDNS	0.840	0.705	0.003	0.455	0.092	0.092
S1D	0.841	0.708	0.003	0.628	0.155	0.102
MATHD	0.842	0.709	0.001	-0.286	0.121	0.078
E	0.842	0.709	0.000	0.168	-0.057	-0.029
JAPND	0.842	0.710	0.000	0.220	-0.069	-0.039
回帰定数					0.044	

性別と教授方法間 : DE = D \* E

である。

従って、学習得点S3に関しては次の重回帰式を求めることになる。

$$\begin{aligned} \text{SCORE 3} = & A + B_1 \cdot \text{ISS} + B_2 \cdot \text{JAPN} + B_3 \cdot \text{MATH} + B_4 \cdot \text{ENGL} + B_5 \cdot \text{RDNS} + B_6 \cdot \text{SCORE1} \\ & + B_7 \cdot \text{D} + B_8 \cdot \text{E} + B_9 \cdot \text{ISSD} + B_{10} \cdot \text{JAPND} + B_{11} \cdot \text{MATHD} + B_{12} \cdot \text{ENGLD} \\ & + B_{13} \cdot \text{RDNSD} + B_{14} \cdot \text{S1D} + B_{15} \cdot \text{DE} \dots \dots \dots (1) \end{aligned}$$

この重回帰式(1)の偏回帰係数 $B_i$ を求め、各変量の寄与率を知ればよい。相対寄与をわかりやすくするために、メトリックな変数とみなしたものを前もって平均0、標準偏差1に標準化してある。

処理には北海道大学大型計算機センターのSPSS (Statistical Package for Social Science) を用いた。REGRESSIONプログラムのコントロール・カードの書式やデータの前処理についての詳細は、清水・中野を参照されたい。回帰式に変数を投入する方法はステップワイズの変数追加法をとった。

第1表はその結果得られた最終概括表である。これによると学習得点S1が寄与率で59.5%を示しており、いかに学習経過中の成績がその後の学習に及ぼす影響が大きいことを示している。次いで寄与率の大きい変数は、前提テストと教授方法の間の交互作用変数であり、寄与率の増加は3.4%となっている。3番目に大きい寄与率の変化をもつ変数は英語であり、寄与率は2.8%となっている。偏回帰係数は、-0.347と負の符号になっているが、これはもちろん英語の成績が良好なほど学習得点S3に対して悪い影響を与えているという意味ではない。英語の偏回帰係数といえば、英語と学習得点S3から他の予測値の影響を除いたものの間の回帰推定値という意味である。よってここでは重回帰式を推定するにあたって英語という変数を投入すると推定の精度は増加し、このときの偏回帰係数はいくらであるかという程度の解釈にとどめる。事実、英語に対する学習得点S3の単回

第2表 事後テストの重回帰分析の最終概括表

変数	重相関係数	寄与率	寄与率の変化	単相関係数	偏回帰係数	標準化偏回帰係数
SCORE1	0.511	0.261	0.261	0.511	0.334	0.334
RDNS	0.535	0.286	0.025	0.416	0.359	0.359
RDNSD	0.541	0.292	0.006	0.197	-0.387	-0.186
JAPN	0.547	0.299	0.007	0.294	-0.437	-0.437
ENGL	0.564	0.318	0.018	0.358	0.074	0.074
MATH	0.570	0.325	0.007	0.356	0.210	0.210
D	0.575	0.331	0.006	0.053	0.117	0.059
ISSD	0.578	0.334	0.003	0.137	-0.438	-0.332
SID	0.584	0.341	0.007	0.331	0.269	0.178
E	0.588	0.346	0.005	-0.044	0.095	0.048
JAPND	0.591	0.349	0.003	0.156	0.281	0.156
ISS	0.596	0.355	0.006	0.291	0.203	0.203
ENGLD	0.597	0.356	0.001	0.210	0.145	0.104
MATHD	0.598	0.357	0.001	0.186	-0.154	-0.098
DE	0.598	0.358	0.000	0.002	0.107	0.045
回帰定数					-0.077	

帰係数は、学習プログラムP1とP2のいずれの場合も正である(第4表)。以下の変数については、新変数投入後の重相関係数の2乗から投入前の重相関係数の2乗を引いた値、すなわち寄与率の増加が小さくなっていること、また英語でみたように投入された他の予測値の影響を除かれていること等の事情で個々の結果の具体的現象に沿った解釈は容易ではない。そして、例えば数学について、学習得点S3との単相関は高くても予測値である学習得点S1等との単相関も高いために寄与率の増加が、わずか0.6%でしかないのも納得できる結果である。なお、最終概括表で見ると最終ステップまでに全ての変数が重回帰式の中に投入されている。

次に(1)の左辺を事後テストPOSTとし、右辺は同じ式により重回帰式を求めた。第2表は、その結果得られた最終概括表である。これによると、学習得点S1が寄与率26.1%であり、先の学習得点S3について重回帰式を求めた場合と同じく最大の寄与率である。しかし、先の場合の寄与率が59.5%であったのと比較するとわずか半分にも満たない。これは、第1報告で指摘したように学習プログラムが終了し、学習端末機から離れることによる解放感等の心理的なものが大きく影響していると予想される。続く前提テストでは寄与率の変化は急に小さくなり、学習得点S1と前提テストおよび前提テストと教授方法との間の交互作用変数の3つは、共に学習端末機についてから得られる変数である。以下、教科の変数が続くが、交互作用変数が重回帰式に投入されることにより生ずる寄与率の増加はいずれも小さいものである。ここでも最終概括表で見ると最終ステップまでに全ての変数が重回帰式の中に投入されている。

最後に、直前における学習が続く学習に大きな寄与率をもたらすという予測のもとに、重回帰による推定値と同じく事後テストPOSTとし予測値に新しく学習得点S3のSCORE3、それと教授方法との交互作用変数S3Dを加えて重回帰式を求めた。その結果得られた最終概括表が第3表である。これによると予測どおりに最大の寄与率をもつ変数は学習得点S3であり、その寄与率は34.4%であって同じ事後テストに対する学習得点S1の寄与率が26.1%であったのと比較すると寄与率の増加がみられる。しかし、学習プログラムの学習得点S1から学習得点S3を予測するとき

第3表 事後テストの重回帰分析の最終概括表

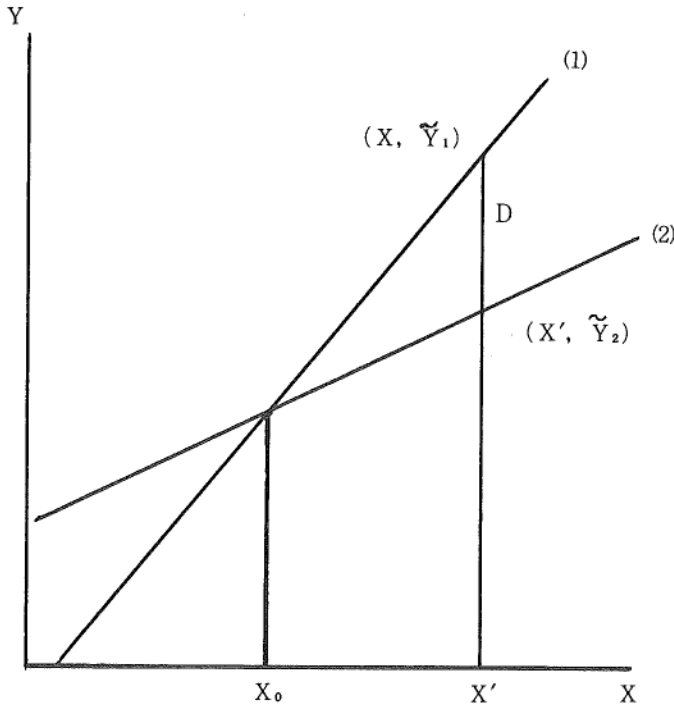
変数	重相関係数	寄与率	寄与率の変化	単相関係数	偏回帰係数	標準化偏回帰係数
SCORE3	0.587	0.344	0.344	0.587	0.510	0.510
ENGL	0.619	0.383	0.039	0.358	0.247	0.247
ISSD	0.630	0.397	0.014	0.137	- 0.277	- 0.210
E	0.644	0.414	0.018	- 0.044	0.124	0.063
RDNS	0.651	0.423	0.009	0.416	0.312	0.312
RDNSD	0.662	0.439	0.015	0.197	- 0.582	- 0.280
JAPN	0.671	0.450	0.011	0.294	- 0.323	0.323
JAPND	0.675	0.455	0.005	0.156	0.381	0.212
D	0.679	0.461	0.005	0.053	0.011	0.006
S3D	0.681	0.463	0.003	0.400	0.210	0.160
DE	0.682	0.465	0.002	0.002	0.299	0.125
MATHD	0.683	0.466	0.001	0.186	- 0.260	- 0.167
MATH	0.686	0.470	0.004	0.356	0.153	0.153
ENGLD	0.686	0.471	0.001	0.210	0.093	0.066
回帰定数					- 0.098	

は、間にステージ2における学習を実行しているにもかかわらず高い寄与率であり、学習得点S3から事後テストを予測するときには直後であるにもかかわらず先の寄与率より低くなっている点は、今後十分に検討しなければならない。いずれにしても、交互作用変数による寄与率の増加は、どの変数の場合も小さく、交互作用による効果の小ささを示す結果となっている。なお、ここでは知能、学習得点S1、教授方法と学習得点S1との交互作用変数の3変数が事後テストの予測値として入れているにもかかわらず重回帰式には組込まれていない。これは、変数追加法では変数投入のステップごとに掃出し法のピボット値あるいはF値が定められた値より小さい場合にはその変数を排除するという手続をとっており、今度の場合はその後者の値が条件を満たして3変数が排除される結果となっている。事後テストを推定するため、新しく学習得点S3を追加することにより学習得点S1が排除されたということによっても、学習経過時の学習得点は強い相関関係にあり、しかも成績を予想するための最適の変数は、直前の学習得点であることが推定される。

ここで標準化偏回帰係数について解釈を加えなかったのは次のような事情による。標準化偏回帰係数とは、基準値と予測値全部のそれぞれを標準化した変数について得られる偏回帰係数であり、偏回帰係数の大きさから測定単位の影響をとり除いたものである。よって、予測値の基準値に与える影響の大小は、標準化偏回帰係数の比較により可能となり、その意味で清水・中野は相対寄与とよんでいると考えられる。しかし、標準化された予測値と基準値から他の予測値の影響を除いたものの間の回帰推定値と考えるときに、他の予測値の数が多しこと、また、具体的現象に沿った解釈がむずかしいことという理由により解釈が加えられなかった。

## (2) Johnson-Neymanの方法

この手法は、Walker, H. M. と Lev. J. (1953)によると統計理論の上からは回帰が同質でない場合の共分散分析として位置づけられており、回帰が等しい場合に用いられる従来の共分散分析と区別されている。彼等によって1つの予測変数と1つの基準変数と2つのグループの場合について述べられている考え方と方法は、次のとおりである。



第1図 Johnson-Neymanの方法の概略図

データから  $Y$  へのそれぞれの回帰推定値はグループごとに得られ、それは次のとおりである。

$$\tilde{Y}_{1a} = a_1 + b_1 X_a \quad \text{と} \quad \tilde{Y}_{2a} = a_2 + b_2 X_a$$

ただし

$$b_i = \frac{C_{xyi}}{C_{xxi}}, \quad a_i = \bar{Y}_i - b_i \bar{X}_i$$

$$C_{xy} = \sum (X_i - \bar{X})(Y_i - \bar{Y})$$

ここで便宜上  $X'$  という  $X$  のある値を考える。この値に対して、2つのグループに関する回帰推定値の差  $D$  は、次のとおりである。

$$D = \tilde{Y}_1 - \tilde{Y}_2 = (a_1 - a_2) + (b_1 - b_2)X'$$

この概略を2つの回帰直線と  $X'$  に対する差  $D$  の値を図に示す(第1図)。明らかに差  $D$  は  $X$  に依存する変数である。 $X'$  の点で2つのグループは  $X$  についてマッチ (match) しているといわれ、ゆえに  $X'$  に対して  $\tilde{Y}_1$  と  $\tilde{Y}_2$  の間の比較は正当である。もし、差  $D$  が  $X$  の全領域で0であるなら明らかに2つの回帰直線は一致しており、グループは  $Y$  について区別することができない。

もし回帰直線が交わるなら、交わる点に対応する  $X_0$  は、標本に対して  $D=0$  である点である。この点は、有意でない点といわれる。この分析のねらいは、差  $D$  の値が有意でない  $X$  の尺度上の領域を定義することである。この領域はその中のどこかに  $X_0$  を持ち、たぶんその中心の近くである。この有意でない領域の一方は  $\tilde{Y}_1 > \tilde{Y}_2$  である有意な領域であり、他方は  $\tilde{Y}_2 > \tilde{Y}_1$  である有意な領域である。有意な領域が2つか1つかあるいはないかということは、回帰直線の位置と同様に標本の大きさや分布に依存している。ケースの数がほとんどなく、接近しているならば、有意でない領域は得られた  $X$  の値の全てに広がる。

差  $D$  の分散は、グループの変動、 $N_1$  と  $N_2$  の大きさ、 $X$  と  $Y$  の間の関係、そして  $X_1$  からと  $X_2$  からの  $X'$  の距離に依存している。その分散は次の公式により与えられる。

$$s_D^2 = \frac{\left[ \sum_{i=1}^2 \left( C_{yyi} - \frac{C_{xyi}^2}{C_{xxi}} \right) \right] \left( \frac{N}{N_1 N_2} + \sum_{i=1}^2 \frac{(X' - \bar{X}_i)^2}{C_{xxi}} \right)}{N_1 + N_2 - 4}$$

ある  $X'$  の値に対して

$$t = \frac{D}{s_D}$$

は計算され、その有意性は自由度  $N_1 + N_2 - 4 = N - 4$  のスチューデントの分布に関して決定される。

このように略述された手続は、 $X'$  のおおのの値に対して別々に有意性の計算を必要とする。ときどき特に我々が興味を持ち、 $\tilde{Y}_1$  と  $\tilde{Y}_2$  の差を調べたいと思う1つの  $X$  の値がある。またよりしばしば、「 $X$  のどんな値に対して差  $\tilde{Y}_1 - \tilde{Y}_2$  は有意であるのか」という疑問に答えたいと思う。2つの回帰直線が1点  $X'$  で有意に異なるならば、明らかに、それらは  $X'$  のある近傍において有意に異ならなければならない。このような近傍を決定することは興味があり、有益であり、それは有意な領域といわれる。ここでこの領域が決定される。

$D$  と  $s_D$  の両方は変数  $X$  の関数である。(ここで便宜上のプライムを除く。) 比  $\frac{D}{s_D}$  はおおのの固定された  $X$  の値に対して  $t$  分布をする。よって

$$\frac{D}{s_D} > t_{2\alpha}$$

を満たす ( $t$  は両側分布の表値、以下同様である.)。これらの  $X$  の値は、差  $\tilde{Y}_1 - \tilde{Y}_2$  が正の臨界値を持った有意水準  $\alpha$  の片側領域を与える。また、

$$\frac{D}{s_D} < -t_{2\alpha}$$

を満たすこれらの  $X$  の値は差  $\tilde{Y}_1 - \tilde{Y}_2$  が負の臨界値を持った有意水準  $\alpha$  の片側領域を与える。有意水準  $\alpha$  の両側領域は

$$\frac{D^2}{s_D^2} > t_\alpha$$

を満たす  $X$  の値により決定される。ここでは両側領域を解くが、片側領域を必要とするときは  $\alpha$  を  $2\alpha$  に代えて尺度上の適当な端に臨界値の位置を定める。

有意な両側領域は、次の不等式を満たす  $X$  の値から成り立つ。

$$D^2 - t_\alpha^2 s_D^2 > 0$$

これは  $X$  に関する不等式であり、 $D = a_1 - a_2 + (b_1 - b_2)X$  より、次のように書かれる。

$$AX^2 + 2BX + C > 0$$

ここで

$$A = \frac{-t_\alpha^2}{N-4} \left[ \sum_{i=1}^2 \left( C_{yyi} - \frac{C_{xyi}^2}{C_{xxi}} \right) \right] \left( \frac{1}{C_{xx1}} + \frac{1}{C_{xx2}} \right) + (b_1 - b_2)^2 \dots\dots\dots (2)$$

$$B = \frac{t_\alpha^2}{N-4} \left[ \sum_{i=1}^2 \left( C_{yyi} - \frac{C_{xyi}^2}{C_{xxi}} \right) \right] \left( \frac{\bar{X}_1}{C_{xx1}} + \frac{\bar{X}_2}{C_{xx2}} \right) + (a_1 - a_2)(b_1 - b_2) \dots\dots\dots (3)$$

第4-1表 学習プログラムP1における交互作用因独立変数の従属変数に対する回帰直線と相関係数

独立 \ 従属	学 習 得 点 S 3	事 後 テ ス ト
知 能	$y = -12.26 + 0.45x$ $r = 0.539$ **	$y = -4.02 + 0.21x$ $r = 0.377$ *
国 語	$y = 2.88 + 2.28x$ $r = 0.389$ *	$y = 2.37 + 1.27x$ $r = 0.325$
数 学	$y = 0.09 + 2.98x$ $r = 0.438$ *	$y = 0.25 + 1.83x$ $r = 0.403$ *
英 語	$y = 2.16 + 2.35x$ $r = 0.347$	$y = 0.45 + 1.75x$ $r = 0.388$
前提テスト	$y = 5.94 + 0.67x$ $r = 0.400$ *	$y = 3.04 + 0.54x$ $r = 0.478$ **
事前テスト	$y = 10.80 - 1.70x$ $r = -0.212$	$y = 6.40 + 0.20x$ $r = 0.037$
学習得点S1	$y = -1.38 + 0.43x$ $r = 0.740$ **	$y = 1.13 + 0.20x$ $r = 0.510$ **

\*\*\*は、検定の結果危険率それぞれ5%・1%で有意を意味する。

第4-2表 学習プログラムP2における交互作用因独立変数の従属変数に対する回帰直線と相関係数

独立 \ 従属	学 習 得 点 S 3	事 後 テ ス ト
知 能	$y = -7.21 + 0.33x$ $r = 0.395$ *	$y = 2.61 + 0.08x$ $r = 0.205$
国 語	$y = 0.03 + 3.01x$ $r = 0.287$	$y = 2.95 + 1.16x$ $r = 0.235$
数 学	$y = -2.26 + 3.65x$ $r = 0.374$ *	$y = 2.34 + 1.32x$ $r = 0.288$
英 語	$y = 3.73 + 1.88x$ $r = 0.236$	$y = 2.65 + 1.21x$ $r = 0.325$
前提テスト	$y = -6.04 + 2.36x$ $r = 0.624$ **	$y = 3.31 + 0.52x$ $r = 0.300$
事前テスト	$y = 10.76 - 1.51x$ $r = -0.141$	$y = 7.14 - 0.82x$ $r = -0.163$
学習得点S1	$y = -6.60 + 0.64x$ $r = 0.820$ **	$y = 1.87 + 0.19x$ $r = 0.518$ **

\*\*\*は、検定の結果危険率それぞれ5%・1%で有意を意味する。

$$C = \frac{-t^2 a}{N-4} \left[ \sum_{i=1}^2 \left( C_{yyi} - \frac{C_{xyi}^2}{C_{xxi}} \right) \right] \left( \frac{N}{N_1 N_2} + \frac{\bar{X}_1^2}{C_{xx1}} + \frac{\bar{X}_2^2}{C_{xx2}} \right) + (a_1 - a_2)^2 \dots\dots\dots (4)$$

$D=0$ である $X$ の値は、次のとおりである。

$$X_0 = \frac{a_2 - a_1}{b_1 - b_2}$$

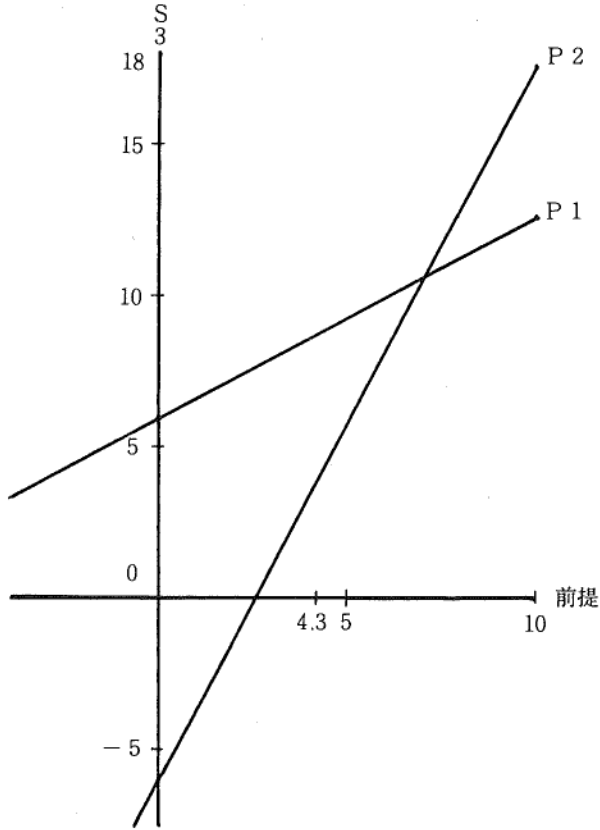
有意な領域の境界値は、方程式 $AX^2 + 2BX + C = 0$ を解くことにより得られ、ここで数値 $A, B, C$ は公式(2)から(4)で得られる。解は次のとおりである。

$$X = \frac{-B \pm \sqrt{B^2 - AC}}{A}$$

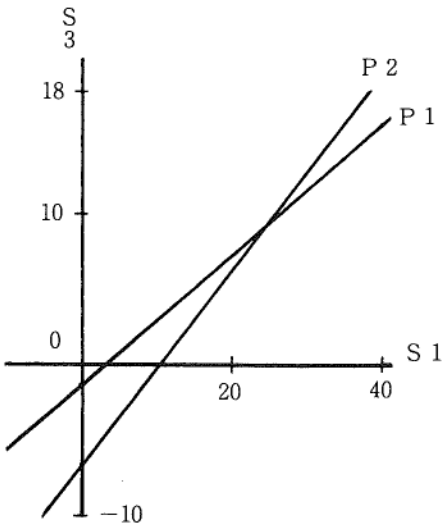
$B^2 - AC > 0$ であるなら、方程式は2つの解をもち、その解は有意でない領域が間にあり、有意な領域が外側にあるような境界値である。 $B^2 - AC < 0$ なら有意な領域はない。 $B^2 - AC$ が正確にゼロであるというようなことは、きわめてありそうもない。

以上のような考え方と方法により、これらの分析を進めていくことにする。まず、ここに掲げるのは第1報告に掲げられた交互作用因独立変数の従属変数に対する回帰直線であり、F検定により直線のあてはまりのよさを検定したもの、および相関係数とその有意性の検定をしたものである(第4表)。次にグループとして、学習プログラムP1により学習したグループとP2により学習したグループの2つのグループを考え、予測値としては交互作用因独立変数と考えた各変数と基準値としては従属変数と考えた各変数との組合せに対してこの方法により分析する。その結果、 $B^2 - AC$ が正となったものは、予測値が前提テストと基準値が学習得点S3の組合せにおいてのみであり、他の組合せは全て $B^2 - AC$ は負となった。すなわち、予測値と基準値の組合せにおいて、有意な領域をもつものは前提テストと学習得点S3の組合せであり、他の組合せにおいては全ての場合について有意な領域はないという結果である。ここで前提テストに対する学習得点S3の回帰直線をそれぞれのグループについて図示したのが第2図である。前提テスト得点について理論的最大値と最小値はそれぞれ10と-10であり、得られたデータの最大値と最小値は10と-7であった。実際にはほとんどが正の範囲で分布している。また方程式を解くことにより有意な領域と有意でない領域の境界値を求めたところ、4.3と10.7であって、一方の境界値10.7は予測値の理論的最大値より大きい値であり、これは境界値として認めることはできない。他方の境界値4.3は、理論上の領域内にあり、またデータ上からも適当な境界値として認める。第2図より、この境界値より大きい領域は有意でない領域であり、この値より小さい領域では学習プログラムP1により学習した者の学習得点S3が、学習プログラムP2により学習した者のそれよりも有意に高い成績であることを示している。これは二次方程式を学習するための前提として一次方程式の定義や一次方程式か否かの判別、および一次方程式の根の意味についてよく理解していない学習者に対しては、数式より式の変形のアルゴリズムを説明した記号的解法よりも、図を用いて式を変形する考え方を教えた映像的解法が適した教授方法と考えられる。このように、ここでの有意な領域は筆者のねらう両側領域とはならず、片側領域でしかなかった。さて、ダミー変数付完全回帰分析において、学習得点S3を予測したときに、前提テスト得点と教授方法との間の交互作用変数が第2ステップ目に変数として重回帰式に投入され、その寄与率の増加が3.4%であった。このことは、ここでの結論と対応しているものと推測される。

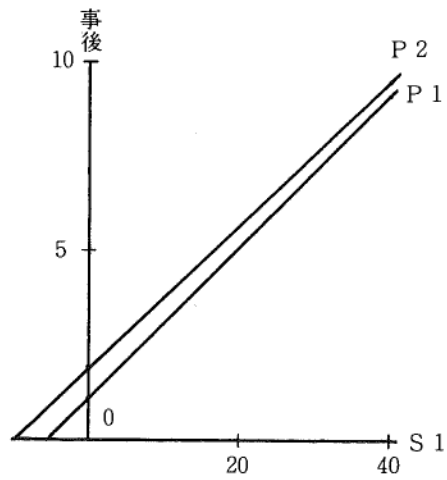
次に有意な領域をもつ変数の組合せではないが、先の組合せが2つのグループでデータの直線的なまとまりがよかったものであったことより、2つのグループで共に直線的なまとまりのよい変数



第2図 前提テストに対する学習得点S3の回帰直線



第3図 学習得点S1に対する学習得点S3の回帰直線



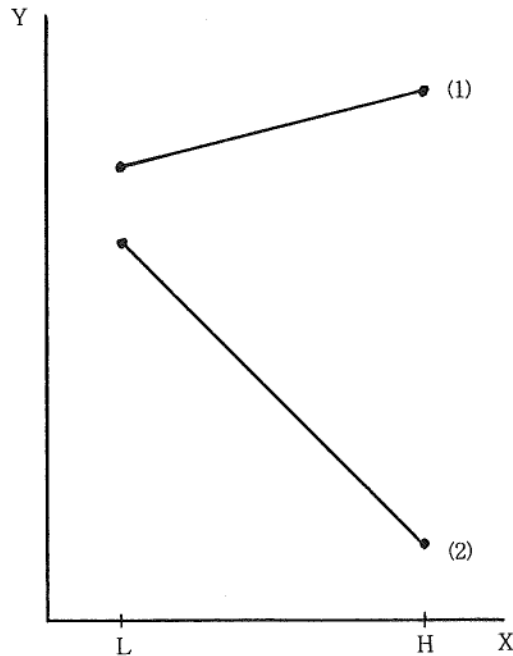
第4図 学習得点S1に対する事後テストの回帰直線

の組合せをとり出し図示した。第3図は、予測値が学習得点S1、基準値が学習得点S3である。ここで直線は交わっているが、傾きはかなり等しくなっている。重回帰分析においても、学習得点S3を予測するときに、学習得点S1と教授方法との間の交互作用変数の寄与率の増加は0.27%できわめて小さかった。第4図は、予測値が同じく学習得点S1であり、基準値は事後テストである。ここでは、傾きがほぼ等しく、2つの直線が一致しているという結論が、妥当であることが示されている。事後テストを予測する重回帰分析においても、学習得点S1と教授方法との間の交互作用変数を重回帰式へ投入することによる寄与率の増加は、わずか0.68%であった。

### (3) 3つの手法の比較

Brachtは、交互作用を無順序交互作用 (disordinal interaction) と順序交互作用 (ordinal interaction) に分け、区別している。無順序交互作用というのは従来用いた意味での交互作用であり、順序交互作用というのは、分散分析の意味で交互作用は認められるが同じ処理を結ぶ線が交差していない場合 (第5図) や、交差はしていても二つの水準で処遇間の平均の差の検定をしてどちらか一方でも有意でない場合をさす。このようにBrachtの提案する意味における (無順序) 交互作用は、目的でも述べたようにきわめて厳しい条件のもとにおかれている。そのため分散分析の意味で交互作用効果が認められても、結果としてはすべて棄却されることとなった。結果が解釈しやすく、特に交互作用因独立変数が名義尺度あるいは順序尺度であるときには、交互作用を調査するための有効な統計的道具であると考えられる。ただし、学習者の配置をするにあたっては細胞内のケースの数をできるだけ等しくすべきであり、要因に五段階評定を利用するような場合は、困難なものとなった。

次にダミー変数完全回帰分析は、基準値に対してどの程度の寄与率あるいは寄与率の変化であるかということ、他の変数の寄与率あるいは寄与率の変化と共に比較することができるという意味ですぐれた手法である。この実験においても、前提テストと教授方法の間の交互作用変数を学習得点



第5図 順序交互作用の概略図

S3 について求める重回帰式へ投入したときの寄与率の変化は、Johnson-Neyman の方法で得られた結果とも対応していると推測される。このように寄与率あるいは寄与率の変化は、交互作用を見つけだすための一つの手がかりを与えるものと考えられる。一方、結果として順序交互作用も無順序交互作用と同様に大きい寄与率を生ずると考えられる点で、また、結果からただちにどの特性を持つ学習者に対してどの教授方法をとという割当てが困難で、結果の解釈が容易でない点で注意を要する。

最後に、Johnson-Neyman の方法は、非常に解釈が容易であり、特に交互作用因独立変数が距離尺度あるいは比例尺度である場合には、きわめて有効な統計的道具であることがわかる。そして、基準値の有意な差が予測値の領域で明確に述べられる点に、この手法の価値を認めることができる。一方、データは直線的にまともでないだけでなく、データの数も大ければ大いほどよい等の条件もある。

以上、それぞれの手法の間の特徴について考察したが、データの分析にあたっては、データの性質に応じてできるだけ多くの手法を用いるべきであり、それによって解釈が深まるものとする。

#### 4. 結 論

この実験の目的は、第1報告に引き続き学習プログラムP1とP2の相違を学習者の特性を表わす変数、すなわち交互作用因独立変数と教授効果の従属変数の間の関係から把握し、さらに学習者の特性に応じた学習プログラムの選択はどうなるかを検討することにある。これまでに明らかになったことは、ダミー付完全回帰分析の立場から、学習得点S3を重回帰式で推定するとき、前提テスト得点と教授方法との間の交互作用変数が寄与率の増加で3.4%あり、他の交互作用変数の寄与率の増加と比較しても高いものであることが認められた。次に Johnson-Neyman の方法の立場からは、片側の有意な領域が求められ、前提テスト得点で4点以下の学習者は学習プログラムP2よりもP1を割当てることにより学習得点S3では有意に高い成績が得られることが明確にされた。これは学習の前提として考えられる知識についてよく理解していない学習者については、数式により式の変形のアルゴリズムを説明した記号的解法よりも、図を用いて式を変形する考え方を教えた映像的解法が適した教授方法と考えられる。しかし、有意な領域が得られたのは、前提テストを予測値とし学習得点S3を基準値とした場合のみで、同じ予測値で基準値を事後テストとした場合には、有意な領域は得られなかった。

また、適性処遇交互作用を調査するための3つの手法について比較・考察した。そして、可能な手法は全て用いることによってデータの正しい解釈が可能となると考える。また、Johnson-Neyman の方法については、この手法が適性処遇交互作用を調査するために計画された研究に対して特に有効な統計的道具であることが、Cohen, L. S. と Linn, R. L. (1971) によって指摘されている。彼らによると、より多くの予測値、より多くのグループ、より多くの基準値に対する方法の一般化がなされていることが紹介され、彼らによって3つの手法、すなわち Johnson-Neyman の方法、Pottoff により修正された方法、Erlander-Gustavsson の方法について、次のような方法により比較がなされている。すなわち、1つの基準値、2つの予測値、2つのグループの場合について、それぞれの方法により基準値が有意な差となる領域を求めることにより比較がなされ、手法が洗練されてきていることが示されている。今後、先に紹介された方向での統計的道具の整備に努め、その活用を計っていきたい。

CAI 学習プログラムの内容構成については北海道教育大学函館分校教育心理学教室鈴木教授、青

木講師のご助言を、SPSSの使用については札幌分校物理学教室中野教授のご助言を受けた。また被験者の実験参加については函館市立五稜中学校金沢前校長、斎藤校長並びに酒田、平向両先生のご協力を得た。さらに、本研究の数値計算の一部は北海道大学大型計算機センターで行なわれた。本研究に対して与えられたこれらのご協力について感謝の意を表したい。

文 献

Bracht, G. H. Experimental factors related to aptitude—treatment interactions. *Review of Educational Research*, 1970, 40, 627—645.

Cahen, L. S., & Linn, R. L. Regions of significant criterion differences in aptitude treatment interaction research. *American Educational Research Journal*, 1971, 8, 521—530.

肥田野直・瀬谷正敏・大川信明 心理教育統計学, 培風館, 1961.

岩原信九郎 新訂版 教育と心理のための推計学, 日本文化科学社, 1965.

松田伯彦・松田文字 教授心理学, 明治図書, 1974.

三宅一郎・山本嘉一郎 SPSS統計パッケージI基礎編, 東洋経済新報社, 1976.

三宅一郎・中野嘉弘・水野欽司・山本嘉一郎 SPSS統計パッケージII解析編, 東洋経済新報社, 1977.

清水清・中野嘉弘 SPSSによる適性処遇交互作用の研究, 北海道教育大学紀要, 1976, 第27巻第1号.

鈴木正義・中川正・山崎正吉・辻宏光 CAIシステムによる適性処遇交互作用に関する研究(1)——予備の実験結果の分析——, 北海道教育大学紀要, 1976, 第26巻第2号.

山崎正吉 CAIシステムによる教授方法と学習者の適性との交互作用に関する研究, 北海道教育大学函館人文学会人文論究, 1978, 第38号.

彌永昌吉ほか 新しい数学3年, 東京書籍株式会社, 1972.

Walker, H. M., & Lev, J. *Statistical inference*. Henry Holt & Co., 1953.

(本学助手・函館分校)