

統計的学習理論の応用

に関する研究

坂大工 魚崎 勝司 今村 秀樹
田坂 誠男 杉山 博

§1 はじめに

近年における制御理論の発展の一つの側面は、いわゆる適応制御、学習制御に関する理論の開拓であると思われる。

すなわち、従前の理論では、「given」(「known」)としてきた制御対象の特性、構造、また入力、外乱の特性などを本来の姿である「unknown」なものとしてとらえて、analysis や synthesis をおこなうという立場にたつての理論の開拓と発展であり、これは記述函数的表現や非線型理論の発展とも関連している。

このとき重要なのは“学習”過程というものの考え方である。“学習”は明らかに過去の行動(これには環境、刺激、応答、結果などを含む)と密接に結びついだものとして、行動の変化を示す現象であり、この観点から“学習”過程を構成することが必要である。

我々は二つ、三年にわたって、心理学における学習行動の解析の手段として提案されて来た R. Bush & F. Mosteller による統計的学習理論を“学習”的手法として应用する二つの考え方、理論的、実験的方法論を紹介してみた。これはその一端を紹介したい。

3.2 統計的学習理論の概要¹⁾

人間や動物の学習行動を説明するための試みは、従来から心理的な立場から、種々行なわれて來ている。以下で述べる R. Bush & F. Mosteller による統計的学習理論もその一つである。彼らは W. Estes による刺激標本モデル (stimulus sampling model) を整理、拡張して 学習オペレータなどの導入し、学習過程の一連の確率過程における解析をすゝめている。彼らの学習過程のモデルを図示すると Fig. 1 のようになる。

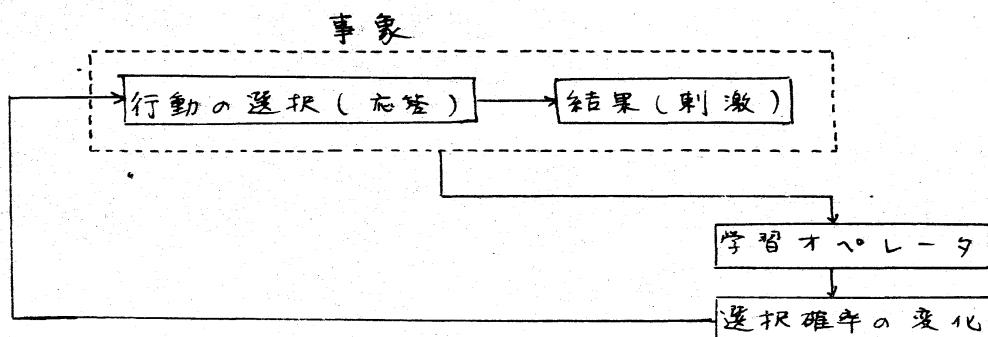


Fig. 1. Bush-Mosteller 学習モデル概念図

行動の選択 A と結果 O とを組み合って一つの事象 E に対応して 選択確率を変化させる 学習オペレータがあるのがあるが、その形は一般には、r 個の選択と、s 個の結果の種類があるときには、

$$(2.1) \quad Q_{ij} p = d_{ij} p + a_{ij}, \quad i=1, 2, \dots, r, \quad j=1, 2, \dots, s$$

または

$$(2.2) \quad Q_{ij} p = d_{ij} p + (1 - d_{ij}) \lambda_{ij}, \quad i=1, 2, \dots, r, \quad j=1, 2, \dots, s$$

ここで、学習オペレータの作用を受けたのも確率としての性質を維持するためには、

$$0 < d_{ij} \leq 1, \quad 0 \leq \lambda_{ij} \leq 1 \quad i=1, 2, \dots, r \quad j=1, 2, \dots, s$$

の制限が、パラメータに付加される。

(2.1)からわかるように、このオペレータは形式的には、一般的なオペレータ

$$Qp = a_0 + a_1 p + a_2 p^2 + \dots$$

の样子近似をなしてます。

これらのオペレータは、選択、結果によって確率的に作用されますことになり、その確率を p_{ij} と表わすとき、この p_{ij} の二つ方により、学習に 3 つの型があることが示されます。以下では $r=2, s=2$ の場合について述べるが、その他の場合も同様である。

(i) Experimenter controlled events

ある事象の起る確率が、実験者によって定められていて、試行によつても変化しない場合で、 p_{ij} はその時点の選択の確率に依存しない。学習オペレータは

$$(2 \cdot 3) \quad Q_1 p = \alpha_1 p + (1 - \alpha_1) \lambda_1 \quad \text{with probability } \pi_1$$

$$Q_2 p = \alpha_2 p + (1 - \alpha_2) \lambda_2 \quad \text{with probability } \pi_2 = 1 - \pi_1$$

となる。この場合の試行のくり返しによる選択確率の変化のようすを Fig. 2 に示す。

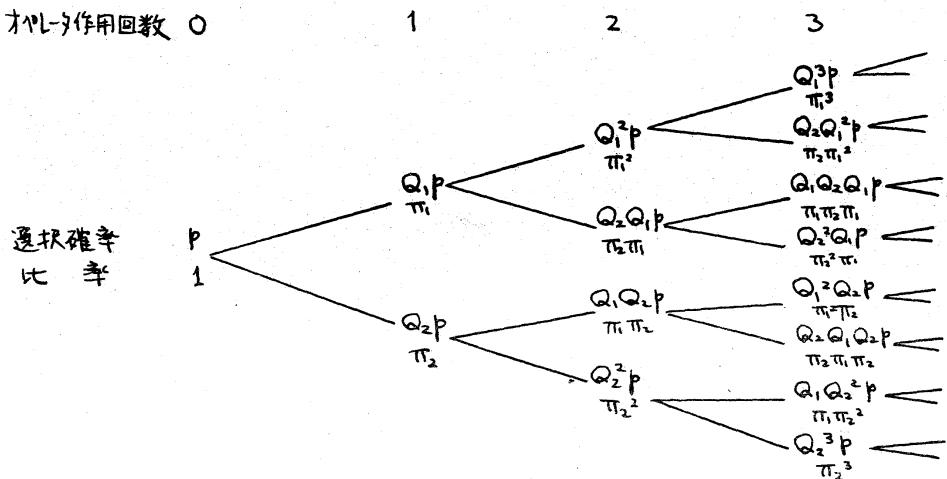


Fig. 2 確率の推移

(ii) Subject-controlled events

選択と事象とが一致する場合で、 p_{ij} はその時点の選択の確率そのものになる。学習オペレータは次のようにされる。

$$(2 \cdot 4) \quad Q_1 p = \alpha_1 p + (1 - \alpha_1) \lambda_1 \quad \text{with probability } p$$

$$Q_2 p = \alpha_2 p + (1 - \alpha_2) \lambda_2 \quad \text{with probability } q = 1 - p$$

この場合の選択確率の変化のようすを Fig. 3 に示してある。

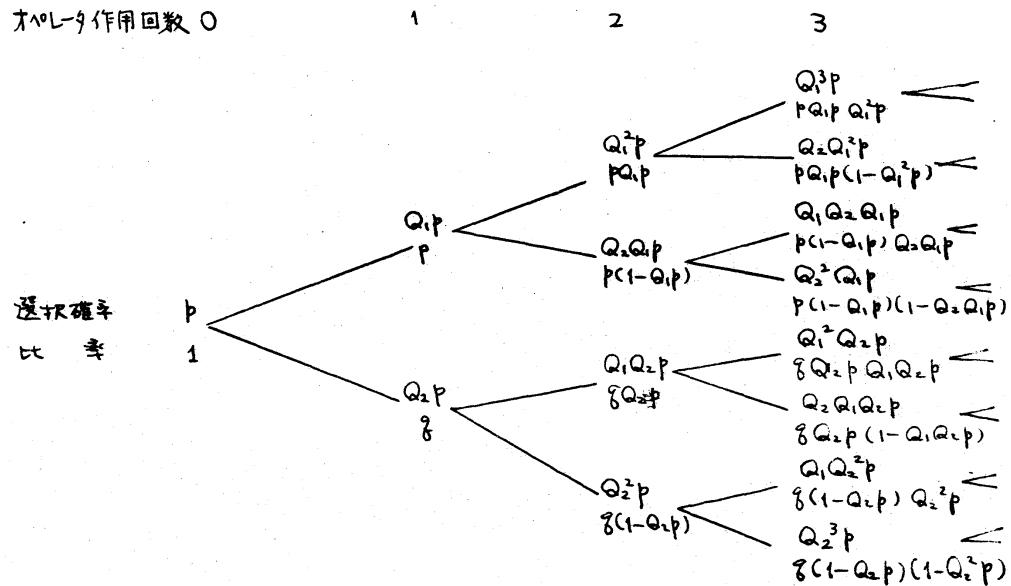


Fig. 3 確率の推移

(iii) Experimenter - Subject-controlled events

事象 α の起る確率が一定である子(i)と、事象 α の起る確率が、選択の確率に等しい(ii)を二つの考え方を結びつけるもので、ある選択がなされたとき、その選択がなされたといふ条件のもとで、ある結果の起る条件付確率が一定であるとする。学習オペレータは

$$\begin{aligned}
 Q_{11}p &= \alpha_{11}p + (1-\alpha_{11})\lambda_{11} && \text{with pr. } p\pi_1 \\
 Q_{12}p &= \alpha_{12}p + (1-\alpha_{12})\lambda_{12} && \text{with pr. } p(1-\pi_1) \\
 Q_{21}p &= \alpha_{21}p + (1-\alpha_{21})\lambda_{21} && \text{with pr. } q\pi_2 = (1-p)\pi_2 \\
 Q_{22}p &= \alpha_{22}p + (1-\alpha_{22})\lambda_{22} && \text{with pr. } q(1-\pi_2) = (1-p)(1-\pi_2)
 \end{aligned}
 \tag{2.5}$$

$1 \rightarrow 2 \rightarrow 2$ と記される。

Bush & Mosteller は、これらのモデルにおいて適当なパラメータを決めるこことにより、いくつかの学習実験のデータに対しより一致を得ることができることを示し、データからパラメータを統計的に推定するいくつかの方法についても若干の考察をおこなっている。

§ 3 proportional parameter の推定に対する応用

二つの事象 A, B の比率 $\gamma (= 1 - \rho)$ で起る系列が与えられたとき、A の生起の比率のパラメータ ρ を推定するための手段として、Experimenter controlled events の場合の Bush-Mosteller learning model を採用した場合について考察した結果を述べる。

(i) $\lambda_1 = 1, \lambda_2 = 0$ とし、ある先駆的知識より定めた初期値 \hat{P}_0 ($0 \leq \hat{P}_0 \leq 1$) を出発し、A, B の生起にしたがって次のオペレータ $Q_{(1)}, Q_{(2)}$ を作用せし。

$$(3.1) \quad \hat{P}_{n+1} = Q_{(1)} \hat{P}_n = \alpha \hat{P}_n + 1 - \alpha, \text{ if } A \text{ occurs}$$

$$\hat{P}_{n+1} = Q_{(2)} \hat{P}_n = \alpha \hat{P}_n \quad \text{if } B \text{ occurs}$$

このとき得られる系列 $\{\hat{P}_n\}$ は

$$(3.2) \quad \hat{P}_n = \sum_{i=1}^n (1-\alpha) \alpha^{i-1} y_i + \alpha^n \hat{P}_0, \quad n=1, 2, \dots$$

$y_i \in \{y_i\}$ は

$$(3.3) \quad y_i = 1 \quad \text{if } A \text{ occurs}$$

$$y_i = 0 \quad \text{if } B \text{ occurs}$$

をとる確率変数列として表わされたので、

$$(3.4) \quad E(\hat{P}_n) = (1-d^n)p + d^n\hat{p}_0 \\ \rightarrow p \quad n \rightarrow \infty$$

が言える。しかし

$$(3.5) \quad \text{Var}(\hat{P}_n) = p(1-p)(1-d^{2n})(1-d)/(1+d) \\ \rightarrow p(1-p)(1-d)/(1+d) \quad n \rightarrow \infty$$

で、一般に、分散は $n \rightarrow \infty$ としても 0 とはならぬので、学習の一つの評価函数である真値からのずれ、 $E(\hat{P}_n - p)^2$ も $n \rightarrow \infty$ で 0 にはならない。

(ii) (3.1) のオペレータを Bush-Mosteller が考えたとき、
その意味にとどめ、 d が time-dependent, すなわち n に依存する
モデルとして採用すると、

$$(3.6) \quad \hat{P}_{n+1} = Q_{(1)} \hat{P}_n = d_n \hat{P}_n + (1-d_n) \quad \text{if A occurs.} \\ \hat{P}_{n+1} = Q_{(2)} \hat{P}_n = d_n \hat{P}_n \quad \text{if B occurs.}$$

の学習オペレータとなる。こゝで種々の criterion に従って、適切なパラメータ系列 $\{d_n\}$ を選定することは重要な問題である。

(3.6) の学習オペレータを用いて、 $\{\hat{P}_n\}$ は

$$(3.7) \quad \hat{P}_n = \sum_{i=1}^n (1-d_i) \prod_{j=i+1}^n d_j y_j + \prod_{i=1}^n d_i \hat{p}_0 \quad n=1, 2, \dots$$

となる。よって

$$(3.8) \quad E(\hat{P}_n) = (1 - \prod_{i=1}^n d_i) p + \prod_{i=1}^n d_i \hat{p}_0$$

$$(3.9) \quad \text{Var}(\hat{P}_n) = p(1-p) \left\{ (1-d_n)^2 + \sum_{i=1}^{n-1} (1-d_i)^2 \prod_{j=i+1}^n x_j^2 \right\}.$$

したがって n までに少くとも 1 個の整数 α_k が存在し、

$$(3.10) \quad \alpha_k = 0$$

すなはち、

$$(3.11) \quad E(\hat{p}_n) = p$$

として、不偏性が示される。

この不偏性の条件下で最小分散をもつパラメータ列は、

$$(3.12) \quad \alpha_n = 1 - (1/n)$$

なることが導かれる。このパラメータを用いた学習では、次

式の成立するこゝがわかる。

$$(3.13) \quad E(\hat{p}_n) = p$$

$$\text{Var}(\hat{p}_n) = E(\hat{p}_n - p)^2 = p(1-p)/n$$

これは、 p の最大推定量のもつ性質と一致している。

(iii) 単に $E(\hat{p}_n - p)^2$ を最小にするパラメータ列は、

$$(3.14) \quad \alpha_n = 1 - (1/(n+\tilde{\alpha})),$$

たゞし

$$\tilde{\alpha} = p(1-p)/(p-\hat{p}_0)^2$$

により与えられる。 \therefore の学習では、

$$E(\hat{p}_n) = p/(1+\tilde{\alpha}/n) + \hat{p}_0 \tilde{\alpha}/(n+\tilde{\alpha})$$

$$(3.15) \quad \text{Var}(\hat{p}_n) = np(1-p)/(n+\tilde{\alpha})^2$$

$$E(\hat{p}_n - p)^2 = p(1-p)/(n+\tilde{\alpha})$$

である。

(iv) 真値 p は学習の前段階では未知だからパラメータ引数として、上述の $\{\alpha_n\}$ をとることができるので、この近似として、パラメータ引数 $\{\alpha_n\}$ を次のようにしてすることを考える。

$$(3.16) \quad \alpha_n = 1 - (1/(cn+a)) \quad n=1, 2, \dots$$

この学習では、初期値 \hat{p}_0 の選択について

$$(3.17) \quad p - \{2p(1-p)/a\}^{1/2} \leq \hat{p}_0 \leq p + \{2p(1-p)/a\}^{1/2}$$

a 関係が成立していれば、 $E(\hat{p}_n - p)^2$ は (ii) の学習より小さくなる。

(v) また学習理論において regression 關係 (3.8) を用いて、過去の $\{\hat{p}_i\}$ の系列から、 p を最小二乗推定することができる。この学習による推定は、

$$(3.18) \quad \hat{p}_n = \sum_{i=1}^{n-1} \left(\prod_{j=1}^i \alpha_j \right) \left(\hat{p}_{i+1} - \left(\prod_{j=1}^i \alpha_j \right) \hat{p}_0 \right) / \sum_{i=1}^{n-1} \left(\prod_{j=1}^i \alpha_j \right)^2$$

であり、次の性質をもつている。

$$E(\hat{p}_n) = p$$

$$(3.19) \quad \text{Var}(\hat{p}_n) = E(\hat{p}_n - p)^2 = p(1-p) \sum_{i=1}^n \left(\prod_{j=1}^i \alpha_j \right)^2 \left\{ \sum_{k=i+1}^n \left(\prod_{l=k+1}^i \alpha_l \right) \prod_{l=k+1}^i \alpha_l \right\}^2 / \left\{ \sum_{i=1}^n \left(\prod_{j=1}^i \alpha_j \right)^2 \right\}^2$$

なお最初の先駆的分布がベータ分布 $B(\bar{a}, \bar{b})$ としたときの Bayesian type の学習過程を、この問題に適用すれば、推定値は、

$$\bar{p} = \int_0^1 p^m (1-p)^{n-m} dH(p) / \int_0^1 p^m (1-p)^{n-m} dH(p)$$

$$= B(m+\bar{a}+1, n-m+\bar{b}) / B(m+\bar{a}, n-m+\bar{b})$$

となる。(iv) における

$$a = \bar{a} + \bar{b}$$

とした場合に相当する二つに注意する。

以上の各種の学習を比較すると

不偏性のモード 分散小 (ii) > (v)

$E(\hat{p}_n - p)^2$ 小 (iii) > (iv) > (ii) > (v)

この議論は、三個以上の事象の生起確率の推定は拡張できる。

§ 4 Markovian sequence の予測問題への応用

r個の状態をもつ単純 Markov chain の遷移確率行列は

$$(4.1) \quad P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1r} \\ p_{21} & p_{22} & \cdots & p_{2r} \\ \vdots & & & \vdots \\ p_{r1} & p_{r2} & \cdots & p_{rr} \end{bmatrix}$$

で与えられるが、これを学習オペレータを用いて推定するには、時点 n で状態 E_i にあると、時点 $n+1$ で状態 E_j に遷移したなら、遷移確率行列の第 i 行の成分 p_{ik} の推定値 \hat{p}_{ik} を、学習オペレータにより、次のようになら化せしめる。

$$(4.2) \quad \begin{aligned} \hat{p}_{ij} &\rightarrow \alpha \hat{p}_{ij} + 1 - \alpha \\ \hat{p}_{ik} &\rightarrow \hat{p}_{ik} \quad k \neq j, \quad k=1, \dots, r \end{aligned}$$

ただし α は前節で述べたような意味とする。このとき、前節の議論を若干変更すれば、成分が row-wise に推定されることが示される。

この手法を、S 個の事象 A_1, \dots, A_S を含む、周期 r の系列(

$r \geq s$ の予測問題に適用する。この周期性には多少の乱れがあるてもよく、單に系全体として、 r 重 Markov chain として表現可能でありさえすればよい。このような場合でも、 s 個の並い立つ事象列をあらためて、1つの事象と見なすことにより、 s^r 個の状態をもつ単純 Markov chain に書きかえうるから上の手法が適用できるのである。ただし注意するのは、推定すべき成分は、各 row で s 個の数であることである。このようにして推定が行なわれれば、pure strategy (次に生起する確率の最大な事象を予測), もしくは mixed strategy (次に生起する確率に応じた比率で各事象を予測する) により、予測を行なう。

いま一例として、事象数が 2, を 0, 1 と表わす, で周期が 4 の場合の計算機実験の例を示す。とりあげたのは

...00110011001...

左の系列で、二の系列の遷移確率行列は次で与えた。

$$P = \begin{bmatrix} 0000 & \varepsilon & 1-\varepsilon & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0001 & 0 & \varepsilon & 1-\varepsilon & 0 & 0 & 0 \\ 0010 & 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} & 0 & 0 \\ 0011 & 0 & 0 & 0 & 0 & \varepsilon & 1-\varepsilon \\ 0100 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \varepsilon \\ 0101 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1-\varepsilon \\ 0110 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \varepsilon \\ 0111 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1-\varepsilon \\ 1000 & 0 & \varepsilon & 1-\varepsilon & 0 & 0 & 0 \\ 1001 & 0 & 0 & 0 & \varepsilon & 1-\varepsilon & 0 \\ 1010 & 0 & 0 & 0 & 0 & \frac{1}{2} & \frac{1}{2} \\ 1011 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \varepsilon \\ 1100 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1-\varepsilon \\ 1101 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \varepsilon \\ 1110 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1-\varepsilon \\ 1111 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \varepsilon \end{bmatrix}$$

ただし $\varepsilon = 0.03$

遷移確率行列の推定のようすを Fig. 4 に、10回毎の誤り回数の推移を Fig. 5 に示す。この結果は10回のくり返し実験の平均である。ただ問題となるのは、周期が長く事象の種類が多いときで、このときには、状態数が非常に大きくなることによる難点が生じてくる。

これから pure strategy の場合には、 α による影響はそれほど大きくないよう見えた。しかし別の解析から、 α を小さくすれば、分散が大きくなり、誤り危険率が高くなることが示されたので、 α は1に十分近くなることが望ましいと結論される。これに反し、mixed strategy では全体的に pure strategy より誤り率が高いことが明らかで、これは予期されることがある。

また学習の初期では、 α の小さなほど誤り割合は小さいが、これは α のもう意味からもうなづける結果である。

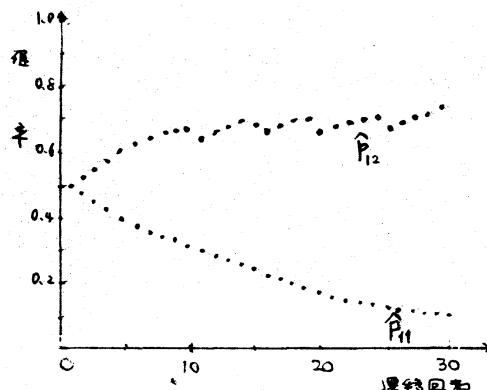


Fig. 4. P_0 第1行成分の推定
のようす $\alpha=0.95$

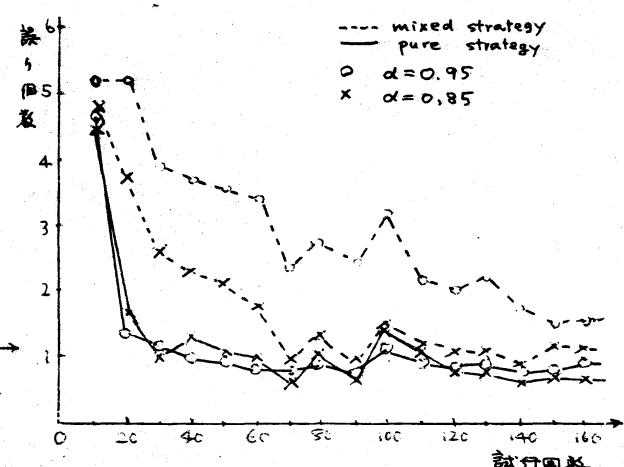


Fig. 5 誤り回数の変化

§ 5 Two-armed bandit problem の応用

Two-armed bandit problem は、二種類の選択の可能性(以

下では 2 個の coin, A と B を想定する。がって、その各々の選択について、1 unit の gain を得る（表が出る）確率 π_1 , π_2 が定まっているか、実験者には未知であるとするとき、N 回の試行で、gain をできるだけ大きくするには、どのように選択していくかという二つをとり扱う問題で、主に Bayesian の立場から考察がなされている。こゝでは、min-max approach, Bayesian approach が採用されて考察がなされてきているが、これは状況が不明のときの制御問題のとり扱いと同様である。こゝでは、自然との game と考えて、min-max approach を採用するが、特に、実際的な立場から、最初の何回かは、二つの選択の可能性を許すが、ある時点以後は、一方にのみきめて試行をおこなう場合の考察を行なう。

このような場合について、Vogel が一つの algorithm を提案²⁾している。それによると 最初に coin A と coin B を対にしてふり、次の確率度数を導入する。

$$(5.1) \quad u_k = \sum_{i=1}^k (x_i - y_i)$$

こゝに x_i, y_i はそれぞれ、coin A, coin B について、表が出たとき 1, 裏が出たとき 0 とした確率度数である。さらにある正の整定数 v を導入し、

$$(5.2) \quad -v < u_k < +v$$

である限り、coin A と coin B の対の実験を行なうか、もし

$$(5.3) \quad u_k \geq +v \quad (\leq -v)$$

なら、 $(N-2K)$ 回は coin A (coin B) のみをとる。このとき Loss function.

$$(5.4) \quad L(\sigma, \tau, v) = \sigma - SN/N \quad \sigma = \max(\pi_1, \pi_2), \tau = \min(\pi_1, \pi_2)$$

を考へ、 $\min_{\sigma, \tau} \max L(\sigma, \tau, v)$ を計算する。

$$(5.5) \quad v = 0.292 N^{\frac{1}{2}} \quad N \geq 100$$

とすればよいことを示した。

我々は、すべて同じに等しい、equal of π かつ $\lambda_{11} = \lambda_{22} = 1$, $\lambda_{12} = \lambda_{21} = 0$

on Experimenter-Subject controlled events の学習によって、coin A を選択する確率を変化させることを考へた。そのため

$$(5.6) \quad \begin{aligned} Q_{11}p &= \alpha p + 1 - \alpha && \text{with pr. } p\pi_1 \\ Q_{12}p &= \alpha p && \text{with pr. } p(1-\pi_1) \\ Q_{21}p &= \alpha p && \text{with pr. } (1-p)\pi_2 \\ Q_{22}p &= \alpha p + 1 - \alpha && \text{with pr. } (1-p)(1-\pi_2) \end{aligned}$$

のオペレータを用いた。ただし c , $1-c$ は吸収壁を設けた

$$(5.7) \quad p \geq 1-c \quad (\leq c)$$

ならばそれ以後は coin A (coin B) のみを用いることになる。

の方法(S_L)を利用してときの、 $N=100$ (= 対する Loss function の直線

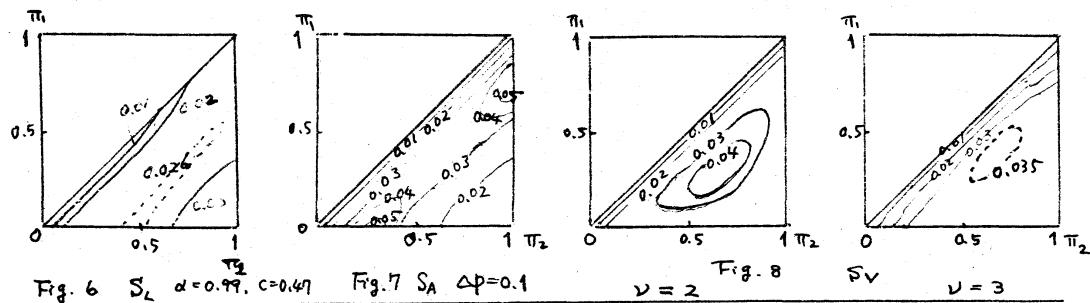
爆弾法により計算し、因示したもののが Fig. 6 である。左の

coin A の選択確率を

$$(5.8) \quad \begin{aligned} Qp &= p + \Delta p && \text{with pr. } p\pi_1 + (1-p)(1-\pi_2) \\ &= p - \Delta p && \text{with pr. } p(1-\pi_1) + (1-p)\pi_2 \end{aligned}$$

τ 变化せた場合 (S_A) $K \rightarrow \infty$ で、Vogel's algorithm (S_V) によ

る Fig. 7, Fig. 8 が示してある。



これから 3 つの strategy は π_1, π_2 の組み合せに対し、お互に相補の性質をもつことわかると共に、学習才へのレータを用いた我々の方法は、Vogel の方法より、minmax の意味より良い性質を有していることが示された。

§ 6 結び

いくつかの例で示したように、統計的学習理論を用いた我々の方法は、望ましい学習に対する一つの指針を与えてゐることがわかる。ここでとりあげた例では、制御理論との結びつきが、それほど鮮明でないが、将来の応用には十分期待されるものがあると考える。たとえば、ここでとりあげた予測の問題は適応制御への一つの approach として、また Two-armed bandit problem の応用は identification の問題への一つの approach を示唆するものといえないのであるか。

今後の課題としては、ここでとりあげたいくつかの実験の理論的背景を追求するとともに、大局的な視野からみて制御理論への応用を考えていきたい。

参考文献

- 1) R. R. Bush, F. Mosteller, *Stochastic Models for Learning.* John Wiley (1955)
- 2) W. Vogel, "A sequential design for the two armed bandit," Ann. Math. Statist., 31, 430 (1960)