逐次情報購入を許された決定状況における 行動モデルについて

福 川 忠 昭*

ON A MODEL OF HUMAN INFORMATION PURCHASING IN OPTIONAL STOPPING
AND SEQUENTIAL DECISION TASK

Tadaaki FUKUKAWA*

A descriptive model of human information purchasing behavior in optional stopping and sequential decision task has been presented by Edwards. From the results of posterior probability estimation experiments, he assumed that the subject replaces $E_\theta(Z)$ with $E_\theta(Z') = \omega E_\theta(Z)$ in the optimal conditions of maximizing the expected value, where $E_\theta(Z)$ is the expected value of log-likelihood ratio for an observation data and ω is an inefficiency parameter. The value of ω is assumed to lie between 0 and 1. However the model does not satisfy the condition $(E(n/d))$ in the data generating process. Then a revised model is presented in this paper. As a result of examining the fitness of the data from the experiments reported by Wallsten and by others to the revised model, the author found and assumed that the condition of ω used in the model is greater than 1 to obtain better fit to the experimental results, while Edwards postulated that $\omega < 1$. Finally the relevance of the model is discussed.

1. は じ め に

人が何らかの判断を下したり、決定を行う場合、情報の持つ役割りは重要なものである。状況に含まれる不確かさを減じ、判断や決定を必要とする問題やその条件を、また結果が生み出すであろう状態を確定するために情報は収集され、利用されている。また時には結果を評価するための基準をより適切なものにするためにも利用されている。情報のあり方により、また人がその情報をどう解釈するかにより決定や判断そのものが非常に異なったものとなり得る。ここでは考察の範囲を限り、情報の持つ一つの特徴である将来の不確かさに関する側面を取り上げる。

不確かさに関する側面の研究の一つにベイズの事後確率公式を基礎とした、単純 2 仮説逐次決定課題がある。そこでは状況に含まれる不確かさを確率論的に取り扱ったときの理論的な最適行動と人が下す実際の決定行動と

の比較が行われている。結果は人の行動が最適行動とは一致しないが、しかし一貫した特徴を示すことが知られている (Beach (1975), Slovic 他 (1971))。

Edwards (1965) は客観確率を人に推測させたときの人の評価特性として広く知られている保守性 (conservatism) に着目し、決定課題に見られる人の行動をこの確率評価における保守性により説明しようとしている。すなわち、最適行動モデルに非効率パラメータ (inefficiency parameter: ω , $\omega < 1$) を導入し、補正をほどこしたモデルを提示している。Wallsten (1968) は報酬額ではなく、その関数としての効用を想定し人の行動を記述するモデルを提示している。O'Connor 他 (1972) は分散選好性によって逐次決定課題のデータ購入行動を説明しようとしている。また、Pitz 他 (1969) は人の行動を逐次得ら

- 1) 人は追加されたデータの持つ状態の判定力をじゅうぶんに利用せず、理論が示すほどの修正をしない。すなわち確率事象の評価においては高い発生確率を過小に、低い発生確率を過大に評価する傾向をいう。尤度比のうえでいえば、1 より大の場合を過小に、1 より小の場合を過大に評価する傾向をいう。

* 慶応義塾大学 工学部 管理工学科 (Department of Administration Engineering, Faculty of Engineering, Keio University)

れるデータにもとづく戦略の側面から説明しようとしている。しかしながらいずれも行動の説明に必ずしも成功していない。ここでは人の行動の1次近似としてのEdwardsの補正モデルに検討を加えるとともに、修正モデルを提示し、行動モデルとしての検討を加えている。

2. 逐次決定課題と最適行動モデル

決定や判断を下すために情報を収集する場合、一般に費用がかかるが、問題に関連する情報をより多く得ることにより、将来の状態や政策のもたらす効果がより明確になると考えることは自然であろう。こうした状況を単純化したものに、次に述べるような逐次決定課題がある。

k 個の仮説状態 H_k を用い、この k 個の状態の中からある事前に定まっている確率 $P(H_k)$ ($\sum P(H_k) = 1$) に従って任意に選ばれた一つの状態（真の状態）が定められるとき、その真の状態の中から取り出される観測データを、代価を支払って逐次購入してゆくことによりどの状態が真の状態であるかを判定するものである。その判定が正答ならば報酬を、誤答ならば罰金を受けるもので、累積報酬を最大にするように不確実さを評価しながらデータの購入と状態の判定を行うものである。

今、課題を簡略化し、仮説状態を2個とし、各状態は2種のデータ (r と w) の構成比の違いにより特徴づけられているものとする。仮説の状態を示すパラメータ θ を r の含まれる割合とすると、

$$H_1: \theta = \theta_1 \text{ (} r \text{ が } \theta_1, w \text{ が } 1 - \theta_1 \text{ の割合)}$$

$$H_2: \theta = \theta_2 \text{ (} r \text{ が } \theta_2, w \text{ が } 1 - \theta_2 \text{ の割合)}$$

である。EdwardsはWald(1947)の逐次抜取検査における確率比検定法になぞらえ、逐次的に得るデータにより各仮説状態が真の状態として選ばれる事後確率をベイズの公式より求め、得られたデータのもとの事後確率比に打切条件を設定し、いずれかの仮説を採択するか、あるいはデータ観測を継続するものとして逐次決定をモデル化している。そしてデータ購入費用と決定結果による報酬（あるいは罰金）を導入し、打切条件の事後確率比の設定にあたって期待報酬を最大にするという意味で最適行動モデルを示している。

$\theta_1 = 1 - \theta_2 = p_0$ (> 0.5) であるとする。すなわち、両仮説状態の確率構成比が対称であるとする。観測データとして r が得られたときの H_2 に対する H_1 の対数尤度比 z_r は、 $z_r = \ln(p_0/(1-p_0))$ であり、 w が得られたときのそれは、 $z_w = \ln((1-p_0)/p_0)$ である。ここで、 $p_0/(1-p_0) = L$ とすると、

$$z_r = -z_w = \ln(p_0/(1-p_0)) = \ln L$$

したがって、観測データが取り出されてくる真の状態のパラメータが θ のとき、データを1個観測したとき得られる対数尤度比の期待値 $E_\theta(z)$ は、

$$\begin{aligned} E_\theta(z) &= \theta z_r + (1-\theta) z_w \\ &= (2\theta - 1) \ln(p_0/(1-p_0)) \end{aligned} \quad (1)$$

となる。仮説状態の構成比の対称性から、

$$\begin{aligned} E_{\theta_1}(z) &= -E_{\theta_2}(z) \\ &= (2p_0 - 1) \ln(p_0/(1-p_0)) = Z \end{aligned}$$

である。

1回のデータ観測費用を c (> 0)、正答したときの報酬を R (> 0)、誤答したときの罰を F ($= -R$)、仮説状態 H_2 に対し仮説状態 H_1 が真の状態として選ばれる事前確率の比 Ω_0 が1とする。期待報酬を最大にする最適な観測打切の条件は、観測データのもたらす情報の非連続性を無視し、連続性を仮定することにより正確に打切確率比で観測をやめることができるとすると、

$$\begin{aligned} VZ - 2 \ln(p^*/(1-p^*)) \\ + (1/p^*) - (1/(1-p^*)) = 0 \end{aligned} \quad (2)$$

となる (Edwards (1965), p. 319, 18式)。ここで V は、

$$V = (R - F)/c = 2R/c (> 0)$$

であり、 V と Z は課題の状況 (p_0 と R と c) が与えられれば定まる値である。したがって、(2)式を満たす p^* を求めることができ、それが観測を打ち切る最適な打切事後確率である。仮説状態の対称性から、 $1-p^*$ が逆の打切事後確率である。こうした打切条件のもとで決定を下すまでの期待観測回数 $E_\theta(n)$ は、

$$\begin{aligned} E_\theta(n) &= (1/Z) (2p^* - 1) \\ &\quad \cdot \ln(p^*/(1-p^*)) = n^* \end{aligned} \quad (3)$$

となる (同, p. 320, 19式より)。

3. Edwardsの補正モデルとその検討

3.1 補正モデル

確率を推測させる実験結果から、人は高い (0.5より1に近い) 発生確率の事象のそれを低く、過小に評価する保守的な確率評価者であると示唆されている。Edwardsは逐次決定課題においてもこの確率の過小評価により人の決定行動が最適行動と一致しないであろうと予想し、最適行動のモデルに非効率パラメータ ω を導入することにより人の行動を記述しようとしている。

すなわち、高い確率の過小評価を尤度比の上でとらえ、真の尤度比に非効率パラメータ ω (< 1) の補正をほどこし、

$$L_s = (p_0/(1-p_0))^\omega = L^\omega \quad (4)$$

$$E_{\theta}(z') = (2\theta - 1) \ln(p_0/(1-p_0))^{\omega} \\ = \omega E_{\theta}(z) = \omega Z \quad (5)$$

とし、(2) 式と (3) 式の Z の代わりに ωZ で置き換えることにより人の行動を説明できるだろうとした (同, p. 328). すなわち、期待値を最大にする主観的な打切確率 p_s' と、その場合の期待する観測回数 n_s' は、

$$V\omega Z - 2 \ln(p_s'/(1-p_s')) \\ + (1/p_s') - (1/(1-p_s')) = 0 \quad (6)$$

$$n_s' = (1/\omega Z) (2p_s' - 1) \ln(p_s'/(1-p_s')) \quad (7)$$

である。なお ω は人により異なるが、今までの確率推測の実験から 0.05~0.50 のあいだにバラツキ、0.20 が代表値として有効であろうとしている。

Edwards の指摘に従えば、 $\omega = 0.20$ の人は VZ が 24 を境にそれ以上大きな値の決定課題では、観測回数が最適行動の場合より多く、24 以下では少なくなると予想される。しかしこのことはその後、Wallsten (1968) の実験では検証されなかった。

3.2 補正モデルの検討

今、 n 回の観測により r のデータが m 回、 w のデータが k 回 ($n=m+k$, $m \geq k$) とするとき、 m を多頻種データ数、 k を少頻種データ数と呼ぶことにする。2種のデータ数の差を d ($=m-k=2m-n \geq 0$) とする。

Edwards の例にならって事前確率比 Ω_0 が 1 になるように、二つの仮説状態のうちいずれが真の状態として選択されているか前もってまったくわからないものとする。すなわち、真の状態はまったくランダムに 0.5 の確率で二つの仮説状態のうちのいずれかが選択されるものとし、人がそれを納得しており、真の状態の選択に何らかの先入観、例えば、“ H_1 が 2 度続けて選ばれたから、次は H_2 だろう”といった判断を加えていないとする。

n 回のデータ観測後の H_2 に対する H_1 の事後確率比 Ω_n は、

$$\Omega_n = (p_0^m (1-p_0)^k) / \\ (1-p_0)^m p_0^k \Omega_0 = (p_0/(1-p_0))^d = L^d$$

である。ところで最適打切条件に対応するデータ差を d^* とすると、

$$\Omega^* = p^*/(1-p^*) = L^{d^*} \\ p^* = p_0^{d^*} / (p_0^{d^*} + (1-p_0)^{d^*}) \quad (8)$$

となる。

最適打切条件に対する期待観測回数 n^* は、先の (3) 式に上記 p^* を代入することにより、

$$n^* = \frac{2d^*}{2p_0 - 1} \left[\frac{1 - ((1-p_0)/p_0)^{d^*}}{1 - ((1-p_0)/p_0)^{2d^*}} \right] - \frac{d^*}{2p_0 - 1} \quad (9)$$

となる²⁾。これは、初めて差が d^* できるまでの期待観測回数 $E(n|d^*)$ の式である (Pitz 他 (1969) p. 3, (1) 式)。

この式を変形すると、

$$n^* = \frac{d^*}{2p_0 - 1} \left[\frac{p_0^{d^*} - (1-p_0)^{d^*}}{p_0^{d^*} + (1-p_0)^{d^*}} \right] = E(n|d^*) \quad (10)$$

となる。

ところで人が、データの尤度比が 1 より大のとき過小に、また 1 より小のとき過大に評価しているとする、そのときの最適打切確率比 Ω_s' ($=p_s'/(1-p_s')$) は Ω^* と異なる。したがって、観測の打ち切りに必要な期待観測回数 n_s' も n^* と異なってくる。すなわち (8) 式は、

$$\Omega_s' = p_s'/(1-p_s') = (L^{\omega d'}) \quad (11)$$

$$p_s' = p_0^{\omega d'} / (p_0^{\omega d'} + (1-p_0)^{\omega d'}) \quad (12)$$

となる。

ところで (12) 式を (7) 式に代入し整理すると、

$$\omega n_s' = \frac{\omega d'}{2p_0 - 1} \left[\frac{p_0^{\omega d'} - (1-p_0)^{\omega d'}}{p_0^{\omega d'} + (1-p_0)^{\omega d'}} \right] \quad (13)$$

となる。(13) 式の右辺は $E(n|\omega d')$ である。

(6) 式より求められる p_s' は (7) 式により n_s' と一定の関係にあり、また p_s' と d' は (12) 式の関係がある。ところで実際に p_s' に対応するデータ差 d' で観測を打ち切るとすると、そのときの観測回数は平均的に見ればデータ観測にともなう客観的な観測データの生成過程から、

$$E(n|d') = \frac{d'}{2p_0 - 1} \left[\frac{p_0^{d'} - (1-p_0)^{d'}}{p_0^{d'} + (1-p_0)^{d'}} \right] \quad (14)$$

の関係にあるはずである。ここで (13) 式と比べると、Edwards の補正では $\omega=1$ の場合を除いて $n_s' = E(n|d')$ の関係は成立しない。

3 種類の確率構成比 p_0 における、各データ差 d に対する ω をパラメータとした主観的な期待観測回数 n_s' を図 1 に示す。この図からわかるように、 ω が小さくなるほど各データ差 d に対する期待観測回数は客観的な ($\omega=1.0$ の) それよりかなり小さな値を示し、 d が小さいところではその d よりも小さい値となっている。とりわけ ω が 0.2 の場合、 d が 5 まではデータ差よりも期待観測回数の方が小さいという不自然な関係にあ

2) ここでは d^* として r のデータが多い場合を考えている。したがって、観測を打ち切り決定する仮説は H_1 を仮定している。仮説状態の対称性と $\Omega_0 = 1$ より、 w の多い場合に H_2 と決定するまでの n^* は (9) 式と同じになる。

 図1 ω をパラメータとしたデータ差 d に対する期待観測回数 n'_s

る³⁾。

人はデータの持つ尤度比や打切条件の客観的な確率を逐次決定を反覆する過程で直接たしかめることはできないが、データについては直接観測を許されている。したがって各自の主観的な確率や尤度比のとらえ方はそのままとしても、このデータ差と観測回数の関係を学習したり、あるいは今までの経験や知識として理解していると考えることができよう。そこでデータ生成過程から定まるこうした客観的な関係を満たしながら、データの尤度比の評価にゆがみを持っているとした場合の行動モデルを次に考える。

4. 修正モデル

今、人がデータの尤度比の観測に ω のゆがみを持っているとする。

α_s を H_2 が真のときに H_1 を採択する確率

β_s を H_1 が真のときに H_2 を採択する確率

とし、人が主観的に次の臨界尤度比 A_s と B_s に従って観測を打ち切っているとする。

$$A_s = (1 - \beta_s) / \alpha_s$$

$$B_s = \beta_s / (1 - \alpha_s) \quad (15)$$

すなわち、 A_s を越えれば H_1 を採択し、 B_s を下まわれば H_2 を採択する。それ以外では観測を継続するというルールとする。しかしながらこの人のルールは、客観的には次のような打切尤度比 A' と B' に従って行われていることになる。

$$A' = ((1 - \beta_s) / \alpha_s)^{1/\omega} = A_s^{1/\omega}$$

$$B' = (\beta_s / (1 - \alpha_s))^{1/\omega} = B_s^{1/\omega} \quad (16)$$

ω というゆがみを持ってデータを観測している場合、客観的に見るとそのときの尤度比に従う決定方式の特性関数 $L'(\theta)$ 、すなわち真の状態が θ のときに仮説状態 H_2 であると判定して観測を終了する確率は、 $\theta = \theta_1$ の場合近似的に、

$$L'(\theta_1) \sim (1 - A') B' / (B' - A') \quad (17)$$

であり、また $\theta = \theta_2$ の場合、

$$L'(\theta_2) \sim (A' - 1) / (A' - B') \quad (18)$$

である (Wald (1947) p. 50, (3: 43) 式)。

人が主観的に A_s と B_s を打切条件としてこの決定課題を行うとすると、そのときの期待観測回数 $E_\theta(n)$ は、

$$(E_\theta n) = \frac{1}{E_\theta(\varepsilon')}$$

$$\left[L'(\theta) \ln \frac{\beta_s}{1 - \alpha_s} + (1 - L'(\theta)) \ln \frac{1 - \beta_s}{\alpha_s} \right] \quad (19)$$

3) 図には示していないが、 $\omega > 1$ の場合は逆に n'_s が非常に大きくなる。

である (同, p. 53 (3: 57) 式)⁴⁾.

v_{ij} を真の状態が j のとき, 仮説状態 i を選択することによる報酬 (罰) とする. このとき期待報酬額 $E(v)$ は,

$$E(v) = P(H_1) [(1 - \beta_s) v_{11} + \beta_s v_{21} - c E_{\theta_1}(n)] \\ + P(H_2) [\alpha_s v_{12} + (1 - \alpha_s) v_{22} - c E_{\theta_2}(n)] \quad (20)$$

である.

最適条件は (20) 式を α_s と β_s とにより偏微分し, それぞれ 0 と置くことにより求められる. ここで各仮説の事前確率, 確率構成, および報酬条件に対称性を仮定する. すなわち, $\theta_0 = 1$, $\theta_1 = 1 - \theta_2 = p_0$, $v_{11} = -v_{12} = -v_{21} = v_{22}$ とすると, $A' = 1/B'$, $\alpha_s = \beta_s = 1 - p_s^*$ となり, (6) 式に対応する最適条件式は,

$$V \omega Z - \frac{2}{\omega} \frac{p_s^{*(1-\omega)/\omega} (1 - p_s^*)^{(1-\omega)/\omega}}{(p_s^{*1/\omega} + (1 - p_s^*)^{1/\omega})^2} \ln \frac{p_s^*}{1 - p_s^*} \\ - \left[\frac{p_s^{*1/\omega} - (1 - p_s^*)^{1/\omega}}{p_s^{*1/\omega} + (1 - p_s^*)^{1/\omega}} \right] \\ \cdot \left[\frac{1}{p_s^*} + \frac{1}{1 - p_s^*} \right] = 0 \quad (21)$$

となる. (17) 式と (18) 式はそれぞれ,

$$L'(\theta_1) = (1 - p_s^*)^{1/\omega} / (p_s^{*1/\omega} + (1 - p_s^*)^{1/\omega}) \\ L'(\theta_2) = p_s^{*1/\omega} / (p_s^{*1/\omega} + (1 - p_s^*)^{1/\omega})$$

となり, 期待観測回数 $E_{\theta}(n)$ は,

$$E_{\theta_1}(n) = E_{\theta_2}(n) = \frac{1}{\omega Z} \cdot \frac{p_s^{*1/\omega} - (1 - p_s^*)^{1/\omega}}{p_s^{*1/\omega} + (1 - p_s^*)^{1/\omega}} \\ \cdot \ln \frac{p_s^*}{1 - p_s^*} \equiv n_s^* \quad (22)$$

となる.

人の主観的な最適条件における確率比とそのときのデータ差 d_s^* との関係は,

$$p_s^* / (1 - p_s^*) = (p_0 / (1 - p_0))^{\omega d_s^*} \quad (23)$$

であるが, 客観的にはデータ差が d_s^* であるので, そのときの事後確率比 $\mathcal{Q}'$ は,

$$\mathcal{Q}' = p' / (1 - p') = (p_0 / (1 - p_0))^{\omega d_s^*} \\ = (p_s^* / (1 - p_s^*))^{1/\omega}$$

であり, そのときの多頻種データが観測される確率の大きい方の仮説状態に対する事後確率 p' は,

$$p' = p_s^{*1/\omega} / (p_s^{*1/\omega} + (1 - p_s^*)^{1/\omega}) \\ = p_0^{d_s^*} / (p_0^{d_s^*} + (1 - p_0)^{d_s^*}) \quad (22)$$

である. したがって (22) 式は上式の関係を使うことに

より,

$$n_s^* = ((2p' - 1) / \omega Z) \ln (p_s^* / (1 - p_s^*)) \\ = \frac{d_s^*}{2p_0 - 1} \left[\frac{p_0^{d_s^*} - (1 - p_0)^{d_s^*}}{p_0^{d_s^*} + (1 - p_0)^{d_s^*}} \right] \quad (24)$$

となる. これは n_s^* が $E(n|d_s^*)$ の関係にあることを満たしている.

Edwards (1965) の (20) 式 (p. 320) に対応させた n_s^* / V は, ω をパラメータとして上記 (21) 式と (22) 式の関係より,

$$\frac{n_s^*}{V} = \frac{n_s^* \omega Z}{V \omega Z} = \frac{p_s^{*1/\omega} - (1 - p_s^*)^{1/\omega}}{p_s^{*1/\omega} + (1 - p_s^*)^{1/\omega}} \\ \cdot \ln \frac{p_s^*}{1 - p_s^*} \left/ \left\{ \frac{2}{\omega} \cdot \frac{p_s^{*(1-\omega)/\omega} (1 - p_s^*)^{(1-\omega)/\omega}}{(p_s^{*1/\omega} + (1 - p_s^*)^{1/\omega})^2} \right. \right. \\ \cdot \ln \frac{p_s^*}{1 - p_s^*} - \left[\frac{p_s^{*1/\omega} - (1 - p_s^*)^{1/\omega}}{p_s^{*1/\omega} + (1 - p_s^*)^{1/\omega}} \right] \\ \cdot \left[\frac{1}{p_s^*} + \frac{1}{1 - p_s^*} \right] \left. \right\} \quad (25)$$

と示せる.

ω をパラメータとして n_s^* / V と VZ の関係を図 2 に示す⁵⁾. ω が 0.2 では, VZ がほぼ 25 のところで $\omega = 1.0$ の線と交わるので, ω が 0.2 の人は VZ が 25 以上であれば観測回数を過大に, それ以下であれば過小になると予想される.

$p_0 = 0.6$ と 0.8 について, ω をパラメータに n_s^* を V の関数として図示したものを図 3 と 4 に示す. p_0 により $\omega \neq 1$ の曲線が $\omega = 1$ の曲線と交差する V の値は異なる. $\omega = 0.2$ の人は V が 40 の場合, $p_0 = 0.8$ では過大に, $p_0 = 0.6$ では過小になると考えられる.

3 種の確率構成の条件のもとで, ω をパラメータとして四つの打切事後確率 p_s^* に対する V ((21) 式より) と n_s^* ((22) 式より) を表 1 と 2 に示す. 同じ決定課題で同じ打切確率に従って観測を行う場合でも, ω の値により期待観測回数に大きな違いを生じることがわかる. また打切確率が最適となる V 値においても, ω による違いの大きいことがわかる.

このことは後でも検討するが, Edwards が予想したように人の ω が 0.05 から 0.5 のあいだにあるとすると, 実験データのバラツキは非常に大きくなり, 操作変数の効果の有意性も, ω の推定も困難にすると考えられる.

4) Edwards と同じく, 正確に打切尤度比で観測を打ち切ることができるものと仮定することにより等号とする.

5) Edwards の補正モデルでは ω により曲線の形は変化せず, $\omega = 1.0$ の曲線が $\omega < 1$ であれば VZ の横軸に沿って右方向に平行移動し, $\omega > 1$ であれば逆に左方向に平行移動するだけである.

 図2 ω をパラメータとして VZ の関数としてあらわした n_s^*/V

5. 検討と今後の課題

この修正モデルは、Edwards と同様に、最適行動モデルをもとにしてデータの尤度比に非効率パラメータ ω の補正をほどこすことにより、人の観測データ購入行動を記述しようとしたものである。ただし、Edwards の行動モデルの場合、 ω を変化させるとモデルの示す内容の解釈に不自然さがあるため、ここではデータ生成過程より定まるデータ差と期待観測回数との関係を人が理解しているものと仮定している。

ところで、逐次情報購入形の決定課題を使った過去の実験結果では、最適行動に人の行動が一致しないことが

知られている。例えば、Wallsten (1968) の実験結果では、

i) $p_0=0.6$ の場合、 $V=20, 40$ のときは人の観測回数が最適行動のそれより多く、 $V=100$ のときは逆に少なくなっている。また V 値を変化させたときのデータ観測数の変化量が理論値のそれより小さい。

ii) $p_0=0.8$ の場合、すべて統計的には有意差が見られてはいないが、 $V=20$ のときは理論上の最適回数より多く、 40 のときは少なく、 100 では R と C の組み合わせにより多少が見られる。

逐次決定課題に対し戦略の立場から行動を分析している Pitz 他 (1969) の実験では、 $p_0=0.6$ で V を 150 と

図3 ω をパラメータとした最適期待観測回数 図4 ω をパラメータとした最適期待観測回数表1 ω をパラメータとして打切事後確率 p_s^* に
対応する V の値

$\omega=0.2$		p_s^*			
		0.80	0.85	0.90	0.95
p_0	0.6	389.81	484.86	685.32	1298.07
	0.7	93.27	116.01	163.98	310.59
	0.8	38.00	47.27	66.81	126.55
$\omega=0.5$					
p_0	0.6	183.33	221.06	296.36	533.20
	0.7	43.87	52.89	70.91	127.58
	0.8	17.87	21.55	28.89	51.98
$\omega=0.8$					
p_0	0.6	110.02	144.37	203.92	365.85
	0.7	26.32	34.54	48.79	87.54
	0.8	10.73	14.07	19.88	35.67
$\omega=1.0$					
p_0	0.6	80.43	98.15	163.80	306.27
	0.7	19.24	23.48	39.19	73.28
	0.8	7.84	9.57	15.97	29.86
$\omega=10/8$					
p_0	0.6	56.58	80.79	125.71	249.12
	0.7	13.54	19.33	30.08	59.61
	0.8	5.52	7.88	12.26	24.29
$\omega=10/4$					
p_0	0.6	16.26	24.83	42.62	98.98
	0.7	3.89	5.94	10.20	23.68
	0.8	1.59	2.42	4.15	9.65
$\omega=10/2$					
p_0	0.6	4.22	6.58	11.66	28.90
	0.7	1.01	1.57	2.79	6.91
	0.8	0.41	0.64	1.14	2.82

した実験1と2で観測回数が少ないことを報告している。また Pitz (1969) の実験1と2では、 $V=200$ を使い、 $p_0=0.6$ と 0.8 のいずれの場合も少ない結果を示している。

Edwards は、 $\omega < 1$ を提言したが、上記の実験結果は、 $\omega > 1$ を仮定することにより説明がつく。とくに、 $\omega < 1$ では、 $p_0=0.6$ における V 値の変化に対する人の観測回数の変化量のにおきを説明できないし、Wallsten の

表2 ω をパラメータとして最適条件を満たすときの期待観測回数

$\omega=0.2$		p_s^*			
		0.80	0.85	0.90	0.95
p_0	0.6	85.31	106.91	135.47	181.55
	0.7	20.41	25.58	32.41	43.44
	0.8	8.32	10.42	13.21	17.70
$\omega=0.5$					
p_0	0.6	30.17	40.20	52.87	72.22
	0.7	7.22	9.62	12.65	17.28
	0.8	2.94	3.92	5.15	7.04
$\omega=0.8$					
p_0	0.6	14.95	21.25	29.79	43.15
	0.7	3.58	5.08	7.13	10.33
	0.8	1.46	2.07	2.90	4.21
$\omega=1.0$					
p_0	0.6	10.26	14.97	21.68	32.68
	0.7	2.45	3.58	5.19	7.82
	0.8	1.00	1.46	2.11	3.19
$\omega=10/8$					
p_0	0.6	6.89	10.27	15.30	24.01
	0.7	1.65	2.46	3.66	5.75
	0.8	0.67	1.00	1.49	2.34
$\omega=10/4$					
p_0	0.6	1.85	2.85	4.48	7.68
	0.7	0.44	0.68	1.07	1.84
	0.8	0.18	0.28	0.44	0.75
$\omega=10/2$					
p_0	0.6	0.47	0.73	1.17	2.08
	0.7	0.11	0.18	0.28	0.50
	0.8	0.05	0.07	0.11	0.20

結果の特徴である i) をあらわせない。

もちろんこの結果は、 $\omega > 1$ で実験結果の特徴をとらえることができる点に意味があり、 ω の値そのものにはあまり意味がない。またこのことを解釈するならば、人がこうした決定状況において確率を論理的な概念として持っているとしても、データの持つ情報を一つの不確定

な要素を含まない事実として考えてしまうことが多いため、データ1個の持つ平均情報量を過大に評価しているのかもしれない。

人がどのように状況の不確かさや確率を推測するかを調べることは意味のあることではあるが、その結果をそのまま決定を含む課題の行動の説明にあてはめることは適切ではないだろう。逐次決定の状況で、客観確率の存在を人が意識し、それを推測し、データ購入をするか否かの決定に積極的に利用しているという証拠はない。

そこで逐次決定課題でデータ観測ごとに、また各決定時点ごとに主観確率を聞き出すことが考えられる。しかしもともと確率といったものは人にとって実感の乏しいものであり、それを推測させ、直接聞き出そうとするとその聞き出し方に種々の問題を含むものである (Beach (1975), Chesley (1975), Slovic 他 (1971))。主観確率といった場合、客観確率を主観的に推測したものと、状況に対して漠然と人がいっている確信の度合いといったものとの二通りの意味がある (Navon (1975))。確信度については1回のデータ観測に対する推測では保守性の存在を Navon (1975) がたしかめているが、逐次決定課題でもそうか否かはたしかめられていない。確信の度合いといったものは、確率の推測以上にあいまいであり、無理に聞き出せば人は何らかの応答をするであろうが、それが真に確信の度合いなのかは確認できない。したがって、行動を記述する理論的な確率変換の関数形だけを定義したパラメータ・モデルをもとにし、人が状況に含まれる不確かさをどう評価しているかは、不確実な状況のもとでの理論と人の行動とのあいだの差異に着目して、人が行動選択にあたって漠然と評価している事象の不確かさのその評価特性として解釈する方が今のところ適切であろう。そして今回の結果からするとこうした決定課題の場合、状況に含まれている客観確率を主観的に推測して決定に結びつけるというよりも、不確実な事象に対して漠然といっている確信の度合いといったものによって決定を行っているのではないかと、そしてこの確信の度合いはデータによる影響の受け方が客観確率の推測の場合よりも、よりデータの系列の影響を受けやすく、それが過大評価と解釈される行動を示しているのではないかと考えられる。

その一つの裏づけとして課題に対する没入の深さ (involvement) が成功確率の主観的評価値を大きくする効果のあることを Ronen (1974) が報告している。単なる推測の場合に比して決定課題の場合の没入効果はより強いであろう。

- 6) Edwards の行動モデル ((6) 式と (7) 式) の場合でも、やはり上記の結果については、 $\omega < 1$ では説明できない。

今回の研究は、逐次的にデータ購入を認められている場合の決定行動を記述するための第1次近似モデルとして、Edwardsの補正モデルを修正するとともに、単なる推測の場合とは異なり情報を過大 ($\omega > 1$) に評価していると解釈することにより、過去のいくつかの実験データの示す特徴をモデルが追従できることを示した。しかしながら、こうした分析方法からでは行動結果から見て、平均すると個々のデータを過大 (あるいは過小) に評価していると解釈できるだけであり、実際に人が逐次得られるデータのの一つ一つを同等に過大 (過小) に評価しているかどうかはわからない。

確率推測や印象形成の実験では、人は逐次追加されるデータをそれまでのデータ系列と独立に評価するよりも従属させて評価する傾向があることが知られている (Slovic 他 (1971))。これは逐次決定課題のデータ観測回数についてはモデル化できたとしても、本質的に人がデータ差に着目して決定しているのか、またデータ差に着目しているとしてもそれを確率に結びつけているかどうかという問題を含んでいる。Pitz 他 (1969) や Wallsten (1968) の実験では、人の行動が必ずしもそうではないと報告している。

同じデータ差であっても観測回数やデータの出力 (系列) により人の確率評価値が異なっているとすれば、 ω を観測回数 n や、そのときのデータ差 d_n の関数として、 $\omega(n, d_n)$ として扱う必要があるのかもしれないが、この関数関係の同定問題は簡単ではない。

確率推測における保守性の問題については、何故そうした評価傾向が生じるのかを説明するために、今までに多くの仮説が提示されている。この論文のモデル化で用いている、情報の誤まった認知にもとづくものとする misperception 仮説 (Peterson 他 (1968)) の他にも、response bias 仮説 (DuCharme (1970))、misaggregation 仮説 (DuCharme 他 (1968))、さらには representativeness 仮説 (Tversky 他 (1975)) といったものが知られている。例えば、正しく認知したとしてもその統合に誤まりがあるとする misaggregation 仮説の一つの平均化ルール (Shanteau (1975)) など、逐次決定課題のもとでもこれらの仮説のいくつかは考えられる。それらが逐次決定課題での人々の示す行動を説明できるようにモデル化をこころみる必要があろう。例えば、佐伯他 (1978) は尤度比評価における保守性をあらわすのに、 $\omega (< 1)$ を用いる代わりに、保守性の原因を情報源の信頼性に置き、信号検出理論などで用いられている調整尤度比を導入することにより最適行動モデルの補正をこころみている。モ

デル化にあたって、確信の度合いといったものを“確率”と同じように扱ってもよいのかといった問題も含め、より規範的な意味あいを持たせたモデルの開発や補正が今後の課題である。

最後に、これまでの実験結果の検討でしばしば指摘されているように、種々の要因の効き方が人により異なり、結果に大きなバラツキを与えている。それが行動のより詳細で、一般的なモデル化を困難にしている。

人々の平均的な行動とは別に、個人ベースの行動モデルを考える場合、この修正モデルは表2に示すように同じ決定条件でも、 ω の値により観測回数は非常に異なってくる。そこで、 ω の値にすべての個人的特性を集約する可能性もある。しかし実験データから各人の ω を推定するには課題を相当多数回繰り返させねばならないであろう。その間に実験の単調さからくる他の心理的要因の介入を許すことになり、 ω の推定を困難にしよう。Wise 他 (1973) は主観確率の測定に多次元尺度構成法の適用の可能性を報告しているが、こうした決定状況における不確実さの評価特性を調べるのにも適用可能かもしれない。これらは今後の研究課題である。

謝 辞

本論文の構成にさいして、レフェリーのかがたがたより有益な御助言をいただきました。ここに記して深甚の謝意を表します。

参 考 文 献

- Beach, B.L. (1975) Expert judgment about uncertainty: bayesian decision making in realistic settings. *Organizational Behavior and Human Performance*, **14**, 10-59
- Chesley, G.R. (1975) Elicitation of subjective probabilities: a review. *The Accounting Review*, April, 325-337
- DuCharme, W.M. & Peterson, C.R. (1968) Intuitive inference about normally distributed populations. *Journal of Experimental Psychology*, **78**, 269-275
- DuCharme, W.M. (1970) Response bias explanation of conservative human inference. *Journal of Experimental Psychology*, **85**, 66-74
- Edwards, W. (1965) Optimal strategies for seeking information: models for statistics, choice reaction times, and human information processing. *Journal of Mathematical Psychology*, **2**, 312-329
- Hershman, R.L. & Levine, J.R. (1970) Devia-

- tions from optimum information-purchase strategies in human decision-making. *Organizational Behavior and Human Performance*, **5**, 313-329
- Navon, D. (1975) A correlation approach to studying bayesian inference in experimental settings. *Organizational Behavior and Human Performance*, **13**, 318-329
- O'Connor, M.F., Peterson, C.R. & Palmer, J.J. (1972) Stakes and probabilities in information purchase. *Organizational Behavior and Human Performance*, **7**, 43-52
- Peterson, C.R., DuCharme, W.M. & Edwards, W. (1968) Sampling distributions and probability revisions. *Journal of Experimental Psychology*, **76**, 236-243
- Phillips, L.D. & Edwards, W. (1966) Conservatism in a simple probability inference task. *Journal of Experimental Psychology*, **72**(3), 346-354
- Pitz, G.F., Reinhold, H. & Geller, E.S. (1969) Strategies of information seeking in deferred decision making. *Organizational Behavior and Human Performance*, **4**, 1-19
- Pitz, G.F. (1969) The influence of prior probabilities on information seeking and decision-making. *Organizational Behavior and Human Performance*, **4**, 213-226
- Ronen, J. (1974) Involvement in tasks and choice behavior. *Organizational Behavior and Human Performance*, **11**, 28-43
- 佐伯 胖, 田中幹雄 (1978) 情報源の信頼性を考慮に入れた逐次意思決定. 日本経営工学会春季研究発表会予稿集, 86-87
- Shanteau, J. (1975) Averaging versus multiplying combination rules of inference judgement. *Acta Psychologica*, **39**, 83-89
- Slovic, P. & Lichtenstein, S. (1971) Comparison of bayesian and regression approaches to the study of information processing in judgement. *Organizational Behavior and Human Performance*, **6**, 649-744
- Tversky, A. & Kahneman, D. (1975). Judgement under uncertainty. in Wendt, D. & Vlek, C. (ed), *Utility, Probability, and Human Decision Making*. D. Reidel, 141-162
- Wald, A. (1947) *Sequential Analysis*. New York, Wiley
- Wallsten, T.S. (1968) Failure of predictions from subjectively expected utility theory in a bayesian decision task. *Organizational Behavior and Human Performance*, **3**, 239-252
- Wise, J.A. & Mockovak, W.P. (1973) Descriptive modeling of subjective probabilities. *Organizational Behavior and Human Performance*, **9**, 292-306