

論 文

信号検出理論と確信度：解答の変動と正答率の理論的問題

Confidence rating and the signal-detection theory:
a relation between recognition accuracy and fluctuation of answers.

妻 藤 真 彦

〔確信〕は意識論などを含んで哲学的な議論まで呼ぶような現象であるが（妻藤,1992）、認知心理学の中の記憶研究、特に再認記憶の分析では全く機能的に理論化され、その基本になっているのが、信号検出理論の枠組みである。信号検出理論（Signal Detection Theory: e.g., Tanner & Swets, 1954; Swets, Tanner, & Birdsall, 1961）は、心理学実験の被験者が何らかの意思決定・判断を行うときの基本理論として、感覚・知覚・記憶などの認知過程だけではなく社会心理等にも応用されてきた（e.g., Bernback, 1967; Donaldson & Murdock, 1968; Kintsch, 1967; Murdock & Dufy, 1972; Norman & Wickelgren, 1974, for review）。この理論的枠組みの中で確信度の評定メカニズムを考えることも一般的であり、特に記憶研究の分野では、確信度の評定メカニズムについて、かなり早い時期から信号検出理論の一部として研究され、70年代にはすでに研究対象というよりも、この理論に基づく確信度データの解釈の仕方を研究法の一部だとみなしている文献すらあった（e.g., Murdock, 1974）。

この理論では、記憶系の出力が何らかの一次元の量（熟知度、既視感の程度など）に変換され、それがある基準値よりも大きければ「見たことがある」そうでなければ「ない」と判定されるというのが基本仮定である。そして、その「量」の大きさの基準値からの距離（差）に、（その実験で指定される7段階や5段階などの、あるいは正答である確率の主観的見積もり等の）尺度値をあてはめたものが確信度だと「仮定」されてきた（以下では、これを標準仮説と呼ぶ）。現在では、

これらは仮定というよりも定説あるいは、実験データ解釈の前提として、時にはそのことに言及することもなく「使われる」ようになっている（e.g., Balakrishnam & Ratcliff, 1996; Glanzer, Adams, Iverson, & Kim, 1993; Wallsten & Gonzalez-Vallejo, 1994; 妻藤, 2000, for review）。

しかし、記憶や知識に関する同一の再認型課題を2回繰り返す実験によって、確信度の確率変動を調べた Saito (1998) は、この確信度評定メカニズムの標準仮説では全く説明できない現象を発見した。また、この現象の頑健性も確認されている（妻藤,1999b）。ただし、確信度評定に関する標準仮説については、否定されたとしても、再認判断そのものに関する信号検出理論の枠組み自体は残すことができ、その前提は維持した上で、確信度評定に関する新仮説（ふらつき仮説）を提案できる（もっとも妻藤, 1999a, は、この仮説が、かならずしも信号検出理論の枠に従わないタイプの意思決定モデルの場合でも、同様に組み込み可能であることを示した；また、データの分布には、この仮説と適合しないわずかな歪みがみられたが、これは最初に質問に答えたときのエピソード記憶による歪みであることを示すデータも得られている；Saito, in press）。

その後、妻藤（2001）は、確信度評定部分を除く、信号検出理論の最も基本的な部分（記憶に基づく判断そのもののメカニズム）について検討するために、正答率と解答の確率変動の関係を計算すると、これもまた説明できない結果になることを見出した。ただし、

この後者の結果だけから信号検出理論の基本部分まで否定することはできないという議論も行われた。というのは、被験者の記憶に系統的な誤記憶あるいは誤推論が含まれているとき、それらを持つ被験者に偏りがあれば、つまり被験者集団の中で、被験者の知識の程度がランダムにバラついているのではなく、誤記憶等の多い下位集団と、それらが殆どない下位集団に分かれているような場合、妻藤（2001）のような結果になることがあり得るという証明もできたからである。以下の本稿では、正答率・解答の確率変動と、確信度を合わせて検討することで、理論的に何が問題であるのかを議論する。

記憶強度と正答率

通常、正答率は記憶の正確さの尺度としてだけでなく、記憶の強さ（どの程度しっかり記憶されているか）の尺度でもあると（暗黙に）仮定されてしまう。しかし、最近の誤記憶（あるいはillusory memory）の研究が示すように（e.g., Ceci, 1995; Heaps & Nash, 2001; Loftus, Feldman, & Dashiell, 1995）、間違っただけの内容を強く記憶していることもあり得るので、正答率を単純に記憶強度の尺度と仮定してデータの集計を行うことには問題がある。もっとも、Heaps & Nash（2001）は、うまくインタビューすることで、正しい（自伝的）記憶と間違っただけの内容を区別するための情報を収集できることを示した。例えば、誤記憶では想起の視点が他者視点になりやすいとか、情動的側面が弱く、内容の豊富さも少ないなどの特徴がある。しかし、この方法を用いても、以前に繰り返し思い出されたことのある「誤記憶」は、正しい内容の記憶と区別できなくなることも報告されている。そうだとするならば、一般的に正答率を、信号検出理論でいうところの熟知度や既視感の程度などの推定を行う基礎データとして、そのまま単純に使用してよいかどうか疑問が出てくる。

もちろん、実験室において、日常的事態に関する連想も出にくいように工夫された材料を記憶させ、ただちに想起・再認させるような実験であれば、このような問題はないと仮定してよいと思われるが、明らかに

日常的記憶に関しては、この仮定は妥当ではない。一方ははっきり断定できないのは、Saito（1998）のような、実験室外で記憶された「知識」を、2肢選択課題で調べるような場合であろう。この「知識」の内容によっては、各種の連想や、記録時の誤解等によって誤記憶が発生しているかもしれない。実際、Saito（1988）のデータを、質問項目ごとに集計しなおした妻藤（2001）のFigures 3と4を見ると、（2肢選択課題であるのに）正答率が50%を下回っている項目が（テストセッションによって）3ないし2個ある。

上述のように、妻藤（2001）は、信号検出理論そのものの未検証の予測を調べるために、同一の課題を2セッションくりかえしたデータ（Saito,1998）を用い、項目ごとに集計しなおした正答率と（セッション間での）解答変更率を比較したが、それらのあいだにあるはずの2次曲線の関係は全くみいだせなかった（というより、そこには何ら明確な関数関係はなかった）。このようになった原因は、このような集計が、実験者の観点のみによる正答の定義に基づいて、なされているためだという可能性がある。つまり、被験者にとって、正しく覚えられている項目と、誤って覚えてしまった項目を、自分の主観で区別することはできないのであるから、被験者の観点を入れた上の集計でないこと、理論の検証には使えないかもしれない。

すると、項目ごとではなく、確信度ごとに正答率と解答変更率を計算する方が良く考えられよう。このようにすれば、被験者の側からみて同等なデータの集合になり、正答率と解答変更率の関数関係が出やすくなるかもしれない。

正答率と解答変更率

解答の確率変動は、信号検出理論の枠組みが正しければ、次式のような正答率の関数になると予想される（妻藤,2001参照）：

$$\begin{aligned} C &= 2p(1 - p) \\ &= 2p - 2p^2 \end{aligned} \quad (1)$$

ただし、 C は、解答変更率、 p は正答率である。上記のように、項目ごとにデータを分類して集計した解答変更率と正答率の間にはなんの関数関係もなかった。しかし、すべてのデータを各項目に関する確信度によって分類し、新たに各々について集計すると、Figures 1, 2のobserved が得られ、両変数の間には明確な関係が見られる。しかし、この関数は、明らかに式 (1) (図中のpredicted) とは異なっている。

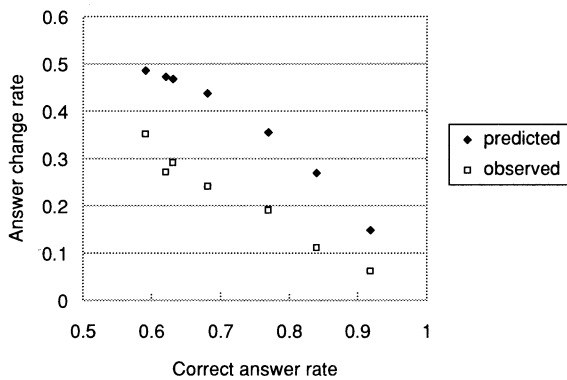


Figure 1 Relation between observed and predicted answer change rate conditional on session1 confidence.

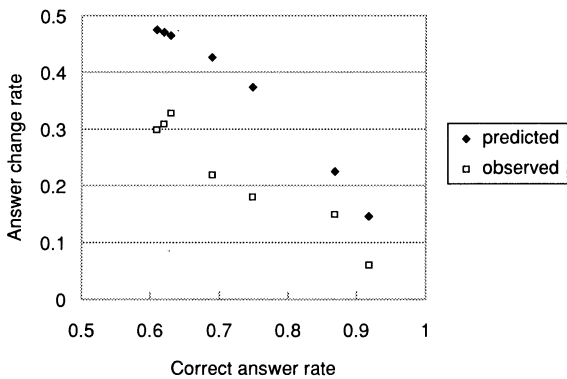


Figure 2 Relation between observed and predicted answer change rate conditional on session2 confidence.

これは確信度の評定メカニズムと関連して生じるズレである可能性があるので、この評定メカニズムにどのような相違が生じるかを検討する必要がある。ただし、確信度の標準仮説については、Saito (1998) の

データによって極めて強い疑義が出ており、また一方その論文で提案された「ふらつき仮説」は、かなり有望な性質を持っている (妻藤,1999a; 2000) とはいえ、まだ決定的な証拠が挙がっているわけではない。

そこで、以下では、各々の確信度評定の過程に関する仮説を前提としたときに、この関数がどのようなものになるかを検討する。

確信度の標準仮説による解釈 信号検出理論では、記憶系の出力が一次元の尺度 (熟知度など) に変換され、その値が基準値と比較されて意思決定がなされるが、Saito (1998) の実験は2肢選択課題であるため、2つの選択肢各々に関する出力の差が正であるか負であるかによって決定されると見なしてよい(この場合、各選択肢の熟知度・強度と基準値との差を比較するので、事実上基準値はキャンセルアウトされる: 妻藤,2000参照)。この場合は、標準仮説ではFigure 3が示すように、横軸 (熟知度の差, 知識差等) のゼロ点からの距離が確信度であるが、実際の実験では尺度値 (例えば7点尺度) で答えるので、ある幅 (図中の灰色の部分) が、ある確信度値に対応する。ゼロ点をはさんで両側にあるのは、確率変動によって、右側の値になった場合 (ある選択肢に対応) と左側になった場合 (他方の選択肢に対応) の両方について、確信度のある特定の値が答えられることになるからである。

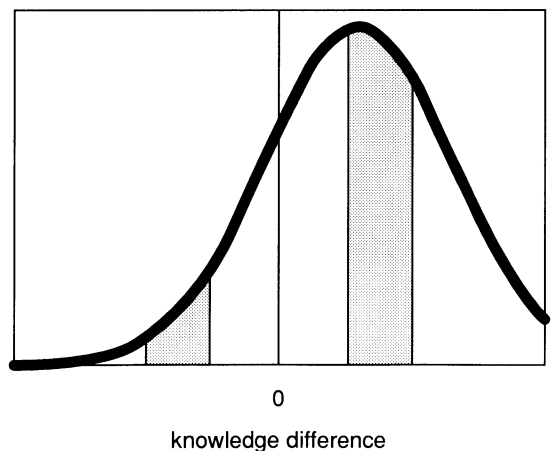


Figure 3 An example of memory output. (probability density)

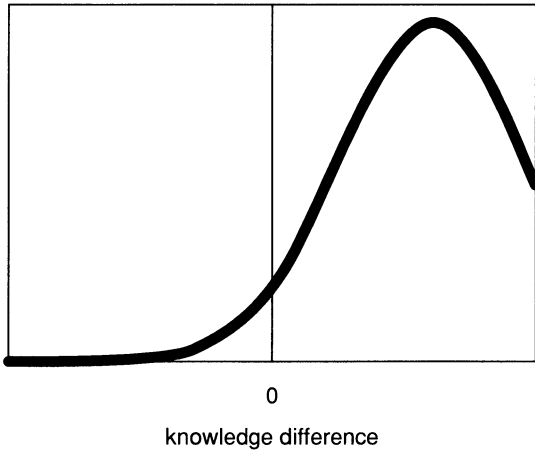


Figure 4 Another example of memory output. (probability density)

ある確信度になったときの正答率と（次のセッションでの）解答変更確率は次のようになる。簡単のために、ゼロ点の右が正答であることにする。ある質問項目 i について、ある確信度の時の正答率 (p_i) は、図の右側の灰色部分を a 、左側の灰色部分を b とすると、 $p_i = a / (a + b)$ 。そして、ゼロより右の面積を A とすると、解答変更率 (C_i) は、

$$C_i = (1 - A) p_i + A (1 - p_i). \quad (2)$$

しかし、この確信度になるデータは、これだけではなく、例えばFigure 4のように異なるピークを持つ質問項目が、同じ確信度になるエリアの出力になる場合もある。つまり、すべての質問項目について、同じエリアの出力値になる場合をすべて合計する必要がある。そこで、この確信度の時のデータに現れる解答変更率 (C) は、項目を i とし、ある出力値のエリアになるデータセットの中に、各 i 番目の項目からのものが含まれる比率を w_i とすると ($\sum w_i = 1$)

$$C = \sum w_i C_i \quad (3)$$

ただし、これでは各項目ごとの、ある特定の確信度になったときの正答率 (p_i) を直接推定できないためデ

ータと比較することができない。これを実行するには信号検出理論の枠組みと標準仮説だけではなく、この特定の試験に関する特定の信号検出モデルを構成しなければならない。つまり、各質問項目に関する出力値の確率変動が具体的にどのような分布を示すかを確定する必要がある。しかし、それを行うには各種の理論的仮定を置く必要が生じ、データへのあてはめを行ってパラメータを推定しても、理論側の自由度が大きすぎるため、検証としては殆ど意味をなさない。

そこで、 A と p_i の関係を考えてみると、後者が大きくなると、(Figures 3, 4から明らかであるように)、 A も増加する。分布の型によって、これが純粋な比例関係ではないとしても、近似として $A = p_i$ と置いてしまうのも1つの方法であろう。少なくとも、傾向程度は、この近似から見て取ることはできる（後述のように、少なくとも信号検出理論の「枠組み」そのものまで否定する必要はないという結論は出せる）。そのように仮定すると、

$$p = \sum w_i p_i \quad (4)$$

であるから（添え字のない p は、この確信度のときの全体としての正答率）、

$$C = \sum w_i [(1 - p_i) p_i + p_i (1 - p_i)] \\ = 2p - 2\sum w_i p_i^2 \quad (5)$$

この (5) 式にも p_i は残る。式 (1) と第2項が異なっており、このことがFigures 1, 2で、observedが式 (1) から外れた理由だと考えられよう。式 (5) の2項は重みが2乗でないため全体は式 (1) より小さく、この不等式はFigures 1・2と一致する（注1参照）。ただし式 (5) の関数型は、記憶強度の差 (Figures 3・4の横軸) について確率分布の形が確定していないと決定できない。しかし、ともかく式 (1) が当てはまらないことを根拠に、信号検出理論の枠組みまで否定する必要はないという結論は出すことができる。

確信度の「ふらつき仮説」による解釈

ふらつき仮説では、何度か記憶システムへのアクセスを繰り返した時に、出力がふらつく（解答が変動する）程度が推定され、確信度評定値は、このふらつきの程度を表現したものだということになる（Saito, 1998）。この場合、もし「ふらつき」を推定する時にサンプリングエラーがなければ、以下のように解答変更率は式（1）と一致する。

Figure 3の正答側の確率Aと、誤答側の確率Bのみによって解答変更率が決まるので、

$$\begin{aligned} C &= A \cdot B + B \cdot A \\ &= 2p - 2p^2 \end{aligned}$$

しかし、実際には、「ふらつき」推定時のサンプリングエラーによって、例えばFigure 4のような項目の場合でも、Figure 3のような項目の場合と同じ確信度になってしまうことがある。ある確信度が、各*i*番目の項目から出てくる比率を w_i とし（ $\sum w_i = 1$ ）、各項目の正答率を $p_i (= A)$ とすると、

$$\begin{aligned} C &= \sum w_i (2p_i - 2p_i^2) \\ &= 2p - 2 \sum w_i p_i^2 \end{aligned} \quad (6)$$

となる。これは、標準仮説を仮定したときの式（5）と同じ型のものである。もっとも、 p_i の意味は異なっているが、式（5）を導くときにおいた近似のための仮定を入れると、両式は同一のものになる。

このため、（残念ながら）確信度に関する異なる仮説のどちらが良いかをこのデータで区別することはできないが、結論は、どちらの仮説であっても、確信度を考慮した形で集計されたデータであれば、信号検出理論の枠組みそのものは否定しなくてすむということになる。

妻藤（2001）のように、項目ごとに集計したデータでは、式（1）に当てはまらないどころか、殆どランダムになってしまった。その理由は上述のように、おそらく誤記憶の場合が含まれており、しかし被験者自

身にとっては、正答か誤答かが直接分かるのではなく、その答えに強い確信を持つか持たないかという区別ができるだけであるから、解答の変更も（実験者が定義する）正答率ではなく、被験者自身の確信度に条件づけた正答率でなければ、明確な関数が現れないであろう。

解答変更関数

今のところ確率分布を決定できないために、式（5）あるいは（6）を理論的に検討できないので、データから関数型について若干の検討を行っておきたい。

Figures 1と2を見ると、式（1）と実測のズレの絶対値は正答率が0.7の付近で大きいように思えるが、しかし（ズレの絶対値ではなく）関数型としてみた時の外れ方は、このグラフでは見えにくい。そこで、次のような計算を行ってみた。

まず、式（1）を横軸、解答変更率を縦軸としたグラフに直線を当てはめると、各セッションごとに、傾きは.78、切片は $-.08$ （ $R^2 = .93$ ）と、傾きが.70、切片は $-.04$ （ $R^2 = .89$ ）であった。これだけを見ると、(a) 実測が予測値の大きさに比例してズレていく（直線を当てはめた場合の傾きが1より小さい）傾向と、それに加えて (b) 全体に予測より小さい値になる（切片がマイナス）傾向とがあるかのように思える。しかし、これだけでそのように結論するには、直線の

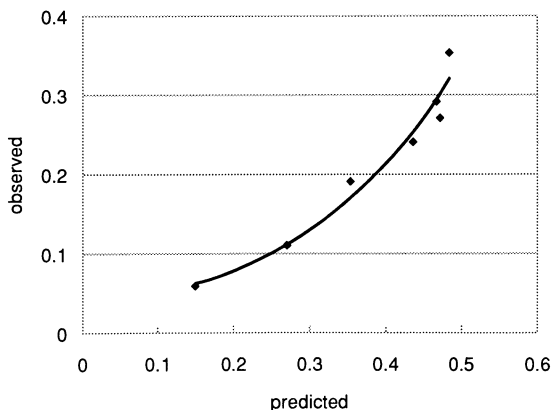


Figure 5 Relation between predicted and observed values in session1.

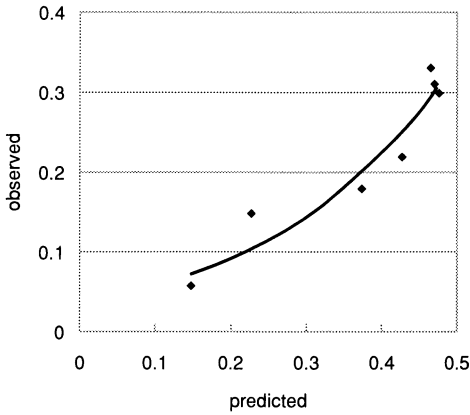


Figure 6 Relation between predicted and observed values in session2.

当てはまりがあまりよくない (R^2 が0.90の前後) ので、他の関数型も試してみる必要があるであろう。

そこで、このグラフに指数曲線を当てはめると、 R^2 の値はもう少し大きくなり、Figures 5と6のようになった。powerは各々、4.90 ($R^2 = .98$) と4.30 ($R^2 = .90$) である。セッション2の当てはまりは直線とあまり変わらないが、セッション1の方は、かなり改善された。この (powerが1より大きい) 指数型関数の当てはまり方から考えると、Figures 1や2に見られる予測と実測のズレが (a) や (b) の傾向をもつと断定はできない。今後理論的モデルを模索するときに、近似として (a) と (b) を制約条件として採用することも考えられるが (おそらく、これが正しければモデルはかなり単純化できるであろうが)、Figures 5と6について、他のデータセットを用いて再検討してからのほうがよいであろう。もし、他のデータセットにおいて、 R^2 の値が、指数関数よりも直線の方で大きくなる例があれば、指数型は偶然の誤差によると考えて、(a) と (b) を採用できる。

Figures 7と8は、式 (1) ではなく、正答率そのものと解答変更率のグラフに直線回帰を行った結果を示す。かなりよい当てはまりを示している (第1セッションの確信度の場合 $R^2 = .97$, 第2セッションの確信度の場合 $R^2 = .92$)。理論的には、これが直線なのではないと思われるが、データの上で非常にそれに近く、

ただし傾きがセッションごとに $-.81$ と $-.76$ であって、1よりかなり小さい。

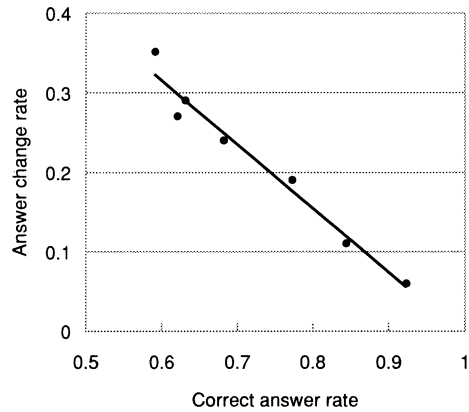


Figure 7 Answer acuity and between-session change rate conditional on Session 1 confidence.

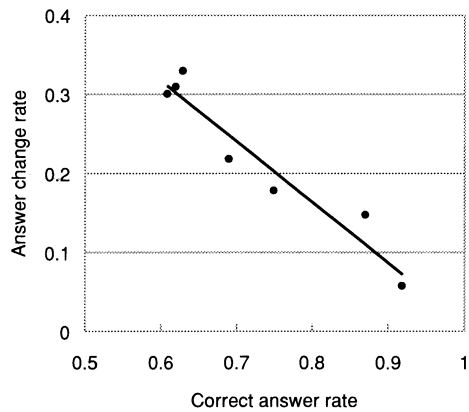


Figure 8 Answer acuity and between-session change rate conditional on Session 2 confidence.

結論

確信度によってデータを分類し、その分類ごとに正答率と解答変更率の関係を求めると、明確な関数関係が得られた。妻藤 (2001) では、この2つの変数の間になんの関係も認められなかったが、これは、このような一般知識問題では、誤記憶や誤推論がある程度系統的に生じ、これが関数関係を隠しているのだと思われる。被験者の主観としては、誤記憶や誤推論も正しい記憶と区別はできないため、単に「実験者側が定義

する正答」を基準にして、かつ全てのデータを同等に扱おうと、(被験者としては異質なものを全て混ぜている集計になってしまい) 関数関係が見えなくなると解釈できよう。確信度ごとに分類されたデータごとの集計であると、被験者の側からみて同等なデータの集合ごとの集計になり、その集合ごとに計算される正答率であれば(その集合ごとの正確さであれば)、記憶と判断のメカニズムを(より)直接的に反映するデータに近づくと考えられる。

以上によって、信号検出理論そのものについては、妻藤(2001)が懸念したように、否定する必要は(このデータに関しては)ないと結論できるであろう。

ただし、Balakrishnam(1999)は、被験者の判断基準等について、ノンパラメトリックなモデルに基づいて検討し、信号検出理論の枠の中の重要な部分である判断基準の決定について、強い疑義があると結論した。これが正しい場合は、これまでの(感覚・知覚・記憶・社会的判断などの)膨大なデータの意味づけに変更を要するようになるかもしれない。今回の分析も、決定的な結論というよりも、(妻藤,2001,による疑義に関連して)理論の枠自体を否定するだけの根拠はないという結論である。もう少し理論的な分析手段を検討することで、式(5)あるいは(6)が実測値に(量的に)当てはまるかどうかの分析を可能にするような理論を作り出す必要は残されている。

要約

一般知識問題を用いた2肢選択課題の実験について、知識・記憶の検索結果から選択肢を選ぶ過程の理論として、これまで信号検出理論が基本的枠組みとして用いられてきた。実際には、個々の知識・記憶理論によって、具体的な仮説の内容は異なるのであるが、その基本的な部分に信号検出理論の枠組みが用いられている。妻藤(2001)は、この枠組みそのものを検証する試みとして、正答率と解答変更率の関係を予測する簡単な式を導き、Saito(1998)のデータを質問項目別に集計しなおして、予測と実測の一致を検討した結果、実測と予測のズレは単に系統的に外れているところ

か、殆どランダムに近いほどの外れ方を示した。

本稿では、このような結果になった理由について考察し、実験者側で定義される「正答」について、被験者側では(自分の記憶以外には)チェックする手段をもたないのであるから、このことが項目ごとに集計された「正答率」では、判断メカニズムとの対応に統計上の歪みが生じる可能性があるとして議論された。そこで、確信度評定ごとにデータを分類し、その各々のデータセットの中で「正答率」を計算することで、信号検出理論型のモデルとの対応を確保できるかもしれない。実際にこの計算を行ってみると、妻藤(2001)とは異なって、ランダムに近いバラつきではなく、明確な関数型になった。しかし、これも信号検出理論の枠から予測される式とは大きく外れていた。

このハズレを評価するためには、(確信度ごとにデータセットを分割しているので)、確信度に関する理論が必要になる。そこで確信度評定に関する2つの仮説ごとにこの正答率と解答変更率の関係を予測した結果、どちらも信号検出理論の枠組自体と矛盾はしないという結論になった。

ただし、記憶出力の確率分布が決定できないため、決定的な検証とはいえない。そのため、データの関数に直線と曲線を当てはめることで、データの性質に関する予備的な検討も行われた。

脚 注

1. 式(1)の2項は $-2p^2$ であり、これよりも $-2\sum w_i p_i^2$ の絶対値が大きければ、式(5)の値の方が小さくなり、Figure 1の大小関係と一致する。つまり、次の λ が負であればよい。

$$\lambda = p^2 - \sum w_i p_i^2$$

p は p_i の平均であるから、 $p = \sum w_i p_i$ 。すると、 $p^2 = p p$ として、

$$\begin{aligned}\lambda &= P (\sum w_i p_i) - \sum w_i p_i^2 \\ &= \sum w_i p_i (P - p_i)\end{aligned}$$

p_i が平均 (p) 以上であれば、カッコ内は負である。これと平均より大きな p_i との積になる。 p_i が平均 (p) 以下の場合、カッコ内は正であるが、これと平均より小さな p_i との積になる。そして、(記憶強度差の分布に極端な歪みやかたよりがなければ) w_i は、 p_i が平均より大きい、あるいは小さいほど (つまり平均 p から離れるほど) 小さな値になるが、一方 $p_i (P - p_i)$ は上記のように平均に対して非対称なので、すべての合計は負になる。したがって λ が負であるから、式 (5) は式 (1) よりも小さな値になるはずで、この予測は Figures 1・2 と一致している。

References

- Balakrishnam, J.D. 1999 Decision processes in discrimination: Fundamental misrepresentations of signal detection theory. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, **25**, 1189-1206.
- Balakrishnam, J.D., & Ratcliff, R. 1996 Testing models of decision making using confidence ratings in classification. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, **22**, 615-633.
- Bernback, H.A. 1967 Decision processes in memory. *Psychological Review*, **74**, 462-480.
- Ceci, S.J. 1995 False beliefs: Some developmental and clinical considerations. 1995 In *Memory Distortion: How minds, Brains, and societies reconstruct the past* (Ed. D.L. Schacter), Chapter 3, 91-125.
- Donaldson, W., & Murdock, B.B.Jr 1968 Criterion change in continuous recognition memory. *Journal of Experimental Psychology*, **76**, 325-330.
- Glanzer, M., Adams, J.K., Iverson, G.J., & Kim, K. 1993 The regularities of recognition memory. *Psychological Review*,
- Heaps, C.M., & Nash, M. 2001 Comparing Recollective Experience in true and false autobiographical memories, *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*,
- 27, 920-930.
- Kintsch, W. 1967 Memory and decision aspects of recognition learning. *Psychological Review*, **74**, 496-504.
- Loftus, E.F., Feldman, J., & Dashiell, R. 1995 The reality of illusory memories. In *Memory Distortion: How minds, Brains, and Societies reconstruct the past* (Ed. D.L. Schacter), Chapter 1, 47-43.
- Murdock, B.B.Jr. 1974 *Human memory: Theory and data*. Hillsdale, N.J.: Erlbaum Press.
- Murdock, B.B.Jr, & Dufty, P.O. 1972 Strength theory and recognition memory. *Journal of Experimental Psychology*, **94**, 284-290.
- Norman, D.A., & Wickelgren, W.A. 1965 Short-term recognition memory for single digits and pairs of digits. *Journal of Experimental Psychology*, **70**, 479-489.
- 妻藤真彦 1992 根拠を述べることができない確信と「意識様態」。美作女子大学・同短大部紀要, **38**, 1-10.
- Saito, M. 1998 Fluctuations of answer and confidence rating in a general knowledge problem task: Is confidence rating a result of direct memory-relevant-output monitoring. *Japanese Psychological Research*, **40**, 92-103
- 妻藤真彦 1999a 確信度評定に関する標準仮説と対立仮説の理論的検討。美作女子大学・美作女子大学短期大学部紀要, **44**, 8-17.
- 妻藤真彦 1999b 一般知識問題における確信度変動分布と理論的問題。日本心理学会第63回大会発表論文集, p626.
- 妻藤真彦 2000 確信度理論の展望 美作女子大学・美作女子大学短期大学部紀要, **45**, 1-9
- 妻藤真彦 2001 再認記憶の理論における信号検出パラダイムの問題点。美作女子大学・美作女子大学短期大学部紀要, **46**, 16-21.
- Saito, M. in press Two modes of confidence rating: An effect of episodic information of participant's own past responses in a repeated-question paradigm. *Japanese Psychological Research*
- Swets, J.A., Tanner, W.P., Jr, & Birdsall, T.G. 1961 Decision processes in perception. *Psychological Review*, **68**, 301-340.
- Tanner, W.P., Jr, & Swets, J.A. 1954 A decision-making theory of visual detection. *Psychological Review*, **61**, 401-409.
- Wallsten, T.S. & González-Vallejo, C. 1994 Statement verification: A stochastic model of judgment and response. *Psychological Review*, **101**, 490-504.

(2002年12月1日 受理)