

線形フィルターモデルによる コントラスト検出閾—提示時間関数の解析

大谷 芳夫・江島 義道*

(工学部 一般教育学科)

序 論

ヒトの明暗（コントラスト）弁別閾の時間特性に関する精神物理学的研究は、線形フィルター、ノイズ源、及び閾素子から構成されるモデルを適用する事によって大きく進展した。このモデルによれば、視覚系への入力信号はまず線形フィルターを通過し、その後系内のノイズによる攪乱を受ける。任意の視覚刺激は、このフィルターを通過しノイズが加えられた信号が少なくとも1つ以上の時点（瞬間）において閾レベルを越えた場合に検出される。このような線形フィルターモデルの妥当性は、実験的に得られるフリッカー感度、2ハルス感度、検出閾—提示時間関数といった異なる時間特性間の相互関係が定量的に説明可能であることから支持される^{1) 2)}。

しかしながら、視覚系には非線形要素が含まれており、線形フィルターモデルによる予測・説明が必ずしもすべての条件で妥当であるとは言えない。Bergen and Wilson³⁾は線形フィルターモデルを用いて3パルス感度からフリッカー感度を予測する際に低空間周波数のDOG（Difference of Gaussian）刺激では非対称な整流型（asymmetric rectifier）の非線形性を仮定する必要がある事を示した。また Ohtani and Ejima⁴⁾は正弦波刺激の空間周波数が高い場合、及び空間周波数と順応輝度がともに低い場合には、フリッカー感度から2パルス感度が予測可能であるのに対し、空間周波数が低く順応輝度が高い場合には予測が妥当でない事を見だし、フリッカー感度特性には時間特性の異なる2つのメカニズムが関与するとする‘duplicity hypothesis’を提案した。さらに Gorea and Tyler⁵⁾は500—1000 msec という長い提示時間条件では、正弦波刺激に対する検出閾—提示時間関数の形状が線形フィルターモデルによる予測とは異なることを示し、フィルターの後段に複数の非線形信号検出器を仮定する double integrator モデルを提唱している。

以上の研究に示されるように、線形フィルターモデ

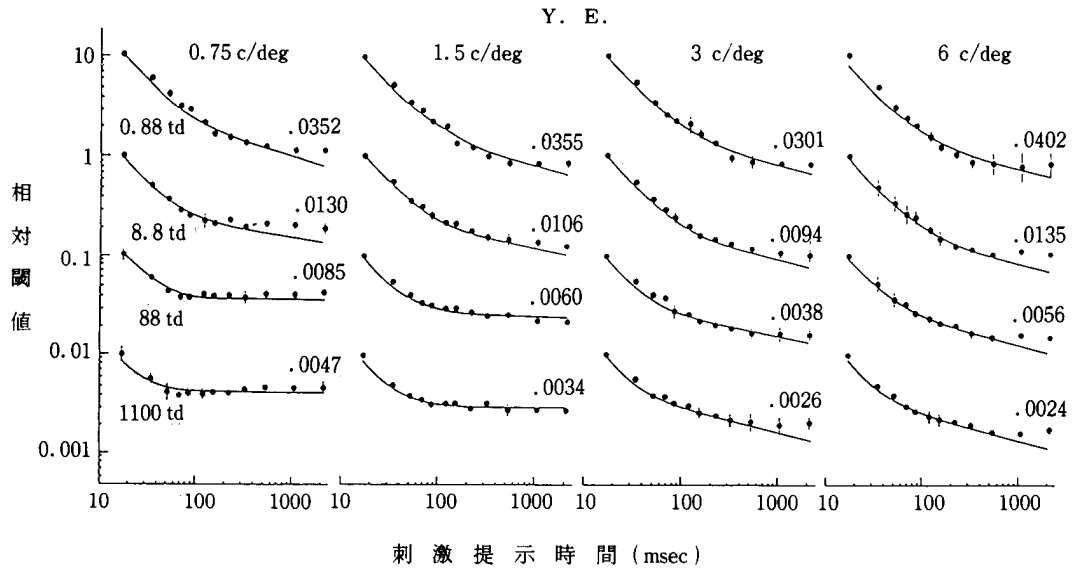
ルの適用範囲には一定の限界があるが、その範囲及びモデル適用上の制約となるヒトの視覚系の非線形性については依然十分な理解は得られていない。本研究では、正弦波刺激に対する検出閾—提示時間関数を取り上げ、刺激の空間周波数・提示時間、及び順応輝度を組織的に変化させて、このモデルの適用範囲に関するデータをさらに蓄積するとともに、視覚系の非線形性に関与するメカニズムについて検出基準の観点から解析を行った。

方 法

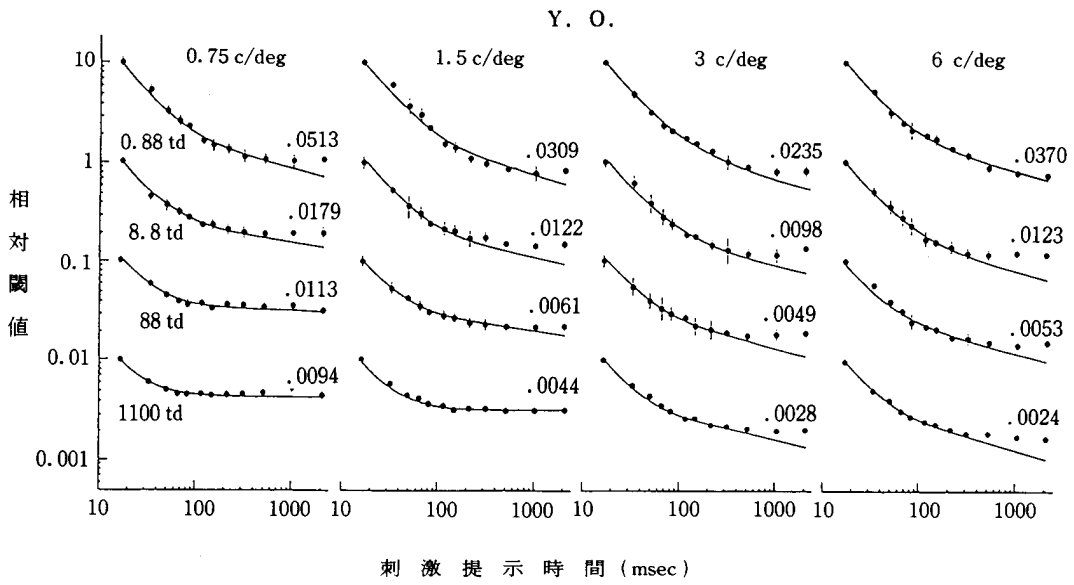
刺激パターンは $4^{\circ} \times 4^{\circ}$ の縦横正弦波格子で、フレーム周波数60 Hz (16.7 msec/frame) のCRTモニター上に提示された。刺激の空間周波数は0.75、1.5、3、6 c/deg、順応輝度は網膜照度単位で0.88、8.8、88、1100 tdである。刺激提示時間は刺激パターン提示フレーム数を変化させる事で操作した。提示フレーム数は1、2、3、4、5、7、9、13、19、31、62、125フレームであり、提示時間は提示フレーム数に16.7 msec を乗じた値となる。被験者にはパターン提示開始から提示終了まで持続するブザー音を与え刺激提示の合図とした。測定の大部分はコントラスト0.4以下の領域で行われた。この領域での高調波歪度（harmonic distortion products）は5%以下であった。3つの刺激条件（Y. E. , 6 c/deg, 0.88 td, 16.7 msec ; Y. O. , 0.75, 6 c/deg, 0.88 td, 16.7 msec）ではコントラスト0.4—0.6の領域が用いられたが、この領域での高調波歪度は9%以下であった。刺激の観察は直径2 mmの人工瞳孔を用い、右眼で行われた。

1つの実験セッションでは、提示時間条件毎に double random staircase 法によりコントラスト検出閾を測定した。刺激提示時間はセッション内でランダムに変化させ、空間周波数及び順応輝度はセッション間で変化させた。各空間周波数・順応輝度・提示時間条件毎に4回の測定を繰り返してその平均を求めた。被験者は男性2名で、両名とも裸眼で正常視力を有していた。（刺激及び実験手続きの詳細については Ohtani and Ejima⁴⁾を参照されたい。）

* 京都大学教養部心理学教室



第1図 コントラスト検出閾—提示時間関数 (被験者Y. E.)



第2図 コントラスト検出閾—提示時間関数 (被験者Y. O.)

結 果

2名の被験者について得られた刺激提示時間とコントラスト検出閾の関係を図1(被験者Y. E.)、図2(被験者Y. O.)に示す。各図の4つの行と列はそれぞれ異なる空間周波数・順応輝度条件の結果である。各曲線の右に付された値は最も長い提示時間条件の閾コントラスト値である。各データ点の縦棒は±1 SEの範囲を示す(縦棒が示されていない条件での±1 SEの範囲はシンボルのサイズより小さい)。

全体的に見て、各条件のコントラスト検出閾-提示時間関数は、提示時間の増加にともない、まず急激に減少し、次に減少の程度が次第に緩やかとなり、最終的にはある一定レベルに落ちつくという特性を示している。さらに詳しく見ると、関数の傾きに現れる閾値低下率の減少は空間周波数の減少及び順応輝度の増加にともないより早く起こっており、刺激条件とともに組織的に変化している事がわかる。即ち、空間周波数が低いほど、また順応輝度が高いほど関数はより早く(短い提示時間領域で)定常レベルに達している。このような特徴は2名の被験者に共通のものである。

線形フィルターモデルによれば、コントラスト検出閾(Detection Threshold; DT)は線形フィルターの時間応答[R(t)]と視覚系内のノイズに起因する加算的確率加重効果から次式により予測する事ができる^{1) 6) 7)}。

$$DT = \frac{1}{[\int_0^t |R(t')|^p dt']^{1/p}} \quad (1)$$

ここでpは精神測定関数の傾きに関するノイズ(または傾き)パラメータである。線形フィルターの時間応答R(t)はフィルターのインパルス応答[H(t)]と刺激の時間波形[I(t)]のたたみこみ積分(convolution)により与えられる。即ち、

$$R(t) = \int_0^t I(t') H(t-t') dt' \quad (2)$$

線形フィルターモデルの妥当性を検討するために、以上の2式をもとに、本実験と同一の空間周波数・順応輝度・被験者について測定されたフリッカー感度から推定されたフィルターのインパルス応答⁴⁾及び2パルス感度から推定されたノイズパラメータ⁴⁾(p=4)を用いて各被験者・刺激条件毎にモデルの予測するコントラスト検出閾-提示時間関数を求めた。第1、2図中の実線がモデルによる理論関数^{*1)}である。ただしここではノイズパラメータの値は刺激提示時間によって変化しないという定常性(homogeneity)の仮定がなされている。また実測値との比較を容易にするた

めに、理論関数は提示時間の短い方から9-12の条件のデータと一致するよう縦軸方向にシフトしてある(フィッティングは最小二乗法による)。

図から明らかなように、実測関数と理論関数の一致度は刺激提示時間に依存している。提示時間の短い領域(16.7-517.7 msec)では、すべての空間周波数・順応輝度条件で実測関数と理論関数は互いによく一致している。これは提示時間20-320 msec、空間周波数1.5-12 c/degの範囲で線形フィルターモデルはコントラスト検出閾-提示時間関数を予測し得るとしたGeorgeson²⁾の結論と一致するものである。

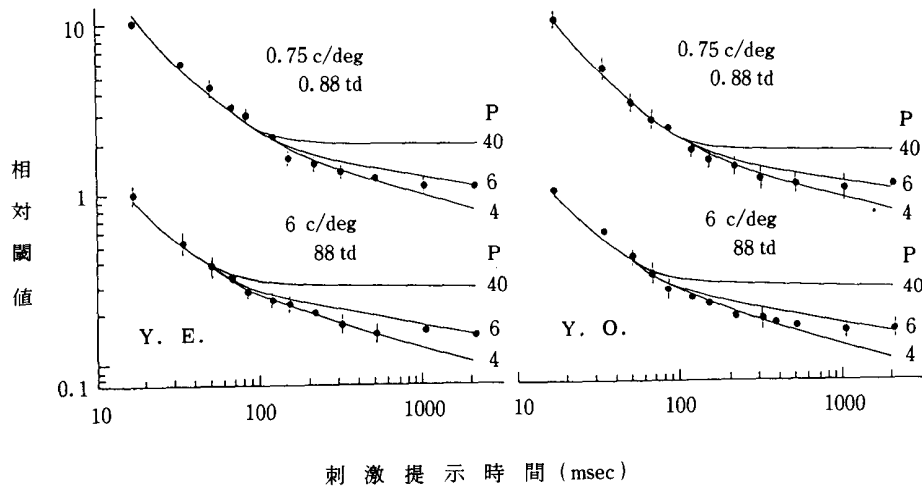
これに対し提示時間の長い領域(1035.4-2087.5 msec)では、必ずしも良い一致は得られていない。低空間周波数(0.75, 1.5 c/deg)・高順応輝度(88, 1100 td)条件では、実測関数と理論関数はともに定常レベルに達しており、両関数の形状はよく一致しているが、高空間周波数(3, 6 c/deg)及び低空間周波数(0.75, 1.5 c/deg)・低順応輝度(0.88, 8.8 td)条件では、理論関数が提示時間とともに減少傾向を示しているのに対し実測関数は定常状態に達しており、両者の間に明らかな不一致がみられる。高空間周波数刺激の実測関数が長い提示時間領域(1000-4000 msec)で定常状態に達するというデータはTulunay - Keesey and Jones⁸⁾、Legge⁹⁾らによっても報告されている。

*1 0.75及び1.5 c/degの88, 1100 td条件については、duplicity hypothesisに基づき2パルス感度にフィットするよう修正したインパルス応答を使用した(Ohtani and Ejima⁴⁾, Table 2)。

考 察

(1) 線形フィルターモデルの適用範囲

今回の検討によりコントラスト検出閾-提示時間関数に対する線形フィルターモデルによる予測の妥当性は刺激の空間周波数・提示時間及び順応輝度レベルに依存する事が明らかになった。ここではまず、モデルの妥当性を制約する刺激条件について線形フィルターの時間応答の観点から検討する。(2)式に示されるたたみこみ積分では、提示時間が長い場合、1相性のインパルス応答を持つフィルターは刺激提示中は持続的な応答を示し、2相性のインパルス応答を持つフィルターは刺激の立ち上がり、立ち下がり時に過渡的な応答を示す。これに対し提示時間が短い場合には、インパルス応答の特性に関わらず、フィルター応答は刺激提



第3図 異なるノイズパラメータ値に対する理論的コントラスト検出閾-提示時間関数

示後まもなくノイズレベルに戻るという一過的なものとなる。

この点に関連して、本実験と同一の空間周波数・順応輝度・被験者条件下でフリッカー感度を測定しフィルターのインパルス応答を求めた Ohtani and Ejima⁴⁾によると、低空間周波数刺激に対するインパルス応答は順応輝度の上昇にともない1相性から2相性へと変化するが、高空間周波数刺激に対するインパルス応答にはそのような変化はみられず、すべての順応条件下で1相性の特徴を示すという結果が得られている。以上のような提示時間・空間周波数及び順応輝度の効果を考慮すると、線形フィルターモデルによる予測の妥当性はフィルターの時間応答特性によって制約を受けていると考えられる。今回の実験に即して言えば、フィルター応答が過渡的な条件(提示時間が短い条件、及び提示時間が長くかつ低空間周波数・高順応輝度の条件)では実測関数と理論関数の一致は極めて良いが、フィルター応答が持続的な条件(提示時間が長くかつ高空間周波数または低空間周波数・低順応輝度の条件)では両関数は一致していない。従って線形フィルターモデルによる予測の妥当性はフィルター応答が持続的であるか否かに依存すると考えられる。

(2) ノイズパラメータの変動

第1、2図に示す理論関数は、ノイズパラメータ(p)が刺激提示時間に関わらず一定であるという定常性の仮定のもとで求められたものである。この仮定のもとでは、1相性のインパルス応答を持つフィルターにつ

いて予測されるコントラスト検出閾-提示時間関数の提示時間の長い領域での傾きはノイズパラメータによって決定され、両対数軸表示では $-1/p$ となる¹⁾⁷⁾。従って実測関数に見られる提示時間の長い領域での定常状態を予測するためには、理論的にはノイズパラメータを無限大に設定する必要がある(実際上は $p=40$ 程度でよい¹¹⁾)。しかし第3図に示すように、このような大きなノイズパラメータ値($p=40$)を用いた場合、定常状態自体は予測されるものの提示時間の全領域にわたる実測関数との一致は得られなくなる。また、中間の値(第3図では $p=6$ の場合のみを示す)を用いても実測関数との良い一致は得られない。以上の解析から、特定の刺激条件下では時間次元についての定常性の仮定が成立せず、ノイズパラメータ値は刺激提示時間とともに変化するのではないかと考えられる。

この点を検討するために16.7 msec - 2087.5 msecまでの範囲で提示時間を変化させ、精神測定関数を実験的に求めた。順応輝度は網膜照度単位で88 tdとし、空間周波数は0.75 c/degと3 c/degを用いた。この順応輝度条件下では0.75 c/degに対するインパルス応答は2相性であり、3 c/degに対するインパルス応答は1相性である。測定はYes/No(Y/N)法、及び時間的強制2肢選択法(temporal two-alternative forced-choice; 2AFC)法で行われた。

12(Y/N、コントラスト0を含む)または9(2AFC)種の各コントラストについて100(Y/N)または200(2AFC)試行のデータから検出確率(Pro-

第1表(a) 異なる提示時間に対するノイズパラメータ p の推定値 (Y/N法)

被験者	Y. E.		Y. O.	
	空間周波数 0.75	(c/deg) 3	空間周波数 0.75	(c/deg) 3
16.7	4.0	4.4	3.6	4.6
66.8	3.5	4.6	3.7	4.6
116.9	3.7	4.8	3.4	4.8
517.7	3.7	5.1	3.9	5.5
1035.4	—	5.7	—	5.6
2087.5	3.5	5.9	3.8	6.2

第1表(b) 異なる提示時間に対するノイズパラメータ p の推定値 (2AFC法)

被験者	Y. E.		Y. O.	
	空間周波数 0.75	(c/deg) 3	空間周波数 0.75	(c/deg) 3
16.7	3.1	3.0	3.0	3.9
66.8	2.9	3.4	3.2	3.5
116.9	3.5	3.5	3.0	3.8
517.7	3.1	4.1	3.2	4.1
1035.4	—	4.7	—	5.0
2087.5	3.6	5.6	3.4	5.7

注) 表中の「—」は、その条件での測定が行われていないことを示す。

portion of detection ; Pr) を求め、Weibull 関数によりフィッティングを行った。Weibull 関数は、

$$Pr = 1 - (1 - r) \exp[-(c/a)^p] \quad (3)$$

で与えられるもので、 c は刺激コントラスト、 p はノイズパラメータ、 a は閾値パラメータ、 r は誤検出 (false alarm) パラメータである¹¹⁾¹¹⁾。なお、2AFC データについては $r = 0.5$ とした。各空間周波数・提示時間条件について最尤推定法¹⁾により求められたノイズパラメータ値を第1表に示す。第1表(a)、(b)はそれぞれ Y/N法及び 2AFC法の結果である。

表に示されるように、両被験者・測定法の結果とも、 $3c/\text{deg}$ 条件では刺激提示時間の増大にともないノイズパラメータはほぼ一貫して増加しているのに対し、 $0.75c/\text{deg}$ 条件ではそのような傾向は見られず、提示時間の効果は空間周波数間で異なっている。以上の結果から、時間次元における定常性の仮定は低空間周波数 (2相性の線形フィルター) に対しては成立するが、高空間周波数 (1相性の線形フィルター) に対しては成立しないといえる。このような提示時間の変化にともなうノイズパラメータの変動が、フィル

ターが 1 相性となる高空間周波数及び低空間周波数・低順応輝度条件でコントラスト検出閾-提示時間関数に関する線形フィルターモデルの予測が実測値と一致しない原因であると考えられる。

(3) ノイズパラメータの変動に関するメカニズム

ノイズパラメータの変動に関して、まず観察時間 (刺激提示時間) 中の各時点毎の視覚系の応答強度と検出確率の関係を記述する精神測定関数の基本要素 (elementary psychometric function) が、Weibull 関数とは異なる特性を持つという可能性が考えられる。基本要素が Weibull タイプであれば、 n 個の時点にわたる時間的確率加算の効果により、最終的に得られる (実測される) 精神測定関数 (overall psychometric function) の形状は観察時間の長さに対応する時点数 n とは独立であるが、基本要素が Weibull タイプでない場合には、精神測定関数の形状は時点数 n の関数として変化する事が示されている¹¹⁾¹²⁾。Wilson and Bergen¹³⁾ は空間次元について non-Weibull タイプの関数 [log-cumulative normal (LCN) 関数] を導入し、空間周波数の変化にともなうノイズパラメータの変動

を説明している。

この LCN 関数に基づくモデルを時間次元に適用した場合、時間的確率加算により時点数の増加とともにノイズパラメータ値は増加すると予測されるため、少なくとも定性的には今回 3 c/deg 条件について得られた結果を説明する事は可能である。しかしながら、LCN モデルではノイズパラメータ値は時点数の少ない(提示時間の短い)領域で急激に増加し、時点数が多くなる(提示時間が長くなる)につれて次第に一定値に収束することが予測されるのに対し¹³⁾、今回の 3 c/deg 条件の結果では、ノイズパラメータ値の増加はむしろ提示時間の長い領域で顕著であり LCN モデルの予測とは一致していない。従って、今回見られたノイズパラメータの変動をこのモデルのみで説明する事は困難であると考えられる。

ノイズパラメータの変動に関するもう一つの可能性として、提示時間の増加にともなう検出基準の変動が考えられる。今回の実験状況では、被験者は、提示時間の短い条件及び 0.75 c/deg の提示時間が長い条件(フィルター応答が過渡的な条件)では、主に明るさの一時的な変動が観察された場合に検出反応を行なったと報告している。一方 3 c/deg の提示時間が長い条件(フィルター応答が持続的な条件)ではそのような明るさの一時的な変動がほとんど見られないので、明暗コントラストがある程度持続的に観察された場合に検出反応を行ったとしている。このうち後者の条件で刺激がある程度持続して知覚されているという事は視覚応答が複数の連続した時点で閾レベルを越えている事を示唆するものである。

もしこのような(視覚応答が複数の連続した時点で閾レベルを越えている場合にのみ検出反応を行うという)検出基準がとられているとするならば、連続した時点間に局所的確率加積(probability multiplication)が見られる事になる。ここで i 番目から始まる $k (>1)$ 個の連続する時点列に対する局所的検出確率 (P_{mul}) は、 j 番目の時点での検出確率を P_j とすると、

$$P_{mul} = \prod_{j=i}^{i+k-1} P_j \quad (4)$$

で与えられるが、これは各時点列に対する局所的精神測定関数(local psychometric function)のノイズパラメータ及び閾値パラメータが個々の時点での精神測定関数の基本要素(elementary psychometric function)のそれよりも大きくなる事を意味している¹⁴⁾。ここで視覚応答が少なくとも 1 つの時点列全体にわたって閾レベルを越えていた場合にのみ刺激が検出されると仮

定すると、全体としての検出確率 (P_r) は局所的確率加積と時点列間の確率加算の組み合わせとなり、次式で与えられる事になる。

$$P_r = 1 - \prod_{i=1}^{n-k+1} (1 - P_{mul}) \quad (5)$$

ただし n は観察期間中に含まれる時点の総数である。局所的精神測定関数が Weibull 関数によって記述されるならば、実測される精神測定関数のノイズパラメータは局所的精神測定関数のそれと等しく、基本要素よりは大きくなる。ここで、提示時間の短い領域で得られる精神測定関数は観察期間中に含まれる時点数が少なく基本要素に比較的近いものと考えられるので、結果的に提示時間の長い領域で得られる精神測定関数の方が提示時間の短い領域で得られる精神測定関数よりも大きなノイズパラメータを持つ事が予想される。このような特性は今回 3 c/deg 条件(1 相性のフィルター)について得られた結果と一致するものである。

以上の議論によって、精神測定関数のノイズパラメータの変動は局所的確率加積の概念を導入する事によって説明可能である事が示されたが、この考えに基づけばコントラスト検出閾値提示時間関数に見られた線形フィルターモデルの予測と実測値との不一致も説明する事ができる。既に指摘したように k 個の時点からなる時点列の各々における局所的閾レベルは、確率加積の結果、基本要素により決まる閾レベルより高くなる。さらに、 $n-k+1$ 個の時点列群間の確率加算効果は、局所的確率加積がない場合(確率加算は n 個の時点全体に対して起こる)よりも小さくなる。従って、局所的確率加積の程度が大きくなるにつれ(k が大きくなるにつれ)、局所的閾レベルが上昇するとともに確率加算効果は減少する事になる。これらの効果はいずれも、解析の出発点として仮定した線形フィルターモデルが予測する提示時間の長い領域でのコントラスト閾値の減少を相殺するように働くので、第 1 図、第 2 図に見られる理論関数と実測関数の不一致を解消するものとなり得る。

ここで示唆されたような提示時間の変化による検出基準の変動は、必ずしもすべての測定手続きで観察されるものではないと思われる。今回の実験手続きのように提示時間がブザーで知らされたり、或いは同一ブロック内で一定に保たれているような状況では、被験者は刺激提示時間についての情報を与えられる事になる。このような場合にはたとえ要求されなくとも提示時間により検出基準が変化する事が考えられる。一方試行毎に提示時間が増減しそのような情報が与えられない場合には、局所的確率加積を含まない確率加算モ

デル（今回線形フィルターモデルと呼んだもの）が仮定するような単一の検出基準が維持されると考えられる。精神物理学の分野ではこれまでのところ主に後者の立場に立った研究が進められてきた。実験的検証や数学的取扱いの点では検出基準一定の仮定をおく方が有利であろうが、状況に応じて最適な検出基準を採用するといった方略はヒトの情報処理の本質的な柔軟性を示すものであり、今後このような点をも考慮に入れたモデルを構築していく事が重要であろう。

本研究は平成2年度文部省科学研究費（課題番号02305001、02551001）の補助を受けて行われたものの一部である。

引用文献

- 1) Watson A. B. (1979) Probability summation over time. *Vision Research*, 19, 515-522.
- 2) Georgeson M. A. (1987) Temporal properties of spatial contrast vision. *Vision Research*, 27, 765-780.
- 3) Bergen J. R. and Wilson H. R. (1985) Prediction of flicker sensitivities from temporal three-pulse data. *Vision Research*, 25, 577-582.
- 4) Ohtani Y. and Ejima Y. (1988) Relation between flicker and two-pulse sensitivities for sinusoidal gratings. *Vision Research*, 28, 145-156.
- 5) Gorea A. and Tyler C. W. (1986) New look at Bloch's law for contrast. *Journal of the Optical Society of America*, A, 3, 52-61.
- 6) Quick R. F. (1974) A vector-magnitude model of contrast detection. *Kybernetik*, 16, 65-67.
- 7) Watson A. B. (1986) Temporal sensitivity. *Handbook of Perception and Human Performance* vol. 1 [Boff K. et al. (Eds.)], John Wiley and Sons, New York, 6.1-6.43.
- 8) Tulunay-Keesey U. and Jones R. M. (1976) The effect of micromovements of the eye and exposure duration on contrast sensitivity. *Vision Research*, 16, 481-488.
- 9) Legge G. E. (1978) Sustained and transient mechanisms in human vision: temporal and spatial properties. *Vision Research*, 18, 69-81.
- 10) Weibull W. (1951) A statistical distribution function of wide applicability. *Journal of Applied Mechanics*, 18, 293-297.
- 11) Nachmias J. (1981) On the psychometric function for contrast detection. *Vision Research*, 21, 215-223.
- 12) Green D. M. and Luce R. D. (1975) Parallel psychometric functions from a set of independent detectors. *Psychological Review*, 82, 483-486.
- 13) Wilson H. R. and Bergen J. R. (1979) A four mechanism model for threshold spatial vision. *Vision Research*, 19, 19-32.
- 14) Tolhurst D. J., Movshon J. A. and Dean A. F. (1983) The statistical reliability of signals in single neurons in cat and monkey visual cortex. *Vision Research*, 23, 775-785.