

# リズム知覚の基礎としての時間知覚に関する精神物理学的研究

中島, 祥好

<https://doi.org/10.11501/3159287>

---

出版情報：九州芸術工科大学，1999，博士（芸術工学），論文博士  
バージョン：  
権利関係：

## 第 3 章 数を用いた時間長の比率判断

### 3. 1 目的

前章では、空虚時間の長さに関して、線分尺度上に区切音に見立てた印を記入するかたちで、被験者に比率判断を求め、〈つけくわえ仮説〉の妥当性を検証した。このような条件において、主観的な時間長は、物理的な時間長に正の定数を加えたものに、近似的に比例するようである。時間長の比率判断に関する見解を確立することは、時間知覚、リズム知覚の研究を基礎づける重要な作業であるから、さらに考察を進めることにする。ここまでの実験においては、被験者の応答を得るために視覚的な線分尺度を用いてきた。ところが、この種の実験では、被験者が数を用いて応答を行うことも多く（例えば、Keats, 1971）、そのような実験の結果に対して比較を行うには、同じように数を用いて判断することを被験者に求めるような実験が必要である。また、2種類以上の方法で心理尺度を求めれば、結論の妥当性を確認することにもなる。このような理由で、数の尺度を用いた実験を行った。

2つあるいは3つの対象の間の比率を数によって表すことは、日常生活において極めて自然なことであり、そのような判断は、実験室においても容易である可能性が高い。もしそうであれば、大量のデータを得ることにより、物理量と主観量とのあいだに様々な数学的関数を当てはめて、体系的な比較を行うことが容易になるであろう。

この場合、数の尺度に特有であるような種々の問題を避けて通ることはできない。被験者は、数を使用するうえで、異なる態度ないし方法を有するかもしれない。また、複雑な数を使用することを避け、判断の系統的なゆがみをもたらすような被験者がいるかもしれない。したがって、この種の実験においては、データを系統立てて比較することにより、信頼性を検討することが必要である。

このような観点から行った3つの実験を報告する。被験者は各試行において、2つの空虚時間の主観的な長さの比率を、2つの正の数を用いて評定した。被験者が困難を感じたり、不自然な態度を強要されたりすることをできる限り避けるために、どのような数をどのように組み合わせるかについて、いずれの数も正であること以外には、特に制限を設けなかった。判断の信頼性については、慎重に検討を加えた。ほとんどの場合、継時的に並ぶ3つの短音によって区切られる隣接する2つの空虚時間を、被験者にくり返し呈示した。すなわち、2つの空虚部分からなる分割時間を刺激パターンとして用いた。被験者が判断に用いた数の値を、実験1における線分尺度上の長さと同じように扱えば、実験結果を実験1の場合と同じように分析することができる。

### 3. 2 実験4および実験5：隣接する2つの空虚時間の比率判断を大規模に求める

#### 3. 2. 1 目的

隣接する2つの空虚時間を、1秒を超える時間長まで含む範囲で変化させ、数による時間長の比率判断を被験者に求めた。この2つの実験は、別々に行われたが、全体として1つの大きな実験であると見なすことができるので、まとめて結

果を報告する。数を用いることにより、日常生活に近い状況で比率判断のなされることが期待される。また、同じ被験者が両方の実験に参加し、いずれの実験においても前後2つの期間におけるデータが得られたので、統計学的に種々の検討を加えることが可能となる。この2つの実験の最大の目的は、これまでよりも広い範囲の時間長に関して、比率判断のデータを大量に集め、心理尺度の形に関してより精密に検討を加えることである。

### 3. 2. 2 方法

#### 被験者

正常な聴力を有する、5人の男性および1人の女性が、被験者として参加した。その年齢は、20～30才であった。

#### 教示

被験者に与えられた課題は、2つの正の数  $m$ 、 $n$  を選んで「 $m:n$ 」と答えることにより、隣接する2つの空虚時間の、主観的な長さを相対的に評定することである。以下の教示を、デモンストレーションとともに与えた：

- (1) これは時間の知覚についての実験です。あなたの能力をテストするものではありません。
- (2) ヘッドホンの片側から、様々な時間パターンが聴こえます。
- (3) それぞれのパターンでは、3つのごく短い音によって、2つの空虚な時間間隔（音の始まりから始まりまでの時間間隔）が示されます。
- (4) この2つの空虚な時間間隔の比率を、2つの正の（プラスの）数を用いて評定してください。評定結果は、インターホンを通して伝えてください。
- (5) 正の数であれば、どのような数をどのような順で用いてもかまいません。
- (6) 各試行の時間パターンは、あなたが望む回数だけ繰り返されます。
- (7) 数えたり、リズムを取って動いたりしないでください。あくまでも、聴こえた感じを大事にしてください。

#### 刺激および装置

ここで用いた全ての刺激パターンは、継時的に示される3つの短音（の始まり）が、隣接する2つの空虚部分を区切るような、分割時間である。2つの空虚部分は、第2の短音を区切音として共有している。実験4における刺激パターンは、50, 100, 200, 400, 800 ms の空虚時間を2つ並べることによって作られた。この5つの時間長から、同一の時間長のくり返しをも含めて、あらゆる並べかたで第1、第2の時間長を選び出し、分割時間を構成した。実験4の刺激条件は、実験1の場合とほとんど同じである。実験5における刺激パターンは、100, 200, 400, 600, 800, 1000, 1200 ms の空虚時間を2つ並べることによって作られた。この7つの時間長から、同一の時間長のくり返しをも含めて、あらゆる並べかたで第1、第2の時間長を選び出し、分割時間を構成した。隣接する2つの空虚部分の物理的な長さ  $t_1$  と  $t_2$  [ms]、および、空虚時間の物理的な分割比  $R_0$

$= t_1 / (t_1 + t_2)$  を、実験 4 に関して表 4 に、実験 5 に関して表 5 に示す。

すべての刺激は、デジタル/アナログ変換器 (National KNK 1200A) を持つマイクロコンピューター・システム (Ai ABC 26) によって生成され、制御された。音信号は、オーディオ用の増幅器 (Onkyo AG 5) を通して、防音室内の被験者に、聴力測定用ヘッドホン (Rion AD 02) の片側を通して呈示された。時間間隔の区切音は、振幅が 1 周期ごとに半減する、1000 Hz、5 ms の方形波短音であった。その音圧レベル (動特性 Impulse) は、人工耳 (Brüel & Kjær 4152) およびマイクロホン (Brüel & Kjær 4144) を用いて測定したところ、約 93 dB SPL であった。これは、快適聴取レベルのクリック音である。被験者が判断を終えるまで、それぞれの刺激パターンは、図 1 1 に示すように、7 s ごとにくり返して呈示された。

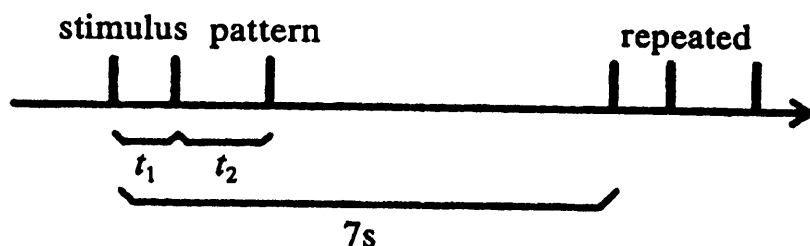


図 1 1 実験 4 および実験 5 の時間チャート。被験者に与えられた課題は、隣接する 2 つの空虚時間の主観的な長さの比率を、2 つの正の数によって評定することであった。比較の対象となる 2 つの空虚時間の、物理的な長さは、 $t_1$  および  $t_2$  である。垂直の線分は、聴覚刺激を示す。

#### 配置と手続き

実験結果の信頼性を検討するために、実験 4 および実験 5 のいずれにおいても、被験者ごとに、間に約 40 日の間隔をおいて、前半 (phase 1)、後半 (phase 2) の 2 つの期間を設けた。実験手続きは前半、後半において全く同じであったので、前半における手続きのみをここでは述べる。実験 4 においては、25 種類の刺激パターンをランダムな順序で並べることにより、それぞれの測定ブロックが形成された。実験 5 においては、49 個の刺激パターンをランダムな順序で並べることにより、それぞれの測定ブロックが形成された。いずれの実験においても、10 試行からなる訓練セッションの後、4 ブロックの測定を行った。第 1、第 4 のブロックでは、被験者の右耳に刺激パターンを呈示し、第 2、第 3 のブロックでは、左耳に呈示した。実際には、このような測定ブロックを、2~3 試行のウォーミングアップを含む 26~28 の試行からなるセッションに分割した。被験者は、次のような順序で、2 つの実験に参加した：実験 4 前半、実験 5 前半、実験 4 後半、実験 5 後半。

表4 実験4の条件および結果。第2列、第3列は、空虚時間  $t_1$  および  $t_2$  の物理的な長さを示す。第4列は、物理的な分割比  $R_o = t_1/(t_1+t_2)$  を示す。第5列に示す、主観的な分割比の評定値  $R_s$  は、6名の被験者から得られた48個の測定値の算術平均値である。括弧内に標準偏差 (SD) を示す。

Pattern	$t_1/ms$	$t_2/ms$	$R_o$	$R_s (SD)$
1	50	50	0.500	0.501 (0.008)
2	50	100	0.333	0.496 (0.035)
3	50	200	0.200	0.386 (0.064)
4	50	400	0.111	0.227 (0.066)
5	50	800	0.059	0.143 (0.040)
6	100	50	0.667	0.546 (0.060)
7	100	100	0.500	0.498 (0.014)
8	100	200	0.333	0.461 (0.030)
9	100	400	0.200	0.339 (0.068)
10	100	800	0.111	0.218 (0.070)
11	200	50	0.800	0.730 (0.068)
12	200	100	0.667	0.654 (0.052)
13	200	200	0.500	0.500 (0.000)
14	200	400	0.333	0.379 (0.039)
15	200	800	0.200	0.257 (0.045)
16	400	50	0.889	0.792 (0.109)
17	400	100	0.800	0.720 (0.054)
18	400	200	0.667	0.659 (0.043)
19	400	400	0.500	0.500 (0.000)
20	400	800	0.333	0.347 (0.031)
21	800	50	0.941	0.859 (0.045)
22	800	100	0.889	0.801 (0.041)
23	800	200	0.800	0.742 (0.047)
24	300	400	0.667	0.660 (0.039)
25	800	800	0.500	0.500 (0.000)

表 5 実験 5 の条件および結果。表の見かたは、表 4 の場合と同様である。

Pattern	$t_1$ /ms	$t_2$ /ms	$R_o$	$R_e$ (SD)
1	100	100	0.500	0.500 (0.000)
2	100	200	0.333	0.456 (0.038)
3	100	400	0.200	0.289 (0.056)
4	100	600	0.143	0.228 (0.046)
5	100	800	0.111	0.174 (0.041)
6	100	1000	0.091	0.157 (0.041)
7	100	1200	0.077	0.128 (0.031)
8	200	100	0.667	0.675 (0.042)
9	200	200	0.500	0.500 (0.000)
10	200	400	0.333	0.360 (0.037)
11	200	600	0.250	0.294 (0.045)
12	200	800	0.200	0.241 (0.051)
13	200	1000	0.167	0.205 (0.055)
14	200	1200	0.143	0.176 (0.040)
15	400	100	0.800	0.743 (0.044)
16	400	200	0.667	0.662 (0.035)
17	400	400	0.500	0.500 (0.000)
18	400	600	0.400	0.411 (0.034)
19	400	800	0.333	0.337 (0.030)
20	400	1000	0.286	0.292 (0.047)
21	400	1200	0.250	0.240 (0.040)
22	600	100	0.857	0.780 (0.044)
23	600	200	0.750	0.727 (0.049)
24	600	400	0.600	0.614 (0.041)
25	600	600	0.500	0.500 (0.000)
26	600	800	0.429	0.430 (0.038)
27	600	1000	0.375	0.371 (0.035)
28	600	1200	0.333	0.332 (0.028)
29	800	100	0.889	0.806 (0.103)
30	800	200	0.800	0.744 (0.085)
31	800	400	0.667	0.674 (0.036)
32	800	600	0.571	0.579 (0.039)
33	800	800	0.500	0.500 (0.002)
34	800	1000	0.444	0.431 (0.038)
35	800	1200	0.400	0.393 (0.036)
36	1000	100	0.909	0.840 (0.039)
37	1000	200	0.833	0.780 (0.048)
38	1000	400	0.714	0.728 (0.051)
39	1000	600	0.625	0.645 (0.051)
40	1000	800	0.556	0.549 (0.035)
41	1000	1000	0.500	0.500 (0.003)
42	1000	1200	0.455	0.463 (0.029)
43	1200	100	0.923	0.862 (0.032)
44	1200	200	0.857	0.814 (0.043)
45	1200	400	0.750	0.735 (0.050)
46	1200	600	0.667	0.664 (0.053)
47	1200	800	0.600	0.588 (0.034)
48	1200	1000	0.545	0.532 (0.029)
49	1200	1200	0.500	0.501 (0.004)

### 3. 2. 3 結果と考察

被験者は、2つの正の数を「 $m:n$ 」と言うかたちで用いて、隣接する2つの空虚時間の主観的な長さの比率を評定した。データ処理に際しては、この評定を、主観的な分割比とみなしうる次の値に変換した：

$$R_s = m / (m+n) \quad (30)$$

$R_s$  の値を試行ごとに計算した後、刺激パターンごとに値を算術平均した。左右の耳から得られた結果には目立った違いがなかったので、ひとまとめにして分析を行った。前半と後半とを合わせると、それぞれの刺激パターンについて、6名の被験者から48の判断が得られた。主観的な分割比の評定値  $R_s$  の算術平均値を、表4、表5に示す。 $R_s$  が、対応する物理的な分割比に比べて0.5により近いと言う傾向が明瞭である。すなわち、被験者は、2つの空虚な部分の相対的な時間長を、対応する物理的な長さよりも1:1に近く見積もる傾向が認められる（物理的な分割比が0.5であるときには、評定分割比も0.5となる）。刺激パターンを構成する空虚な部分が物理的に短い場合ほど、この傾向は明瞭であった。全般的な傾向を、図12に示す。

ここで、〈つけくわえ仮説〉の当てはまりについて検討する。式(1)、式(9)に従い、パラメーター  $\alpha$  の値として、仮説上の80msを選べば、それぞれの刺激パターンに関して、主観的な分割比を予測することができる。このようにして得られた主観的な分割比の予測値と、実際に得られた評定値との関係を、図13に示す。図12のグラフの横軸に示した物理的な分割比よりも、図13のグラフの横軸に示した主観的な分割比の予測値のほうが、実測された評定分割比に近いことが分かる。すなわち、図13のグラフでは、横軸と縦軸との等価関係を示す斜めの直線の付近に、ほとんどの点が集まっているのに対して、図12のグラフでは系統的な逸脱が見られる。2つのグラフにおける当てはまりの違いは明らかである。物理的な分割比は、評定分割比の近似値としては不相当であり、一方、（図13の根拠となった）〈つけくわえ仮説〉は、実験データをよく近似している。ただし、刺激パターン全体が長くなれば、主観的な分割比の予測値と物理的な分割比との違いが小さくなり、実測された分割比は、そのいずれにも近くなる。

なお、図13において、実測値が予測値よりもやや大きな値を取る場合が認められる。このような時間順位の効果について、物理量と主観量との関数関係を考慮するだけで説明をつけることは難しい。本研究の主目的は、単一の心理尺度によって広い範囲の実験結果を記述する可能性を探ることであるため、時間順位の効果に関して本格的に検討することはできないが、今後の研究対象としたい。また、図13(b)において  $\hat{R}_s \cong 0.6$  となる付近で、主観的な分割比の予測値と、対応する評定値とのあいだに、量はごくわずかであるが、偶然とはみなしがたいずれが認められる。今までのところ、〈つけくわえ仮説〉によってデータを大掴みに捉えることができたが、研究の目的によっては、さらに複雑な仮説が必要であるかもしれない。

ここで、実験1~3の場合と同じように、空虚時間の心理尺度を構成してみる。「心理尺度」あるいは「精神物理関数」という用語は、物理量と主観量との関数関係を表すけれども、数式で表しうるような関数を意味するとは限らない。実験1においては、線分尺度上の記入点から記入点までの距離  $L_1$ 、 $L_2$  を含む式(5)

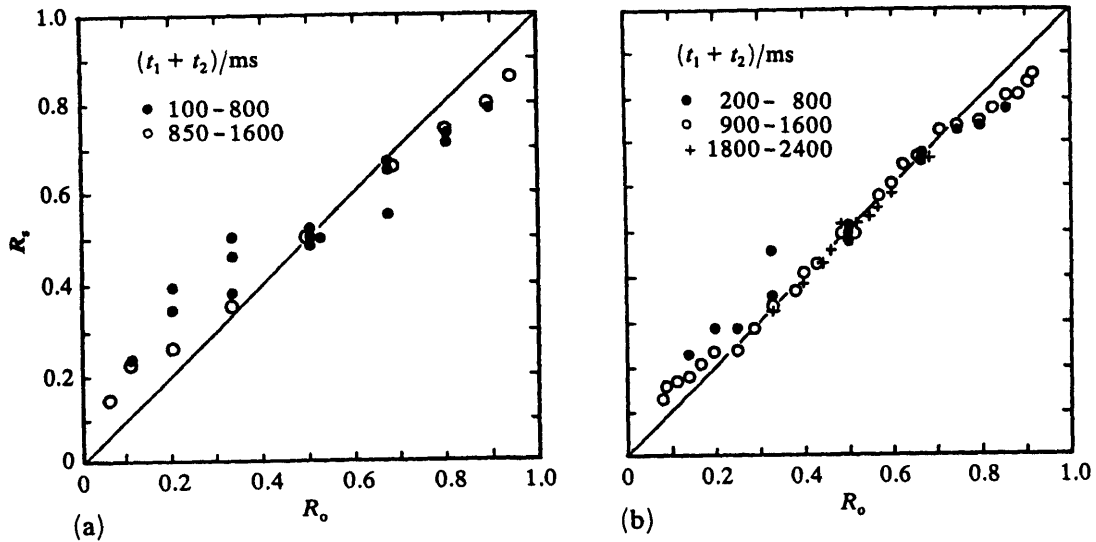


図 1 2 物理的な分割比  $R_o$  と評定分割比  $R_s$  との関係 ((a) 実験 4、(b) 実験 5)。斜めの直線は、 $R_s = R_o$  の関係を示す。この等価関係からの逸脱は体系的に生じており、短い刺激パターンにおいて顕著である。

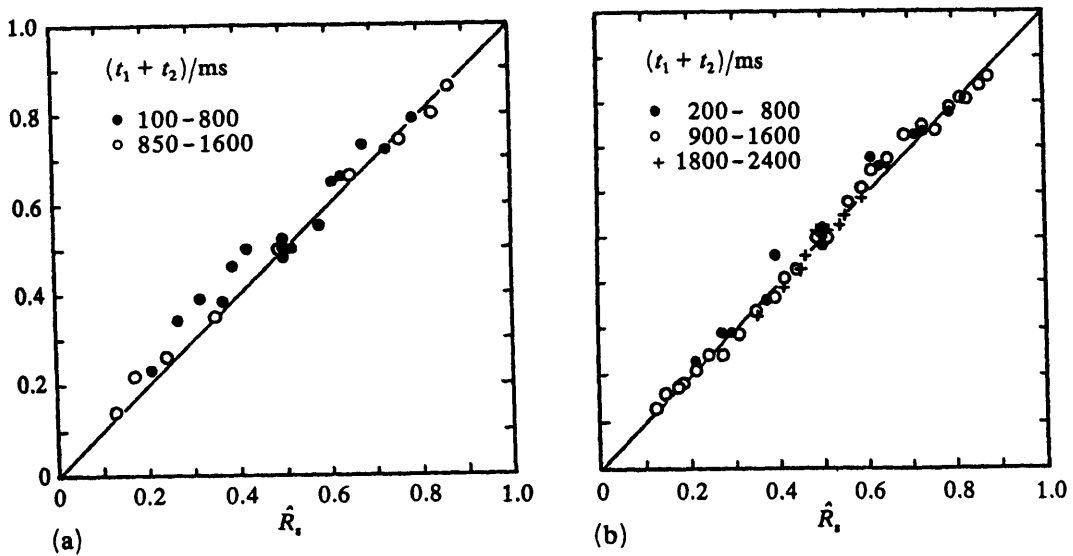


図 1 3 仮説上の主観的な分割比  $\hat{R}_s$  と評定分割比  $R_s$  との関係 ((a) 実験 4、(b) 実験 5)。図 1 2 のグラフと直接比較することができる。



を出発点として心理尺度を導いたが、ここでは、被験者が評定に用いた正の数  $m$ 、 $n$  を含む式 (30) を出発点として、前章の場合と同様の手続きによって心理尺度を導く。式 (15) における  $\sigma(D)$  は近似の誤差の度合を示し、この値が最小であるとき、心理尺度  $\tau$  の形は最適であると考えられる。ただし、この最小値が十分に小さくならない場合には、 $\tau$  が適切な心理尺度であるとは言いがたいであろうから、物理量と主観量との関数関係を求めること自体の意義が薄れる。 $(\sigma(D))$  の値がどのくらい小さければよいのかを判断するには、隣接する時間長の比率判断にどの程度のばらつきが生ずるのかを知る必要がある。このために十分なデータは得られていないが、さしあたり、 $R_s$  の標準偏差と同じ程度に小さい値が得られれば充分であろう。) 以上述べたような形で心理尺度の妥当性を検討しうることは、本研究のために開発した心理尺度構成法の利点である。

得られた心理尺度を図 14 に示す。実験の前半と後半との結果を、別々に処理して示した。前半と後半とにおける心理尺度は、殆ど完全に一致しており、大局的に見て信頼性の高い実験結果が得られていることが判る。さらに、実験 4 および実験 5 のデータから得られた心理尺度は、互いによく似ており、いずれも、主観的な時間長の増加率が、対応する物理的な時間長の増加率よりも小さいという傾向を、はっきりと示している。これらのグラフは、正の縦軸切片を持ち（したがって負の横軸切片を持ち）、正の傾きを持つような、直線とみなすことができる。すなわち、明瞭にくつづくわえ仮説を支持している。

ここで、各被験者から得られた前半、後半のそれぞれのデータは、単独で処理するに十分なものであり、そこで見られる物理量と主観量との関係に対して、数学的に定義された種々の関数の当てはまりを検討することができる。しかし、単純な関数を用いるのでなければ、データを要約することの意義が薄れるであろう。そこで、式 (27) (1 次関数)、式 (28) (べき関数)、式 (29) (対数関数) に示した、3 種類の関数関係について検討する。これらの式は、いずれも 1 つのパラメーターを含む。すなわち、 $\alpha$ 、 $E$  あるいは  $t_0$  が可変である。パラメーターの値が定まると、予測される主観量と、対応する実測値とのくい違いを、式 (9)、(10)、(15) から計算することができる。式 (15) における  $\sigma(D)$  が最小の値をとるとき、パラメーターの値は、最適である。 $\sigma(D)$  は、数学的な束縛を設けずに (図 14 に示すような心理尺度から) 得られる下限値  $UM$  (ultimate minimum value) を、決して下回ることはない。下限値が十分に小さく、かつ、いずれかの式が下限値に十分に近い  $\sigma(D)$  の値を与えるならば、その式による近似は有効であると考えられる。

中島 (1979) の実験 2、本論文の実験 1～3 において、くつづくわえ仮説が 40～600 ms の範囲内で問題なく当てはまることが確かめられており、今回の実験においても、同様のことが予備的な分析で判ったので、まず 50～600 ms の時間長のみに限った「限定範囲」について式 (27)～(29) の当てはまりを検討した。「限定範囲」の分析においては、この範囲を外れる時間長が一つでも含まれるならば、その刺激パターンは除外した。次に、50～1200 ms の全ての時間長を含む「全範囲」について検討を行った。この場合には、全ての刺激パターンが分析の対象となる。

ここで取り上げた数式に比べて、少し形は複雑であるが、同様によく用いられるタイプの数式として、 $\tau(t) \propto (t+\alpha)^E$  あるいは  $\tau(t) \propto t^E + \alpha$  がある。これらの数式 (あるいは、本論文で取り上げなかった他の数式) の当てはまりをここで検討しないことに対して、疑問が生ずるかもしれない。ところが、より複雑な数

式を用いることに意味があるのは、単純な数式を用いたときに比べて、はっきりと近似が改善する場合に限られる。今回のデータに関しては、後述するように、式(27)による近似が結果としてかなり有効であり、下限値に近い  $\sigma(D)$  の値を実現しているので、より複雑な数式を用いて近似を改善する余地は殆ど残されない(上述のやや複雑な数式は、いずれも、式(27)および式(28)を特殊な場合として含むので、式を複雑にしても近似が殆ど改善しない事情を理解しやすい。)。このような理由により、式(27)~(29)以外の数式は、ここでは取り上げなかった。別の言いかたをすると、今回の実験データに関する限り、他の数式を導入する必要が認められなかった。

表6、表7において、パラメーター  $\alpha$ 、 $E$  および  $t_0$  の最適値、および、この最適値に対応する近似のずれ  $\sigma(D)$  の値を、「全範囲」および「限定範囲」に関して示す。 $\sigma(D)$  の下限値  $UM$  も併せて示す。また、式(27)(1次関数)については、 $\alpha = 0$  ms、 $\alpha = 80$  ms の場合の当てはまりについても示す。 $\alpha = 0$  ms のとき、式(27)は、物理的な時間長と主観的な時間長とが正比例するような関係を与える。なお、全く同じ関係が、式(28)において  $E = 1$  とすることによっても得られる。 $\alpha = 80$  ms のとき、式(27)は〈つけくわえ仮説〉を示す(ただし、実際の仮説は、 $\alpha$  の値を精密に定めるものではない)。各被験者の前半と後半とにおけるデータを別々に処理してあるので、パラメーターの最適値がどの程度安定しているかを見ることができる。

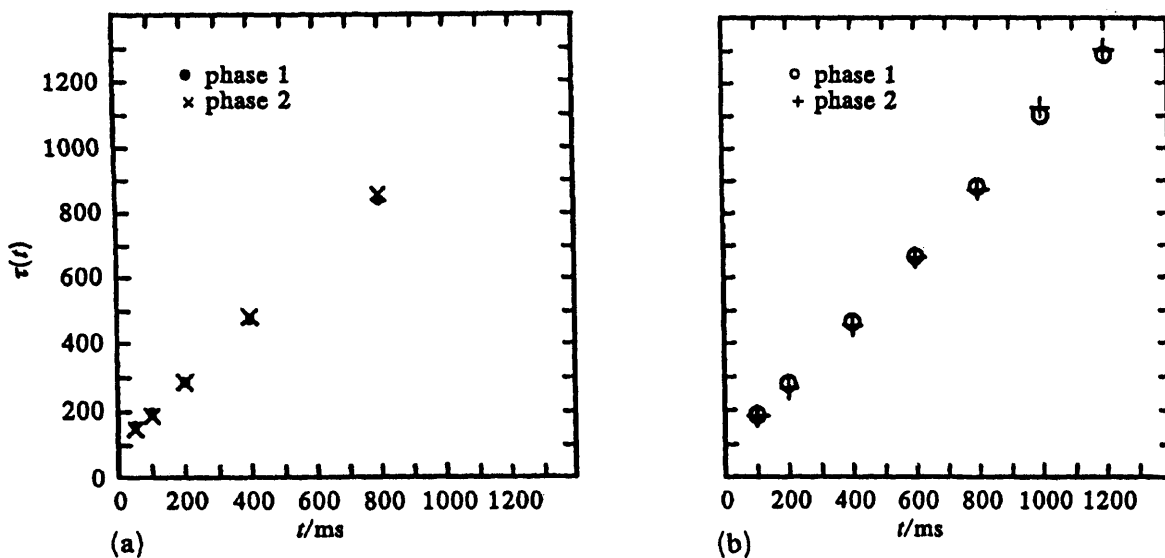


図14 聴覚刺激によって区切られた空虚時間の心理尺度。(a) 実験4、(b) 実験5。グラフに示すような関数関係を想定することにより、主観的な分割比の予測値と、実測された評定値とのくい違いが最小になる。 $\tau(t)$ : 主観的な時間長;  $t$ : 物理的な時間長。

表6 実験4において得られた心理尺度の数学的関数による近似。式(27)~(29)の与える近似とデータとのくい違いの程度を表す指標として $\sigma(D)$ を示す。この指標が小さい値をとるほど、良い近似が得られたことになる。3種類の関数関係(厳密には比例関係)、 $\tau(t) \propto t + \alpha$ 、 $\tau(t) \propto t^E$ 、 $\tau(t) \propto \log(t/t_0)$ は、それぞれ、対応する式番号(27)、(28)、(29)によって示されている。パラメーターの値が固定されていない所では、実験データを近似するための最適値が、 $\sigma(D)$ の値を計算するために用いられた。 $\alpha = 0$  ms のとき、1次関数は正比例の関係を与える( $E = 1$  のとき、べき関数から同じ関係が得られる)。一方、 $\alpha = 80$  ms とすることによって、仮説から予測されるような関係が得られる。第1の欄は、被験者の別、および、実験の前半(1)か後半(2)かを示す(例えば、AU1は被験者AUの、前半における評定結果を意味する)。Mean(1)およびMean(2)は、それぞれ、前半および後半において全被験者から得られた評定分割比の算術平均値に基づく分析結果を示す。Meanは、実験全体にわたって全被験者から得られた評定分割比の算術平均値に基づく分析結果を示す。

Subject and phase	UM <sup>a</sup> value $\sigma(D)/\%$	(27)		$\sigma(D)/\%$		(28)		(29)	
		$\alpha/ms$	$\sigma(D)/\%$	$\alpha = 0$	$\alpha = 80$	$E$	$\sigma(D)/\%$	$t_0/ms$	$\sigma(D)/\%$
<i>Whole range (50-800 ms)</i>									
AU1	4.078	226	4.220	12.539	6.970	0.47	4.947	14.2	6.568
AU2	3.126	136	3.218	9.668	4.179	0.58	4.266	19.5	7.117
JT1	4.821	99	5.129	8.967	5.225	0.63	5.170	23.3	7.527
JT2	4.603	85	5.054	8.396	5.062	0.66	4.973	24.9	7.510
MN1	4.988	147	5.033	10.907	5.933	0.56	5.650	19.2	7.707
MN2	5.587	101	5.760	9.713	5.870	0.65	6.649	23.0	9.519
SM1	3.549	69	4.067	7.401	4.121	0.74	5.359	25.7	9.629
SM2	3.566	112	3.889	9.184	4.233	0.63	5.324	21.1	8.596
SN1	2.581	89	2.807	7.627	2.849	0.68	4.259	24.1	8.200
SN2	2.241	59	2.278	5.685	2.612	0.75	3.030	27.8	7.557
YN1	3.119	137	3.173	9.728	4.182	0.58	4.329	20.1	7.188
YN2	2.946	121	3.022	9.126	3.664	0.61	4.329	21.1	7.527
Mean(1)	3.301	120	3.307	9.132	3.869	0.61	4.320	21.3	7.342
Mean(2)	3.048	101	3.079	8.233	3.269	0.64	4.100	23.0	7.560
Mean	3.135	110	3.149	8.665	3.511	0.63	4.177	22.1	7.427
<i>Limited range (50-400 ms)</i>									
AU1	4.339	210	4.429	12.914	6.700	0.41	4.657	9.0	5.220
AU2	3.326	117	3.538	10.000	4.037	0.54	4.478	15.2	6.032
JT1	5.662	75	5.788	9.182	5.795	0.64	6.281	19.9	7.850
JT2	5.622	69	5.646	8.757	5.691	0.66	5.931	21.4	7.381
MN1	5.294	136	5.370	11.555	6.042	0.51	5.938	13.9	6.929
MN2	6.840	126	6.851	11.799	7.227	0.52	7.089	14.9	7.829
SM1	4.335	79	4.732	8.888	4.733	0.64	5.603	19.3	7.554
SM2	4.100	112	4.668	10.330	4.972	0.56	5.764	15.2	7.366
SN1	2.754	99	2.917	8.857	3.103	0.58	3.884	17.2	5.740
SN2	2.300	55	2.395	6.138	2.920	0.71	3.018	23.3	5.640
YN1	3.489	153	3.510	11.052	4.832	0.48	3.984	12.6	5.010
YN2	3.133	133	3.264	10.372	4.166	0.51	3.977	13.9	5.307
Mean(1)	3.783	117	3.847	10.044	4.311	0.54	4.533	15.4	5.912
Mean(2)	3.713	98	3.789	9.209	3.926	0.58	4.478	17.4	6.087
Mean	3.726	108	3.795	9.616	4.075	0.56	4.486	16.4	5.983

<sup>a</sup> UM Ultimate minimum.

式 (29) に示す対数関数から得られる近似は、他の式から得られる近似に比べてはるかに劣っている。対数関数から得られる  $\sigma(D)$  の値は、下限値 UM よりもかなり大きく、時によっては、( $\alpha = 0$  ms の欄に示される) 単なる正比例の関係から得られる  $\sigma(D)$  の値よりも大きくなることさえある。つまり、物理量に対数変換を施すことは、実測値をより良く近似することに役立たない。このような理由により、以降は、式 (29) に示す対数関数を考察の対象から外すことにする。図 14 に示される明確なグラフの形を見れば、対数関数に、平行移動するなどの修正を加えても、心理尺度の近似として用いることは難しいのではないと思われる。この図に示したように、実験 4、5 のデータについては、極めて高い再現性が確認されているので、現段階で、積極的に対数関数を導入する理由は認められない。

式 (27) に示す 1 次関数、式 (28) に示すべき関数は、いずれも良い近似を与えるが、どちらかと言えば、1 次関数のほうがより良い近似を与える傾向がある。

式 (27) における  $\alpha$  の最適値は、約 80 ms になることがくつつけくわえ仮説 > から予測されている。これを検証することをひとつの目的として、実験 4 および実験 5 のデータを結合し、全体に対する、 $\alpha$  および E の最適値を求めた。この 2 つの実験は、刺激パターンの違いを除くと手続きが殆ど変わらず、被験者も同じであるので、まとめて 1 つの実験と見なし、データを処理することができる。全範囲に関して、 $\alpha$  および E の最適値は、それぞれ 96 ms および 0.74 となった。実験 1~3 においては、50~600 ms の「限定範囲」についてのみくつつけくわえ仮説 > の当てはまりを確かめることができたが、ここでは、図 14 を見れば明らかであるように、50~1200 ms の「全範囲」にわたって、仮説が有効である。

しかし、より詳細にデータを見てゆくと、刺激パターンの全体の物理的な長さが増えると、 $\alpha$  の値も変わるように見える。実験 4、実験 5 のデータをまとめると、全体の物理的な長さ  $T (= t_1 + t_2)$  がどのような範囲にあるかによって、 $\alpha$  の最適値が次のように変化する：97 ms [ $0 < T \leq 800$  [ms] のとき]、96 ms [ $800 < T \leq 1600$  [ms] のとき]、13 ms [ $1600 < T \leq 2400$  [ms] のとき]。仮説上の値である 80 ms は、全体の物理的な長さ  $T$  が 1600 ms よりも長い場合には不適切であり、式 (27) に示す 1 次関数による近似は、場合によっては手直しを要する。ただ、本研究の目的は、できる限り単純な近似を得ることであり、主として数百ミリ秒以下の時間長に興味の中心があるので、今のところ、より複雑な近似を考案する必要は認められない。得られたデータを全体として見る場合、1 次関数による近似は極めて有効であり、殆ど改善の余地は残されていない。また、50~600 ms の「限定範囲」に関しては、常に  $T \leq 1600$  [ms] であるから、むしろ、このような分析により仮説が補強されたと考えてよい。

ここで系統的にデータ処理を行うことによって得られた  $\alpha$  の最適値が 96 ms となったにもかかわらず、これまでの経緯に従って 80 ms という仮説上の値を保ち続けることに対して、疑問が生ずるかもしれない。しかし、実際には、 $\alpha$  の値に関して精密な議論を行うことにはあまり意味がない。なぜなら、 $\alpha$  の値を 70~120 ms くらいの範囲で動かしても、近似の当てはまりは実質的に変化しないからである。ここでは、これまでに蓄積されたデータを全体としてうまく近似するために、以前に提唱した  $\alpha$  の値である 80 ms を残しておくが、厳密にこの値に固執する理由はない。むしろ、 $\alpha$  の最適値は、実験条件や被験者により変化しうると考えたほうがよさそうである。ここで主張する最も重要な点は、式 (27) に示す 1 次関数による近似が常に有効であり、 $\alpha$  が、必ず 80 ms 程度の正の値

をとることである。この意味において、心理尺度の形は安定しており、80 ms という値は  $\alpha$  の値を代表するものとして妥当である。

式 (27)~(29) に示すような、数学的に定義された関数関係による近似の当てはまりを、符号検定によって比較した結果を表 8 に示す。例えば、1 次関数 ( $\tau(t) \propto t + \alpha$ ) およびべき関数 ( $\tau(t) \propto t^E$ ) の当てはまりを比較したいとする。

表 7 実験 5 において得られた心理尺度の数学的関数による近似。表の見かたは、表 6 の場合と同じである。

Subject and phase	UM <sup>a</sup> value $\sigma(D)/\%$	(27)		$\sigma(D)/\%$		(28)		(29)	
		$\alpha/ms$	$\sigma(D)/\%$	$\alpha = 0$	$\alpha = 80$	$E$	$\sigma(D)/\%$	$t_0/ms$	$\sigma(D)/\%$
<i>Whole range (100-1200 ms)</i>									
AU1	3.468	133	3.670	6.268	4.033	0.71	3.600	55.4	5.807
AU2	3.294	123	3.525	6.059	3.801	0.75	4.272	54.5	7.531
JT1	2.968	130	3.324	6.059	3.694	0.71	3.138	55.8	5.541
JT2	3.136	80	3.482	4.988	3.482	0.82	3.999	60.2	7.831
MN1	2.771	67	2.972	4.307	3.012	0.84	3.370	64.0	7.241
MN2	2.578	28	2.984	3.316	3.715	0.95	3.205	69.7	8.106
SM1	2.370	22	3.109	3.325	3.961	0.98	3.314	69.8	8.777
SM2	3.604	60	3.864	4.771	3.936	0.87	4.260	63.9	8.182
SN1	1.885	60	2.457	3.754	2.577	0.87	3.112	64.2	7.829
SN2	1.783	85	1.956	4.203	1.965	0.80	2.603	60.7	6.755
YN1	2.151	124	2.595	5.685	2.984	0.75	3.601	55.0	7.202
YN2	1.269	109	1.585	4.878	1.885	0.77	2.687	57.0	6.744
Mean (1)	1.939	84	2.031	4.217	2.037	0.81	2.627	61.0	6.716
Mean (2)	1.901	78	2.156	4.115	2.157	0.82	2.880	61.2	7.220
Mean	1.834	81	1.999	4.116	2.000	0.81	2.689	61.1	6.947
<i>Limited range (100-600 ms)</i>									
AU1	4.000	74	4.025	5.802	4.033	0.76	4.095	48.9	5.400
AU2	2.241	94	2.278	5.519	2.346	0.71	2.546	45.5	4.295
JT1	3.999	90	4.149	6.407	4.170	0.72	4.251	45.9	5.477
JT2	3.795	73	4.384	6.128	4.395	0.77	4.823	47.5	6.840
MN1	3.740	94	3.745	6.311	3.792	0.71	3.941	45.1	5.295
MN2	3.619	40	3.997	4.783	4.473	0.87	4.272	54.8	6.647
SM1	2.592	27	3.077	3.603	4.107	0.91	3.331	57.3	6.351
SM2	3.567	46	3.741	4.746	4.074	0.84	4.006	53.4	6.243
SN1	2.265	78	2.328	4.987	2.330	0.75	2.705	48.0	4.776
SN2	1.707	79	1.943	4.824	1.943	0.74	2.057	48.0	4.004
YN1	3.224	155	3.301	7.815	4.233	0.61	3.609	36.2	4.683
YN2	1.460	129	1.502	6.537	2.395	0.65	2.131	39.6	3.944
Mean (1)	2.990	82	3.013	5.473	3.014	0.74	3.274	47.2	5.007
Mean (2)	2.362	74	2.483	4.931	2.498	0.76	2.904	48.3	5.073
Mean	2.637	78	2.696	5.172	2.698	0.75	3.039	47.7	5.004

<sup>a</sup> UM Ultimate minimum.

(パラメーターの値が表に示されていない場合には、最適値が近似に用いられている。) 一つ一つの実験について、これらの関数関係の当てはまりを表6あるいは表7において比較することができる。6名の被験者に関して実験の前半と後半とにおいて得られた、12セットのデータを別々に用いて、12回の独立な比較を行うことができる。(ノンパラメトリックな検定方法を用いるので、このような取り扱いが可能になる。) 実験4の「全範囲」に関する結果を例にとると、近似のずれを示す指標である  $\sigma(D)$  の値が、1次関数を当てはめるほうが、べき関数を当てはめるよりも小さくなる場合が、12回中11回生じており、一方では、べき関数を当てはめるほうが小さくなる場合が、1回生じている。この数値は、1次関数による近似のほうが当てはまりが良いという傾向を示しており、この傾向は符号検定(両側)によれば、1%水準で有意である(このことを、表8の第1行左側では「\*\*11 : 1」という形で示す。)。実験5の「全範囲」に関しては、1次関数のほうが、5%水準で有意に良い近似を与える(表8の第1行右側では「\*10 : 2」と示す。)。このような符号検定の結果、1次関数(式(27))による近似は、べき関数(式(28))、対数関数(式(29))による近似のいずれよりも良い当てはめを与えること、対数関数(式(29))による近似は、他の関数による近似よりも悪いこと、が判った。

パラメーター  $\alpha$  および  $E$  を、両実験を通しての最適値である 96 ms あるいは 0.74 に固定する場合、1次関数およびべき関数は、単なる比例関係( $\alpha = 0$  あるいは  $E = 1$  のときに得られる関係)よりも良い近似を与え、べき関数よりも1次関数のほうが良い近似を与える。一方、 $\alpha = 80$  ms (仮説上の値)とする場合、 $\alpha = 96$  ms (今回の最適値)とする場合に比べて、近似の良さに有意な違いは見られず、単なる比例関係よりも有意に良い近似が得られる。

1次関数が、べき関数よりも良い近似を与えることは、統計学的にもはっきりと示されたわけであるが、この2種類の関数に大変大きな違いがあるわけではない。例えば、 $\tau(t) \propto t + 80$  [ms] という1次関数の関係と、 $\tau(t) \propto t^{0.8}$  というべき関数の関係とは、今回の実験で用いた 50~1200 ms の範囲において大変よく似ていることが、図15に示されている。この2種類の関数関係がよく似ている場合のあることは、知覚心理学の分野においてしばしば見落とされており、生産的な議論を妨げている可能性がある。Allan (1983) の指摘するように、量推定法を用いた実験の結果に、習慣的にべき関数(両対数軸上の直線)を当てはめることは、1次関数が当てはまるかもしれないと言う可能性を閉ざしてしまうことになる。その場合、仮に〈つけくわえ仮説〉のようなモデルを裏付けるようなデータが得られていても、気付かれない可能性があるので、特に注意が必要である。一方、べき関数は、ここで得られたデータに関して最適の近似を与えてはいないが、単純な近似としては便利な場合がありうる。量推定法を用いた実験から得られたデータは、べき関数を用いて近似することによって、以前の結果と比較することが容易になる(例えば、Stevens, 1957; Michon, 1967; Eisler, 1975; Nakajima ら, 1980)。したがって、1次関数、べき関数の双方を近似の手段として残しておくことが現実的ではないかと思われる。

結論として、実験4および実験5の結果は、〈つけくわえ仮説〉の妥当性を支持するものである。すなわち、正の縦軸切片をもつ1次関数は、空虚時間の心理尺度をよく近似する。しかしながら、べき関数も、当てはまりはやや劣るものの、実験結果を充分によく近似することができる。

表 8 数学的に定義された 3 種類の関数関係による近似を比較するための符号検定。6 名の被験者から、それぞれ実験の前半、後半において得られた  $\sigma(D)$  の値 (表 6 および表 7 に示す) を比較に用いた。左側の関数関係が、右側の関数関係に比べて 12 回中  $n$  回良い近似を与えたとき、このことを「 $n : 12-n$ 」と表す (引き分け (タイ) は一度も生じなかった。)。星印は、両側検定により 1% 水準 (\*\*) あるいは 5% 水準 (\*) で有意差のあったことを示す。一つひとつの欄の上下に、それぞれ「全範囲」、「限定範囲」に関する結果を示す。

Comparison	Experiment 4	Experiment 5
$\tau(t) \propto t + \alpha$ vs $\tau(t) \propto t^E$	**11:1 **12:0	*10:2 **12:0
$\tau(t) \propto t + \alpha$ vs $\tau(t) \propto \log(t/t_0)$	**12:0 **12:0	**12:0 **12:0
$\tau(t) \propto t^E$ vs $\tau(t) \propto \log(t/t_0)$	**12:0 **12:0	**12:0 **12:0
$\tau(t) \propto t + 96$ vs $\tau(t) \propto t^{0.74}$	**11:1 **11:1	*10:2 9:3
$\tau(t) \propto t + 96$ vs $\tau(t) \propto t$	**12:0 **12:0	*10:2 *10:2
$\tau(t) \propto t^{0.74}$ vs $\tau(t) \propto t$	**12:0 **12:0	8:4 *10:2
$\tau(t) \propto t + 80$ vs $\tau(t) \propto t + 96$	3:9 4:8	7:5 7:5
$\tau(t) \propto t + 80$ vs $\tau(t) \propto t^{0.74}$	**12:0 **12:0	*10:2 **12:0
$\tau(t) \propto t + 80$ vs $\tau(t) \propto t$	**12:0 **12:0	*10:2 **11:1

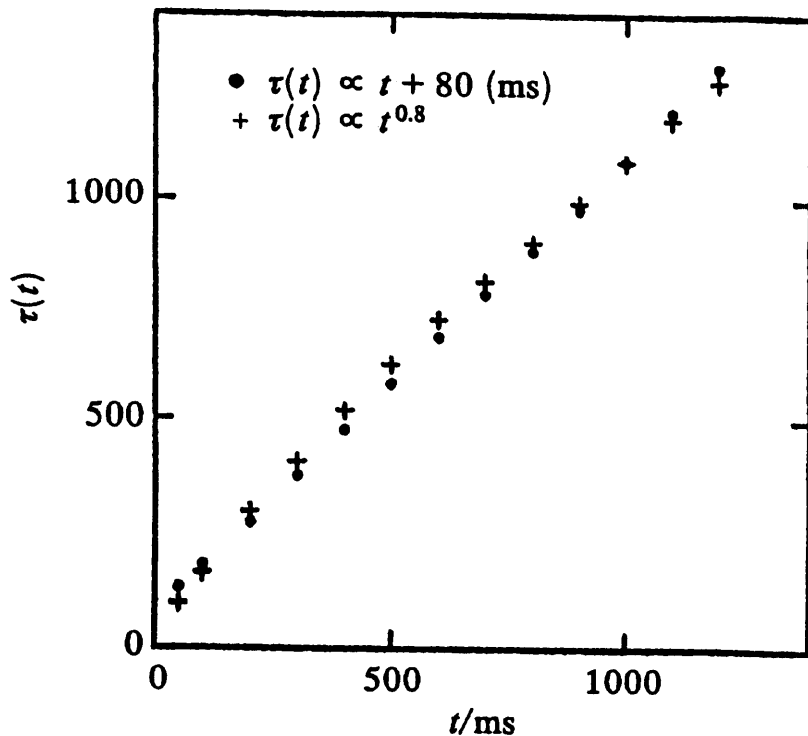


図 1 5 1 次関数とべき関数との比較の一例。

### 3. 3 Sternberg ら の実験の再分析

Sternberg ら (1982) は、音楽のリズムに関連づけて、空虚時間の長さの判断について体系的な実験を行った。彼らは、実験 1 ~ 5 で用いたような刺激パターンを用いたが、その実験手続きはかなり異なっている。本研究においては、比率を直接判断することを被験者に求めているが、彼らは物理量と主観量との関係を間接的に求めるような手続きを用いているので、そのデータを本研究の観点から再分析することは有意義であろう。また、そのような実験の被験者として、指揮者を含むプロの音楽家が参加している点も、注目に値する。ただし、彼らの実験においては、本研究で用いたよりも長めの空虚時間が用いられており、しかも、殆どの場合、刺激パターンを構成する第 1 の空虚時間が第 2 の空虚時間よりも物理的に長い。このような違いがあるので、ここでは、彼らの研究と本研究とにおいて見いだされた大まかな傾向のみを比較する。

Sternberg ら の実験においては、隣接する 2 つの空虚時間が短音によって区切られている。第 1 の空虚時間 (標準時間) の物理的な長さは、各試行において、750 ~ 1500 ms の範囲内のある値に固定されている。「第 1 の空虚時間の長さ」に対する「第 2 の空虚時間の長さ」の主観的な比率が指定され、それに対応する、第 2 の空虚時間の物理的な長さが、上下法ないし恒常法の手続きに従って求められた。Sternberg ら は、本研究で用いた時間長に比べて長めの時間長を使用して



いるので、その実験結果を、本研究におけるデータと直接比較することは難しい。しかし、標準時間の主観的な長さを適当に定めるならば、空虚時間の心理尺度を図16のように描くことができる。このグラフは、比較のために、600 ms 以下の範囲に限定し、〈つけくわえ仮説〉に当てはまる関係（の1つ）を実線によって示している。比較的良い当てはまりの得られることが判る。ただし、約 400 ms を超える範囲では、物理的な長さとの関係が、破線によって示されるような単純な正比例関係に近い可能性がある。しかし、物理的な長さが 80 ms よりも十分に長いとき、〈つけくわえ仮説〉による近似と、正比例関係による近似とは、もともと大きく異なるものではないことにも、留意する必要がある。

本研究においては比率判断の手続きを使用しているのに対して、Sternberg らは、恒常法、上下法を用いているので、さらに詳しく分析を進めてみることは、本研究における実験結果の一般性を検討することに役立つであろう。2つの研究を厳密に比較することは難しいが、Sternberg らの実験9においては、第1の空虚時間と第2の空虚時間とが共に変化している点が本研究と共通しており、有益な考察の手掛かりが得られる。

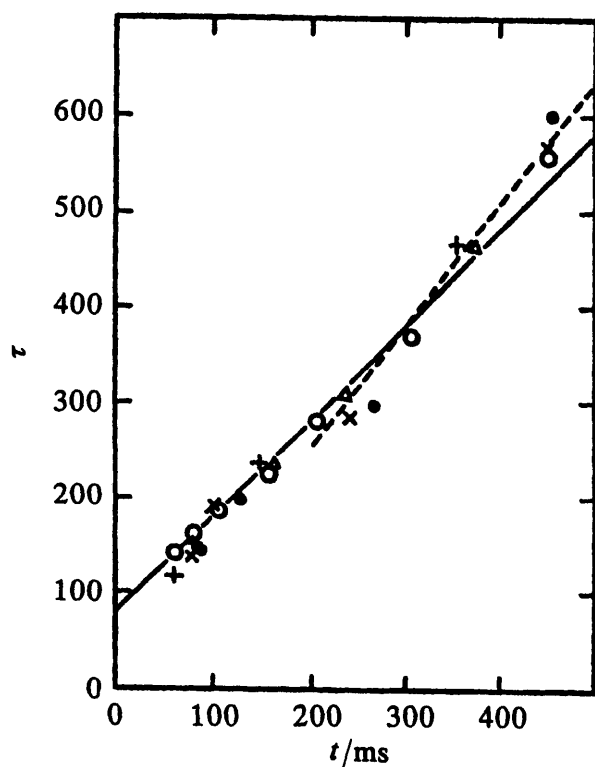


図16 Sternberg ら (1982) の実験データから得られた空虚時間の心理尺度。本研究において得られたデータと比較するために、40~600 ms の時間長のみを分析の対象とした。このグラフは、一つひとつの実験条件における、主観的な時間長  $\tau$  の相対的な値を、物理的な時間長  $t$  の関数として示す。実線は、〈つけくわえ仮説〉の関係を示す。破線は、物理的な時間長と主観的な時間長との比例関係を示す。●→実験1、○→実験2、+→実験9（標準 750 ms）、×→実験9（標準 1000 ms）、△→実験9（標準 1500 ms）。

そこで、Sternberg らの実験 9 のデータに対して、数学的に定義された心理尺度の当てはめを試みる。Sternberg らは、音楽リズムの知覚を解明することを、この実験の目的としており、第 1 の空虚時間が、西洋音楽における「1 拍」に当たると想定した。そして、第 2 の空虚時間は、「拍の一部」であると想定し、これに対して、1/8 拍から 1/2 拍の時価（相対的な長さ）を割り当てた。上下法の手続きに従って、第 2 の時間間隔の物理的な長さが、被験者の応答に即して変化させられた。被験者は 3 名のプロの音楽家であり、指定された時価に対して、第 2 の時間間隔がより長い、より短いかを判断した。このようにして、指定された時価に対応する第 2 の時間間隔の物理的な長さが得られた（Sternberg らの、table 2 にデータが示されている）。第 1 の時間間隔の物理的な長さが 750～1500 ms であったのに対して、第 2 の時間間隔として得られた物理的な長さは 58～683 ms であった。

ここで、隣接する空虚時間の物理的な長さをそれぞれ  $t_1$  および  $t_2$  とし、 $t_2$  に対応する時価が  $N$  拍であるとする。このパターンの物理的な分割比は、 $R_o = t_1 / (t_1 + t_2)$  となり、対応する主観的な分割比は、 $R_s = 1 / (1 + N)$  とみなすことができる。このように考えると、この実験のデータは、本研究の実験 1、4、5 のデータと同じように分析することができる。実際に分析を行ってみると、主観的な分割比は、常に対応する物理的な分割比よりも 0.5 に近いことが判った。この実験の場合、同じ物理量が  $t_1$  および  $t_2$  の双方に現れることによって生ずるような心理尺度への束縛がないので、式 (15) に示される当てはまりのずれの代表値  $\sigma(D)$  は、下限値が形式的にゼロになり、当てはまる関数の形を検討するには不都合な面がある。すなわち、第 2 の時間間隔をなす物理的な時間長が、第 1 の時間間隔をなす物理的な時間長のいずれとも一致していないので、関数の形を（1 次関数やべき関数に）制限しない限り、実験データの代表値に完全に当てはまるような関数を、多数設定することが可能になる。したがって、心理尺度の形について、前提を設けずに考察することが難しくなる（本研究においては、このような問題が発生しないような実験条件を設定している。）。

関数の形を式 (27) に示すような 1 次関数に限定すると、 $\alpha$  の最適値は 49 ms となり、 $\sigma(D) = 1.07$  [%] となる。式 (28) に示すようなべき関数を当てはめると、 $E$  の最適値は 0.88 となり、 $\sigma(D) = 1.72$  [%] となる。本研究におけるこれまでの比率判断実験の場合と同じように、1 次関数およびべき関数はいずれもよい近似を与え、前者はよりよい近似を与える。一方、式 (27) において  $\alpha = 0$  [ms] とするとき得られる正比例の関係では、 $\sigma(D) = 2.99$  [%] となり、近似は悪くなる。

このように、Sternberg らの、音楽家を被験者とする知覚実験のデータは、本論文におけるこれまでの考察を支持するものである。ごく短い空虚時間に関する限り、いずれの実験データに対しても、<つけくわえ仮説>がよい近似を与える。

ただし、彼らの実験 9 のデータから求めてみた  $\alpha$  の最適値は、<つけくわえ仮説>において提案する 80 ms という値の 6 割程度に留まっており、さらに精密な議論においては検討を要する点であろう。本論文の実験 1～5 は、手続きの面で Sternberg らの実験と次のように異なっている：

- (i) 時間長の比率が直接評定された、
- (ii) より短い物理的な時間長が選ばれた、
- (iii) 音楽的文脈が、実験的に与えられることはなかった、

(iv) 先行する時間間隔のほうが常に物理的に長いと言うことはなかった。

実験結果がわずかにくい違っているのは、このような手続きの違いによる可能性がある。

音楽的文脈を導入することは、本研究における考察を日常生活と結びつけるうえで重要であるから、次章では、時間長の分割比を楽譜によって指定するような実験を取り上げ、楽譜に記されたリズムと、知覚されたリズムとの対応について、改めて論ずることにする。

### 3. 4 実験6：隣接呈示と分離呈示との比較

#### 3. 4. 1 目的

実験1～5において用いた刺激パターンは、隣接する2つないし3つの空虚時間から構成されていた。このような刺激条件は、実験結果を、日常生活におけるリズム体験と結びつけるうえで好都合である。しかし、時間長に関する判断を被験者に求めるような、精神物理学的な実験においては、判断の対象となる2つの時間長が、十分に長い時間間隔によって分離されている場合も多い。したがって、このような条件に関しても、仮説の当てはまりを検討することが望ましい。本実験においては、判断の対象となる2つの空虚時間が、一つの区切音を共有して隣接したかたちで示される隣接呈示条件 serial-duration mode、および、ある程度長い時間間隔を挟んで分離したかたちで示される分離呈示条件 separate-duration mode の両方の呈示条件が用いられ、同じ被験者が、その両方において判断を行った。

本実験のもう一つの目的は、50～1200 ms の時間長を、同じ実験セッションの中で用いることによって、〈つけくわえ仮説〉の当てはまりについて、全般的な確認を行うことである。

#### 3. 4. 2 方法

##### 被験者

正常な聴力を有する 21～30 歳の男性 6 名が被験者となった。うち 3 名は、(数箇月前に) 実験 4、実験 5 に参加している。

##### 教示

被験者に与えられた課題は、実験 4～5 の場合と同じように、2つの隣接した、あるいは分離した空虚時間の、時間長の比率を評定することであった。したがって、教示は殆ど実験 4～5 の場合と同じであり、以下の部分のみを変更した(番号は、実験 4～5 の教示における番号に対応する。)

- (2) ヘッドホンの片側から様々な時間パターンが聴こえます。パターンを聴くには、開始ボタンに触れたあと、数秒待ってください。
- (3) [隣接呈示条件において] それぞれのパターンが、3つのごく短い音によ

って示されます。2つの空虚な時間間隔が、一つの区切音を共有するかたちで隣接しています。[分離呈示条件において]それぞれのパターンが、4つのごく短い音によって示されます。2つの空虚な時間間隔が、長い時間間隔を間に挟んで並んでいます。

(6) 開始ボタンに触れることによって、必要な回数だけ時間パターンを聴くことができます。

### 刺激および装置

隣接呈示条件における刺激パターンは、隣接する2つの空虚時間からなる分割時間であった。分離呈示条件における刺激パターンは、かなり長い時間間隔によって隔てられた、2つの空虚時間であった。第1の空虚時間の始まりから、第2の空虚時間の始まりまでの時間間隔は、常に4400msであった。いずれの呈示条件においても、被験者が開始ボタンに触れてから2400ms後に刺激パターンが始まった。50, 100, 200, 400, 600, 800, 1200msの7種類の時間長から、あらゆる並べかたで第1、第2の時間長を選び出し、これを短音で区切ることによって、刺激パターンを構成した。判断の対象となる2つの空虚時間の物理的な長さ、 $t_1$ と $t_2$  [ms]、および第1の空虚時間の占める物理的な比率  $R_0 = t_1 / (t_1 + t_2)$  を、それぞれの刺激パターンに関して表9に示す。区切音の物理特性は、音圧レベル(動特性 Impulse)が約96dB SPLであったことを除いて、実験4~5の場合と同じであった。ただし、異なるヘッドホン(TDH 49)を用いた。図17に示すように、被験者は、開始ボタンに触れることによって、いつでも好きなときに刺激パターンを聴くことができた。

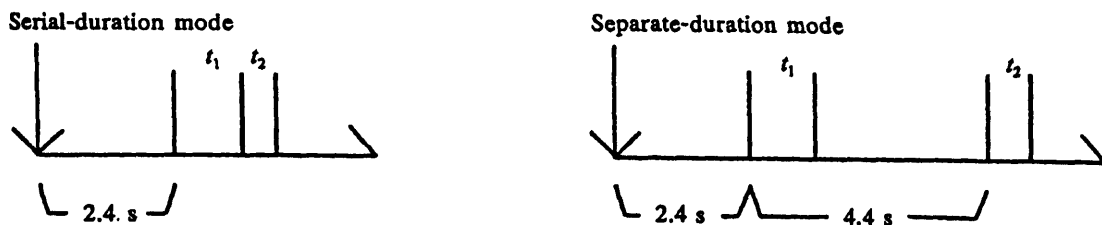


図17 実験6の時間チャート。被験者に与えられた課題は、2つの空虚時間の主観的な長さの相対量を、2つの正の数によって評定することである。比較の対象となる2つの空虚時間の物理的な長さを  $t_1$  および  $t_2$  によって示す。矢印は、被験者が刺激パターンを聴くために開始ボタンに触れる時点である。垂直線分は、音刺激を示す。

表9 実験6の条件および結果。第2、第3の欄に、判断の対象となる2つの空虚時間の、物理的な時間長  $t_1$  および  $t_2$  を示す。また、第1の空虚時間の占める物理的な比率  $R_o = t_1/(t_1+t_2)$  を、第4の欄に示す。第5、第7の欄に、評定分割比  $R_s$  として示した値は、それぞれ隣接呈示条件および分離呈示条件において、6名の被験者から得られた12個の測定値の算術平均値であり、第6、第8の欄の括弧内に、対応する標準偏差 (SD) を示してある。 $R_s$  の値が両呈示条件において有意に異なる場合には、大きいほうの値に星印を付ける (\*\*→ 1%水準; \*→ 5%水準)。有意差の判定に際しては、6名の被験者を合わせた12の測定プロックにおける測定値を比較し、符号検定 (両側) を行った。

Pattern	$t_1$ /ms	$t_2$ /ms	$R_o$	$R_s$	
				serial (SD)	separate (SD)
1	50	50	0.500	0.499 (0.004)	0.500 (0.000)
2	50	100	0.333	**0.480 (0.026)	0.356 (0.070)
3	50	200	0.200	0.310 (0.102)	0.302 (0.074)
4	50	400	0.111	0.228 (0.072)	0.246 (0.065)
5	50	600	0.077	0.190 (0.077)	0.202 (0.073)
6	50	800	0.059	0.156 (0.059)	0.172 (0.065)
7	50	1200	0.040	0.123 (0.036)	0.136 (0.060)
8	100	50	0.667	0.575 (0.048)	*0.656 (0.046)
9	100	100	0.500	0.500 (0.000)	0.500 (0.000)
10	100	200	0.333	0.417 (0.046)	0.392 (0.044)
11	100	400	0.200	0.338 (0.047)	0.333 (0.043)
12	100	600	0.143	0.259 (0.051)	0.284 (0.070)
13	100	800	0.111	0.182 (0.056)	0.221 (0.075)
14	100	1200	0.077	0.139 (0.044)	0.154 (0.033)
15	200	50	0.800	0.709 (0.058)	0.749 (0.076)
16	200	100	0.667	0.666 (0.022)	0.648 (0.071)
17	200	200	0.500	0.500 (0.000)	0.500 (0.000)
18	200	400	0.333	0.354 (0.027)	0.379 (0.041)
19	200	600	0.250	0.286 (0.055)	0.314 (0.063)
20	200	800	0.200	0.249 (0.049)	0.279 (0.058)
21	200	1200	0.143	0.183 (0.084)	0.216 (0.088)
22	400	50	0.889	0.782 (0.091)	0.794 (0.058)
23	400	100	0.800	0.713 (0.050)	0.720 (0.063)
24	400	200	0.667	0.665 (0.016)	0.652 (0.047)
25	400	400	0.500	0.500 (0.000)	0.501 (0.004)
26	400	600	0.400	0.390 (0.053)	0.421 (0.027)
27	400	800	0.333	0.325 (0.025)	0.363 (0.044)
28	400	1200	0.250	0.246 (0.064)	0.278 (0.043)
29	600	50	0.923	0.825 (0.048)	0.813 (0.052)
30	600	100	0.857	0.751 (0.055)	0.761 (0.063)
31	600	200	0.750	0.735 (0.027)	0.715 (0.064)
32	600	400	0.600	0.608 (0.087)	0.600 (0.042)
33	600	600	0.500	0.500 (0.000)	0.500 (0.000)
34	600	800	0.429	0.432 (0.042)	0.413 (0.053)
35	600	1200	0.333	0.327 (0.030)	0.356 (0.041)
36	800	50	0.941	0.844 (0.070)	0.852 (0.057)
37	800	100	0.889	0.810 (0.052)	0.774 (0.062)
38	800	200	0.800	0.759 (0.057)	0.772 (0.068)
39	800	400	0.667	0.666 (0.026)	0.665 (0.040)
40	800	600	0.571	0.579 (0.034)	0.584 (0.023)
41	800	800	0.500	0.500 (0.000)	0.500 (0.000)
42	800	1200	0.400	0.405 (0.016)	0.406 (0.022)
43	1200	50	0.960	0.869 (0.048)	0.876 (0.041)
44	1200	100	0.923	0.848 (0.050)	0.820 (0.070)
45	1200	200	0.857	0.823 (0.046)	0.824 (0.037)
46	1200	400	0.750	0.730 (0.048)	0.745 (0.057)
47	1200	600	0.667	0.674 (0.034)	0.662 (0.044)
48	1200	800	0.600	0.598 (0.055)	0.602 (0.061)
49	1200	1200	0.500	0.501 (0.004)	0.502 (0.004)

## 配置と手続き

いずれの呈示条件においても、49種類の刺激パターンをランダムな順序で並べることによって、1つの測定ブロックとした。まず、各呈示条件において1ブロックずつの訓練を行い、次に、各呈示条件において1ブロックずつの測定を行い、最後に、もう1ブロックずつの測定を加えた。測定は、26~28の試行からなるセッションに分割し、各セッションの初めの2つないし3つの試行は、実験データから除外した。2つの呈示条件のどちらを先にするかについては、被験者間で均衡を取った。各呈示条件の2つの測定ブロックは、右耳と、左耳とに1ブロックずつ割り当てた。

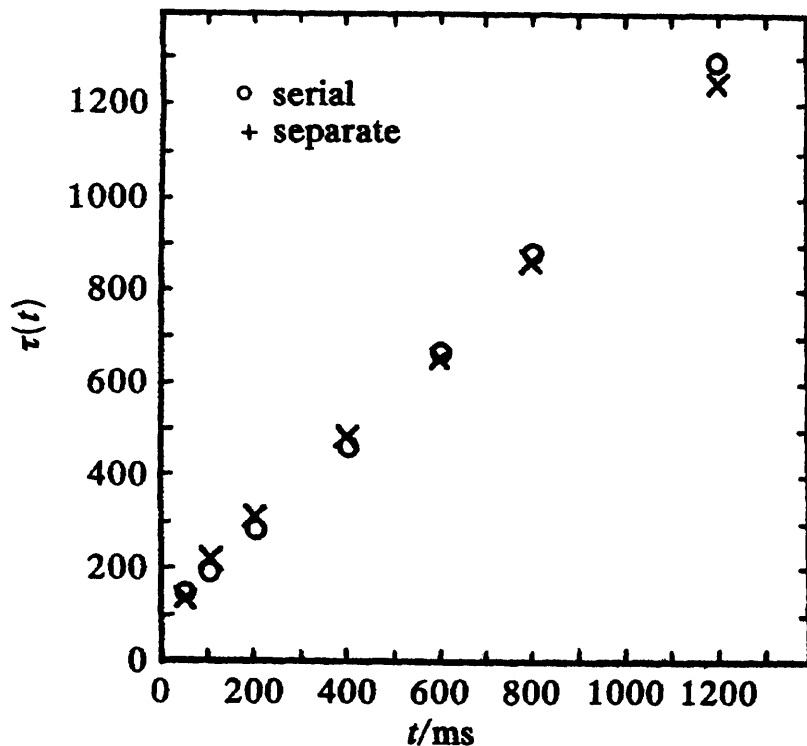


図18 実験6。音刺激によって区切られた空虚時間の心理尺度を、隣接呈示条件 serial-duration mode と分離呈示条件 separate-duration mode とについて示す。評定分割比の実測値と予測値との差を最小にする関数関係を、心理尺度として示す。 $\tau(t)$ : 主観的な時間長;  $t$ : 物理的な時間長。

### 3. 4. 3 結果と考察

刺激呈示に左右それぞれの耳を用いたことから生ずる差異は認められなかったため、左耳と右耳とに関する結果はまとめて取り扱う。隣接呈示条件、分離呈示条件のいずれにおいても、それぞれの刺激パターンに対して、6名の被験者から12回の判断が得られた。比較される2つの時間長のうち、第1の時間長の占める主観的な比率に相当する、 $R_s$  (式(30)参照)の算術平均値を表9に示す。いずれの呈示条件においても、第1の時間長の占める評定上の比率  $R_s$  が、対応する物理的な比率  $R_o$  よりも 0.5に近い傾向がはっきりと認められる。実験4、5

の場合と同じように、被験者は、空虚時間の長さの比率を、対応する物理的な比率よりも 1:1 に近いものとして判断している。大まかに見れば、判断の対象となる空虚時間が物理的に短い場合ほど、この傾向は著しい。

実験 1、4、5 において用いたのと同じ計算方法によって、物理量と主観量との関数関係について何ら数学的な仮定を置かず、心理尺度  $\tau$  の最適の形を求めた。その尺度を図 18 に示す。また、対応する  $\sigma(D)$  の下限値 UM (式 (9)、(10)、(15) から得られる) を表 10 に示す。2 つの呈示条件において得られた心理尺度は、極めてよく似ている。さらに、これらの尺度は、実験 4、5 において得られた心理尺度ともよく似ている (図 14 参照)。

ここで得られた物理量と主観量との関係について、式 (27)~(29) の当てはまりを検討する。表 10 には、パラメーター  $\alpha$ 、E、t<sub>0</sub> の最適値、および、対応する  $\sigma(D)$  の値が、「全範囲」および「限定範囲」について示されている。パラメーターの最適値がどの程度変動するものかを確認するために、各被験者から得られたデータを別々に処理してある。この表は、表 6、表 7 と比べることができる。実験 4、5 の場合と同じように、式 (27) (1 次関数)、式 (28) (べき関数) のいずれも、よい近似を与える。これらの式を適用することにより、 $\sigma(D)$  の値を、対応する下限値 UM に極めて近いものとなしうる。隣接呈示条件の場合、式 (27) は式 (28) に比べて、わずかに良い近似を与える [「全範囲」において、6 人の被験者による 12 の測定ブロックを別々に処理したところ、11 ブロックにおいて、式 (27) のほうが、式 (28) よりも良い近似を与える。すなわち、符号検定 (両側) において、1% 水準の有意差がある。]。分離呈示条件の場合、両式の当てはまりに有意差は認められない [12 ブロック中 8 ブロックのみにおいて、式 (27) のほうが良い近似を与える。]。このように、2 つの呈示条件のあいだには、僅かながら相違が認められる。比率判断の結果を刺激パターンごとに見てゆくと、比較される 2 つの空虚時間の物理的な長さが 50 ms と 100 ms とである場合、すなわち、刺激パターン 2 および 8 (表 9) において、隣接呈示条件と分離呈示条件とのあいだに有意差が認められ、これが心理尺度の局所的なくい違いを生じている (図 18)。これ以外の有意差は生じていない。

いずれの呈示条件においても、式 (27) を適用する際の  $\alpha$  の最適値は約 100 ms となり、仮説上の値である 80 ms に近い値である。すでに述べたように、この値を精密に決定しようと試みることは、現在のデータの精度から見て意味のないことであり、多くの実験データを全体としてうまく説明するために、(0 よりも大きい) 80 ms という値を仮説に採用しているわけであるから、この実験においても、仮説の妥当性が検証されたと言ってよい。

式 (28) の示す、べき関数もかなり良い近似を与える。べき数 E の最適値は、約 0.7 となる。

一方、物理的な時間長と、主観的な時間長とのあいだに [ $\alpha = 0$  ms として] 正比例の関係を想定した場合、よい近似は得られない [「全範囲」に関しては、 $\alpha = 80$  ms とするほうが、 $\alpha = 0$  ms とするよりも良い近似を与える場合が、隣接呈示条件については 12 ブロックの全てであり、分離呈示条件については、12 ブロック中 11 ブロックであった。いずれも、符号検定 (両側) によれば 1% 水準の有意差を示すものである。一方、いずれの呈示条件においても、全被験者、全刺激パターンのデータから求めた最適の  $\alpha$  の値を用いた場合と、仮説に従って  $\alpha = 80$  ms とした場合とのあいだに、有意差はなかった。]。このような分析結果は、実験 4 および 5 の分析結果によく似ている。

表 10 実験 6 において得られた心理尺度の種々の数学的関数による近似。表の見かたは、表 6 の場合と同じである（ただし、この表に前半と後半との区別はない。）。

Subject and mode	UM <sup>a</sup> value $\sigma(D)/\%$	(27)		$\sigma(D)/\%$		(28)		(29)	
		$\alpha/ms$	$\sigma(D)/\%$	$\alpha = 0$	$\alpha = 80$	$E$	$\sigma(D)/\%$	$t_0/ms$	$\sigma(D)/\%$
<i>Whole range (50-1200 ms)</i>									
<b>Serial</b>									
YI	3.542	95	4.244	7.701	4.312	0.73	5.881	27.1	10.726
SK	3.544	311	3.675	12.975	8.102	0.45	5.103	14.3	7.147
SM	2.027	53	2.341	4.627	2.768	0.82	3.334	32.3	9.530
YN	2.210	93	2.517	6.553	2.599	0.72	3.813	29.1	8.723
AU	2.792	84	2.958	6.316	2.963	0.79	4.004	29.8	8.878
SY	4.240	47	4.412	5.628	4.768	0.81	4.527	33.8	9.067
Mean	2.205	99	2.300	6.710	2.475	0.70	3.705	28.0	8.566
<b>Separate</b>									
YI	4.397	140	6.404	9.445	6.803	0.60	4.941	28.8	5.557
SK	3.465	301	3.890	12.291	7.784	0.46	4.227	16.5	6.010
SM	2.027	47	2.369	4.202	2.973	0.83	3.073	33.9	9.160
YN	2.231	98	2.809	6.786	2.937	0.71	3.998	29.1	8.600
AU	2.999	108	3.773	7.453	3.983	0.69	4.649	28.3	8.564
SY	4.713	32	5.041	5.573	5.676	0.84	4.883	36.1	8.940
Mean	2.372	105	3.020	6.834	3.215	0.68	3.135	29.1	7.116
<i>Limited range (50-600 ms)</i>									
<b>Serial</b>									
YI	3.993	106	4.542	9.458	4.759	0.62	5.852	19.9	8.485
SK	4.038	274	4.268	13.998	8.058	0.40	5.249	9.2	6.256
SM	2.392	52	2.796	5.653	3.304	0.76	3.494	26.8	7.377
YN	2.911	103	3.112	8.305	3.342	0.62	3.436	22.1	5.703
AU	3.394	82	3.520	7.558	3.521	0.67	4.074	24.1	6.721
SY	5.398	39	5.597	6.792	6.209	0.78	5.462	29.7	7.425
Mean	2.779	96	2.798	7.963	2.929	0.63	3.558	22.1	6.287
<b>Separate</b>									
YI	4.763	79	6.825	8.939	6.825	0.64	5.642	27.3	5.024
SK	3.490	232	4.232	12.341	6.955	0.44	3.641	13.4	4.166
SM	2.041	44	2.348	4.689	3.312	0.78	2.564	29.1	6.399
YN	2.709	105	3.047	8.242	3.305	0.61	3.202	22.3	5.395
AU	3.173	103	3.823	8.311	4.002	0.61	3.551	22.8	5.187
SY	5.263	22	5.743	6.134	6.960	0.83	5.415	32.5	6.924
Mean	2.574	85	3.489	7.315	3.501	0.65	2.749	24.8	4.476

<sup>a</sup> UM Ultimate minimum.



被験者のあいだに個人差が見られる点については、今後の研究が必要である。例えば、隣接条件における「全範囲」に関しては、個人ごとの  $\alpha$  の最適値が 47~311 ms の範囲で変化する。このような個人差は、隣接呈示条件と分離呈示条件とのあいだでよく似ている [「全範囲」の場合、6名の被験者のそれぞれにおける  $\alpha$  の最適値を、両呈示条件のあいだで比較すると、ケンドールの順位相関係数が 0.867 となり、5%水準で有意な相関となる。] このことは、両呈示条件において、何らかの共通の仕組みが働いていたことを反映しているはずであり、同じ知覚の仕組みが関わっていた可能性を強く示すものでもある。

結論として、隣接呈示条件と分離呈示条件とにおける結果は互いによく似ており、より狭い範囲から物理的な時間長が選ばれている実験4および5の結果とも似ている。しかし、100 ms 以下のごく短い時間長に関しては、両呈示条件のあいだに僅かなく違いが見られる。また、被験者のあいだには個人差が見られ、その生じかたは両呈示条件のあいだで似ている。

### 3. 5 比率判断実験に関する全般的考察：異なった観点との比較

Eisler (1975, 1976) は、時間知覚あるいは時間評価に関して、独特の尺度構成法を提案している。彼の<並行時計モデル parallel-clock model>と名付けられたモデルは、時間知覚、時間評価の分野に広く影響を与えており、過去の膨大なデータを根拠としているために、主観的な時間長が、物理的な時間長のべき関数で表される例として、しばしば引用される (例えば、Allan, 1983、あるいは、Macar, 1985)。本論文における実験の多くは、このモデルの当否、あるいは適用範囲を検討するための典型的な材料とみなされうるので、そのような観点から考察を加えておくことも必要であろう。<並行時計モデル>は明瞭に記述されており、本研究の実験1、4、5、6における2つの空虚時間が隣接する条件に対して、そのまま当てはめてみるができる。実際にモデルの当てはまりを調べたところ、本研究において得られたデータに関しては、明らかな矛盾の生ずることが判った。矛盾は、物理量と主観量とのくい違いを明瞭に示す短い時間長に関して、明白である。すなわち、<並行時計モデル>は、本研究において得られた実験データの特徴を記述するには不適切である。このような結論に到った経過を以下に記す。

まず、<並行時計モデル>の考えかたを、本研究で用いた刺激パターンに関連づけて説明する。3つの短い区切音 A、B、C がこの順で呈示される時、C が呈示されたあとで、我々の時間知覚、時間評価のシステムは、A から C までの主観的な時間長  $\tau_{AC}$ 、および B から C までの主観的な時間長  $\tau_{BC}$  を直接把握することができる。しかし、A から B までの主観的な時間長を直接把握することはできず、判断を求められた場合には、 $\tau_{AC} - \tau_{BC}$  という内的計算によって A から B までの時間長を把握することになる。そこで、A、B、C の3つの短音によって区切られた、隣接する2つの空虚時間のなす比率は、 $(\tau_{AC} - \tau_{BC}) : \tau_{BC}$  と評価されることになり、隣接する2つの空虚時間からなるパターンの主観的な分割比は次のように表される：

$$Rs = \{ \tau(t_1+t_2) - \tau(t_2) \} / \tau(t_1+t_2) \quad (31)$$

ただし、 $t_1$  および  $t_2$  は、それぞれ第1および第2の空虚時間の物理的な長さを

示す。 $\tau(t)$ は Eisler が「主観的な時間長」と呼ぶもので、物理的な時間長  $t$  の関数である。すなわち、 $\tau$  は一種の心理尺度である。Eisler は、 $\tau$  が、べき関数ないし修正べき関数であり、そのべき数が約 0.9 となること、すなわち僅かに 1 より小さいことを述べている（これは、物理量を横軸に、主観量を縦軸に取ると、両真数軸座標において比例関係を示す直線から僅かにずれて、上に凸であるグラフが得られることを意味する。）。本研究においては、隣接する 2 つの空虚部分のうち、少なくとも 1 つが 200 ms 以下である刺激パターンに関して、物理的な時間長と、主観的な時間長とのくい違いが、特に顕著であったので、このような刺激パターンにおいて得られたデータと、Eisler のモデルとの関連について考察する。

まず、本研究において得られた結果のうち、現在の考察に関連する部分を要約する（式 (4) 参照）。隣接する 2 つの空虚時間の物理的な時間長が、順に  $t_1$ 、 $t_2$  であり、対応する主観的な時間長が、 $\tau_1$ 、 $\tau_2$  であるとするとき、 $t_1$ 、 $t_2$  のいずれかが 200 ms 以下であるとき、物理的な分割比  $R_o = t_1 / (t_1 + t_2)$  と、主観的な分割比  $R_s = \tau_1 / (\tau_1 + \tau_2)$  との関係は、次のようになることが判った：

$$\left. \begin{array}{l} R_o < 0.5 \text{ のとき } R_o < R_s \\ R_o = 0.5 \text{ のとき } R_o \doteq R_s \\ R_o > 0.5 \text{ のとき } R_o \geq R_s \end{array} \right\} \quad (32)$$

この関係は殆ど例外なく成り立っている（0.01 以下のずれを無視するならば、例外は皆無である。）。全ての刺激パターンを考慮しても（すなわち、 $t_1$ 、 $t_2$  の両方が 200 ms よりも長い場合を含めても）、この傾向は大体保たれている。つまり、式 (32) は実験結果全体を定性的に要約するものである。

以下に、式 (31)（モデル）と式 (32)（データ）とが矛盾することを示す。まず、隣接する空虚時間の物理的な時間長が、順に  $t_a$  および  $t_b$  であり、 $t_a \leq 200$  ms、かつ  $t_a < t_b$  であると仮定する。この 2 つの空虚時間の比率が知覚される場合を想定して、式 (31) と、式 (32) の第 1 行とを適用すると、次の関係が導かれる：

$$\tau(t_b) / \tau(t_a + t_b) < t_b / (t_a + t_b) \quad (33)$$

次に、物理的な時間長が、同じように  $t_a$  および  $t_b$  であるような空虚時間が、逆の順で隣接する場合を考える。式 (31) と、式 (32) の第 3 行とから、次の関係が導かれる：

$$\tau(t_a) / \tau(t_a + t_b) \geq t_a / (t_a + t_b) \quad (34)$$

一般に、 $A > B > 0$  かつ  $C \geq D > 0$  であるとき、 $A \times C > B \times D$  であるから、式 (33)、式 (34) から次の関係が得られる：

$$t_b \times \tau(t_a) > t_a \times \tau(t_b) \quad (35)$$

したがって、

$$\tau(t_a) / \tau(t_b) > t_a / t_b \quad (36)$$

式 (32) は、関連のある全ての実験において成り立っているから、式 (33)~(36) はここで取り上げたような条件において、広く成り立つと考えることができる。ここで、 $t_a < t_b \leq 200$  [ms] の場合、式 (36) の  $t_b$  に  $t_a + t_b$  を代入し、 $t_a$  に  $t_b$  を代入することができるから、

$$\tau(t_b) / \tau(t_a + t_b) > t_b / (t_a + t_b) \quad (37)$$

の関係が得られ、式 (33) に矛盾する。

結局、式 (31)、式 (32) の両方を受け入れると、互いに矛盾する式 (33)、式 (37) の両方が導かれる。すなわち、式 (31) に示される<並行時計モデル>と、式 (32) に示される時間長の比率判断に関する実験データとは、論理的に相容れない関係にある。なお、Eisler は、 $\tau$  が、べき関数ないし修正べき関数であることを想定しているが、今の考察においては、 $\tau$  の形に関して何ら前提を設けていない。したがって、関数の形にどのように手を加えようとも、<並行時計モデル>の枠組み自体が成立しないと結論することができる。

このように、<並行時計モデル>は、隣接する空虚時間がいずれも 200 ms 以下である場合の実験結果に当てはめることができない。もちろん、どのようなモデルであっても、局所的な逸脱、矛盾を残していることは珍しいことではなく、矛盾が一つ見つければ直ちにモデルが排除されるものではない。しかし、本研究の実験に関して、物理量と主観量とのずれが最も際立った部分、すなわち、何らかの説明が強く求められている部分に関して、<並行時計モデル>は、定性的な説明をも与えることができない。加えて、このモデルを、実験 2、3 で見られるような 3 つ（あるいはそれ以上）の空虚時間が隣接するような条件に当てはめるには、相当の手直しが必要である。結論として、本研究における実験データに関する限り、<並行時計モデル>は有効な仮説とはなりえない。

ただし、Eisler は、膨大なデータに対して徹底した分析を行った結果として、<並行時計モデル>を提出しているので、本研究の結果と矛盾することのみを理由として、このモデルを全面的に斥けることは妥当ではなかろう。本研究で用いた時間パターンは、Eisler のモデルを適用するには短すぎる可能性がある。Fraisse (1982) が述べるように、次々に生起する事象は、数秒以内の範囲に収まるならば、ひとまとまりに知覚されうる。このような場合には、時間間隔は、ひとまとまりに知覚される図形の上での空間的な距離に似ており、知覚システムによって直接比較される可能性が高い。したがって、Eisler が提案するような、間接的な比較の仕組みは、必要とされない可能性が高い。一方、記憶システムが重要な役割を演ずるような、長い時間パターンに関しては、何らかの形で、時間間隔の間接的な比較がなされる可能性が高い。

次に、ここで得られた心理尺度が、刺激範囲の効果などの、副次的な要因を反映していることがないかどうか、検討する必要がある。知覚の構え、記憶内容の変容、応答バイアスなどの影響により、時間長の評定値が、より中庸に近い値に近づく可能性があるからである（例えば、Hollingworth, 1913; Poulton, 1979）。例えば、主観的な時間長が記憶システムに保持されているあいだに、極端に長い値や、極端に短い値から、中庸の方向にずれる傾向があるとすれば、物理的な時間長と主観的な時間長とが仮に正比例しても、本研究で得られたような結果

が、見かけ上得られる可能性がある。別の可能性として、被験者の全ての応答が「1:1」に近づく方向にずれるとするならば、やはり似たような結果の得られることがありうる（ただしこの場合には、物理量と主観量とのくい違いが、短い刺激パターンにおいて、より著しく生ずると言う事実が説明できなくなってしまう。）。

主観量を直接測定することはできないので、この種の疑問は、精神物理学的研究に常につきまとうものである。量推定（音の大きさや時間長などがどの程度の量に感ぜられるかを被験者が正の数で評定する実験手法）の実験においてさえ、被験者が評定に用いる「数」が、「主観量の相対値」を近似すると言う前提が必要であり、この前提自体は、我々の日常的な直観を主たる根拠としているにすぎない。＜思考経済＞を科学的考察の基本として受け入れるならば、一つの心理尺度を採用する最も重要な判定基準は、それが様々な事実を統合的に、かつ効率的に説明しうるかどうかと言う点に存する。主観量を確立するには、異なった実験、あるいは異なった実験条件におけるデータを関連づけることが重要である。

ここでくつけくわえ仮説＞の心理尺度を採用するのは、以下の理由による。

- (i) 被験者の応答に、視覚的な線分尺度を用いた場合と、数を用いた場合とで、よく似た結果が、安定して得られる。さらに、Sternbergら（1982）は、被験者の応答に2件法を用いた知覚実験において、基本的に似た結果を得ている。これらの異なった状況における結果を、統合的に理解するには、一つの心理尺度を基本とすることが最も経済的であるように思われる。一方、このような結果を、応答バイアスによって統合的に理解することは極端に難しい。
- (ii) 実験6の、隣接呈示条件と分離呈示条件とにおいて、よく似た結果が得られ、同じ心理尺度を当てはめることが可能である。また、分割時間の過大評価をも、同じ心理尺度によって説明することができる（中島, 1979）。これらの条件において、知覚の構え、あるいは記憶システムの働きかたは全く異なっているはずであるから、知覚の構えによる知覚内容の偏り、あるいは記憶システムにおける記憶内容の変容によって結果を統合的に説明することは難しい。
- (iii) 物理的な時間長の範囲が変化しても、同様の心理尺度を当てはめることができる。例えば、実験3においては50～500 msの空虚時間が用いられているのに対して、実験5においては100～1200 msの空虚時間が用いられている。
- (iv) Zwicker（1969/1970）がデータを示さずに記述した補充実験では、空虚時間の長さについての比率産出が被験者に求められ、産出された物理的な比率は、設定された主観的な比率よりも極端であった。このことは、定性的に、本研究において得られた心理尺度から予測される結果と一致している。（この点に関しては追試を行い、定性的に同様の結果を得たが、測定値のばらつきが相当大きくなり、定量的な考察に耐えるデータを得ることは難しいことが判った。Zwickerが補充実験のデータを公表していないのは、この理由による可能性もある。）

本研究では、空虚時間を用いたが、定常的な充実時間の長さに関しても、物理量と主観量との関係が、本研究で得られたような直線関係（1次関数）によって示されるかどうか注目される。Allan（1983）は、20～8100 msの定常的な充実時間（1000 Hzの音によって呈示された。波形は不明である。）の長さに関して

量推定の実験を行い、結果が、1よりも小さいべき数を持つべき関数によって近似されることを示した。ところが、直観に反するかもしれないが、同じデータに対して（両真数軸上の）1次関数もかなり良い近似を与えうることが判った。Allan は中でも著しい例を挙げている。すなわち、上記の範囲の時間長に関するある被験者のデータを、両対数軸上に表したところ、直線（両真数軸上のべき関数に相当する）がよく当てはまり、べき数を表す傾きが（比例関係を示す1よりもかなり小さい）0.65 となった。ところが、両真数軸上の直線（1次関数）に相当する関数は、もっと良い当てはまりを示した。図15にも示したように、範囲を限定すれば、べき数が1よりも小さいべき関数と、傾きが正で縦軸切片が正である1次関数とが、大変よく似ている場合がある。従って、べき関数を当てはめたときのべき数が0.8程度、あるいはさらに小さい値であっても、1次関数を当てはめることが可能でありうる（これは特記することではないが、知覚心理学の分野では見落とされることが多い。生のデータをよく観察せずに、いきなり対数変換することから、このような問題が生ずるように思われる。）。

Allan は相対判断の手続きを用いなかったので、その結果を本研究の結果と直接比較することは難しい。しかし、Michon (1967) が、定常的な充実時間（2000 Hz の方形波短音によって呈示された。）を用いて、標準時間（判断の基準として呈示される時間長）、標準点（主観的な時間長を表すものとして、標準時間に予め割り当てられる数）に基づいた量推定の実験を行っているので、そのデータを本研究のデータと比較することができる。Michon の実験は広く引用されているが、原著者自身の考察に従って、べき関数の法則と関連づけて検討される場合が殆どである。べき関数を機械的に当てはめることに対して注意を喚起した Allan (1983) も Michon のデータに関しては、べき関数の法則と関連づけて論じているのみである。ここでは、別の視点からの解釈を試みる。Michon 自身の見解は、実験で用いた 100~2000 ms の範囲を、2つの部分に分けて考えると、それぞれの部分の実験データが、べき数の異なるべき関数によって近似されると言うものである。すなわち、550 ms 以下の範囲についてはべき数が0.6となり、550 ms 以上の範囲についてはべき数が1.1となる。この記述を読むと、両真数軸上の直線をデータに当てはめることは不可能であるように思われるかもしれないが、実はそうではない。近似に用いられた2つのべき関数を両真数軸上に描いてみると、グラフ全体を大まかに近似するには1つの1次関数で充分であることが判る（図19）。この近似は、2本のべき関数による近似よりもはるかに単純であるから、量推定法によって得られるばらつきの大きいデータを近似するには、むしろ適切ではないかと思われる。そもそも、量推定のデータに両対数軸座標上の直線、すなわちべき関数を当てはめることは、かなり大雑把な近似として行われることが多いのであるから、複雑な当てはめを行う場合には、真数軸、対数軸のいずれを用いるかを改めて検討することが必要である。Michon が量推定値を対数変換しているのは、単に慣習に従っている可能性が高い。

ここで、両真数軸座標上の直線（1次関数）を当てはめる場合、縦軸（評定値）の切片は正の値になる。グラフから見当をつけると、充実時間の長さの量推定値は、近似的に、物理的な長さに約 40 ms を加えたものに比例している。すなわち、式(1)における<つけくわえ定数>  $\alpha$  の値を小さめ取るならば、<つけくわえ仮説>の形が得られる。このように、充実時間の知覚にまで、本研究の考えかたを拡張することができる。

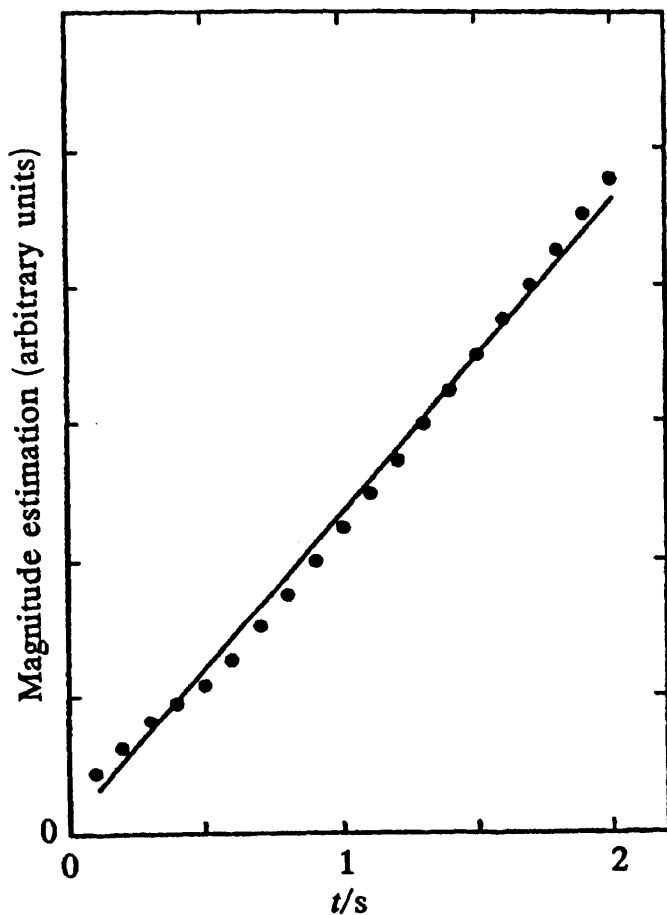


図 19 充実時間に関する Michon (1967) の量推定実験の結果を、模式的に両真数軸を用いて表示する。Michon の近似式に従い、100~500 ms の範囲にはべき数 0.6 のべき関数を示し、600~2000 ms の範囲にはべき数 1.1 のべき関数を示す。グラフ中の直線は、評定値が物理的な時間長に 40 ms を加えたものに比例するような関係を示す。

<つけくわえ定数>  $\alpha$  の値を精密に定めることは難しい。式 (9)~(15) から求めた  $\alpha$  と  $\sigma(D)$  との関係を、図 20 に示す。常に  $\sigma(D)$  の値を最小とするような  $\alpha$  の値がもしあれば、それが最適値であるが、実際には実験の間にかんがりのばらつきがあり、実験 1~6 で用いた「全範囲」の時間長を含めて考えると、 $\alpha$  の最適値は 59~131 ms となり、600 ms 以下の「限定範囲」について考えると、53~108 ms となる。しかし、ばらつきがあるとはいえ、実験 1 の「全範囲」の場合を除くと、最適値は  $80 \pm 30$  ms の範囲に収まっている。 $\sigma(D)$  の値は、最適値の周辺ではあまり急速に変化しないので、 $\alpha$  の値を最適値から 20~30 ms 程度、あるいはそれ以上ずらせても、1 次関数 (式 (27)) の当てはまりが実質的に損なわれることはなく、仮説上の値である 80 ms は、全ての実験に対して有効な近似を与えている。したがって、仮説の妥当性が確認されたと考えてよい。

主観的な時間長は、音楽家をも含めた多くの人々が信じているように物理的な時間長に比例するとは言えず、ここで取り上げたような条件においては、近似的に、物理的な時間長に 50~100 ms 程度の定数を加えたものに比例する。加える定数を多少変化させても、心理尺度の実験データへの当てはまりの良さには、さほど影響しない。

様々な種類の比率判断の実験を行った結果、大まかな近似としての〈くつけくわえ仮説〉の妥当性を確認することができた。特に、リズム知覚に関連の深い 600 ms 以下の時間長に関して、心理尺度はかなり安定しているため、今後の研究の基礎となりうるような結果が得られたと考えてよいであろう。実験 4~5 においては、大量のデータを得ることにより、この種の判断の安定性をも確かめることができた。ただし、被験者によるくい違い、実験手続きによるくい違いに関しては、より精密な議論を行う際には注意が必要であろう。

Povel (1981) は、実験 1~6 で用いたものと似た面のある刺激パターンを使用して、リズム知覚に関する実験を行い、規則的な拍（等時価の単位）の検出、および時間長のカテゴリー分けが、重要な役割を果たすことを指摘している。結果として、被験者の応答が、単純な比率に集中する傾向が生ずると考えられる。例えば、2 種類の空虚時間が交替で反復呈示された後でこれを模倣する課題において、呈示される空虚時間の長さが、429 ms および 571 ms である条件、あるいは 444 ms および 556 ms である条件における結果が注目される。模倣により産出された物理的な比率は、1:1 に近くなる場合と、1:2 に近くなる場合とがあった。

（〈くつけくわえ仮説〉によれば、この場合にも、物理的な比率と主観的な比率とがくい違はずであるが、時間間隔の物理的な長さが 80 ms よりもかなり長い場合、この違いはあまり大きくなる。今回の例はこれに当たる。）

このような現象は、単純な心理尺度によって説明される性質のものではない。リズム知覚における知覚内容に、階層的な構造を導入するような考えかたが、必要ではないかと思われる。Povel (1981)、Longuet-Higgins と Lee (1984)、Essens (1986)、Deutsch (1986) が指摘するように、リズムをできる限り単純な拍節構造（時間上の反復を基本とした階層的な枠組み、あるいは、そのような枠組みで捉えられた知覚内容）として解釈する傾向が、我々の知覚システムにあるとすれば、知覚内容として単純な整数比が生じやすいことは当然の帰結である。より上位の知覚システムに結びつきうるような、大局的な研究が、今後は求められる (Essens & Povel, 1985; Povel & Essens, 1985; Handel, 1989; Essens, 1995; 末富, 中島, 1998)。その場合にも、本研究において示すような精神物理学の考察が、定量的な研究の基礎となる可能性が高い。

いま述べたことと関連して、判断の対象となる時間長の物理的な比率が 1:2 ないし 2:1 であるとき、結果の解釈に問題が生ずる。このような条件における被験者の応答は、きっちりと「1:2」あるいは「2:1」であることが多く、物理量と主観量とのあいだにくい違いがあるとすくつけくわえ仮説〉を必ずしも支持しない結果となっている。しかし、「1:2」、「2:1」のような応答は、物理的な比率がそのようになっていない場合にも生じやすいようであり、例えば 100 ms と 400 ms との時間間隔が隣接している場合には、物理的な比率が 1:4 であるにもかかわらず、応答の平均値が「1:2」に近い値となっている。中島 (1979)、Povel (1981) が示唆したように、時間長の比率が、単純な整数比に近づけて知覚されやすい傾向があるとすれば、物理量と主観量との大局的なくい違いがあったとしても、物理的な比率が 1:2 あるいは 2:1 であるときには、「1:2」、「2:1」のよ

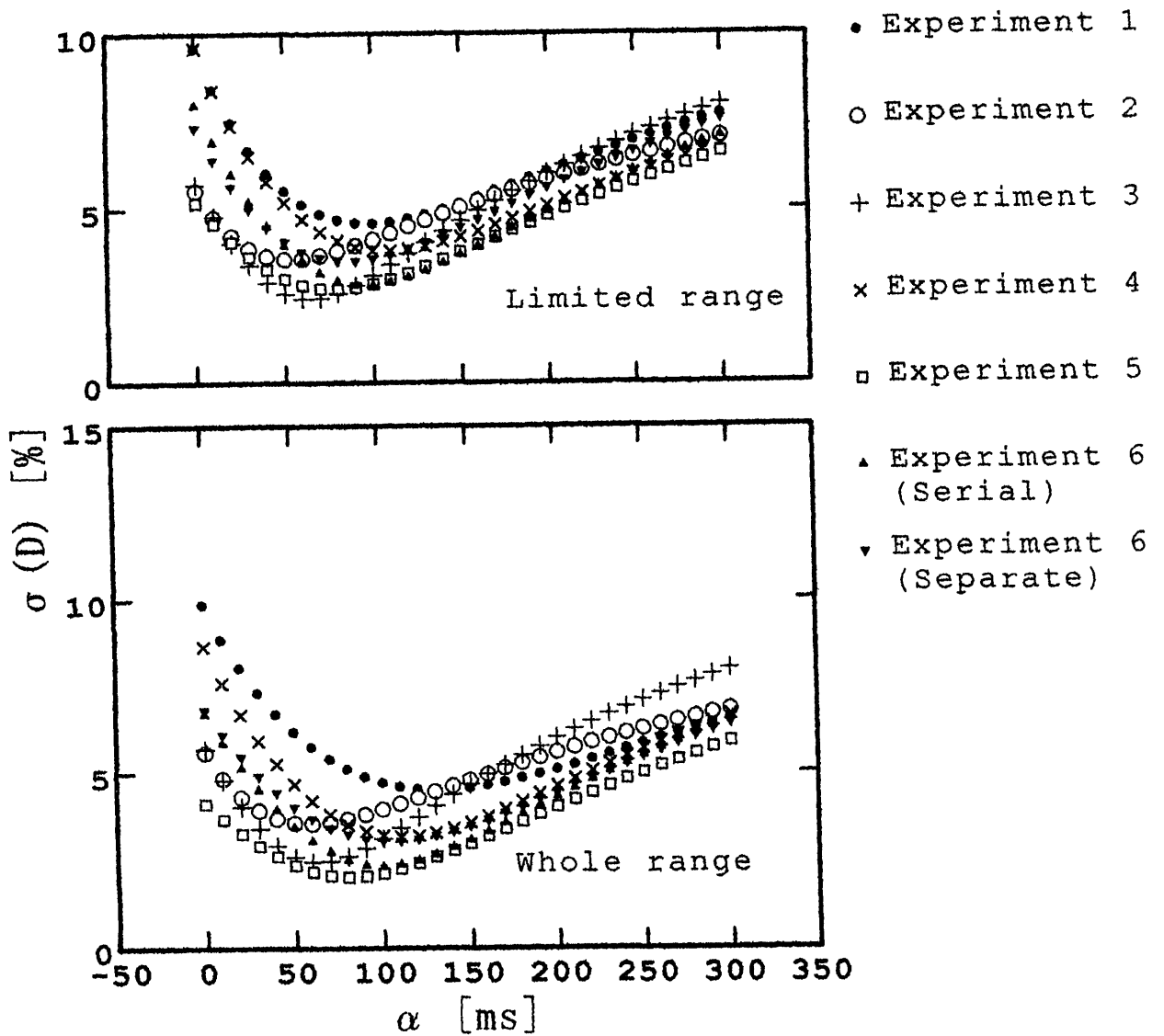


図 20 1 次関数の心理尺度によって比率判断のデータを近似する際に生ずるずれ。 $\sigma(D)$  は、空虚時間の心理尺度を  $\tau(t) \propto t + \alpha$  [ms] という形で表す際の、 $\alpha$  の関数としての近似のずれを表す (式 (15))。  $\alpha$  は、〈つけくわえ仮説〉に用いられる定数であるが、ここでは可変のパラメーターとして取り扱われる。実験 1 ~ 6 の結果をまとめて示す。



うな応答が生じやすいであろう。この際、〈つけくわえ仮説〉に単純に従えば、例えば「1:1.9」あるいは「2:1.2」のように、より 1:1 に近い応答が予測されるはずであるが、実際には、より単純な整数比に引き寄せた知覚内容が生ずると考えればよい。心理尺度が時間長の知覚を大まかに記述しているのに対して、個々の時間長の組合せによる局所的なずれが生じていたと言うことになる。

このような問題は、心理尺度の構成を目的とする研究において、一般に避けがたいことではあるが、将来の研究においては、物理的な比率をわざと 1:2 あるいは 2:1 からずらすような工夫により、詳しい検討を行うことが望まれる。また、被験者に比率の評定ではなく産出を求めることも有効であろう。この場合には、産出によって生じた物理的な比率が、設定された主観的な比率よりも極端な（1:1 から遠ざかるような）比率になるはずであり、1:2、2:1 のように単純な比率が設定されても、産出される物理的な比率が単純な比率になるとは限らない。次章の実験 8 においては、このような手続きを実際に用いた例を示す。

被験者が自由に（自発的に）リズムを産出する場合や、呈示されたリズムを模倣（再生）する場合には、応答として生ずる時間パターンが、1:2 あるいは 2:1 という比率を基本とするパターンになりやすいことが指摘されている（Fraisse, 1982; Essens & Povel, 1985）。ただし、このような研究のいずれにおいても、物理的な時間長と、主観的な時間長とが正比例していることが暗黙の前提となっているので、今後、本研究において示すような精神物理学的な視点を導入することが有意義ではないかと思われる。ただし、今回示すような心理尺度が、異なった文脈にそのまま当てはまる保証はないので、該当する文脈において、改めて比率判断実験などを行うことが必要である。

リズムの階層的知覚に関する研究と、時間長知覚に関する精神物理学的研究とは、別々に行われているのが現状であり、この二つの流れを統合することが強く望まれる。

2 つないし 3 つの時間間隔が隣接するとき、その時間順序が、時間長あるいは時間長の比率の知覚にどのような影響を与えているのかについては、本研究の直接の目的からは外れるが、留意しておく必要がある。実験 1～6 を通して、同じ物理的な時間長が用いられても、刺激パターンの始まりに近い時間長ほど、長めに判断される傾向が認められる。例えば、図 13 において、主観的な分割比を示す点が〈つけくわえ仮説〉の当てはめを示す 45 度線よりも少し上側にずれる傾向が見られるが、これは、隣接する 2 つの時間間隔のうち、先行する方が長めに知覚されやすい傾向を示している。このような、正の時間順位効果（先に呈示されたものが、後で呈示されたものに比べて、大きめ、長めであるように、歪んだ判断がなされる傾向）は、物理的に異なる時間長の比率が判断される場合にのみ生じ、短い時間長に関してより顕著であった。十分な量のデータが得られた、実験 4、実験 5、および実験 6 の隣接呈示条件におけるデータを詳しく見てゆくと、2 つの空虚時間の時間長がいずれも 600 ms 以下である場合に正の時間順位効果が明瞭に生じており、600 ms を超える時間長が含まれると、時間順位の効果はさほど大きくない。（本章において再分析の対象となった Sternberg ら（1982）の実験 9 においては、時間順位効果を確認しうる形で実験計画が組まれていなかったが、どの刺激パターンも 600 ms を超える時間長を含んでいたため、時間順位の影響は小さかったと推測される。今回の再分析にとっては好都合であった。）一方、実験 6 の分離呈示条件においては、基本的に隣接呈示条件と似た傾向が得られているが、データを細かく分析してゆくと、異なる点も見出される。分離呈

示条件に関しては、時間順位効果を確認するために十分な量のデータが得られていないので、今後、短い時間長の知覚における時間順位効果の問題を論ずる際には、2つの時間長を隔てる時間間隔を変化させることをも含めて、データを大幅に追加する必要があるだろう。なお、隣接する時間長に対する時間順位効果に関しては、Eisler (1975) の〈並行時計モデル〉が話題にされることが多いが、このモデルが本論文で取りあげたような実験結果を記述するために不適切であることは既に述べた。

### 3. 6 まとめ

実験4～6において、空虚時間の長さの比率を数によって評定することを、被験者に求めた。安定したデータを大量に得ることができたので、〈つけくわえ仮説〉の妥当性に関して、様々な面から定量的に検討を加えることができた。仮説は、効率のよい近似として概ね妥当であることが判った。また、Sternbergら (1982) が、類似した刺激パターンに対して恒常法ないし上下法を用いて行った実験に関しても、仮説の考えかたの有効であることが示された。

時間長の比率判断に関しては、次のような課題が残されている：

- (i)  $\alpha$  の最適値を、いっそう精密に求め、あるいは、精度の限界を明らかにし、個人差についても検討すること、
- (ii) 隣接呈示条件と分離呈示条件とにおける実験結果のくい違いについて、さらに検討すること、
- (iii) 時間順位効果に関して、幅広い見地から検討を加えること、
- (iv) 同様のパラダイムに即して、充実時間の知覚に関しても研究を進めること、
- (v) 音楽のリズムのような、より複雑なパターンに関して、本研究の考えかたがどの程度まで有効であるのかを検討すること。