

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 2 章 線分尺度を用いた時間長の比率判断

2. 1 目的

前章で述べたように、本研究の目的は、空虚時間の心理尺度に関して、主観的な時間長が、物理的な時間長に約 80 ms の定数を加えたものに比例するとの仮説を検証し、さまざまな実験状況を導入することによってその適用範囲を確認することであった。このような精神物理学的な仮説が成立する可能性を探るには、まず、空虚時間どうしの比率がどのように知覚されるのかを示すデータを、系統的に集める必要がある。ここでは、線分尺度を用いてそのような実験を行った。実験 1～3 の各試行においては、2 つあるいは 3 つの隣接する空虚時間を、3 つあるいは 4 つの短音によって、被験者に示した。被験者は、これらの空虚時間の主観的な長さの比率を判断した（すなわち、「主観的比率」の判断がなされた）。この種の、時間間隔が隣りあうような刺激パターンは、リズム知覚の実験によく用いられる (Schulze, 1978; Povel, 1981; Fraisse, 1982; Halpern & Darwin, 1982; Sternberg, et al., 1982; Hibi, 1983)。ところが、そのような研究において、空虚時間の物理的な長さとの関係については、十分に検討されていない。一方、相対判断のデータから、時間長の心理尺度を構成する試みは数多くなされているが (Eisler, 1976; Fraisse, 1978; Allan, 1979)、殆どの場合、比較される 2 つの時間長が、間にもう一つの時間間隔を置いて呈示されている。このような手続きは、他の精神物理学的な手続きに似ているので、精神物理学の伝統的な観点から考察を加えるには望ましい面がある。しかし、比較される 2 つの時間長の間には長い間隔がある場合、被験者が、最初の時間長に対して、後の時間長と比較するためのリハーサル（行動上の、あるいは内的なくり返し）を行うと言う問題が生ずる。このような状況は、日常において、時間、リズムを知覚する状況からかけ離れている。我々が言語音声あるいは音楽を聴くとき、ほとんどの場合、リハーサルに頼らず、隣接する時間間隔を知覚し、直接比較している。Fraisse (1982) は、隣接する時間間隔の長短関係が、リズムを知覚する際の本質的な手がかりであると論じた。日常生活においてごく普通に見られる時間知覚ないしリズム知覚を理解するための手段としては、隣接する時間長についての相対判断を求めることが重要ではないかと思われる。

一方、体系的な研究を始めるにあたっては、実験事態を単純化することも必要であり、始めから充実時間、言語音声、音楽などを用いると、実験結果の解釈が複雑になりすぎる恐れがある。研究の第一段階で用いる、単純な刺激パターンとしては、隣接する空虚時間からなるパターンが考えられる。このような刺激パターンは、中島 (1979) が比率判断の実験に用いたが、その場合、空虚時間の物理的な長さが、心理尺度を構成するという目的に即して選ばれていない点に問題を残していた。また、全ての刺激パターンが 2 つの空虚時間のみから構成されているために、日常におけるリズム知覚について考察するには、やや単純に過ぎる面があった。実験 1～3 は、これらの問題点を考慮したうえで計画された。この 3 つの実験では、短音によって区切られた 2 つないし 3 つの空虚部分からなる、分割時間が、用いられた。被験者は、線分尺度上に短音を表す 3 つないし 4 つの印を鉛筆でつけることによって、これらの空虚部分の主観的な長さの比率を評定した。

2. 2 一般的な方法

まず、実験1～3に共通して用いられた手続きについて述べる。

被験者

正常な聴力を持つ、男性9名および女性1名が参加した。その年齢は、18～26歳であった。全ての被験者が、まず実験1に参加し、次に、そのうちの6名が実験2に参加し、5名が実験3に参加した。この中で、実験2および実験3の両方に、別々の日に参加した被験者が1名いる。

教示

被験者に与えられる課題は、分割時間を形作る2つあるいは3つの空虚部分の主観的な長さを、相対的に評定するために、評定用紙に印刷された線分尺度の上に、区切音に見立てた印を鉛筆で付けることであった(図4)。以下の教示を、デモンストレーションおよび練習試行とともに与えた：

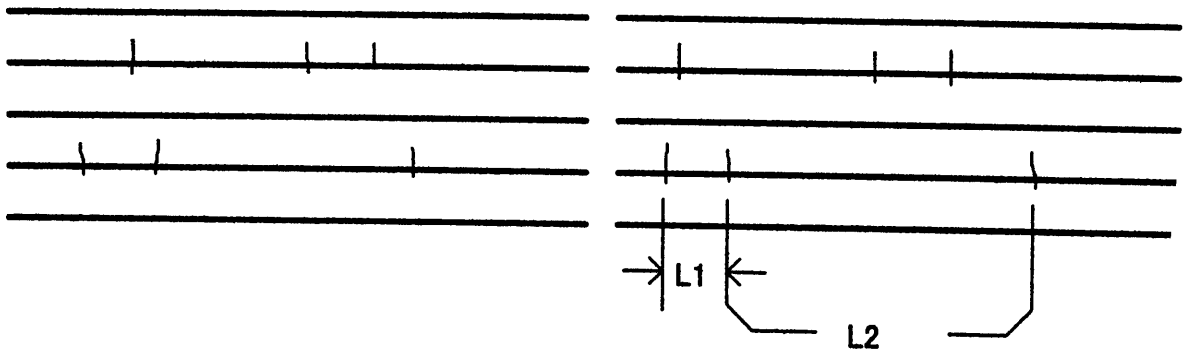


図4 実験1～3において用いた評定用紙の模式図。左右に並ぶ2つの線分尺度を1対とし、評定用紙には31対の線分尺度が印刷されているが、この図では、そのうちの5対のみを示す。被験者は、試行ごとに一つおきの間隔で、尺度対を用いる。左を過去方向に、右を未来方向に見立てる。被験者は、各試行で、該当する尺度対の左側の尺度にまず区切音に見立てた3～4個の印を記入し、続いて右側の尺度に記入する。分析には、右側の尺度における結果のみを用いる。この図では、3つの区切音が、隣接する2つの空虚時間を示すような条件を想定している。右下の例(上から4番めの尺度対のうち、右側の尺度)では、2つの空虚時間の相対的な時間長が、順に、尺度上の距離L1、L2として評定されている。

- (1) これは、時間をどのように知覚するかについての実験です。
- (2) ヘッドホンの右側から、様々な時間パターンを聴くことができます。
- (3) 低めの音による警告音が、時間パターンに先立って呈示されます。警告音が聴こえた後は、注意を集中してください。
- (4) 時間パターンは、3つ／4つの短い音によって示されます。これは、2つ／3つの空虚な時間間隔を並べたものです。（左／右は、実験1／実験2，3に対応する。）
- (5) この2つ／3つの空虚部分の相対的な時間の長さを評定してください。
- (6) 手元の用紙の線分尺度に、3つ／4つの音を表す3つ／4つの印をつけてください。これらの印の間の距離の割合が、音の間（始まりから始まりまで）の時間の長さの割合と等しく感ぜられるようにしてください（図4参照）。
- (7) 時間の方向は、左から右へと表します。
- (8) 用紙の左側の線分尺度1つに対して、右側の線分尺度1つが、対になっています。30対の線分尺度が、1枚の用紙に印刷されています（実際には、31対が印刷されていたが、用紙の上端の1対は用いなかった。）
- (9) 各試行において、警告音および時間パターンは、あなた（被験者）が望む回数だけくり返されます。
- (10) まず、時間パターンを聴いて、左側の線分尺度に（鉛筆で）印をつけてください。その後、再び同じ時間パターンを聴き、対になった右側の線分尺度に印をつけてください。
- (11) 左側および右側の線分尺度における記入内容が、同じである必要はありません。
- (12) リズムに合わせて数えたり、動いたりしないでください。感じたままを、用紙に記入してください。
- (13) 記入内容を訂正したいときには、消しゴムを使うか、各線分尺度の下の予備の線分尺度を使ってください。
- (14) 記入を終えて、次の時間パターンに進むときには、インターホンを通して伝えてください。

視覚的線分尺度

各線分尺度は、88 mmの水平の線分である（図4）。対をなす2つの線分の間には、5 mmの空隙を設けた。左側の線分における判断は、新しい刺激パターンに慣れるためのものであり、実験データとしては処理しなかった。ただし、被験者にはこのことを告げていない。このようなダミーの判断を挿入することにより、直前の刺激パターンが、現在の判断に及ぼす影響の減ずることが期待される。実際には、両方の線分尺度における被験者の記入内容は、大変よく似ていた。中島（1979）の場合と同じように、2度目の（右側の尺度における）記入内容のみを、分析に用いた。31対の線分尺度が、8.4 mmの間隔を置いて、用紙の上端から下端にかけて印刷された。そのうちの上端の対は、実験には用いられない。残りの対のうち半分の15対が通常の記事のために用いられ、他の15対は、被験者が判断を訂正する場合に備えるためのものである。1枚の用紙には、15試行分の判断が記録されることになる。被験者は、約0.4 mの距離から用紙を見た。

視覚における線分の物理的な長さの主観的な長さとの関係が、正比例の関係に極めて近いことは、広く認められている（Comrey, 1950; Stevens & Guirao,

1963; Teghtsoonian & Teghtsoonian, 1970; Bogartz, 1979; Fagot, 1982; Verrillo, 1983)。また中島 (1979) は、ここに報告する実験 1 の条件に似た条件において、線分尺度を使用することの妥当性を検討するために、線分尺度の方向や、物理的な長さを変化させたが、このことは、比率判断に影響を及ぼさなかった。大まかな傾向を見る上では、評定尺度上の印から印までの物理的な長さを、主観的な時間長を相対的に示す評定値であると考えて、差し支えないと思われる。

刺激および装置

時間間隔を示す区切音、および警告音は、デジタル・シーケンサー (Roland MC 4) に制御されたアナログ・ミュージック・シンセサイザー・システム (Roland System 100) によって生成した。これらの音は、雑音を減らすために 500 Hz の高域通過型フィルター (NF FV 603T) を通した後、オーディオ用の増幅器 (Yamaha CA XII) から、ヘッドホン (TDH 49) の右側を通して、防音室 (Rion AT 4C) の中にいる被験者の右耳に呈示した。警告音は、2000 Hz の三角波短音であり、4 ms (実験 3 においては 5 ms) の長さを持つ。その音圧レベルは、人工耳 (Brüel & Kjær 4152) を用いて測定したところ、約 97 dB SPL (定常音のレベル) であった。時間間隔の区切音は、4000 Hz の三角波短音であり、3 ms (実験 3 においては 3.5 ms) の長さを持つ。その音圧レベルは、約 96 dB SPL (定常音のレベル) であった。これらの短音は、全て約 2 ms の立ち上がり時間、および約 1 ms の立ち下がり時間を持つ。(短音の音圧レベルが非常に高い数値になっているが、すべての短音は、立ち上がりと立ち下がり時間が持続時間の大半または全部を占める、極めて短い音であるので、被験者に苦痛や不快感を与えることはなかった。) デジタル方式とアナログ方式とが混在するシステムによって刺激パターンを制御したことから、音の波形に若干の不規則性が生じたが、聴感上の変動はなく、いずれの場合にも、十分に短い、快適聴取レベルのクリック音が得られた。警告音と時間間隔の区切音とは、明瞭に区別された。刺激パターンは、警告音の 2.5 s 後に始まり、次の警告音は、第 1 区切音の 5.0 s 後に始まる。この様子を、図 5 に示す。被験者が試行を終えるまで、刺激パターンはくり返された。なお、本研究全体を通じて、判断の対象となる空虚時間を区切るのは、厳密に言えば「区切音の始まり」である。

2. 3 実験 1: 隣接する 2 つの空虚時間の比率判断

2. 3. 1 目的

<つけくわえ仮説>の当てはまりぐあいを、最も単純な状況で確かめるために、2 つの 800 ms 以下の空虚時間が隣接するような刺激パターンを用いて、被験者に比率判断を求めた。

2. 3. 2 方法

継時的に示される 3 つの短音が、隣接する 2 つの空虚部分を区切るような、分割時間を、刺激パターンとして用いた。50, 100, 200, 400, 800 ms 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、あらゆる並べかたによって第 1、

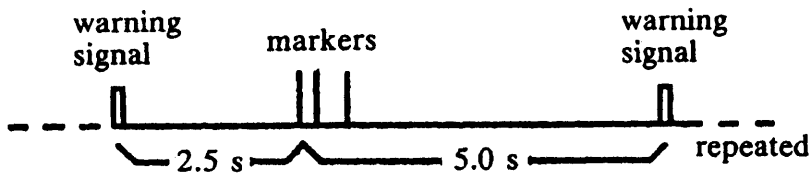


図5 実験1、実験2および実験3の時間チャート。水平軸が時間を表し、右方向が未来方向に対応する。被験者は、線分尺度の上で、区切音に対応する点に印をつけることにより、短音によって区切られた時間間隔の主観的な長さを、相対的に評定する。

第2の時間長を選び出し、分割時間を構成した。2.5節において詳しく説明するが、このような手続きを取るにより、実験結果から、時間長の心理尺度を構成することが容易になる。それぞれの刺激パターンにおける、2つの空虚部分の物理的な長さ、および最初の部分の物理的な比率を、表1に示す。1つの測定ブロックは、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って形成された。それぞれの被験者について、17試行の訓練の後、2ブロックの測定を行った。

2.3.3 結果と考察

平均的な値を見るならば、分割時間の全体の長さは、線分尺度における約40mmの距離に対応していた。ここで、用紙の線分尺度に記入された印（ほとんどの場合、短い縦線が用いられた）の間の物理的な距離を、0.5mmの精度で測定した（2人の測定者に独立の測定を依頼した。後でその結果を照合し、必要に応じて測定をやり直した。）。第1の記入点から、第2の記入点までの長さ L_1 を、「分割時間の第1の空虚部分の相対的な長さ」の評定値であると考え、また、第2の記入点から、第3の記入点までの長さ L_2 を、「第2の空虚部分の相対的な長さ」の評定値であると考えることにより、この分割時間の分割比の評定値 Rs_1 を、次のように計算した（図4参照）：

$$Rs_1 = L_1 / (L_1 + L_2) \quad (5)$$

この計算において、分割時間の全体の主観的な長さは、2つの空虚部分の主観的な長さの和に等しいと仮定している。全体の長さ自体が考察の対象となる場合には、この仮定をさらに吟味する必要があるが、今の場合、この仮定は、心理尺度を求めるための計算上の便宜である。この実験のデータを要約するためには、 L_1 と L_2 との比率を単一の指標で表すことが必要である。その際の選択肢としては、

L_1/L_2 、 $\log(L_1/L_2)$ 、 $L_1/(L_1+L_2)$ の3つが考えられ、それ以外に、単純な形で表されるような指標を考えることは難しい。ところが、第1の選択肢 L_1/L_2 を取る場合、 L_2 がごく小さいときに、指標の値が L_2 のわずかな変化によって大きく変化してしまう。 L_1 および L_2 のうち的一方における変化が、他方における変化よりも格段に重要であるとは考えにくいので、この選択肢は不適切である。第2の選択肢 $\log(L_1/L_2)$ は、伝統的な精神物理学におけるデータ処理法になじみやすいが、この指標を用いる場合にも、 L_1 、 L_2 が極端な比率を示すようなときに、そのうちの小さいほうの値に、(被験者が記入する際に偶然生ずるような) 小さな変化が生ずるだけで、指標の値が大きく変化してしまうと言う難点が生ずる。理論値と測定値との差を比較することによって、定量的な議論を進めるには、第3の選択肢 $L_1/(L_1+L_2)$ が適切であるように思われる(もちろん、 $L_1/(L_1+L_2)$ の代わりに $L_2/(L_1+L_2)$ を指標とすることは可能である)。つまり、この実験のデータを要約するに当たっては、式(5)に示した R_{s1} が適切な指標である。

表1 実験1の条件および結果。第2列、第3列に、2つの空虚部分 t_1 および t_2 の物理的な長さを示す。物理的な分割比 $R_0 = t_1/(t_1+t_2)$ を第4列に示す。第5列の評定上の比率 R_{s1} は、10名の被験者から得られた20の測定値の算術平均値であり、括弧内に標準偏差(SD)を示す。右端の列には、<つけくわえ仮説>から予測される主観的な分割比 R_{sh} を示す(ただし、 $\alpha = 80$ ms とする)。

Pattern	t_1 /ms	t_2 /ms	R_0	R_{s1} (SD)	$R_{sh} (\alpha = 80 \text{ ms})$
1	50	50	0.50	0.50 (0.03)	0.50
2	50	100	0.33	0.49 (0.04)	0.42
3	50	200	0.20	0.36 (0.08)	0.32
4	50	400	0.11	0.27 (0.08)	0.21
5	50	800	0.06	0.18 (0.07)	0.13
6	100	50	0.67	0.47 (0.11)	0.58
7	100	100	0.50	0.51 (0.03)	0.50
8	100	200	0.33	0.40 (0.09)	0.39
9	100	400	0.20	0.30 (0.07)	0.27
10	100	800	0.11	0.27 (0.08)	0.17
11	200	50	0.80	0.74 (0.05)	0.68
12	200	100	0.67	0.68 (0.07)	0.61
13	200	200	0.50	0.51 (0.02)	0.50
14	200	400	0.33	0.37 (0.07)	0.37
15	200	800	0.20	0.29 (0.07)	0.24
16	400	50	0.89	0.79 (0.05)	0.79
17	400	100	0.80	0.74 (0.08)	0.73
18	400	200	0.67	0.68 (0.05)	0.63
19	400	400	0.50	0.51 (0.02)	0.50
20	400	800	0.33	0.35 (0.04)	0.35
21	800	50	0.94	0.81 (0.07)	0.87
22	800	100	0.89	0.75 (0.06)	0.83
23	800	200	0.80	0.69 (0.05)	0.76
24	800	400	0.67	0.67 (0.04)	0.65
25	800	800	0.50	0.51 (0.02)	0.50

この指標によって表された評定結果を表1に示す。分割時間の各部分（である空虚時間）の主観的な長さがその物理的な長さに比例するのであれば、物理的な分割比と評定上の分割比とが、等しくなるはずである。ところがほとんどの場合に、物理的な分割比よりも、評定上の分割比のほうが $1/2$ に近づいている（すなわち、評定上の比率が $1:1$ に近づいている）。全体の物理的な長さが短いときに、この傾向が一層強くなる。このような傾向は、物理的な時間長の増加率に比べて、対応する主観的な時間長の増加率が小さく、その傾向が、短い時間長においてより顕著であることを示しており、〈つけくわえ仮説〉の予測するところである。この点に関しては、後に定量的な分析を行う。

評定分割比の算術平均値と標準偏差（SD）との関係を、図6に示す。物理的な分割比が $1/2$ であるとき、評定分割比の平均値は厳密に $1/2$ に等しくなり、他の条件と比べて標準偏差は極端に小さくなる。中島（1979）の実験2を再分析したところ、同様の傾向が見出された。中島の実験において典型的な被験者が評定した分割比の、平均値と標準偏差との関係を図7に示す。今回の実験においては、刺激パターン2および刺激パターン6に対する評定分割比が、いずれもおよそ $1/2$ であったが、その物理的な分割比は、 $1/3$ および $2/3$ であった点が注目される。物理的な分割比が $1/2$ である条件に比べて、これらの条件での標準偏差は著しく大きくなっている。刺激パターン6の場合、評定上の値は、0.27 から 0.66 まで、広く散らばっている。

本実験の後、このことに関連する現象報告を、1人の被験者から得た：

刺激パターン1 および 7: 「リズムの規則性をはっきりと感ずる。2つの部分の比率は、どのように聴いても $1:1$ である。」

刺激パターン2: 「2つの部分の比率はほぼ $1:1$ であるが、わずかに不規則性を感ずる。」

刺激パターン6: 「はっきりと不規則なリズムを感ずる、しかし、（前後の）どちらの部分がより長いかはよく判らない。」

この現象報告と、上に示した精神物理学的な実験データとから察するに、リズムの規則性を知覚する仕組みと、時間長弁別の仕組みとは異なるものではないかと思われる。Schulze（1978）は、短音によって与えられた拍の不規則性の検知を、被験者に求めるような実験を行った。その結果、リズムの規則性の知覚が、隣接する空虚時間の時間長弁別とは異なることが示された。ここで示した現象報告は、（長短の別を明らかにすると言う意味での）弁別が不可能であっても、（規則的なパターンとは異なることが判るという意味での）不規則性の検出が可能であることを示しており、一方、図6、図7に示されるような精神物理学的なデータは、規則的な刺激パターンの知覚内容が、そうではない刺激パターンの知覚内容と質的に異なることを示唆している。いずれも、Schulze の考察と結びつけられるような結果である。

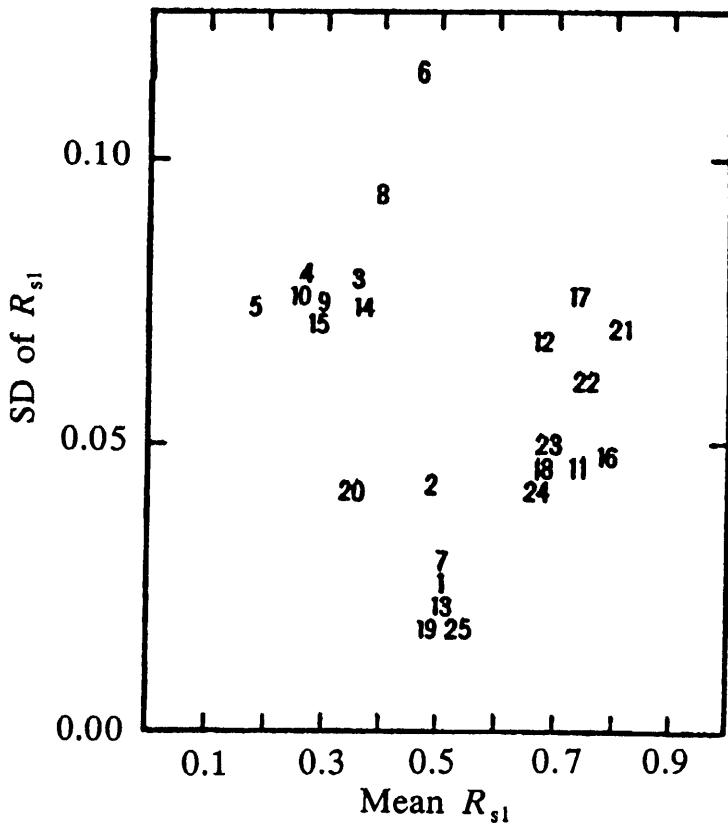


図6 実験1における、評定分割比 R_{s1} の平均値と標準偏差 SD との関係。表1に示した値を用いた。刺激パターンの番号によって、グラフの各点を示す。

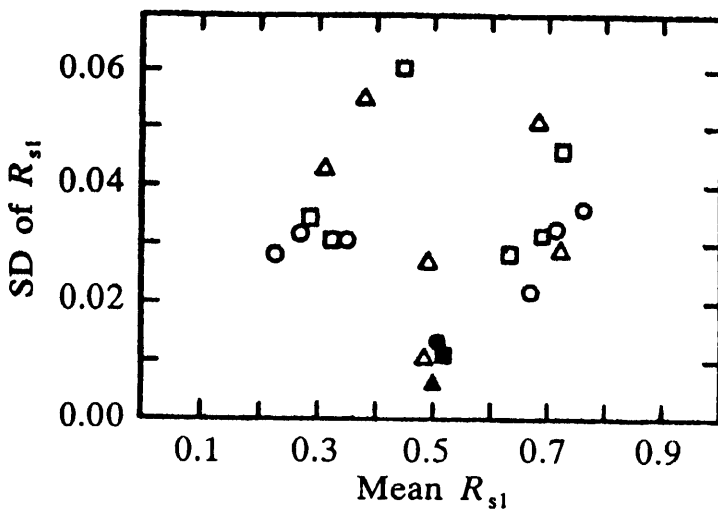


図7 中島 (1979) の実験2における、評定分割比 R_{s1} の平均値と標準偏差 SD との関係。グラフ上の各点は、1人の被験者から得られた12個の測定値に基づく。 \triangle 、 \square 、 \circ は、それぞれ、全体の物理的な長さが120、240、480 msである場合に対応する。 \blacktriangle 、 \blacksquare 、 \bullet は、そのうち、物理的な分割比が1/2である場合を示す。

2. 4 実験 2 : 隣接する 3 つの空虚時間の比率判断

2. 4. 1 目的

日常生活におけるリズム知覚について考察するための手がかりとして、実験 1 の結果の一般性を確認するために、3 つの空虚部分からなる刺激パターンを用いて比率判断の実験を行った。

2. 4. 2 方法

ここで用いられる全ての刺激パターンは、4 つの短音が、3 つの隣接する空虚部分を区切るような、分割時間であり、50, 100, 150, 200, 300, 400, 600, 800 ms の空虚時間を並べて構成された。分割時間の全体の長さとしては、300, 600, 1200 ms の 3 段階を設けた。それぞれの刺激パターンにおける、3 つの空虚部分の、物理的な長さおよび比率を、表 2 に示す。1 つの測定ブロックは、30 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形成された。それぞれの被験者について、15 試行の訓練の後、3 ブロックの測定を行った。

2. 4. 3 結果と考察

平均的な値を見るならば、分割時間の全体の長さは、線分尺度における約 50 mm の距離に対応していた。実験 1 の場合と同じように、第 1、第 2、第 3 の空虚部分の主観的な長さに対する、相対的な評定値 L_1 、 L_2 、 L_3 を、線分尺度上に記入された印の間の物理的な距離を測定することによって得た。この値から、第 1、第 2、第 3 の空虚部分の、比率の評定値 Rs_1 、 Rs_2 、 Rs_3 を計算した：

$$Rs_1 = L_1 / (L_1 + L_2 + L_3) \quad (6)$$

$$Rs_2 = L_2 / (L_1 + L_2 + L_3) \quad (7)$$

$$Rs_3 = L_3 / (L_1 + L_2 + L_3) \quad (8)$$

評定結果を、表 2 に示す。実験 1 の場合と同じように、空虚部分の物理的な比率と評定上の比率との間に、系統的なくい違いが認められた。殆どの場合に、評定上の比率は、対応する物理的な比率に比べて、極端でない方向に (1:1:1 に近づく方向に) ずれている。全体の物理的な長さが短かいときに、この傾向がより強くなる。このような傾向は、<つけくわえ仮説>から予測されるものである。

3 つの空虚部分が物理的に等しい長さを持つ場合、すなわち、パターン 6、パターン 16、パターン 26 において、評定上の比率の標準偏差は、他の場合に比べて小さい値になった。これに似た傾向は、実験 1 にも示されている (図 6 参照)。今回の実験においては、3 つの空虚部分の長さが等しいと感ぜられるときに、リズムの規則性が明瞭に聴き取られる場合があったと、一部の被験者が報告している。この規則性は、Warren (1982) の記述するインフラピッチ *infrapitch* (音の時間波形の周期性を手掛かりとして生ずる知覚内容のうち、音の高さの知覚を生ずる周波数の下限である約 20 Hz よりも低い周波数に対するもの) であるかもしれない。物理的に等しい時間長を持つ空虚部分が、さらに多く隣接する形で与えられるならば、インフラピッチが一層明瞭になる可能性がある。

表2 実験2の条件および結果。物理的な長さの値 t_i は、全体の長さ t の中に含まれる空虚時間の長さを示す。物理的な比率、 R_{oi} は、 t_i/t となる。評定上の比率 R_{si} は、6名の被験者から得られた18個の測定値の算術平均値であり、括弧内に標準偏差 (SD) を示す。主観的な比率の予測値 R_{sh} は、〈つけくわえ仮説〉に基づく (ただし $\alpha = 80$ ms とする)。

Pattern	t/ms	t_i/ms	R_{oi}	R_{si} (SD)	$R_{sh}(\alpha = 80 \text{ ms})$
1	300	50 t_1	0.17	0.24 (0.05)	0.24
		50 t_2	0.17	0.24 (0.05)	0.24
		200 t_3	0.67	0.52 (0.10)	0.52
2	300	50	0.17	0.30 (0.04)	0.24
		100	0.33	0.31 (0.04)	0.33
		150	0.50	0.38 (0.07)	0.43
3	300	50	0.17	0.28 (0.06)	0.24
		150	0.50	0.39 (0.09)	0.43
		100	0.33	0.33 (0.08)	0.33
4	300	50	0.17	0.19 (0.08)	0.24
		200	0.67	0.63 (0.13)	0.52
		50	0.17	0.18 (0.06)	0.24
5	300	100	0.33	0.30 (0.07)	0.33
		50	0.17	0.30 (0.05)	0.24
		150	0.50	0.40 (0.08)	0.43
6	300	100	0.33	0.34 (0.02)	0.33
		100	0.33	0.33 (0.02)	0.33
		100	0.33	0.32 (0.02)	0.33
7	300	100	0.33	0.37 (0.07)	0.33
		150	0.50	0.38 (0.09)	0.43
		50	0.17	0.25 (0.09)	0.24
8	300	150	0.50	0.52 (0.07)	0.43
		50	0.17	0.23 (0.04)	0.24
		100	0.33	0.25 (0.05)	0.33
9	300	150	0.50	0.51 (0.08)	0.43
		100	0.33	0.24 (0.05)	0.33
		50	0.17	0.24 (0.05)	0.24
10	300	200	0.67	0.58 (0.11)	0.52
		50	0.17	0.21 (0.05)	0.24
		50	0.17	0.21 (0.06)	0.24
11	600	100	0.17	0.21 (0.04)	0.21
		100	0.17	0.21 (0.04)	0.21
		400	0.67	0.58 (0.08)	0.57
12	600	100	0.17	0.20 (0.04)	0.21
		200	0.33	0.27 (0.06)	0.33
		300	0.50	0.53 (0.07)	0.45
13	600	100	0.17	0.20 (0.07)	0.21
		300	0.50	0.46 (0.10)	0.45
		200	0.33	0.34 (0.11)	0.33
14	600	100	0.17	0.20 (0.04)	0.21
		400	0.67	0.60 (0.08)	0.57
		100	0.17	0.20 (0.05)	0.21

(次頁に続く)

(continued)

Pattern	t/ms	t_i/ms	R_{oi}	R_{si} (SD)	$R_{sh}(\alpha = 80 \text{ ms})$
15	600	200	0.33	0.35 (0.11)	0.33
		100	0.17	0.21 (0.09)	0.21
		300	0.50	0.44 (0.07)	0.45
16	600	200	0.33	0.33 (0.02)	0.33
		200	0.33	0.34 (0.02)	0.33
		200	0.33	0.33 (0.02)	0.33
17	600	200	0.33	0.30 (0.10)	0.33
		300	0.50	0.52 (0.09)	0.45
		100	0.17	0.18 (0.07)	0.21
18	600	300	0.50	0.51 (0.07)	0.45
		100	0.17	0.20 (0.04)	0.21
		200	0.33	0.30 (0.08)	0.33
19	600	300	0.50	0.48 (0.07)	0.45
		200	0.33	0.34 (0.10)	0.33
		100	0.17	0.18 (0.07)	0.21
20	600	400	0.67	0.56 (0.09)	0.57
		100	0.17	0.22 (0.06)	0.21
		100	0.17	0.21 (0.04)	0.21
21	1200	200	0.17	0.21 (0.05)	0.19
		200	0.17	0.22 (0.04)	0.19
		800	0.67	0.57 (0.08)	0.61
22	1200	200	0.17	0.19 (0.07)	0.19
		400	0.33	0.34 (0.05)	0.33
		600	0.50	0.47 (0.06)	0.47
23	1200	200	0.17	0.19 (0.04)	0.19
		600	0.50	0.45 (0.06)	0.47
		400	0.33	0.37 (0.08)	0.33
24	1200	200	0.17	0.22 (0.05)	0.19
		800	0.67	0.59 (0.11)	0.61
		200	0.17	0.19 (0.06)	0.19
25	1200	400	0.33	0.39 (0.07)	0.33
		200	0.17	0.15 (0.05)	0.19
		600	0.50	0.47 (0.07)	0.47
26	1200	400	0.33	0.34 (0.02)	0.33
		400	0.33	0.33 (0.02)	0.33
		400	0.33	0.33 (0.02)	0.33
27	1200	400	0.33	0.37 (0.09)	0.33
		600	0.50	0.48 (0.09)	0.47
		200	0.17	0.14 (0.04)	0.19
28	1200	600	0.50	0.47 (0.07)	0.47
		200	0.17	0.17 (0.04)	0.19
		400	0.33	0.36 (0.09)	0.33
29	1200	600	0.50	0.50 (0.05)	0.47
		400	0.33	0.34 (0.08)	0.33
		200	0.17	0.16 (0.07)	0.19
30	1200	800	0.67	0.59 (0.08)	0.61
		200	0.17	0.20 (0.04)	0.19
		200	0.17	0.21 (0.04)	0.19

2. 5 実験1、2に対する考察：心理尺度の形について

実験1、2の結果に基づいて、空虚時間の心理尺度を構成することができる。空虚時間の物理的な長さを t [ms] と表し、対応する主観的な長さを $\tau(t)$ と表す。関数 τ が、これから構成する心理尺度である。分割時間が2つの（主観的に）空虚な部分からなり、それらの物理的な長さが t_1, t_2 [ms] であるとき、主観的な分割比は、次のようになると考えられる：

$$\hat{R}s_1 = \tau(t_1) / [\tau(t_1) + \tau(t_2)] \quad (9)$$

評定分割比 R_s1 の、予測値 $\hat{R}s_1$ からの逸脱は、

$$D = R_s1 - \hat{R}s_1 \quad (10)$$

によって表される。また、分割時間が3つの（主観的に）空虚な部分を持ち、それらの物理的な長さが t_1, t_2, t_3 [ms] であるとき、各部分の主観的な比率は、

$$\hat{R}s_1 = \tau(t_1) / [\tau(t_1) + \tau(t_2) + \tau(t_3)] \quad (11)$$

$$\hat{R}s_2 = \tau(t_2) / [\tau(t_1) + \tau(t_2) + \tau(t_3)] \quad (12)$$

$$\hat{R}s_3 = \tau(t_3) / [\tau(t_1) + \tau(t_2) + \tau(t_3)] \quad (13)$$

となるはずである。評定上の比率 R_s1, R_s2, R_s3 の、予測値 $\hat{R}s_1, \hat{R}s_2, \hat{R}s_3$ からの逸脱の度合は、次の値 D に要約される：

$$D = [\{ (R_s1 - \hat{R}s_1)^2 + (R_s2 - \hat{R}s_2)^2 + (R_s3 - \hat{R}s_3)^2 \} / 3]^{1/2} \quad (14)$$

予測される主観的な比率から、実際の評定において得られた比率が逸脱する度合、すなわち式(10)あるいは式(14)における D の値がゼロから離れている度合は、 N 個の条件（実験1では $N = 25$ 、実験2では $N = 30$ ）をまとめて、以下の値に代表される：

$$\sigma(D) = (\sum D^2 / N)^{1/2} \quad (15)$$

（ Σ は N 個の条件にわたる総和を表す。）

$\sigma(D)$ の値が最小であるとき、関数 τ の形は、最適であるとみなされる。

このような計算により、実験データを心理尺度として要約することが可能になる。とりわけ、予測の誤差を1つの値 $\sigma(D)$ によって表しうる点は、重要である。実験1、2の結果を直接グラフに表すことは難しいが、このような計算を通して、実験データに対する様々な数学的関数の当てはまりを、視覚的に検討することができる。これは、精神物理学の立場から実験結果を検討する上で、重要なことである。なお、このような手法によって、数学的関数の当てはまりを統計学的に検討することも可能であるが、残念ながら今回の実験ではデータの量が充分ではなかった。この点については、大量のデータを得ることのできた実験4～6（次章）において改めて論じ、現在欠けている点を補うことにする。

なお、この尺度構成法、およびそれに伴う計算方法は、本研究のために著者が開発したものである。被験者に課する作業が、日常生活における量的な判断と自然に対応づけられると言う点で、このような手法が精神物理学全般に占める応用範囲は広いのではないかと思われる。基本的な考えかたは、Comrey (1950) が提案した方法に準ずるが、次のような点が改善されている。

- (i) 1 試行の中で、3 つ以上の対象を比較することを、被験者に求めることができる、
- (ii) 被験者の応答の自由度が増している、
- (iii) 理論から得られた数学的関数の当てはまりを、1 つの値によって評価することができる。

この計算法に基づき、 $\tau(50), \dots, \tau(800)$ の間の比率を系統的に変化させ、最適の当てはまりを求めた。この際、関数の形を数学的に仮定せず、より良い当てはまりを探索するようなアルゴリズムを用いた。考慮の対象となる τ の値は 5 個ないし 8 個であるから、簡単なコンピューター・プログラムによって、最適の関係を見つけることができる。(このようなプログラムは、多次元尺度構成に用いるものと似ており、式 (15) における $\sigma(D)$ はストレスのような役割を果たす。)

τ の値が 5 個ある場合、相互の比率は、下の式 (16)~(19) の左辺に表される 4 個の値によって完全に決定される。直観的に捉えるならば、 τ のあらゆる可能な形が、4 次元の空間における一点として表されることになる。この空間の中で、点を少しずつ動かして $\sigma(D)$ の値を最小にすることによって、最適の τ の形を得ることができる。実験 1 に関して、 τ の最適の形は次のようになる：

$$\tau(100)/\tau(50) = 1.112 \quad (16)$$

$$\tau(200)/\tau(100) = 1.714 \quad (17)$$

$$\tau(400)/\tau(200) = 1.553 \quad (18)$$

$$\tau(800)/\tau(400) = 1.563 \quad (19)$$

$$\sigma(D) = 0.039$$

実験 2 に関しても、同様に、式 (20)~(26) の左辺に表される 7 個の値を探索的に変化させ、 τ の最適の形は、次のようになった：

$$\tau(100)/\tau(50) = 1.343 \quad (20)$$

$$\tau(150)/\tau(100) = 1.340 \quad (21)$$

$$\tau(200)/\tau(150) = 1.301 \quad (22)$$

$$\tau(300)/\tau(200) = 1.516 \quad (23)$$

$$\tau(400)/\tau(300) = 1.195 \quad (24)$$

$$\tau(600)/\tau(400) = 1.363 \quad (25)$$

$$\tau(800)/\tau(600) = 1.128 \quad (26)$$

$$\sigma(D) = 0.032$$

$\tau(50)$ に任意の正の値を与えると、空虚時間の心理尺度を、図 8 のようなグラフに描くことができる。

実験1、実験2において得られた心理尺度の間に若干のくい違いは見られたものの、両者は以下の点で一致していた：

- (i) 一般的な傾向として、主観的な長さの比率は、対応する物理的な長さの比率に比べて極端でない（グラフ上の2点の比率が、主観量を示す縦軸では1:1に近づく）。
- (ii) 物理的な長さが短いほど、(i)の傾向が著しい。

図8において破線で示した直線は、〈つけくわえ仮説〉から予測される当てはまりを示す（厳密に言うならば、横軸の切片のみが仮説から予測され、直線の傾きは、実験データに合わせて適当に選択しなければならない。）。この直線は、50～600 msの範囲内で両方の心理尺度をよく近似している。しかし、いずれの心理尺度においても、物理的な長さが800 msになるところで、当てはめからの逸脱が現れる。これが、単に局所的な逸脱であるのか、物理量と主観量との関係が大局的に変じはじめる点を示しているのか、与えられたデータのみから判定することは難しい。大まかな近似としては、50～600 msの範囲において、空虚時間の主観的な長さが、その物理的な長さに約80 msの定数を加えたものに比例すると結論が得られる。

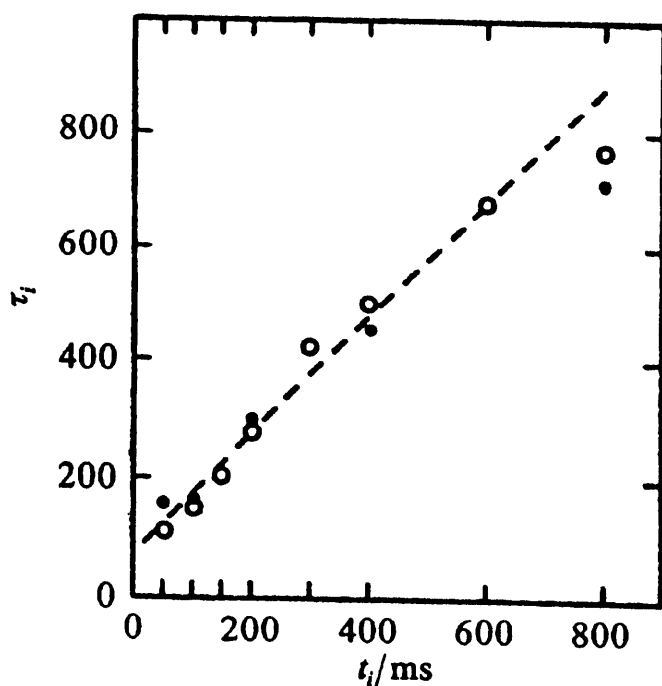


図8 実験1および実験2。聴覚刺激によって区切られた空虚時間の心理尺度。ここに示された物理的な時間長 t_i と主観的な時間長 τ_i との関係が、評定分割比の予測値と実測値とのずれを最小にする。●→実験1、○→実験2。破線は、〈つけくわえ仮説〉に従って、主観的な時間長 τ_i が、物理的な時間長 t_i に80 msを加えたものに比例する関係を示す。

2. 6 実験3：隣接する3つの空虚時間を細かく変化させる

2. 6. 1 目的

実験1および実験2のパラダイムにおいては、8個以上の物理量を同時に取り扱うことが技術的に難しかったので、空虚部分の物理的な長さを、粗いステップで変化させざるをえなかった。そこで、この実験では、空虚部分の物理的な長さを、細かいステップで変化させ、ここまでに行った考察の妥当性を検討する。

2. 6. 2 方法

ここで用いた刺激パターンは、4つの短音によって区切られた、3つの隣接する空虚部分からなる、分割時間である。その全体の物理的な長さは、常に600msであった。空虚部分の物理的な長さを、25msないし50msのステップで変化させた。それぞれの刺激パターンにおける、3つの空虚部分の物理的な長さおよび比率を、表3に示す。1つの測定ブロックは、22個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形成された。それぞれの被験者について、15試行の訓練の後、4ブロックの測定を行った。

2. 6. 3 結果と考察

平均的な値を見るならば、分割時間の全体の長さは、線分尺度における約50mmの距離に対応していた。実験2の場合と同じように、第1、第2、第3の空虚部分の主観的な長さに対する相対的な評定値 L_1 、 L_2 、 L_3 を、線分尺度上から求め、対応する比率の評定値 Rs_1 、 Rs_2 、 Rs_3 を計算した。この結果を表3に示す。

空虚部分の、物理的な長さと評定上の比率との関係が、直線によって近似されることを、図9のグラフが示している。分割時間の全体の物理的な長さが常に600msであるから、〈つけくわえ仮説〉によれば、評定上の比率には、このグラフの破線が当てはまるはずである（物理的な長さが t [ms]の空虚部分の比率の評定値は、 $(t+\alpha)/(600\text{ms}+3\alpha)$ であることが仮説から予測される。）。この予測は概ね妥当であることが判った。刺激パターン全体における空虚部分の位置（並びかた）の影響は、この実験に関するかぎり小さいものであった。

分割時間の空虚部分の1つが300msであるとき、すなわち、パターン5、11、21において、この部分の比率の評定値は、0.45になると予測されるが、実際には、 $1/2$ (= 0.5) にほぼ等しいか、それよりもわずかに大きいかであった。実験1に用いた2つの刺激パターン（パターン2、6）においても、空虚部分の比率が予測されるよりも $1/2$ に近く評定される場合があった。このように、評定上の比率の予測値が、 $1/2$ に近いが等しくないとき、評定値は予測値よりもさらに $1/2$ に近くなる傾向が見られる。このような現象は興味深いが、もともと微妙な差異に関わるものであるから、現段階で詳しく検討することは難しい。Povel (1981) や Longuet-Higgins & Lee (1984) が示したように、均等な時間単位の検出に基づいて、階層的なリズムを形成するような仕組みが、働いている可能性がある。Povel (1984)は、階層に関する概念が、「時間の格子」および「下位分割」などのより単純な概念に置き換えられるような、リズム知覚のモデルを提出しており、注目される (Povel & Essens, 1985, 参照)。

表3 実験3の条件および結果。物理的な長さ t_i の値は、全体の長さ $t = 600$ ms に含まれる空虚部分の時間長を示す。評定上の比率 R_{s_i} は、5名の被験者から得られた20個の測定値の算術平均値である。それ以外は表2と同様である。

Pattern	t_i /ms	R_{o_i}	R_{s_i} (SD)	$R_{s_h}(\alpha = 80 \text{ ms})$
1	50 t_1	0.08	0.14 (0.04)	0.15
	50 t_2	0.08	0.15 (0.04)	0.15
	500 t_3	0.83	0.71 (0.08)	0.69
2	75	0.13	0.17 (0.05)	0.18
	75	0.13	0.18 (0.06)	0.18
	450	0.75	0.65 (0.11)	0.63
3	100	0.17	0.21 (0.05)	0.21
	100	0.17	0.21 (0.04)	0.21
	400	0.67	0.58 (0.08)	0.57
4	125	0.21	0.24 (0.04)	0.24
	125	0.21	0.24 (0.03)	0.24
	350	0.58	0.52 (0.06)	0.51
5	150	0.25	0.24 (0.03)	0.27
	150	0.25	0.25 (0.03)	0.27
	300	0.50	0.52 (0.05)	0.45
6	175	0.29	0.30 (0.03)	0.30
	175	0.29	0.30 (0.04)	0.30
	250	0.42	0.39 (0.07)	0.39
7	50	0.08	0.16 (0.05)	0.15
	500	0.83	0.68 (0.10)	0.69
	50	0.08	0.15 (0.05)	0.15
8	75	0.13	0.20 (0.05)	0.18
	450	0.75	0.61 (0.11)	0.63
	75	0.13	0.19 (0.06)	0.18
9	100	0.17	0.22 (0.04)	0.21
	400	0.67	0.56 (0.07)	0.57
	100	0.17	0.22 (0.04)	0.21
10	125	0.21	0.23 (0.05)	0.24
	350	0.58	0.54 (0.10)	0.51
	125	0.21	0.23 (0.06)	0.24
11	150	0.25	0.23 (0.04)	0.27
	300	0.50	0.55 (0.09)	0.45
	150	0.25	0.22 (0.05)	0.27
12	175	0.29	0.27 (0.05)	0.30
	250	0.42	0.46 (0.09)	0.39
	175	0.29	0.27 (0.06)	0.30
13	200	0.33	0.34 (0.03)	0.33
	200	0.33	0.34 (0.01)	0.33
	200	0.33	0.33 (0.02)	0.33
14	225	0.38	0.36 (0.07)	0.36
	150	0.25	0.29 (0.06)	0.27
	225	0.38	0.35 (0.08)	0.36
15	250	0.42	0.41 (0.07)	0.39
	100	0.17	0.19 (0.04)	0.21
	250	0.42	0.39 (0.05)	0.39
16	275	0.46	0.44 (0.07)	0.42
	50	0.08	0.13 (0.03)	0.15
	275	0.46	0.43 (0.07)	0.42

(次頁に続く)

(continued)

Pattern	t_i/ms	R_{oi}	R_{ii} (SD)	$R_{sh}(\alpha = 80 \text{ ms})$
17	500	0.83	0.72 (0.06)	0.69
	50	0.08	0.14 (0.03)	0.15
	50	0.08	0.14 (0.03)	0.15
18	450	0.75	0.61 (0.08)	0.63
	75	0.13	0.19 (0.04)	0.18
	75	0.13	0.20 (0.04)	0.18
19	400	0.67	0.58 (0.09)	0.57
	100	0.17	0.21 (0.05)	0.21
	100	0.17	0.21 (0.05)	0.21
20	350	0.58	0.53 (0.06)	0.51
	125	0.21	0.23 (0.04)	0.24
	125	0.21	0.24 (0.05)	0.24
21	300	0.50	0.51 (0.06)	0.45
	150	0.25	0.24 (0.03)	0.27
	150	0.25	0.25 (0.07)	0.27
22	250	0.42	0.44 (0.07)	0.39
	175	0.29	0.27 (0.04)	0.30
	175	0.29	0.29 (0.07)	0.30

<つけくわえ仮説>の有効性は、実験1～3において十分に検証された。この仮説は、式(1)における比例定数 k を用いずに表すことができる(本研究においてこの比例定数は形式的なものであるから、むしろ、以下の表しかたが自然である)：

$$\tau(t) \propto t + \alpha \quad (\text{1次関数}) \quad (27)$$

この式の外にも、パラメーターを1つだけ用いて物理量と主観量との関係を表すような、2つの式を、実験式の候補として挙げるができる：

$$\tau(t) \propto t^E \quad (\text{べき関数}) \quad (28)$$

$$\tau(t) \propto \log(t/t_0) \quad (\text{対数関数}) \quad (29)$$

後の2つの式は、精神物理学の分野ではなじみ深いものである。ここで改めて、式(27)、(28)、(29)のいずれが実験データをよく近似しうるのか、あるいは、より複雑な数式を導入することが望ましいのかを検討した。これらの数式の当てはまりを比較するために、式(15)における $\sigma(D)$ に最小値を与えるような、パラメーター α 、 E 、 t_0 の値を求めた。 $\sigma(D)$ を最も小さくする、すなわち「最小の」最小値を与えるような式が、この中では最適の式である。全ての刺激パターンを計算に含める場合と、800 ms の空虚時間を含む刺激パターンを計算から除外する場合との、2種類の計算を行ったが、いずれの場合にも、3つの実験の全てに関して、1次関数を示す式(27)が最適であることが判った。この場合、付加するパラメーター α は正となり、物理量と主観量との間に単純な正比例関係は成立しない。このような数式の当てはまりは、図8のグラフにおいて直観的に

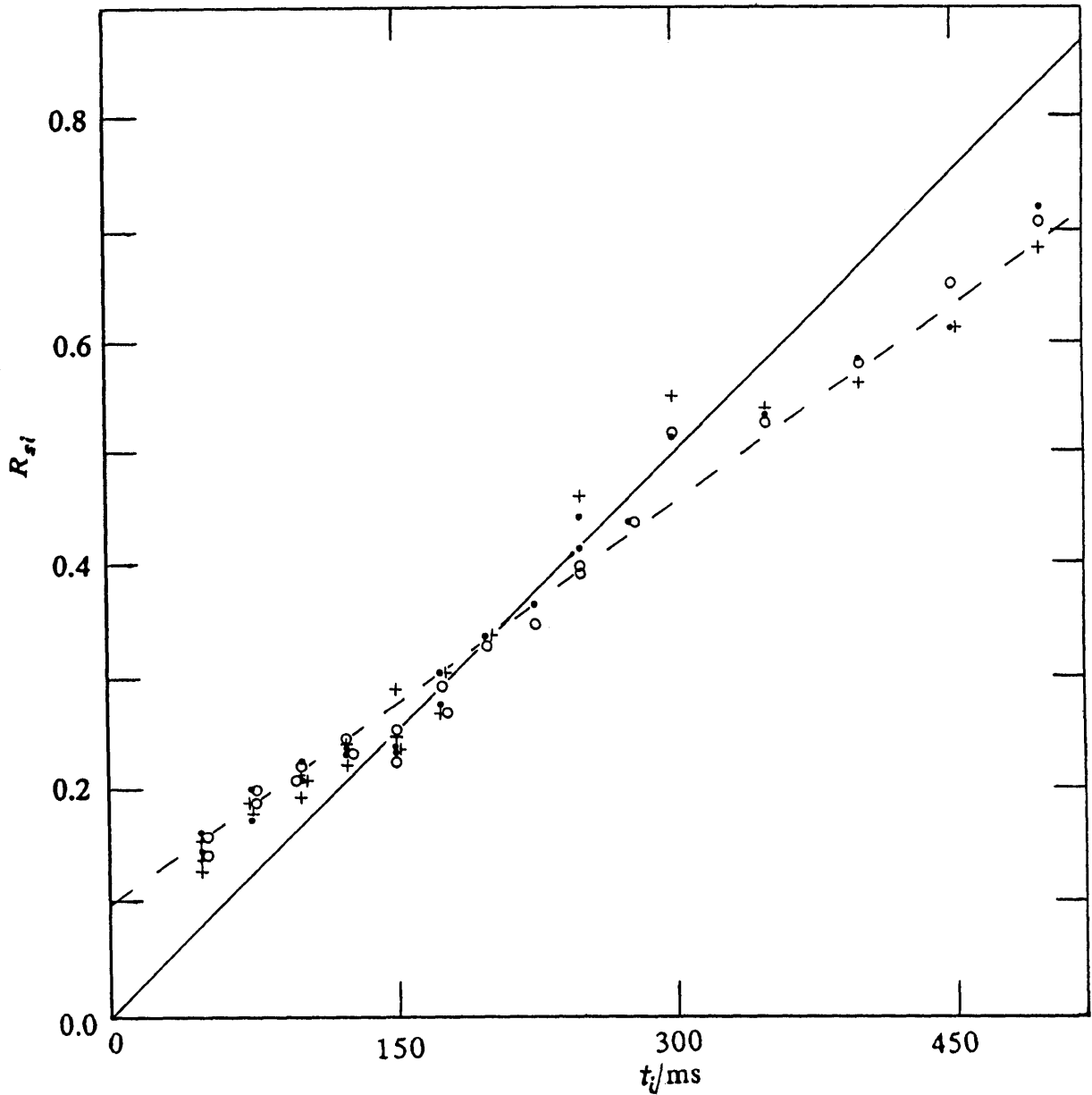


図9 実験3。空虚部分の物理的な長さ t_i の関数としての、評定上の比率 $R_{s/i}$ 。各点は、5名の被験者から得た20個の測定値の算術平均値を示す。●→第1の空虚部分、+→第2の空虚部分、○→第3の空虚部分。グラフ中の実線は、各部分の主観的な長さが、その物理的な長さに正比例すると仮定したときに、予測される関数関係を示す。破線は、<つけくわえ定数> α の値を80msとして、<つけくわえ仮説>から予測される関数関係を示す。

確かめることができる。600 ms 以下の範囲に関しては、式 (27) による単純な近似を考えれば充分であるように思われる。しかし、この点について決定的な結論を下すには、大量のデータに基づいて、実験の信頼性を確認する必要がある。次章において報告する実験 4、5 の目的の一つは、個人差の分析を含めた、統計学的な検討に耐えるようなデータを、系統的に得ることであった。この問題については、そこで改めて論ずることにする。

式 (27) に関して、3 つの実験の結果をまとめて、最適の α の値を求めることが望まれるが、図 8 に示すように、心理尺度の形が明瞭であるのは 600 ms 以下の範囲に限られるので、現段階ではこの限定された範囲についてのみ分析を行う。さらに広い範囲に関しては、次章において改めて検討を加える。図 10 は、

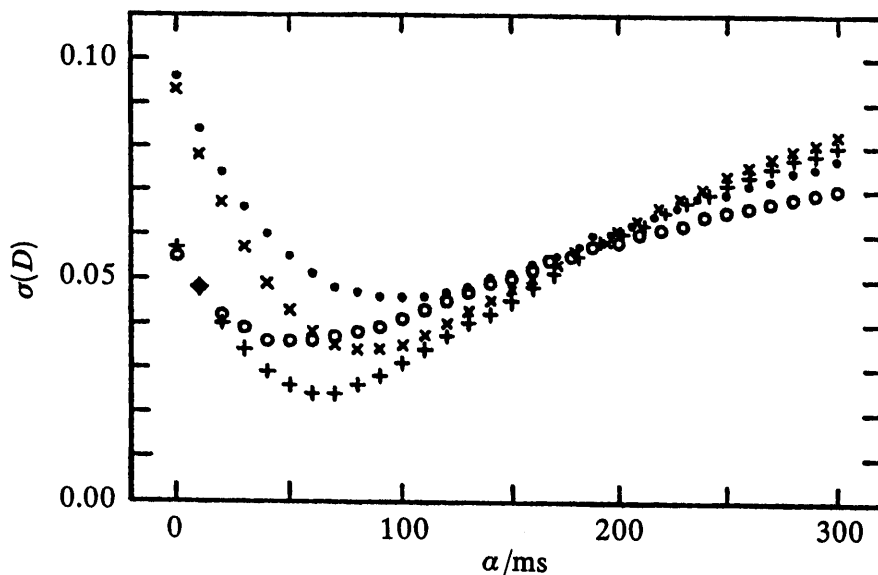


図 10 <つけくわえ定数> α の関数としての近似の誤差 $\sigma(D)$ 。 $\sigma(D)$ は、 $\tau(t) \propto t + \alpha$ という精神物理学的な関係を仮定したときに得られる予測からの、実験データの逸脱の度を要約する指標である。 α は、<つけくわえ仮説>における <つけくわえ定数>である。40~600 ms の範囲の時間長を分析の対象とした。 α の最適値を厳密に決定することはできないが、それが 0 ではなく、正の値でなければならないことは、はっきりとグラフから読みとられる。●→実験 1、○→実験 2、+→実験 3、×→中島 (1979) の実験 2 (比較のため)。

実験 1、2、3 における α と $\sigma(D)$ との関係を示す。 α の最適値を、このグラフから精密に決定することは難しく、50~100 ms の範囲からいずれの値を選んでも、ほぼ等しくよい近似を得ることができる。別の見かたをすると、データを近似するうえでは、仮説における 80 ms という〈つけくわえ定数〉の値を変える必要は認められない。ところが、〈つけくわえ定数〉が導入されない場合、すなわち $\alpha = 0$ [ms] である場合、近似は明らかに悪くなる。このように、仮説の有効であることが示された。

2. 7 まとめ

実験 1~3 において、隣接する 2~3 個の空虚時間の比率を、線分尺度を用いて評定することを、被験者に求めた。結果は、次のようにまとめられる：

- (i) 比率評定が、2つあるいは3つの隣接する空虚時間の間に求められるとき、空虚時間の主観的な長さは、50~600 ms の範囲で、その物理的な長さに約 80 ms の定数を加えたものに比例すると考えてよい。
- (ii) 空虚時間の物理的な長さが、今回用いた上限の 800 ms であるとき、上記の予測からのずれが認められるので、より広い範囲から大量のデータを得ることによって、このずれが大局的なものであるかどうかを検討する必要がある。
- (iii) 分割時間の空虚部分の、全体に対する比率が、主観的に 1/2 に近いけれども、等しくはないと予測されるとき、評定上の比率が、予測される比率よりも 1/2 に近づく傾向が、時に認められる。
- (iv) リズムの規則性の知覚は、時間長弁別とは異なる仕組みを持つことが示唆される。