

# 視的類似印象の研究\*

— 図形の類似性認知における刺激文脈効果について —

内田 敏夫<sup>1)</sup> 内田 良男

## 問 題

多様な環境世界の（過度の）複雑性を適切な水準のものにまで低減・整理するために、多くの刺激群を1つのカテゴリーにまとめたり、多くの刺激群の中から特定の刺激を同定したりすることは、認知の重要な機能の内の1つと考えられよう。刺激の（物理的属性上の）差異を手掛りとして、類似している刺激同士をまとめたり、類似の程度を決定したりすることは、かかる意味において重要と思われる。これが、いわゆる、類似印象の問題である。近年なされてきた類似印象に関する研究例は、主として、以下の如きタイプのもと考えられる。すなわち、それらにほぼ共通する分析手順として、所与の刺激群の相互間の印象的類似度を（何らかの測度により）計測し、主として多次元尺度構成法を適用して類似印象の手掛り次元を推量し、かかる手掛り次元と刺激の物理的属性との関連を検討しようとするものといえよう。これらの諸研究では、多く Attneave & Arnoult (1956) の方法による無意味図形、いわゆるランダム図形を刺激としている。例えば、Aiken & Brown (1969 a, b), Brown & Andrews (1968), Kikuchi (1971), Thomas (1968) 等が上げられる。これらに対して、単純な幾何学図形の場合を、内田 (1974) は検討した。これらは、刺激要因について分析したものであるが、反応主体要因について検討したものとして、Thomas (1968), 藪内 (1968), 内田 (1974) では暦年令差について比較を行ない、また、類似印象における個人差の検討を、上笹・犬飼 (1973) が行なっている。

これらは、いずれも刺激側・反応主体側の要因を各々の観点から検討しているものと考えられる。これらの研究では、所与の刺激群における類似印象の手掛り次元の推量が試みられているが、それ以上に進んで、例えば、

一度確定された刺激相互間類似性の関係のパターンが、新たな刺激の導入その他の条件変化によって、どのような変容を受けるかというような問題の検討までは行なわれていない。

知覚ないしは認知において、刺激文脈効果が認められることは一般に知られており（柿崎, 1974）、類似印象においても、類似の手掛り次元は決して固定不変とは考えられず、例えば刺激文脈条件の変化に伴う手掛り次元の内容の変容を検討する等、類似印象の問題をより流動的にとらえる方向の必要性が指摘されている（上笹・犬飼, 1972）。

そこで、ここでは、かかる方向への第一段階として、印象的な（観察された）類似度という反応指標が、刺激文脈条件によりどのように影響されるかを先づ検討する。類似印象における刺激文脈効果については、未だ十分な検討が加えられていないと考えられたので、最初に探索的な検討を試み（実験Ⅰ）、次いで、そこで得られた知見を確認する検討を行なう（実験Ⅱ・Ⅲ）。次に、異なった角度からの検討を加えて類似度という一次元性の反応指標にとられずに多次元的なパターンの変化を見る（実験Ⅳ）こととする。

## 実 験 Ⅰ

### 目 的

図形における印象的な類似度におよぼす刺激文脈効果の検討

### 方 法

被験者 成人 6名

刺激文脈の条件 刺激文脈の効果を受けるべき特定の刺激（これらが文脈効果の指標となる）を特定刺激と呼ぶこととする。この特定刺激を含む刺激全体としてのパターン（文脈条件）として、次の3種4条件を考える。

(1) 特定刺激が、それらと「同質」な刺激中に含まれる場合。ここでいう「同質」とは、刺激同士が同一のクラス概念に分類される場合を意味するもの

\* 本研究における分析にあたっては、名古屋大学大型計算機センター FACOM 230-75を利用した。

1) 昭和51年度名古屋大学大学院教育学研究科研究生

とする。これが1条件設定される。

(2) 特定刺激が、それらと「同質」および「異質」な刺激中に含まれる場合。ここでいう「異質」とは、刺激同士が別々のクラス概念に分類される場合を意味するものとする。これが2条件設定される。

(3) 特定刺激が、それらと「異質」な刺激中に含まれる場合。これが1条件設定される。

「同質」および「異質」刺激が、特定刺激に対しての文脈刺激といえる。これらの刺激は Fig 1 に示される。「異質」刺激は、Attneave & Arnoult (1956) の方法 I によって作成された。

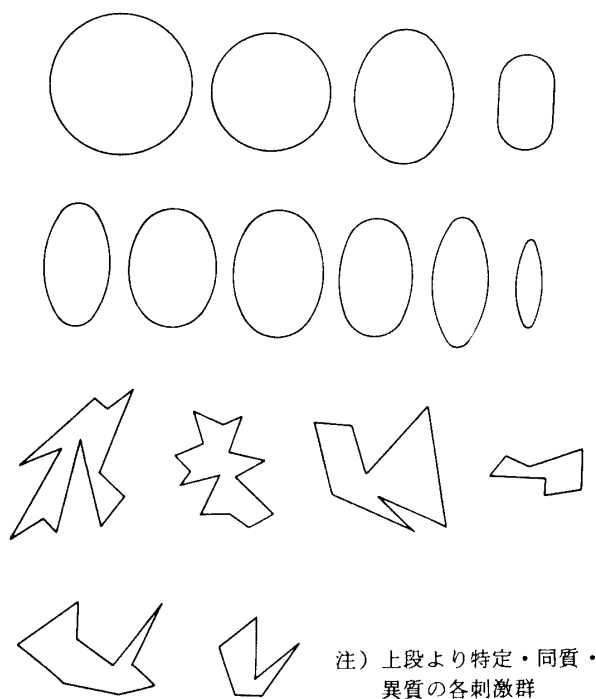


Fig 1 刺激 (実験 I)

注) 上段より特定・同質・異質の各刺激群

各文脈条件における刺激の内容構成は Table 1 のとおりである。

**類似度** 類似度の測定としては、刺激相互間の類似印象を 0 ~ 100 の間の任意の数値 (ただし、整数、0 と 100 は含む) によって直観的に反応させる。数値が大

TABLE 1 各文脈条件における刺激構成 (実験 I)

刺激 \ 文脈条件	1	2	3	4
特定刺激	4	4	4	4
同質刺激	6	4	2	0
異質刺激	0	2	4	6
刺激総数	10	10	10	10

きいほど類似度が高いとする。かかる類似度測度を指標として用いた例には、例えば、海保 (1969) がある。

**手続** 実験は個別実験で行なった。各条件毎に全刺激を最初に被験者に供覧し、十分に確認させる。各刺激は白色台紙 (9 cm × 7 cm) 上に黒色で画かれている。次いで、0 ~ 100 の数値による反応法について説明する。10個の刺激から2つをとり出す組合せの全てについて類似度を求める。このとき、対をとり出す順序は、例えば Ross (1934) の方法等にはよらず、単に無作為な順序とした。また文脈条件の順序は、一貫して1~4の順とした。文脈効果に配慮した刺激呈示方法として、類似度を求められている刺激対の周囲に残りの刺激を配置し、全刺激が見渡せるようにした。被験者への教示としては、刺激全体を充分注視するように求めた。なお、同一被験者に対し同一実験を数日の間隔を置いて反復した。

### 結果と考察

**類似度の信頼性** 測度としての信頼性を確かめるために類似度反応の内的整合性および反復信頼性について検討したい。内的整合性については、刺激  $i$  と  $j$  との間の類似度 ( $S_{ij}$ ) と逆の組合せの類似度 ( $S_{ji}$ ) の間の積率相関係数で見ると。反復信頼性については、 $S_{ij}$  と  $S_{ji}$  を平均した数値について2回の実験間の積率相関係数を見る。これらは Table 2 に示される。いずれも被験者平均の数値である。

TABLE 2 類似度測度の信頼性 (実験 I)

	文脈条件	1	2	3	4
	内的整合性	1回目	.697	.910	.916
	2回目	.611	.929	.928	.920
反復信頼性		.775	.927	.930	.929

(サンプルサイズ 45)

本研究と同一の測度を用いた海保 (1969) では  $S_{ij}$  と  $S_{ji}$  の積率相関係数が 0.950 であったと報告されている。本研究においても、Table 2 によると、条件 1 が 0.6 ~ 0.7 程度であることを除くと、いずれも 0.90 以上であり、海保 (1969) と同程度の相関が認められる。内的な整合性、一貫性は十分に保証されていると考えられよう。

次に、反復信頼性については、海保 (1969) では触れられていないが、ここでは内的整合性と同じく、条件 1 が 0.775 と出ている外はいずれも 0.90 以上の高い相関となっている。従って反復信頼性についても充分保証されていると思われる。

**文脈効果** 実験 I の被験者は各条件とも 6 名であり、従来の知覚実験に比べると特に少ないとは思われないが、一般的には、やや少数と考えられるかも知れない。しかし、資料としての信頼性において良好な結果が得られているので、文脈効果についての知見を得るのに決して不適切な資料とは考えられないであろう。そこで検討に供することとする。

最初に、刺激全部によって作られる対の組合せから得られる類似度の全てについての平均を見てみよう。ここでは被験者毎の個別の細かい検討は目的ではないので、被験者平均で扱う。さらに、2 回の実験結果を（相関が充分高いので）平均する。全く同様な手順で、特定刺激

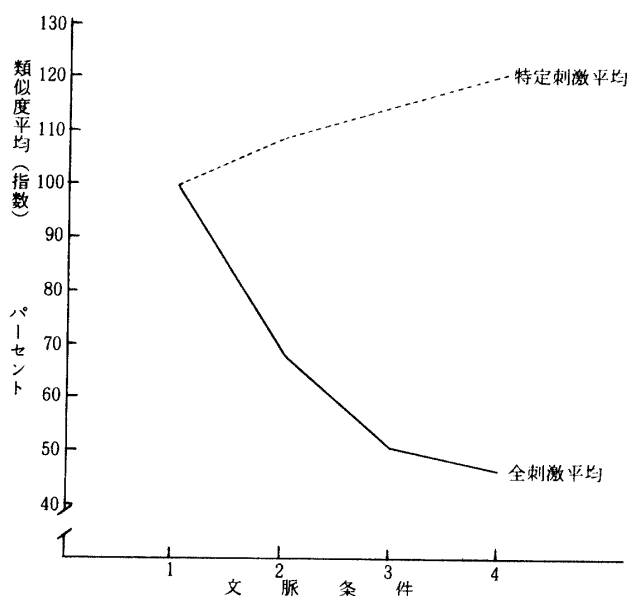


Fig 2 文脈条件に伴う類似度平均の変化 (実験 I)

についてのみの類似度平均を求めた。これらが文脈条件の変化と共にどのような経過をたどるかを Fig 2 に示してある。いずれも条件 1 における値を 100 とした指数で示してある。また Fig 2 の結果を多因子乱塊法として分散分析したものが Table 3 に示される。

TABLE 3 分散分析表 (実験 I)

要因	平方和	自由度	不偏分散	F
特定一全体	23,576.47	1	23,576.47	131.15 ***
文脈条件	2,220.38	3	740.13	4.12 **
交互作用	9,667.70	3	3,222.57	17.93 ***
被験者誤差	3,325.95	5	665.19	3.70 ***
全体	45,082.38	47		

\*\*\*  $p < 0.010$       \*\*  $p < 0.025$

Fig 2 によると、全刺激における類似度平均が顕著に低下して行く傾向が認められ、且つ、特定刺激における類似度平均は、逆に上昇して行く傾向が認められる。そして、Table 3 から知られるように、両者の類似度平均間の差異は高度に有意であり、また、文脈条件に伴う変化も有意である。交互作用項が有意であることは、カーブの型から考えて当然と考えられる。

これらの内、先づ全刺激に関しての類似度平均のカーブを考えてみる。これは、文脈条件が 1 ~ 4 と変化するに伴って顕著に低下している。これの意味するところは比較的簡単であろう。すなわち、条件 1 では全刺激が「同質」なものばかりであり、従って相互の類似度が最も高くなり、類似度平均も最も高いのであろう。条件 2 では、これら「同質」な刺激群中へ「異質」な刺激が混入され、従って相対的に低い類似度も出現して類似度平均の低下が見られるのであろう。以下、条件 3 ~ 4 となるにつれて「異質」刺激の構成比率が高まり、相対的に低い類似度も増加して類似度平均の一層の低下をもたらすのであろう。

では、これに対して特定刺激に関しての類似度平均に着目すると、逆に文脈条件 1 ~ 4 に従って上昇カーブを示している。「異質」な文脈刺激が増加するにつれて、最初の刺激群の相互の類似印象が高くなると反応されてくる訳である。特定刺激の類似度平均の、かかる変化がここでの文脈効果と解釈されるべきであろう。この変化は、明らかに類似印象の相対性を示すものと考えられる。すなわち、刺激 A と B の間の類似印象は第 3 の刺激 C その他の存在により影響を受けると思われる。刺激 A・B がそれらと「同質」な文脈内におかれている場合よりも「異質」な文脈内におかれている場合の方が、より類似していると反応されることは考えられることであろう。

これらをまとめると、次のように考えられる。これは一つの可能な想定である。

- (1) 類似印象も、知覚判断一般に見られる刺激文脈効果の影響を受ける。
- (2) その内容として、当該の刺激群について組合わされる刺激対の類似度の総体内、平均的な意味において標準的（代表的）な類似度の値が確定しうる。この標準的な値（以下、類似度標準）をある種の「基準」として、「より類似している」印象や、「より類似していない」印象が規定されてくるのではないだろうか。
- (3) もし、(2) が正しいとすると、刺激文脈条件は類似度標準を移動させ得るから、そのことによって特定刺激相互の類似度に変化するであろう。
- (4) 変化の内容は、少なくとも類似度標準の移動

方向に関係し、変化の程度は、少なくとも類似度標準の移動量に関係するであろう。

但し、これら(1)~(4)は Fig 2 に則して想定されたので、その一般性については、検証を重ねる必要があろう。検証に供されるためには、作業仮説として洗練される必要があるが、この時点においては、主として、次の2点が問題とされよう。

(1) 文脈刺激の「異質度」の定義

(2) 文脈刺激中の「同質」・「異質」刺激の割合

この内、(1)については、特定刺激と文脈刺激の関係を示す概念であり、文脈効果の検証においても、「異質度」の操作が果されなければ無意味な実験となるきらいがある。また、特定刺激と文脈刺激との関係を「同質」・「異質」と離散的にとらえているが、これを連続的に見直すと、特定刺激と文脈刺激間の距離であり、これは類似性と表裏一体の関係の概念といえる。従って循環論を避けるためにも、ここでは「異質度」については、単なる操作的定義を施すことのみならず、別の検討実験が必要とされよう。

また、(2)については、類似度標準におよぼす影響という点から考えると、特定刺激群内部の類似度の水準や文脈刺激群内部の類似度水準をも考慮する必要があるように思われ、特定刺激と文脈刺激の関係のみでは、やや不十分かも知れない。しかし、かかる点については、実験 I の結果のみでは検討資料が不足であり、差し当っては、Fig 2 の傾向から、「異質」刺激の構成比が増加するにつれて文脈効果が大きくなると考えておくこととする。

これらの問題点を考慮した上で、ここでは次のような作業仮説を樹立する。

作業仮説 (1) 特定刺激群内部の類似度は、文脈刺激の「異質度」が大となるに従って、(平均的に)より高まるであろう。

(2) 特定刺激群内部の類似度は、文脈刺激中の「異質」刺激の構成比が大となるに従って、(平均的に)より高まるであろう。

そこで、かかる作業仮説を検証することとする(実験 III)が、その前段階として「異質度」の検討を行なう(実験 II)こととする。

## 実験 II

### 目的

実験 III で用いる文脈刺激の「異質度」の検討

### 方法

被験者 成人 9名

刺激 特定刺激は Fig 3 の通り、「同質」刺激は

Fig 4 の通りである。いずれも形態性(縦/横の比)と面積の2次元から構成される方形図形。実験 I では、条件差を大きくするために、「異質度」の大きいと思われる曲線図形(楕円)と直線不規則図形(ランダム図形)を用いたが、ここでは条件統制の点その他を考慮して方形図形を使用するものである。

「異質」刺激は、次の4系列である。

A系列 — 「同質」刺激の面積を1/10としたもの(Fig 5)。

B系列 — 「同質」刺激に視覚的ノイズを与えてランダム図形化したもの(Fig 6)。

C系列 — A系列およびB系列における操作を組み合わせたもの(Fig 7)。

D系列 — 「同質」刺激に“見かけ上の”奥行方向を与え3次元図形化したもの(Fig 8)。

この内、B系列では面積が「同質」刺激と比べて大きく変動することのないように配慮した。

手続 特定・「同質」・「異質」の刺激全部を被験者に呈示する。刺激はほぼトランプカード大の白色合紙上に黒色で画かれている。これらを同一のクラスに含まれると思われるもの同士に分類させる。分類方法は、系統的2分割であり、各下位群に含まれる要素数は自由とする。これを3度反復し、合計8群とする。途中で分割で

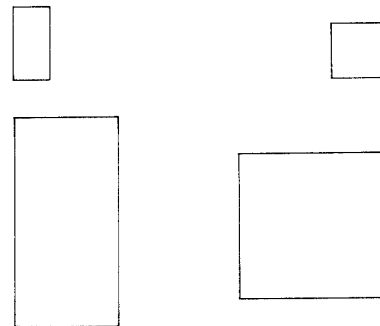


Fig 3 特定刺激 (実験II・III・IV)

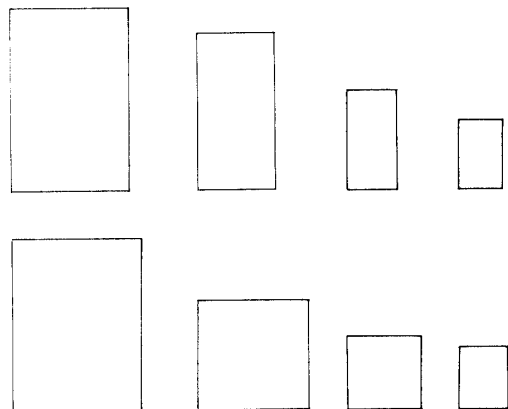
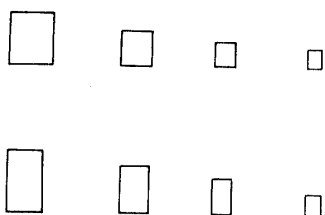
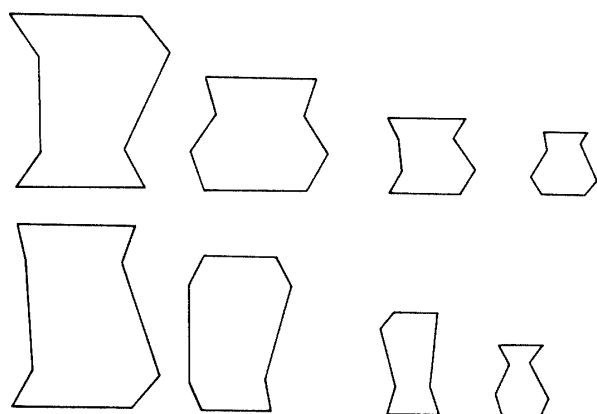


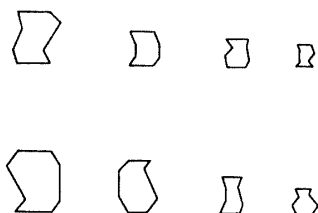
Fig 4 同質刺激 (実験II・III・IV)



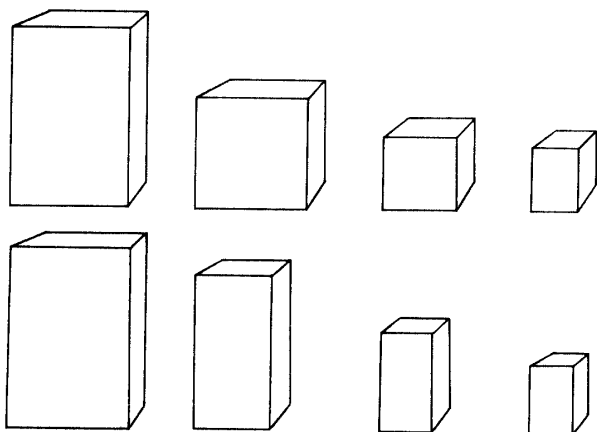
注) 実験Ⅲ・Ⅳにおける条件Ⅰ  
Fig 5 A系列刺激 (実験Ⅱ)



注) 実験Ⅲ・Ⅳにおける条件Ⅳ  
Fig 6 B系列刺激 (実験Ⅱ)



注) 実験Ⅲ・Ⅳにおける条件Ⅲ  
Fig 7 C系列刺激 (実験Ⅱ)



注) 実験Ⅲ・Ⅳにおける条件Ⅱ  
Fig 8 D系列刺激 (実験Ⅱ)

きなくなった群については、その時点で分割終了とする。個別実験で行なった。

**結果と考察**

分類データを、分析のために、親近性データの形に変換する。その方法は、各分類段階において同一分割群内に含まれる刺激相互に次のように親近度を与える。すなわち、8分割では4、4分割で3、2分割で2、分割なしの状態では1を与える。かかるデータを被験者について平均する。

かかるデータに対して Kruskal (1964 a, b)のノンメトリックな多次元尺度構成法を適用する\*。

その結果は Fig 9 に示される。次元数1においてユークリッドモデルの場合で良好な stress (0.7%)であった。

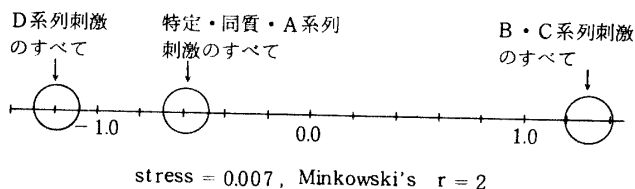


Fig 9 Kruskal の方法による分析結果 (実験Ⅱ)

Fig 9 に見られるように各刺激系列の分離が明確である。また、同じデータについて、これを距離データとして扱って Ward (1963)の系統的クラスター分析を適用してみる。グループ数として、3および5の場合を見てみよう。Table 4 に示される分析結果を見るとやはり、各刺激系列間の分離具合が良好である。

すなわち、各刺激系列は質的にかなりははっきりと分類されると考えられよう。また、刺激系列相互の関係について詳しく見ると、Kruskal の方法による場合では、「同質」刺激は当然のこととして、その外にもA系列が特定刺激との距離がない。次いでD系列となり、B・C系列が最も距離がある。クラスター分析による場合では、3グループのときに、Kruskal の方法による結果とまったく等しく、5グループのときには、それよりも詳しい系列間距離が認められる。この場合には、特定・「同質」・A系列が殆んど同一クラスターと考えられ、次いで、D系列、C系列、B系列と距離が開いてくる。

これら2種類の分析結果を総合すると、特定刺激と各系列刺激が相互に明確に分離されていること、および次のような順序で特定刺激との距離が大となって行くこと

\* 本研究では、適用に際し、stress としていわゆる stress 1 を用いており、また初期値は、いわゆるL型のものである。

TABLE 4 クラスタ分析の結果 (実験 II)

グループ数	3 グループ			5 グループ				
	1	2	3	1	2	3	4	5
各グループの刺激内容	特定・同質 A 系列のすべて	B・C 系列のすべて	D 系列のすべて	特定・同質 A 系列の一部	特定・同質 A 系列の残り	B 系列のすべて	C 系列のすべて	D 系列のすべて
各グループ間の重心距離	1	—	—	1	—	—	—	—
	2	.473	—	2	.088	—	—	—
	3	.324	.607	3	.543	.522	—	—
	4	—	—	4	.524	.502	.106	—
	5	—	—	5	.348	.341	.638	.629

を考え合わせて、次の順序で「異質度」が大となるものと、ここでは定義する。

すなわち、A 系列→D 系列→C 系列→B 系列の順である。

### 実験 III

#### 目的

実験 I において樹立された作業仮説を検証すること

#### 方法

被験者 成人 8 名

刺激文脈条件 刺激は、特定・「同質」・「異質」とも、実験 II において用いられたもの。「異質度」条件は実験 II における A, D, C, B 系列を各々条件 I, II, III, IV とする。構成比条件は各「異質度」毎に 3 段階とし、Table 5 のようにする。

手続 実験は個別実験で行なった。類似度の測度やその他は、実験 I と同様である。ただし、類似度は特定刺激相互間についてのみ求めた。また、反復信頼性について

TABLE 5 各構成比条件の刺激構成内容 (実験 III)

刺激	構成比条件		
	1	2	3
特定刺激	4	4	4
同質刺激	8	4	0
異質刺激	0	4	8
刺激総数	12	12	12

では実験 I で立証済みであるので、反復実験は行なっていない。なお、「異質度」条件の施行順序は各被験者毎にランダムとした。構成比条件順序は 1~3 である。

#### 結果と考察

実験 I と同じく、各被験者毎に特定刺激相互間の類似度平均を求め、これを指数化 (構成比条件 1 を 100 と

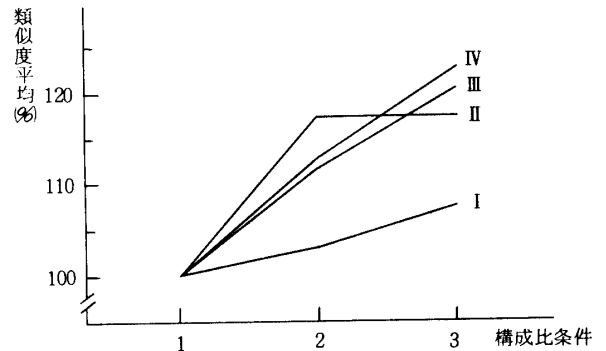


Fig 10 文脈効果 (実験 III)

TABLE 6 分散分析表 (実験 III)

要因	平方和	自由度	不偏分散	F
異質度	1,124.8	3	374.9	1.29
構成比	4,811.1	2	2,405.6	8.28 ***
交互作用	828.2	6	138.0	0.48
被験者誤差	5,063.8	7	723.4	2.49 *
全体	22,361.0	77	290.4	
全体	34,188.9	95		

\*\*\*  $p < 0.010$  \*  $p < 0.050$

するパーセント化)した後、被験者平均を求める。その結果は Fig 10 に示され、その分散分析表が Table 6 である。

それらによると、構成比条件は有意な差を示しており、かかる意味において、作業仮説(2)は立証されたと考えられる。作業仮説(1)については、Fig 10 では「異質度」条件間に差異が見られるものの、有意差ではない。その意味では、仮説が立証されたとはいえない。しかし、傾向として見ると、条件 I → IV の順に(構成比条件 2 では、やや異同)文脈効果が大きくなっており、これは実験 II において確定された「異質度」の順序と一致すると考えられる。また、条件 I と条件 II・III・IV の間の差が目立ち、条件 II・III・IV の相互の間では、その差は小さい。これらの傾向をもっと詳細に見ると、次のようなことが言えるであろう。すなわち、面積次元変化(条件 I)は元々特定刺激と余り異ならず、「同質」といっても良い位であった。文脈効果としても最も弱いことは、その意味で当然と考えられる。次に、“見かけ上の”奥行次元付与(条件 II)は、条件 III・IV と共に文脈効果の大きいグループを形成しているが、特徴的なことは、構成比条件 2 で急激な上昇を示し、その後構成比条件 3 に至っても殆んどカーブの変化がないことであろう。形態性次元変化(条件 III・IV)では、構成比条件と共に文脈効果が大きくなる傾向が最も顕著に示されている。「異質度」の検討(実験 II)の場合と同様、条件 III と IV の間には殆んど差異はなく、面積次元が重視されていないことを示唆される。

このように、作業仮説(1)は立証されたとはいいたいが、仮説(2)については立証されたとと言える。仮説(1)の「異質度」の問題に関しては、概念的にも条件操作的にも、未だやや曖昧な点があると考えられ、これらの検討を深めると共に仮説の検証も重ねられるべきであり、それは今後の問題となろう。しかし、仮説(2)が立証されたことにより、文脈効果の存在自体は認められたと考えて良からう。すなわち、最初に想定されたように類似印象も知覚・判断一般に見られるように文脈条件の影響を受け、かかる意味において、相対的なものと考えられる。

刺激個々間の類似印象は、それら当該の刺激相互の関係そのものだけに基づくのではなく、それら刺激がどのような刺激布置の下に組み込まれているかという要因を考慮に入れなければならない。

従来に関連研究においては、かかる観点に欠けており、類似印象の問題を、より固定的にとらえていたように思われる。しかし、実験 III で示されたように、刺激文脈パターンを考慮に入れた動的な見方が、今後必要であろう。ただ、本研究のこれまでの段階においては、類似度とい

う反応値をそのまま一次元性で処理してきた。従来に関連研究では、種々な多次元的処理が積極的になされてお

り(海保, 1970), 類似印象の手掛りとなる次元分析が進められてきている。本研究でも、一次元性の処理に止まらず、一度形成された類似性関係のパターンが文脈条件の変化により、どのような変容を受けてくるかという点に関して、パターン分析的処理を試みることも、一層の検討のために必要であろう。

そこで、かかる検討を実験 IV において試みよう。

## 実験 IV

### 目的

図形における類似印象におよぼす刺激文脈効果の多次元的検討

### 方法

被験者 成人 8名(条件 II のみは4名)

文脈条件 実験 III において「異質」刺激の含まれない構成比条件 1 を対照条件とする。文脈条件としては、文脈効果の大なる状況を考えて実験 III の構成比条件 3 を採用し、そこでの「異質度」条件 I ~ IV を、ここでの文脈条件 I ~ IV とする。刺激内容は、従って、実験 III で用いたものと同一である。

手続 個別実験で行なった。類似度測度については、ここでは特に類似度をそのまま数量として扱う必要はないので、実験 I・III よりやや容易な反応法と思われる多次元順位法とする。この方法の信頼性の高さ・他の類似度測度との一致度の高さについては内田(1974)で確認されているので、ここでは触れない。なお、文脈条件施行順序は対照条件を最初とした外は、ランダム順とした。

### 結果と考察

各文脈条件毎に類似度データを被験者平均し、Kruskal のノンメトリックな多次元尺度構成法を適用した。この方法では、Minkowski's  $r$ -metric として知られる一般的な距離関数について適用可能であるが、ここではユークリッドモデル( $r = 2$ )と市街地モデル( $r = 1$ )について分析した。結果的な布置と初期データのある単調変換されたものとの適合度を示す stress のカーブは Fig 11 に示される。

Fig 11 によると、市街地モデルでは対照条件の次元数 2 の場合のみ stress の値が急減しているが、それを除外すると全般に高い数値となっており、明らかにユークリッドモデルの方が良好な適合を示している。そこで、距離関数形としては、ユークリッドモデルを採用するものとする。

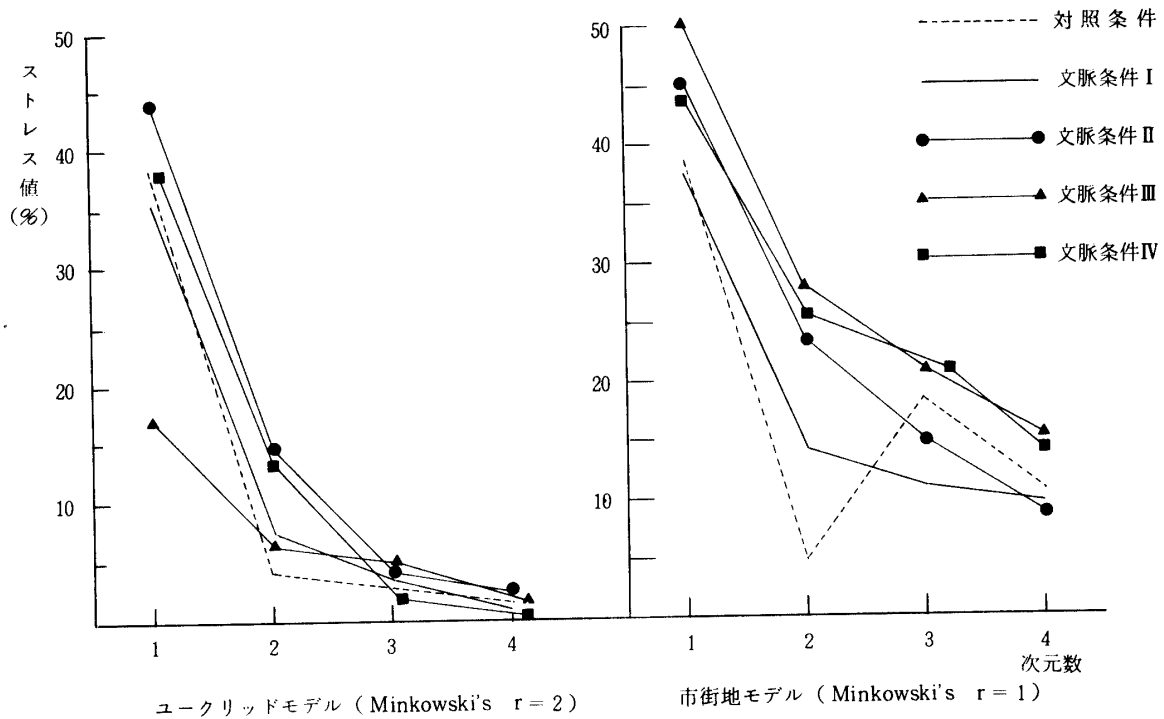


Fig 11 Kruskal の方法による分析結果のストレス値 (実験IV)

次に、次元数の決定を行なう。Kruskal は stress の評価として、5%を "good", 10%を "fair" としている。しかし、stress の絶対値のみを考慮するだけでなく、同時にそのカーブの形をも考慮する必要がある。すなわち、カーブが急激な低減を示す場合が一つの目安であろうと思われる。実験IIにおいてKruskalの多次元尺度構成法を適用した結果では、次元数1(ユークリッドモデル)で0.7%という非常に低いstressが得られており、次元数決定について特に問題はなかった訳である。ここでは、Fig 11に示された結果から次元数を決定するについては、一応次の2つの基準に依ることとする。

- (1) stress の値が10%を下回ること。
- (2) カーブが急激な低減を示していること。

これらの基準に従うと、対照条件・条件I・条件IIIでは2次元、条件II・条件IVでは3次元となることが判る。さて、各々の次元空間における刺激布置はどうであろうか。それらは、Fig 12 ~ Fig 16に示される。

これらの結果が意味するところを検討してみよう。最初に、距離関数モデルについて考察する。Minkowskiのr-metricについては、従来次のような議論がある。すなわち、刺激を構成している物理的変数が明確でないときには刺激相互間の全体的差異が直接に知覚される。かかる場合には、ユークリッドモデルが適合する。これに対して、刺激を構成している物理的変数が明確なとき

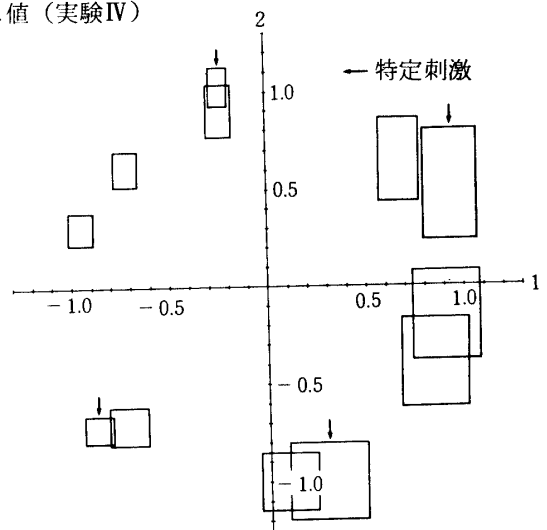


Fig 12 対照条件における刺激布置 (実験IV)

には、刺激相互間の距離は一々の物理的変数における差異の加算として知覚され、この場合には、市街地モデルが適合する (Torgerson, 1958; Hyman & Well, 1967)。

これらの意味づけは、必ずしもその根拠が明らかとは思われないが、物理的変数が複雑であって明確ではないと考えられる、いわゆる、ランダム図形ではユークリッドモデル(ないしは3以上のr)が適合するようである。その例として、Thomas (1968), Brown & Andrews (1968), Aiken & Brown (1969a), Aiken & Brown (1969b), Kikuchi (1971)等が上げられる。



原

著

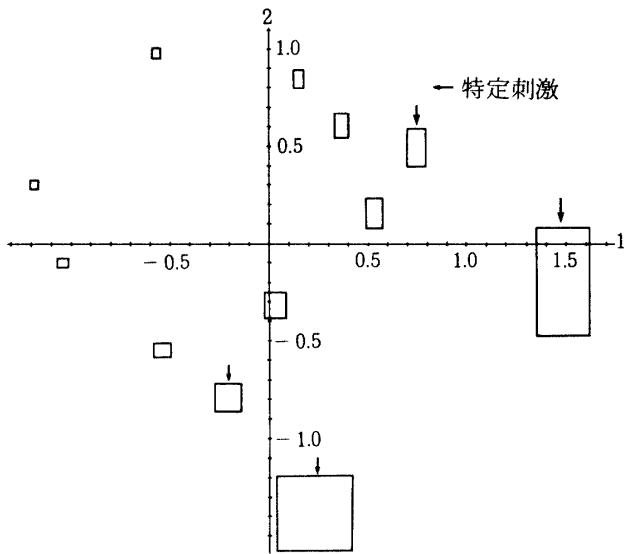


Fig 13 文脈条件Ⅰにおける刺激布置 (実験Ⅳ)

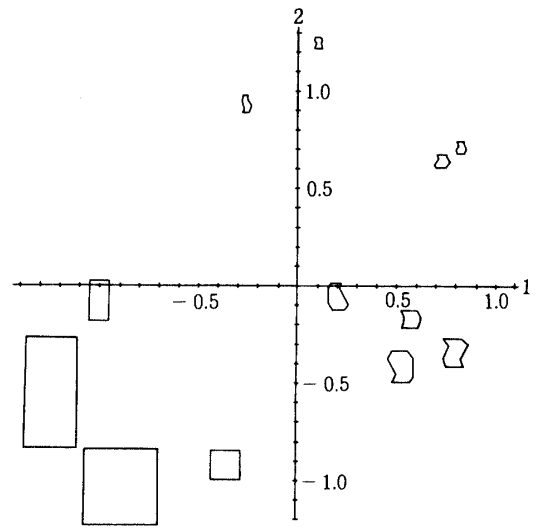


Fig 15 文脈条件Ⅲにおける刺激布置 (実験Ⅳ)

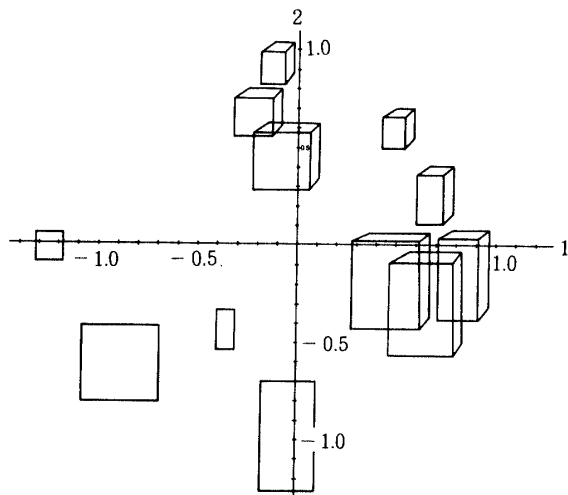


Fig 14-1 文脈条件Ⅱにおける刺激布置 (実験Ⅳ)

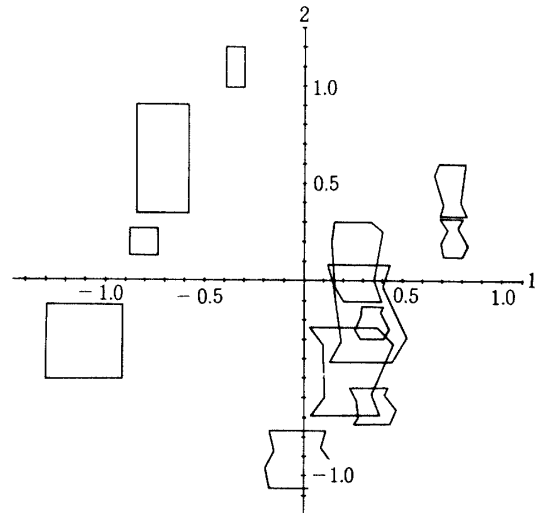


Fig 16-1 文脈条件Ⅳにおける刺激布置 (実験Ⅳ)

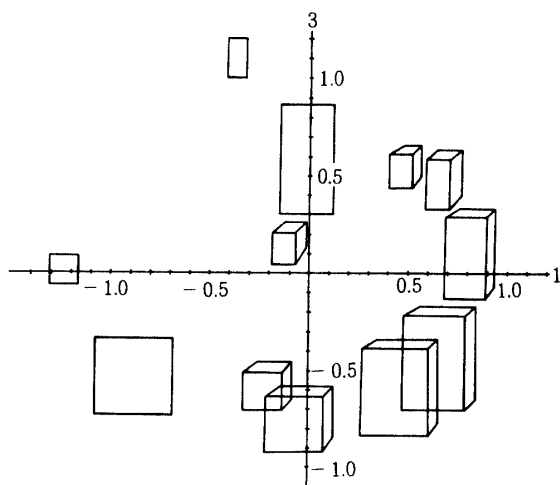


Fig 14-2 文脈条件Ⅱにおける刺激布置 (実験Ⅳ)

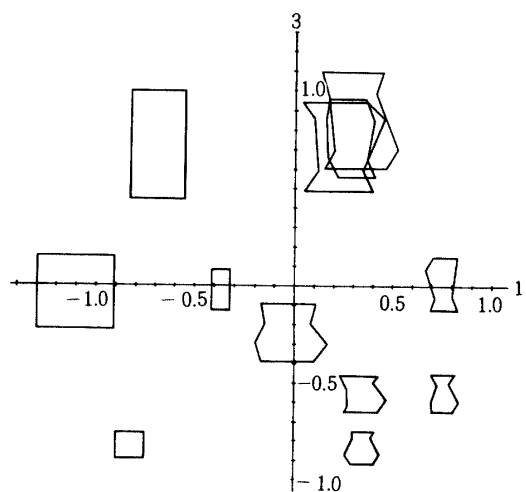


Fig 16-2 文脈条件Ⅳにおける刺激布置 (実験Ⅳ)

それでは、物理的変数が比較的明確な幾何学図形では市街地モデルが適合しているであろうか。特に単純な幾何学図形を用いた内田（1974）では、その場合でもやはりユークリッドモデルが適合していたと報告されている。本研究においても、対照条件の次元数2においてのみ両モデルとも良好な適合を示す外は、一貫してユークリッドモデルが適合しており、刺激文脈パターンの変化の影響は見られない。

次に、次元数の問題について考えてみよう。次元数は文脈条件により、2または3であった。対照条件(2)と同じものは、条件Ⅰ・Ⅲであり、次元数が増加したものは、条件Ⅱ・Ⅳ(3)である。次元数が対照条件よりも減少した場合は見られない。次元数の増加した条件Ⅱは“見かけ上”の3次元図形であり、同様の刺激を用いた内田（1974）では、ここでの特定刺激の如き方形図形よりも、次元数が多くなることが示されている。また、条件Ⅳは、いわゆる、ランダム図形であり、かかる刺激を用いた従来の研究結果は単純な幾何学図形を刺激とした場合よりも、次元数が多少増えるようである（内田，1974）。本研究においても、方形図形を刺激とした対照条件に対し、条件Ⅱ・Ⅳにおいて次元数が増加したという結果が認められている。これは、従来の傾向と一致するように思われる。ただし、同じランダム図形でも同時に面積を縮小した条件Ⅲについては、次元数の増加は認められない。かかる次元数の変化と、文脈条件変化との間には、系統的な対応が明らかな形では見られないようである。

それでは、次元内容もしくは次元空間における刺激布置についてはどうであろうか。各文脈条件共、全次元合わせての分散が1.0になるよう基準化されているので、このことを考慮して特定刺激相互間の関係パターンに着目すると、主として次のように考えられる。すなわち、

- (1) 特定刺激相互間の距離は、文脈条件により、いずれも縮小している。
- (2) かかる距離の縮小は、主として面積次元上の距離の縮小ないしは無視によって生ずるものと考えられる。
- (3) 特定刺激群が相互に形成するパターンは、対照条件・条件Ⅰでは、ほぼ長方形状といえる。条件Ⅱでは、やや長方形状より崩れ、条件Ⅲ・Ⅳでは、その崩れが、より大きいように思われる。

すなわち、文脈効果の影響を最も受けやすく、それによって変容を示しやすいのは、形態性次元よりも面積次元ということが出来る。そして、このことは、実験Ⅲにおいて面積変化による文脈条件(Ⅰ)が最も弱い文脈効果を示したことと対応する。つまり、面積次元は、形態性次元等と比較すると類似印象の際の手掛り次元としては弱

いものである。従って、容易に文脈変化の影響を受け、また、自らは最も弱い効果しか及ぼすことが出来ないと思われる。このことは、面積次元を統制した図形を用いたのにも拘らず、種々な形態性次元の背後に埋没してしまい手掛り次元としては検出されなかったという内田（1974）の結果とも通ずるものと考えられる。

また、特定刺激相互の形成する長方形状のパターンが文脈条件と共に徐々に崩壊してゆくように思われるが、この崩壊の順序は、「異質度」の順序とはほぼ一致するように考えられる。すなわち、少々の「異質」刺激の導入によっては、元々の刺激相互の形成するパターンは崩れないが、高度の「異質」刺激の導入によって、もはや元の刺激間関係パターンを維持できず、崩壊して行くのであろうか。

この点に関しては、ここでは、構成比条件について1水準しか設定しておらず、確定的に論ずることは尚早であらう。「異質」刺激の構成比の増減に対応してどんな変化が認められるのか、より詳細に検討する必要がある。

このように、Minkowski's r-metric および次元数の点に関しては、文脈条件との系統的な対応が見出されなかったように思われるが、次元内容ないしは刺激布置の点については、若干の興味ある結果を得ることが出来たと考えられる。

## 要 約

従来の類似印象の研究においては、種々な図形を刺激とし、主として多次元尺度構成法によって類似性の手掛り次元を検討してきた。そこでは、刺激の問題、類似度測度の検討、発達の観点からの分析、個人差の分析等種々の検討が加えられてきた。しかし、ここで一つ問題と思われることは、個々の刺激間の類似性のみが問題とされており、刺激全体のパターンとの関係が捨象されている点である。すなわち、刺激文脈の問題である。本研究では、この問題を扱い、先づ実験Ⅰにおいて、「異質」刺激を種々な構成比で導入した場合、類似度反応がどのように変化するかを分析した。その結果、次の作業仮説を得た。（ここでは文脈効果をこのように仮説化した。）

作業仮説 (1) 特定刺激群内部の類似度は、文脈刺激の「異質度」が大となるに従って、（平均的に）より高まるであろう。

(2) 特定刺激群内部の類似度は、文脈刺激中の「異質」刺激の構成比が大となるに従って、（平均的に）より高まるであろう。

そして、「異質度」操作の妥当性を検討する実験Ⅱを行なった後、実験Ⅲにおいて、仮説検証を試みた。その

結果、仮説(1)については立証できなかったが、仮説(2)は立証することができた。

このように、文脈効果自体の存在は立証できたと考えられたので、さらに、類似度反応値をそのまま一次的に処理するのみでなく、多次元的にパターン的な変化を分析することとした。そのために実験Ⅳを行なった結果、次のような結果を得た。すなわち、Kruskal のノンメトリックな多次元尺度構成法により分析した結果、Minkowski の r-metric および決定された次元数においては、文脈条件変化との系統的な対応は見出せなかったものの、次元空間における刺激布置に関して、文脈効果の影響を受け易い手掛り次元および元の刺激間類似性関係のパターンの変容という点で、若干の興味ある結果が示されたように思われた。

## 文 献

- Aiken, L. S., & Brown, D. R. 1969a A spatial analysis of the discriminability of forms in noise. *Perception & Psychophysics*, **5**, 171-175.
- Aiken, L. S., & Brown, D. R. 1969b Visual form perception: Congruence among spatial configuration. *Perception & Psychophysics*, **5**, 155-160.
- Attneave, F., & Arnoult, M. D. 1965 The quantitative study of shape and pattern recognition. *Psychological Bulletin*, **53**, 221-227.
- Brown, D. R., & Andrews, H. M. 1968 Visual form discrimination: Multidimensional analysis. *Perception & Psychophysics*, **3**, 401-406.
- Hyman, R., & Well, A. 1967 Judgement of similarity and spatial models. *Perception & Psychophysics*, **2**, 233-248.
- 海保博之 1969 片仮名文字相互間の類似性判断次元と見易さの関係 *心理学研究*, **40**, 337-340.
- 海保博之 1970 形の知覚に関する多変量解析的アプローチの現況 *心理学評論*, **13**, 305-317.
- 柿崎祐一 1974 知覚判断 培風館
- 上笹恒・犬飼幸男 1972 図形知覚における類似性判断の解析 *人間工学*, **8**, 273-283.
- 上笹恒・犬飼幸男 1973 視覚図形の類似性判断の研究 *日本心理学会第37回大会発表論文集*, 444-445.
- Kikuchi, T. 1971 A comparison of similarity space and semantic space of random shapes. *Japanese Psychological Research*, **13**, 183-191.
- Kruskal, J. B. 1964a Multidimensional scaling by optimizing goodness-of-fit to a nonmetric hypothesis. *Psychometrika*, **29**, 1-28.
- Kruskal, J. B. 1964b Nonmetric multidimensional scaling: A numerical method. *Psychometrika*, **29**, 115-129.
- Ross, R. T. 1934 Optimum orders for the presentation of pairs in the method of paired comparison. *The Journal of Educational Psychology*, **25**, 375-382.
- Thomas, H. 1968 Spatial models and multidimensional scaling of random shapes. *American Journal of Psychology*, **81**, 551-558.
- Torgerson, W. S. 1958 *Theory and methods of scaling*. New York: Wiley.
- 内田敏夫 1974 視的類似印象の構成次元 昭和48年度名古屋大学大学院教育学研究科修士論文(未刊)
- Ward, J. H. 1963 Hierarchical grouping to optimize an objective function. *Journal of American Statistical Association*, **58**, 236-244. (東洋(編) 1974 *心理学研究法*, **15**, 東京大学出版会 による)。
- 藪内稔 1968 図形認知の発達変容 *日本心理学会第32回大会発表論文集*, 183.

A STUDY ON THE VISUAL SIMILARITY

— On the effects of stimulus context on similarity cognition of figures —

Toshio UCHIDA and Yosio UTIDA

The purpose of this paper is to investigate, as a first step, the context effect in the problem of visual similarity of figures. This paper consisted of 4 experiments. In each experiment, standard stimuli were simple geometric figures and the influence that the context conditions had on observed similarity between each of standard stimuli was analyzed.

In Experiment I, one working hypothesis was made. In this experiment, the procedure that “different” stimuli (random figures) were introduced into the group of geometric figures (circles & ellipses) was carried. Ss were asked to measure similarity with insight by arbitrary number from 0 to 100. Ss were 6 adults. As a result, the content of hypothesis was as follows:

- (1) The more “difference” is, the more observed similarity between each of standard stimuli would be.
- (2) The more the ratio of “different” stimuli in context stimuli is, the more observed similarity between each of standard stimuli would be.

In Experiment II, the purpose was to prepare 4 context conditions consisted of various “difference” to verify the hypothesis. After the classification data were transformed into proximity data, each of Kruskal’s nonmetric MDS and hierarchical clustering was applied to the proximity data. Ss were 9 adults. As a result, the order of “difference” of each context stimuli condition was as follows:

- (1) Area reduced stimuli
- (2) Apparent cube stimuli
- (3) Area reduced & randomized stimuli
- (4) Randomized stimuli

(Standard stimuli were rectagle figures)

In Experiment III, the hypothesis (obtained in Experiment I) was verified. The context conditions were the ones formed in Experiment II, and the procedure was almost the same as in Experiment I. Ss were 8 adults. As a result, only hypothesis (2) was proved.

In Experiment IV, multidimensional analysis on the context effect was tried. The context stimuli were the ones used in Experiment III, and similarity was measured as order scale value. The proximity data were analyzed with Kruskal’s nonmetric MDS. Ss were 8 (partly 4) adults. The results were as follows:

- (1) The number of dimensions was 2 or 3, and no systematic change with context condition was found.
- (2) It was the dimension of area rather than of form that was influenced by context effect.
- (3) The more “difference” of context condition was, the more the original pattern formed with standard stimuli changed.
- (4) On the Minkowski’s r-metric, Euclidean model was most suitable for all cases.