

類似印象のデータにおける個人差変動について

内 田 敏 夫*

An Analysis of Individual Difference in Similarity Data.

Toshio UCHIDA

1. 問 題

筆者のこれまでの視的類似印象に関する研究(内田・内田⁽¹⁾, 内田⁽²⁾, 内田⁽³⁾)においては, 個々の被験者毎についての分析は行なわれず, 被験者全体の平均値についてデータ処理が実行された。これは特に被験者の個人差の分析を目的とはしなかったためである。しかし, 被験者による差異がある程度以上に大きいものであれば, 単純に全体平均だけで論ずるに終らず, 場合によっては, 個人差の点にも分析を加える必要も出てくるかも知れない。特に, 個人差が単に「量的」な差異に止まらず, 「質的」なもの, 換言すれば, パターンの違いを生ずるものであれば, そうした不均質なデータを一括して平均化した結果の分析は, その安定性(一般性)に問題を残す可能性が出てくる。また, 場合によっては重要な知見を見落すこともあるかも知れない。

そこで本研究では, 被験者のロウ・データに示された差異が, 分析結果の違いにどのように関連するかを試みに検討してみよう。したがって, 本研究における個人差の分析は, 心理学的水準のものではなく, それ以前のデータ解析上のものである。

2. 資 料

分析資料は, 内田・内田⁽¹⁾の実験Ⅳにおける条件の内, 被験者人数の少ない文脈条件Ⅱ(4名)を除いた, 対照条件および文脈条件Ⅰ・Ⅲ・Ⅳとした。被験者数は各8名である。便宜上, 元の研究における対照条件をここでの条件1, 文脈条件Ⅰを条件2, 文脈条件Ⅳを条件3, 文脈条件Ⅲを条件4とした。

3. 分 析

1) ロウ・データに見られる個人差

さて, 最初に各被験者のロウ・データ間に見られる差異を調べてみよう。分析対象となったオリジナル・データは多次元順位法によるものである。そこで, ここでは, 被験者データ間のスピアマンの順位相関の幅を見てみよう。それを表1に示す。

表1 ロウ・データにおける個人差

条 件	順位相関の幅
1	-0.046 — 0.882
2	0.117 — 0.903
3	0.097 — 0.849
4	0.117 — 0.956

* 社会系列——心理学 (Department of Liberal Arts and Sciences——Psychology)

表1によると、人数は各条件8名と知覚実験としてはともかく、一般的には比較的少ないのにもかかわらず、かなりの幅の差異が認められる。そこでこうした差異が解の一致性にどのように影響しているかについて、次の順序で分析することとしよう。

- (1) 被験者全体を、比較的等質ないくつかの下位グループに分割する。
- (2) 次に、各下位グループ毎について、オリジナル・データに対して適用したのと同様の多次元分析を試みる。
- (3) そして、(2)の結果の一致性を確認する。

2) 被験者の下位分割

個人間のスピアマン順位相関係数マトリックスを利用して、数量化の方法4類の適用により、個人間の親近関係布置を得ることが出来る。そこで第2次元まで求め、2次元布置に8名の被験者を位置つけた。その結果を図1に示す。図1によれば、いずれの条件においても被験者全体は3グループに下位分割できると考えられる。そこで表2のように分割することとした。表2によると、1名だけのグループもかなり出来ることになる。これは社会心理学上の概念としてのグループに相当しないが、ここでは、データ

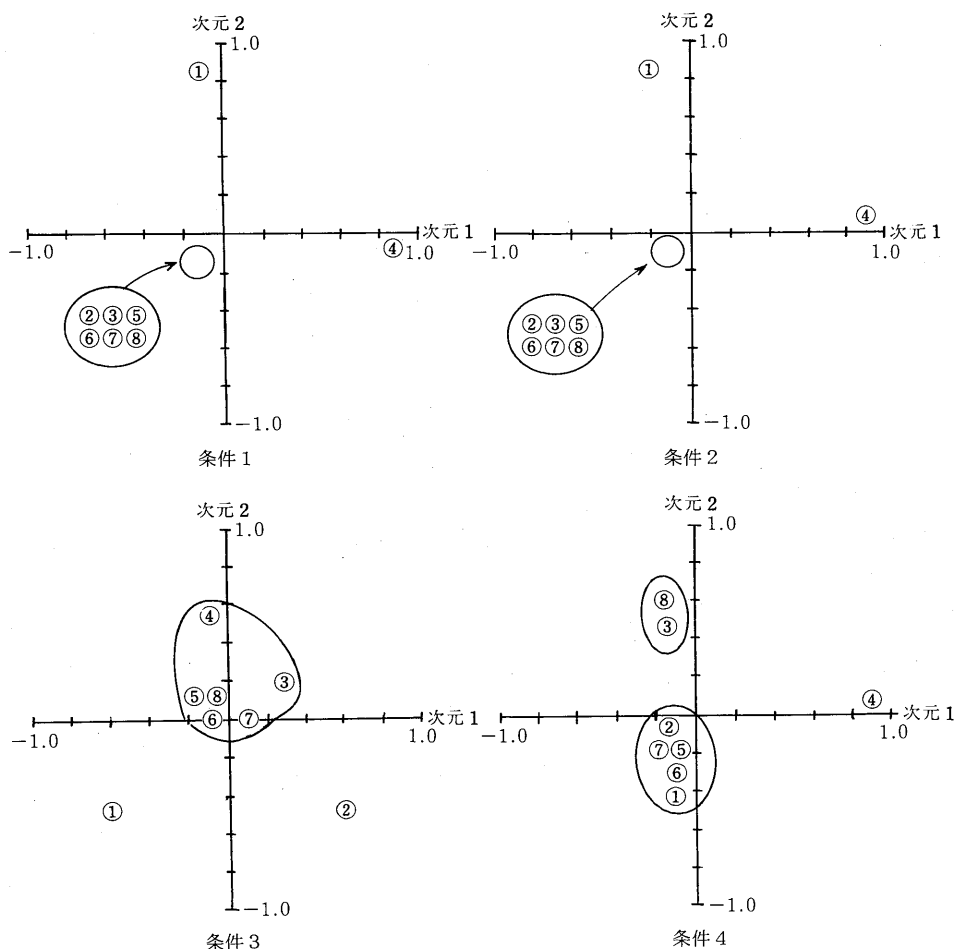


図1 被験者の数量化4類による分割

解析上の問題であるので、便宜上、グループ扱いした。

表 2 被験者の下位グループへの層別

条 件	下位グループ	被験者番号	人 数
1	1	①	1
	2	② ③ ⑤ ⑥ ⑦ ⑧	6
	3	④	1
2	1	①	1
	2	② ③ ⑤ ⑥ ⑦ ⑧	6
	3	④	1
3	1	①	1
	2	②	1
	3	③ ④ ⑤ ⑥ ⑦ ⑧	6
4	1	① ② ⑤ ⑥ ⑦	5
	2	③ ⑧	2
	3	④	1

このようにして分割された各下位グループ毎に被験者の多次元順位法によるロウ・データを平均し、グループ平均データを求めた。これらの下位グループ平均データと、全被験者一括の平均データ（従来の平均データ）との相互関係をスピアマンの順位相関で見ると表 3 のようである。表 3 によれば、全体としては、全平均データとある程度以上の順位相関が示されているものの、下位グループによっては、0.5 を下回る順位相関も認められ、必ずしも高い対応性が示されている訳ではない。

表 3 ロウ・データによる全平均と各グループ平均間の順位相関

グループ \ 条件	1	2	3	4
1	0.684	0.833	0.774	0.979
2	0.984	0.981	0.774	0.841
3	0.475	0.633	0.962	0.596

こうしたロウ・データ上の対応性の程度が結果の解における差異とどのような関係にあるのかについて、以下に検討を進めて見よう。

3) MDSCAL による解の一致度

類似印象の研究において分析法として用いら

れる多次元尺度構成法の内、適用頻度の高い Kruskal^{(4), (5)} のノンメトリックな多次元尺度構成法、いわゆる MDSCAL による分析結果の一致度を調べることにする。解の条件として、初期値はいわゆる L 型乱数、Minkowski の r メトリックは 2、すなわち、ユークリッド距離、計算反復上限は 100 回、解の次元数は 2 次元とした。

各下位グループ毎の被験者平均ロウ・データの MDSCAL による分析結果と全被験者平均ロウ・データの MDSCAL による分析結果との間の一致度をピアソンの相関によって検討する。その結果は表 4 に示される。表 3 と照合しながら

表 4 MDSCAL による分析結果間の一致度

条 件		1	2	3	4
グループ	次元				
1	1	-0.530	0.515	0.911	0.929
	2	0.256	0.206	0.447	0.886
2	1	-0.990	0.834	0.093	0.552
	2	0.985	0.831	0.824	0.243
3	1	-0.193	-0.213	0.905	-0.368
	2	0.578	0.552	0.944	-0.057

ら表 4 を見てみよう。条件 1 においては、最もロウ・データ上の順位相関の低いグループ 3 (0.475) での解の一致度は -0.193 および 0.578 とまったく、もしくは、かなり低い。逆に最も順位相関の高いグループ 2 (0.984) では次元 1 で -0.990 (マイナス相関であるが、刺激布置パターンが単に逆転しているので、本質的には同一パターンといえる)、次元 2 で 0.985 と、ほぼ完全な一致度が認められる。条件 2 では、順位相関の最も高いグループ 2 (0.981) において解の相関は 0.834 および 0.831 であり、同様にかなり高い一致度が示されるものの、反面、0.833 とかなりの順位相関のあるグループ 1 で解の相関が 0.515 および 0.206 とかなり低い。条件 3 でも、最大順位相関のグループ 3 (0.962) でほとんど完全な解の一致度 (0.905, 0.944) が認められるが、他方、かなり高い順位相関である筈のグループ 1・2 (共に 0.774) では一方の次元では一致度が高い

(グループ1での次元1——0.911, グループ2での次元2——0.824)ものの, もう一方の次元では相関がかなり低い(0.447, 0.093)。この傾向は条件4でも共通しているといえる。

したがって, もし表3と表4の比較から直ちに結論に至れば, 次のようなことになるかも知れない。すなわち, ロウ・データ上の順位相関がほぼ0.9以上であれば, MDSCALによる分析結果の一致度はほぼ完全であるが, 順位相関が0.8程度に下がると, 分析結果の一致度は急速に低下し, 場合によっては, ほとんど対応が見られないということである。

しかし, これは速断に過ぎ, もう少し結論を延ばした方が適切かも知れない。その理由として, 一つには, 各下位グループの人数が1名—6名と大きな幅があり, こうした事情が関係していることはないのだろうか。この点は本研究でのデータからは直接に検討することが困難なように思われる。しかし一般的に考えると, 全平均は被験者数の多いグループに近づくであろうから, 人数の多いグループほど全平均データとの解の一致度が高くなる傾向はその意味で当然と思われる。問題は, 人数の少ないグループにおける全平均データとの解の一致度の低さについて, ロウ・データ上のパターンの差異と人数の大小とがどのように交絡して影響しているのか必ずしも明確には分析できないと思われることである。理由の第二としては, 表面的にはMDSCALによる分析結果の次元間に高い一致度が認められない場合であっても, 次元の回転によって一致度が高まる可能性もありうることである。ここでは第二の理由に関連してもう少し検討を進めてみよう。

4) 正準相関分析による一致度

上述のようにMDSCALによる次元を各々独立に対応させるだけでなく, 2次元布置全体としての刺激パターンの一致度を分析する必要があるかも知れない。そこで, 次にMDSCALによる分析結果の2次元解同士を正準相関分析によって検討してみたい。その結果は表5に示さ

れる。

表5 正準相関分析による一致度

グループ \ 条件	1	2	3	4
1	0.952	0.769	0.986	0.982
2	0.993	0.997	0.938	0.986
3	0.843	0.919	0.973	0.503

表5によれば, 条件4においてグループ3が全平均データと低い正準相関(0.503)しか示さないことを除くと, いずれもかなり高い値を示している。ほとんどの場合が0.9以上ときわめて高い値になっている。条件4のグループ3については, 表4において2次元全体として最も低い相関(絶対値で)が示されている。この位に低い相関の場合を除いて後はかなり高い訳である。

したがって, 正準相関という手続では, 表面上は相関が低い場合においても, 高い一致度が認められる訳である。

したがって, 上述の, ロウ・データ上の順位相関が0.8程度以下における解の次元間の相関の低さは表面的なものかも知れない。真に対応している方向を探して対応させた場合, ここで扱った類似度データに含まれていた被験者間の不均質さについての各下位グループ毎の分析を行なっても, MDSCALの結果には, 「本質的には」あまり大きな差異はないと考えて良いのかも知れない。換言すれば, ここで扱った資料に関して, 全被験者を一括して平均したとしても, あまり問題はないのかも知れない。

一般論としては次のように考えられるであろう。すなわち, 被験者間に見られる個人差変動について, それが単なる「量的」なものであって本質的なパターンとしては共通している, したがって, それらをまとめて平均しても重要な情報は失われない場合がある。一方, それは単なる「量的」変動に止まらず, より本質的な「質的」差異に関わるものであり, それらを層別することなく一括して平均してしまうと重要な情報が失われるという場合もあるであろう。

本研究の検討については, MDSCALの次元

を直接に相関させて見ると、全体としては相関が必ずしも高くないことからあるいは「質的」差異のようにも思われるし、また反面、正準相関で見ると表面的にはたとえ相関が低くとも、潜在的には対応度が高く、したがって単なる「量的」差異であるようにも思われる。

そこで次には、各下位グループ・データ同士が基本的には共通しているという仮定の下に、別の観点から検討を試みてみたい。

5) INDSCAL による一致度

Carroll & Chang⁶⁾の、個人差を考慮したメトリックな多次元尺度構成法、いわゆる INDSCAL、の適用により各下位グループ・データの刺激布置パターン相互がどのような関係にあるか分析した。計算条件として、共通空間としては(12×12の)刺激空間布置、個人差に相当する

被験者グループ層別として、グループ1, 2, 3の3層、初期値はグループ1, 2, 3を平均したデータに対して適用された数量化4類の結果、解の次元数は2, 反復計算の上限は50回とした。その結果を図2に示す。図2の内容は、各被験者グループにおける共通次元へのウェイトを条件別に表わしたものである。図2を一見して、各グループによって共通次元へのウェイトのパターンがかなり異なることが判る。例えば条件1のグループ3のようにほとんど次元1だけにウェイトを置くもの、また逆に、条件3のグループ2のようにほとんど次元2だけにウェイトを置くものと明確な区別が認められる。さらに、条件4のグループ3のように原点にかなり近く、その意味においてこの2次元共通空間とはあまり共通性を持たないものも認められる。

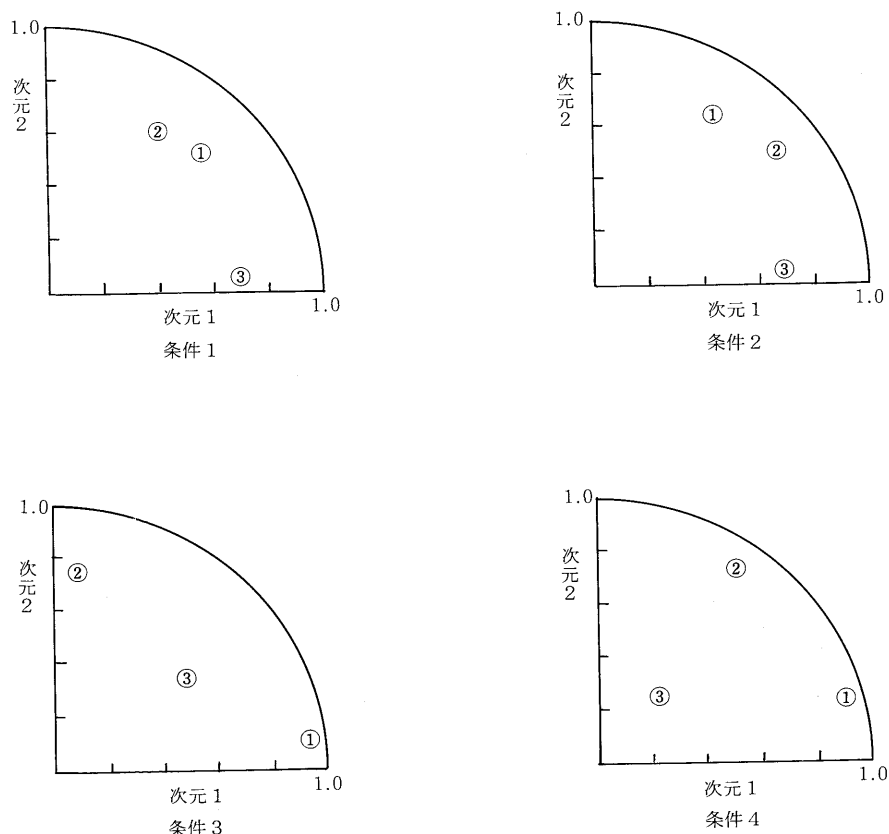


図2 INDSCALの結果(各グループの共通次元へのウェイト)

すなわち、どの条件においても、3つのグループは必ずしも相互の共通性が高いとも考えられず、上述の、グループ同士の共通性に関する仮定は必ずしも適切とも思われない。

したがって、ある意味においては、図2の内容は表5よりも表4の内容に近いものかも知れない。すなわち、本研究の資料における3つのグループは相互に一定程度の不均質さを持っているということである。

いずれにせよ、先にも述べたように、被験者間に認められる個人差変動に基づいて、被験者群を層別するか、一括して平均するか判断は中々難しいものであり、個々のケースにおいて個別に検討、処理せざるを得ないものと思われる。

〔参 考 文 献〕

- (1) 内田敏夫・内田良男 1977 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——名古屋大学教育学部紀要(教育心理学科), 25, 55—66.
- (2) 内田敏夫 1978 視的類似印象の構成次元 心理学研究, 49, 48—51.
- (3) 内田敏夫 1986 抽象刺激の類似印象およびイメージに関する多次元的分析 経営情報学部論集(中部大学経営情報学部), 2(2), 81—92.
- (4) Kruskal, J.B. 1964a Multidimensional scaling by optimizing goodness of fit to a nonmetric hypothesis. *Psychometrika*, 29, 1—27.
- (5) Kruskal, J.B. 1964b Nonmetric multidimensional scaling: A numerical method. *Psychometrika*, 29, 115—129.
- (6) Carroll, J.D., & Chang, J.J. 1970 Analysis of individual differences in multidimensional scaling via an n-way generalization of “Eckart—Young” decomposition. *Psychometrika*, 35, 283—319.