Ann. Rep. Asahikawa Med. Coll.
1984, Vol.5, 79～89

Questionnaire における"？"反応の選択要因について(Ⅲ)

熊井　桂子　　岩渕　次郎

すでに熊井・岩渕（1982ａ）は，Ｙ－Ｇ性格検査にみられる"？"反応とその選択理由について検討を加え，"？"反応の選択傾向が特定の性格傾向と関連すること，"？"反応の出現は個人の"？"反応傾向の水準のみに関わるものではなく，質問項目自体の特性によっても影響されること等の知見を得ている。本論では，さらにＭＡＳを用いて，"？" 反応の選択理由に関するクラスター分析，および林の数量化理論３類による各質問項目のカテゴリーの数量化を試み，"？"反応傾向に関する分析を進めることとする。

対象と手続き

医科大学男子一学年学生201名を対象として，ＭＡＳ（三京房版）を正規の手順で集団施行し，回答欄中に"？"反応のみられた被検者に対しては，さきに報告した"？"反応の選択理由に関するチェックリスト（表－１）に基づいて，その選択理由を該当項目ごとに記入させた。結果の整理およびその統計的処理には，北海道大学大型計算機（ＳＰＳＳ統計プログラムパッケージ，KHSPSSサブプログラムパッケージ（中野・上島,1982）等）を利用した。

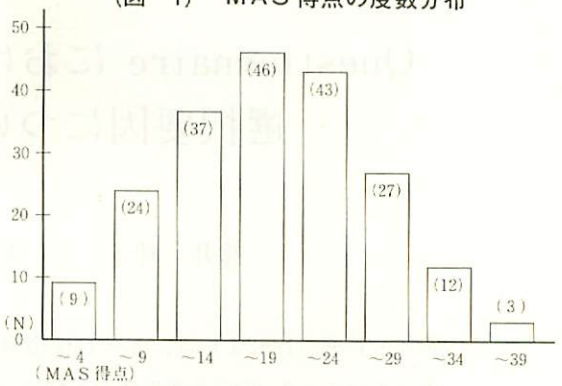
結果と討議

尺度得点と"？"反応の出現状況：図－１のごとくＭＡＳ得点はほぼ正規分布をなし，全体の72％は不安段階Ⅲ～Ⅴの標準段階に，13％がⅡ段階に，残りの15％が強度の不安状態を示すⅠ段階に属した。平均得点は17.79±ＳＤ7.91であり，Hathaway ら(1968)の標準資料（平均17.80±7.41）との間に差はみられなかった（t ＝0.011，df ＝362，p ＞.10)。また両者の得点散布度にも差の認められないことが分散の同質性の検定から確かめられた（F ＝1.139，df ＝200/162，p ＞.10)。なお同じ資料から北大版の採点方式（"？"反応に0.5点を加点）に基づいて算出した平均得点（19.43±7.46）でも，杉山（1967）の標準資料（平均17.60±6.44）ならびにさきの熊井・岩渕（1981）の資料（平均17.87±6.43）との間に差は認められなかった（t ＝1.842，df ＝271，

$p > .05$：$t = 1.216$, $df = 238$, $p > .10$)。

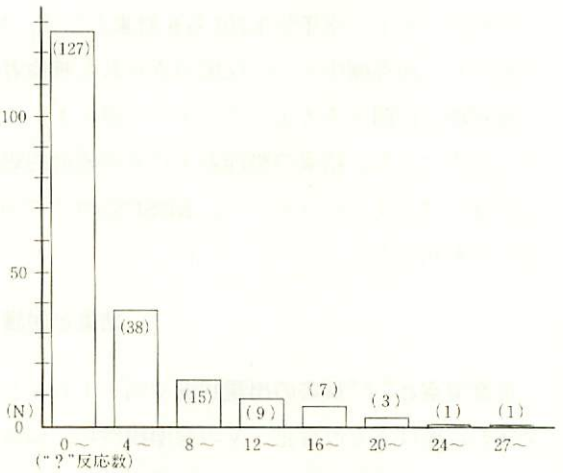
嘘構得点は，平均4.19±2.04，モード3，歪度0.41の若干正の歪型傾向を示す分布を示した。これは同一の質問項目から成るMMPIのL得点標準資料(日本MMPI研究会，1969：平均4.98±2.73）と比べて有意に低く（$t = 4.705$，$\nu = 358.544$, $p = .001$），分散も同質とは考えられなかった（$F = 1.777$, $df = 1005/200$, $p < .005$)。この差は，本論の被検者が男子大学生であるのに対し，標準資料では男子56%，女子44%から成る高校生以上の一般市民と学生の混成であることによるものと思われる（ちなみに岩脇（1972）は，女子の嘘構得点が男子と比べ高くなること，教育レベルの低い場合は得点が高くなることなどを指摘している)。

(図—1)　MAS得点の度数分布



図—2は“？”反応数の度数分布である。平均は4.07±5.48（全質問項目の6.3%）であるが，“？”反応の全くない者が全体の27%にみられて中央値は2.13となった。MAS尺度での“？”反応数をみると，平均3.28±4.74（全MAS項目の6.6%)，中央値は1.38であり，全被検者の38%は全く“？”反応を選択しなかった。嘘構尺度での平均は0.79±1.12（全嘘構項目の5.2%)，中央値は0.49であり，両尺度の“？”反応数には0.60（$p < .001$）の高い相関がみられた。なお，個人のMAS得点とその“？”反応数の間には負の相関（−0.34，$p < .001$）が，また嘘構尺度の得点と“？”反応数との間にも低いが負の相関（−0.23，$p < .001$）がみられた。

(図—2)　“？”反応数の度数分布



“？”反応の選択理由：表—1は“？”反応の選択理由別頻度（以下，理由別得点とする）の平均等を示したものである。この理由別得点の分布に関し，前報のY—G検査と本論のMASとを比較した結果，両検査間に差がみられなかった（$\chi^2 = 8.60$, $df =$

（表－1）“？”反応の選択理由と平均理由別得点

	選択理由	平均(%)	SD	MAS%	嘘構%
R1	質問の内容自体がよく理解できないので回答できない。	0.10 (2.5)	0.38	2.4	3.2
R2	条件設定(時と場合・程度など)があいまいなため一概には回答できない。	1.07 (26.2)	2.00	28.2	17.8
R3	条件設定には問題はないが,「はい」のときも「いいえ」のときもある。	1.24 (30.4)	2.19	34.2	15.1
R4	そのような経験がないので(乏しいので)わからない。	0.45 (11.0)	0.63	4.5	38.1
R5	「はい」と「いいえ」のちょうど中間程度である。	0.86 (21.1)	2.89	22.1	17.0
R6	質問されたことについて，自分でも自分がわからない。	0.23 (5.6)	0.78	6.1	3.8
R7	できればはっきりとした回答をさけたい。	0.04 (1.0)	0.31	1.1	0.6
R8	その他(自由記述)	0.02 (0.5)	0.12	0.3	0.6
R9	無応答	0.07 (1.7)	0.36	1.1	3.8

7，$p > .10$）ことから，各選択理由の相対的出現度は検査の種類にかかわらずほぼ安定していると思われた。

ところで熊井・岩渕（1982 b）は，選択理由に関する因子分析から3因子を抽出し，各因子の意義について検討を試みながらも，なお十分な解明には至らなかった。本論ではさらに各理由間の関連を究明するために新たにそれらに関するクラスター分析を試みることとした。表－2は各理由別得点の相関行列である。全体の2/3近くの相関は有意ではなかったが，R2とR3の間で0.42というかなりの相関がみられるのを筆頭に，R1とR2，R1とR6，R2とR6，R2とR7，R3とR5，R4とR6等の間に低いが有意な正の相関がみられた。なお，R8と他の選択理由との間などに若干の負の傾向がみられた。この相関行列を類似度行列として，集合的・階層的手法によるクラスター分析をおこなった

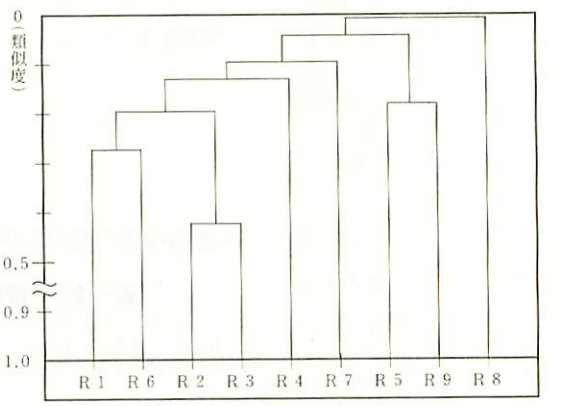
（表－2） 理由別得点間の相関行列

	R1	R2	R3	R4	R5	R6	R7	R8	R9
R1									
R2	.25**								
R3	.15*	.42**							
R4	.12*	.10	.09						
R5	−.01	.07	.21**	.17**					
R6	.27**	.23**	.15*	.22**	.00				
R7	.01	.22**	.14*	−.02	.09	.09			
R8	−.03	.04	−.01	.04	−.04	−.04	−.02		
R9	.02	−.06	−.06	.05	.18**	.04	−.02	.09	

（* $p < .05$, ** $p < .01$）

結果が図—3である。この結合作業に際しては，新クラスターとそれ以外のクラスター間の距離を，双方の各クラスターの平均距離とした。図で明らかなごとくR2とR3の類似度（0.418）が最も高く，R1とR6（類似度0.274）がこれに次ぎ，それぞれクラスターを形成している。この両クラスターはさらに新たなクラスターを形成するが（類似度0.197），この新クラスターにR4が結合し（類似度0.130），R7が加わる（類似度0.087）。ただし，R4およびR7は，R1・6・2・3で構成されているクラスターに加わる際の類似度が低いため，両者とも独自の選択理由と解釈された。また，R5とR9はひとつのクラスターを形成し（類似度0.181），これが樹状図（dendrogram）左端のR1～R7から成るクラスターと結合しており（類似度0.042），このクラスターが最終的にR8と結合する（類似度0.004）。

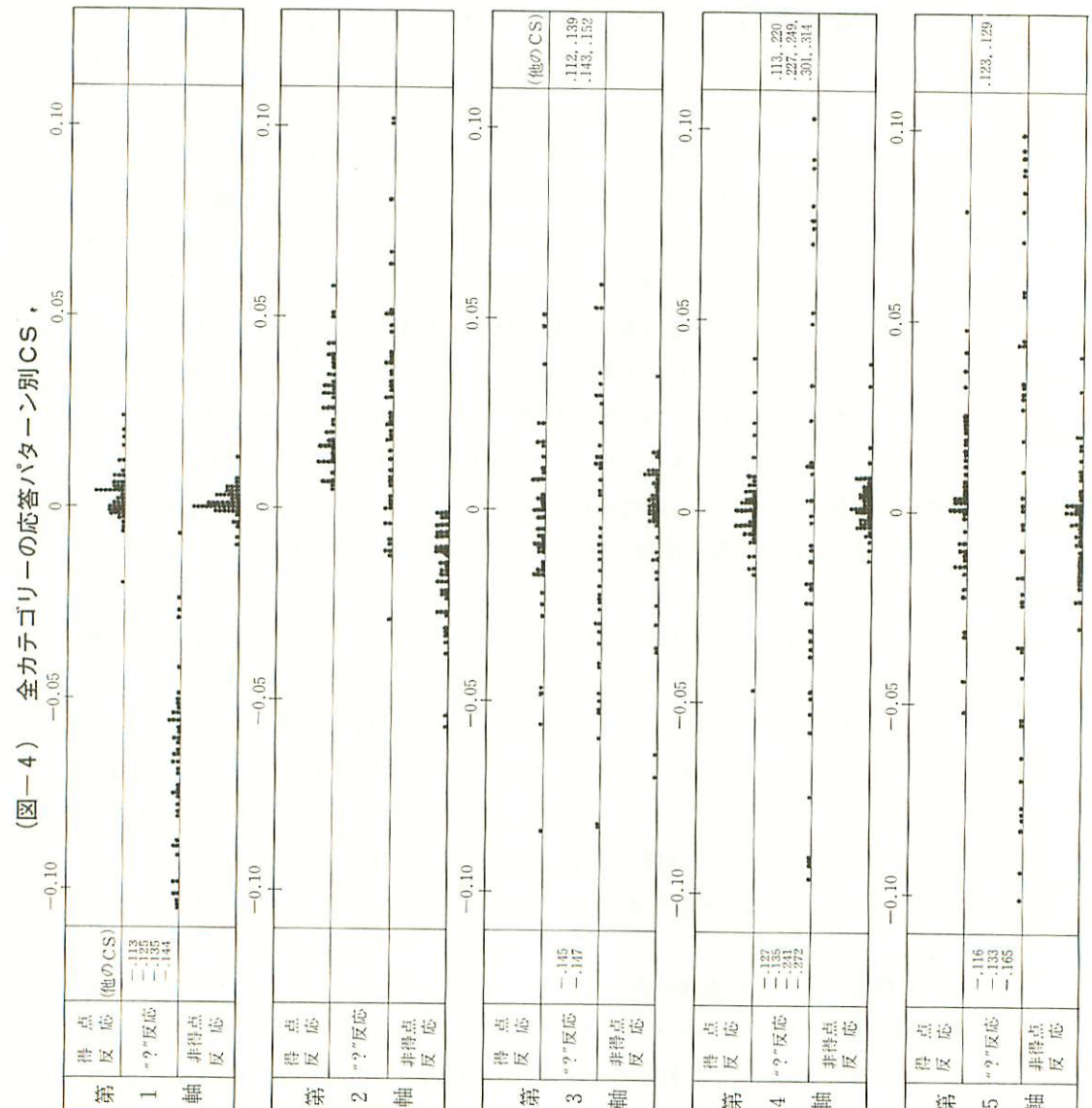
(図—3) クラスター分析の樹状図



類似度の高いR2（条件設定があいまいなため一概には回答できない）とR3（条件設定には問題はないが，“はい”のときも“いいえ”のときもある）は，応答に際して積極的な姿勢を持ちながらも“はい”か“いいえ”のいずれも選択できないという点で一致している。また，R1（質問の内容自体がよく理解できない）とR6（質問されたことについて，自分でも自分がわからない）は，「質問の内容」や「自分自身の気持」という違いはあるものの，「理解できない」という点で一致しているように思われる。R4（経験がないのでわからない），R7（できればはっきりとした回答をさけたい），R8（その他の理由）は各々独自の理由と考えられるが，とくにR8がいずれの選択理由からも距離を保つのは，この選択肢が「その他」の多様な（miscellaneous）理由の場合に選ばれることから当然であろう。なお，R9（無応答）とR5（“はい”と“いいえ”のちょうど中間程度）の類似の意義についてはなお不明である。

MASのパターン分類のための数量化：MASの反応は定性的な変数であることから，そのカテゴリーを全体的に把握するためには変量統計的手法は利用できない。ここでは林の数量化理論3類（林ら，1982）を援用し，MAS尺度の質問項目（50項目）についてその応答パターン（3件法）に基づく各カテゴリーの数量化を試みることとした。その結果，5次元までの数値が得られたが，いずれの次元においても，絶対値0.1以上の高いカテゴリー・スコア（以下，CSとする）を示すカテゴリーは，全て“？”反応に関わるものであったことから，“？”反応のMAS自体に及ぼす影響力の大きさが確認された。

図—4は第1軸から第5軸までの各CSの分布領域を各々得点反応（MASの得点とみなされる反応であり，多くは"はい"の反応となる）・"？"反応・非得点反応（多くは"いいえ"の反応となる）の3種の応答パターン別に示したものである。各軸ともに"？"反応に関わるCSの分散は得点・非得点両反応の場合よりも大きく，また得点反応の分散は非得点各反応よりも大きい傾向にあった。



以下，次元ごとに考察すると第1軸では，得点（平均CS；0.013±0.007）・“？”(−0.073±0.027）・非得点（0.001±0.004）各反応のCSに0.1%水準で差がみられた(F=403.441，df=2/147)。すなわち，得点反応のCSが明らかに正の領域に集中し，非得点反応でも0から正の方向に片寄りを見せるのに対し，“？”反応のCSは明らかに負の領域に広く分散している点で，他と全く様相を異にしている。このことから，“？”反応の選択要因を質問項目の特性としてとらえるときや，質問項目のパターン分類を試みるときにはこの軸が有用と思われた。ここで，被検者のうちから“？”反応数が平均より1SDを越える者（H−Q群：N=25），および3個から5個までの者（M−Q群：N=41），ならびに“？”反応数0の者（L−Q群：N=55)を抽出し，この3群について第1軸のサンプル・スコア（以下，SSとする）を求めたところ（H−Q群：−0.867±0.445，M−Q群：0.065±0.121，L−Q群：0.275±0.106），これらに群間差がみられ（F=198.943，df=2/118，p<.005），“？”反応の増加に伴って第1軸のSSが低くなる傾向が認められた。このことは，“？”反応傾向の程度に見られる個人差が，この軸に反映され易いことを示すものである。

なお，MAS得点の高・中・低3群別（H−M群：MAS得点26点以上（N=35），M−M群：16〜19点（N=36），L−M群：9点以下（N=33））のSS(H−M群：0.333±0.123，M−M群：0.083±0.224，L−M群：−0.349±0.572）にも群間差がみられ（F=31.392，df=2/101，p<.005），“？”反応数とMAS得点との間に明らかな負の相関（−0.313，p<.001）が得られた。

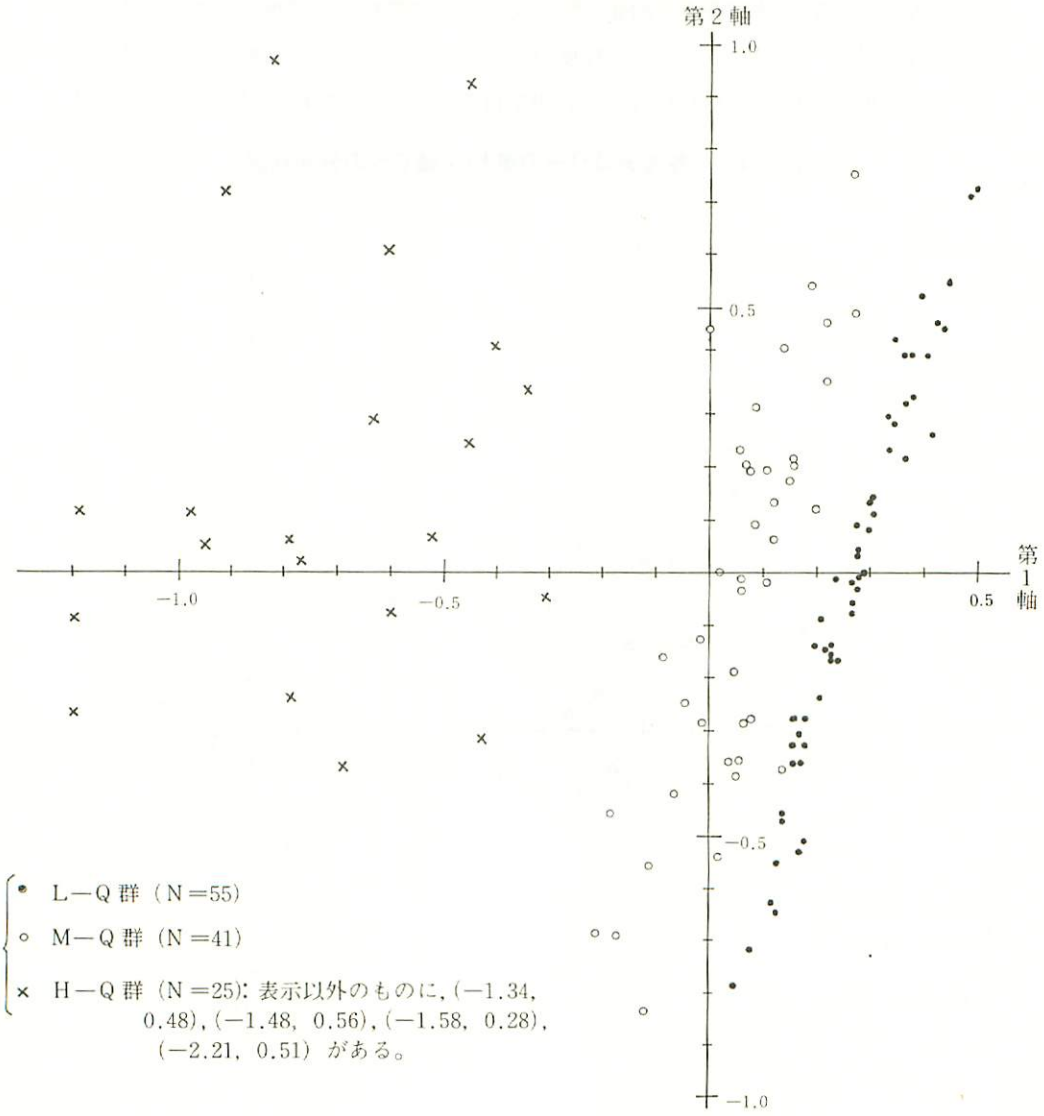
次いで第2軸では，第1軸と同様に得点（平均CS；0.025±0.013）・“？”（0.025±0.027）・非得点（−0.017±0.012）各反応のCS間に0.1%水準で差がみられたが（F=80.388，df=2/147），得点反応と非得点反応のCS間に明らかな差がみられる点で第1軸と異なることから，本軸は，単に“？”反応との関連に止まらず，むしろ応答パターン自体に関わる軸と考えられた。このことは，“？”反応数の高低別に求めた平均SS（H−Q群：0.214±0.363，M−Q群：−0.044±0.378，L−Q群：−0.024±0.374）の間に明らかな差がみられること（F=4.344，df=2/118，p<.05），およびMAS得点の高低別に求めたSS（H−M群：0.485±0.153，M−M群：−0.045±0.134，L−M群：−0.426±0.301）間にも有意差が認められることによっても示される(F=151.634，df=2/101，p<.005)。

さらに被検者のうちから嘘構得点の高い者（H−L群：得点7以上，N=28），中等度の者（M−L群：得点4，N=33），低い者（L−L群：得点0〜2，N=39）を抽出し，この3群の平均SSを比較したところ，H−L群（−0.247±0.344）・M−L群（−0.058±0.395）・L−L群（0.200±0.345）間に第1軸（F=0.260）では認められなかった有意差が検出された（F=12.748，df=2/97，p<.005)。このことは第

2軸のCSが“？”反応数の多い対象やMAS得点の高い対象では高くなる一方，嘘構得点の高い対象では逆に低くなることを示すものであり，このことから，本軸は“？”反応の選択要因と質問項目の特性との関係，および個人差としての“？”反応傾向の検討に際して有用な手がかりとなりうるものと思われた。

ここで，第1軸と第2軸との関連について触れてみたい。図—5は両軸のSSを“？”反応数の高・中・低3群別にプロットしたものであるが，ここでは3群が第1軸のSSによって切然と分類される。またこの中で，MQ・LQ両群はともに第1・2軸の両SS間に正の高い相関（M—Q群：0.808，L—Q群：0.979）を示したが，H—Q群（—

(図—5)“？”反応数に関わる3群の第1・2軸SSの分布状況

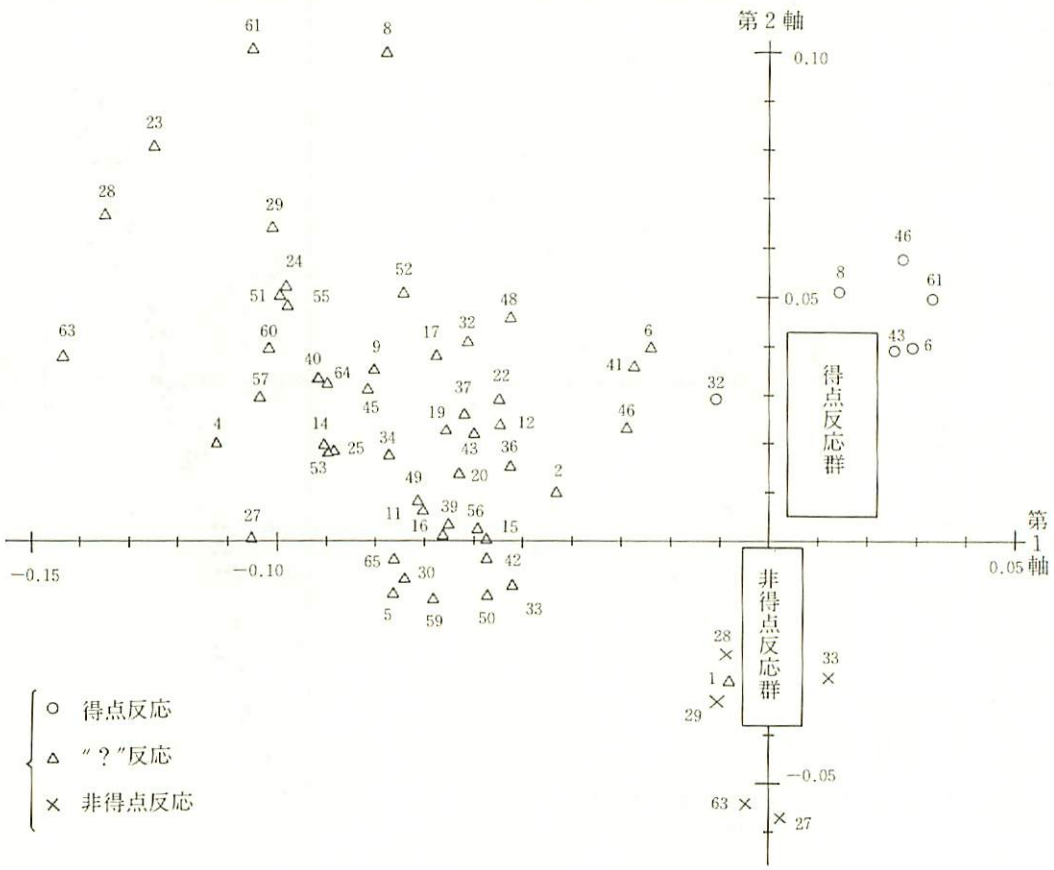


0.126）にはそれがみられなかった。この違いは両軸のCS間の関連の程度によるものと思われる（なお“？”反応では他反応と異なり，両軸のCSに何らの関連もみられない)。

図—6は全カテゴリー（質問項目50×応答パターン3＝150）につき，第1軸と第2軸のCSをプロットしたものである。得点反応のほとんど（88%）は，第1軸でCS0.004～0.022，第2軸でCS 0.005～0.043の範囲に囲まれた領域に入り，また，非得点反応のほとんど（90%）は，第1軸で−0.005～0.007，第2軸で−0.038～−0.001の領域に入り，両反応は明らかに区別された。

“？”反応に属するカテゴリーの第1軸のCSは，すべて負の値をとることとそれらの分散が大きい点で，得点・非得点両反応に属するカテゴリーと明らかに様相を異にしている。仮りに，第1軸の負の方向を，“？”反応としての特徴の程度を反映するものと仮定すれば，各“？”反応についてその程度の差をCSの値によって比較することができよう。CSの低い“？”反応をもたらした質問項目を挙げると，No.63（ほんとうは何でもな

（図—6） 各カテゴリーの第1・2軸CSの分布状況



いことを必要以上に心配することが時々あります，“？”反応の第1軸CS −0.144），No.28（胸がドキドキしたり息切れしたことはほとんどありません，“いいえ”で得点，−0.135），No.23（何かしようとする時に手がふるえることがよくあります，−0.125）であり，一方比較的高いものを挙げると，No.1（手足はいつもほどよく暖かい，“いいえ”で得点，−0.007），No.6（急に気分が悪くなって吐いたりするので困ります，−0.024），No.41（お金と仕事のことでくよくよします，−0.028），No.46（私は自分に害がないとわかっている物（人）でもこわがります，−0.030）などとなる。

また，得点反応に属するカテゴリーは第2軸のCSが正の値をとり，非得点反応に属するカテゴリーは負の値をとることから，No.61（時々自分自身の身体がバラバラになるのではないかと思うことがあります，“？”反応の第2軸CS 0.102），No.8（2，3日に一度は悪夢でうなされます，0.101）などを含む多くの質問項目での“？”反応は，得点反応に近い意味あいを持つと考えられ，逆にNo.59（待たされるといらいらします，−0.012），No.5（便秘で困るようなことはめったにありません，“いいえ”で得点，−0.011），No.50（人並み以上に人前を気にするはにかみやではありません，“いいえ”で得点，−0.011），No.33（私は自信に満ちています，“いいえ”で得点，−0.010），No.30（私はほかの人よりも神経質ではないと思います，“いいえ”で得点，−0.009），No.65（赤面するんじゃないかとよく気にするほうです，−0.005），No.42（人よりは赤面しないほうです，“いいえ”で得点，−0.004）の7項目での“？”反応は，非得点反応に近い応答パターンと考えられた。

ところで，テスト不安尺度の妥当性を検討した三根ら（1982）は，その下位尺度中の「心配・失敗感・認知的妨害」と「身体的変調」に関わる2尺度がMASとの相関の低いことを指摘しているが，われわれの資料でも“？”反応に関していえば，第1軸のCSが−0.1以下の質問項目9個のうち，「心配」に関連するものが4項目（No.4，23，28，61）を占めた。

第3軸では，第1・2軸と異なり，得点（CS −0.004±0.023）・“？”（−0.002±0.058）・非得点（−0.003±0.018）各反応のCSの間に差はみられなかった（$F=0.050$）。また，MAS得点や“？”反応数の高低による差もみられず，本軸は応答パターンや不安度，“？”反応傾向などとの関連が低い軸と考えられた。本軸で低いCSのみられる項目は，No.29（じっと坐っておられないくらい気持ちが落着かないことがあります，“？”反応の第3軸CS −0.147），No.45（時々眠れなくなる程興奮することがあります，−0.144）等のように，主として「興奮」に関連するものが多く，一方，高いCSのみられる項目は，No.65（0.152），No.46（0.143），No.6（0.139），No.50（0.112）のごとく，おもに「憶病・恥ずかしさ」に関するものが目立った。

第4軸では，第3軸と同様に得点（CS 0.000±0.012）・“？”（0.010±0.113）・非得点

(0.003±0.009) 各反応のCS間に差はみられない ($F=0.315$) が，，“？”反応に属するカテゴリー間ではCSの分散が最も大きく，No.61 (“？”反応の第4軸CS −0.272) やNo.23 (−0.241) での“？”反応のような極めて低い値のものから，No.8 (0.314)，No.32 (涼しい日でもすぐに汗をかきます，0.301)，No.45 (0.249)，No.11 (眠りがとぎれがちでよく眠れません，0.227) 等の「不眠」などに関わる極めて高い値まで，広い範囲にわたっている。なお，これらの高いCSと低いCSに関わる両該当項目は，いずれも主として「身体的不調」に関するものであった (この中で通利に関し，「下痢」に関わる項目が高いCSに，また「便秘」に関わる項目が低いCSへと対置されているのは興味深い)。

第5軸では，得点 (CS 0.004±0.023)・“？” (−0.001±0.069)・非得点(−0.001±0.014) 各反応のCS間に差はみられない ($F=0.186$) 点で第3・4軸と同様であるが，“？”反応数の高低別3群 (H−Q群：SS 0.095±0.420，M−Q群：0.010±0.191，L−Q群：−0.038±0.136) のSSには差がみられ ($F=3.464$，$df=2/140$，$p<.05$)，“？”反応数とSSとの間に正の相関がうかがわれた。

このことから，“？”反応のCSが極めて低い質問項目，No.63 (CS −0.165)，No.52 (ふだんは落着いておりめったに取り乱しません，“いいえ”で得点，−0.133)，No.23 (−0.116)，No.8 (−0.102) では，L−Q群がH−Q群よりもより“？”反応を選択し易いことが予測される。同時に，“？”反応のCSが極めて高い質問項目，No.6 (0.129)，No.37 (私はいつも気を張りつめて暮らしています，0.123) では，H−Q群がL−Q群よりも“？”反応を選択し易いことが予測されよう。

これらのことから第5軸は，さきの第1・2軸とともに“？”反応傾向を反映するものと考えられ，“？”反応選択行動に関わる個人差を計量的にとらえるときに利用し得ることが明らかとなった。

要　約

おもにMASの“？”反応の選択理由の分析を通し，①“？”反応の各選択理由 (9種) の相対的出現度はQuestionnaire の種別に関わらず，ほぼ一定であることが確かめられた他，②“？”反応の選択理由に関するクラスター分析によって得られた樹状図 (類似度0.418〜0.004) から，各理由間の意味的関連を考察し，さらに③林の数量化理論3類によるMAS質問項目での応答パターン (“はい”・“？”反応・“いいえ”) に関する分析から得られた5次元のうち，とくに“？”反応の選択行動に関連すると思われる3つの次元についてその意味を検討した。

文　献

Hathaway, S. R. & Mckinley, J. C. (Taylor, J. A. & 阿部満洲他構成) 日本版MMPI 顕在性不安検査使用手引：三京房, 1968.

林　知己夫・樋口伊佐夫・駒沢　勉　情報処理と統計数理：産業図書　1982, 223—306.

岩脇　三良　心理検査における反応の心理：日本文化科学社　1972, 155—165.

熊井　桂子・岩渕　次郎　顕現性不安尺度の scoring をめぐって　旭川医科大学紀要（一般教育）1981, 3, 69—81.

熊井　桂子・岩渕　次郎　Questionnaire における"？"反応の選択要因について(Ⅱ)　旭川医科大学紀要（一般教育）1982 a, 4, 43—56.

熊井　桂子・岩渕　次郎　Y—G性格検査における"？"反応の選択理由について　北海道心理学研究　1982 b, 5, 46.

三根　浩・三根　久代・浜　治世　テスト不安尺度の構成妥当性　日本心理学会第46回大会予稿集　1982, 311.

中野　嘉弘・上島　壮　KHSPSS：Kyoto & Hokkaido statistical package for SPSS users　北海道大学大型計算機センターライブラリー開発報告集　1982, 3, 62—68.

日本MMPI 研究会編　日本版 MMPI ハンドブック：三京房　1969, 85—90.

杉山　善朗　臨床心理検査法（第2版）井村　恒郎監：医学書院　1967, 78—88.

（旭川医科大学 心理学）