

顕現性不安尺度の scoring をめぐって

——関連尺度間の比較——

熊井 桂子 岩淵 次郎

臨床場面においては顕現性不安の指標としてMAS (Manifest Anxiety Scale) が用いられることが多いが、MAS は Taylor, J. A. (1953) にまで遡る。彼女は MMPI (Minnesota Multiphasic Personality Inventory) から選出した50の不安項目と175 (うち41項目は Wesley, E. L. の厳格度尺度から抽出) の緩衝項目の計225項目から成る MAS を作成したが、日本では50の不安項目に15項目の嘘構尺度を加えた65項目から成る日本版 MMP I-MAS (以下三京房版とする)、及び50の不安項目から成る杉山らによる尺度 (以下北大版とする) などが標準化されており、今日に到るまでMAS を指標として利用した研究は数多くみられている。

ところで、Questionnaireの反応形式は CMI (Cornell Medical Index) のような2件法式や、Y-G 性格検査のような3件法式が多い。3件法式では刺戟 (質問項目) に対する反応の選択肢として「はい」、「いいえ」の他に「？」が用意されており、検査毎に「どうしても決められない時」、「どちらでもない時」などに反応する旨教示されている。

MAS の反応形式はどうであろうか。三京房版は3件法式であり、「？」は「どちらでもない時」につける旨教示されるが、採点上は無視される。各項目毎の得点は1点であり、従って最高得点は50点となる。一方の北大版は施行・採点法ともに3件法式でおこなわれるが、「？」に関する教示は明記されていない。「？」を選択する場合についての得点は「？」1個につき0.5点が与えられ、得点が0.5点きざみになる他は三京房版と変わらない。

熊井・岩淵 (1980) は、Y-G 性格検査における「？」の出現状況に関して分析を加えているが、本論の目的は、「？」の採点上の扱いが異なる2種類の顕現性不安検査方式を比較し、不安の診断にあたって「？」をいかに扱うのがより有効であるかについて検討を加えることである。なお、岩脇 (1975) は「？」を½点で機械的に加算することに問題があることを指摘しているが、その点についても MAS の他に CAS (Cattell Anxiety Scale) を加えて検索を進める。

方 法

被検者は、3種の検査を受けた道内医科大学学生から完全回答者を抽出し、更にもその中から嘘構得点が10以上の妥当性の低い者を除いた計39名である。

対象となる MAS は三京房版を用い、第1回目は正規の様式に従って施行した。1週間後同検査を2件法で実施し(第2回目)、更に1週間後、CASの日本版 C.A.S性格検査を正常施行した(第3回目)。採点に際しては、“?”を無視する方式(以下非加重とする)、及び北大版の如く0.5点を加算する方式(以下加重とする)があるため、不安尺度は MAS の3件法非加重・加重各得点、MAS 2件法得点、CAS 得点、及び CAS 下位尺度得点①人格統御力の欠如 (Q_3^{-1})、②自我の弱さ (C^{-1})、③疑い深さ (L)、④罪悪感 (O)、⑤欲求不満による緊張 (Q_4)の計9種類が算出された。また、嘘構尺度得点については2件法及び3件法の2種類が得られた。

なお、第1回と第2回の施行との間の再テスト信頼度 (P^2) は、加重で0.871、非加重で0.814となり、MAS 尺度の信頼性はいずれの場合においても高かった。

各検査の採点及びその後の統計的処理には、北海道大学大型計算機が利用された。

結 果

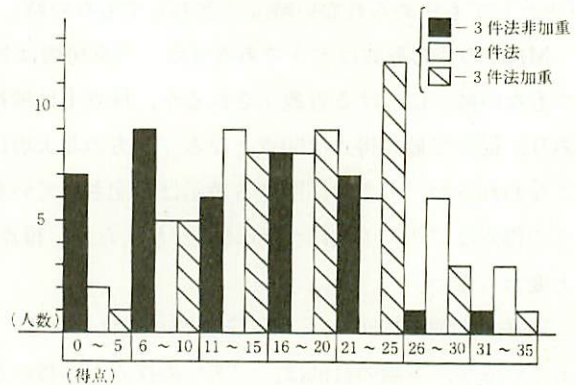
尺度得点及び“?”の出現状況：MAS 非加重、加重得点、及び2件法による得点の各度数分布は図-1の如くであり、3測度(採点方式の異なる3測度)の得点ともにはほぼ正規分布をなした。非加重方式

に基づいて得られた平均得点と標準偏差は 13.77 ± 7.33 となり、標準資料(阿部ら, 1968)の平均得点(17.80 ± 7.41)と比べ有意に低かった ($t = 3.04, df = 200, P < .005$)。ちなみに、Taylor が1971名の学生から得た平均得点(非加重)は14.56である。

一方、加重方式に基づいて得られた平均得点は 17.87 ± 6.43 となり、杉山(1967)によって示された標準資料(加重)の平均得点(17.60 ± 6.44)と差は認められなかった。なお、2件法による場合、平均得点は 18.18 ± 8.06 となり、以上の3種のMAS得点には有意な差が認められた ($F = 4.31, df = 2/114, P < .05$)。

次に、65項目中15項目を占める嘘構得点についてみると、3件法の場合では平均が 4.00 ± 1.45 となり、MMPIの嘘構尺度標準資料(日本MMPI研究会, 1969)の平均得点

図-1 MAS 3測度の得点分布



(4.98 ± 2.73) と比べ有意に低かった ($t=2.23, df=1043, P<.005$)。なお、2件法での平均嘘構得点は 4.56 ± 1.73 となった。

CASの標準施行(ここでは、“?”に対してMASの北大版と同様に $\frac{1}{2}$ 点の加重がなされる)での平均得点は 33.05 ± 13.35 であり、ほぼ正規分布をなした。なお、標準資料(園原, 1961)の平均得点(35.55 ± 12.69)との間に差は認められなかった。CASの5下位因子の各平均得点は $Q_3^{(-)}$ で 6.90 ± 3.46 , $C^{(-)}$ で 5.92 ± 2.99 , L で 6.08 ± 3.79 , O で 8.49 ± 3.97 , Q_4 で 5.67 ± 3.59 となり、いずれの因子も5~6の正常標準点の範囲内であった。

ついで、“?”の出現状況についてみると、MASにおける個人別平均?反応数は50項目中の16%を占める 8.21 ± 7.31 であり、嘘構尺度の場合では15項目中の10%を占める 1.56 ± 1.77 である(ただし、ここでは前出の如く嘘構得点10以上の妥当性の低い者は除かれている)。また、CASでは40項目中の15%を占める 5.82 ± 5.47 となった。

ところで、表-1はMASの各項目について“はい”・“?”・“いいえ”別の出現率を示したものである。表に示される如く、得点方向に反応する者が多い項目はNo.27を筆頭にNo.59, 63, 14, 29, 33, 34, 53である。また、非得点方向に反応する者が多い項目はNo.6を筆頭にNo.8, 46, 61, 11, 5, 9, 17, 55である。

表-1 MAS項目別反応割合(%)

No.	0	?	?-2	2	No.	0	?	?-2	2	No.	0	?	?-2	2
16	10	62	71	28	41	69	18	57	13	17	85	10	25	5
39	2	44	53	54	14	28	18	43	54	32	74	10	50	16
33	5	41	75	54	22	41	18	57	41	52	72	10	25	18
42	44	41	44	15	37	72	18	0	10	60	64	10	75	26
15	38	38	33	24	1	54	15	17	31	63	33	10	50	57
34	18	31	50	51	43	72	15	50	13	19	59	8	67	33
36	33	28	45	39	49	41	15	33	44	56	49	8	0	43
50	48	26	50	26	28	36	15	17	49	23	79	8	0	13
30	33	23	22	44	40	41	15	0	44	4	72	8	33	20
2	44	23	33	33	45	62	15	67	23	9	84	8	0	8
12	56	23	44	21	48	59	15	33	26	5	85	5	0	10
25	69	21	25	10	51	67	15	33	18	24	62	5	50	33
29	26	20	38	54	53	34	15	83	51	46	95	5	50	0
					20	72	13	20	15	55	82	5	0	13
					27	20	13	20	67	59	33	5	100	62
					57	64	13	20	23	8	95	5	0	0
					64	72	13	20	15	61	92	3	100	5
					65	69	13	20	18	11	90	3	0	7
										6	97	0	0	3

(0:無得点者, ? : ?反応者, 2:得点者, ?-2:3件法“?”中、2件法で得点化されたもの)

岩井(1966)は刺戟の反応分布が上述の如く片寄る場合、刺戟の個人内変動は小さく
 なるとしている。そこで、変動性の観点から検討を加えるために、第1施行の3件法式
 と第2施行の2件法式との間の反応の不一致を指標として変動率を求めた。その結果、
 第1施行での非得点者と得点者の、第2施行における他方向への変動がほぼ同数 ($P >$
 $.10$)となり、両者をあわせて1項目につき11% (個人平均: 4.46 ± 2.31) の者が不一致
 を示した。項目別ではNo.24, 48, 30で不一致が多い反面、No.33, 39では100%の一致を
 見た。ところで、反応の片寄る項目と片寄らない項目の不一致を比較すると、前者の平
 均不一致数が 3.11 ± 1.59 となり、後者の平均が 5.29 ± 2.29 となって両者間に差が認めら
 れ ($t = 3.58, df = 48, P < .001$)、反応の片寄る項目の個人内変動は小さいことが示
 され岩井を支持した。

? 反応と項目特性: さて、MASでは一刺戟につき平均16.4%の者が“?”に、27.5%
 の者が得点方向に、残り56.1%の者が無得点方向に反応し、他に嘘構尺度では10.4%の
 者が“?”に、26.7%の者が得点方向に、残り62.9%の者が無得点方向に反応している
 ことが確かめられた。更にCASでも14.6%の者が“?”に、34.0%の者が得点方向に、
 残り52.6%の者が無得点方向に反応していた。これらの3尺度における?反応者の出現
 頻度に差は認められず ($F = 1.69, df = 2/102, P > .10$)、集団内での?反応者出現率は
 検査の種類に拘らず10~16%前後の一定の値をとることが示された。

しかし、いずれの検査尺度においても刺戟別の?反応者数には差が認められ、?反応
 者の割合は0~60%前後の範囲にわたって広く分布した。そこで、“?”の出現の頻度
 を異にする3つの項目群別に、非得点者と得点者の2群の出現頻度について比較したと
 ころ、表-2の如くなった。

表-2 H・M・L 3群別各反応者数の平均とSD

(MAS)	HM	MM	LM	F 値 (2/47)
無 得 点 者 数 (A)	12.85 (7.54)	21.06 (6.58)	28.79 (7.42)	18.151 $P < .005$
得 点 者 数 (B)	13.54 (5.83)	12.00 (6.51)	7.63 (6.97)	3.471 $P < .05$
A - B	11.00 (6.36)	13.72 (8.03)	23.26(10.60)	8.616 $P < .005$
2件法で非得点化される“?”	6.46 (1.65)	3.94 (1.31)	1.68 (1.03)	48.300 $P < .001$
2件法で得点化される“?”	6.15 (4.15)	2.00 (1.45)	0.90 (0.91)	19.118 $P < .001$
(嘘構尺度)	HL	ML	LL	
無 得 点 者 数 (A)	13.67 (5.44)	23.00(12.14)	31.50 (7.37)	3.048 $P < .10$
得 点 者 数 (B)	15.67 (1.25)	12.33(12.22)	5.83 (7.06)	1.155 $P > .10$
A - B	4.67 (4.11)	25.67 (6.92)	25.67(14.41)	4.011 $P < .05$
2件法で非得点化される“?”	3.33 (1.89)	2.33 (1.49)	1.17 (0.69)	2.258 $P > .10$
2件法で得点化される“?”	6.33 (3.40)	1.33 (1.37)	0.50 (0.50)	9.158 $P < .005$
(CAS)	HC	MC	LC	
無 得 点 者 数 (A)	16.82 (5.77)	20.00 (6.99)	22.85 (8.59)	1.901 $P > .10$
得 点 者 数 (B)	11.36 (5.55)	14.19 (6.98)	13.77 (8.73)	0.498 $P > .10$
A - B	9.09 (7.28)	13.06 (7.59)	17.39 (8.91)	3.010 $P < .10$

MAS に関してみると、“?”が多発する項目群(以下、HM群とする)では非得点・得点者数間に差が認められず ($t=0.25, df=24, P>.10$), かつ3件法式の?反応者の2件法式における動向においても両者に差が認められないのに対し、“?”が少なくなるにつれ(以下、“?”の出現が中等度の項目群をMM群, 低い項目群をLM群とする), 両者間の差が大きくなり (MM群: $t=4.04, df=34, P<.001$, LM群: $t=8.82, df=36, P<.001$), 得点者に比べ非得点者の増えることが示された。この結果については3件法式における?反応者の2件法式での動向によっても窺い知ることができ, 3件法式で?反応者が少ない項目では2件法式において非得点方向に反応する者が多いことが認められた (MM群: $t=4.10, df=34, P<.001$, LM群: $t=2.44, df=36, P<.05$)。

つまり, 表-2に示されるように, “?”の出現が多い刺戟では少ない刺戟に比べ非得点者が減り ($P<.005$), かわりに得点者が増える ($P<.05$)。また, 表に示された非得点者と得点者との差が大きい程, 反応分布の片寄りが大きいことと解釈されるが, 非得点者・得点者間の差異(距離)にHM・MM・LM3群間で差 ($P<.05$) が認められ, ?反応者の多い項目になる程片寄りが無くなることが示された。

しかし, CASでは非得点・得点者数ともに?反応者数の頻度別3項目群間(以下, “?”の多発する順にHC群・MC群・LC群とする)に差は認められず, かつ3群ともに得点者よりも非得点者の方が有意に多かった (HC群: $t=2.16, df=20, P<.05$, MC群: $t=2.28, df=30, P<.01$, LC群: $t=2.57, df=24, P<.02$)。ただし, 非得点・得点者間の差に関しては3群間で異なる傾向がみられ, HC群すなわち?反応者の多い項目は非得点・得点方向いずれへの片寄りも少ない項目であることが明らかとなった。

因子構造を持たないMASに対して, CASはCattell, R. B. の因子論的な立場のもとに作られたものであり下に5因子を持つが, その各々の反応分布を示したものが図-2である。5因子間では得点者数 ($F=1.70, df=4/35, P>.10$), 非得点者数 ($F=0.83, df=4/35, P>.10$) ともに差が認められないが, ?反応者数では差のある傾向が窺われ ($F =$

図-2 CAS因子別反応割合

	無 得 点 者	? 反 応 者	得 点 者
Q ₁	19.5 (5.87)	5.38 (2.50)	14.13 (5.18)
C ₁	22.13 (9.80)	4.88 (3.02)	12.00 (9.11)
L	22.00 (6.06)	4.38 (3.39)	12.63 (6.80)
O	16.00 (5.98)	4.63 (2.45)	18.38 (7.36)
Q ₄	20.63 (7.89)	9.13(5.04)	9.25(3.90)

2.32, $df=4/35$, $P<.10$), Q₄において?反応者の多くなることが窺われた。
更に嘘構尺度では, ?反応者の

頻度別 3 項目群 (以下, 多い順に H L 群・M L 群・L L 群とする) 間で得点者数に差は認められなかったが, 非得点者数は? 反応の多発項目では減る傾向が窺われた。つまり, 各項目の? 反応は非得点者の増減と関連を示したが, 得点者の増減とは関係しなかった。また, 2 件法式になった場合, 3 件法式の“?”が非得点・得点のいずれに傾くかをみると, 3 群ともに一方への偏向が無いことが示された (H L 群: $t=1.09$, M L 群: $t=1.11$, L L 群: $t=1.76$)。

? 反応と個人特性: つぎに, “?”の多少に関わる個人差が, 他の尺度といかなる関連を示すかを検討するために, 尺度別に合計した? 反応数の高低で被検者を 3 群 (以下, “?”多発者群を h 群, 中等度の者の群を m 群, 低い者の群を l 群とする) に分けると, M A S の 3 群 (? 反応数: h_M 群 ≥ 10 ($N=14$ 人), $4 \leq m_M \leq 9$ ($N=13$), l_M 群 ≤ 3 ($N=12$)) 間で, 3 件法非加重得点 ($F=6.01$, $df=2/36$, $P<.01$), 及び嘘構尺度の? 反応数 ($F=6.44$, $df=2/36$, $P<.005$) に差のあることが示され, M A S の? 反応数の高い者は低い者に比べ, 不安得点が低いこと (h_M 群非加重平均得点: 10.14 ± 5.06 , m_M 群: 12.92 ± 6.65 , l_M 群: 18.92 ± 7.07), そして嘘構尺度の? 反応数が高くなること (h_M 群の嘘構尺度平均? 反応数: 2.71 ± 2.15 , m_M 群: 1.23 ± 1.12 , l_M 群: 0.58 ± 0.76) が明らかとなった。

同様にして, 嘘構尺度の? 反応数高・中・低 3 群 (? 反応数: h_L 群 ≥ 3 ($N=9$ 人) $2 \geq m_L$ 群 ≥ 1 ($N=18$ 人), l_L 群 = 0 ($N=12$ 人)) 間では, M A S の? 反応数 ($F=9.25$, $df=2/36$, $P<.005$) に有意な差が, また 2 件法嘘構得点 ($F=3.28$, $df=2/36$, $p<.10$) で差のある傾向が示された。そして, 嘘構尺度で? 反応を多発する者は稀少者と比べ, M A S の? 反応をも多発すること (h_L 群の M A S 平均? 反応数: 15.44 ± 7.88 , m_L 群: 7.33 ± 5.29 , l_L 群: 4.08 ± 4.82) が認められ, 2 件法式, すなわち “?” が許されない状況下で嘘構得点が高くなること (h_L 群の 2 件法平均嘘構得点: 5.78 ± 1.87 , m_L 群: 4.28 ± 1.52 , l_L 群: 4.08 ± 1.38) が窺われた。

これらの結果は, $h_L \cdot m_L \cdot l_L$ 3 群別の 2 件法式と 3 件法式 (h_L 群の 3 件法平均嘘構得点: 3.67 ± 1.56 , m_L 群: 4.00 ± 1.53 , l_L 群: 4.25 ± 1.09) の嘘構得点の差の検定からも窺われることであり, $m_L \cdot l_L$ 両群ともに, 2 及び 3 件法式の得点間に差が認められない (m_L 群: $t=0.53$, l_L 群: $t=0.32$) のに対し, h_L 群に差 ($t=2.45$, $df=16$, $P<.05$) が認められ, 2 件法式で嘘構得点が高くなることが確かめられた。

なお, C A S の? 反応の頻度別高・中・低 3 群 (? 反応数: h_C 群 ≥ 7 ($N=13$ 人), $6 \geq m_C$ 群 ≥ 3 ($N=14$), l_C 群 ≤ 2 ($N=12$)) 間で M A S 3 件法非加重得点 ($F=3.40$, $df=2/36$, $P<.05$) に有意な差が示され, C A S の? 反応数が多い者は低い者と比べ, その M A S 得点は低かった (h_C 群の M A S 平均得点: 9.69 ± 5.52 , m_C 群: 15.93 ± 5.16 , l_C 群: 15.67 ± 8.89) が, C A S 得点に差はみられなかった (h_C 群の C A S

平均得点：33.31±9.43, m_c群：34.21±12.42, l_c群：31.42±16.85, $F=0.14, P<.10$ 。

“?”と各尺度との関連：各尺度の相関関係を表わしたのが表-3である。表で明らかのように、MASの3尺度、及びCASは相互に正の高相関を示しているが、CAS 5下位尺度も他の不安尺度との間に最低でも5%水準で有意な正の相関を示した。また、嘘構尺度は不安尺度と負の相関を示す傾向があり、特にCAS及びその下位5尺度との負の相関は5%水準で有意であった。

表-3 各尺度間の相関係数

	不安尺度得点				嘘構尺度得点		“?”			MAS 不一致数
	MAS非加重	MAS加重	MAS2件法	CAS	3件法	2件法	MAS	嘘構尺度	CAS	
MAS 3件法加重得点	.867**									
MAS 2件法得点	.718**	.759**								
CAS 3件法得点	.536**	.643**	.644**							
3件法嘘構尺度得点	-.057	-.173	-.041	-.348**						
2件法嘘構尺度得点	-.218	-.172	-.096	-.344**	.483**					
MAS “?”	-.480**	.021	-.105	.057	-.191	.134				
嘘構尺度 “?”	-.196	.163	-.040	.071	-.225	.323*	.681**			
CAS “?”	-.460**	-.351*	-.426**	-.028	-.106	-.187	.306*	.182		
MAS 不一致数	.129	.024	.356*	.224	-.015	.146	-.216	-.313*	-.179	
嘘構尺度不一致数	-.060	-.081	.189	.161	.327*	.063	-.022	-.186	-.065	.530**

(*: $P<.05$, **: $P<.01$)

? 反応同士の相互関係については、嘘構尺度とCASとの間の低相関を除き、いずれも正の高相関が認められた。一方、各尺度得点とその?反応との関係は全体的に負の相関関係にあるようだが、MAS 3件法非加重及びCAS 3件法非加重 ($r=-.401, P<.01$) を除いて高い相関は得られなかった。ただし、3件法嘘構尺度の?反応と2件法嘘構得点との間に5%水準で有意な正の相関関係がみられ、更にCASの?反応と他の不安測度得点間とに有意な負の相関が得られた。他にMAS 2・3件法間の個人別不一致数をMAS及び嘘構尺度別に算出し(MAS平均不一致数: 5.67 ± 4.72 (変動率: 11.3%), 嘘構尺度平均不一致数: 1.23 ± 1.44 (8.2%))、他測度との相関を求めたところ、MASで不一致の多い者は嘘構尺度においても不一致が多くなり、かつMASの不一致がMAS 2件法得点、CAS 3件法非加重得点 ($r=.272, P<.05$)、CAS下位尺度得点L ($r=.299, P<.05$)及びQ₄ ($r=.343, P<.05$)の各々と正の相関関係を示し、逆に嘘構尺度の?反応と負の相関関係にあることが認められた。また、嘘構尺度の不一致数が3件法嘘構得点と正の相関関係にあることも確認された。

更に、?反応と他尺度との関係を検討するために、各尺度の高低2群別に平均を求め差の検定を試みたところ、表-4に示される尺度で有意な結果が得られた。この結果から、

MAS 3 件法非加重得点が高い者は低い者に比べ、MAS の ? 反応数が少なくなることが認められた。また、MAS 3 測度得点及びCAS 非加重得点が高い者は、同様にCAS の ? 反応数が少なくなることが確かめられた。

“?” の動向と変動性：さきの項目別分析で触れたMAS 2・3 件法間の反応の不一致が、他の尺度といかなる関係を持つかを検討するために、2 尺度間の分割表を作製し χ^2 検定（ただし、標本数が少ないため χ^2 値に Yates の修正を加えた）をおこなったところ、表-5 の如き結果を得た。つまり、不一致が多い者の3 種の不安得点は高くなり、逆にMAS 及び嘘構尺度の ? 反応数は減少した。また、不一致の少ない者の不安得点は低くなり、逆に ? 反応数は増えた。

表-4 高・低得点者別の ? 反応数の平均とSD

高・低2群に分けられた尺度	群間差のある ? 反応	高得点者	低得点者	t 値
MAS 非加重得点	MAS “?”	11.26 (7.85)	5.30 (5.50)	2.687*
MAS 非加重得点	CAS “?”	8.00 (6.78)	3.75 (2.65)	2.534*
MAS 加重得点	CAS “?”	7.95 (6.62)	3.80 (3.09)	2.462*
MAS 2 件法得点	CAS “?”	7.68 (5.98)	4.05 (4.38)	2.116*
CAS 非加重得点	CAS “?”	8.15 (6.28)	3.37 (3.04)	2.925**

(* : $p < .05$, ** : $p < .01$)

表-5 変動性、および “?” の 2 件法での動向に拘る分割表

A	B	A 大		A 小		χ^2 値	P
		B 大	B 小	B 大	B 小		
MAS 不一致数	MAS 非加重得点	15	6	5	13	5.748	$P < .02$
MAS 不一致数	MAS 2 件法得点	14	7	6	12	3.080	$P < .10$
MAS 不一致数	CAS 得点	15	6	6	12	4.231	$P < .05$
MAS 不一致数	MAS “?”	7	14	12	6	3.080	$P < .10$
MAS 不一致数	嘘構尺度 “?”	4	17	9	9	2.902	$P < .10$
MAS (?・0)	MAS 非加重得点	5	14	15	5	7.398	$P < .01$
MAS (?・0)	MAS 2 件法得点	5	14	15	5	7.398	$P < .01$
MAS (?・0)	CAS 得点	7	12	14	6	3.080	$P < .10$
MAS (?・0)	MAS 不一致数	6	13	15	5	5.748	$P < .02$
MAS (?・2)	嘘構尺度 (?・2)	14	5	8	12	3.230	$P < .10$
嘘構尺度 (?・0)	MAS 不一致数	5	10	16	8	2.895	$P < .10$

((?・2) : 3 件法式 “?” 中、2 件法式で得点化されたもの、(?・0) : 非得点化されたもの)

3件法式のMAS及び嘘構尺度の“?”は、?反応の許されない2件法式において非得点・得点いずれかに移行することになるが、最後にその動向と他尺度との関係を検討するために、前述と同様の分割表を作製したのが表-5の下段である。有意な差の認められなかったもの、及び非得点・得点両方向において同種の差の認められたものはこの表から省かれた。表の結果からMASの3件法における“?”を2件法で非得点方向に移行させる傾向のある者では不安3尺度得点が低くなり、かつMAS両検査間の不一致も少なくなるが、逆に非得点方向への移行が少ない者では、不安得点、及びMAS両検査間の不一致が大となることが明らかとなった。更に、MASの“?”を2件法で得点化し易い者は、嘘構尺度の“?”をも2件法で得点化する傾向のあることが認められた。嘘構尺度の“?”についてみると、2件法で非得点化することの多い者では、MAS両検査間の不一致が少なく、非得点化することの少ない者の不一致は多くなることが認められた。

討 論

結果に示されたように、MAS及びCASを用いてQuestionnaireの“?”を中心に種々の角度から検討を加えた。

本研究では各尺度を相互に比較検討するために、3件法非加重・加重、及び2件法式の3種のMASの項目を全て三京房版に限定したため、標準資料と状況が一致するのは3件法式非加重尺度のみである。しかし、本研究の非加重得点は標準資料よりも有意に低く、標準資料相互の非加重・加重得点間に差が認められなかったにも拘らず、我々の結果では非加重、加重得点間に差が認められた。ここで両標準資料間に差がないことについては2通りの推測ができる。ひとつは両者では?反応が選ばれなかったと思われること、いま一つは、項目の配列順序、嘘構尺度の有無、及び邦訳等の差異(非加重の「ふだんは落ち着いており、めったに取り乱しません。」が、加重では「私はいつでも平静で、たいがいの事では慌てたり、うろたえたりしません」の如くなる)によると思われることである。両標準資料をはじめ原版にも“?”に関する数値が含まれていないため、前者の確証は得られない。しかし、MASの母体ともいうべきMMP Iの日本版標準資料(日本MMP I研究会, 1969)では平均?反応数が550項目中の 13.64 ± 16.76 ($N=1006$ 人)でしかなく、これは全刺激中の2.5%にあたり、本研究の16.4%と大きな差のあることを前者の例証として挙げたい。いずれにしろ、“?”を許す場合、その出現率は不安得点に大きな影響を与える。

今回のMAS、CAS、及び嘘構尺度における“?”の出現率は一様に10%以上を占めており、3者間の値は一定で差がみられない($\chi^2=0.34$, $df=2$, $P>.10$)ことから、いずれの検査の採点においても非加重・加重の差が少なくとも5%はでることが考えられる。なお、CASの下位因子Q₄はCattell, R. Bら(1957)によって、idの圧力から生

じる不安の程度を測定するものと解釈されているが、この因子を構成する各項目において?反応が他の因子項目におけるより多かったのは、各項目の欲求不満場面や衝動場面の設定が漠然としていたためと思われる。

ところで、“?”と質問項目との関係を検討すると、MASやCASでは表-6から窺われるように、抽象的な、または状況によって巾広く考えられるような項目の場合は?反応が多く、逆に具体的でありまいさの無い項目で?反応が少ないように思われ、岩井(1966)の説く項目自体の基礎的な検討の必要性が示唆された。表-2に示されるように?反応の多発する項目では非得点者・得点者間の差が小さく、反応分布に片寄りが無いことから同様のことが認められる。

表-6 “?”の多発, および稀少項目

	“?”多発項目(“?”, および得点者の百分率)	“?”稀少項目 (“?”および得点者の百分率)
M	16 私はいつも幸福です。(62,28) 39 私はたいていの人よりも 感じやすいほうです。(44,54) 33 私は自信に満ちています。(41,54) 42 人よりは赤面しないほうです。(41,15)	6 急に気分が悪くなって 吐いたりするので困ります。(0,3) 61 時々自分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。(3,7) 11 眠りがとぎれがちで よく眠れません。(3,5)
A	15 私はたしかに自信にかけています。(38,24) 34 友達にくらべると こわいもの知らずのほうです。(31,51) 36 危険や困難なことにぶつかると しりごみします。(28,39)	5 便秘で困るようなことは めったにありません。(5,10) 24 頭がいたくなることは めったにありません。(5,33) 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。(5,0)
S		55 いつも すきっぱら(空腹)のような感じがします。(5,13) 59 待たされるといらいらします。(5,62) 8 2・3日に一度は悪夢(いやな夢)でうなされます。(5,0)
嘘 構 尺 度	7 選挙のとき 私はほとんど知らない人に投票することが 時々あります。(44,15) 10 時たま 私は口にだして言えないような 良くないことを考えます。(18, 46) 21 時々口きたなく ののしりたくなります。(13,44)	26 私は知っている人全部が全部 好きだとはかぎりません。(0,0) 3 ゲーム(勝負事)には負けるより勝ちたいと思います。(5,8) 31 時々 人のうわさをします。(5,33) 47 新聞の社説を毎日全部 読むとはかぎりません。(5,0) 54 その日の内にやらなければならないことを翌日まで延ばすことが時たまあります。(5,3) 58 家で食事をする時は 人中で食事する時ほど行儀は良くありません。(5,46)
C	20 危急の際でもおちついて行動できると思う。(49,28) 9 自分の両親は立派な人だと思う。(33,13)	7 別に目的もないのに物の数をかぞえずにはいられないことが時々ある。(0,10) 14 子供の時くらやみが恐かった。(3,77)
A	37 どんな障害に出会っても決してはじめの目的をかえない。(33,31) 38 困ったことにであうと、興奮したりあわてたりしやすい。(31,38)	5 何となく体の調子が悪いことがある。(5,67) 31 たいていの人は一寸おかしい(又は変っている)と思う。(5,18)
S	3 人から批評されると、なるほどと思うより感情を害する方だ。(28,31)	32 人中にいてもふと淋しくてたまらなくなる ことがある。(5,67)

また、CASではその傾向が窺われないものの、MASでは?反応の多い項目において圧倒的に得点者が増えており、嘘構尺度にもその傾向がみられることから、?反応を回避反応の現れとする Edwards, A. L. ら (1964) の見方が支持された。なお、嘘構尺度において?反応が多発する項目は、高橋 (1980) らのいう社会的望ましさ (social desirability) に強く関与するものと考えられる。ただし、No.7の?反応が異常に高いのは、「選挙」の意味が極めてあいまいであるためと思われる。

これらの分析の結果、質問項目自体の特性の更なる検討が必要とされたため、Rモードの因子分析を試みたところ、対象数が項目数より少ないため、主因子解後のバリマックス法で17因子もが固有値1.0以上を示し、因子相互が複雑に組み合っていることが窺われるにとどまった (統 (1970, 1971) と辻岡 (1976) との間に因子分析の手法及び結果の解釈をめぐる論争がある)。

次に、個人差の観点から検討を加えたい。各不安得点は当然ながら相互に正の高相関を示したが、嘘構得点は各不安得点、特にCAS及びその下位検査得点と負の相関関係を持ち、不安得点の高い者は嘘構得点が低くなる傾向を示した。

そして、検査の種類を問わず?反応の多い者はどの検査でも?反応が多く、少ない者はどの検査でも少ないことが認められ、?反応の選択行動には条件差だけではなく個人差のあることが明らかとなった。

また、各?反応とその尺度得点との関係を見ると、3件法非加重では負の相関関係を示したが、これは?反応が多くなる程得点の対象となる項目が低減するためであり、各尺度が測定するパーソナリティ特性との直接的な関係に限定されるとは考えられない。何故なら、?反応と加重得点とは無相関だからである。ただし、CASの?反応はMASの加重得点をも含めた他の不安得点と負の相関を示し、CASの?反応が多い者はMASで測定されるような顕現性不安の低いことが示された。更に、嘘構尺度の?反応と2件法嘘構得点との間にみられる正の相関関係や、 $h_L \cdot m_L \cdot l_L$ 3群毎に得られた2・3件法間の差から、嘘構尺度で“?”が許されない場合には本来?反応となるものが嘘構得点と化すことが考えられ、嘘構尺度の採点に際しては?反応の加重処理の望ましいことが示唆された。

ところで、MAS2・3件法間の反応の一致性は、検査に対する一貫性を表わす指標として捉えることができるが、不一致率(岩井のいう変動率)の個人別平均は全項目の10%前後である。ただし、不一致率が0から全体の40%を占める者まで広く分布しており、そこでの個人差は大きい。この個人の不一致率は検査の種類に拘らず一定 ($\chi^2=0.12, P>.10$) であることから、ある検査で一貫性の無い者は他の検査においても同様であることが明らかとなった。そして、表-5の分割表や表-3の相関表から、不安の低い者及びMASや嘘構尺度で?反応を多発する者は一貫性の高いことが示され、不安の高い者及び?反応の少ない者の一貫性は低いことが示唆された。

最後に、表-1・5に示されたMAS 3件法式の“?”の、2件法式における動向から?反応について検討を加えると、不安得点の低い者やMASの一貫性の高い者の?反応は、非得点方向に傾く傾向のあることが認められ、不安得点が高く一貫性に乏しい者の?反応は、非得点化され難いことが認められた。加えて、MAS、及び嘘構尺度の?反応が2件法式で非得点化される量と、MASの不一致数との間に有意な負の相関関係(MAS: $r = -.282, P < .05$, 嘘構尺度: $r = -.339, P < .05$)のあることが確かめられた。これらのことから、?反応が3種の不安尺度によって計測されるような不安と密接に関連していることが明らかとなり、3件法式から2件法式にかえた場合、不安の低い者の?反応には得点と結びつく要素が少なくなることが示された。また、MASの?反応を2件法式で得点化する傾向のある者は、嘘構尺度でも同様に?反応を得点化する傾向(表-5の分割表から)があるため、彼らの?反応には得点方向への躊躇としての意味があると考えられた。少なくとも、一貫性の高い者は?反応を非得点化し易く、低い者は非得点化し難いこと、及び不安の低い者は?反応を非得点化し易く、高い者は非得点化し難いことから、?反応の持つ意味が一義的ではなく、そこに個人差のあることが確かめられた。

要 約

同一被検者にMAS 2・3件法式、及びCASを施行し、各Questionnaireにおける刺戟特性・個人特性の観点から?反応について検討を加えた結果、?反応出現率には項目差の他に大きな個人差がある一方、検査尺度の種類に拘らず個人の?反応出現率は一定であることが明らかとなった。MASにおいて?反応が多発する項目は反応分布に片寄りのないものであり、そこでは不安得点を得る者が多いことから、?反応は得点化される反応を回避するために選択される(回避傾向)ように思われた。同様に嘘構尺度でも?反応は得点につながる選択肢との親和性が高いことが示された。

また、?反応に対する非得点化傾向の有無には個人差のあることが認められ、不安得点、及び変動率の低い者の?反応は不安得点との親和性が低いが、逆に不安得点、及び変動率の高い者の?反応はむしろ不安得点との間に高い関連性を持つことが示唆された。

文 献

- Cattell, R. B. & Scheier, I. H. *Handbook for the IPAT anxiety scale questionnaire*. : IPAT, 1957.
(園原太郎監 C.A.S. 不安診断検査解説書 1961, 東京心理)
- Edwards, A. L. & Walsh, J. A. A factor analysis of ? scores. *J. abn. soc. Psychol.* 1964, 69, 559-563.
- 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.

- 岩井勇児 性格検査項目の反応の変動性に関する研究：II 教育心理学研究 1966, 14, 15-24.
- 岩脇三良 心理検査学—心理アセスメントの基本—岡堂哲雄編：垣内出版 1975, 290
- 熊井桂子・岩淵次郎 Questionnaire における“?”反応の内容検討について 北海道心理学会第27回
大会研究発表抄録 印刷中
- 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.
- 高橋昌子 性格検査における社会的望ましさの影響 心理測定ジャーナル 1980, 16, 21-26.
- Taylor, J. A. A personality scale of manifest anxiety. *J. abn. soc. Psychol.*, 1953, 48, 285-290.
- 辻岡美延・藤村和久 YG性格検査プロフィールの分解と合成, 教育心理学研究 1976, 24, 8-15.
- 続有恒・織田揮準・鈴木真雄 質問型式による性格診断の方法論的吟味, 教育心理学研究 1970, 18,
33-47.
- 続有恒・織田揮準・鈴木真雄 質問型式による性格診断の方法論的吟味：II 教育心理学研究 1971,
19, 85-97.

(旭川医科大学 心理学)