パーソナリティ研究
2005　第13巻　第2号　220–230

資　料

© 日本パーソナリティ心理学会 2005

改訂版対人場面におけるあいまいさへの非寛容尺度作成の試み [1)]

友野隆成　同志社大学大学院文学研究科
橋本　宰　同志社大学文学部

本研究では，改訂版対人場面におけるあいまいさへの非寛容尺度 (Revised Interpersonal Intolerance of Ambiguity Scale; IIAS–R) を作成し，その信頼性および妥当性の検討を行った．研究1では，自由記述調査の結果をもとに項目を作成し，確認的因子分析により初対面の関係におけるあいまいさへの非寛容，半見知りの関係におけるあいまいさへの非寛容，友人関係におけるあいまいさへの非寛容の3つの下位尺度を構成した．また，得点分布や記述統計量の確認を行った．そして，内的整合性を検討し，ほぼ十分な信頼性 (α=.65～.77) を得ることができた．研究2では，IIAS–R の各下位尺度と対人不安尺度，独断主義尺度との相関を検討し，ある程度の構成概念妥当性 (r=.22～.52) を確認することができた．研究3では，IIAS–R の3ヶ月間の再検査信頼性を検討し，ほぼ十分な安定性 (r=.66～.73) を確認することができた．以上より，IIAS–R は信頼性および妥当性を兼ね備えた尺度であることが示唆された．

キーワード： 対人場面におけるあいまいさへの非寛容，自由記述，内的整合性，構成概念妥当性，再検査信頼性

問　題

あいまいさへの非寛容 (Intolerance of Ambiguity) は，面接によって観察された権威主義者の特徴をパーソナリティ特性として概念化したものであり (Frenkel-Brunswik, 1949)，“対称性，熟知性，明確さ，規則性に対する過度の好み，白か黒か式の解決，過度に単純化された二分化，あれかこれかという無条件の解決，早すぎる終結，固執，ステレオタイプの傾向”と定義されている (Frenkel-Brunswik, 1954)．この概念は多くの研究者達の関心を引き，主に知覚心理学的な手法を用いた実験的測定によって検討が行われた．それらの研究の多くでは，あいまいな刺激を呈示し，それに対する反応が早いほど，その個人はあいまいさに非寛容である，という操作的定義がなされていた．しかし，Kenny & Ginsberg (1958) がこれらの研究で用いられた測定手法相互の相関を検討した結果，多くの指標間で相関は見られず，このことからあいまいさへの非寛容についての様々な定義や測定法の間に不一致があることが明らかになった．

その後あいまいさへの非寛容に関する研究は拡散の一途を辿ることになるが，一つの方向性として質問紙であいまいさへの非寛容を測定しようとする試みがなされるようになっていった．その先駆けとなったのが，Budner (1962) によるあいまいさへの非寛容の構成概念の見直しおよび再定義である．Budner はあいまいさに非寛容であること

1) 本研究は，日本健康心理学会第16回大会においてパネル発表された内容をまとめたものです．本論文を作成するにあたり，審査者の先生方から貴重な御意見を頂戴致しました．記して感謝申し上げます．また，調査に協力していただいた方々にもお礼申し上げます．

を，“あいまいな事態を恐れの源泉として知覚（解釈）する傾向”と定義した．そしてあいまいさを，“十分な手がかりがないために，適切な構造化や分類化ができない状態”と定義し，“(1) 手がかりが全くない完全に新しい状況，(2)手がかりがたくさんありすぎる複雑な状況，(3)手がかりが異なった事態を招くような矛盾した状況”があると考えた．この3つの状況は，それぞれ“新奇性(novelty)，複雑性(complexity)，不可解性(insolubility)”と名づけられた．さらに，これらの状況に対して抑圧，否認，不安，不快，破壊行動，再構築行動，回避行動を示した場合，その個人はあいまいさに非寛容であると考えた．そしてこの再定義をもとにして，最初のあいまいさへの非寛容尺度である The scale of tolerance-intolerance of ambiguity (Budner, 1962) が作成された．この尺度は信頼性および妥当性に問題があったが，その後のあいまいさへの非寛容尺度開発の踏み台となった．

以後，Rydell & Rosen (1966) による Rydell-Rosen Scale，MacDonald (1970)による The 20-item ambiguity tolerance test などのあいまいさへの非寛容尺度が作成された．しかし，これらの尺度は Norton (1975) により，内的整合性の不十分さ，適切な妥当性の根拠の欠如などが指摘されている．そこで Norton は，Budner (1962) によるあいまいさの定義を拡張し，上述の尺度の問題点を考慮して，The measure of ambiguity tolerance（以後 MAT–50 と略記）を作成した．この尺度は信頼性と妥当性を兼ね備えた尺度であり，わが国でも今川 (1981) によって日本語版の検討がなされ，これまで作成されたあいまいさへの非寛容尺度の中で最も信頼できるものであるとされている．

しかし，MAT–50 にも問題点が存在する．増田 (1998) が指摘するように，MAT–50 は8つの下位カテゴリー（哲学・対人コミュニケーション・公のイメージ・仕事に関連した行動・問題解決・社会的相互作用・習慣・芸術形態）を持つがカテゴリー間の関連性については Norton (1975) では全く考慮されていない．一方，グループ主軸法を用いて MAT–50 日本語版の検討を行った中村 (1992) では，8つの下位カテゴリー間の相関係数に低い値がみられることが報告されている．このことは，8つの下位カテゴリーを一次元として扱うのは問題であることを示唆しているように思われる．しかし，MAT–50 をあいまいさへの非寛容尺度として用いた研究（Andersen & Schwartz, 1992；吉川，1986 など）では，あいまいさへの非寛容を単一次元として捉え，全 61 項目の合計得点のみを用いたものがほとんどである．結局 MAT–50 は広範なあいまいさを全て網羅しようとして，却って焦点がぼやけてしまったように思われる．中村のほかに下位カテゴリーを統計的に検討した研究では，8つの下位カテゴリー各々の信頼性係数が低い（増田，1998），8つの下位カテゴリーを想定した8因子モデルの適合度が低い（友野・橋本，2003），といった MAT–50 日本語版の統計的不備が報告されている．また，全 61 項目による因子分析の結果いずれの因子にも負荷しない項目が多く，その後の分析に用いられる項目は少ないので，そのことが調査協力者の負担となる可能性と，分析効率が悪いことが挙げられる．

友野・橋本 (2002) は，対人関係ストレス状況や社会的ストレス状況においてあいまいさへの非寛容が認知的評価とコーピングに影響を与えるが，身体的脅威状況においては影響を与えないことを報告している．これらのことから，あいまいさへの非寛容の下位概念を，領域を絞って検討する必要性があるように思われる．領域を絞ってあいまいさへの非寛容を測定することは，尺度項目数を減少させて調査協力者の負担を減らすことにつながり，分析精度を高めることが期待できよう．その結果，あいまいさへの非寛容が特に対人場面において果たす重要な役割を明らかにすることができよう．

一方，領域を最初から対人場面に限定して作成

された尺度がある．その尺度は，Wolfradt & Rademacher (1999) によって作成された，10項目からなる Skala zur Effassung Interpersonaler Ambiguitätstoleranz（以後 SIA と略記）である．SIA は，健常者群（勤労学生，大学生）と患者群（うつ病患者，不安障害患者，統合失調症患者）を有意に弁別し，臨床現場での有効性が確認されたものである．しかし，尺度構成の詳細な過程が明らかではないので，どのような手順で対人場面におけるあいまいさへの非寛容の検討がなされているのかを把握することが出来ない．また，下位尺度を想定した分析を行っていないので，結果として様々な対人場面を一次元にまとめた尺度になってしまっている．

そこで友野・橋本 (2001) は，MAT–50 および SIA の問題点を考慮に入れながら，対人場面におけるあいまいさへの非寛容尺度 （Interpersonal Intolerance of Ambiguity Scale ；以後 IIAS と略記）を作成した．IIAS は，SIA で検討されていなかった複数の対人場面を想定し，親しい関係におけるあいまいさへの非寛容，一般的な知り合い関係におけるあいまいさへの非寛容，未知の関係におけるあいまいさへの非寛容，の3つの下位尺度から構成されている．しかし，対人場面におけるあいまいさへの非寛容の定義が明示されていない．また，予備尺度の作成の際に対人場面とは関係のない項目が含まれており，探索的因子分析の結果，それらの項目が高い因子負荷量を示していたなど，信頼性および妥当性が満足のいくものとはならなかった．

IIAS も含めて，今までに開発されてきたあいまいさへの非寛容尺度では，主に Budner (1962) のあいまいさの定義など，研究者の主観的観点であいまいさが設定されており，自由記述など調査協力者側の観点によって検討されたものや，領域を限定して作成されたものはほとんどなかった．そこで本研究では，Budner の定義を対人場面に限定し，対人場面におけるあいまいさへの非寛容を“他者との相互作用において生じるあいまいな事態を恐れの源泉として知覚（解釈）する傾向”と定義する．そして，自由記述調査により対人場面におけるあいまいさを分類し，改訂版対人場面におけるあいまいさへの非寛容尺度（Revised Interpersonal Intolerance of Ambiguity Scale ；以後 IIAS–R と略記）を作成し，その信頼性および妥当性の検討をすることを目的とする．

研究 1

目　的

研究1では，自由記述調査の結果をふまえながら IIAS–R を作成し，得点分布や記述統計量の確認および，内的整合性を検討することを目的とした．

方　法

尺度項目の選定と予備尺度の作成　2002年6月中旬に，京都府下の私立大学において心理学関連の授業を受講する大学生59名（男子18名，女子41名）を対象に，対人場面におけるあいまいさへの非寛容に関する自由記述調査を行った．その際，「ここでは“対人関係におけるあいまいさ”についてお尋ねします．我々の対人関係には色々な“あいまいさ”があることが考えられますが，あなたはその“あいまいさ”をどのようなことだとお考えでしょうか．あなたが最近経験したことや感じたことなど，どんな事でも構いませんので以下の空欄に書いて下さい．なお，ここでの対人関係とは，家族や友人のような親しい関係から，初対面の人のような未知の関係までの全てを含みます．」という教示を与えた．また，「空欄は全部で10ヶ所あるが，全部埋める必要はない」ということ，「もし10個以上記入する場合は，余白や裏面も使用できる」ということも，加えて教示した．なお，平均記述数は2.81個であった．得られた自由記述の結果を，KJ 法により (1) 初対面，(2) 半見知り，(3) 友人，(4) 異性，(5) 家族，(6) 逆の立場，(7) 先生，(8) 商売人，の8つのカテゴリーに分類

Table 1　対人場面におけるあいまいさに関する自由記述の分類

	カテゴリー	記述例	記述数
(1)	初対面の人とのコミュニケーション	初対面で会った人に対してどこまで親しくすればよいのかあいまい.	12
(2)	半見知りの人とのコミュニケーション	表面上のつきあいにとどまっている人との会話は，どこかお互いに本音を出すまいとしていて中身がない．この点でとてもあいまいで苦痛.	10
(3)	友人とのコミュニケーション	友人にどこまで自分のことを話してよいのかがあいまい.	16
(4)	異性とのコミュニケーション	女の子の態度はあいまいな事が多く，何をどうしたいのかはっきりわかりにくい.	9
(5)	家族とのコミュニケーション	親に異性とのことを聞かれて「さあね」などはっきりとした受け答えはせずにあいまいな返事をする.	10
(6)	逆の立場の人とのコミュニケーション	バイトで私より後に入ってきたけど年上の人との関係．敬語使うべきか否かあいまい.	3
(7)	先生とのコミュニケーション	先生に対する態度はいつもあいまいになってしまう.	2
(8)	商売人とのコミュニケーション	店員がものすごく馴れ馴れしく話しかけてくる時がある．私たちは，「客」であるのに，その位置関係があいまい.	2
(9)	態度	どっちつかずの（自分が不利にならないように断定をさける）態度.	13
(10)	行動	困ったときに，笑顔でごまかし，詳しく説明しないこと.	23
(11)	基準	バスの中で席を譲ればよいのかどうか分かりにくい年の人が乗ってきたとき.	4
(12)	その他（上記のカテゴリーに含まれない全ての記述）	「対人関係におけるあいまいさ」はじゅんかつ油（対人間関係の).	61
	計		165

した．これら8つのカテゴリーと，除外されたカテゴリーの一部をTable 1に示した.

次に，8つのカテゴリーに分類された記述に，Budner (1962) の定義を参考にして，それぞれ対人場面におけるあいまいさに非寛容な者がとると思われる反応の記述（例えば，気になる，落ち着かない，とまどう，など）をランダムに付け加えて[2)]，それぞれのカテゴリーの項目候補とした.

続いて，IIASから上記のカテゴリーに合致するような項目を抜粋し，さらに独自に項目を作成し，それぞれ項目候補に加えた．これらの項目候補に対し，筆者と心理学専攻の大学院生3名によって内容的妥当性の検討を行った．その結果，65項目を予備尺度として選定した.

なお回答形式は，MAT–50 (Norton, 1975) にならい「とても強く同意する（7点)」から「全く同意しない（1点)」までの7件法とした.

調査協力者および調査時期　調査協力者は，京都府下の私立大学において心理学関連の授業を受講する大学生であった．本研究では，有効回答が得られた332名（男子183名，女子149名）を分析の対象にした．平均年齢は19.61歳であり，*SD*は0.99歳であった．調査時期は，2002年12月上旬であった.

実施方法　授業時間中に質問紙を配布，その場で回答させた．時間内に回答できなかった場合は，約1週間の提出期限を設け，後日回収した.

結果と考察

因子構造の検討　はじめに，予備尺度65項目について，自由記述調査によって得られた8つのカテゴリーを想定した確認的因子分析を行った．分析にはSAS (version 8.02) のCALISプロシジャを用い，最尤推定法によって母数の推定を行った．分析は，それぞれのカテゴリーに相関を仮定した，8因子斜交モデルについて検討した．因子負荷量

2) 本研究では「反応の記述」をランダムに「分類された記述」に付け加えたが，同じ「分類された記述」でも「反応の記述」が異なれば，同一回答者でも回答が異なってくる可能性がある．この問題に関しては，今後の検討課題である.

の低かった項目を削除したところ，多くのカテゴリーで因子に含まれる項目数が少なくなってしまった．また，項目削除後の適合度にそれほど改善がみられなかった．そこで，IIAS の3つの下位尺度にそれぞれ対応する，「初対面の関係におけるあいまいさへの非寛容」，「半見知りの関係におけるあいまいさへの非寛容」，「友人関係におけるあいまいさへの非寛容」の3つのカテゴリーを想定した確認的因子分析を行った．こちらもそれぞれのカテゴリーに相関を仮定した，3因子斜交モデルについて検討した．因子負荷量の低かった項目を削除したところ，適合度に改善がみられ，適合度指標 GFI=.91，修正適合度指標 AGFI=.88，赤池情報量基準 AIC=49.33 となり，3因子斜交モデルのデータへの適合は良好であることが示された．一方，「対人場面におけるあいまいさへの非寛容」を単一因子と仮定した1因子モデルについても併せて検討したところ，GFI=.89, AGFI=.86, AIC=90.28 となり，3因子斜交モデルに比べてデータへの適合は劣ることが示された．最終的に IIAS–R は3因子斜交モデルを採用し，その結果を Table 2 に示した．

また，推定された3因子の因子間相関を，Table 2 に併せて示した．それぞれの値は非常に高いものとなった (r=.71～.91)．因子間相関が高いということは，概念的に同じようなものを測定していることを示唆している．しかし本研究では，次の3点から3因子モデルを採用することにした．まず，この3因子は改訂前の IIAS の下位尺度と対応したものである点である．次に，この3因子モデルは，西川 (1999) による人間関係の形成過程の3段階に対応している点である．この3段階は，「見知らぬ者同志の出会い（第1段階）」，「中間状況的関係（第2段階）」，「親密な関係（第3段階）」であり，それぞれ本研究で得られた「初対面の関係」，「半見知りの関係」，「友人関係」に対応している．また，その中でも特に「中間状況的関係」が最もストレスフルであることが強調されている．この段階は人間関係の形成過程において最もあいまいな状況であるので，「中間状況的関係」のあいまいさに非寛容な者は，緊張感や恐怖感が生じやすいことが予測される．最後に，適合度が単一因子モデルよりも3因子モデルの方が高かった点である．以上の理由から，本研究では単一因子モデルではなくあえて3因子モデルを採用した．

得点分布および正規性の検討　Table 3 に，各カテゴリーの合計得点の歪度，尖度，得点範囲をそれぞれ示した．佐々木・山崎 (2002) は，歪度および尖度の値が −1.0 から +1.0 の範囲であれば得点分布に正規性があることを示唆している．本研究で得られた歪度および尖度の値は全てその基準を満たしているので，3つのカテゴリーの得点分布全てに正規性があると判断した．

記述統計量および性差の検討　Table 3 に，各カテゴリーの合計得点の平均値および標準偏差をそれぞれ全体および男女別に示した．なお，性差を検討するために各得点について t 検定を行ったところ，いずれのカテゴリーにおいても有意な得点差はみられなかった．

GP 分析　3つのカテゴリーについて，それぞれの合計得点の中央値で上位群と下位群に分け，項目毎に t 検定による GP 分析を行った．その結果，全ての項目で有意差がみられ (p<.001)，各項目の弁別性が示された．

内的整合性の検討　3つのカテゴリーについて，それぞれ Cronbach の α 係数を算出した結果，初対面の関係におけるあいまいさへの非寛容は.77，半見知りの関係におけるあいまいさへの非寛容は.73，友人関係におけるあいまいさへの非寛容は.65 であった．友人関係におけるあいまいさへの非寛容の α 係数の値が若干低いが，項目数が少ないことを考慮して，許容範囲であると判断した．また，他の2つのカテゴリーにおいては，ほぼ十分な内的整合性が示された．

Table 2　対人場面におけるあいまいさへの非寛容尺度の確認的因子分析結果

	因子 1	因子 2	因子 3
初対面におけるあいまいさへの非寛容			
1. 見ず知らずの人と一緒にいる時，私に対してどのように振舞うのか予想がつかないと，とまどってしまいます．	.519		
24. 友達の友達に会った時，どうすべきか迷います．	.621		
25. 初対面の人に，どの程度親しく接してよいのかとまどいます．	.701		
26. 初対面の人と，お互いを探り合いながら話します．	.485		
35. 初対面の人とするあいさつは，あいまいで困ります．	.613		
42. 初対面の人と 2 人きりでいる時，話をするべきかどうかとまどいます．	.660		
半見知りの関係におけるあいまいさへの非寛容			
3. あいさつぐらいしかしない人をその日，二度目に見かけた時，どう接してよいのかわかりません．		.636	
10. 隣人と出会った時，お互い顔は知っているのに，あいさつしてよいのかどうか迷います．		.534	
27. 表面上の付き合いにとどまっている人との会話は，どこかお互いに本音を出すまいとしていて，中身がないので苦痛です．		.545	
36. 中途半端に親しい友人の発言は，はっきりしないことが多いので困ります．		.572	
54.「知人」程度の人と出会うと，お互い気付かないフリをしてしまい気まずいです．		.552	
65. 昔の知人とあいさつをかわすのは，緊張します．		.547	
友人関係におけるあいまいさへの非寛容			
19. 友達の買い物に付き合って物を選ぶ時は，何が欲しいのかはっきりして欲しいです．			.449
21. 私に対する人物評が，私の親友達の間で対立する時は，とても困ります．			.583
29. たまにしか会わない友人が，こちらの情報をどの程度持っているか気になります．			.577
43. がさつな友人は，いつもこちらに対する行動の意図がわからないので，はっきりして欲しいです．			.536
61. 友人が私の側にいて携帯電話で話していると，私はその話の内容が気になります．			.465

因子間相関

	因子 1	因子 2	因子 3
因子 1	—	.91	.71
因子 2	—	—	.79
因子 3	—	—	—

Table 3　各カテゴリーの平均値・標準偏差・歪度・尖度および得点範囲

	全体		男性		女性					
	M	*SD*	*M*	*SD*	*M*	*SD*	*t* 値	歪度	尖度	得点範囲
初対面の関係	27.63	6.50	28.17	6.44	26.95	6.54	1.710	−.380	.202	6〜42 点
半見知りの関係	26.23	6.56	26.19	6.59	26.28	6.54	.123	−.051	−.078	9〜42 点
友人関係	20.21	5.33	20.19	5.77	20.24	4.75	.097	−.209	.502	6〜35 点

初対面の関係 = 初対面の関係におけるあいまいさへの非寛容
半見知りの関係 = 半見知りの関係におけるあいまいさへの非寛容
友人関係 = 友人関係におけるあいまいさへの非寛容

研究2

目　的

研究2では，研究1より得られたIIAS–Rの構成概念妥当性を検討することを目的とした．ここでは，2種類の尺度（対人不安尺度，独断主義尺度）との相関を求めた．レアリー (1990) は，一般に他者との相互作用においてあいまいな状況が生じると，対人不安を経験しやすくなることを示唆している．このことを考慮すると，あいまいさに敏感とも言える非寛容な者は寛容な者に比べて，より対人不安を感じることが想定される．その点から，IIAS–Rと対人不安尺度との間には正の相関がみられると予測される．また，独断主義者は自分が信じる者に対しての受容度が高い一方で，自分が信じない者に対しての拒否度が高い (Rokeach，1960) ので，他者との相互作用であいまいさが生じると，その相手が信じられるかどうか分からなくなり，“白か黒か式の解決”に頼り (Frenkel-Brunswik, 1954)，結果として相手のことを信じられず，関係を一方的に絶とうとすることが考えられる．つまり，独断主義傾向の強い人は，他者との相互作用において生じたあいまいな場面では，そのようなあいまいさを許せないので，あいまいさに非寛容であるといえる．その点から，IIAS–Rと独断主義尺度との間には正の相関がみられると予測される．

方　法

調査協力者および調査時期　調査協力者は，京都府下の私立大学において心理学関連の授業を受講する大学生であった．本研究では，有効回答が得られた229名（男子125名，女子104名）を分析の対象にした．平均年齢は19.71歳であり，*SD*は1.00歳であった．調査時期は，2003年1月上旬であった．

実施方法　授業時間中に質問紙を配布，約1週間の提出期限を設け，後日回収した．

測度　1．対人場面におけるあいまいさへの非寛容尺度　研究1で作成された尺度を用いた．研究2では，研究1で得られた17項目をランダムに入れ替え，それぞれ「とても強く同意する（7点）」から「全く同意しない（1点）」までの7件法で回答を求めた．分析には，各カテゴリーの合計得点をそれぞれ算出して用いた．

2．対人不安尺度　毛利・丹野 (2001) によって作成された，状況別対人不安尺度30項目を用いた．各項目について「非常に当てはまる（5点）」から「全く当てはまらない（1点）」までの5件法で回答を求めた．この尺度は，対人不安を感じるほど得点が高くなるように構成されている．分析には全項目の合計得点を算出して用いた．

3．独断主義尺度　Rokeach (1960) によって作成された，独断主義尺度日本語版（善明，1989）40項目を用いた．各項目について，善明に倣い「まったくそうだ（7点）」，「だいたいにおいてそうだ（6点）」，「どちらかといえばそうだ（5点）」，「どちらかといえばちがう（3点）」，「だいたいにおいてちがう（2点）」，「まったくちがう（1点）」の6つの欄を設定し，それぞれ回答を求めた[3)]．この尺度は，独断主義的であるほど得点が高くなるように構成されている．分析には全項目の合計得点を算出して用いた．

結果と考察

構成概念妥当性の検討　IIAS–Rの構成概念妥当性を検討するために，2種類の尺度（対人不安尺度，独断主義尺度）との間の相関係数をそれぞれ算出した．その結果をTable 4に示した．3つのカテゴリー全てと対人不安尺度および独断主義尺度との間に有意な正の相関がみられ，それぞれのカテゴリーにおいてある程度の構成概念妥当性が示された．また，3つのカテゴリー間の相関係数を

3) オリジナルの独断主義尺度 (Rokeach, 1960) では無回答項目に4点を割り当てており，善明 (1989) もそれに倣っている．本研究では，無回答項目がある被調査者のデータは分析から除外したので，結果として4点は存在しなかったことになる．

Table 4　各測度間の相関係数

	初対面の関係	半見知りの関係	友人関係	対人不安	独断主義
初対面の関係	.73***	.68***	.34***	.52***	.22**
半見知りの関係	—	.70***	.44***	.44***	.23**
友人関係	—	—	.66***	.29***	.30***

初対面の関係 = 初対面の関係におけるあいまいさへの非寛容　　**p<.01, ***p<.001
半見知りの関係 = 半見知りの関係におけるあいまいさへの非寛容
友人関係 = 友人関係におけるあいまいさへの非寛容
表中の対角線要素の値は再検査信頼性係数.

算出した．その結果も併せてTable 4に示した．3つのカテゴリー全ての組合せで，有意な正の相関(.34 〜.68) がみられた．

研究 3

目　的

対人場面におけるあいまいさへの非寛容は比較的変動の少ない安定した特性であるので，研究3では，研究1より得られたIIAS–Rの再検査信頼性を検討することを目的とした．

方　法

調査協力者および調査時期　調査協力者は，京都府下の私立大学および短期大学において心理学関連の授業を受講する大学生および短大生であった．本研究では，有効回答が得られた83名（男性26名，女性57名）を分析の対象にした．平均年齢は19.41歳であり，*SD*は4.96歳であった．調査時期は，2003年4月中旬（時点1）および7月上旬（時点2）の2時点であり，調査間隔は約3ヶ月であった．

実施方法　2時点とも授業時間中に質問紙を配布，約1週間の提出期限を設け，後日回収した．

測度　対人場面におけるあいまいさへの非寛容尺度　研究2と同じものを用いた．

結果と考察

再検査信頼性の検討　IIAS–Rの再検査信頼性を検討するために，2時点の相関係数を算出した．その結果をTable 4に示した．約3ヶ月の調査間隔をおいて再検査信頼性係数を算出したところ，それぞれのカテゴリーにおいてほぼ十分な安定性が示された．

総合考察

本研究では，研究1~3を通じて，新しい対人場面におけるあいまいさへの非寛容尺度であるIIAS–Rを作成し，その信頼性および妥当性の検討を行うことを目的とした．

研究1では，自由記述調査の結果をもとにIIAS–Rを作成し，得点分布や記述統計量の確認および内的整合性を検討し，いずれもほぼ十分な値を得ることができた．本研究では，項目候補の作成過程に自由記述調査を採用したことにより，調査協力者が考えたり感じたりしている，対人場面において生じるあいまいさを把握することができた．得られた記述をKJ法により8つのカテゴリーに分類したが，これらのカテゴリーに含めることができなかった記述も散見された．本研究では，あいまいさを生じる対象の明確化をカテゴリーに分類する際のポイントとしたので，それらの記述においてあいまいさを生じる対象が明記されていないものは項目候補にはならなかった．

しかし，尺度構成に直接反映されなかった場面，すなわち8つのカテゴリーに分類できなかった場面が多数みられたということから，対人場面におけるあいまいさが人によって実に様々な捉えられ方がなされていることが分かった．今まで開発されてきたあいまいさへの非寛容尺度のほとんどが，研究者の主観的観点によりあいまいさを設定され

てきたことを考えると，本研究で得られた自由記述の結果は研究者の主観的観点とは異なるものが得られたという点で，意義があるように思われる．なお，本研究で得られたカテゴリーは上述のとおり対人場面で生じるあいまいさの一部であるので，IIAS–R を用いて得られた結果を対人場面全体およびあいまいさ概念全体に一般化することは慎重に行うべきであり，研究の目的によっては，確認的因子分析で落とされたカテゴリーおよびカテゴリーに含めることが出来なかった記述（例えば，“「対人関係におけるあいまいさはじゅんかつ油」（対人間関係の）”）を再検討し，改めて尺度化する必要があることを付記しておく．

研究 2 では，IIAS–R の構成概念妥当性を検討し，ある程度の構成概念妥当性を確認することができた．IIAS–R と対人不安尺度との相関係数を算出した結果，3 つのカテゴリー全てにおいて予測された方向の関連性がみられた．関連性の強さを比較すると，初対面の関係におけるあいまいさへの非寛容 (r=.52) および半見知りの関係におけるあいまいさへの非寛容 (r=.44) に比べて，友人関係におけるあいまいさへの非寛容 (r=.29) は対人不安との関連性が弱かった．本研究で用いた状況別対人不安尺度（毛利・丹野，2001）は，項目内容を見てみると，どちらかというとあまり親しくない人との相互作用で生じる対人不安に関するものが多い．そのために，もともと友人のような親しい関係ではあいまいさに不安や脅威を感じることが少なく，友人関係におけるあいまいさへの非寛容のみ関連性が弱くなったと考えられる．また，本研究では対人不安が生じる状況を考慮せず一次元の尺度として対人不安尺度を用いたので，状況別に相関係数を算出すると，有意なものと有意ではないものがでてくるように思われる．一方，IIAS–R と独断主義尺度との相関係数を算出した結果，弱いながらも 3 つのカテゴリー全てで予測された方向の関連性がみられた (r=.22～.30)．Norton (1975) は，MAT–50 と独断主義尺度との間に有意な関連性が見られなかったことを指摘している．独断主義尺度は「他者に対して開かれているか，閉じられているか」(Rokeach, 1960) という対人場面に関連した概念であるが，MAT–50 の 8 つの下位カテゴリーには，対人場面に関連のあるものと関連のないものが混在しており，対人場面に関連のない下位カテゴリーが含まれている影響で，結果として有意な相関がみられなかったのではないだろうか．一方，本研究で作成した IIAS–R は対人場面に限定した尺度であるので，独断主義尺度との間に有意な関連性がみられたのではないだろうか．そのことを考慮すれば，これらの弱い関連性は妥当なものであるように思われる．

研究 3 では，IIAS–R の再検査信頼性を検討し，ほぼ十分な安定性を確認することができた．IIAS–R の再検査信頼性を検討したところ，約 3 ヶ月の調査間隔で r=.66～.73 の範囲であった．IIAS の再検査信頼性は同じく約 3 ヶ月の調査間隔で r=.57～.73 であり（友野・橋本，2001），再検査信頼性の下限が上昇し，安定性が増したと言えよう．

以上より，IIAS–R は IIAS に比べて，実用に耐えうるまで改善され，信頼性および妥当性を兼ね備えた尺度であることが示唆された．最後に，今後の課題について述べる．本研究では，大学生および短大生のみを調査対象者とした．項目作成の過程において，大学生独特の対人関係が反映している可能性があるので，大学生以外の成人を中心とした他の年齢層においても，IIAS–R が適用可能かどうか検討する必要があるように思われる．また，最近では臨床現場においてあいまいさへの非寛容と妄想性障害 (Bentall & Swarbrick，2003) や全般性不安障害 (Dugas, Ladouceur, Leger, Freeston, Langolis, Provencher & Boisvert, 2003)，強迫性障害 (Tolin, Abramowitz, Brigidi & Foa, 2003) などとの関連性が報告されている．よって，臨床現場においても，IIAS–R が適用可能かどうか検討する必要があるように思われる．なお，一般に日本人は欧米人に比べてあいまいな言動や態度をとるこ

とが多いとしばしば指摘される（例えば，古田・石井・岡部・久米，1987 など）が，そのような言動や態度に耐えられるか否かに関して，文化差からの検討も進める必要が求められているといえよう．

引用文献

Andersen, S. M., & Schwartz, A. H. 1992 Intolerance of ambiguity and depression: A cognitive vulnerability factor linked to hopelessness. *Social Cognition*, **10**, 271–298.

Bentall, R., & Swarbrick, R. 2003 The best laid schemas of paranoid patients: Autonomy, sociotropy and need for closure. *Psychology and Psychotherapy: Theory, Research and Practice*, **76**, 163–171.

Budner, S. 1962 Intolerance of ambiguity as a personality variable. *Journal of Personality*, **30**, 29–50.

Dugas, M. J., Ladouceur, R., Leger, E., Freeston, M. H., Langolis, F., Provencher, M. D., & Boisvert, J. M. 2003 Group cognitive-behavioral therapy for generalized anxiety disorder: Treatment outcome and long-term follow-up. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, **71**, 821–825.

Frenkel-Brunswik, E. 1949 Intolerance of ambiguity as an emotional and perceptual personality variable. *Journal of Personality*, **18**, 108–143.

Frenkel-Brunswik, E. 1954 Further explorations by a contributor to "The Authoritarian Personality." In R. Christie, & M. Jahoda (Eds.), *Studies in the scope and method of "The Authoritarian Personality."* New York: Free Press. Pp. 226–275.

古田　暁・石井　敏・岡部朗一・久米昭元　1987　異文化間コミュニケーション　有斐閣

今川民雄　1981　Ambiguity Tolerance Scale の構成 (1)――項目分析と信頼性について　北海道教育大学紀要，第一部 C，教育科学編，**32**, 79–93.

Kenny, D. T., & Ginsberg, R. 1958 The specificity of intolerance of ambiguity measures. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, **56**, 300–304.

レアリー M. R. 生和秀和（監訳）　1990　対人不安　北大路書房 (Leary, M. R. 1983 *Understanding social anxiety*. Beverly Hills, California: Sage.)

MacDonald, A. P. 1970 Revised scale for ambiguity tolerance: Reliability and validity. *Psychological Reports*, **26**, 791–798.

増田真也　1998　曖昧さに対する耐性が心理的ストレスの評価過程に及ぼす影響　茨城大学教育学部紀要（人文・社会科学・芸術），**47**, 151–163.

毛利伊吹・丹野義彦　2001　状況別対人不安尺度の作成及び信頼性・妥当性の検討　健康心理学研究，**14**, 23–31.

中村知靖　1992　あいまいさに対する耐性尺度を吟味する―グループ主軸法　渡部　洋（編）心理・教育のための多変量解析法入門（事例編）福村出版　Pp. 47–70.

西川隆蔵　1999　パーソナリティの開放性―閉鎖性の研究　風間書房

Norton, R. W. 1975 Measurement of ambiguity tolerance. *Journal of Personality Assessment*, **39**, 607–619.

Rokeach, M. 1960 *The open and closed mind*. New York: Basic Books.

Rydell, S. T., & Rosen, E. 1966 Measurement and some correlates of need-cognition. *Psychological Reports*, **19**, 139–165.

佐々木　恵・山崎勝之　2002　コーピング尺度 (GCQ) 特性版の作成および信頼性・妥当性の検討　日本公衆衛生雑誌，**49**, 399–408.

Tolin, D. F., Abramowitz, J. S., Brigidi, B, D., & Foa, E. B. 2003 Intolerance of uncertainty in obsessive-compulsive disorder. *Journal of Anxiety Disorders*, **17**, 233–242.

友野隆成・橋本　宰　2001　対人場面におけるあいまいさへの非寛容尺度作成の試み　同志社心理，**48**, 1–10.

友野隆成・橋本　宰　2002　あいまいさへの非寛容がストレス事象の認知的評価及びコーピングに与える影響　性格心理学研究，**11**, 24–34.

友野隆成 橋本　宰　2003　日本語版 MAT-50 の因子構造について　同志社心理，**50**, 32–36.

Wolfradt, U., & Rademacher, J. 1999 Interpersonale Ambiguitäts-intoleranz als klinisches Differentialkriterium: Skalen-entwicklung und Validierung. *Zeitschrift für Differentielle und Diagnostische Psychologie*, **20**, 72–79.

吉川　茂　1986　曖昧さへのトレランス―イントレランスの基本的相違点に関する研究　関西学院大学人文論究，**35**, 94–121.

善明宣夫　1989　独断主義的認知スタイルに関する研究――その概念と独断主義尺度の構成，及び信頼性の検討　関西学院大学教育学科研究年報，**15**, 1–9.

― 2004. 5. 11 受稿，2004. 11. 1 受理―

Development of Revised Interpersonal Intolerance of Ambiguity Scale

Takanari TOMONO[1] and Tsukasa HASHIMOTO[2]

[1] Graduate School of Psychology, Faculty of Letters, Doshisha University
[2] Department of Psychology, Faculty of Letters, Doshisha University

THE JAPANESE JOURNAL OF PERSONALITY 2005, Vol. 13 No. 2, 220–230

The purpose of this study was to develop Revised Interpersonal Intolerance of Ambiguity Scale (IIAS-R), which assessed the tendency with subscales for three types of people: first-time stranger, not-well-acquainted, and friend. Items for the scales were collected from self-report responses to an open-ended questionnaire. Scores for each subscale appeared to distribute normally. Internal consistency of the subscales was sufficiently high. Correlation coefficients between IIAS-R and social anxiety and dogmatism scales ranged from .52 to .22, which were statistically significant. Three-month test-retest reliability coefficients of the three subscales were .73, .70, and .66, respectively. The results demonstrated that the scale had good reliability and validity.

Key words: interpersonal intolerance of ambiguity, open-ended questionnaire, internal consistency, test-retest reliability, construct validity