

バランス型社会的望ましき反応尺度日本語版 (BIDR-J) の 作成と信頼性・妥当性の検討¹⁾

谷 伊 織

名古屋大学大学院教育発達科学研究科

わが国では、社会的望ましき反応の測定について Crowne & Marlowe (1960) の社会的望ましき尺度が邦訳されて使用されているが (北村・鈴木, 1986), 社会的望ましき反応を測定する尺度の因子構造は研究者によって異なっている。そこで本研究においてはまだ邦訳されていない Paulhus (1991) のバランス型社会的望ましき反応尺度を邦訳し、安定した因子構造を持つ新たな社会的望ましき反応尺度を作成することを目的とした。調査1では探索的因子分析によって自己欺瞞、印象操作の2因子構造が見出された。調査2においては他集団のサンプルを対象に確認的因子分析を行い、交差妥当性が確認された。調査3においては他の概念との関連から構成概念妥当性が示され、調査4においては基準関連妥当性が認められた。以上より、バランス型社会的望ましき反応尺度日本語版の信頼性と妥当性が確認された。

キーワード：社会的望ましき反応, BIDR, 2因子モデル, 信頼性, 妥当性

目 的

質問紙法によってパーソナリティを評価・表現する際に、調査協力者の反応の中に社会的望ましき (Social Desirability) が含まれることによってその正確な評価や表現が妨げられることがある。そして、この影響を取り除いて正確にパーソナリティの測定を行うための試みが数多く行われている。方法としては、強制選択法 (forced choice) や曖昧項目法 (subtle items), 反応妥当性尺度 (response validity scales) の使用などが代表的なものとして挙げられる。

中でも最もよく用いられている方法が反応妥当

性尺度の使用であろう。わが国においても、Crowne & Marlowe (1960) の尺度を翻訳した、北村・鈴木 (1986) の社会的望ましき尺度 (Social Desirability Scale; SDS) が、作為的に回答した調査協力者や回答の探知や、ある構成概念と社会的望ましき反応との関連を示すことを目的としてしばしば用いられている。例えば内藤・鈴木・坂元 (2004) は情報処理スタイル尺度を作成するにあたり、SDSとの相関を調べ、情報処理スタイル尺度得点が社会的望ましき反応によって影響を受けないことを示している。また、堀尾・高橋 (2004) は、作為回答場面において SDS が作為回答を探知する効果を有することを明らかにしている。

ただし、この SDS についてはいくつかの問題がある。特に、社会的望ましき反応尺度の因子数に関しては Paulhus (1983) や Sackeim & Gur (1979), Millham & Kellogg (1980), Damarin & Messick (1965) に見られるように、2因子構造が報告されることが多く、SDS についても2因子構造である

1) 本稿を作成するにあたり、ご指導いただいた中京大学教授の村上隆先生、名古屋大学大学院教授の野口裕之先生に厚く御礼申し上げます。また、貴重なご意見を頂いた名古屋大学大学院の鈴木郁子さん、脇田貴文さん、並川努さん、中根愛さん、そしてご回答頂きました大学生の皆さんに心より感謝致します。

可能性が指摘されている (Ramanaiah & Martin, 1980)。本邦以外では 2 因子構造である Paulhus (1991) のバランス型社会的望ましき反応尺度 (Balanced Inventory of Desirable Responding; BIDR) が用いられることが多く、様々な概念との関連が検討されている。例えば、Li & Bagger (2006) は、BIDR を用いて社会的望ましき反応を測定している論文についてメタ分析を行い、1984 年から 2006 年の間の 236 編の研究のなかで、BIDR が社会的望ましき反応を測定する尺度として幅広く用いられていること、さらにパーソナリティ変数と行動変数の間に見られる相関関係が社会的望ましき反応を交絡変数とした擬似相関ではないことを示した。

この 2 因子については研究者によって呼称の違いがあるが、ここでは Paulhus (1983) に従い、BIDR の下位尺度である自己欺瞞 (Self Deception) と印象操作 (Impression Management) の呼称を用いる²⁾。自己欺瞞とは、回答者が本当に自分の自己像と信じて無意識的に社会的に望ましく回答する反応であり、印象操作とは故意に回答を良い方向にゆがめて、真の自己像を偽る反応を意味する。

BIDR を作成するにあたって Paulhus (1984) は、社会的望ましき反応が 2 因子構造で表現されることを想定し、Crowne & Marlowe (1960) の SDS, Edwards (1957) の社会的望ましき尺度、Sackeim & Gur (1978) の自己欺瞞質問紙 (The Self-Deception Questionnaire; SDQ) と他者欺瞞質問紙 (The Other-Deception Questionnaire; ODQ), Wiggins (1959) の社会的望ましき尺度、MMPI (Meehl & Hathaway, 1946) の L 尺度への評定について因子分析を行った結果、想定通り 2 因子構造が得られることを示した。第 1 因子に高い負荷量を示したのは

は Wiggins (1959) の社会的望ましき尺度、MMPI の L 尺度、他者欺瞞質問紙、Crowne & Marlowe (1960) の SDS であり、この因子を印象操作因子とした。また、第 2 因子に高い負荷量を示したのは、自己欺瞞質問紙と Edwards の社会的望ましき尺度であり、この因子を自己欺瞞因子とした。Paulhus はその後、Sackeim & Gur (1978) の自己欺瞞質問紙と他者欺瞞質問紙も参考に項目を洗練し、自己欺瞞と印象操作の 2 つの因子からなる BIDR を作成した (Paulhus, 1991)。BIDR は代表的な他の社会的望ましき反応尺度を包括的に測定する尺度であると考えられる。

本邦における社会的望ましき反応研究としては、岩脇 (1973) の先駆的研究がある。また岡村 (1986) は、MPI (Eysenck, 1959), MMPI (Meehl & Hathaway, 1946), MJPI (法務省矯正局, 1970) の L 尺度、SD 尺度 (Edwards, 1957) の項目から自己欺瞞因子を見出し、今後の適用可能性について言及している。しかし、自己欺瞞と印象操作傾向から構成される 2 因子モデルを用いた検討は他国と比較すると進んでおらず、自己欺瞞と他の構成概念との関連についての検討はほとんど見あたらない。その一因としては、2 因子構造を持つ社会的望ましき尺度が開発されていないこと、社会的望ましき反応の研究においては安定した因子構造が得られていないことなどが挙げられよう。

そこで、本研究においては、社会的望ましき反応を多面的に捉えるために、BIDR 日本語版 (Japanese version of Balanced Inventory of Desirable Responding; BIDR-J) を作成することを目的とする。また、上述の問題を踏まえたうえで、尺度の作成にあたっては、異なったサンプルを用いた調査から交差妥当性の検討を行い、因子構造が安定して得られることを確認する。さらに、他の構成概念との関連から SDS との弁別的妥当性についても検討する。

2) 他の 2 因子の名称としては、Alpha 因子と Gamma 因子 (Block, 1965), Damarin & Messick (1965) の「宣伝的歪み (propagandistic bias)」と「内閉的歪み (autistic bias)」などがある。

調査 1

目的

Paulhus (1991) の BIDR を邦訳し、わが国における社会的望ましき反応を測定する新たな日本版尺度を作成することを目的とした³⁾。

方法

調査協力者 大学生 404 名を調査の対象に、講義時間の一部を利用して一斉に行い、その時間内に回収した。欠損値を含む回答者を除いた有効回答者は 395 名（男性 151 名、女性 244 名）であり、平均年齢は男性 20.27 歳 ($SD=2.67$ 歳)、女性 19.94 歳 ($SD=1.55$ 歳) であった。

尺度 Paulhus (1991) の全 40 項目からなる BIDR を邦訳した。邦訳にあたっては先行研究を参考に、原文の意味を適切に反映すること、および自然な日本語表現になることに注意した。その後、心理学を専門とする 3 名の大学院生および英語を母語とする大学院生 1 名と協議を行い、修正を加えた。この際、選挙の際の投票行動や車の運転に関する行動等、未成年の大学生にとっては回答できない項目や、クリスマスのプレゼント贈答のように文化的影響が大きく、日本人の社会的望ましき反応を測定するうえでは適さないと考えられる 6 項目を削除し、34 項目から尺度を構成した。その後、「全くあてはまらない (1 点)」から「非常にあてはまる (7 点)」の 7 件法で回答を求めた。なお、この尺度は項目の合計得点が高いほど社会的望ましき反応が高いことを示している。

結果と考察

全 34 項目に対して因子分析（主因子法・Promax 回転）を行った。その結果、固有値の減衰状況 (4.42, 3.07, 2.13, 1.67, 1.51, 1.34, …) と因子の解釈可能性から 2 因子構造が妥当であると判断した。

そこで、因子負荷量の絶対値、期待される因子を考慮して項目を削除しながら因子分析を数回繰り返した結果、最終的に 10 項目が削除され、24 項目 2 因子構造を得た。Table 1 に Promax 回転後の因子パターン、因子間相関、Cronbach の α 係数、および各項目の平均値と標準偏差を示した。

第 1 因子は 12 項目からなり「私は自分の決めたことを後悔しない」「私は自分の判断をいつも信じている」など、回答者が本当に自分の自己像であると信じて無意識のうちに社会的に望ましい回答をする傾向に高い負荷が見られた。よって第 1 因子を自己欺瞞因子と命名した。第 2 因子は 12 項目からなり「他人には言えないようなことをしたことがある (したことがない)」「人をののしったことがない」など、故意または意図的に回答を良い方向、あるいは悪い方向にゆがめ、真実の自己像を偽る見せかけの回答を行う傾向に高い負荷が見られた。そこで第 2 因子を印象操作因子と命名した。また、各下位尺度の α 係数が .70 から .75、尺度全体の α 係数が .72 であることからほぼ十分な内的整合性が認められたと言える。そして 24 項目全てを加算したものを BIDR 総得点として全体、男女別で平均値を算出し、各下位尺度の合計点と t 検定の結果と共に Table 2 に示した。なお、BIDR 総得点は社会的望ましき反応の総体的概念を示し、下位尺度は社会的望ましき反応の各側面と捉えた。以上の分析の結果、原版となった Paulhus (1991) の BIDR と同様の 2 因子が抽出され、項目についても想定したものと同一因子構造が得られた。ただし、一部の項目の因子負荷は低く、取り除くことも検討されたが、意味などを考慮してすべての項目を残すこととした。これを新たな社会的望ましき反応を測定する尺度として「バランス型社会的望ましき反応尺度日本語版 (BIDR-J)」と命名し、今後の分析に使用することとした。

3) 本稿を作成するにあたり、The University of British Columbia の Paulhus 教授から翻訳および使用許可を頂いた。

Table 1 BIDR-J の因子分析結果 (Promax 回転後の因子パターン) (N=395)

項目	I	II	M	SD
【I. 自己欺瞞】				
10. 私は自分で決めたことを後悔しない。	.64	.07	3.90	1.64
15. 私は自分の判断をいつも信じている。	.62	-.13	4.26	1.39
7. 自分で決心したことが他人の意見で変わることはめったにない。	.58	-.08	3.83	1.53
5. 「なぜそれが好きなのですか？」と聞かれた時、何についても説明できる。	.52	-.04	3.65	1.57
8. 私は自分の人生を完全に思い通りに進めている。	.44	.08	3.15	1.45
16. たとえ何人かの人に嫌われても、私にとっては問題ない。	.44	-.20	3.43	1.80
3. 私のことを他人が本当にどう思っているのか気にならない。	.42	.18	2.56	1.45
*11. 時々、すぐに決心できなくて失敗することがある。	-.42	-.11	4.93	1.32
*17. なぜ自分がそうしたのか、自分でも分からないときがある。	-.39	-.18	4.40	1.62
*9. いろいろなことについて、つい余計なことを考える。	-.36	-.30	5.32	1.27
1. 私が感じた他人の第一印象はよく当たっている。	.32	-.10	4.19	1.31
13. 私はきわめて理性的な人間である。	.21	.13	4.11	1.38
【II. 印象操作】				
*29. 他人には言えないようなことをしたことがある。	.03	.58	4.72	1.81
*18. 必要であれば、時々嘘をつく。	-.30	.54	5.27	1.08
*20. 人をうまく利用したことがある。	.08	.53	4.04	1.57
*24. 友達の陰口を言ったことがある。	-.10	.48	5.15	1.34
21. 人をののしったことがない。	-.09	-.48	2.80	1.49
*33. かなりよくない習慣をいくつか持っている。	.10	.46	3.96	1.63
*31. 仮病で仕事や学校を休んだことがある。	-.09	.40	4.43	2.06
28. 道路や公共の場所で、ごみを落としたことはない。	-.06	-.32	3.80	1.94
*22. 人と争ったとき、水に流すよりもむしろ復しゅうする。	-.11	.30	3.21	1.62
23. 私は恐らく捕まらないような時でも、いつも法律に従っている。	-.11	-.26	3.52	1.59
*26. お釣りを多くもらったとき、気づいてもそのまま受け取ってしまう。	.07	.26	4.48	1.94
32. 図書館の本や店の商品を破損した時は、必ずそれを報告する。	-.17	-.23	4.43	1.60
*は逆転項目を示す。	α 係数	.75	.70	
	因子間相関		-.06	

Table 2 BIDR 総得点および各下位因子の尺度得点の平均値と標準偏差

	全体 (N=395)	男性 (n=151)	女性 (n=244)	t
BIDR 総得点	85.74 (13.91)	85.80 (14.93)	85.70 (13.26)	0.07
自己欺瞞	42.51 (9.15)	44.31 (8.95)	41.39 (9.12)	3.11**
印象操作	43.23 (9.51)	41.49 (10.34)	44.30 (8.80)	-2.78**

* $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$ () 内は標準偏差

調査 2

目的

調査 1 で作成した BIDR-J の妥当性を検討するために、確認的因子分析を用いて因子の妥当性の検討を行った。また、調査 1 で得られた因子が他のサンプル集団でも確認することができるかを検討するため、他集団に調査を行い、交差妥当性の検

討を目的とする研究を行った。

方法

調査協力者 調査 1 とは異なる大学において、大学生 242 名を対象に調査を行った。欠損値を含む回答者を除いた有効回答者は 241 名 (男性 124 名, 女性 117 名) であり, 平均年齢は男性 20.27 歳 ($SD=3.83$ 歳), 女性 20.19 歳 ($SD=1.73$ 歳) であった。調査は授業時間の一部を利用し集団法

Table 3 BIDR-J の確認的因子分析による各項目の因子負荷量 (N=241)

項目番号	I 自己欺瞞	II 印象操作
10.	.61	
15.	.52	
7.	.45	
5.	.45	
8.	.64	
16.	.35	
3.	.48	
*1.	-.48	
*17.	-.31	
*9.	-.36	
1.	.18	
13.	.09	
*29.		.55
*18.		.49
*20.		.36
*24.		.40
21.		-.35
*33.		.45
*31.		.37
28.		-.39
*22.		.24
23.		-.38
*26.		.38
32.		-.27
* は逆転項目を示す。 因子間相関		-.23

で回答を求めた。

尺度 調査1で作成されたBIDR-Jを用いた。回答方式は5件法で行った⁴⁾。

結果と考察

調査1で作成したBIDR-Jの交差妥当性を確認するために、調査2のサンプル全体を対象に確認的因子分析を行った。分析にはAMOS5.0を用い、因子間の相関を仮定して最尤推定法による母数の推定を行った。その結果、2因子モデルを確認し、

4) 従来の選択肢の数は7件法であるが、反応段階数が少ない5件法の方が、回答時間の短縮につながり、回答の違いが明瞭になりやすいことなどから好まれることがある。いずれの反応段階を採用しても同様の因子構造や信頼性が得られることを示した。

各項目の因子負荷量をTable3に示した。なお、項目番号は調査1と同じである。一部の項目の因子負荷は調査1と同様に低い結果となった。モデルの説明力を表す適合度指標GFIは.847、AGFIは.817、RMSEAは.067であった。すなわち、この2因子モデルは観測されたデータとほぼ適合していたと言える。従って、他のサンプル集団においても概ね安定した2因子構造が認められたと考えられ、BIDR-Jの交差妥当性が確認された。自己欺瞞の尺度得点の平均値は31.70、標準偏差は5.97であり、印象操作の尺度得点の平均値は32.07、標準偏差は5.20であった。いずれも5件法を用いたことによって低い点数となった。さらに、内的整合性を調べるためにCronbachの α 係数を算出したところ、尺度全体は.72、自己欺瞞は.71、印象操作は.67であり、調査2においてもほぼ十分な内的整合性が認められた。

調査 3

目的

BIDR-Jの構成概念妥当性を検討することを目的とした。そのために、SDS(北村・鈴木, 1986)および達成動機尺度(堀野, 1987)、ローカス・オブ・コントロール尺度(鎌原・樋口・清水, 1982)、自尊感情尺度(山本・松井・山成, 1982)との関連を検討した。なお、BIDR-Jと各尺度との関連については以下のような仮説を立てた。

まず、BIDR-JとSDSは、いずれも社会的望ましき反応を測定しており、BIDR総得点および各下位尺度とSDSとの間には正の相関が存在すると予測される。特に、BIDR総得点は総体的な概念であるのでSDSとの相関が高いであろう。また、Paulhus(1991)はCrowne & Marlowe(1960)のSDSはBIDRの自己欺瞞よりも印象操作と関連していることを示しており、ここでも同様の結果が得られると予測される。

次に、達成動機は、得点が高いほど「ものごとを最後までやり遂げたい」「困難なことにも挑戦

し、成功させたい」という動機が高いという特徴を持つ構成概念である。下位尺度である自己充實的達成動機は他者や社会の評価にはとらわれず、自分なりの達成基準への到達を目指す達成動機である。本来の自己像を望ましいものと思ひ込みやすい者は、自分なりの達成基準への到達度を高く評価する傾向があると考えられる。したがって、自己欺瞞と自己充實的達成動機には正の相関関係があるだろう。一方、競争的達成動機は他者や社会の評価を得ることを目的とした達成動機とされており、故意に回答を方向にゆがめて、他者や社会の評価を得ようとする印象操作傾向とは負の関連があると考えられる。以上のことから、自己欺瞞は自己充實的達成動機と正の相関、印象操作は競争的達成動機と負の相関が認められると考えられる。

また、ローカス・オブ・コントロールは自分の行動とその結果に付随する原因が随伴しているかどうか、その強化の生起を統制することができるかどうかという信念であり、得点が高いほど随伴しているという信念が強くなる構成概念である。自己像を望ましく思ひ込みやすい者は、過大に自分の行動が結果に及ぼす影響を評価すると考えられる。したがって、この構成概念は特に自己欺瞞との相関が高くなると考えられる。

最後に、自尊感情は人が自分自身についてどう感じるかという自己の能力や価値についての評価的な感情や感覚のことである。「いろいろな良い素質を持っている」といった尺度項目は、明らかに望ましい方向が存在すると考えられるため、社会的望ましき反応尺度との間には相関関係があるだろう。従来の SDS と自尊感情の間に相関関係が認められないのであれば、SDS が社会的望ましきの一側面を測れていない可能性が示唆され、さらに BIDR-J と自尊感情の間に相関があるのであれば、BIDR-J と SDS の弁別的妥当性が認められるだろう。BIDR-J の下位尺度である自己欺瞞は、自己像を過剰に望ましく認知する傾向であるので、自

己の能力や価値についての評価的な感情や感覚の高さは正の相関関係があると考えられる。また、Paulhus & Reid (1991) は自尊感情尺度との関連について、自己欺瞞と高い正の相関が認めており、印象操作傾向とは有意な相関が見出されていないことを報告している。以上のことから、自己欺瞞と自尊感情には高い正の相関が見出され、印象操作傾向とは有意な相関が見出されないと仮定される。

方法

調査協力者 調査 1 と同一の調査協力者の一部に 2 回にわたる調査を実施した。計 3 回の調査において全てのデータがそろった調査協力者を分析対象とした。対象者は大学生で、有効回答者は 203 名 (男性 53 名, 女性 150 名) であった。平均年齢は男性 20.84 歳 ($SD=3.75$ 歳), 女性 20.18 歳 ($SD=1.76$ 歳) であった。調査は授業時間の一部を利用し集団法で回答を求めた。

尺度 以下の尺度を用いた。1. 社会的望ましき尺度 (北村・鈴木, 1986) 33 項目, 2 件法 2. 達成動機尺度 (堀野, 1987) 23 項目, 7 件法 3. ローカス・オブ・コントロール尺度 (鎌原他, 1982) 18 項目, 4 件法 4. 自尊感情尺度 (山本他, 1982) 10 項目, 5 件法 また、調査 1 における BIDR-J の 24 項目 (7 件法) から、BIDR 総得点と自己欺瞞、印象操作の尺度得点を算出した⁵⁾。

結果と考察

BIDR-J の構成概念妥当性を検討するために、BIDR-J と他尺度との相関係数を求め、その結果を Table 4 に示した。BIDR 総得点と各下位尺度間はいずれも有意な正の相関が見られた。自己欺瞞と印象操作との間には有意な相関は見られなかった。

まず、BIDR-J の各下位尺度および総得点と SDS の間には全て有意な正の相関があった。特に BIDR

5) 選択肢の数は 5 件法, 7 件法いずれの反応段階においても同じ因子構造が示されており、少なくともこの 2 つの反応段階については、評定法の違いによって相関に大きな違いはないと考えられる。

Table 4 BIDR-Jと各尺度の相関係数 (N=203)

	印象操作	BIDR 総得点	SDS	自己充實的 達成動機	競争的達成 動機	達成動機 総得点	ローカス・ オブ・ コントロール	自尊感情
自己欺瞞	.03	.72***	.29***	.25***	-.04	.12	.28***	.48***
印象操作		.72***	.47***	.04	-.23**	-.13	.16*	.02
BIDR 総得点			.53***	.20**	-.18**	-.01	.31***	.35***
SDS				.17*	-.28***	-.10	.15*	.13

* $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

総得点と SDS の間に比較すると強い相関が認められた。また、印象操作と SDS の相関は、自己欺瞞と SDS の相関よりも高かった。以上より、BIDR-J と SDS の関係について、仮説が支持された。

次に、BIDR-J と達成動機との関係については、自己欺瞞と自己充實的達成動機間に有意な正の相関が認められた。競争的達成動機と印象操作の間には有意な負の相関が確認された。さらに、自己欺瞞とローカス・オブ・コントロールの間には有意な正の相関が認められた。自己欺瞞とローカス・オブ・コントロールの相関は、印象操作とローカス・オブ・コントロールの相関よりも高かった。最後に、自己欺瞞と自尊感情の間には有意な正の相関が認められ、印象操作と自尊感情の間には有意な相関は認められなかった。これらはいずれも仮説を支持する結果となった。

このように、BIDR-J と他の尺度との相関関係は先行研究と一致しており、解釈可能な結果であったことから、BIDR-J の各構成概念の妥当性が確認された。また、BIDR 総得点は SDS と近い概念であるが、それぞれの下位尺度については十分な弁別的妥当性を有する概念であることが示された。さらに、自尊感情と自己欺瞞との相関から、SDS では測定できない社会的望ましき反応の一側面を BIDR-J が測定できる可能性が示され、BIDR-J と SDS の弁別的妥当性が認められた。自己欺瞞と自尊感情の相関は比較的高かったが、SDS と自尊感情の間には相関が認められず、自尊感情と自己欺

瞞は十分に弁別性が示された。

調 査 4

目 的

BIDR-J の基準関連妥当性を検討することを目的とした。社会的望ましき反応を測定する尺度としての基準関連妥当性を判断するためには、Dicken (1959) や岩脇 (1961) に見られるように、回答者が故意に望ましく見せようと操作した場合に BIDR-J の得点が高くなるということを確認する必要がある。そこで、調査 4 では教示を操作し、2 条件下で BIDR-J を測定した。自己欺瞞と印象操作の下位尺度について、望ましく見せようとした場合にはいずれも得点が高くなることが予測される。ただし、概念的には特に印象操作において得点の増加が顕著であると考えられ、このことから 2 つの下位尺度の差異妥当性についても検討する。

方 法

調査協力者 大学生 219 名を対象に調査を行った。欠損値を含む回答者を除いた有効回答者は 205 名 (男性 71 名, 女性 134 名) であり、平均年齢は男性 19.08 歳 ($SD=1.43$ 歳), 女性 19.21 歳 ($SD=1.14$ 歳) であった。調査は授業時間の一部を利用し集団法で回答を求めた。

尺度 調査 1 で作成された BIDR-J を用いた。回答方式は 5 件法で行った。

手続き BIDR-J を統制条件、作為条件の 2 つの条件下で回答を求めた。作為条件において、調査

Table 5 BIDR-J 各下位因子の尺度得点と分散分析の結果 (N=205)

		順序		主効果		交互作用
		統制条件先行	作為条件先行	条件	順序	
自己欺瞞	統制条件	30.94 (6.18)	31.84 (7.56)	164.54***	3.02	14.97***
	作為条件	40.84 (7.03)	37.15 (7.05)			
印象操作	統制条件	32.47 (5.84)	33.49 (6.60)	218.39***	2.32	16.23***
	作為条件	43.44 (7.80)	39.76 (8.73)			

* $p<.05$, ** $p<.01$, *** $p<.001$ () 内は標準偏差

協力者は社会的に望ましい回答が求められた。堀尾・高橋 (2004) に従い、下記の内容で統制条件、作為条件の指示を与えた。

統制条件：「次のページのそれぞれの項目はあなたにどれくらいあてはまると思われますか？」

作為条件：「自分がとても就職したいと思っている会社の就職試験を受けているとします。次のページからの質問に対して採用担当者が自分に対してよい印象を持つように回答してください。」

さらに、回答の順序効果を統制するために先に統制条件を回答する質問紙と後に統制条件を回答する質問紙の2種類の質問紙を作成した。無作為に質問紙を配布することで調査協力者は2つの群(統制条件先行群, 作為条件先行群)に分けられた。統制条件先行群は85名(男性30名, 女性55名)であり, 作為条件先行群は120名(男性41名, 女性79名)となった。

結果と考察

まず, 条件別, 群別による BIDR-J 得点の平均値と標準偏差を求め, 次に, 回答順序を考慮した上で各下位尺度と条件の関係を見るために各下位尺度について条件 (2) × 群 (2) の二要因分散分析を行った (Table 5)。

まず, 自己欺瞞については交互作用が有意であった ($F(1,203)=14.97, p<.001$)。そこで, 条件別, 群別のそれぞれで単純主効果の検定を行った。群別の単純主効果の検定では, 統制条件先行群 ($F(1,203)=119.06, p<.001$), 作為条件先行群 ($F(1,203)=48.38, p<.001$)のいずれにおいても有意

であり, 作為条件において高い得点を示した。また, 条件別の単純主効果検定では作為条件においてのみ有意であり ($F(1,203)=13.63, p<.001$), 統制条件先行群において高い得点を示した。自己欺瞞においては, 望ましく見せようとした場合に得点が高くなることが示された。

次に, 印象操作については交互作用が有意であった ($F(1,203)=16.23, p<.001$)。そこで, 条件別, 群別のそれぞれで単純主効果の検定を行った。群別の単純主効果の検定では, 統制条件先行群 ($F(1,203)=151.07, p<.001$), 作為条件先行群 ($F(1,207)=69.66, p<.001$)のいずれにおいても有意であり, 作為条件において高い得点を示した。また, 条件別の単純主効果検定では作為条件においてのみ有意であり ($F(1,203)=9.64, p<.01$), 統制条件先行群において高い得点を示した。印象操作傾向についても自己欺瞞と同様に, 望ましく見せようとした場合に得点が高くなることが認められ, 仮説が支持された⁶⁾。

さらに, 自己欺瞞の上昇と印象操作の上昇を比較するために, 調査2の平均値, 標準偏差を用い

6) 自己欺瞞, 印象操作のいずれにおいても作為条件を先に回答した場合, 統制条件と作為条件の得点差が小さくなる傾向があり, 交互作用が有意になったと考えられる。望ましい印象を与えるためなど, 他者に対して取られた自己呈示が呈示者の自己概念や行動に影響を与える現象があり, 自己呈示のキャリーオーバー効果と呼ばれているが (Rhodewalt, 1998), 本研究においてもこのような影響があったと考えられる。

Table 6 BIDR-J 各下位因子の上昇得点の平均値と標準偏差

	統制条件先行	作為条件先行	全体
自己欺瞞	1.66 (1.47)	0.89 (1.35)	1.21 (1.45)
印象操作	2.11 (1.60)	1.21 (1.57)	1.58 (1.64)

() 内は標準偏差

で各尺度得点を Z 得点化した後に、作為条件での得点と統制条件での得点の差を取り、これを上昇得点とした。上昇得点の平均値と標準偏差を Table 6 に示した。次に、回答順序を考慮した上で上昇得点の比較を行うために下位尺度 (2) × 群 (2) の二要因分散分析を行ったところ、交互作用は有意ではなく ($F(1,203)=0.42, n.s.$)、下位尺度 ($F(1,203)=13.57, p<.001$) と群 ($F(1,207)=69.52, p<.001$) の主効果はいずれも有意であった。下位尺度については自己欺瞞よりも印象操作の上昇の方が大きく、仮説が支持された。また、順序については先に統制条件を回答した場合に特に得点の上昇が大きいことが示された。

以上の結果から、望ましく見せようとした場合にはいずれの尺度得点も高くなること、特に印象操作の得点の増加が大きいことが確認され、十分な基準関連妥当性が認められた。

全体的考察

社会的望ましき反応について、2つの因子から多角的に捉えることができるという利点を持った Paulhus (1991) の BIDR を邦訳し、BIDR-J を作成した。この尺度の信頼性および妥当性の検討を行った結果、いずれもほぼ十分に認められた。調査 1 と調査 2 においては想定した 2 因子構造が示され、その因子的妥当性について確認することができた。調査 3 においては BIDR-J の構成概念妥当性が確認され、自己欺瞞が従来の SDS では測定されない側面であることが示唆された。また、調査 4 においては、この尺度が自己像を好ましく示そうとする試みによって影響を受けやすいことが示

され、社会的望ましき反応を測定していることが確認された。BIDR-J は社会的望ましき反応を自己欺瞞と印象操作の 2 側面から捉えるための有益な尺度となることが期待される。自己欺瞞の尺度得点が平均値より高い回答者は自己像を過大に望ましく認知している疑いがあるだろう。印象操作の尺度得点が高い回答者は場合に故意に回答を良い方向に歪めていることが考えられる⁷⁾。

ただし、社会的望ましき反応を制御する方法についてはいくつか問題が残されている。例えば、社会的望ましき反応を制御するために人格の重要な側面を除去してしまう可能性が懸念されており (岡村, 1986)、社会的望ましき反応を取り除いた得点を推測するために用いるには慎重な検討が必要である。BIDR-J は社会的望ましき反応と同時に人格の一側面を測っている可能性もある。

しかし、BIDR-J を用いることによって、少なくともある概念や尺度がどの程度社会的望ましき反応の影響を受けるのかを知るための手がかりを得ることはできるだろう。BIDR-J との相関が高い概念は、自己像を好ましく示そうとした際に尺度得点が高くなる傾向があることが考えられる。さらに、BIDR-J は調査そのものの妥当性検討の指標として用いることも可能である。例えば就職場面のように外発的に動機づけられる状況においては、BIDR-J の尺度得点の平均値が高くなるだろうし、逆に望ましくないように回答をしている場合には低くなるだろう。また、その動機づけによって印象操作得点が高くなる場合と自己欺瞞得点が高くなる場合があるだろう。社会的望ましき反応の制御や、BIDR-J の使用方法については今後の検討が必要であろうが、適用可能性については十分に期待できる。

7) 尺度得点が平均値より 2SD 以上高い回答者は基準値を超えており、回答と真の自己像の間に相違があると考えられる。ただし、この基準に関しては実際の採用場面などから得られたデータを加味した上で決定すべきであろう。

最後に、堀尾・高橋 (2004) が指摘するように、わが国における社会的望ましき反応とその対策についての研究はアメリカに比べるとまだ十分になされておらず、社会的望ましき反応の制御や探知についてはさらなる検討が必要である。研究成果が蓄積されることによって、わが国独自の社会的望ましき反応が見出されることもあるだろう。BIDR-J の作成は社会的望ましき反応研究の発展の端緒となることが期待される。

引用文献

- Block, J. (1965). *The challenge of response sets*. New York: Appleton-century-crofts.
- Crowne, D. P., & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, **24**, 341-354.
- Damarin, F., & Messick, S. A. (1965). *Response styles as personality variables: A theoretical integration*. Princeton, NJ: Educational Testing Service.
- Dicken, C. L. (1959). Simulated patterns in the Edwards Personal Preference Schedule. *Journal of Applied Psychology*, **43**, 372-378.
- Edwards, A. L. (1957). *The social desirability variable in personality assessment and research*. New York: Dryden Press.
- Eysenck, H. J. (1959). *Manual of the Maudsley Personality Inventory*. London: University of London Press.
- 法務省矯正局 (1970). 法務省式人格目録 MJPI 手引.
- 堀野 緑 (1987). 達成動機の構成因子の分析——達成動機概念の再検討—— 教育心理学研究, **35**, 148-154.
- 堀尾志保・高橋 潔 (2004). 作為回答場面での5大因子性格検査に関する社会的望ましき尺度の役割 産業・組織心理学研究, **17**, 65-77.
- 岩脇三良 (1961). MMPI の回答に及ぼす態度の影響と妥当性尺度 教育心理学研究, **9**, 200-208.
- 岩脇三良 (1973). 心理検査における反応の心理 日本文化科学社
- 鎌原雅彦・樋口一辰・清水直治 (1982). Locus of Control 尺度の作成と、信頼性、妥当性の検討 教育心理学研究, **30**, 302-307.
- 北村俊則・鈴木忠治 (1986). 日本語版 Social Desirability Scale について 社会精神医学, **9**, 173-180.
- Li, A., & Bagger, J. (2006). Using the BIDR to distinguish the effects of impression management and self-deception on the criterion validity of personality measures: A meta-analysis. *International Journal of Selection and Assessment*, **14**, 131-141.
- Meehl, P. E., & Hathaway, S. R. (1946). The K factor as a suppressor variable in the Minnesota Multiphasic Personality Inventory. *Journal of Applied Psychology*, **30**, 525-564.
- Millham, J., & Kellogg, R. W. (1980). Need for Social approval: Impression management or self-deception? *Journal of Research in Personality*, **14**, 445-454.
- 内藤まゆみ・鈴木佳苗・坂元 章 (2004). 情報処理スタイル (合理性-直観性) 尺度の作成 パーソナリティ研究, **13**, 67-78.
- 岡村浩志 (1986). 社会的望ましき応答における2因子仮説について 日本大学理工学部一般教育教室彙報, **40**, 1-9.
- Paulhus, D. L. (1983). Sphere-specific measures of perceived control. *Journal of Personality and Social Psychology*, **44**, 1253-1265.
- Paulhus, D. L. (1984). Two component model of social desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology*, **46**, 598-609.
- Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. In J. P. Robinson, P. R. Shaver, & L. S. Wrightsman (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes*. New York: Academic Press. pp. 17-59.
- Paulhus, D. L., & Reid, D. B. (1991). Enhancement and denial in socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology*, **60**, 307-217.
- Ramanaiah, N. V., & Martin, H. J. (1980). On the two dimensional nature of the Marlowe-Crown social desirability scale. *Journal of Personality Assessment*, **44**, 507-514.
- Rhodewalt, F. (1998). Self-presentation and the phenomenal self: The "carryover effect" revisited. In J. M. Darley, & J. Cooper (Eds.) *Attribution and social interaction: The Legacy of Edward E. Jones*. pp. 373-398.
- Sackeim, H. A., & Gur, R. C. (1978). Self-deception, self-confrontation, and consciousness. In G. E. Schwartz, & D. Shapiro (Eds.), *Consciousness and self regulation*. New York: Plenum. pp. 139-197.
- Sackeim, H. A., & Gur, R. C. (1979). Self-deception, other-deception, and self-reported psychopathology. *Journal*

of *Personality and Social Psychology*, **47**, 213–215.
Wiggins, J. S. (1959). Interrelationships among MMPI measures of dissimulation under standard and social desirability instructions. *Journal of Consulting Psychology*, **23**, 419–427.

山本真理子・松井 豊・山成由紀子 (1982). 認知された自己の諸側面の構造 教育心理学研究, **30**, 64–68.
—2007.1.17 受稿, 2008.2.26 受理—

Development of Japanese Version of Balanced Inventory of Desirable Responding (BIDR-J)

Iori TANI

Graduate School of Education and Human Development, Nagoya University

THE JAPANESE JOURNAL OF PERSONALITY 2008, Vol. 17, No. 1, 18–28

In Japan, many researchers use Social Desirability Scale (SDS: Crowne & Marlowe, 1960; Kitamura & Suzuki, 1986) in order to study social desirable responding. However, different researchers used different response formats and found inconsistent factors for SDS. We tried to develop a new Japanese version of social desirability scale, translating Balanced Inventory of Desirable Responding (BIDR) by Paulhus (1991). In Study 1, we explored internal structure of the scale with factor analysis, and found two factors: self-deception and impression management, as in the original scale. In Study 2, the two factors found in Study 1 were verified by confirmatory factor analysis with data from another sample. In Study 3, we investigated validity in terms of the correlations between the new scale (BIDR-J), SDS and other scales. It was demonstrated that the BIDR-J and its component scales had good correlational validity. Finally in Study 4, we showed that BIDR-J had sufficient criterion-related validity.

Key words: social desirability, BIDR, two-component model, reliability, validity