

公募型Web調査データを用いた 社会的望ましき尺度短縮化の試み

藤 岡 慧 関西大学大学院心理学研究科
脇 田 貴 文 関西大学社会学部

An attempt to shorten the Social Desirability Scale
using a voluntary panel Web survey data

Satoshi FUJIOKA (Graduate School of Psychology, Kansai University)
Takafumi WAKITA (Faculty of Sociology, Kansai University)

This study attempted to reduce the number of items of the Japanese version of the Balanced Inventory of Desirable Responding (BIDR-J; Tani, 2008). After screening the data collected from 1307 participants through a web survey, this study applied the Generalized Partial Credit Model (Muraki, 1992) to the Item Response Theory Model. It selected items using the slope and location parameters for each item to construct short forms of the BIDR-J. McDonald's Omega and the test information function showed that the short forms had good reliability despite reducing the number of items. This study then determined their correlation with the BIDR-J to test their validity. The results indicated that the short forms of the BIDR-J demonstrate sufficient validity.

Keywords: Social Desirability Scale, short form, Web survey, Item Response Theory

問題と目的

心理学の研究では、関心のある構成概念を測定する際に心理尺度がよく用いられる。一方で、心理尺度を用いた心理測定は、中間反応や極端反応といった反応バイアスの影響を受けやすいことも知られている。反応バイアスの影響を受けたデータは、回答者の真の特性値を反映しているとはいえず、反応バイアスの影響を統制せずに分析した結果、誤った結論を導いてしまう可能性もある。また、心理尺度は、心理学のみならず、医学や教育学の様々な分野の基礎研究で用いられている他、臨床やマーケティングといった応用場面でも広く用いられている。そのた

め、心理尺度を用いた質問紙（もしくはアンケート）調査における反応バイアスの統制に関する研究は、様々な分野の基礎研究および応用場面において重要であるといえよう。

反応バイアスには、先述した中間反応や極端反応等の様々な種類のバイアスがあるが、なかでも本研究で取り上げる社会的望ましきは、就職試験といったハイスタークスの場面で特に生じやすいとされている。社会的望ましきとは、回答者の回答を社会的に承認されやすい方向に回答を歪ませる反応バイアスである。他の反応バイアスと同様に、社会的望ましきも多くの研究者が統制法を考案しており、具体的な内容に関しては Nederhof (1985) に詳しい。

様々な統制法のなかでも、近年では個人が社会的に望ましい反応をする傾向を測定するために、社会的望ましき尺度を用いた統制法がよく用いられる。社会的望ましき尺度を用いた統制法は、関心のある構成概念を測定する尺度と社会的望ましき尺度を合わせて回答してもらうだけでよく、調査者にとっては容易に利用できる点がメリットである。一方で、回答者にとっては回答する項目数が増え、それに伴い負担も増えてしまうというデメリットがある。社会的望ましき尺度の利用法の詳細については登張(2007)を参照されたい。

これまで多くの社会的望ましき尺度が開発されてきたが(Paulhus, 1991)、世界で最も利用されているのはCrowne & Marlowe (1960)のMarlowe-Crowne Social Desirability Scale (以下、MCSDSとする)とPaulhus (1984)のBalanced Inventory of Desirable Responding (以下、BIDRとする)だろう。両者とも個人特性としての社会的望ましき反応傾向を測定する尺度であるが、MCSDSとBIDRの決定的な違いとしては、仮定している社会的望ましきの因子数が挙げられる。MCSDSを開発したCrowne & Marlowe (1960)は社会的望ましきを1因子と仮定している一方で、BIDRを開発したPaulhus (1984)は回答者が本当に自分の自己像だと信じて無意識のうちに社会的に望ましい回答をする自己欺瞞と故意に回答を良い方向に歪めて真の自己像を偽る印象操作の2因子を仮定している。本邦では、北村・鈴木(1986)がMCSDSの日本語版を、谷(2008)がBIDRの日本語版(BIDR-J)をそれぞれ作成している。

先述したように、社会的望ましき尺度を利用した統制法は利用が容易である一方で、調査内で回答する必要のある項目数が増えてしまい、回答者の負担増加につながるというデメリットがある。そのため、回答者の負担をできるだけ小さくするために短縮版の開発も行われている。MCSDSの短縮版として代表的なのは、Strahan & Gerbasi (1972)とReynolds (1982)、Ballard (1992)だろう。Strahan & Gerbasi (1972)、Reynolds (1982)、Ballard (1992)は主成分分析を用いて短縮版を作成した。また、Ramanaiah, Schill, & Leung (1977)は2因子版の短縮版を作成している。これらの短縮版尺度をFischer & Fick (1993)やLoo & Thorpe (2000)、Barger (2002)が評価しているが、一貫した結果は得られていない(Leite & Beretvas, 2005)。本邦におけるMCSDSの

短縮版としては、北村・鈴木(1986)がオリジナルの33項目から反応率が極端に高い項目などを除いた10項目版を提案している。

MCSDSだけでなくBIDRの短縮版も作成されている。BIDRを短縮化の際は、オリジナル版のPaulhus (1984)ではなく、改良版であるBIDR-6 (Paulhus, 1991)を対象とすることが多い。例えばHart, Ritchie, Hepper, & Gebauer (2015)は確認的因子分析を用いてBIDR-6の短縮版を作成した。また、Asgeirsdottir, Vésteinsdóttir, & Thorsdóttir (2016)は確認的因子分析や項目反応モデルの一つである段階反応モデル(Samejima, 1996)を用いてBIDR-6 (Paulhus, 1991)の短縮版を作成している。BIDRに関しては、本邦で作成された短縮版は確認できない。

ところで、近年では公募型Web調査を用いた研究が増えている。公募型Web調査には多数のデータを短時間で回収できる、強制回答に設定し欠損値を防ぐことができる等のメリットがある。一方で、努力の最小限化(satisficing)による不良回答が発生しやすいというデメリットがあるため、利用には注意が必要である。登張(2007)にある通り、社会的望ましき尺度は調整変数や抑制変数として利用されるため、今後は公募型Web調査の普及に伴って社会的望ましき尺度をWeb調査に含める研究も多くなると予想される。公募型Web調査では努力の最小限化による不良回答が増加しやすいことを鑑みると、BIDR-Jの短縮版が必要だと考えられるが、先述したように本邦においてBIDR-Jの短縮化を試みた研究は確認できない。また、公募型Web調査のデータを用いて作成を試みた研究もない。

以上より、本研究では公募型Web調査データを用いてBIDR-Jの短縮化を試みる。また、尺度短縮化の方法としては項目反応理論を用いる。項目反応理論を用いた尺度短縮化は、因子分析を用いた方法とは異なり、潜在特性値と項目パラメータを分離できる。そのため、幅広い潜在特性値に対応可能な尺度構成や、特定の潜在特性値をもつ集団に対して推定精度が高くなるような尺度構成といった、きめ細やかな尺度構成が可能である。そこで本研究では、幅広い潜在特性値に対応可能な短縮版(ver.A)と特定の潜在特性値をもつ集団に対して有効な短縮版(ver.B)の作成を試みる。

方法

調査対象者

年齢が大学生以上の1306名（男性538名、女性747名、回答しない21名）であった。後述の通り、項目によるスクリーニングを行ったため、分析対象者は947名（男性370名、女性568名、回答しない9名）となった。なお、今回の分析では変数として性別を用いなかったため、性別を回答しなかった9名のデータも分析対象とした。

使用尺度

バランス型社会的望ましき反応尺度日本語版（BIDR-J）谷（2008）が作成したBIDR（Paulhus, 1984）の日本語版である。回答者が本当に自分の自己像だ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を測定する自己欺瞞尺度と、故意に回答を良い方向に歪めて真の自己像を偽る反応を測定する印象操作尺度から構成される。谷（2008）では、Paulhus（1984）と同様に7件法で調査した場合と、回答者の負担を考慮して5件法で調査した場合の両方で自己欺瞞因子と印象操作因子の2因子構造が確認されている。短縮版の作成では回答者の負担軽減も重要であるため、本研究では「1. あてはまらない」、「2. あまりあてはまらない」、「3. どちらともいえない」、「4. ややあてはまる」、「5. あてはまる」の5件法で回答を求めた。また、教示は「以下のそれぞれの項目について、あなたにどの程度あてはまりますか。「1. あてはまらない」から「5. あてはまる」のなかから選んで答えてください。」とした。努力の最小限化による不良回答者を分析対象から外すために、「この項目には「あてはまる」を選んでください。」も調査に含めた。

日本語版 Social Desirability Scale 北村・鈴木（1986）が作成した MCSDS の日本語版である。谷（2008）は MCSDS を用いて BIDR の妥当性を検討しているため、本研究でも本尺度を用いて BIDR 短縮版の妥当性を検討する。教示は「以下のそれぞれの項目について、あなたにあてはまるかどうかを「はい」か「いいえ」のどちらかを選んで答えてください。」とし、「いいえ」と「はい」の2件法で回答を求めた。また、BIDR と同様に努力の最小限化による不良回答者を分析対象から外すために、「この項目には「いいえ」を選んでください。」も調査に含めた。

手続き

アンケートは CREATIVE SURVEY を用いて作成した。本研究の分析に使用したデータは、その他の調査データと合わせて収集されており、アンケートは並川・谷・脇田・熊谷・中根・野口（2012）の Big Five 短縮版（3 ページ）、BIDR（1 ページ）、MCSDS（1 ページ）、性別に関する項目、身長・体重・体型に関する項目の後に、6 種類の調査がランダムで割り振られるように設定した。なお、各設問は必須回答とし、順序効果を防ぐためにページ内では項目順がランダムに提示されるように設定した。調査協力者はメールによる回答依頼を受け取り、アクセスした画面において注意事項を確認し、調査への参加に同意する場合には「同意して始める」をクリックすることで回答画面に進むよう設定した。調査を完了した回答者には調査会社よりポイントが付与された。

分析手順としては、はじめに BIDR のページの「この項目には「あてはまる」を選んでください。」の項目で「あてはまる」を選択しなかった者、および MCSDS のページの「この項目には「いいえ」を選んでください。」の項目で「いいえ」と選択しなかった者を不良回答者の可能性があるとして判断して分析対象から除外した。スクリーニング後のデータを用いて、谷（2008）を参考に BIDR の因子分析を行った。因子分析後、尺度の一次元性を確認し、記述統計量を算出した。その後、BIDR に Generalized Partial Credit Model（Muraki, 1992；以下、GPCM とする）を適用し、slope（識別力）パラメータと閾値パラメータを推定し、location（位置）パラメータは閾値パラメータの平均値を算出することで求めた。そして、算出した slope パラメータと location パラメータおよびテスト情報量を用いて短縮版に採用する項目を選出し、尺度短縮版の信頼性と妥当性の検討を行った。なお、分析には R version 4.1.2（R Core Team, 2021）と R のパッケージである psych version 2.2.3（Revelle, 2022）、GPArotation（Bernaards & Jennrich, 2005）、mirt（Chalmers, 2012）、effectsize（Ben-Shachar, Lüdtke, & Makowski, 2020）、tidyverse（Wickham et al., 2019）を用いた。

結果と考察

Web 調査では、努力の最小限化による不良回答が生じやすい。そこで、分析に先立ってデータのスクリーニングを行なった。BIDR のページの「この項

目には「あてはまる」を選んでください。」の項目で「あてはまる」を選択しなかった者、および MCSDS のページのこの項目には「いいえ」を選んでください。」の項目で「いいえ」と選択しなかった者を分析対象から除外したところ、947名となった。指示項目の意味が分からなかった回答者がいる可能性は排除できないが、この結果は、本研究の調査において項目を読み飛ばす回答者がいたことを示唆する。

まず、短縮版 ver.A の作成を試みた。はじめに、BIDR について因子数を 2、因子の抽出と回転は R の psych パッケージのデフォルトに従い、それぞれ最小残差法、因子の回転をオブリミン回転とした探索的因子分析を行った (Table 1)。なお、谷 (2008) では因子数を 2、因子の抽出を主因子法、因子の回転をプロマックス回転とした探索的因子分析を行っている。本研究でも谷 (2008) と同様の方法で因子分析を実施したが、psych パッケージのデフォルトに従った場合との大きな違いは確認できなかったため、psych パッケージのデフォルトに従った場合の

因子分析結果を報告した。

その結果、「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。(sd09)」が第 2 因子 (印象操作因子) に含まれていることを除き、Web 調査のデータにおいても谷 (2008) と同様の因子構造が確認できた。そこで、印象操作因子に含まれていた sd09 を除いた上で、先と同様の方法で再び因子分析を行ったところ、自己欺瞞因子と印象操作因子の 2 因子構造が確認できたため、これらの項目を本研究におけるオリジナル版として以後の分析に用いた。2 回目の因子分析結果については、後述の分析結果とともに報告する。

GPCM の適用に先立ち、スクリープロット、平行分析、MAP 基準から尺度の一次元性を確認した。その結果、自己欺瞞尺度については、平行分析では 3 因子、MAP 基準では 1 因子、スクリープロットでは 3 因子が提案され、1 因子とは断定できなかった。印象操作尺度についても、平行分析では 4 因子、MAP 基準では 1 因子、スクリープロットでは 3 因

Table 1 BIDR の因子パターン行列 (1 回目)

ID	項目内容	F1	F2	h^2	M	SD
【自己欺瞞】						
sd01	私は自分で決めたことを後悔しない。	.68	-.02	.47	3.00	1.11
sd02	私は自分の判断をいつも信じている。	.67	.05	.45	3.13	1.01
sd05	私は自分の人生を完全に思い通りに進めている。	.58	.07	.33	2.47	1.03
sd03	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。	.47	-.05	.23	2.94	0.99
sd07	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。	.45	-.03	.21	2.71	1.18
sd06	たとえ何人かの人に嫌われても、私にとっては問題ない。	.42	.11	.18	3.18	1.14
sd04	「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。	.40	-.09	.18	2.98	1.07
sd08	時々、すぐに決心できなくて失敗することがある。*	-.39	.22	.22	3.51	1.01
sd10	いろいろなことについて、つい余計なことを考える。*	-.35	.24	.21	3.86	1.01
sd11	私を感じた他人の第一印象はよく当たっている。	.35	-.02	.13	3.13	0.96
sd12	私はきわめて理性的な人間である。	.33	-.02	.11	3.05	0.94
【印象操作】						
sd16	友達の陰口を言ったことがある。*	-.04	.55	.32	3.41	1.20
sd15	人をうまく利用したことがある。*	.27	.55	.35	2.97	1.13
sd13	他人には言えないようなことをしたことがある。*	.02	.53	.28	3.25	1.21
sd14	必要であれば、時々嘘をつく。*	-.10	.49	.27	3.80	0.94
sd17	人をののしったことがない。	.20	-.43	.24	2.61	1.20
sd18	かなりよくない習慣をいくつか持っている。*	-.18	.41	.22	2.97	1.13
sd20	道路や公共の場所で、ごみを落としたことはない。	.08	-.37	.15	3.49	1.22
sd23	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。*	.11	.35	.13	2.75	1.23
sd21	人と争ったとき、水に流すよりもむしろ復しゅうする。*	.10	.35	.13	2.62	1.08
sd19	仮病で仕事や学校を休んだことがある。*	.00	.34	.12	3.11	1.48
sd09	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。*	-.26	.28	.17	3.44	1.09
sd22	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。	.03	-.26	.07	3.61	1.01
sd24	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。*	.09	-.21	.06	3.71	1.00
		因子間相関		-.12		

*は逆転項目を示す。また、IDは分析に用いたRスクリプト内の項目番号に対応している。

Table 2 BIDRの因子パターン行列 (2回目) およびslopeパラメータとlocationパラメータ

ID	項目内容	F1	F2	h^2	slope	location	b1	b2	b3	b4
【自己欺瞞】										
sd01	私は自分で決めたことを後悔しない。	.68	-.03	.47	1.27	0.02	-1.63	-0.51	0.45	1.79
sd02	私は自分の判断をいつも信じている。	.68	.04	.45	1.24	-0.15	-2.06	-0.91	0.43	1.94
sd05	私は自分の人生を完全に思い通りに進めている。	.58	.07	.33	0.79	1.02	-1.00	-0.06	1.56	3.59
sd03	自分で決めたことが他人の意見で変わることはめつたにない。	.47	-.05	.23	0.64	0.05	-3.11	-0.60	1.02	2.88
sd07	たのごとを他人が本当にどう思っているのか気がならない。	.46	-.04	.22	0.50	0.51	-1.65	0.27	0.76	2.68
sd06	たとえ何人かの人が嫌われても、私にとっては問題ない。	.43	.10	.19	0.44	-0.38	-3.09	-0.80	0.01	2.34
sd04	「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。	.40	-.09	.18	0.46	0.17	-2.95	-0.61	0.43	3.79
sd08	時々、すぐに決心できなくて失敗することがある。*	-.37	.19	.18	0.48	0.89	-2.63	1.03	1.85	3.32
sd11	私が感じた他人の第一印象はよく当たっている。	.36	-.03	.13	0.43	-0.28	-3.94	-1.98	1.07	3.70
sd10	いろいろなことについて、つい余計なことを考える。*	-.34	.22	.18	0.43	1.71	-1.12	2.05	2.41	3.50
sd12	私はきわめて理性的な人間である。	.33	-.02	.11	0.40	0.12	-3.59	-2.14	1.30	4.90
【印象操作】										
sd16	友達の前で陰口を言ったことがある。*	-.05	.57	.33	0.78	0.49	-1.20	0.52	0.78	1.86
sd15	人をうまく利用したことがある。*	.27	.55	.34	0.54	-0.11	-2.97	-0.02	0.06	2.49
sd13	他人には言えないようなことをしたことがある。*	.02	.52	.27	0.57	0.36	-1.51	0.16	0.83	1.96
sd14	必要であれば、時々嘘をつく。*	-.10	.49	.26	0.71	1.17	-1.48	1.32	2.28	2.57
sd17	人をのしつたことがない。	.21	-.45	.26	0.59	0.62	-1.02	0.23	0.97	2.31
sd20	道路や公共の場所で、ごみを落とすことはない。	.09	-.40	.18	0.46	-0.88	-2.42	-1.43	-0.20	0.53
sd18	かなりよくない習慣をいくつ持っている。*	-.17	.39	.20	0.42	-0.15	-3.40	-0.25	0.38	2.66
sd23	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。*	.10	.36	.13	0.31	-0.72	-3.53	-0.64	-0.05	1.33
sd21	人と争ったとき、水に流すよりもむしろ復しゅうする。*	.10	.35	.13	0.33	-0.93	-3.66	-2.52	0.00	2.46
sd19	仮病で仕事や学校を休んだことがある。*	-.01	.34	.12	0.28	0.09	-0.65	2.02	-0.62	-0.41
sd22	私は恐らく捕まらないうような時でも、いつも法律に従っている。	.05	-.29	.09	0.35	-1.67	-4.81	-3.21	-0.57	1.90
sd24	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。	.10	-.23	.07	0.25	-2.14	-4.03	-5.38	-1.46	2.30
ω										
因子間相関										
		.80	.75							
			-.11							

*は逆転項目を示す。また、IDは分析に用いたRスク립ト内の項目番号に対応している。

子が提案され、1因子とは断定できなかった。しかし、両尺度ともMAP基準では1因子が提案されたことと、信頼性係数がそれぞれ $\omega = .80$ 、 $\omega = .75$ と十分な信頼性が認められたことから一次元であると判断し、GPCMによるパラメタ推定を行った (Table 2)。Table 2 から、概ね b1 から b2 にかけて値が大きくなっていることが分かる。ただし、逆転項目である「仮病で学校を休んだことがある。(sd19)」は b2 の値が最も大きくなっており、カテゴリ間の逆転が生じている。これは、脇田 (2004) でも指摘されているように逆転項目として機能していない可能性があるため、sd19 は以後の分析から除外した。

次に、先の推定で得られた slope パラメタと location パラメタの値を参考に、短縮版 ver.A に採用する項目を選択した。location パラメタが幅広く、かつ slope パラメタの値が高くなるように選択したところ、自

己欺瞞尺度からは sd06, sd02, sd01, sd07, sd05, sd10 を、印象操作尺度からは sd22, sd20, sd15, sd13, sd16, sd14 を選択した (Figure 1, Figure 2)。選択した項目で 2 因子構造が得られるかを確認するために、因子数を 2、因子の抽出を最小残差法、因子の回転をオプティミム回転とした探索的因子分析を行ったところ、自己欺瞞因子と印象操作因子の 2 因子構造が得られた (Table 3)。そのため、それぞれの項目群を自己欺瞞尺度短縮版 ver.A、印象操作尺度短縮版 ver.A とし、両尺度短縮版の信頼性係数を算出したところ、それぞれ $\omega = .76$ 、 $\omega = .74$ となり十分な信頼性が認められた。

個々の項目について確認すると、自己欺瞞尺度では sd01 と sd02 の slope パラメタが特に大きい値となった。因子分析の結果でも sd01 と sd02 の因子パタンの値が特に大きく、谷 (2008) と一致する結果

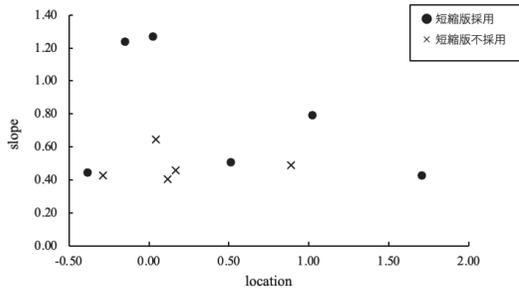


Figure 1 自己欺瞞尺度の slope と location のプロット

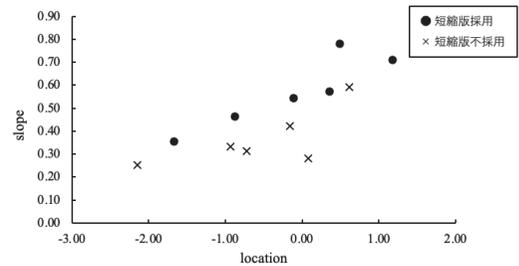


Figure 2 印象操作尺度の slope と location のプロット

Table 3 BIDR 短縮版の因子パターン行列

ID	項目内容	F1	F2	h^2
【自己欺瞞】				
sd01	私は自分で決めたことを後悔しない。	.69	-.02	.47
sd02	私は自分の判断をいつも信じている。	.67	.05	.45
sd05	私は自分の人生を完全に思い通りに進めている。	.58	.03	.33
sd07	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。	.46	-.11	.22
sd06	たとえ何人かの人に嫌われても、私にとっては問題ない。	.41	.06	.17
sd10	いろいろなことについて、つい余計なことを考える。*	-.37	.25	.20
【印象操作】				
sd15	人をうまく利用したことがある。*	.25	.58	.39
sd16	友達の陰口を言ったことがある。*	-.06	.58	.34
sd14	必要であれば、時々嘘をつく。*	-.14	.56	.33
sd13	他人には言えないようなことをしたことがある。*	-.02	.48	.23
sd20	道路や公共の場所で、ごみを落としたことはない。	.09	-.33	.12
sd22	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。	.04	-.19	.04
		ω	.76	.74
		因子間相関		.00

*は逆転項目を示す。また、IDは分析に用いたRスクリプト内の項目番号に対応している。

となった。この2項目についてはそれぞれのカテゴリの間隔も同程度であり、安定した推定値が得られる項目と考えられる。一方で印象操作尺度については、sd13, sd14, sd15, sd16, sd17のslopeパラメタが特に大きい値となった。因子分析においても因子パターン値の上位5項目となっており、順位の上下はあるものの、谷(2008)と一致する結果であった。本研究ではlocationパラメタが幅広くなるように項目を選択したため、短縮版ver.Aにはsd17を含めなかったが、これらの5項目は印象操作尺度のなかでは比較的安定した推定値が得られる項目だと考えられる。

項目反応理論の文脈で信頼性を検討するために、自己欺瞞尺度と印象操作尺度のオリジナル版と短縮版ver.Aについて、 $-2 < \theta < 2$ の範囲の平均テスト情報量を算出した。その結果、自己欺瞞尺度の平均テスト情報量は、オリジナル版では3.83、短縮版ver.Aでは2.93、印象操作尺度の平均テスト情報量は、オリジナル版では2.83、短縮版ver.Aでは1.85となり、両尺度とも項目数が約半数になったにも関わらずテスト情報量は半減しなかった。以上より、古典的テスト理論および項目反応理論の両方の文脈で、自己欺瞞短縮版ver.Aと印象操作短縮版ver.Aの信頼性が認められたといえる。参考までに自己欺瞞尺

度および印象操作尺度のオリジナル版と短縮版のテスト情報量をそれぞれFigure 3, Figure 4に示す。

続いて、各尺度間の相関係数を算出し、自己欺瞞短縮版ver.Aと印象操作短縮版ver.Aの妥当性を検討した(Table 4)。その結果、自己欺瞞尺度とBIDR総得点間および印象尺度とBIDR総得点間で同程度の相関が認められたこと、自己欺瞞尺度とMCSDS間よりも印象操作尺度とMCSDS間の方が大きい相関が認められたこと、BIDR総得点とMCSDS間で相関が認められたことは谷(2008)と一致した。また、自己欺瞞短縮版ver.Aと印象操作短縮版ver.Aともに、BIDR総得点およびBIDR短縮版総得点の両方と相関が認められ、オリジナル版を用いたときと同様の相関関係が得られた。さらに、印象操作短縮版ver.AとMCSDSの相関の方が、自己欺瞞短縮版ver.AとMCSDSの相関よりも大きかった点もオリジナル版を用いたときと同様の相関関係であった。以上より、自己欺瞞短縮版ver.Aおよび印象操作短縮版ver.Aの妥当性も示されたといえる。

次に、スクリーニング用BIDR(短縮版ver.B)の作成を試みた。BIDRを1因子とみなして因子分析を行い、因子負荷量が.20未満であったsd09, sd15, sd21, sd22を削除した。削除後の項目群を1因子版の

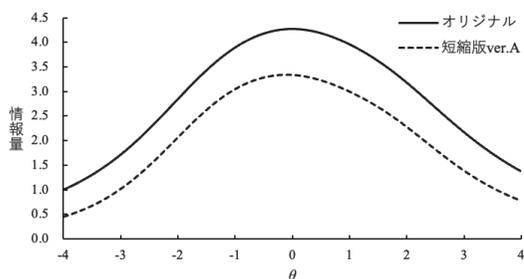


Figure 3 自己欺瞞尺度のテスト情報量

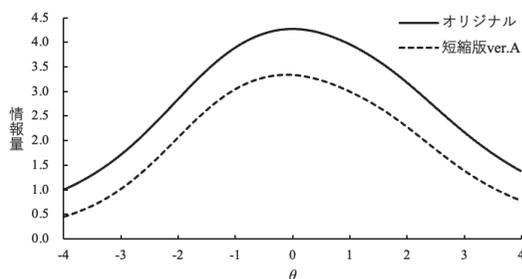


Figure 4 印象操作尺度のテスト情報量

Table 4 各尺度間の相関係数

	1	2	3	4	5	6	7
1. 自己欺瞞	—	.17	.74	.39	.93	.13	.73
2. 印象操作		—	.79	.62	.12	.89	.68
3. BIDR総得点			—	.66	.66	.69	.92
4. MCSDS				—	.33	.55	.60
5. 自己欺瞞短縮版ver.A					—	.06	.74
6. 印象操作短縮版ver.A						—	.72
7. BIDR短縮版総得点							—

注) BIDR総得点は自己欺瞞と印象操作の合計、BIDR短縮版総得点は自己欺瞞短縮版ver.A、印象操作短縮版ver.Aの合計である。

Table 5 BIDR を1因子とした場合の slope パラメータと location パラメータ

ID	項目内容	slope	location	b1	b2	b3	b4
sd01	私は自分で決めたことを後悔しない。	1.12	0.03	-1.69	-0.52	0.47	1.85
sd02	私は自分の判断をいつも信じている。	1.03	-0.16	-2.19	-0.98	0.47	2.08
sd03	自分で決めたことが他人の意見で変わることはめったにない。	0.63	0.04	-3.16	-0.61	1.03	2.91
sd04	「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。	0.47	0.16	-2.90	-0.60	0.43	3.72
sd05	私は自分の人生を完全に思い通りに進めている。	0.73	1.07	-1.02	-0.06	1.62	3.74
sd06	たとえ何人かの人に嫌われても、私にとっては問題ない。	0.38	-0.43	-3.44	-0.86	-0.02	2.60
sd07	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。	0.50	0.52	-1.66	0.28	0.76	2.69
sd08	時々、すぐに決まらなくなって失敗することがある。*	0.55	0.82	-2.40	0.91	1.70	3.09
sd10	いろいろなことについて、つい余計なことを考える。*	0.53	1.49	-0.99	1.71	2.11	3.14
sd11	私が感じた他人の第一印象はよく当たっている。	0.42	-0.29	-3.99	-2.00	1.09	3.74
sd12	私はきわめて理性的な人間である。	0.39	0.12	-3.67	-2.18	1.33	5.00
sd13	他人には言えないようなことをしたことがある。*	0.15	0.98	-3.90	0.91	2.06	4.86
sd14	必要であれば、時々嘘をつく。*	0.33	1.89	-2.64	2.63	3.91	3.65
sd16	友達の間で陰口を言ったことがある。*	0.22	1.13	-2.63	1.93	1.46	3.75
sd17	人をのしつめたことがない。	0.35	0.88	-1.28	0.42	1.28	3.11
sd18	かなりよりよい習慣をいくつか持っている。*	0.32	-0.20	-4.17	-0.24	0.41	3.21
sd19	仮病で仕事や学校を休んだことがある。*	0.09	0.19	-1.08	6.31	-2.24	-2.23
sd20	道路や公共の場所で、ごみを落とすことがある。*	0.19	-1.76	-4.41	-2.76	-0.48	0.60
sd24	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。	0.17	-2.98	-5.44	-7.59	-2.08	3.20

*は逆転項目を示す。また、IDは分析に用いたRスク립ト内の項目番号に対応している。

BIDR (オリジナル2) とし、GPCM を適用して slope パラメタと location パラメタを推定した (Table 5)。そして、得られた slope パラメタと location パラメタを参考に、location が 1 と 2 付近の項目から短縮版 ver.B に採用する項目を選択した。ただし、自己欺瞞と印象操作の項目数が同程度になるように考慮した。その結果、sd05, sd08, sd10, sd14, sd16, sd17 が短縮版 ver.B に採用する項目として適当であると判断した (Figure 5)。

短縮版 ver.B の信頼性を検討するために、sd05, sd08, sd10, sd14, sd16, sd17 を用いて信頼性係数を算出したところ、 $\omega = .77$ となり十分な信頼性が認められた。また、1 因子版の BIDR (オリジナル2) と短縮版 ver.B の平均テスト情報量を $-2 < \theta < 2$ の範囲のテスト情報量を用いて算出した。その結果、オリジナル2の平均テスト情報量は 4.05、短縮版 ver.B の平均テスト情報量は 2.08 となり、オリジナル2の半分以上の平均テスト情報量が認められた。参考までに、1 因子版の BIDR (オリジナル2) と短縮版 ver.B のテスト情報量を Figure 6 に示す。Figure 6 から、location が 1 付近の項目から構成されている短縮版 ver.B は、location の 1 付近でテスト情報量が最大となっていることが分かる。以上より、短縮版 ver.B においても古典的テスト理論と項目反応理論の両方の文脈で信頼性が認められたといえる。

続いて、短縮版 ver.B の妥当性を検討した。まず、BIDR 短縮版 ver.B と 1 因子版 BIDR (オリジナル2)、MCSDS の相関係数を算出したところ、それぞれ $r = .77$, $r = .57$ と正の相関が認められた。次に、BIDR 短縮版 ver.B の尺度得点の大きさによって、MCSDS との関係に違いがあるかどうかを確認した。先述したように、BIDR 短縮版 ver.B は location が 1 付近の項目から構成されている。これは正規分布における $M + 1SD$ に相当する。そこで、BIDR 短縮版 ver.B の尺度得点が $M + 1SD$ 以上の群を BIDR 高群、BIDR 短縮版 ver.B の尺度得点が $M + 1SD$ 未満の群を BIDR 普通群とし、両群の BIDR 短縮版 ver.B と MCSDS の相関を確認した。その結果、BIDR 高群では $r = .39$ 、BIDR 普通群では $r = .48$ となった。相関係数の差は小さいものの、BIDR 低群では幅広い特性値の回答者を対象に測定できているのに対し、BIDR 高群では特定の特性値の回答者を対象に測定できていることを示唆する。また、参考までに BIDR 高群と BIDR 普通群で MCSDS 得点および短縮版 ver.B 得点に差があるかを効果量を算出して検討した。その結果、それぞれ Hedges' $g = 1.22$, Hedges' $g = 2.38$ となり、大きい効果量が認められた (Table 6)。以上より BIDR 短縮版 ver.B の妥当性も示されたといえる。

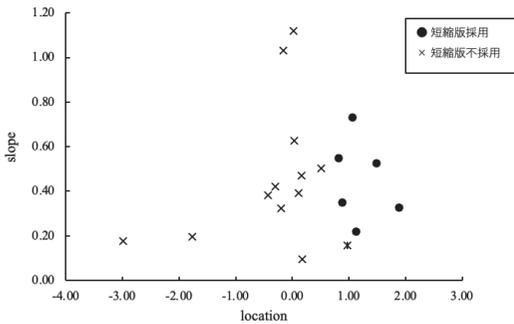


Figure 5 スクリーニング用 BIDR の slope と location のプロット

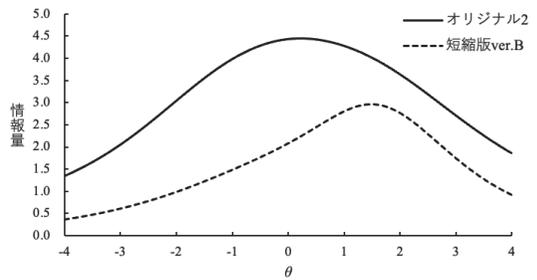


Figure 6 スクリーニング用 BIDR のテスト情報量

Table 6 BIDR 短縮版 ver.B および MCSDS の群別の尺度得点

	全体 (N=947)		高群 (N=114)		普通群 (N=833)		Hedges' g
	M	SD	M	SD	M	SD	
BIDR短縮版ver.B	2.42	0.63	3.46	0.38	2.27	0.51	2.38
MCSDS	15.31	5.04	20.35	4.57	14.62	4.70	1.22

まとめと今後の展望

本研究では、公募型 Web 調査データを用いて BIDR-J の短縮版を作成し、信頼性および妥当性を検証した。その結果、オリジナル版よりも項目数を減らしたにも関わらず十分な信頼性が認められた。また、オリジナル版との相関も認められたことから妥当性も示された。今後は、公募型 Web 調査に本研究で作成した尺度を含めることで、調査者および回答者の負担軽減と社会的望ましさの統制を両立させていくことが期待される。また、本研究では幅広い特性値に対応した短縮版 ver.A と特定の特性値に対応した短縮版 ver.B を作成しており、研究の目的に応じて短縮版 ver.A と短縮版 ver.B の使い分けも可能になる。

本研究の課題としては、対面調査で収集したデータを用いて分析した結果と比較できていないことが挙げられる。本研究と谷 (2008) との間に一致する結果もあれば、一致しない結果も確認された。特に、BIDR を 2 因子とした場合に sd09 が印象操作因子に含まれてしまう理由については、本研究の結果からは分からなかった。また、尺度の因子数についてもさらなる検討が必要である。本研究では GPCM を適用するために自己欺瞞因子、印象操作因子、BIDR 全体を 1 因子とみなしたが、平行分析やスクリープロットの結果からは 1 因子とは判断できなかった。そのため、因子構造については追加調査で確認し、本研究の結果と比較する必要があるだろう。

引用文献

- Asgeirsdottir, R. L., Vésteinsdóttir, V., & Thorsdottir, F. (2016). Short form development of the Balanced Inventory of Desirable Responding: Applying confirmatory factor analysis, item response theory, and cognitive interviews to scale reduction. *Personality and Individual Differences, 96*, 212–221.
- Ballard, R. (1992). Short Forms of the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale. *Psychological Reports, 71*, 1155–1160.
- Barger, S. D. (2002). The Marlowe-Crowne affair: Short forms, psychometric structure, and social desirability. *Journal of Personality Assessment, 79*, 286–305.
- Ben-Shachar, M. S., Lüdtke, D., & Makowski, D. (2020). effectsize: Estimation of effect size indices and standardized parameters. *Journal of Open Source Software, 5*, 2815. Retrieved from doi: 10.21105/joss.02815 (2022年9月19日)
- Bernaards, C. A., & Jennrich, J. I. (2005). Gradient projection algorithms and software for Arbitrary Rotation criteria in factor analysis. *Educational and Psychological Measurement, 65*, 676–696.
- Chalmers, R. P. (2012). mirt: A multidimensional item response theory package for the R environment. *Journal of Statistical Software, 48*, 1–29.
- Fischer, D. G., & Fick, C. (1993). Measuring social desirability: Short forms of the Marlowe-Crowne social desirability scale. *Educational and Psychological Measurement, 53*, 417–424.
- Hart, C. M., Ritchie, T. D., Hepper, E. G., & Gebauer, J. E. (2015). The Balanced Inventory of Desirable Responding short form (BIDR-16). *Sage Open, 5*, 2158244015621113.
- 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.
- Leite, W. L., & Beretvas, S. N. (2005). Validation of scores on the Marlowe-Crowne social desirability scale and the balanced inventory of desirable responding. *Educational and Psychological Measurement, 65*, 140–154.
- Loo, R., & Thorpe, K. (2000). Confirmatory factor analyses of the full and short versions of the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale. *The Journal of Social Psychology, 140*, 628–635.
- Muraki, E. (1992). A generalized partial credit model: Application of an EM algorithm. *Applied Psychological Measurement, 16*, 159–176.
- 並川 努・谷 伊織・脇田 貴文・熊谷 龍一・中根 愛・野口 裕之 (2012). Big Five 尺度短縮版の開発と信頼性と妥当性の検討 心理学研究, 83, 91–99.
- Nederhof, A. J. (1985). Methods of coping with social desirability bias: A review. *European journal of social psychology, 15*, 263–280.
- Paulhus, D. (1991). Measurement and control of response bias. In J. P. Robinson, P. R. Shaver, & L. Wrightsman (Eds.), *Measures of social psychological attitudes* (Vol. 1, pp. 17–59). New York: Academic Press.
- Paulhus, D. L. (1984). Two-component models of socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology, 46*, 598.
- Ramanaiah, N. V., Schill, T., & Leung, L. S. (1977). A Test of the hypothesis about the two-dimensional nature of the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale. *Journal of Research in Personality, 11*, 251–259.

- R Core Team (2021). *R: A Language and Environment for Statistical Computing*. R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria. Retrieved from <https://www.R-project.org/> (2022年8月30日)
- Revelle, W. (2022). *psych: Procedures for Personality and Psychological Research*, Northwestern University, Evanston, Illinois, USA, Retrieved from <https://CRAN.R-project.org/package=psych> Version = 2.2.3. (2022年8月30日)
- Reynolds, W. M. (1982). Development of reliable and valid short forms of the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 38, 119-125.
- Samejima, F. (1996). Graded response model. In W. J. van der Linden & R. K. Hambleton (Eds.), *Handbook of Modern Item Response Theory* (pp. 85-100). New York: Springer.
- Strahan, R., & Gerbasi, K. C. (1972). Short, homogeneous versions of the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 28, 191-193.
- 谷 伊織 (2008). 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 パーソナリティ研究, 17, 18-28.
- 登張 真穂 (2007). 社会的望ましき尺度を用いた社会的望ましき修正法—その妥当性と有効性— パーソナリティ研究, 15, 228-239.
- Wickham, H., Averick, M., Bryan, J., Chang, W., McGowan, L. D., François, R., ... Yutani, H. (2019). Welcome to the tidyverse. *Journal of Open Source Software*, 4, 1686.

付記

本研究は、関西大学大学院心理学研究科の研究・教育倫理委員会の承認を得て実施した（審査番号265）。本研究で収集したデータおよび分析に使用したRスクリプトは、Open Science Framework (<https://osf.io/zcr5v/>) にて公開している。

謝辞

短縮版尺度の作成にあたり、尺度の使用を快諾してく

ださった愛知学院大学心理学部の谷伊織先生に深く御礼申し上げます。また、本論文の執筆にあたり、ご指導いただきました関西大学社会学部の脇田貴文先生にも深く御礼申し上げます。本研究はJST 次世代研究者挑戦的研究プログラム JPMJSP2150 の支援を受けたものである。

利益相反

本研究ではいかなる利益相反もないことを表明する。

著者紹介

藤岡 慧 2020年3月 関西大学大学院心理学研究科
博士課程前期課程 修了
2020年4月～現在 関西大学大学院心理学研究科
博士課程後期課程
2022年1月～現在 JST 次世代研究者挑戦的研究プログラム

脇田貴文 関西大学社会学部 教授

Correspondence concerning this article should be addressed to Mr. Satoshi Fujioka at k197160@kansai-u.ac.jp

要 旨

本研究ではバランス型社会的望ましき反応尺度日本語版 (谷, 2008) の短縮化を試みた。公募型 Web 調査で年齢が大学生以上である1307名のデータを収集し、データのスクリーニング後に947名のデータに部分得点モデル (Muraki, 1992) を適用して slope パラメタと location パラメタを推定した。そして、推定したパラメタを参考に、広い特性値に対応した短縮版と特定の特性値に対応した短縮版を作成し、McDonald の ω 係数およびテスト情報関数を用いて信頼性を検討したところ、項目数を減らしたにも関わらず十分な信頼性が認められた。また、妥当性を検討するために BIDR 短縮版と MCSDS の相関係数を算出したところ、両者に相関が認められ、BIDR 短縮版の妥当性が示された。

キーワード：社会的望ましき尺度、短縮版、公募型 Web 調査、項目反応理論

