

潜在・顕在的態度，自己概念の 「不一致」に関する研究

—各種研究における「不一致」の基礎データ集計—

藤 井 勉

問題と目的

われわれが持ちうる態度や信念，特性などの測定には，質問紙やインタビューを用いた自己報告が多く用いられてきた。この方法は，データの収集が容易であることや，一度の測定で多くのデータ（変数）が得られるというメリットから，心理学に限定しても教育心理学・社会心理学・臨床心理学など，広範な領域において，数多くの研究で使用されてきた。今日の心理学の発展に，この自己報告式の調査が大きく寄与したことは事実であろう。

一方，この自己報告を用いた測定法には，従来からいくつかの問題が指摘されていた。その中でも代表的なものは，社会的望ましきによる回答歪曲（Edwards, 1957；登張，2007）であろう。人が「他人からよく思われたい」，もしくは「悪い印象を与えない」といった動機によって，実際の自分とは異なる自己呈示を行うことは，往々にしてみられることである。もちろん，この指摘に対して何も対応がなされないまま今日に至っているわけではない。たとえば，社会的望ましき反応を並行して測定し，関連を検討したい変数間の分析を行う際に制御変数として投入するなどの対処が行われている（e.g., 澤田，2009）。また，社会的に望ましい反応を多く行う参加者のデータを分析から除外し，社会的望ましき反応の低い参加者のデータのみを分析対象にするという方法もある（登張，2007）。社会的望ましき反応を測定する尺度でもっとも著名なのは，おそらく Crowne & Marlowe (1960) の尺度であ

ろう。この尺度は33項目で構成され、1因子が仮定されている。本邦においては、たとえばCrowne & Marlowe (1960) の尺度を翻訳した北村・鈴木 (1986) の尺度がある (レビューとして、谷, 2008)。

近年は、この社会的望ましさを自己欺瞞 (self-deception) と印象操作 (または印象管理; impression management) の2種類に分類する研究者もいる (e.g., Paulhus, 1984)。自己欺瞞は回答者が本来の自己像と信じ、無意識的に望ましい方向に回答を歪曲するものであり、印象操作は、相手に望ましい自己を呈示するために、故意に回答を歪曲するものとされる (谷, 2008)。この2種類の社会的望ましき反応を測定する尺度の日本語版は、谷 (2008) によって Paulhus & Reid (1991) の尺度が翻訳され、公刊されている。

ただし、社会的望ましき尺度を用いた社会的望ましき修正法は、集団レベルではある程度の効果は持つものの、個人レベルではあまり効果がみられないことや、部分相関や偏相関を用いた修正法は、パーソナリティ検査の妥当性を高めることができないことなどが指摘されている (レビューとして、登張, 2007)。

とはいえ、社会的望ましきの問題によって、自己報告の回答がすべて無意味なものかと問われれば、それは異なると言えるだろう。実際に、ある特性を持つ (e.g., 自己報告の質問紙で測定されたシャイネスが高い) 人が、対人相互作用場面などにおいて取りやすいシャイ行動があることも示されている。たとえば相川 (1991) は、特性としてのシャイネスを測定する特性シャイネス尺度を作成し、行動的妥当性の検討を行っている。ここでは、特性シャイネスの高い参加者は、対人相互作用場面においてシャイな行動 (他者評定によって評価されたもの) を多く行う傾向があった。その他にも、Egloff & Schmukle (2002) の実験では、自身が行ったテストの成績が不良であるという偽りのフィードバックを返された際の参加者の状態不安は、参加者が事前に報告していた特性不安から予測されていた。すなわち、自己報告と行動の関係は多くの研究で頑健に確認されているといえよう。本稿では、従来の自己報告では予測が困難とされる、潜在的な自己概念や態度、特性などの測

定法に焦点を当てる。

近年, Bargh, J. A や Aarts, H らによる自動性研究の台頭によって, 自身では自覚できない自己概念や態度, 好みなどの測定のために, 反応時間を用いた新たな手法が使用されている。中でも有名な手法は, Greenwald, McGhee, & Schwartz (1998) によって作成された, Implicit Association Test (IAT) であろう (Briñol, Petty, & Wheeler, 2006)。IAT は, 画面上に次々と現れる言葉 (刺激語) について, 一定の規則にしたがってグループ分けを行うという課題を用いる。IAT の原理は, 特定の 2 種類の概念間の連合 (たとえば「自己—快い」など) が強ければ, 他の選択肢を用いた判断課題 (たとえば「自己—不快な」など) を行う際と比して, 反応が容易になる (すなわち, 平均反応時間が早くなる) というものである (Nosek, Greenwald, & Banaji, 2007)。IAT の手続きの詳細については, 別稿を参照されたい (たとえば, 相川・藤井, 2011; 藤井, 2011a; Greenwald, Nosek, & Banaji, 2003 など)。

IAT のような潜在的測度は, 質問紙のような自己報告と比して, どのような対象と関連しているのだろうか。IAT 自体が開発からまだ間もないこともあり, この点に関する議論は多い。たとえば, 2011 年度の日本心理学会で開かれた IAT のワークショップ (潮村・小林・藤井・和田・大久保, 2011) では, IAT と行動指標との関連がテーマとして扱われた。行動指標を扱った IAT 研究についてフォーカスしてみると, 潜在的測度 (ここでは IAT) は非統制的な行動と関連し, 顕在的測度は統制的な行動と関連するという研究結果が多く報告されている (e.g., 相川・藤井, 2011; Asendorpf, Banse, & Mücke, 2002; Egloff & Schmukle, 2002; 藤井, 2011b, 藤井・上淵, 2010a など)。この解釈として, 人間の情報処理には, 意識的な処理を必要としない自動的な処理過程と, 意識の介入を要する統制的な処理過程があり, 潜在的測度は前者を, 顕在的測度は後者を反映しているというものがある¹。前述の先行研究では, 概ねこの考え方に沿って結果が解釈されている。IAT を用いた研究は海外で数多く報告されているものの, 本邦ではまだ少な

く (藤井, 2011a), 知見の蓄積は必要である。

IATが開発される以前にも, 潜在的測度は存在していた。たとえばTAT(主
題統覚検査)のような投射法や, ストループ課題, 評価プライミングなどの
反応時間を用いた方法が挙げられる。しかし, これらの潜在的測度には, 指
摘されうるいくつかの問題があった。たとえば, TATのような投射法を用
いた検査は, 実施する者のある程度の熟達を要するし, ストループ課題や
評価プライミングは, 尺度として重要な再検査信頼性が低いとされる (e.g.,
Asendorpf et al., 2002; 藤井・澤海・相川, 2011)。これらの問題を克服で
きる可能性があるのが, IATである。IATの実施にはコンピュータを用いる
ことが多く, 実施に際してプログラムを組む必要があるが, このプログラム
も Inquisit というソフトウェアを使用することで比較的容易に作成でき, 実
施も容易である。IATは近年 *D* measure (Greenwald et al., 2003) という
得点化がなされることが多いが, この得点も SPSS シンタックスを使用する
ことで容易に計算可能である。また, Lane, Banaji, Nosek, & Greenwald
(2007) による IAT 研究のメタ分析では, IAT の再検査信頼性の中央値は .50
と報告されている。これは質問紙法に比べれば決して高い値とは言えないが,
従来の潜在的測度と比べれば十分に高い値である。たとえば本邦では, 藤井
他 (2011) の研究で, 相川・藤井 (2011) で作成されたシャイネス IAT の再
検査信頼性が .68 と報告されている。また, 藤井・上淵 (2010a) の知能観
IAT の再検査信頼性は .69 という値が得られていた。このように, IAT は従
来の潜在的測度の課題を克服しうる測定法として注目されていると考えられ
る。

本稿では, IAT のような一定の再検査信頼性と妥当性を有する尺度が作成
されたことで可能になった, 潜在的態度 (あるいは自己概念など) と, 顕在

¹ もちろん, あくまで一解釈であり, 研究者間で統一された見解とは限らない。潮村他(2011)のワー
クショップでは, 潜在的測度と顕在的測度の一方, もしくはその両方を用いて行動予測を行う研
究において, 数種類のモデルがあること (Perugini, Richetin, & Zogmaister, 2010) が紹介され
ている。

的態度 (あるいは自己概念など) の相違 (不一致) に焦点を当てる。たとえば、自己報告と IAT を用いて人種に対する態度を測定した場合を考えてみよう。自己報告尺度では特定の人種に対して偏った態度を示していないと報告していても、IAT を用いて測定した際に、特定の人種に対して選好が示されることがある。このように、両者には相違、すなわち不一致が生じることがある。この現象は少なくとも 2 通りの解釈が可能であろう。一つは、自己報告には社会的望ましきのような回答歪曲がなされており、それゆえに顕在的態度は潜在的態度と一致しないというものである。もう一つは、IAT 自体が何を測定しているか不明確ということである。IAT がある程度の子測的妥当性を有する (e.g., 相川・藤井, 2011; Asendorpf et al., 2002; 藤井, 2011b) ことを考慮すれば、前者の解釈を採用できると思われるが、たとえば社会的望ましさを並行して測定し、その影響をパーシャルアウトしても、IAT と自己報告尺度が有意な相関を示さないことも多い。したがって、潜在・顕在的な態度や自己概念が不一致である原因を、社会的望ましきの影響のみに帰することは難しいだろう。このように、潜在・顕在的態度や自己概念が不一致を示す理由は詳細な検討が必要と思われるが、そもそも不一致を示す者はどの程度存在するのだろうか。

潜在・顕在的態度や自己概念について、不一致を示すタイプには 2 種類がある。一つは、顕在的態度や自己概念が高いが、潜在的態度や自己概念が低いタイプである。もう一つは、顕在的態度や自己概念が低いが、潜在的態度や自己概念が高いタイプである (図 1)。本稿では、実際のデータを確認し、どの程度不一致を有する者が存在するのかを検討する。なお、便宜上、顕在的態度や自己概念が高いが、潜在的態度や自己概念が低いタイプを「高低不一致型」と命名し、顕在的態度や自己概念が低いが、潜在的態度や自己概念が高いタイプを「低高不一致型」と命名した。なお、一致しているパターンについては、顕在・潜在ともに高いタイプを「高一一致型」とし、顕在・潜在ともに低いタイプを「低一致型」と命名した。

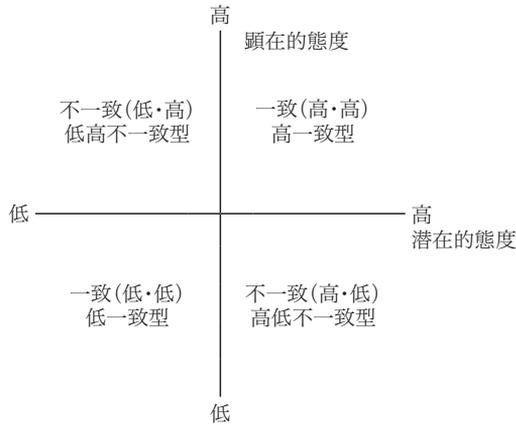


図1 潜在的・顕在的態度,自己概念の一致・不一致

方法

材料 実際に顕在・潜在的測度を用いて同一の概念を測定しており、かつ不一致の有無に関して検討可能なデータがある研究 (引用文献中に*を付したもの)² という条件で、12の研究データを使用した。扱われた概念はシャイネス、暗黙の知能観、自尊心、不安であった。

手続き 顕在的測度の得点については理論的中央値 (たとえば6件法であれば3.5, 7件法であれば4) を基準として顕在的測度の高・低群とし、潜在的測度 (IAT) の得点はD measure (レンジは-2—+2) の0を基準として高・低群とした。どちらも値が高いほどその尺度名の傾向が強いことを示す。顕在・潜在の2軸から参加者の顕在的・潜在的測度の得点をプロットし、図1で示した不一致を有する者がどの程度みられるのかを確認した。

² 本研究で検討の対象にした論文以外にも、潜在的・顕在的自己概念の高低を扱った研究はある (e.g., 原島・小口, 2007; 小塩・西野・速水, 2009)。しかし、これらの研究では参加者全体の平均値や中央値をもとに高低群の分割を行っており、理論的中央値で分割した結果は報告されていないので、今回の検討からは除いた。

結果

データの整理 各種研究において扱っている概念, および実験参加者の人数, パターンの人数を表1に示した。いずれの分析においても, 不一致を示す参加者はみられた。

度数の偏りの有無 各研究について, 度数の偏りの有無を調べるために χ^2 検定を行ったが, どの研究においても度数の偏りは有意ではなかった ($\chi^2s < 1.31, ps > .26$)。

表1 各種研究における基礎データ

研究	扱った概念	N	高低*	低高*	高一一致	低一致
藤井・澤海 (2011)	シャイネス	44	16	7	9	12
相川・藤井 (2011, 研究1)	シャイネス	44	8	8	6	20
藤井・澤海・相川 (2011)	シャイネス	30	9	5	9	5
Fujii, Tanaka, Noguchi, & Aikawa (2010)	シャイネス	45	12	7	13	13
藤井・上淵 (2010a, 実験1)	暗黙の知能観	38	7	6	20	4
藤井・上淵 (2010a, 実験2)	暗黙の知能観	31	4	8	17	2
藤井 (2009)	暗黙の知能観	10	0	3	7	0
藤井・山口・上淵 (2008)	暗黙の知能観	50	2	11	25	1
藤井・澤海・相川 (2011)	自尊心	30	3	3	22	0
藤井・澤海 (2011)	自尊心	44	4	12	23	2
藤井・上淵 (2010b)	自尊心	12	0	5	7	0
藤井 (2011b)	不安	44	24	1	10	8

*が付されているものは, 顕在一潜在の不一致を有するパターンである。一部の研究において, Nと各パターンの合計が一致しないものがある。これは, 顕在的測定得点もしくはIAT得点において, 理論的中央値上に位置する参加者を除いたためである。

考察

本研究の目的は, 実際の実験で得られたデータを確認し, どの程度不一致を有する者が存在するのかを検証することであった。結果として, どの研究でも一貫して, 潜在・顕在間の不一致を有する者の存在が示された。特に不一致のタイプに注目すると, 藤井 (2011b) のデータでは, 顕在的には不安

を高いと報告していても, 潜在的な不安は低いという参加者が多くみられた。また, 藤井・澤海 (2011) や Fujii et al. (2010) のデータでは, 顕在的シャイネスは高いと報告する一方で, 潜在的シャイネスは低いという者が多かった。個々の研究では参加者の数が多くないことや, 潜在・顕在の不一致の原因を検討することを目的としていたものではないため, 本稿では不一致を起こしている参加者の特徴を明らかにすることは難しい。ただし, どのデータにおいても, 実際に不一致を起こしている者の存在が示された。

潜在・顕在的態度や自己概念の不一致は何をもたらすのだろうか。たとえば, 潜在・顕在間で不一致を示す実験参加者に, その不一致をフィードバックした場合, 実験参加者にとって認知的に不整合な事態が起こると考えられる。認知間の不協和が存在することは心理的に不快な状況であり, 人はその不協和を減じたり, 回避したりするように動機づけられている (Festinger, 1957)。したがって, 潜在・顕在間で実際に不一致を示しており, そのフィードバックを受けた実験参加者は, 潜在・顕在間で一致している実験参加者よりも, そのフィードバック情報に敏感になったり, 何らかの方法を用いて不一致の解消を目指したりするかもしれない。この点については, 今後の研究が必要であろう。

しかし, 本研究における「不一致を起こしている者」の定義は, IATの理論的中央値と質問紙の理論的中央値の2軸から4象限を作成し, 第2象限と第4象限に位置する者のことを指している。冒頭で触れたように, IATの測定対象については議論も多い。それゆえに, 本研究で用いたような潜在・顕在の「不一致」の操作的定義が有効か否かは検証が必要であろう。たとえば, 何らかの従属変数を用いて, 顕在(高・低)×潜在(高・低)の分散分析を行って交互作用を検討する, もしくはIAT得点と質問紙の得点を標準化して差得点を算出し (e.g., Briñol et al., 2006), その他の独立変数も含めた重回帰分析や階層的重回帰分析を用いて従属変数との関連を検討するなど, 不一致がどのような意味や影響を持つか, 詳細に検討していく必要があると考えられる。

引用文献³

- 相川充 (1991) . 特性シャイネス尺度の作成および信頼性と妥当性の検討に関する研究 心理学研究, **62**, 149-155.
- Asendorpf, J. B., Bpanse, R., & Mücke, D. (2002). Double dissociation between implicit and explicit personality self-concept: the case of shy behavior. *Journal of Personality and Social Psychology*, **83**, 380-393.
- *相川充・藤井勉 (2011) . 潜在連合テスト (IAT) を用いた潜在的シャイネス測定を試み 心理学研究, **82**, 41-48.
- Briñol, P., Petty, R. E., & Wheeler, S. (2006). Discrepancies between explicit and implicit self-concepts: Consequences for information processing. *Journal of Personality and Social Psychology*, **91**, 154-170.
- Crowne, D. P., & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, **24**, 349-354.
- Edwards, A. L. (1957). The social desirability variable in personality assessment and research. New York: Dryden.
- Egloff, B., & Schmukle, S. C. (2002). Predictive validity of an implicit association test for assessing anxiety. *Journal of Personality and Social Psychology*, **83**, 1441-1455.
- Festinger, L. (1957). *A theory of cognitive dissonance*. Stanford, CA: Stanford University Press.
- *藤井勉 (2009) . 知能観 IAT 紙筆版作成の試み 学習院大学人文科学論集, **18**, 305-319.
- 藤井勉 (2011a) . 潜在的態度の変容可能性の検討—IAT 研究のレビューから— 学習院大学文学部研究年報, **57**, 89-104.
- *藤井勉 (2011b) . 不安 IAT の予測的妥当性の検討—他者評定との関連から— パーソナリティ研究, **20**, 57-60.
- *藤井勉・澤海崇文 (2011) . 潜在的シャイネスと潜在的自尊心の関連 日本社会心理学会第 52 回大会発表論文集, 141.
- *藤井勉・澤海崇文・相川充 (2011) . シャイネスを測定する潜在連合テストの信頼性・妥当性の検討—再検査信頼性, 基準関連妥当性の観点から— 電子情報通信学会技術研究報告, **111**, 17-22.
- *Fujii, T., Tanaka, C., Noguchi, Y., & Aikawa, A. (2010). An attempt to measure implicit and explicit shyness. Poster presented at the 27th International Congress of Applied Psychology, Melbourne, Australia.
- *藤井勉・上淵寿 (2010a) . 潜在連合テストを用いた暗黙の知能観の査定と信頼性・妥当性の検討 教育心理学研究, **58**, 263-274.
- *藤井勉・上淵寿 (2010b) . 紙筆版 IAT を用いた自尊心査定の試み 東京学芸大学紀要総合教育科学系 I, **61**, 113-120.
- *藤井勉・山口有紀・上淵寿 (2008) . 暗黙の知能観の査定における IAT の有用性の検討 日本心理学会第 72 回大会発表論文集, 1078.
- Greenwald, A.G, McGhee, D. E., & Schwartz, J. L. K. (1998). Measuring individual differences in implicit cognition: the implicit association test. *Journal of Personality and Social Psychology*, **74**, 1464-1480.
- Greenwald, A. G., Nosek, B. A., & Banaji, M. R. (2003). Understanding and Using the Implicit Association Test: I. An Improved Scoring Algorithm. *Journal of Personality and Social*

³ 文献名の冒頭に*印を付したものは、本稿において顕在・潜在の不一致を検討するために使用したデータを含む文献である。

潜在・顕在的態度, 自己概念の「不一致」に関する研究 (藤井勉)

Psychology, 85, 197-216.

原島雅之・小口孝司 (2007) . 顕在的自尊心と潜在的自尊心が内集団ひいきに及ぼす効果 実験社会心理学研究, 47, 69-77.

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.

Lane, K. A., Banaji, M. R., Nosek, B. A., & Greenwald, A. G. (2007). Understanding and Using the Implicit Association Test: IV: What We Know (So Far) about the Method. In B. Wittenbrink, & N. Schwarz, B. (Eds.), *Implicit measures of attitudes* (pp. 59-102). New York, NY US: Guilford Press.

Nosek, B. A., Greenwald, A. G., & Banaji, M. R. (2007). The Implicit Association Test at Age 7: A Methodological and Conceptual Review. In J. A. Bargh (Ed.), *Social psychology and the unconscious: The automaticity of higher mental processes*. New York, NY, US: Psychology Press. pp. 265-292.

小塩真司・西野拓朗・速水敏彦 (2009) . 潜在的・顕在的自尊心と仮想的有能感の関連 パーソナリティ研究, 17, 250-260.

Paulhus, D. L. (1984). Two-component models of socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 598-609.

Paulhus, D. L., & Reid, D. B. (1991). Enhancement and denial in socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60, 307-317.

Perugini, M., Richetin, J., & Zogmaister, C. (2010). Prediction of behavior. In B. Gawronski, B. Payne (Eds.), *Handbook of implicit social cognition: Measurement, theory, and applications* (pp. 255-277). New York, NY US: Guilford Press.

澤田匡人 (2009) . 小中学生のいじめに対する態度とシャーデンフロイデ 日本心理学会第73回大会発表論文集, 1010.

潮村公弘・小林知博・藤井勉・和田有史・大久保重孝 (2011) . IAT (Implicit Association Test) の課題と将来性 (5) 一行動指標と IAT 測度との関係性— 日本心理学会第75回大会発表論文集, WS037.

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.

(心理学科 助教)