

反応性の問題と予測妥当性の自己発生

——意図の測定の行動への影響——

山口 洋

[抄 録]

意図の測定によりその後の行動を予測する際、その予測妥当性は測定反応性によって自己発生することがある。本稿はこの事を Sherman (1980) の「予測誤差の自己消去」という知見の再解釈により指摘した。つまり同一人の意図表明と実際の行動とが符合するからといって、「意図を調べれば行動が予測できる」とか「行動を観察するかわりに行動の意図を尋ねればよい」といった言説は必ずしも正当化されない。予測誤差の自己消去は特定の行動を特定の調査方法で調べた場合に生じるレアケースだが、このことは予測妥当性の自己発生全般がレアケースであることを意味しない。予測妥当性の自己発生現象には、予測誤差の自己消去（非ランダム誤差の自己消去）として顕在化しないタイプ（ランダム誤差の自己消去）が存在する可能性があり、このタイプの把握が今後の課題である。

キーワード 調査法, 反応性, 予測妥当性

1. はじめに

1. 1. 測定反応性と信頼性・妥当性評価

測定反応性・妥当性を評価する伝統的枠組の多くは、反応性（reactivity:測定それ自体が対象者に影響を与え、後の測定結果を左右すること）不在の反復測定を前提とするところに自己矛盾を抱えている。再テスト法、内的一貫性、予測妥当性、構成概念妥当性といった枠組はどれも、同一対象者への複数回の測定結果が何らかの意味で整合的なら信頼性・妥当性が高く、不整合的なら低いとみなす考え方である。しかし、この種の反復測定には、程度の差はあれ反応性がつきものである。従って結果の整合・不整合が、測定それ自体の反応性によって「自己発生」する可能性があるが、伝統的枠組の多くはこの可能性を軽視している。

こうした反応性の問題は、再テスト法による信頼性評価に固有の問題として調査論では古くから繰り返し指摘されている（Sullivan & Feldman 1979, Carmines & Zeller 1979, Miller 1986）。ただし、再テスト法以外の評価枠組でも同様の問題が生じる可能性は、ある時期までほとんど指摘されてこなかった。しかし、ここ20年程の間、内的一貫性による尺度の信頼性評価に対する反応性の影響が実証データで指摘されるようになるなど⁽¹⁾、この問題の広がりが見えつつある。そこで本稿は、反応性が予測妥当性（predictive validity）を見か

け上増大させるケース（予測妥当性の自己発生）を、過去の経験的データの再解釈・再検討によって示し、その含意について論じることを目的とする。

1. 2. 意図で行動が予測できるか？

妥当性評価の外的基準を未来の現象に求めることを予測妥当性という。例えば、入試の妥当性は、試験結果で入学後の成績をどれだけ予測し得るかで評価できる。予測妥当性の枠組が適用されるケースは他にも様々ありうるが、本稿は、近未来における行動の意図 (intention : 行動意思) の測定が、実際の行動の予測可能性を基準に評価されるケースに焦点を絞る。例えば、選挙前の投票／棄権意思の測定の妥当性を、投票／棄権すると言った人が実際に投票／棄権したかどうかで評価するようなケースである。

意図の測定は、近未来の行動の予測を目的とした調査の常套手段である。その際、予測妥当性が問題となるのは言うまでもない。また現実行動の聴取・観察の (やや安易な) 代替手段として意図の測定が行われることがあり、その際も、実際の行動との対応関係が問題視される。例えば、調査票調査では「～したか？」と実際の行動を尋ねるよりも、「～するか？」と近未来 (または仮想状況) での行動の意思を尋ねる方がはるかに易しい。行動ではなく意図を尋ねることで、自己申告による事実認定にまつわる一切の困難を回避できるからだ。また社会心理学の実験の多くは、被験者の行動を観察する際、実験目的を偽ったり伏せたりする必要があり、倫理的問題⁽²⁾が付きまとう。そこで仮想状況での行動意思を尋ねるロールプレイング法 (Kelman 1966) が推奨されたこともあった。いずれにせよ、これらの方法に真っ先に向けられるのは「意図と行動は違う」との批判である (Freedman 1969)。

この種の批判に対し、同一対象者の意図表明とその後の行動との対応性を示すことで反論できるだろうか？例えば、投票／棄権意思の測定の妥当性を、投票／棄権すると言った人が実際に投票／棄権したか否かで評価できるか？測定の反応性を考慮すると疑問である。なぜなら事前調査での意思表明によって、それと整合的な行動が促されることが考えられ、この時、予測妥当性は自動的に高く見積もられるからだ。本稿はこれを予測妥当性の自己発生と呼ぶ。逆に意思表明によってそれと反する行動が促されることも考えられ、これを予測非妥当性の自己発生と呼ぶ。いずれも、予測妥当性の枠組が攪乱されるケースだが、より問題なのは前者だろう。測定法自体のどちらかといえば好ましくない性質 (反応性) によって、皮肉な事に、その妥当性が見かけ上、立証されてしまうからだ。本稿の主目的は、前者の可能性を実証データで示すことである。

予測妥当性の自己発生は常識で容易に想像できる事柄だが、これをデータで示すことは簡単ではない。筆者の知る限り、予測妥当性の自己発生を正面から扱った実証研究は存在しない。意図表明と実際の行動との相関を、反応性によって生み出された部分とその他の部分とに分割することは容易ではないからだ⁽³⁾。しかし間接的な裏づけとなる実証研究がわずかながら存在する。次節で検討する Sherman (1980) の研究である。本稿は、このデータを独自の方法で再分析することによって、予測妥当性の自己発生を間接的に指摘したい。

2. 予測誤差の自己消去 — Sherman の知見 —

Sherman (1980) の研究のタイトルは“On the Self-Erasing Nature of Errors of Prediction” (予測誤差の自己消去性について) である。人々は、自分がある種の行動をとるか否かを不正確にしか予測できない。つまりある種の行動の予測上 (意図表明上) の遂行割合と現実の遂行割合は食い違う。しかし自分の行動を予測する事自体が予測に沿った実際の行動を促す為、同一集団の予測上の遂行割合と実際の遂行割合とを対照すると、本来大きい筈の食い違いが消滅する、というのである。

「予測誤差の自己消去」は、本稿の主題である予測妥当性の自己発生と極めて近い関係にある。違いは、前者が対象者「集団」の予測上の遂行割合と実際の遂行割合の一致・不一致、すなわち「比率の差」を扱うのに対して、後者が調査対象者「個人」の予測と行動との一致・不一致、すなわち「相関」を扱う点である。この違いの含意は4.2節で詳しく述べるとして、ここでは、両者の類似性を強調しておきたい。

Sherman (1980) の主張は2つの仮説に整理できる。仮説1は「被験者達は自分達の行動を誤って予測する」というものである。ただし、同じ被験者達の予測 (意図表明) と行動を比較する検証方法ではまさに「予測誤差の自己消去」が起きてしまう。そこで Sherman (1980) は、被験者全体を同質的な2群に分け、一方には予測させた後で実際の行動を、他方には実際の行動だけを促した。そして前者の行動意思の表明割合と、後者の実際の遂行割合とのズレを示す検証方法をとった。

仮説2は「仮説1での予測誤差が、同じ被験者達の予測と行動を対照する方法では消失する」というものである。この仮説は、同じ被験者達に対して意図の聴取と行動の観察の両方を行い、両者の集計結果のズレが仮説1でのズレよりも小さければ、支持されたことになる。

Sherman (1980) は、このような2重の比較対照を、3種類の行動 (実験①～③) について、各々数十名規模の被験者に対して行った。このうち次節の再解釈によって予測妥当性の自己発生を明確に指摘できるのは実験①と③のみである。よって本稿では、実験①と③の内容と結果についてだけ概略を紹介する。

実験①は、女子学生に、学生寮への異性の訪問を禁ずる意見を (自分の意見はどうあれ) 述べたエッセイを書くように要求する。その際、ある群には、そうした要求があった場合、応じるかどうかを事前に予測 (意図表明) させておき、その2週間後に実際の要求を行った。別の群には、事前に「そうした要求があるかもしれない」という情報提供のみがなされ、要求に応じるか否かの意図表明はさせずに、同じく2週間後に実際の要求を行った。実験は学生寮への訪問面接法によって行われ、いずれの群にも、予測局面と行動要請局面で、別々の実験者 (互いに無関係を装う) を差し向け、同一人物に対する自己呈示を一貫させようとする心理傾向の影響が除去された。つまり、意図と行動の内面的一貫性の保持に要因を絞り込んでいる。

実験③は、ある都市の電話帳からランダム抽出された一般被験者に、アメリカ癌協会の募金活動に3時間参加するよう電話で要求する。実験手続きは基本的に実験①と同じだが、被

験者とのコンタクトを全て電話で行うこと、行動要請のみを行う群に対して事前の情報提供を行わないこと、意思の聴取と行動要請のインターバルが3日間であることが異なる。いずれの実験も基本的には服従行動 (compliance) の実験である。つまり被験者が実験者の求めるままに、心理的・物理的コストを伴う行動をとるか否かを実験するものである⁽⁴⁾。

表1 Sherman (1980) より筆者作成：単位% (n)

| | 実験① | 実験③ |
|---------------------------|-----------|-----------|
| (1) 予測－要請群の服従予測 (意図表明) 割合 | 29.4 (17) | 47.8 (46) |
| (2) (情報－) 要請群の服従行動割合 * | 66.7 (21) | 4.2 (46) |
| (3) 予測－要請群の服従行動割合 ** | 33.3 (15) | 31.1 (45) |

* 実験③ (2) 群には事前情報提供無し

** (1) と母数 (n) が違うのは実験①で2名、実験③で1名に行動要請できなかった為

表1は Sherman (1980) の実験①と③の結果を筆者 (山口) がまとめたものである。仮説1「被験者達は自分達の行動を誤って予測する」は(1)と(2)の有意差により支持された。実験①の服従行動 (意に沿わぬ事を書く) は社会的に望ましくないの、意図表明での服従割合は、実際のそれを大きく下回った。つまり口では「しない」と言うが実際に頼まれると「してしまう」。実験③での服従行動 (ボランティア) は社会的に望ましい行動なので、服従意図の表明割合は実際の服従割合を大きく上回った。つまり口では「する」と言いつつ実際に頼まれると「しない」。仮説2「仮説1での予測誤差が、同じ被験者達の予測と行動を対照する方法では消失する」は(3)と(2)に有意差がみられ(3)が(1)に近いことで支持された。つまり(3)の被験者達は自分の意図表明に従って社会的に望ましい行動をとった。

3. 予測妥当性の自己発生 — Sherman (1980) のデータの再解釈 —

Sherman (1980) は同一被験者の予測と行動の対応関係を示している。表2, 表3はこれを筆者 (山口) がまとめたものである。表2, 表3に付記した ϕ 係数は2×2表の相関係数であり、その2乗は、予測妥当性の指標である Goodman と Kruskal の τ に等しい (Upton:1978:訳書 25 頁)。表2, 表3の ϕ はいずれも高い値を示すが、これらの値は自己発生現象によって増幅されていると考えられる。そこで、これらの結果と表1の結果を対照することによって、予測妥当性の自己発生を指摘してみよう。正味の予測妥当性を示す ϕ 係数を現実のデータから計算することはできない。しかし予測誤差の自己消去が発生しなかったと仮定したときに「最大限可能な」 ϕ 係数ならば試算できる。そうした試みが表4, 表5である。

表2 Sherman (1980) の実験①

| | | 行 動 | | |
|-----|-----|-----|-----|----|
| | | 服 従 | 拒 否 | 計 |
| 予 測 | 服 従 | 4人 | 0 | 4 |
| | 拒 否 | 1 | 10 | 11 |
| 計 | | 5 | 10 | 15 |

$\phi = 0.853$

表3 Sherman (1980) の実験③

| | | 行 動 | | |
|-----|-----|-----|-----|----|
| | | 服 従 | 拒 否 | 計 |
| 予 測 | 服 従 | 23人 | 9 | 22 |
| | 拒 否 | 1 | 22 | 23 |
| 計 | | 24 | 31 | 45 |

$\phi = 0.810$

表4 妥当性の最大限：実験①より推定

| | | 行 動 | | |
|-----|-----|------|-----|------|
| | | 服 従 | 拒 否 | 計 |
| 予 測 | 服 従 | 294人 | 0 | 294 |
| | 拒 否 | 373 | 333 | 706 |
| 計 | | 667 | 333 | 1000 |

$\phi = 0.456$

表5 妥当性の最大限：実験③より推定

| | | 行 動 | | |
|-----|-----|-----|-----|------|
| | | 服 従 | 拒 否 | 計 |
| 予 測 | 服 従 | 42人 | 436 | 478 |
| | 拒 否 | 0 | 522 | 522 |
| 計 | | 42 | 958 | 1000 |

$\phi = 0.219$

表4、表5は、総計1000人を調査したことを想定している。周辺度数(計の欄)は表1の(1)(2)の%に基づいて試算した。つまり仮に予測誤差の自己消去が全く起きなかったとしたなら、同一被験者の予測と行動のクロス表の周辺度数は、表4、表5のようになる筈である。2×2=4セルには、これらの周辺度数を固定した時、すなわち表1の(1)(2)の%が真実だとした時、最大関連を実現する度数(4セル中1セルが0)を埋めてある。実験①で最大限可能なφ係数は0.456であり、同じく実験③では0.219である。つまり自己発生現象が存在しなければ、これらの値以上のφ係数は算出され得ない。にもかかわらず表2、表3でのφ係数の実測値はいずれもこれらを上回っている。このことは予測妥当性が自己発生したことを示している。そして正味の予測妥当性は、実験①で0.456以下、③で0.219以下だから、自己発生の程度をφ係数の差で示せば、①で0.397以上、③で0.591以上と推測できる。

4. 考察

4. 1. 予測誤差の自己消去現象の希少性

ここまでSherman (1980) のデータ(予測誤差の自己消去)を、予測妥当性の自己発生の事例として再解釈した。では、この種の現象はどれだけ一般性を持つのだろうか? 言い換えれば、実際の行動との対応性を前提に意図を測定したとき、その予測妥当性は常に自己発生すると考えておかねばならないのだろうか?

本稿の解答はアンビバレントである。本節で説明するように、Sherman (1980) が指摘した予測誤差の自己消去現象そのものは、比較的希少な現象だと推測できる。しかし、次節で説明するように、予測妥当性の自己発生現象の全てが予測誤差の自己消去として顕在化する

わけではない。よって前節のような分析によって、予測妥当性の自己発生が指摘できるのは比較的レアケースだと思われるが、その事を理由に、予測妥当性の自己発生現象がレアケースだとは断定しがたいのである。

Sherman (1980) の研究の後、いくつかの研究が、Sherman (1980) とよく似た研究手続きで、予測誤差の自己消去現象を観察しようと試みた。それが観察された研究⁽⁵⁾もあるが、観察されなかった研究も多い⁽⁶⁾。要するに、予測誤差の自己消去の観察を目的にデザインされた多くの研究が、それに「失敗」している。こうした研究状況から推測すれば、予測誤差の自己消去現象は比較的希少な現象であり、特定の行動を特定の調査方法で調べたときに観察されるものだと考えられる。

第1に、それは社会的に望ましいが比較的実行されにくい行動において観察されるだろう。Sherman (1980)、Greenwaldら (1987)、そして後続の諸研究 (Spangenberg & Greenwald, 1999 のレビューを参照) は、社会的に望ましい行動において、予測誤差の自己消去が観察されることを示した。理由は二つある。(1) この種の行動では意図表明が事実上「建前」の表明に近くなるから実際の行動 (本音) との誤差が生じやすい。よって誤差が消去される余地も大きい。(2) この種の行動における言行不一致は他者 (または自分自身) から非難されやすい。従って一貫性呈示・保持の必要性から誤差の自己消去が起きやすい。要するに、この種の行動は予測誤差が元来大きく、一貫性呈示・保持の必要性も高いので、予測誤差の自己消去が観察されやすいだろう。しかし社会的に望ましい行動なら、常に予測誤差の自己消去が生じるというわけではない。社会的に望ましい行動であっても比較的遂行されやすい行動の場合、意図と実際の遂行状況とのギャップ (誤差) 自体が小さく、自己消去が生じる余地も小さい⁽⁷⁾。

第2に、予測誤差の自己消去は、意図の調査と行動時期とのインターバルが短いときのみ観察されるだろう。実際、この現象が明確に観察された Sherman (1980) や Greenwaldら (1987) の事例において、両時期の間隔は1日~2週間と非常に短い。

第3に面接調査や電話調査等の1対1の調査であることが条件となるだろう。1対1の調査は集合調査や郵送調査よりも社会的に望ましい回答を導きやすいことが知られている (Schwarz, Strack, Hippler & Bishop 1991)。よって、意図表明と行動との誤差が大きくなりやすく、誤差が消去される余地も大きいと考えられる。実際、Sherman (1980) や Greenwaldら (1987) の研究は面接調査もしくは電話調査によって行われている⁽⁸⁾。調査方法上の条件としては、これらの他にも幾つか考えられるが (山口 2007)、本稿では省略する。

このように、予測誤差の自己消去現象は比較的希少な現象であり、様々な発生条件が満たされてはじめて生じるものと考えられる。

4. 2. 予測誤差の自己消去と予測妥当性の自己発生の相異点

予測誤差の自己消去がレアケースだとしても、その事をもって、予測妥当性の自己発生がレアケースだとは断定できない。なぜなら、予測妥当性の自己発生は、予測誤差の自己消去として顕在化しないケースを含むからである。すなわち予測妥当性の自己発生はランダム誤差または非ランダム誤差が小さくなることを意味するのに対して⁽⁹⁾、予測誤差の自己消去は

非ランダム誤差が小さくなることしか意味しないのである。

非ランダム誤差は系統的 (systematic) な偏りと関わる。非ランダム誤差「だけ」が存在する状況を射撃練習に喩えると、弾道が常に一方向にぶれ、弾痕がマト (真の値) はずれの1箇所に集まる状況である (Carmines & Zeller1979 : 訳書8頁)。よって非ランダム誤差が存在すれば真の比率と観測された比率との差は標本数を増やしても残存する。一方、ランダム誤差は主に非系統的な偏りと関わる。ランダム誤差「だけ」が存在する状況を射撃練習に喩えると、弾道が上下左右にぶれ、弾痕がマトを中心に円形に分布する状況である (前掲訳書8頁)。よってランダム誤差だけが存在する場合、真の比率と観測された比率の差は標本数を増やせば無限に小さくなる。

こう考えると、Sherman (1980) が比率の差で示したのは「非ランダムな」予測誤差の自己消去だけであり、本稿が3節で示したのは、予測妥当性の自己発生現象のうち、この非ランダム誤差の自己消去によって引き起こされる部分だけである。ランダム予測誤差の自己消去によって予測妥当性が上昇するのかどうかは謎のままである。

1.2節の末尾で述べた事を言葉を換えて繰り返せば、ランダム予測誤差の自己消去を把握する事は、非ランダム予測誤差のそれよりもはるかに難しい。非ランダム予測誤差の場合、意図表明させない群を用意することで自己消去現象の無い「理想状態」を作り出せ、それとの比較でこの現象を指摘できた。ランダム予測誤差の場合、同一人物の意図と行動の関連性から推定する以外に無いので、こうした「理想状態」は原理的に作り出せず、それとの比較で自己消去現象を直接的に指摘することはできない。ランダム予測誤差の自己消去性の把握は今後の課題といえよう。

5. まとめ

行動の意思によって実際の行動を予測するとき、その予測妥当性は自己発生する可能性がある。したがって事前意思の調査結果とその対象者の実際の行動とがよく符合するからといって、「意思を調べれば行動がうまく予測できる」とか「意思の調査は行動の観察の代用になりうる」といった言説が正当化されるわけではない。本稿の2～3節では、「予測誤差の自己消去」という Sherman (1980) の知見を利用してこの事を立証した。

ただし4.1節の考察によれば、「予測誤差の自己消去」は、ある種の行動を特定の調査方法で調べた場合にのみ生じるレアケースである。すなわち、社会的評価に結びつくが比較的実行されにくい行動の遂行意思を、面接や電話調査といった1対1の調査方法によって調べ、その後、長い期間を置かずに実際の遂行状況を調べる場合である。

しかし、このことは予測妥当性の自己発生全般がレアケースであることを意味しない。なぜなら4.2節で述べたように、予測妥当性の自己発生現象には予測誤差の自己消去 (非ランダム誤差の自己消去) として顕在化しないタイプ (ランダム誤差の自己消去) が存在すると考えられるからだ。つまり予測妥当性の自己発生現象のうち、本稿が捕捉に成功したのは「氷山の一角」なのかもしれない。4.1節はいわば、この一角が小さいことを述べているだけで、水面下を含む氷山全体は意外に大きい可能性がある。繰り返すが、ランダム誤差の自己

消去性の把握が今後の課題として残された。

〔注〕

- (1) Knowles (1988), Hamilton と Shuminsky (1990), Knowles 他 (1992), Steinberg (1994), 山口 (2006), 山口 (2007) を参照。
- (2) 最も論議を呼んだのは 1960 年代の「アイヒマン実験」であった。これは被験者を装った実験協力者 (サクラ) に電気ショック (実は嘘) を与えることを被験者に要求すると、多くの被験者が実験者の命ずるまま電気ショックを与えることを示したミルグラムの実験である (山岸編 2001 : 20 頁)。心の準備が無い被験者に強いストレスを与えたこの実験をきっかけに、目的を伏せた実験による行動観察の是非が問われた。ロールプレイング法 (Kelman 1966) の是非を巡る論争もその一環であった。
- (3) 反応性を組み込んだ構造方程式モデル (Sullivan & Feldman 1979 : 訳書 53 頁) によって理論的には推定可能だが、実際には容易ではない。図 1 は予測妥当性の自己発生を示す因果図式だが、推定すべき相関が 4 つなのに測定相関が 1 つだけなので、このモデルは識別不能である。そこで何らかの形で測定変数を増やし測定相関を増やさねばならない。要するに同じ人に対してさらに別の測定を行わない限りこの問題は解けない。しかし今問題なのは、まさに「同じ人に測定を繰り返すとどうなるか」なので、新たな測定変数の反応性も考慮に入れざるを得ない。するとモデルは複雑化し、検討すべきモデルの種類も爆発的に増大する。構造方程式モデルの可能性は、こうした複雑な作業を、我々がどれだけこなせるかにかかっている。

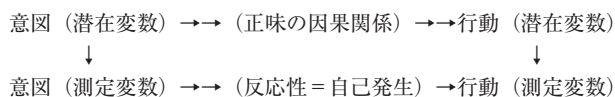


図 1 予測妥当性の自己発生を表現した因果図式

- (4) 注 2 で述べたアイヒマン実験 (山岸編 2001 : 20 頁) も服従行動の実験である。
- (5) Greenwald ら (1987) は約 60 名の学生に対し、アメリカ大統領選挙 (1984 年) に関する二つの研究を行った。すなわち研究①：選挙人登録 (registration) をする意思があるか否かと実際に登録したか否かを調べて対照し、研究②：投票する意思があるか否かと実際に投票したか否かを調べて対照した。このうち②において Sherman (1980) と同様の予測誤差の自己消去が観察された。また山口 (2007) は大学生を対象に次週の授業の出席意図を、①無記名式集合調査、②記名式集合調査、③面接調査で調べ、実際の出席状況と対照させた。そして③のみで予測誤差の自己消去が生じたことを報告している。その他の研究例については、Spangenberg と Greenwald (1999) のレビューを参照。
- (6) Spangenberg と Greenwald (1999) は、1986 年のアメリカ上院議員選挙の際、一般有権者を対象に注 5 の Greenwald ら (1987) とほぼ同様の研究を行った結果を報告しているが、予測誤差の自己消去現象は観察されていない。予測群の実際の投票率が 86.3 %、予測なし群の投票率が 87.1 % と、両者の差はほとんどみられなかったのである。また注 5 に記した Greenwald ら (1987) の研究①、山口 (2007) の①無記名式集合調査、②記名式集合調査でも予測誤差の自己消去は観察されていない。
- (7) Spangenberg と Greenwald (1999) は、注 6 で述べた結果を天井効果 (ceiling effect) によるものと解釈している。つまり、この時の上院議員選挙は激戦で (投票意思の表明率 100 %) 投票率が高かった為、予測誤差とその自己消去が生じる余地が無かった。ちなみに Spangenberg と Greenwald (1999) は、有権者が比較的無関心だった 1987 年の下院議員選挙において、ほぼ同様の研究を行った結果も報告している。(1) 意思表明上の投票率 83 % (2) 意思表明群の実際の投票率 44 % (3) 表明なし群の投票率 35 % であった。(1) と (3) の差から予測誤差の存在は明らかであり、その自己消去を意味する (2) と (3) の差も大きくはないが有意 ($\chi^2=2.74, df=1, p=0.09, n=346$) だった。
- (8) ちなみに注 5 に記した山口 (2007) の実験において、予測誤差の自己消去が観察されたのは③面接調査で意図を調べた場合だけであり、①無記名式集合調査、②記名式集合調査では、予測誤差の自己消去は観察されていない。
- (9) 信頼性が専らランダム誤差に関連する概念であるのに対し、妥当性はランダム誤差と非ランダム誤差の双方と関わる。すなわち妥当性は信頼性を含む上位概念であり、高い信頼性は高い妥当性の必要条件だが十分条件ではない (Carmines & Zeller 1979 : 訳書 6 頁)。

【参考文献】

- Carmine, E. G., and R. A. Zeller, 1979, *Reliability and Validity Assessment*. Sage. (訳書: カーミン・ツェラー著, 水野欽司・野嶋栄一郎訳, 1983, 『テストの信頼性と妥当性』朝倉書店)
- Freedman, J. L. 1969, Role playing: Psychology by consensus. *Journal of Personality and Social Psychology*, 13: 107-114.
- Greenwald, A. G., C. G. Carnot, R. Beach, and B. Young, 1987, Increasing voting behavior by asking people if they expect to vote. *Journal of Applied Psychology* 72:315-318.
- Hamilton, J. C., and T. R. Shuminsky, 1990, Self-awareness mediates the relationship between serial position and item reliability. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59:1301-1307.
- Kelman, H. C., 1966, Deception in social research. *Transaction*, 3: 20 - 24.
- Knowles, E. S. 1988, Item context effects on personality scales: Measuring changes the measure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 55: 312 - 320.
- Knowles, E. S., M. C. Coker, D. A. Cook, S. R. Diercks, M. E. Irwin, E. J. Lundeen, J. W. Neville, and, M. E. Sibicky, 1992, Order effects within personality Measures. In Schwarz, N. and S. Sudman (Eds.), *Context Effects in Social and Psychological Research*, pp. 221 - 247. Springer - Verlag.
- Miller, B. C., 1986, *Family Research Methods*. (訳書: プレント・C・ミラー著, 野々山久也・西下彰俊・指田隆一・安達正嗣・桂良太郎訳, 1991, 『やさしい家族調査の方法』ミネルヴァ書房)
- Schwarz, N., F. Strack, H. J. Hippler, and G. Bishop, 1991, The impact of administration mode on response effects in survey measurement. *Applied Cognitive Psychology*, 5: 193-212.
- Sherman, S. J., 1980, On the self-erasing nature of errors of prediction. *Journal of Personality and Social Psychology*, 39: 211 - 221.
- Spangenberg, E. R., and A. G. Greenwald, 1999. Social influence by requesting self-prophecy. *Journal of Consumer Psychology*, 8 (1) : 61 - 89.
- Steinberg, L., 1994, Context and serial-order effects in personality measurement: Limits on the generality of measuring changes the measure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 55: 341 - 349.
- Sullivan, J. L., and S. Feldman, 1979, *Multiple Indicators*. Sage. (訳書: サリバン・フェルドマン著, 広瀬弘忠・石塚智一訳, 1981, 『多重指標分析』朝倉書店)
- Upton, G. J., 1978, *The Analysis of Cross-tabulated Data*. Wiley & Sons. (訳書: アプトン著, 池田央・岡太彬訳, 1980, 『調査分類データの解析法』朝倉書店)
- 山岸俊夫編, 2001, 『社会心理学キーワード』有斐閣.
- 山口洋, 2006, 「尺度の内的一貫性の自己発生 - Knowles の知見の再検討 -」『佛教大学社会学部論集』43: 115 - 125.
- 山口洋, 2007, 『量的社会調査において測定行為が後の測定結果に及ぼす影響とその含意の研究』平成17年度～平成18年度科学研究費補助金(基盤研究(C))研究成果報告書.

【付記】

本稿は、平成17～18年度科学研究費補助金基盤研究(C)「量的社会調査において測定行為が後の測定結果に及ぼす影響とその含意の研究」の研究成果報告書(山口2007)の第4章を改稿したものである。研究代表者は山口洋、平成17年度の交付金額は10万円、平成18年度は30万円であった。

(やまぐち よう 現代社会学科)
2007年4月9日受理

