

# 日本の社会は「不信社会」か？

——サーベイ実験による政治的信頼指標の  
妥当性の検証——

善 教 将 大

## 1. はじめに

本稿の目的は、政治不信を測定する際に用いられる操作的定義（質問文と回答形式）の妥当性を検証することである。これまで政治不信は様々な質問文や回答で操作化されてきたが、そこに問題はなかったのか。問題があるとしたら、具体的にはどのような問題か。問題を解決するためには、どのような点に配慮すればよいのか。これらの疑問に対して実証的な見地より解答を提示することが、ここでの課題である。

政治不信の操作的定義の妥当性を検証することには、次に述べる3点の意義がある。第1に日本の「高不信社会」という通説的な理解が必ずしも正しくないことを明らかにする。日本の政治不信の高さは、これまで様々な論者などによって指摘されてきた、いわば「常識」的な見解である。これに対して本稿は、日本の高い政治不信という理解はそれほど正しいとはいえないと主張する。既存の政治不信の操作的定義には、不信の度合いを過大に評価する問題がある。この既存の操作的定義の問題点を明らかにするところに、本稿の意義がある。

第2に操作的定義の妥当性の低下が、因果推論にどのような影響を与えるのかを明らかにする。先に述べたように本稿は、既存の政治不信の操作

的定義には問題があると考ええる。しかし不信度合いの過大評価が、具体的にどのような問題を引き起こすのかは明らかではない。そこで政治不信が投票参加に与える影響という観点から、不適切な操作化を行うことの帰結について考察する。結果として、不適切な操作化を行うと、効果があるにもかかわらずないという第2種の過誤（Type II error）を犯す確率を高めることが明らかとなる。<sup>(1)</sup>

第3に本稿の知見は、広く操作的定義一般の妥当性を検討する際に有用である。本稿が着目するのは、質問文ではなく回答形式、より正しくは「選択肢の数」である。政治意識に限らず、一般的に態度を指標化する際、4件以上の「順序尺度（ordinal scale）」が用いられることが多い。しかし、適切な選択肢の数は、操作化したい対象の性質によって変化する。本稿では、「どの程度選択肢の数を設けるべきか」という観点から操作的定義の妥当性の検証を行う。そのような本稿の知見は、政治不信に限らず、様々な操作的定義に応用可能だと考える。

本稿の論述は以下の通りである。まず2.において、日本の政治不信の現状理解がどのようなものを概観すると同時に、社会調査方法論などの観点から、既存の操作的定義の問題点について検討する。3.では操作的定義の妥当性を検証するための分析手法と手順について説明する。4.では分析を行い、選択肢の数の効果を実証的に明らかにする。最後に5.で本稿の結論と今後の課題を述べる。

## 2. 問題設定

### 2.1 日本の高い政治不信

政府に対する否定的な認識や感情を総称する概念として、政治的疎外（political alienation）がある。政治的疎外は、「我々の声を政治に反映させることができるか」という政治システムへの入力（input）への疎外感と、

「届いた声が政治に反映されるか」という政治システムからの出力 (output) への疎外感の2つに大別される (Finifter, 1970; 村山, 1994)。前者は政治的有効性感覚 (political efficacy) として、また後者は政治不信 (political distrust) として概念化される。本稿で議論するのは、この政治システムからの出力への不信である。

政治不信と一口にいても、疎外概念と同様に多義的であり、そこに明確な概念規定が存在するわけではないが、政治家や政党といった政治的アクターに対する不信感と、政治体制や制度一般に対する不信 (信頼) 感を区別するのが一般的である (善教, 2013)。政治不信は政治や行政など「公 (的機関)」に対する否定的な意識の総称として用いられる傾向にあるものの、そこで念頭に置かれているのは政治的アクターなどに対する不信であることが多い。本稿でも政治不信は、主として政治家、政府、政党といった政治的なアクターへの不信を意味する概念として捉える。<sup>(2)</sup>

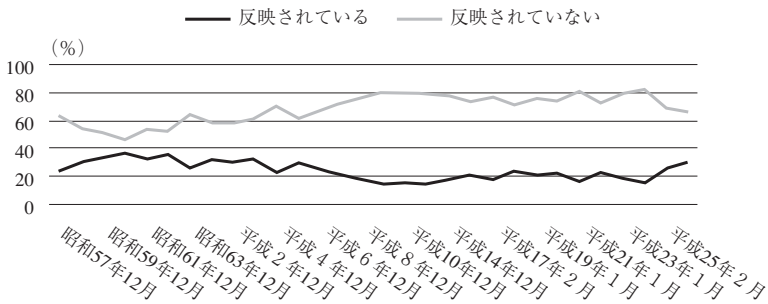
政治意識の現況は、操作的定義によって左右される。それは政治不信についても例外ではなく、どのように操作化するかで、政治不信が高いか低いかは異なる。例えば、先に述べた制度一般への不信を「政治不信」と捉えるなら、その水準は極めて低いということになるだろう。<sup>(3)</sup>

このように操作的定義によって不信の度合いは異なる一方で、日本の政治不信の現況については、その水準が極めて高いという理解が存在する。マスコミなどでは、特に根拠もなく政治不信の蔓延について述べられることはあるが、どの程度の有権者が、政治に対して不信感を抱いているのかを把握することは容易ではない。しかし日本の政治不信が高いという主張に異議が唱えられることはほとんどない。

もっとも、日本の政治不信の高さを明らかにする意識調査は多いという事実はある。一例として、日本の政治不信の現状を知る際に用いられることが多い「社会意識に関する世論調査」の結果を見てみよう。<sup>(4)</sup>この調査に

は「あなたは、全般的にみて、国の政策に国民の考えや意見がどの程度反映されていると思いますか。この中から1つだけお答えください」という政治不信に関する質問が設けられている。回答は「わからない (DK)」を除き、「1. かなり反映されている, 2. ある程度反映されている, 3. あまり反映されていない, 4. ほとんど反映されていない」という4件尺度である。

この調査の結果を整理したものが図表1である。この図表を見ると、日本の政治不信が極めて高い水準にあることがわかる。年度によって値は異なるが、「政策に国民の意見が反映されていない」と考えている回答者は非常に多い。その傾向は、1990年代以降特に顕著となっている。もっとも近年においては、とりわけ民主党から自民党へ政権交代が行われた2012年以降、不信感が低下すると同時に信頼感が上昇している。しかし、それでも6割以上の有権者が「反映されていない」と回答している。



図表1 政策への意見の反映度合いの推移 (1982年から2015年)

注1) 「社会意識に関する世論調査」の結果から筆者作成

注2) 「反映されている」は回答1と2の合計割合, 「反映されていない」は回答3と4の合計割合である

以上に加えて、日本人の政治不信の高さは、国際比較調査の結果からも明らかにされている。「社会意識に関する世論調査」だけではなく、日本

国内で実施されている JABISS や Japan Election Study (JES) といった学術的な政治意識調査の結果からも示されているが (三宅, 1986; 絹貫, 1997), それだけではなく世界価値観調査 (World Values Survey) など, 国際的な意識調査の結果からも不信度合いの高さは明らかにされているのである。

世界価値観調査では, 「今からいくつかの組織や団体の名前を読み上げます。これらについて, どの程度信頼できるかご回答ください」という質問から, 政府, 政党, 国会, 行政に対する信頼が尋ねられている<sup>(5)</sup>。回答は DK を除き「1. とても信頼できる, 2. ある程度信頼できる, 3. あまり信頼できない, 4. まったく信頼できない」である。紙幅の都合で結果の詳細は割愛するが, 第 6 波調査の結果によれば「信頼できる」と回答した人の割合は, 政府に対しては約 24%, 政党は約 15%, 国会は約 20%, 行政は約 32% であった。この値は, 先進諸国の中ではかなり低い水準である。日本の政治不信の高さは 1990 年代より危機的水準にあることが指摘されていたが (Pharr, 2000, 1997=2002), 今日においてもその状況は変わっていないことを示す証左だといえるだろう。<sup>(6)</sup>

これらの日本の政治不信の高さを示す調査結果なども根拠としつつ, 日本社会は「高不信社会」だとみなされることが多い。しかしこの事実は, 次に述べる前提を満たしてはじめて主張できることである。それは, 政治不信の操作的定義が妥当性を有するという, 単純ではあるが重要な前提である。次項では, この点について検討する。

## 2.2 操作的定義の妥当性の検討と本稿の仮説

どのような操作的定義であっても妥当性 (validity) がなければ, それを用いた分析には意味がない。しかし政治学では, 操作的定義の妥当性を検討する実証分析は少ない。政党支持の操作的定義の妥当性に疑義を投げ

かける実証研究など（谷口，2012），近年ようやく行われるようになってきたが，日本では操作的定義の妥当性に関する実証研究が蓄積されていないのである。政治不信についてもこの状況はあてはまり，政府への信頼の「意味」をめぐる激しい論争が繰り広げられ（Citrin, 1974; Miller, 1974），操作的定義の妥当性をめぐる実証研究が蓄積されてきたアメリカとは異なり（Citrin and Muste, 1999），日本では西澤（2008）など一部の例外を除いてそのような研究はほとんど行われていない。

ここで妥当性について，簡単に説明しておこう。妥当性とは，端的には「ある事柄を知ることができている度合い」であり，「同じ結果を得ることができるといえる度合い」を意味する信頼性（reliability）とは区別される。射的の例を用いて説明すれば，的の中心部に矢を繰り返しあてることができている状態が，信頼性と妥当性が満たされている状態である。射的の中心部からずれた場所に繰り返し矢が当たっている場合は「妥当性はないが信頼性はある」，逆に中心部にはあたっているが繰り返し当たっているわけではない場合は「信頼性はないが妥当性はある」状態である。妥当性は，さらに内容的妥当性，基準関連妥当性，構成概念妥当性の3つに区別される。ただしこれらは，それぞれどのような角度から検証するのか，という方法論上の区分であり，<sup>(7)</sup>知りたいことを知ることができているのかを検証する点では共通している。

妥当性は測りたいものを測れている度合いであるから，「質問文の適切さ」についてまずは検討しなければならない。したがって，妥当性の検証方法の第1は質問文の精査ということになる。ただし，質問文が正しいかどうかは主観的にしか判断できないので，次にその他の変数との関連を見ながら確認することになる。例えば何らかの新しい政治知識変数を作成する場合，教育程度との関連が理論的に予測されるので，この変数と教育程度に統計的に有意な関連があるかが検証されることになる（今井，2008）。

このように妥当性を検証する方法としては、基本的には質問文の精査とその他諸変数との関連性の確認となるが、本稿ではこれらとは異なるアプローチで、政治不信の操作的定義の妥当性について検証する。その異なるアプローチとは、回答形式の違いに着目する、というものである。操作的定義の信頼性を検証する際に、選択肢の数が重要視されることはこれまでの研究でもあったが (Alwin, 1997, 2007; Krosnick and Fabrigar, 1997), 妥当性という観点から選択肢の数の問題を検討する研究は多くない。しかし、<sup>(8)</sup> 選択肢の数の違いが分布の相違をもたらすことは十分に考えられる。本稿では、選択肢の数の違いは、信頼性だけではなく操作的定義の妥当性にも影響を与えたと考える。

もちろん選択肢の数の影響を分析するという意図の背後には、既存の政治不信の操作的定義への問題意識がある。より具体的には、既存の操作的定義の尺度 (選択肢) は、次に述べる点から、適切ではないと考えている。

第1に、既存の政治不信の操作的定義には「中点 (middle point)」が存在しないことが多い。<sup>(9)</sup> 言い換えれば、既存の尺度の多くは中点を含まない形式となっているのである。中点を含めるかどうかは理論的に定めるものであり、一律に含めるべきというわけではない (鈴木, 2011: 187)。しかし、政治不信に関しては、中点を含める形で回答を作る方がよい。なぜなら、回答者が政治に対して信頼と不信のどちらかの認識を抱くという仮定は、理論的に妥当ではないからである。つまり、この仮定は信頼とも不信とも判断しない「無信頼 (mistrust)」や懐疑主義論の立場と矛盾する (Cook and Gronke, 2005; Mishler and Rose, 1997)。理論的に判断すべきであるなら、政治不信については中点を設けた方がよいことになる。

この理論的に定めるべきという指摘は、中点の有無だけではなく、選択肢の数を定める場合にも適用すべきである。つまり第2の問題として、政治不信を操作的に定義する際に、どの程度の選択肢の数を設けるべきかが

不明瞭な点を挙げることができるのである。1970年代に実施された学術的な政治意識調査である JABISS で3件尺度が用いられていたことから、慣習的に政治不信は3件尺度で操作化されてきた。しかし質問文や調査時期によっては4件尺度で尋ねられる場合もある。近年では、7件以上の尺度で操作化されることも多くなってきた。政治不信の操作的定義については、質問文だけではなく、あるいはそれ以上に、回答形式の相違も問題だといえるのではないだろうか。

もちろん、情報理論の観点からいえば態度の方向性だけではなく強度(intensity)も含む4あるいは5件以上の尺度が望ましい。それゆえに選択肢の数の問題は、4件尺度以上を前提に「どの程度まで数を抑えるのか」、つまり、認知負荷が高すぎない選択肢の数はいくつなのか、専ら探求されることとなる(Alwin, 1997)。しかし、4ないし5件以上の選択肢が望ましいのかは、もう少し慎重に検討すべき問題である。

例えば回答傾向(response style)の観点からこの問題を考えてみよう。日本人の回答傾向として、極端ではない曖昧な回答を望むという指摘がある(田崎・二ノ宮, 2013)。これは、日本人は、「非常に」といった形容詞がつく選択肢よりも、「ある程度」など曖昧な形容詞が付随する選択肢の方を選びやすいことを意味する。しかし、この傾向は単に日本人が自身の態度を過小評価しているだけで、真の選好ないし態度は異なることを示唆する実験結果がある(山岸, 2014)。このように、意図的に自身の態度を過小評価する傾向性を日本人が有しているとしたら、「強度」に関する選択肢を設けることは、かえって測定誤差を大きくしている可能性がある。

さらにいえば、有権者は、強度をそもそも認識できるのか、といった根本的な問題もある。一般に政治とは「遠く」「抽象的で」「わかりにくい」ものではないだろうか。仮にこのような政治観を一般化するなら、有権者は、政治に対して「程度」の問題を判断することが難しいと考えた方がよ



い。なぜなら「非常に」と「ある程度」のどちらに自身が位置づけられるのかを判断することは、「YES」か「NO」かを判断する以上の能力が必要とされるからである。「政治家や政党は汚職や不正にまみれている」との印象を抱くことは簡単だが、「どの程度汚職や不正にまみれているか」まで判断することは、細かな政治の実情を知らない限り判断できないだろう。

このように内容的妥当性の観点から見た時、既存の操作的定義には、選択肢の数が「多すぎる」問題があると考えられる。一般的に4件あるいは5件尺度が用いられている現況に鑑みるなら、強度を含む選択肢が不適切だという本稿の主張は意外かもしれない。しかし、日本人の回答傾向や政治的態度特有の問題などを勘案するなら、選択肢の数は少ない方がよいという逆転の発想もありうるのではないだろうか。

### 3. 分析手法

#### 3.1 サーベイ実験

前節での議論を受け、本稿では、選択肢の数の違いが政治不信の操作的定義の妥当性の低下とどのような関係にあるのかを明らかにする。そのためには、次の2つの疑問にこたえる必要がある。第1は「選択肢の数が異なることで政治不信の分布がどのように変わるのか」である。第2は「選択肢の数が異なることで政治不信の効果はどのように変わるのか」である。つまり記述的推論と因果的推論の両側面から、操作的定義の妥当性について検証することが本稿の課題となる。

選択肢の数の効果を検証するために、意識調査を実施する。意識調査の実施にあたっては、選択肢の数が異なる3つの質問票を用意した。具体的には図表2に整理しているように、政治不信に関する3つの設問を用意<sup>(10)</sup>し、すべての設問において、3件尺度(A票)、5件尺度(B票)、7件尺度(C票)という形で、異なる数の選択肢を持つ質問を作成した。なお既

存の操作的定義には中点がない場合が多いが、理論的には中点が必要であることから、中点の有無の効果については検討の対象外とする<sup>(11)</sup>。また、政治問題については、すべての有権者が自身の立ち位置を正確に認識していると仮定することが難しいため、「わからない」「こたえない」をすべての設問に設けている<sup>(12)</sup>。

図表2 質問文と選択肢

当選後の政治家：「あなたは「たいてい、政治家は当選すると有権者のことを考えなくなる」といったご意見にどのような考えをおもちですか。あなたのお考えに近い番号を1つだけ選んでください。」	
A票（3件尺度）	1 考えなくなる 2 そうは思わない 3 場合による 4 わからない 5 こたえない
B票（5件尺度）	1 考えなくなる 2 おそらく考えなくなる 3 あまりそうは思わない 4 そうは思わない 5 場合による 6 わからない 7 こたえない
C票（7件尺度）	1 考えなくなる 2 ← 3 ← 4 → 5 → 6 そうは思わない 7 場合による 8 わからない 9 こたえない
政治の目的：「それでは、「政治は大企業など一部の大きな組織のために運営されている」という意見についてはどのようにお考えでしょうか。あなたのお考えに近い番号を1つだけ選んでください。」	
A票（3件尺度）	1 大組織のため 2 国民全体のため 3 場合による 4 わからない 5 こたえない
B票（5件尺度）	1 大組織のため 2 どちらかといえば大組織のため 3 どちらかといえ ば国民全体のため 4 国民全体のため 5 場合による 6 わからない 7 こたえない
C票（7件尺度）	1 大組織のため 2 ← 3 ← 4 → 5 → 6 国民全体のため 7 場合による 8 わからない 9 こたえない
派閥争いや汚職：「それでは、「政治家は派閥争いや汚職に明け暮れしていて、我々の生活をなおざりにしている」という意見についてはどうでしょうか。あなたのお考えに近い番号を1つだけ選んでください。」	
A票（3件尺度）	1 そのとおり 2 そうは思わない 3 場合による 4 わからない 5 こたえない
B票（5件尺度）	1 そのとおり 2 だいたいそのとおり 3 あまりそうは思わない 4 そうは思わない 5 場合による 6 わからない 7 こたえない
C票（7件尺度）	1 そのとおり 2 ← 3 ← 4 → 5 → 6 そうは思わない 7 場合による 8 わからない 9 こたえない

これらの異なる質問票に対して、回答者を無作為に配分している。無作為に配分を行うことで、選択肢の数の違い以外の要素が同一の集団をつくることができる。つまり選択肢の数という要因以外の諸変数の効果を統制す

ることが可能となり、純粹な形で選択肢の数の効果を分析することができるのである。無作為に割り当てる方法としては、意識調査を行う前に、「この中のどれか1つをクリックしてください」という質問票にジャンプするための選択肢を4つ設け、かつ、この選択肢の順序を無作為化するという方法を用いた。

もっとも、回答者を無作為に配分したからといって、実際にA、B、Cそれぞれの群が均質だとは限らない。そこで、質問票のパターンと性別、年齢、学歴、世帯収入、職業、住居形態の、独立性の検定 ( $\chi^2$  検定) を行った。図表3はその結果を整理したものである。世帯収入のみ、質問票によって分布が異なるという結果だが、その他の変数に関しては統計的な有意差はない。なお、有意差がある世帯収入についても、実際にクロス表を作成し確認したところ、極端な形で分布が異なるわけではないことがわかった。<sup>(13)</sup>十分に満足できる結果というわけではないが、無作為配分によって、ほぼ均質なグループを作ることができたと見てよい結果である。

図表3 質問票とデモグラフィの関連

	$\chi^2$ 値	有意確率
性別 (男性, 女性)	0.000	
年齢 (20-39, 40-64, 65以上)	0.235	
学歴 (中卒・高卒, 専門・短大卒, 大卒以上)	3.978	
世帯収入 (200万未満, 200-400万, 400-600万, 600-800万, 800-1000万, 1000万以上)	21.443	*
職業 (常勤・非常勤公務員, 常勤・非常勤勤め, 自営, 家族従業, フリーター, 主婦, 学生, 無職, その他)	24.605	
住居形態 (持ち家, 分譲マンション, 借家, 賃貸, 公社など, 社宅, 寮, その他)	8.861	

注) 括弧内は変数の尺度の詳細である。\*:  $p < 0.05$ , \*\*:  $p < 0.01$  で統計的に有意

ここで改めて、本稿で用いる政治意識調査の概略について説明する。使用する意識調査は、2012年12月に投開票が行われた衆院選後に、全国の20歳から80歳までの有権者を対象に(株)楽天リサーチに委託する形で

筆者が実施したものである。具体的には、2012年12月17日から21日にかけて調査を実施し、2000人（500人×4群）から回答を得た。アンケート依頼メールの配信数は48544件であり、うち、アンケート調査に回答した3680名から無作為に2000人を抽出した。本稿で分析に用いるのは、このうち1500人のデータである<sup>(14)</sup>。

ここで明らかなように、本稿で用いるデータは選挙人名簿等を利用し無作為抽出したものではない。そのため全国の有権者を母集団とした場合の結果と齟齬が生じている可能性がある<sup>(15)</sup>。ただしそのような問題が発生する可能性を軽減するために、この意識調査では、地域、年齢、性別の3点については偏りが生じないように依頼メール数の配信数を調整している。具体的には、地域を北海道、東北、北関東、首都圏、甲信越、北陸、東海、近畿、京阪神、中国、四国、九州、沖縄の13カテゴリに、年齢を20代、30代、40代、50代、60代、70代以上の6カテゴリに、性別を男女の2カテゴリに分割した上で、それぞれの要素をかけ合わせたセルごとに依頼メール配信数を調整した。このようにすることで、回答者の属性に関しては無作為抽出を行う意識調査と遜色のない結果を得ることができている。

### 3.2 分析の手順

分析は次に述べる手順で進めていく。まず、3件尺度、5件尺度、7件尺度それぞれの度数分布がどのように異なるのかを確認する。ただし、尺度の幅が等価でない点を勘案し、比較の際は選択肢の数が一番少ない3つに統一化する。具体的には、5件尺度の場合は回答1と2を「1」、また回答3と4を「2」へ、7件尺度の場合は回答1から3を「1」、4から6を「2」へ統合した上で、比較を行うことにする。

加えて、度数分布の差については、有意な差といえるのかを統計的に検証する。測定尺度が順序尺度であり、また、複数グループ間の比較を行う

ので、手法としてはクラスカル・ウォリスの検定を用いる。

次に、選択肢の数の違いがいかなる帰結をもたらすのかを、政治不信が与える効果の観点から検証する。具体的には、投票参加に与える政治不信の効果を比較分析する。これは言い換えれば、「予測的妥当性」の検証を行うということである。

印象論的には、政治不信が高まると投票参加率が低下するようと思われるが、これまで蓄積されてきた実証分析の結果は、必ずしもこの仮説を支持するものではない。むしろ、政治不信はあまり投票参加に影響を与えないという結果の方が多い。実際に1970年代から2000年代までの意識調査の二次分析を通じて、政治不信が投票参加に与える影響は「不安定」であることが明らかにされている（善教，2013：第3章）。善教（2010）では、この問題に対して理論的な観点から検討がなされているが、これに対して本稿では、操作的定義の妥当性の観点から検討する。

政治不信の効果を検証する際の具体的な分析手法とモデルについて説明する。第1に分析手法としては、従属変数が「参加/棄権」と言う2値カテゴリ変数であるため、ロジット推定を用いる。第2に、統制変数としては、性別、年齢、教育程度、世帯収入といった人口統計学的要因の他、政治関心を分析モデルに投入する。これらの変数の効果を統制した上で、政治不信の効果（回帰係数）がどのように異なるのかを分析する。第3にその際の政治不信変数は、主成分分析を行い合成変数化したものを用いる。合成変数化する理由は、本稿の関心は、政治不信を構成する3つの質問文の「特徴」を明らかにするところにはないためである。

ただし、合成変数化することで、何らかの問題が生じる可能性は否定できない。そこで、分析結果の頑健性を高めるという意味で、合成化する前の変数を用いた分析も補足的に行う。合成変数化した推定結果と、する前の結果を総合的に判断しながら、操作的定義の妥当性について考察する。

人口統計学的要因の操作的定義は図表3にあるため省略し、以下では投票参加と政治関心の2変数の操作的定義についてのみ説明する。投票参加は「選挙での投票についておうかがいします。体調がすぐれなかった、時間がなかったなど、選挙に行かないことはけっしてめずらしいことではありません。あなたは、2012年12月16日（日）に行われた衆議院選挙では投票に行きましたか、行きませんでしたか」という質問で尋ねている。選択肢は「1.行かなかったし、行くつもりもなかった、2.行こうかどうか迷っていたが、結局行くのをやめた、3.行くつもりだったが、行けなかった、4.期日前投票・不在者投票した、5.投票日に投票した」である。なお、投票参加は1から3（投票＝1）と、4から5（棄権＝0）をそれぞれ値を再割り当てしている。政治関心は「政治一般に関するあなたのお考えなどについておうかがいさせていただきます。次の（1）から（9）までの意見について、あなたのお考えに近いものをそれぞれ1つ選んでください」という文言の後に「選挙のある、なしにかかわらずいつも政治に関心をもっている」という項目への意見を尋ねた。選択肢は「1.あてはまる、2.ややあてはまる、3.あまりあてはまらない、4.まったくあてはまらない」である。<sup>(16)</sup>ただし分析の際は、値を逆転している。

## 4. 実証分析

### 4.1 選択肢の数と不信の分布

選択肢の数が異なると、政治不信の度合いはどの程度変化するのか。この点をまずは確かめることにしよう。図表4は、選択肢の数ごとに、各質問の度数分布を整理したものである。この図表には、5件尺度や7件尺度における不信度合いは、3件尺度よりも高い水準にあることが示されている。質問の種類によってどの程度増加するかは異なるが、どの質問においても不信割合は選択肢の数が増えるにしたがって増加している。

当選後の政治家への認識を調査した結果、3件尺度では不信感を抱いていることを意味する回答を選択した人が約42%であった。逆に、信頼を意味する回答を選択した人が約9%であるところから、信頼者よりも不信者の方が多く、その意味で日本は「高不信社会」といえる。しかし5件尺度や7件尺度のそれと比較すると、相対的には不信者割合は少なく、どの程度の不信社会かは、選択肢の数で大きく異なることがわかる。端的には、5件尺度や7件尺度は極めて高い水準にあるといえるが、3件尺度の場合は不信と同程度中間的な回答者が多いので、やや留保付きの不信社会ということになろう。政治の目的に関する調査もこれとほぼ同一の傾向を見せており、5件尺度や7件尺度の方が、不信を抱いていることを意味する回答を選択する割合が高くなっている。

派閥争いや汚職に関する認識の調査結果も、上述した2つの結果と同様

図表4 選択肢の数と不信の分布の関係

	3件尺度	5件尺度	7件尺度
<b>当選後の政治家</b>			
信頼	9.2	15.2	17.0
中間	48.7	21.3	20.3
不信	<u>42.0</u>	<u>63.6</u>	<u>62.7</u>
N	476	475	488
<b>政治の目的</b>			
信頼	11.3	16.3	16.9
中間	52.1	21.7	18.8
不信	<u>36.6</u>	<u>62.0</u>	<u>64.3</u>
N	443	460	473
<b>派閥争いと汚職</b>			
信頼	10.9	15.2	15.2
中間	35.0	19.0	11.0
不信	<u>54.1</u>	<u>65.8</u>	<u>73.8</u>
N	468	473	492

注) 数値はNを除きタテ100%。ただし100%にならない場合もある。

であるが、選択肢の数が増えるごとに不信を意味する回答を選択する割合が増加しているように見える点は、やや異なっている。具体的には、3件尺度と5件尺度における不信者割合が異なるのは他の2つの調査結果と共通しているが、5件尺度と7件尺度の間にも不信者割合の差があるように見える。また、中間的な選択肢の回答割合も質問票ごとに変化している印象を受ける。

そこでこれらの分布の差が統計的に有意なのかを確かめるために、クラスカル・ウォリスの検定を行った。その結果、「A票、B票、C票の間の分布に有意な差はない」という帰無仮説はいずれの質問においても棄却される、すなわちすべての質問に関して、選択肢の数が度数分布を有意に変化させているといえることが明らかとなった。図表5は、どの質問票の間に有意な差があるのかを整理したものであるが、いずれも3件尺度との間に統計的な有意差があることがわかる。また、派閥争いや汚職に関する5件尺度と7件尺度の差は有意ではなく、<sup>(17)</sup>重要なのは態度の強度を含むか否かということもわかる。

図表5 質問票間の差の検定結果（クラスカル・ウォリスの検定）

	当選後の政治家	政治の目的	派閥争いや汚職
3件-5件	**	**	*
3件-7件	**	**	**
5件-7件			

注) \*:  $p < 0.05$ , \*\*:  $p < 0.01$  で統計的に有意

ここまでの分析結果を整理しよう。第1に選択肢の数が異なると、不信の度合いは有意に変化する。具体的には選択肢の数が増えると、おおよそ15-20%、政治に対して不信感を抱いていると回答する人の割合が増加する。第2に、その一方で選択肢の数が増えると不信者の割合が増えるというわけでは必ずしもない。分析結果が示すのは、選択肢の数の増減が問題

124(124) 法と政治 66巻1号 (2015年5月)



ではなく、選択肢に「強度」に関する情報が含まれるかどうかが重要だ、ということである。つまりここまで分析は、選択肢に「強度」に関する情報が含まれると、政治不信の度合いが有意に高くなることを示すものだといえる。

もっとも、以上は、選択肢の数が異なると分布の形状が有意に変化することを明らかにしているだけであり、どちらが妥当性を有する操作的定義かを知るには、さらなる検討が必要である。次項では、投票参加との関連から、この分布の相違がいかなる帰結をもたらすのかを明らかにする。

#### 4.2 選択肢の数と不信の効果

本項では、政治不信が投票参加に与える効果という観点から、操作的定義の妥当性について検討する。その際、政治不信に関する3つの質問を合成した変数を用いて、不信の効果の推定を行う。変数の合成方法としては主成分分析を用いた。ただし先の分析では5件尺度、7件尺度ともに3件尺度へと値を再割り当てした上で分析を行ったが、ここではそのような措置を講じない。その理由は、値を再割り当てした変数を用いると、群ごとの効果の違いが選択肢の違いに拠るものか、値を再割り当てしたことに拠るものかを判断できないからである。なお、主成分分析の結果は、図表6に整理した通りである。

政治不信の効果は、選択肢の数が異なると、どのように変化するのか。性別、年齢、教育程度、政治関心といった変数の効果を統制した上で、政治不信が投票参加に与える影響を推定した結果を整理したものが、図表7である。不信の効果が統計的に有意となっているものは、3件尺度のみであり、5件尺度と7件尺度を合成して作成した変数については、ともに5%水準では有意ではないとの結果となった。括弧内の標準誤差の値を見ても、3件尺度の値(0.171)よりも5件尺度(0.155)や7件尺度

図表6 主成分分析の結果

	3件尺度	5件尺度	7件尺度
当選後の政治家	0.851	0.835	0.866
政治の目的	0.791	0.810	0.860
派閥争いや汚職	0.825	0.798	0.840
分散説明力(%)	67.631	66.385	73.189

注) 図表中の数値は分散説明力を除き成分負荷量を意味する

(0.149)の方が小さい。つまり、標準誤差は3件尺度の方が大きいにもかかわらず、この変数のみが有意という結果が示されているということは、5件尺度や7件尺度には回帰係数を過小に評価する、体系的なバイアスがかかっているといえる。

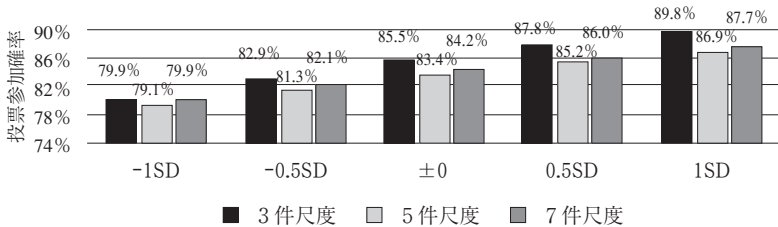
ロジット推定の結果は、通常回帰分析とは異なり解釈が容易ではない。そこで図表7の推定結果に基づき、政治不信以外の変数を平均値に固定した上で、政治不信が投票参加確率に対してどのような影響を与えているの

図表7 ロジット推定の結果

	3件尺度	5件尺度	7件尺度
政治不信	0.398* (0.171)	0.281 (0.155)	0.291 (0.149)
性別	-0.220 (0.273)	-0.015 (0.254)	-0.212 (0.261)
年齢	0.031** (0.011)	0.039** (0.009)	0.032** (0.009)
教育程度	0.097 (0.169)	0.384* (0.148)	0.344* (0.153)
政治関心	0.408* (0.176)	0.519** (0.148)	0.309* (0.122)
定数	-1.273 (1.128)	-0.055 (0.872)	-0.291 (0.742)
N	411	439	450
擬似 R <sup>2</sup>	0.101	0.119	0.085

注) 括弧内の数値はロバスト標準誤差。\*:  $p < 0.05$ , \*\*:  $p < 0.01$  で統計的に有意

かを事後的にシミュレートした。その結果を整理したものが図表8である。回帰係数の値が顕著に異なるわけではないので、少し相違がわかりにくいですが、3件尺度の方が5件尺度や7件尺度よりも、マイナス1標準偏差から1標準偏差まで政治不信の値を動かした時に、投票参加確率の変動が大きいことがわかる。これは選択肢の数が増えると、投票参加に与える影響に過小評価のバイアスがかかることを意味する。そしてこのバイアスの存在が、図表7の相違の原因となってもいる。



図表8 政治不信の効果の事後シミュレーション結果（-1SD～+1SD）

ところで図表7にて示されている結果には、いくつかの側面でもう少し検討する余地がある。なぜならこの推定結果は、3つの変数を合成した際に、何らかの問題が生じてしまった結果かもしれない、という疑念があるからである。そこでこの点を確認するために、いくつか補足的な分析を行い、推定結果が頑健なものか確認する。

まずは基本的な確認事項である、2変数間の関係（政治不信×投票参加）について分析を行った。具体的には独立性の検定とCramerのV係数の推定を行った。その結果を整理したものが図表9である。3つの質問すべてに有意な関連があるという結果はいずれにも示されなかった。しかし5件と7件尺度は、投票参加と有意な関連があると判断できる質問が1つだけであったのに対して、3件尺度は2つ有意な関連を示した。加えて3件尺度の「派閥争いや汚職」との関連は5%水準では有意ではないが、10%

図表9 政治不信と投票参加の関連性

		$\chi^2$ 値	Cramer's V	N
当選後の政治家	3 件尺度	8.256*	0.132*	472
	5 件尺度	6.414	0.116	474
	7 件尺度	18.572**	0.195**	486
政治の目的	3 件尺度	14.255**	0.180**	441
	5 件尺度	11.228*	0.156*	459
	7 件尺度	5.657	0.109	472
派閥争いや汚職	3 件尺度	5.894	0.113	465
	5 件尺度	7.880	0.129	471
	7 件尺度	8.532	0.132	490

注) \*:  $p < 0.05$ , \*\*:  $p < 0.01$  で統計的に有意

まで水準を上げると、有意だと判断できる結果であった。2変数の関係性という点から見ても、3件尺度の方が妥当な結果が示されるといえる。

次に図表7のように、性別や年齢といった変数の効果を統制した上で、政治不信が投票参加に有意な影響を与えているといえるのかを、ロジット推定により分析した。その結果を整理したものが図表10である。図表9の結果とはやや異なるものの、5件尺度と7件尺度は1つの質問しか有意な影響を与えていない一方で、3件尺度については2つの質問が有意な影

図表10 政治不信の効果の推定結果（ロジット）

	3 件尺度	5 件尺度	7 件尺度
当選後の政治家	0.189	0.147*	0.143**
N	449	458	468
擬似 R <sup>2</sup>	0.108	0.125	0.103
政治の目的	0.395**	0.126	0.044
N	423	444	455
擬似 R <sup>2</sup>	0.116	0.118	0.085
派閥争いや汚職	0.250*	0.107	0.056
N	444	455	472
擬似 R <sup>2</sup>	0.115	0.122	0.087

注) \*:  $p < 0.05$ , \*\*:  $p < 0.01$  で統計的に有意。なお、統制変数については省略

響を与えているという結果が示されたという点は共通している。つまり、変数を合成した場合も合成せず分析した場合も、3件尺度の方が5件尺度や7件尺度よりも理論的には妥当な結果を示すと考えられるのである。

#### 4.3 議論と考察

ここまでの分析結果を整理すれば、以下の通りとなる。第1に、選択肢の数が異なると政治不信の分布は異なる。具体的には、選択肢に「強度」の情報が加えられた場合、政治不信感が有意に増加する。第2に、そのような分布の相違は、投票参加に与える影響の相違をもたらす原因となる。投票参加を従属変数とするロジット推定からは、不信の効果が統計的に有意なのは主に3件尺度であり、5件および7件尺度は統計的に有意ではないという結果が示されたのである。

以上は、選択肢の数というよりも選択肢に「強度」の情報が含まれるかが重要であることを示唆する。記述的推論にせよ因果的推論にせよ、明確な相違が見られるのは3件尺度とそれ以外の尺度である。5件尺度と7件尺度の間には明確な差があるとはいえない。したがって政治不信に関していえば5件尺度も7件尺度も機能的には等価であり、5件か7件のどちらが良いかは、より自身を位置づけやすい5件尺度の方だということになる。

では、3件尺度と5件尺度は、どちらが妥当性が高いといえるのか。政治不信が投票参加に影響を与えることが正しいなら3件尺度が、逆に正しくなければ5件尺度が適切ということになる。しかし、理論的には政治不信は投票参加率を下げると考えられる。政治家や政党が自身の意見や意思を政治的決定に反映させることができない、高い政治不信を抱いている状態では、投票に参加することの意味を見出しにくいからである。もっとも、政治不信と投票参加の関係は内生的である。どちらが原因で、逆に結果か

を特定することは困難であり、厳密な意味で効果を推定するにはより精緻な手法を用いる必要があるだろう。しかし、両者の間に相関があることは主張できる。5件尺度や7件尺度の有意ではないという結果は、その意味でも不自然な結果であるように思われる。したがって妥当性が高い操作的定義は3件尺度だと考えた方がよいだろう。

ただし、選択肢を4件以上にするとなぜ不信度合いが高まるのかは、本稿の分析からは不明である。あえて試論的な解釈を述べるなら、以下のようメカニズムが考えられるのではないだろうか。

政治不信は、2.2で述べたように強度を認識することが難しい。このような状態にあるにもかかわらず認識できるものとして強度の選択肢を設けると、回答者は混乱し、測定誤差が大きくなる。この測定誤差が非体系的なものであれば妥当性の点では問題ないが、実際には体系的な誤差が生じる。その原因となっているのが不信の「こたえやすさ」と日本人の回答傾向である。たとえばマスコミの報道などで、政治への不信が言及されることはあっても、信頼が言及されることは少ない。つまりここから、「信頼できる」よりも「不信だ」といった選択肢の方が意見を表明しやすいと考えられる。極端な回答よりも曖昧な回答の方を選択する文化的特徴はその傾向に拍車をかけ、曖昧な選択肢を設けると回答し易いという意味で、不信回答が増加することになるのではないだろうか。

## 5. 結論と課題

本稿では、選択肢の数が異なると記述的および因果的推論がどのように異なるのか、という観点から、政治不信の操作的定義の妥当性について検討した。分析の結果得られた知見は、情報量の少ない選択肢の方が妥当性を有する操作的定義である可能性が高い、というものである。この知見は、これまで「強度」の測定を前提としてきた多くの操作的定義が、場合によ

ては妥当性の低下をもたらしている可能性があることを含意しており、その点で意義あるものだということができるだろう。

政治不信を過大に見積もる5件ないし7件尺度より、3件尺度の方が、実際の政治不信の現状を適切に操作化している場合がある。つまり、日本社会は、これまで多くの論者が指摘してきたほど「危機的状況」ではない可能性がある。もっともこれは、信頼している人が多いわけではなく信頼とも不信ともいえない人が多くを占めている現状に基づく解釈であり、さらなる信頼を構築するための方策を否定するものではない。しかし、必要以上に日本の政治不信の高さを問題視することは、現状理解の妨げになるという意味で適切だとはいえないだろう。

もちろん本稿の分析に問題がないわけではない。選択肢の数の効果が頑健なものかについては、また別の意識調査を行う必要がある。加えて、パネル調査を用いた時系列変動の観点から、この問題を検討する必要もあるだろう。また、社会的期待迎合バイアスの影響について分析する必要もある。

これらの問題があることを前提に、本稿は、質問文だけではなく回答形式、あるいは選択肢が操作的定義の妥当性を議論する際に重要であることを最後に改めて強調しておきたい。どの程度の選択肢を設けるかは機械的に定められるものではなく、操作化する概念の特徴などを勘案しながら判断した方がよい。妥当な操作化を行うには、何より当該概念についての適切な理解が不可欠なのである。

## 付記

本稿は科学研究費助成事業（課題番号24730131）による研究成果の一部である。

## 謝辞

本稿は2014年12月16日に行われた政治システム論研究会（於：龍谷大学）における報告内容に加筆修正を施したものである。貴重な報告の機会を与えてくださった石橋章市朗先生，及び有益なコメントを下さった参加者の先生方に，ここに記して感謝申し上げる次第である。

## 注

- (1) 統計学上では「実際には効果がないにもかかわらずある」という過誤と、「実際には効果があるにもかかわらずない」という過誤は厳密に区別される。前者は一般的には「第1種の過誤（Type I error）」と呼ばれ，後者は本論にて述べているように「第2種の過誤」と呼ばれる。
- (2) 政治不信の概念定義および操作的定義に関しては，善教（2013：第1-2章）が詳しいので，そちらを参照のこと。
- (3) 後述するように日本の政治不信が極めて高い水準にあることは多数の意識調査から明らかにされているところではあるが，他方で政治体制あるいは制度一般への信頼感が高い。政治家や政党への不信は，日本においては制度一般への信頼の低下の原因とはなっていない（善教，2013）。
- (4) 「社会意識に関する世論調査」の詳細については，内閣府のHP（URL：<http://survey.gov-online.go.jp/index-sha.html> 最終アクセス2015年1月30日）を参照のこと。
- (5) 世界価値観調査の概略や調査結果については，世界価値観調査のHP（URL：<http://www.worldvaluessurvey.org/> 最終アクセス2015年1月30日）を参照のこと。
- (6) 政府や政党への信頼は，1990年代以降，世界的に低下傾向にある。公的機関への信頼の低下は，日本だけではない点には注意されたい。
- (7) これら3つの妥当性について簡単に説明すると，内容的妥当性とは，専門的な見地などから見て質問文が適切な形で測定したものを測定できている度合いである。基準連関妥当性は，外的基準との関連性の有無から測定したいことをできている度合いである。構成概念妥当性にはいくつかの異なる見解があるが，複数の異なる下位次元を包括できているか，という因子の妥当性と類似の妥当性とみなされることが多い。
- (8) 本研究とは問題意識は異なるが，選択肢の数の違いの効果を「初頭効果（primary effect）」の観点から明らかにするものとして日野・山崎・遠



- 藤（2014）がある。
- (9) 早稲田大学が実施している、世界価値観調査の形式で政治的信頼を尋ねている JSS-GLOPE 調査では、中間点が設けられている。具体的には11点尺度で政治的信頼が操作的に定義されているが、これは認知負荷という観点で問題があると考えている。
- (10) これらの質問文は、JES など学術的な政治意識調査において、政治不信を操作化する際に用いられてきたものである。
- (11) 中間の有無は分布の形状よりも DK 率との関係から議論した方がよいかもしれない。今後の検討課題である。
- (12) なお、分析を行う際は、解釈を容易とするため選択肢の値を逆転させている。
- (13) 調整済み残差を見ながら確認したところ、C票の回答者のみ「1000万以上」の回答者割合が高く、「400-600万未満」回答割合が低かった。そしてこの差が統計的な有意差があるという結果の原因となっていた。しかし割合の差は2-3%程度であり、全体として大きく分布が異なるわけではなかった。
- (14) なお、D票は質問文の肯定-否定を逆転させた上で不信感を尋ねたグループである。ここで明らかのように、本稿の議論とは異なる目的のもとで調査したグループであるため、分析には用いないことにしている。
- (15) もっとも、サンプリングバイアスはすべての群に共通してかかるので、無作為配分による実験を行う上では、この点は何らマイナスに作用しない。
- (16) なお、これら2つの変数についても質問票ごとに有意差がないか、独立性の検定より確認したが、有意差はないという結果であった。
- (17) ただし有意確率は8.3%であり、これは有意水準を10%水準まで上げると有意だと判断できる値である。

## 参 考 文 献

- 今井亮祐（2008）「二次データにおける政治的知識の測定」『日本政治研究』第5巻1・2合併号。
- 鈴木淳子（2011）『質問紙デザインの技法』ナカニシヤ出版。
- 善教将大（2010）「政府への信頼と投票参加：信頼の継続効果と投影効果」『年報政治学』2010-I号。
- （2013）『日本における政治への信頼と不信』木鐸社。
- 田崎勝也・二ノ宮卓也（2013）「日本人のレスポンス・スタイル：構造方程式モデリングを用いた探索的研究」『社会心理学研究』第29巻第2号。

- 谷口将紀 (2012) 『政党支持の理論』岩波書店。
- 西澤由隆 (2008) 「政治的信頼の測定に関する一考察」『早稲田政治経済学雑誌』370号。
- 日野愛郎・山崎新・遠藤晶久 (2014) 「視線追跡で明らかにする調査回答過程：政党支持質問と価値観質問における順序効果」『選挙研究』第30巻第1号。
- 三宅一郎 (1986) 「政党支持とシニシズム」綿貫譲治・三宅一郎・猪口孝・蒲島郁夫『日本人の選挙行動』東京大学出版会。
- 村山皓 (1994) 「日本人の政治不信の構造的特質」『選挙研究』第9号。
- 山岸俊男 (2014) 「うぬぼれる欧米人？謙虚な日本人？：自己高揚と自己卑下実験」西條辰義・清水和巳編『実験が切り開く21世紀の社会科学』勁草書房。
- 綿貫譲治 (1997) 「制度信頼と政治家不信」綿貫譲治・三宅一郎『環境変動と態度変容』木鐸社。

Alwin, D. F. (1997) "Feeling Thermometers Versus 7-Point Scales." *Sociological Methods & Research*, Vol. 25, No. 3.

——— (2007) *Margins of Error: A Study of Reliability in Survey Measurement*. New York: John Wiley and Sons.

Citrin, Jack (1974) "Comment: The Political Relevance of Trust in Government." *American Political Science Review*, Vol. 68, No. 3.

——— and Christopher Muste (1999) "Trust in Government." in John P. Robinson, Phillip R. Shaver and Lawrence S. Wrightsman eds. *Measures of Political Attitudes*. San Diego: Academic Press.

Cook, Timothy E. and Paul Gronke (2005) "The Skeptical American: Revisiting the Meaning of Trust in Government and Confidence in Institutions." *Journal of Politics*, Vol. 67, No. 3.

Finifter, Ada W. (1970) "Dimensions of Political Alienation." *American Political Science Review*, Vol. 64, No. 2.

Krosnick, J. A. and L. R. Fabrigar. (1997) "Designing Rating Scales for Effective Measurement in Surveys." in: L. Lyberg, P. Biemer, M. Collins, E. de Leeuw, C. Dippo, N. Schwarz and D. Trewin, eds. *Survey Measurement and Process Quality*. New York: John Wiley and Sons.

Miller, Arther H. (1974) "Political Issues and Trust in Government: 1964-1970." *American Political Science Review*, Vol. 68, No. 3.

- Mishler, William and Richard Rose (1997) "Trust, Distrust and Skepticism: Popular Evaluations of Civil and Political Institutions in Post-Communist Societies." *Journal of Politics*, Vol. 57, No. 2.
- Pharr, Susan J. (1997) "Public Trust and Democracy in Japan." in Nye, J. S. Jr., Zelikow, P. D. and King, D. C. eds., *Why People Don't Trust Government*. Cambridge: Harvard University Press (=嶋本恵美訳 [2002]「日本における信頼とデモクラシー」『なぜ政府は信頼されないのか』英知出版).
- (2000) "Official's Misconduct and Public Distrust: Japan and the Trilateral Democracies." in Susan Pharr and Robert D. Putnam eds. *Disaffected Democracy: What's Troubling the Trilateral Countries?* Princeton, N. J.: Princeton University Press.

Is Japan “Alinated” Society?:  
An Examination of Validity of Political Alienation  
Scale Based Survey Experiment

Masahiro ZENKYO

The purpose of this article is to examine the validity of political alienation or distrust scale based on survey experiment. Especially, this article focuses on the impact of not wording but difference of scale rating on the validity of measurement. Although a lot of previous work examines the impact of that on “reliability” of measurement, there are few research on the impact on “validity”. Moreover, such research point out that 5 (or 7) point scale as Licart scale are better scale than 3 point scale from the point of view of information theory. However, this article argues that 5 or 7 point scale is not always better. As a result of survey experiment, this article reveals two main findings. Firstly, the scale including “intensity” information overestimates the degree of political distrust in Japan. The response rate of 5 and 7 point scale are constantly about 20% higher than of 3 point scale. Secondly, 5 or 7 point scale underestimates the impact of political distrust on voting turnout. The impact of 3 point scale is significant statistically, but that of 5 and 7 point scale are not significant.