

Discussion Paper Series

University of Tokyo
Institute of Social Science
Panel Survey

東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
ディスカッションペーパーシリーズ

「どちらともいえない」と「わからない」
は何を意味しているのか：
定住外国人の受け入れに対する態度を事例として

What Do 'neither/nor' and 'I don't know' Mean?
An Case of the Attitude toward Accepting Immigrants in Japan

石田賢示

(東京大学)

Kenji ISHIDA

August 2016

No.97

「どちらともいえない」と「わからない」は何を意味しているのか ——定住外国人の受け入れに対する態度を事例として——

石田賢示（東京大学社会科学研究所）

本研究の目的は、日本における定住外国人受け入れ態度を題材として、回答選択肢のうちの「どちらともいえない」と「わからない」の意味を探り出すことである。社会調査において様々なことに対する意見や態度を測定する際、リッカート尺度を用いることが現在では一般的である。一方、順序尺度のなかに「どちらともいえない」を含めるかについてはまちまちである。「どちらともいえない」、加えて「わからない」という回答選択肢の意味をめぐっては様々な議論がある。本研究では、定期的に尋ねられている定住外国人受け入れに関する態度の質問項目を用いて、第一に「どちらともいえない」が中間的意見・態度を表す立場であるといえるか、第二に「どちらともいえない」と「わからない」が同時に選択肢として置かれている場合、「わからない」の選択が何を意味しているのかを検討する。

分析の結果、定住外国人受け入れ態度に関する質問の回答選択肢が一次的に布置していること、そのなかで「どちらともいえない」が中間的立場を意味していること、さらに「わからない」という回答選択が「どちらともいえない」と同様の意味を持っていることが明らかとなった。また、「わからない」と「どちらともいえない」の回答選択に関するランダム効果多項ロジスティック回帰分析の結果、「わからない」と「どちらともいえない」の規定要因構造も類似したものであることが明らかとなった。

【謝辞】 本研究は、科学研究費補助金基盤研究（S）（18103003, 22223005）、JSPS 科研費（若手研究(B)、15K17180）、日本生産性研究本部（2015年度）の助成を受けた。東京大学社会科学研究所パネル調査の実施にあたっては、社会科学研究所研究資金、株式会社アウトソーシングからの奨学寄付金を受けた。パネル調査データの使用にあたっては社会科学研究所パネル調査企画委員会の許可を受けた。記して感謝の意を表したい。

1. 問題の所在

本研究の目的は、日本における定住外国人受け入れ態度を題材として、回答選択肢のうちの「どちらともいえない」と「わからない」の意味を探り出すことである。社会調査において様々なことに対する意見や態度を測定する際、リッカート尺度を用いることが現在では一般的である。質問事項に対する賛成・反対や満足・不満を一つの軸上に据え、回答の向きと強さに応じて「とても満足」「やや満足」「やや不満」「とても不満」などのように回答選択肢を設定する。「とても」と「やや」の間がさらに細分化されることや、2つの「やや」の間に「どちらともいえない」という選択肢を設けることもある。以下で述べるように「どちらともいえない」という選択肢をめぐる議論があり、「わからない」の意味を考える上でも重要な位置を占める¹。本稿では、最初に「どちらともいえない」をめぐる議論を整理し、次いで「どちらともいえない」の意味を考える上で「わからない」を同時に考慮することの意義を論じ、本研究の具体的な検討課題を示す。

(1) 「どちらともいえない」は回答選択肢に含めるべきか否か

リッカート尺度を用いる際、「どちらともいえない」を含めるべきか否かは論点の一つである。この選択肢を含めるべきでない、あるいは含めるべきという二つの考え方についてここでは簡単に整理しておこう。

まず「どちらともいえない」を回答選択肢に含めるべきではないという考え方についてだが、この立場の背景には質問事項に対する態度・意見を明確化させたいという動機づけがあるといえるだろう。社会調査法のテキストではリッカート尺度について、「5分尺度では通常、中央に「どちらでもない」という一項が入れられる。4分尺度はその一項を選ばせたくない場合によく利用される」（盛山ほか 1992: 39）という記述や、「順位付け型の回答カテゴリは、中間の「どちらともいえない」を削除した4選択肢でたずねることも多い（日本で行われる調査では、「どちらともいえない」に回答が集まってしまうために、どちらを採用するかによって回答がかなり変化することが知られている）」（田淵 2010: 82）という記述がなされている。

このような記述については、回答傾向の文化的差異に着目した心理学的な実証研究でも同様の知見が得られている。たとえば、日本、台湾、カナダ、アメリカの高校生を対象とした研究では学校や進路など 57 項目について質問をし、日本と台湾のサンプルではカナダ、アメリカのサンプルよりも"neither agree or disagree"を選びやすいという結果が報告され

¹ 心理学ではリッカート尺度を構成する回答カテゴリ数および各カテゴリ間の等間隔性について研究がなされている（井上（2015）や Dawes（2007）など）。本研究での実証分析でも関連する知見が得られているが、ここでは深く取り扱わない。

ている (Chen et al. 1995)。別の研究でも中国系 (香港、台湾、中国本土出身)、日本、アメリカのサンプル間で比較がなされており、"Sense of Coherence (SOC)" を測定する 13 項目 (Antonovsky 1993) について、日本サンプルと中国系サンプルではアメリカのサンプルよりも中間点 (midpoint) を選びやすいという知見がある (Lee et al. 2002)。これらの結果は集合主義と個人主義の軸により、日本社会や中国系社会では極端な態度や意見の表明を避ける傾向が強いため、「どちらでもない」が選ばれやすいと説明されている (Chen et al. 1995; Lee et al. 2002)。

その解釈についてはさておき、調査研究の結果だけをみれば、社会調査法のテキストなどで「どちらともいえない」を除く方針があることに関して推奨とまでいかずとも言及がなされているのは、回答者が態度や意見を安易にあいまいに表明してしまう危惧があるからだと想像される。しかし、「どちらともいえない」を除くことにより「強制的に方向づけた回答 ("forced directional" responding)」 (Sturgis et al. 2012) を回答者に求めることには、あいまいな回答を避けることができるかもしれないプラスの側面とともに、マイナスの側面も生じると考えられる。以下では、「どちらともいえない」を除くことにより生じうるリスクについても言及しておこう。

理由はどうあれ「どちらともいえない」という選択肢があればそれを選びたかった回答者がいたとして、「どちらともいえない」がないことによりどのような回答行為をするようになると考えられるだろうか。そのオプションは二つあり、一方の向きのカテゴリを選択するか、無回答を選択することになる。

順序尺度上にある選択肢のうち一方の向きのカテゴリを選択する場合、各回答選択肢の信頼性に影響が生じる。元々態度や意見の向きを表明するつもりのない回答者が強制的に賛成や反対 (あるいは満足や不満) を選ぶことになるため、当該項目における「どちらともいえない」の意味が事前には分からない以上、いずれの向きの回答になるかはランダムなものと考えられるだろう。その場合、異質な態度や意見を持つ者が同一カテゴリに混在することで測定誤差増大のリスクが大きくなり、我々の知りたい意見・態度の重要な特徴を見逃すこともありうる (原・浅川 2005: 67)。

それでは、自分についてあてはまる選択肢がないので回答しないという場合はどうだろうか。この場合、当該項目の欠測のメカニズムに影響の生じる可能性が高い。我々はしばしば、無回答の回答者 (ケース) を分析から除外するが、それは無回答の発生がランダムであり、そのような回答者を分析から除いても元のサンプルの特性が歪まないことを (無意識にでも) 仮定していることを意味する。無回答がランダムに発生している状態を MCAR (Missing Completely at Random) や MAR (Missing at Random) と呼び、前者は無回答の発生が他のいかなる要因からも独立している状態、後者は欠測していない他の情報により欠測が説明できる状態を指す (Allison 2002; 保田 2006)。ランダムな欠測の下では、無

回答ケースを除外することで標準誤差はやや大きくなるが、推定結果には影響を及ぼさない。

「どちらともいえない」という回答選択自体がランダムなものならば、その選択肢を選べなかった者が無回答であったとしても結果に影響は生じないだろう。しかし、そのような想定を事前に合理化できる道具立てではなく、何らかの理由により「どちらともいえない」を選びたかった回答者が系統的に脱落することを想定する方が自然であろう。実際には、「どちらともいえない」を選べなかった回答者のうち一部はいずれかの向きを回答し、残りは回答しないことになる。そこで、何らかの回答をするか無回答になるかという問題が生じる。後述するように「どちらともいえない」を中立的立場とみなせるかについては議論があるものの、この選択肢を含めるか否かで分布が変わるといふ先行研究もある (Levin and Miller 2015)。大学生を対象とした調査で英語を勉強する理由に関する 14 項目について質問がなされ、対象者 163 名の 14 項目分の回答 (2282 回答) について、5 件法でたずねたもので「どちらともいえない」を除いた分布を 4 件法の分布と比較すると、分布が大きく変わっている。分析の手続きについてはさらなる検討の余地があると思われるが、田淵 (2010) で言及されているような回答状況の変化を示したものだといえるだろう。

実際には上述の問題がどれほど顕在化するかは分からないが、「どちらともいえない」を選択肢に含めないことでこれらのリスクが生じることには注意が必要である。また、「どちらともいえない」を除くことの主な理由は回答がこの選択肢に集中することの危惧であったが、なぜそれが研究上問題になるのかは一考に値する。この傾向が問題となる理由として、技術的には当該質問項目の順序尺度を間隔尺度とみなす場合に分散が小さくなるため分析しにくいということ、実質的には回答者が「本音」ではなく「建前」を表明しやすくなるため態度や意見の「真の分布」が見えないということなどが挙げられるだろう。前者の技術的理由については、回答選択肢設計により強制的に回答を散らばらせることにより生じる分散が果たして有意なものなのかという懸念が残る。むしろ、分析に耐えられぬほどに特定の選択肢に回答が集中するようであれば、質問自体に問題があるように思われる。後者の実質的理由については二つの懸念が生じる。一つは「どちらともいえない」がまさしく「本音」である場合が軽視されている可能性である。社会的に論争となりうることがらについて賛否などの判断を留保することは決して不自然な回答行為ではない。もう一つの懸念は、社会学的研究における社会調査を通して態度や意見のいかなる「真の分布」を知りたいのかという点である。特定の心理特性の分布を把握する目的であれば、知りたいことは個人のなかにあるはずの心理特性であるから、「建前」が攪乱要因でしかないという主張はもっともなものであろう。しかし、「建前」を表明するのはその行為者が何者かの存在 (個人や集団) を考慮に入れているからだと考えれば、たとえそれが社会調査への回答場面であっても、「建前」の表明は多少なりとも社会的な行為であるとみなせるであろう。そのように考えれ

ば、「本音」の分布も重要かもしれないが、事実としての回答行為それ自体の分布のほうが、種々の社会関係や社会制度に埋め込まれた行為の意味を探求しようとする社会学的実証研究においてはより重要だとも主張できるのである。

調査プロジェクトの方針や質問の性質にもよるため、「どちらともいえない」を回答選択肢として設けるべきかについては「どちらともいえない」のが実情であるが、特段の検討なくいずれかの向きに回答を強制することについては慎重であるべきというのが、ここでの主張である。それでは、「どちらともいえない」を含めれば解決するのかといえそうではない。以下で議論するように、「どちらともいえない」と判断する回答者の動機づけが多岐にわたるためである。

(2) 「どちらともいえない」の多義的側面

先行研究では、「どちらともいえない」という回答行為には大きく三つの意味があると考えられている (Figgou et al. 2012)。第一に中間的、中立的立場の表明、第二に判断不能、第三に賛否などの態度や意見の判断にともなう負担の回避である。

第一の意味は、調査主体がほとんどの場合に期待（あるいは希望）するものである。多くの質問では両極に賛否や満足・不満が据えられ、その中間に「どちらともいえない」が置かれている。このような回答選択肢設計では、賛成（満足）でも反対（不満）でもない場合は中立であり、中立の場合は「どちらともいえない」を選択してほしいという意味が暗黙の前提として込められている。もし回答者がこの意味で「どちらともいえない」を選択してくれているならば、順序尺度であれ間隔尺度であれ、尺度上の中間点としてこの選択肢を用いることには問題がないとひとまず判断できるだろう。

しかし、回答者が第一の意味で「どちらともいえない」を選択してくれるとは限らない。第一の意味では、回答者が両極の立場をある程度勘案した上で中立的立場を選択していることが暗に想定されているが、第二の意味のように質問項目の内容によっては賛否の意味するところを回答者の中で十分に解釈できないこともある。立場の軸上に回答者の態度・意見を位置付けられないような場合は「わからない」と回答するのが理想的であるが、「わからない」という選択肢がない場合には「どちらともいえない」と回答してしまう可能性が高くなる (Sturgis et al. 2012)。仮に「わからない」という選択肢があったとしても、回答者に中立と判断不能を十分に区別して回答することを期待するのは、特に自記式調査の回答現場では難しいだろう。

あるいは第三の意味のように、中立的でも判断不能でもないが、いずれの立場が自分に当てはまるのかを判断することが負担であるため、「どちらともいえない」を選択するという場合もあるだろう。回答を判断するための認知的、心理的負担が大きい質問の場合、第一、第二の意味の回答判断には至らないが、とりあえず「どちらともいえない」を選ぶことによ

り低い負担で回答することができる (Krosnick 1991; Sturgis et al. 2012)。この回答行為についても「わからない」という選択肢があればそちらが選ばれやすいはずだが、上述のように「どちらともいえない」と「わからない」の厳密な区別は回答の現場では容易でない。

「どちらともいえない」という回答行為の三つの意味は相互に重なる部分があり、特に第二、第三の意味については区別することが難しい。少なくとも以上の整理から言えることは、「どちらともいえない」を選択肢に含めた場合でもその解釈については順序尺度、間隔尺度上の単なる中間点だと片づけるわけにはいかない可能性があるということである。その限界を踏まえつつも、「どちらともいえない」の意味を区別する簡便な方法は、「どちらともいえない」を含む順序選択肢に「わからない」を加えることであろう。意見や態度に関する両極の選択肢と中間に「どちらともいえない」があり、別途「わからない」という選択肢があれば、調査主体の意図はおおよそ伝わるのではないかと思われる。ただし、その場合「わからない」という回答の取扱いが新たに問題となる。

(3) 「わからない」の取扱い

計量的な実証分析では、「わからない」は無回答と合わせて DK/NA として分析から除外されることが多い。この手続きは無回答の場合と同様に「わからない」の発生がランダムだと考えられる場合、また「わからない」のケース数がサンプルサイズに比して無視できる程度であると判断できるならば、大きな問題とはならないであろう。

しかし、「わからない」の発生に系統的なメカニズムが存在する、あるいは「わからない」の規模がある程度大きいと考えられる場合、この回答がなされたケースを単純にリストワイズすることには問題が生じる。前者の場合は分析結果に何らかの偏りの生じる可能性が高まり、後者の場合は標準誤差が大きくなってしまう。特にパネルデータの分析でこの手続きを踏んでしまうと、偶然ある時点では「わからない」だったが他の時点ではそれ以外の回答が得られている場合でも、分析から除外してしまうことになる。パネルデータのアンバランスな構造を認める場合でも、問題がないとはいえない。仮に 3 時点分のパネル調査がなされ、A という個人では「賛成」「賛成」「賛成」、B という個人では「賛成」「わからない」「賛成」という回答が得られたとしよう。このとき、「わからない」を分析から除かずに何らかの数値を与えた場合と分析から除外する場合では、B の個人内変動が異なってくる（「わからない」に数値を与えることの妥当性についてはここでは等閑視する）。分析から除外しない場合は B について何らかの態度変化が生じていると考えられるが、除外する場合には A と同様とみなして個人内変動なしと判断することになる。個人内変動の実質的な意味は実証分析を通して検討しなければならないが、「わからない」を素朴に分析から除外することで変化の情報を不必要に捨てている可能性もありうるのである。

先の言及と関連するが、先行研究では「わからない」という回答選択は情報不足による判

断不可、無関心、自己抑制、当該質問事項に対する忌避感に由来するとの指摘がなされている（神林 2005; Sturgis et al. 2012）。どちらかといえば態度・意見の軸上に自分自身の立場を位置付けたい回答者が「わからない」を選択すると考えられるが、この回答の有意性についてはさらに検討が進められてよいはずだという先行研究の指摘は重要である（神林 2005）。本研究では、パネルデータの情報の活用可能性という問題意識もあって「わからない」という選択肢の意味を明らかにしてゆくが、その達成のためには「わからない」と「有効回答」とされる他の選択肢との関係を検討する必要がある。

(4) 本研究の検討課題

以上の問題の所在から、本研究では二つの課題に実証的に取り組む。第一に、「どちらともいえない」が中間的意見・態度を表す立場であるといえるかを検討する。第二に、「どちらともいえない」と「わからない」が同時に選択肢として置かれている場合、「わからない」の選択が何を意味しているのかを検討する。パネル調査データでは同一個人に対して同一の質問を繰り返し尋ねているため、回答の時点間移動の構造を分析することで、データ（変数）内在的に各回答選択肢の意味を描き出すことが可能となる。

なお、本研究では定住外国人の受け入れに対する態度の質問項目を題材として分析を行う。本来であればできるだけ多くの項目について検討を加えるべきであるが、「どちらともいえない」「わからない」の意味に関するより一般的な議論は別の機会に譲りたい。

定住外国人受け入れの問題は、日本の人口政策や労働市場政策と密接に関わっている。東アジア社会においても増大するヒトの国際移動（Castles and Miller 2009=2011）、また日本社会で確実に進行する人口減少を背景として、移民の受け入れに対してどのような構えをとるべきかということは避けて通れない論題である。日本の公的統計で把握できるのは外国籍人口の規模であるが、1990年の入管法改正以降、その規模と人口比率は着実に増加している。以上のような背景により定住外国人受け入れの議論は重要なテーマだといえるが、それでも外国人の集住地域を除けばほとんどの人々²にとって定住外国人は身近ではない人々である。そのような人々の受け入れに対する態度について判断を下す場合、これまで議論してきたような様々な「どちらともいえない」や「わからない」といった回答行為がなされている可能性が高い。そのため、定住外国人受け入れに対する態度を題材とすることは、「どちらともいえない」や「わからない」の意味を分析する好例となると思われる。

² ここでいう「人々」が誰なのかは非常にセンシティブな点かもしれないが、ここでは一般に「日本人」と呼ばれる人々を想定する以上の議論は行わない。

2. データと分析方法

(1) データと使用変数

以上の問題意識および検討課題について、本研究では「働き方とライフスタイルの変化に関する全国調査」(JLPS)の若年・壮年パネル調査データを用いて分析をおこなう。この調査は東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトにより2007年(wave1)から毎年同一個人を追跡するパネル調査である。対象者はwave1調査時に日本に居住する20歳～40歳男女であり、層化二段無作為抽出により選ばれている。wave1の対象者に対しては調査票を郵送し、後日調査員が訪問回収する方法をとっている。また、2011年(wave5)からはそれまでの対象者の脱落を考慮して対象者が追加されている(2006年12月時点で20歳～40歳である男女)。追加対象者に対しては、配票、回収ともに郵送法をとっている。継続対象と追加対象の回収数、回収率は表1に示される通りである。

表1 使用データの回収率

	若年調査				壮年調査			
	継続		追加		継続		追加	
	回収数	回収率	回収数	回収率	回収数	回収率	回収数	回収率
wave1	3367	35%			1433	40%		
wave2	2719	81%			1246	87%		
wave4	2174	73%			1012	79%		
wave5			712	32%			251	31%
wave6	2121	79%	542	76%	1058	88%	202	80%
wave8	1989	81%	493	66%	1002	88%	195	78%

※石田(2015:3)をもとに筆者作成

※回収率は有効アタック数に対するもの

以下の分析で焦点を当てるのは、定住外国人受け入れに対する態度に関する質問である。JLPSでは「日本に定住しようと思って日本に来る外国人は、もっと増えたほうがよい」という質問が偶数waveで尋ねられており、「そう思う」「どちらかといえばそう思う」「どちらともいえない」「どちらかといえばそう思わない」「そう思わない」の5件尺度、さらに「わからない」の計6つの回答選択肢が設定されている。この項目が含まれる一連の質問パッケージのレイアウトは、図1に示される通りである。回答のwave間移動の構造の分析を通じて、「どちらともいえない」と「わからない」の意味を明らかにする。なお、いずれの回答カテゴリも選択されていない場合は無回答ということになるが、無回答については分析から除外した。この点に関連し、waveごとの度数分布を表2の通りまとめたが、無回答の割合は非常に小さいためここでは問題がないと判断した。

問23. 日本社会に関する以下のような意見について、あなたはどのように思いますか。もっとも近いと思う番号1つに○をつけてください。(○はそれぞれにつき1つ)

	そう 思う	どちらか といえば そう 思う	どちら とも いえ ない	どちら か とい え ば そ う 思 わ な い	そ う 思 わ な い	わ か ら な い
A. 日本の社会には希望がある	1	2	3	4	5	6
B. 日本に定住しようと思って日本に来る外国人は、もっと増えたほうがよい	1	2	3	4	5	6
C. 日本の所得の格差は大きすぎる	1	2	3	4	5	6
D. 日本経済を守るために、日本は外国製品の輸入を制限すべきだ	1	2	3	4	5	6
E. 所得格差が大きいことは、日本の繁栄に必要である	1	2	3	4	5	6
F. 日本人であることに誇りを感じる	1	2	3	4	5	6

図 1 分析に用いる質問が含まれるパッケージ (wave6 の例)

表 2 定住外国人受け入れ態度の相対度数分布

	w ave2	w ave4	w ave6	w ave8
そう思う	2.88	2.73	3.39	3.64
どちらかといえばそう思う	9.69	10.42	11.93	13.1
どちらともいえない	39.95	36.06	38.07	41.91
どちらかといえばそう思わない	21.13	23.7	19.3	18.54
そう思わない	19.89	19.33	18.61	15.06
わからない	5.81	6.91	7.85	6.96
無回答	0.66	0.85	0.84	0.79
基数	3962	3186	3922	3679

※数値は%

以下の分析では、「どちらともいえない」および「わからない」という回答選択に影響する要因についても検討する。その際に用いる独立変数は回答者の出生年代、回答者の調査時従業上の地位、職種、従業先規模、個人収入、最終学歴、配偶状況、子ども数、持ち家状況、政治的関心、人口千人当たり外国人数（都道府県平均）、失業率（都道府県平均）、人口千人あたり犯罪認知件数（都道府県平均）、調査時点である。これらの記述統計量は表3のとおりである。若干の補足を加えると、従業上の地位で「無業」「学生」が含まれているが、職種や従業上の地位についてはすべてのカテゴリで0を割り当てている。そのため、職種や従業上の地位のみを分析で用いると基準カテゴリ（事務・販売と30～299名）に「無業」「学生」の効果が交絡してしまうが、従業上の地位のダミー変数の存在により問題なく推定ができる。分析では、表3に示される変数と定住外国人受け入れ態度の変数について、観察期間中すべて有効な値が得られている個人のみサンプルを限定しているが（バランスド

サンプル)、遷移行列とそれにもとづく対応分析では、定住外国人受け入れ態度の変数について有効な値が得られているケースすべてを用いたアンバランスドサンプルの結果も比較のために示す。

表 3 多変量解析に用いる独立変数の記述統計量

独立変数	男性（観察数3236）		女性（観察数4104）	
	平均	標準偏差	平均	標準偏差
出生年代（ref:1966～69年生）				
1970～74生	0.346	0.476	0.288	0.453
1975～79生	0.235	0.424	0.239	0.426
1980～86生	0.210	0.407	0.220	0.414
従業上の地位（ref:正規雇用）				
経営者・自営	0.093	0.290	0.023	0.150
非正規雇用	0.083	0.276	0.336	0.472
家族従業・内職	0.017	0.128	0.027	0.161
無業	0.032	0.176	0.225	0.418
学生	0.025	0.155	0.018	0.131
職種（ref:事務・販売）				
専門・管理	0.279	0.448	0.208	0.406
サービス・運輸・保安	0.108	0.311	0.086	0.280
生産工程・農業	0.259	0.438	0.082	0.274
従業先規模（ref:30～299名）				
～29名	0.253	0.435	0.202	0.401
300名～・官公庁	0.413	0.492	0.262	0.440
規模不明	0.028	0.165	0.087	0.282
個人収入（万円）	448.200	267.743	184.771	173.925
最終学歴（ref:中学校・高校）				
専門・短大・高専	0.226	0.418	0.454	0.498
大学・大学院	0.509	0.500	0.293	0.455
有配偶	0.606	0.489	0.645	0.479
子ども数	0.931	1.088	1.115	1.114
持ち家有	0.669	0.471	0.699	0.459
政治的関心	2.911	0.864	2.462	0.819
人口千人あたり外国人数（都道府県）	18.276	8.825	17.098	8.434
失業率（％，都道府県）	4.184	0.933	4.178	0.932
人口千人あたり犯罪認知件数（都道府県）	12.098	3.947	11.789	3.953
調査時点（ref:w ave2）				
w ave4	0.25	0.433	0.25	0.433
w ave6	0.25	0.433	0.25	0.433
w ave8	0.25	0.433	0.25	0.433

※各時点の都道府県別外国人数は「在留外国人統計」（法務省）より

※各時点の都道府県別失業率は「労働力調査」（総務省）より

※各時点の都道府県別犯罪認知件数は「犯罪統計」（警察庁）より

(2) 分析方法

以下の分析では男女別に分析をおこなう。定住外国人受け入れに対する態度の構造が男女間で異なることを事前に考慮する必要はあまりないと考えられるが、「わからない」選択の規定要因の分析では就業状態や所得の要因も検討する。その際、たとえば同じ「無業」でも男性と（特に有配偶の）女性では意味が異なることが想定される。そのため、本研究の分析ではサンプルを男女で分割し、それぞれの分析結果を検討することとしたい。

回答の wave 間移動の分析では、wave 間での回答の遷移行列を用いる。JLPS の定住外国人受け入れ態度に関する質問は上述の通り偶数 wave で尋ねられているため、wave2 から wave4、wave4 から wave6、wave6 から wave8 にかけての遷移行列が得られる。これらをプールした遷移行列（transition matrix）は表 4 に示す通りである。

表 4 wave 間の回答移動の遷移行列

t期	男性バランスドサンプル（個人数809）							女性バランスドサンプル（個人数1026）						
	①	②	③	④	⑤	⑥	基数	①	②	③	④	⑤	⑥	基数
①	31.31	31.31	24.24	3.03	9.09	1.01	99	46.67	16.67	21.67	5	5	5	60
②	8.68	45.94	31.37	8.68	3.64	1.68	357	6.45	36.92	39.43	10.75	2.51	3.94	279
③	2.12	13.4	52.76	19.39	8.7	3.64	851	1.12	10.36	60.4	16.25	5.02	6.85	1255
④	1.14	8.17	34.6	35.93	18.63	1.52	526	1.2	4.8	32.93	38.93	18.4	3.73	750
⑤	1.73	4.41	14.2	21.31	56.81	1.54	521	0.38	2.26	18.05	27.63	47.93	3.76	532
⑥	5.48	4.11	47.95	9.59	13.7	19.18	73	2.97	6.93	35.64	11.39	11.39	31.68	202
全体	4.08	15.57	36.09	20.85	20.6	2.8	2427	2.5	9.91	42.11	22.71	15.89	6.89	3078
t期	男性アンバランスドサンプル（個人数1746）							女性アンバランスドサンプル（個人数2240）						
	①	②	③	④	⑤	⑥	基数	①	②	③	④	⑤	⑥	基数
①	32.73	28.48	24.85	4.85	8.48	0.61	165	37.5	27.68	22.32	2.68	4.46	5.36	112
②	8.1	42.41	32.24	9.14	6.03	2.07	580	6.7	35.49	38.84	11.16	2.23	5.58	448
③	2.64	13.54	52.08	17.64	9.31	4.79	1440	1.4	9.59	59.5	15.78	5.31	8.43	2148
④	1.43	8.44	33.65	36.03	18.07	2.38	841	1.01	4.98	34.85	36.12	18.14	4.89	1185
⑤	1.6	4.58	14.99	21.4	54.35	3.09	874	0.75	2.69	18.47	26.85	45.44	5.8	931
⑥	2.79	5.03	37.99	8.94	13.97	31.28	179	2.2	6.39	33.48	10.13	10.13	37.67	454
全体	4.17	14.91	35.79	20.13	20.47	4.54	4079	2.48	9.64	41.95	21.14	15.4	9.38	5278

※①「そう思う」②「どちらかといえばそう思う」③「どちらともいえない」

④「どちらかといえばそう思わない」⑤「そう思わない」⑥「わからない」

※基数以外の数値は%

表 4 からは、「わからない」以外では対角セルの行%が大きい、つまり t 期と t+2 期の間の態度変化がある程度安定的であるということがわかる。一方、隣接するカテゴリへの移動も多く、時点間での個人内変動も無視できないといえる。また、t 期で「わからない」と回答した者は t+2 期で「どちらともいえない」にかなりの割合で移動している。「どちらともいえない」から「わからない」への移動は相対的には多いものの、「わからない」から「ど

ちらともいえない」への移動に比べれば少ない。移動の非対称性という点から、「わからない」のほうがやや流動的な回答選択肢だといえるかもしれない。アンバランスドサンプルの遷移行列についても、おおよそ同様の結果が得られている。

表4の遷移行列を用いて本研究では対応分析をおこない、各回答選択肢間の布置構造を明らかにする³。対応分析ではクロス表の各セルの行プロフィール（行%）、列プロフィール（列%）、それらを用いてカテゴリ間のカイ二乗距離（平均プロフィールで重み付けられたユークリッド距離）を求め、固有値分解によりイナーシャ（カイ二乗距離からなる分散）をよく説明できるいくつかの次元を導き出す。本研究では、各カテゴリの距離を t 期と $t+2$ 期の回答状況から求め、それらの関係を適切に表現できる軸を探し出すことになる。

対応分析に続いて、「どちらともいえない」と「わからない」の回答選択に影響する要因を、多変量解析により検討する。本研究では、これら2つの選択肢以外を基準とする多項ロジスティック回帰分析を用いる。その際、用いるデータがパネル調査データであり、同一個人内に複数の観察値がネストしているデータの構造を考慮する必要がある。ネスト構造を考慮しないことによりパラメータの標準誤差を過大に推定する恐れが大きいため、本研究ではランダム効果多項ロジスティック回帰分析により推定をおこなう。「どちらともいえない」と「わからない」の個人間のランダム切片、またそれらの共分散をモデル化することにより、データのネスト構造に対処する⁴。モデル式は以下のとおりである。

$$\ln \frac{p_{2ij}}{p_{1ij}} = \beta_{0i,2|1} + \sum \beta_{k,2|1} x_{kij}$$

$$\ln \frac{p_{3ij}}{p_{1ij}} = \beta_{0i,3|1} + \sum \beta_{k,3|1} x_{kij}$$

$$\beta_{0i,2|1} = \gamma_{00,2|1} + u_{0i,2|1}$$

$$\beta_{0i,3|1} = \gamma_{00,3|1} + u_{0i,3|1}$$

$$\text{cov}(u_{0i,2|1}, u_{0i,3|1})$$

p_{1ij} は個人 i の時点 j におけるカテゴリ 1 の選択確率を意味し、ここでは基準カテゴリとなる「そう思う（どちらかといえば含）」「そう思わない（どちらかといえば含）」である。そして p_{2ij} と p_{3ij} はそれぞれ「どちらともいえない」「わからない」の選択確率である。パラメータについては、例えば $\beta_{0i,2|1}$ はカテゴリ 1 に対してカテゴリ 2 を選択する場合の切片の値を意味し、 $u_{0i,3|1}$ はカテゴリ 1 に対してカテゴリ 3 を選択する場合の個人 i のランダム効果を意味している。本研究では、独立変数の係数をすべてフリーに求めるモデルと、「どちらともいえない」「わからない」の間で等値制約を置くモデルを推定する。

³ 対応分析に関する詳細は（Clausen 1998=2015）などを参照されたい。

⁴ リンク関数を多項ロジスティック関数とする一般化ランダム効果モデルを用いることとなる（Raudenbush and Bryk 2002）。

3. 分析結果

(1) 対応分析の結果

表 5 対応分析の結果

	男性				女性			
	バランスド		アンバランスド		バランスド		アンバランスド	
	第1次元	第2次元	第1次元	第2次元	第1次元	第2次元	第1次元	第2次元
固有値	0.546	0.382	0.513	0.363	0.524	0.405	0.502	0.367
寄与率 (%)	55.81	27.28	49.73	24.9	46.92	28	47.74	25.49
累積寄与率 (%)	55.81	83.09	49.73	74.63	46.92	74.92	47.74	73.23
スコア								
t期								
そう思う	1.138	1.624	1.21	1.671	1.911	3.813	1.781	3.106
どちらかといえばそう思う	1.052	0.653	0.964	0.595	1.01	0.292	1.026	0.64
どちらともいえない	0.281	-0.527	0.306	-0.454	0.4	-0.433	0.381	-0.41
どちらかといえばそう思わない	-0.258	-0.391	-0.251	-0.275	-0.423	0.015	-0.422	-0.015
そう思わない	-1.158	0.578	-1.134	0.525	-1.195	0.459	-1.17	0.494
分からない	0.165	-0.566	0.02	-1.091	0.269	-0.108	0.246	-0.434
t+2期								
そう思う	1.139	1.631	1.187	1.614	1.802	3.412	1.614	2.835
どちらかといえばそう思う	0.981	0.638	0.932	0.58	0.934	0.133	0.977	0.603
どちらともいえない	0.301	-0.516	0.322	-0.46	0.353	-0.394	0.334	-0.396
どちらかといえばそう思わない	-0.339	-0.39	-0.355	-0.244	-0.479	0.004	-0.492	-0.001
そう思わない	-1.178	0.583	-1.132	0.541	-1.244	0.519	-1.253	0.539
分からない	0.192	-0.662	-0.007	-1.116	0.295	-0.232	0.24	-0.484

表5は、表4の遷移行列に対して対応分析をおこなった結果である。男女とも、またバランスド、アンバランスドサンプルとも、第2次元までの累積寄与率が70%を超えており、データをある程度よく説明できているといえる。第1次元の各カテゴリのスコアをみると、「そう思う」「どちらかといえばそう思う」「どちらともいえない」「わからない」「どちらかといえばそう思わない」「そう思わない」の順に選択肢が並んでいる。また、「どちらともいえない」と「わからない」の距離は近く、第1次元上では類似の関係であるとみることができ。以上の結果から、第1次元は定住外国人受け入れ態度の向きを表していると解釈できる。

第2次元では、「わからない」「どちらともいえない」「どちらかといえばそう思わない」のスコアが、残りのカテゴリのスコアに比べて低い。明確な反対の意思だと解釈できる「そう思わない」や、全体として否定的な意見分布となっているなかであえて賛成の意思を表明している「そう思う」や「どちらかといえばそう思う」という回答は、「わからない」「どちらともいえない」「どちらかといえばそう思わない」よりも積極的に態度を表出している回答行為であると解釈できる。そのため、第2次元は態度表明の積極さの度合いを表していると考えられる。

バランスドサンプルについて、これらのカテゴリのスコア（座標）をプロットしたものが

図2（男性）、図3（女性）である。一見して、男女サンプルともに各カテゴリが馬蹄形の構造となっていることがわかる。これらの回答選択肢の一次元性の強さを示す結果となっており、「どちらともいえない」と「わからない」がほぼ同じ座標、さらに賛否のほぼ中間に位置している。第2次元上でも両カテゴリは近い位置にあり、態度の向き、第度表明の積極性の両方について、「どちらともいえない」と「わからない」は類似した回答選択肢であるといえるだろう。また、これらのカテゴリは他のカテゴリから明らかに位置が離れており、単にあいまいな立場であると結論付けられない程度の独自性があるといえる。このことは、t期とt+2期の座標が近いこと、つまり回答の信頼性が高いことからいえるだろう。

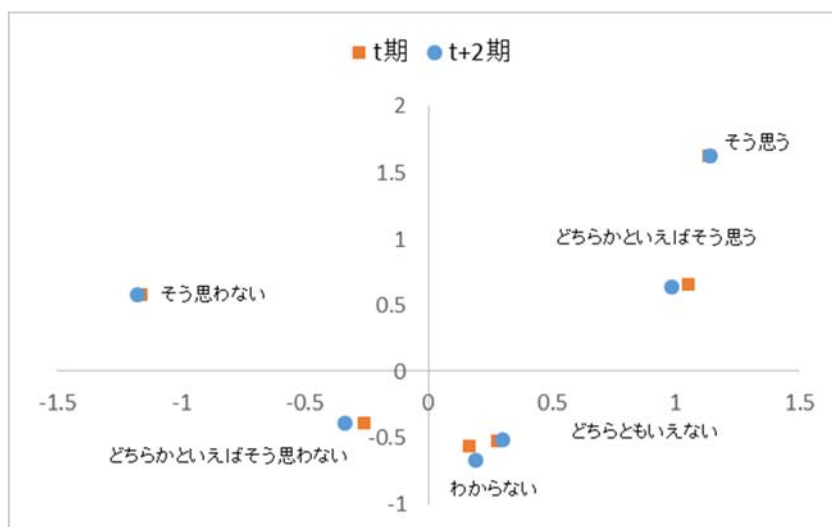


図2 男性サンプルのバイプロット

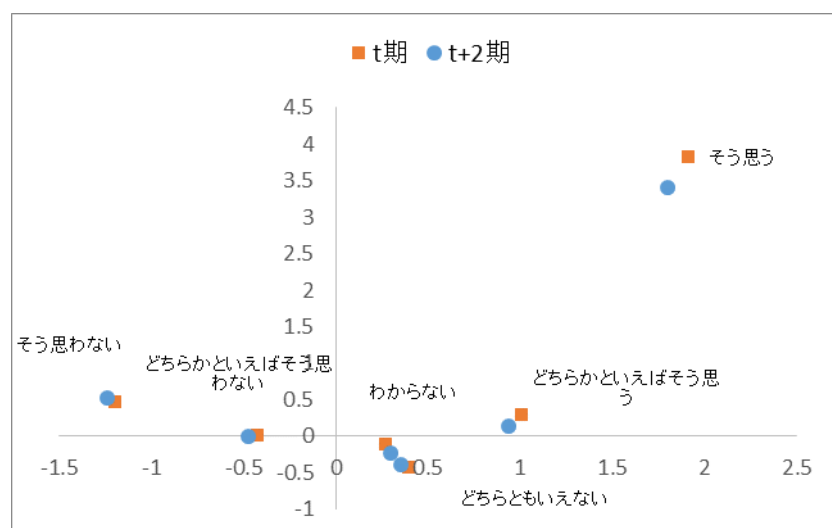


図3 女性サンプルのバイプロット

(2) 「どちらともいえない」と「わからない」の回答選択に関する多変量解析の結果

「どちらともいえない」と「わからない」が類似のカテゴリであることが対応分析の結果から明らかとなったが、それぞれの選択の規定要因の構造がどのようなものであるかについて、以下で検討する。いかなる独立変数が関連するのか、また独立変数の影響の仕方が「どちらともいえない」と「わからない」の間で同じか否かが、ここでの関心である。

表 6 「どちらともいえない」と「わからない」に関する多変量解析の結果

	男性				女性			
	「どちらともいえない」		「わからない」		「どちらともいえない」		「わからない」	
	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差	係数	標準誤差
出生年代 (ref:1966~69年生)								
1970~74生	-0.11	0.18	-0.20	0.49	0.06	0.17	-0.27	0.33
1975~79生	-0.08	0.20	-0.25	0.53	0.24	0.18	0.46	0.33
1980~86生	-0.26	0.23	-0.84	0.61	0.13	0.21	0.25	0.37
従業上の地位 (ref:正規雇用)								
経営者・自営	0.24	0.23	0.22	0.64	-0.03	0.37	0.05	0.69
非正規雇用	-0.16	0.21	-0.74	0.58	-0.23	0.16	-0.30	0.30
家族従業・内職	0.50	0.46	0.44	0.99	0.05	0.34	-1.37	0.93
無業	0.04	0.33	-1.44	0.97	-0.16	0.21	0.11	0.41
学生	0.49	0.34	0.11	0.82	-0.17	0.37	-0.79	0.80
職種 (ref:事務・販売)								
専門・管理	-0.08	0.16	-0.21	0.46	-0.11	0.15	0.44	0.29
サービス・運輸・保安	0.12	0.21	0.29	0.48	0.53 **	0.19	0.75 *	0.36
生産工程・農業	-0.12	0.17	-0.45	0.45	0.00	0.20	0.34	0.39
従業先規模 (ref:30~299名)								
~29名	-0.15	0.17	-0.17	0.45	-0.14	0.16	-0.19	0.30
300名~・官公庁	0.02	0.14	0.03	0.39	0.01	0.15	-0.29	0.28
規模不明	-0.20	0.33	0.03	0.77	0.13	0.20	0.12	0.36
個人収入	0.000	0.000	-0.003 **	0.001	0.000	0.000	-0.001	0.001
最終学歴 (ref:中学校・高校)								
専門・短大・高専	0.00	0.19	-1.73 **	0.54	0.31 *	0.16	0.31	0.30
大学・大学院	-0.14	0.18	-0.82 †	0.45	-0.01	0.18	-0.29	0.35
有配偶	0.08	0.17	0.40	0.46	0.00	0.15	0.16	0.28
子ども数	-0.03	0.08	-0.36	0.23	0.08	0.07	-0.16	0.13
持ち家有	-0.05	0.12	0.34	0.34	-0.08	0.12	0.18	0.22
政治的関心	-0.20 **	0.07	-0.41 *	0.17	-0.02	0.06	-0.20 †	0.12
人口千人あたり外国人数 (都道府県)	0.00	0.01	-0.02	0.03	-0.01	0.01	-0.02	0.02
失業率 (%、都道府県)	0.06	0.09	0.20	0.24	0.10	0.09	0.26	0.16
人口千人あたり犯罪認知件数 (都道府県)	-0.03	0.03	0.01	0.07	0.00	0.02	0.07	0.05
調査時点 (ref:w ave2)								
w ave4	-0.18	0.18	-0.05	0.47	-0.30 †	0.16	0.16	0.32
w ave6	-0.24	0.16	-0.03	0.43	0.15	0.14	0.69 *	0.28
w ave8	0.06	0.16	0.13	0.45	0.31 *	0.15	0.86 **	0.29
切片	0.34	0.51	-1.77	1.36	-0.69	0.47	-4.73 ***	0.91
切片分散 (どちらともいえない)	1.81				2.26			
切片分散 (わからない)	5.43				4.70			
共分散 (どちらともいえない, わからない)	2.11				1.75			
個人数	809				1026			
観察数	3236				4104			
-2LL	4609.10				6616.95			

*** $p < .001$, ** $p < .01$, * $p < .05$, † $p < .1$

表 6 はランダム効果多項ロジスティック回帰分析の結果である。「どちらともいえない」と「わからない」の切片分散、および両者の共分散は男女ともに有意であり、ネスト構造を考慮したモデルで分析すべきであることがわかる。

男性サンプルでは、「どちらともいえない」の回答選択に影響するのは政治的関心のみで

ある。関心が高いほど値が高い変数であるため、政治的無関心が「どちらともいえない」の選択につながりやすいことを意味している。「わからない」の回答選択には、個人収入、最終学歴と政治的関心が影響している。個人収入の係数はマイナスで、収入が低いほど「わからない」を選択しやすい結果となっている。学歴では専門・短大・高専、大学・大学院ダミー変数ともにマイナスであり、中学校、高校学歴の者が「わからならしい」と回答しやすいといえる。政治的関心については、「どちらともいえない」と同様に関心が低いほど「わからない」と回答しやすい。

女性サンプルでは、サービス・運輸・保安ダミーがプラスに有意であり、この職種に就いている女性は賛否いずれかを明確に表明しやすいといえる。学歴については専門・短大・高専ダミーがプラスに有意な係数を示しており、賛否いずれかを表明しやすい。男性では有意であった政治的関心については、「どちらともいえない」に対しては有意ではなく、「わからない」に対しては10%水準であるがマイナスに有意な係数を示している。

表 7 モデル比較の結果

	パラメータ数	対数尤度	BIC (個人数ベース)	BIC (観察数ベース)
男性				
ヌルモデル	3	-2339.410	4698.906	4703.065
フルモデル	59	-2304.552	5004.156	5085.947
独立変数の等値制約モデル	31	-2324.165	4855.900	4898.875
女性				
ヌルモデル	3	-3353.190	6727.180	6731.339
フルモデル	59	-3308.474	6818.016	6858.219
独立変数の等値制約モデル	31	-3327.342	6772.551	6796.118

ただし、表6に示される多変量解析のモデル自体はそれほどの説明力を有していない。表7は、3つのランダム効果のみを推定し独立変数を含めていないヌルモデル、表6の結果（フルモデル）、そして「どちらともいえない」と「わからない」独立変数の係数について等値制約を置いたモデル（等値制約モデル）のBICを示したものである。マルチレベルモデルやパネルデータ分析におけるBICの計算にあたり、サンプルサイズとして個人数と観察数のいずれを用いるべきかについては議論があるため（Singer and Willett 2003: 121-122）、ここでは両方を併記した。

モデル比較の結果からは、ヌルモデルが最も適合的であることが示されている。表6の多変量解析ではいくつか統計的に有意な変数があったものの、それらのみでモデルフィットを大きく改善したとは言い難いといえるだろう。また、フルモデルと等値制約モデルの適合度を比較すると、等値制約モデルのほうが適合的であるという結果となった。独立変数の係数や有意性について「どちらともいえない」と「わからない」の間で違いのある部分があるものの、今回のモデルについては同じ構造だとみなしても構わないと解釈できる。

4. まとめと今後の課題

対応分析の結果からは、JLPS の定住外国人受け入れ態度に関する質問の回答選択肢が一次的に布置していること、そのなかで「どちらともいえない」が中間的立場を意味していること、さらに「わからない」という回答選択が「どちらともいえない」と同様の意味を持っていることが明らかとなった。また、「わからない」と「どちらともいえない」の回答選択に関するランダム効果多項ロジスティック回帰分析の結果、今回の実証モデルの説明力の低いこと、そのなかで「わからない」と「どちらともいえない」の規定要因構造も類似したものであることが明らかとなった。

対応分析の結果から得られるインプリケーションは、態度や意見を順序尺度で尋ねる質問では、回答者の立場がいずれの向きでもない場合に自身の立場を表明できる選択肢を準備すべきであるというものである。仮に「どちらともいえない」や「わからない」があいまいな、信頼性の低い、流動的な回答であるとすれば、馬蹄形構造にはならないはずである。また、その意味についてもひとまず今回のデータについては、中間的な立場であるとみなしてよいだろう。そのような中間的立場の表明が何を意味しているのかは、態度や意見の軸上のどこに位置付けられるかは別個の問題設定となる。

ランダム効果多項ロジスティック回帰分析の結果は、中間的立場の表明の意味に関する示唆をもたらしている。今回の分析からは、「どちらともいえない」や「わからない」の規定要因構造を同じだとみなせる結果が得られたため、このデータについてはこれらの回答選択肢を統合して5件の順序尺度や間隔尺度として用いるというリベラルなアプローチも可能であろう。対応分析の結果も、「どちらともいえない」と「わからない」がかなり類似した意味を有していることを示している。

本研究のさらなる展開のために、3点の課題が残っている。1つは、他の態度・意見の項目について同様の主張が可能であるか否かである。項目・トピック固有の事情によりこのような結果が得られたのではないかという懸念に対し、本研究が直接リプライできる新たな情報は無い。JLPS では他にも「どちらともいえない」を含む5件選択肢の質問があるため、より多くの項目に分析を拡張して知見の一般性を検証することが可能である。

第二に、中間的立場を含めないことの影響である。「どちらともいえない」が（おそらく）調査設計者の意図通り中間的立場を主に意味していることは明らかとなったが、この選択肢がないことによる回答の信頼性の変化については直接検証できていない。この点については、スプリット・バロット法などによる実験的なアプローチが有益だと思われるが、現在進行しているパネル調査とは別の調査を企画する必要があるだろう。

第三に、「どちらともいえない」と「わからない」の規定要因構造の等値性についてである。今回の分析ではモデルの構造同値性が示されたといえるが、とりわけ他の態度・意見の

項目を中心に、モデルに含めていない変数も多い。使用する独立変数については、検討の余地が残されているかもしれない。

以上の通り検討の余地が残されているものの、態度・意見の項目では中間的カテゴリを置くべきだという実践的主張はおそらく確かである。多変量解析の結果からも、その影響力の強さについてはひとまず脇に置くとしても、「どちらともいえない」や「わからない」を選択しやすい人々がいると考えられる。中間的立場の選択肢がないことで測定誤差や系統的な欠損値の増大リスクの高まることが予想される。パネル調査の活用によって、質問や回答選択肢の項目、さらには回答率の改善に資する研究のさらなる蓄積が望まれる。

参考文献

- Allison, Paul D., 2002, *Missing Data*, Thousand Oaks: Sage.
- Antonovsky, Aaron, 1993, "The Structure and Properties of the Sense of Coherence Scale," *Social Science & Medicine*, 36: 725-733.
- Castles, Stephen and Mark J. Miller, 2009, *The Age of Migration: International Population Movements in the Modern World* (4th Edition), Basingstoke: Palgrave Macmillan (=関根政美・関根薫監訳, 2011, 『国際移民の時代』名古屋大学出版会) .
- Chen, Chuansheng, Shin-ying Lee and Harold W. Stevenson, 1995, "Response Style and Cross-Cultural Comparisons of Rating Scales among East Asian and North American Students," *Psychological Science*, 6(3): 170-175.
- Clausen, Sten-Erik, 1998, *Applied Correspondence Analysis: An Introduction*, Thousand Oaks: Sage (=藤本一男訳, 2015, 『対応分析入門——原理から応用まで——』オーム社) .
- Dawes, John, 2007, "Do Data Characteristics Change according to the Number of Scale Points Used?: An Experiment Using 5-point, 7-point and 10-point Scales," *International Journal of Market Research*, 50(1): 61-77.
- Figgou, Lia, Aphrodite Baka and Vasiliki Triga, 2012, "'Neither agree, nor disagree': a critical analysis of the middle answer category in Voting Advice Applications," *International Journal of Electronic Governance*, 5(3/4): 244-263.
- 原純輔・浅川達人, 2005, 『社会調査』放送大学教育振興会.
- 井上信次, 2015, 「項目反応理論に基づく順序尺度の等間隔性——質問紙調査の回答選択肢(3~5件法)の等間隔性と回答のしやすさ——」『川崎医療福祉学会誌』, 25(1): 23-35.
- 石田浩, 2015, 「はじめに 若年層のライフコース変容と格差の連鎖・蓄積」『現代日本における若年層のライフコース変容と格差の連鎖・蓄積に関する総合的研究』平成 22~26 年度 科学研究費補助金基盤研究 (S) 研究成果報告書, 1-5.

- 神林博史, 2005, 「政治的態度における DK 回答と政治的行動」『社会学評論』, 56(2): 452-467.
- Krosnick, Jon A. 1991, "Response Strategies for Coping with the Demands of Attitude Measures in Surveys," *Applied Cognitive Psychology*, 5: 214-236.
- Levin, David and Ross Miller, 2015, "Likert or Leave'Em: Does Scale Size Matter?," *The Lark Hill: Bulletin of the School of Humanities, Toyohashi University of Technology*, 37: 39-50.
- Raudenbush, Stephen W. and Anthony S. Bryk, 2002, *Hierarchical Linear Models: Applications and Data Analysis Methods* (2nd Edition), Thousand Oaks: Sage.
- 盛山和夫・近藤博之・岩永雅也, 1992, 『社会調査法』放送大学教育振興会.
- Singer, Judith D. and John B. Willet, 2003, *Applied Longitudinal Data Analysis: Modeling Change and Event Occurrence*, New York: Oxford University Press.
- Sturgis, Patrick, Caroline Roberts and Patten Smith, 2012, "Middle Alternatives Revisited: How the neither/nor Response Acts as a Way of Saying "I Don't Know"?," *Sociological Methods & Research*, 43(1): 15-38.
- 田淵六郎, 2010, 「調査票の作成——質問の作成からレイアウトまで——」轟亮・杉野勇編『入門・社会調査法——2ステップで基礎から学ぶ』法律文化社, 78-93.
- 保田時男, 2006, 「欠損データ分析——調査データの欠落に対処する——」与謝野有紀・栗田宣義・高田洋・間淵領吾・安田雪編『社会の見方、測り方——計量社会学への招待』勁草書房, 30-34.

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトについて

労働市場の構造変動、急激な少子高齢化、グローバル化の進展などにもない、日本社会における就業、結婚、家族、教育、意識、ライフスタイルのあり方は大きく変化を遂げようとしている。これからの日本社会がどのような方向に進むのかを考える上で、現在生じている変化がどのような原因によるものなのか、あるいはどこが変化してどこが変化していないのかを明確にすることはきわめて重要である。

本プロジェクトは、こうした問題をパネル調査の手法を用いることによって、実証的に解明することを研究課題とするものである。このため社会科学研究所では、若年パネル調査、壮年パネル調査、高卒パネル調査の3つのパネル調査を実施している。

本プロジェクトの推進にあたり、以下の資金提供を受けた。記して感謝したい。

文部科学省・独立行政法人日本学術振興会科学研究費補助金

基盤研究 S : 2006 年度～2009 年度、2010 年度～2014 年度 基盤研究 C : 2013 年度～2016 年度

厚生労働科学研究費補助金

政策科学推進研究 : 2004 年度～2006 年度

奨学寄付金

株式会社アウトソーシング（代表取締役社長・土井春彦、本社・静岡市）：2006 年度～2008 年度

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクト ディスカッションペーパーシリーズについて

東京大学社会科学研究所パネル調査プロジェクトディスカッションペーパーシリーズは、東京大学社会科学研究所におけるパネル調査プロジェクト関連の研究成果を、速報性を重視し暫定的にまとめたものである。



東京大学社会科学研究所 パネル調査プロジェクト
<http://csrda.iss.u-tokyo.ac.jp/panel/>