第4章

無党派層における投票先決定要因の分析 ―党派性ヒューリスティクスの観点から―

上妻 加奈

要約

本稿では、政党支持の有無が有権者の投票先決定要因のあり方に影響をもたらすかについて検討する。無党派層の増加は、日本をはじめ世界中で問題視されている。党派性は、有権者の政治的判断にとって、コストをかけずに情報収集を可能にするヒューリスティクスであるが、党派性を持たない無党派層が、どの要因を考慮し投票先を決定しているのかを国内の事例から検証した研究は多くない。本稿では、2017年に行われた、第48回衆議院議員総選挙における東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査をもとに、政党支持の投票先決定要因への影響分析を試みた。分析結果からは、無党派層では争点態度が野党への投票に及ぼす影響が大きいこと、また、政治知識の高い現代的無党派層に限っては業績評価が与党への投票に繋がりやすいことが明らかになった。これらの結果は、現代の日本においては、党派性が情報のショートカットとして有効に機能している可能性を否定するものではないものの、部分的にはむしろ争点態度や業績評価に基づく投票選択を阻害するような傾向を持つことを示唆するものである。

1. はじめに

近年、世界中で政党支持なし層の増加が叫ばれており、その傾向は日本においても見られる。図1によると、1990年に 24.1%であった無党派層の割合は、2017年には 33.7%に増加しており、概して増加傾向にあると言えるだろう。

無党派層や浮動層の増加は、政権交代や当落予想を覆す可能性を高め、その動向が注目されてきた。例えば、1993年の衆議院議員総選挙では、細川氏を首班とする非自民連立内閣が成立した。度重なる汚職事件で有権者の政治不信が強まった結果、自民党は過半数議席を獲得できず、38年間続いた自民党単独政権は終わりを告げた26。また、1995年の東京都知事選挙では、事前の情勢報道で優勢だと予想された政党推薦の各候補を抑え、青島氏が当選を果たした。これらの両選挙においては、無党派層からの集票が大きく貢献したと言われる

²⁶ https://www.nhk.or.jp/senkyo/database/history/(最終アクセス:11月11日)。

(岩淵 1996)。

政党支持を持たない彼らは、何をもって投票先を決定しているのであろうか。党派性は、有権者が投票先を決めるにあたり、情報収集のコストを抑え、正しい判断を行うためのヒューリスティクスとして機能する(飯田ほか 2015)。その手がかりを持たずに、争点態度や業績評価をもとに政治的判断を下しているのであろうか。支持政党を持たないことで、有権者自身の意思や立場と異なる政党や候補者への投票が行われるならば、代議制民主主義が正しく機能しているとは言えないだろう。本稿では、2017年に行われた衆議院議員総選挙の際に実施された東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査のデータをもとに、支持政党の有無が投票先決定の要因に影響を与えているのかを検証することを試みる。

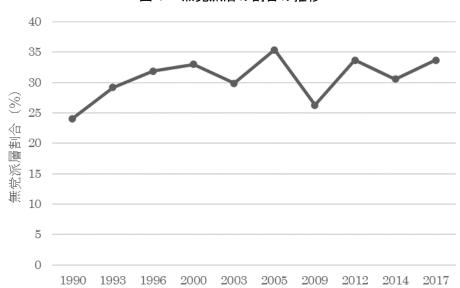


図1 無党派層の割合の推移

出典:明るい選挙推進協会「第48回衆議院議員総選挙全国意識調査」、 「第44回衆議院議員総選挙の実態」より筆者作成²⁷

2. 先行研究

投票行動に関する研究や理論構築は、アメリカにおいて盛んに行われてきた。1950 年代から 1960 年代にかけて、ミシガン大学を中心とするミシガン学派は、政党帰属意識が投票 先の決定を規定すると提唱した。また、この政党帰属意識は親から子へと受け継がれ、安定 的であるとした。しかし 1960 年代以降、アメリカ国内外の情勢変化に伴い、政党帰属意識のみでは規定要因を説明できない、という批判を浴び、争点態度へと注目が移ることになる (飯田ほか 2015)。

²⁷ http://www.akaruisenkyo.or.jp/060project/066search/ (最終アクセス:10月30日)。

日本では、政党帰属意識ではなく、政党の外部からの態度としての政党支持が根付いてきた(飯田ほか 2015)。三宅(1989)によると、アメリカの政党帰属意識に比べ、政党支持は不安定である。しかし長期的な安定性に欠けているとしても、政党支持が投票行動に大きな影響を与えていると言うことができる。小林(1997)によると、1970年代以降、投票行動の説明力が最も高い要因として政党支持があげられ、過去の選挙における分析では、政党支持をコントロールすると他の要因の効果はあまり見られないことが指摘されている(小林1985; 1991)。また党派性は、政治的知識の有無にかかわらず、正しい政治的認知を助けるとの研究がなされている(飯田ほか 2015)。

しかし無党派層の増加により、投票先決定における政党支持の説明力は低下しており(小林 1997)、無党派層の投票行動を検討する必要がある。小林 (1991)によれば、争点態度や業績評価と、無党派層の投票先決定との関連は強く見られない。さらに三宅 (1989)によると、有権者の争点の認知と政党の結びつきは容易ではなく、選挙制度上のシステムにも問題がありそうである。

従来の無党派層に関する研究は、政治関心のない無党派層に焦点を絞ったものが多いように思われるが、時代の変化とともに、無党派層の特徴をとらえきれなくなっており、伝統的無党派層と現代的無党派層とを分けて考える必要があるだろう(新倉 2020)。同じく新倉(2020)によると、政治関心の高い現代的無党派層は政治状況を総合的に判断し、推薦候補へ投票するかどうかを決めると考えられるが、一方で政治関心の低い伝統的無党派層は、そうではないかもしれない。また、田中(1992)は、有権者の意識調査をもとに、従来とは異なる方法で政党支持なし層を分類し、新たなカテゴリ類型を提唱した。政治への無関心ゆえに政党を支持しない、という単純な二分化ではなく、学歴や政治関心が高い層が、意識的に政党支持なしを選択するという。

これらの研究においては、無党派層がどの政党に投票するのか、判断する要因や影響を分析したものは少ないように思われる。また、上記の研究はいずれも 1980 年代から 2000 年代に執筆されたものが多く、現在の政治・経済状況や政策争点、それに対する有権者の立場や意見とは異なるものと想像される。そのため、2017 年の衆議院議員総選挙という比較的新しい選挙での調査を用いて、増加する無党派層に着目し、その投票行動を検証する。

3. 理論仮説

前節で述べたように、支持政党がヒューリスティクスとして有効に機能し、政治情報のショートカットが行われ、その結果、各政党の政策争点や業績評価への正しい認知が行われるならば、政党支持層は無党派層に比べ、争点態度投票や業績評価投票を行いやすいであろう。一方で、報道や過去の経験などから形成された政党スキーマが影響し28、政党支持層がそれ

²⁸ 人はスキーマ(認知構造)に基づいて行動しており、投票行動においては政党スキーマ

に基づいて投票先を決定し、各争点や業績評価の検討をおろそかにしているならば、政党支持が争点態度や業績評価に基づく投票先決定を阻害しているとも考えられる。

また、先行研究で明らかにされてきたように、無党派層をひとつの文脈で捉えて検討するだけではなく、その特徴に基づき無党派層を分類し、それぞれについて検討する必要があるだろう。そのため、政治への関心や政治知識を持たない伝統的無党派層と、これらを持つ現代的無党派層に分類し、それぞれの投票行動を検討する。ここにおいて現代的無党派層は、田中(1992)で述べられるように、学歴が高い層や政治知識を持つ層に多く、争点態度や業績評価に関する情報を収集し、それらを利用する能力も高いものと想像される。そのため、伝統的無党派層に比べ、現代的無党派層は争点態度投票や業績評価投票を行いやすいと考えられる。

以上より、これらの理論仮説を導出し検証を試みる。

仮説1: 政党支持層は、無党派層に比べ、争点態度投票や業績評価投票を行いやすい。

仮説2: 政党支持層は、無党派層に比べ、争点態度投票や業績評価投票を行いにくい。

仮説3:現代的無党派層は、政党支持層に比べ、争点態度投票や業績評価投票を行いやすい。

4. データと方法

4-1. データ

仮説検証には、東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査のうち、2017 年衆議院議員総選挙の有権者調査を利用した。この調査は、無作為抽出によって選ばれた、全国 3000 人の有権者に対して郵送にて行われたものであり、有効な回答は 1778 通である。この調査のうち、投票先に関する回答を用いて、従属変数とした。本稿で検討する争点態度と業績評価の変数としては、まず、争点に関する 17 質問への回答の主成分分析を行い、その第一主成分得点を争点態度とする。次に安倍首相の仕事ぶりを尋ねる質問への回答の、尺度を反転させたものを業績評価とする。党派性の有無による投票先決定要因への影響を検証するために、政党支持ダミーを作成し、争点態度、業績評価それぞれと無党派ダミーの交互作用項を作成する。これらを独立変数とし、政党支持層と無党派層の投票行動の比較を試みる。また、性別、年齢、学歴、職業という社会的属性をコントロールするため、ダミー変数化し投入した。これらの変数を、多項ロジットモデルに投入し、政党支持層と無党派層の投票先選択を推定

がその役割を担う(池田 1997)。

する。さらに政治的知識の有無によって、争点態度と業績評価がもたらす影響に違いが見られるか検証するため、無党派層を伝統的無党派層・現代的無党派層・中間層に分類し、政治的知識の大小ごとの部分標本で同様の検証を行う。

4-2. 従属変数

従属変数には、衆院比例区の投票先について、棄権=0、与党(自民党・公明党)へ投票=1、野党(その他の政党)へ投票=2へとコード化したものを用いる。

4-3. 独立変数

独立変数には、争点態度、業績評価、政党支持、社会的属性の4項目を用いる。争点態度は、政策争点に関する17質問を主成分分析し、その第一主成分得点を用いる²⁹。表1は、第一主成分における負荷量を示している。有権者に重要視された争点は、防衛力強化・先制攻撃可・北朝鮮外交・首相の靖国参拝の4つだと言えるだろう。いずれも賛成(1)-反対(5)として分析を行っており、値が小さければ保守、大きければリベラルという、保守ーリベラルイデオロギーを表している。

業績評価には、「あなたは、安倍首相の全般的な仕事ぶりについて、よくやっていると思いますか、それとも思いませんか。1つだけ○を付けてください」という、安倍首相の仕事ぶりを5段階で評価したものを用い、よくやっていると思う(1)-よくやっているとは思わない(5)の評価を、よくやっているとは思わない(1)-よくやっていると思う(5)に尺度を反転する操作を行った。政党支持ダミーは、野党支持、無党派をそれぞれ当てはまる=1、当てはまらない=0でダミー変数化した。政党支持層と無党派層の投票先選択における影響差を検証するため、争点態度、業績評価のそれぞれと無党派ダミーの交互作用項を作成した。また、岩淵(1986)や菅沢(1986)で政党支持に影響を及ぼすとされる、性別・年

²⁹ 主成分分析に用いた質問は以下の通りである。

[「]日本の防衛力はもっと強化すべきだ」、「他国からの攻撃が予想される場合には先制攻撃もためらうべきではない」、「北朝鮮に対しては対話よりも圧力を優先すべきだ」、「非核三原則を堅持すべきだ」、「首相には靖国神社に参拝してほしい」、「社会福祉など政府のサービスが悪くなっても、お金のかからない小さな政府の方が良い」、「公共事業による雇用確保は必要だ」、「当面は財政再建のために歳出を抑えるのではなく、景気対策のために財政出動を行うべきだ」、「幼稚園・保育所から大学まで教育を無償化すべきだ」、「所得や資産の多い人に対する課税を強化すべきだ」、「治安を守るためにプライバシーや個人の権利が制約されるのは当然だ」、「外国人労働者の受け入れを進めるべきだ」、「原子力規制委員会の審査に合格した原子力発電所は運転を再開すべきだ」、「夫婦が望む場合には、結婚後も夫婦がそれぞれ結婚前の名字を称することを、法律で認めるべきだ」、「男性同士、女性同士の結婚を法律で認めるべきだ」、「被選挙権を得られる年齢を引き下げるべきだ」、「国会は一院制にすべきだ」。

齢・学歴・職業を社会的属性として投入する。社会的属性はダミー変数として、男性ダミーが、男性=1、女性=0、40歳以上ダミーが、40代以上=1、30代以下=0、大卒ダミーが、大卒・大学院卒=1、その他=0、職業ダミーが、会社員・公務員=1、その他=0で変数化した。

表 1 主成分負荷量

	第一主成分
	保守-リベラル
防衛力強化	0.4131
先制攻擊可	0.4135
北朝鮮外交	0.3625
非核三原則堅持	-0.2406
首相の靖国参拝	0.3414
小さな政府	0.0635
公共事業による雇用確保	0.1926
財政出動	0.2829
教育無償化	0.0353
累進課税強化	-0.0355
プライバシー制約	0.2775
外国人労働者受け入れ	-0.0529
原発運転再開	0.3093
夫婦別姓	-0.1381
同性婚	-0.1612
被選挙年齢引き下げ	0.0374
一院制	0.0839
寄与率	17.80%

4-4. 分析手法

これらの変数を多項ロジットモデルに投入し、棄権=0を基準として、支持政党の有無が、 投票先選択要因に与える影響を分析する。また、政治的知識の有無を問う質問項目を利用し て無党派層を分類し³⁰、各層ごとに同様に多項ロジット分析を行う。

³⁰ 分類に用いた質問は以下の通りである。

[「]政治家や評論家でもないかぎり、政治のことをよく知っている人がいたり、そうでない人がいたりするのは、ごく普通のことです。あなたは、ご自身についてどう思いますか。1つだけ〇を付けてください」。よく知っているほうだと思う(1)・どちらかと言えばよく知っているほうだと思う(2)を現代的無党派層、どちらとも言えない(3)を中間層、どちらかと言えばあまり知らないほうだと思う(4)・あまり知らないほうだと思う(5)を伝統的無党派層に分類。

表 2 変数一覧

変数名	変数説明		出典
投票先	棄権=0、与党投票=1、野党投票=2	東大朝日調査	(Q2)
争点態度	争点態度に関する17質問の第一主成分得点		$(Q23_1 \sim Q23_17)$
業績評価	内閣の業績評価に関する質問		(Q16)
野党支持ダミー	野党支持=1、その他=0		(Q18)
無党派ダミー	無党派層=1、支持政党あり=0		(Q18)
男性ダミー	男性=1、女性=0		(F1)
年齢ダミー	40代以上=1、30代以下=0		(F2)
大卒ダミー	大卒、大学院卒=1、高卒=0		(F3)
職業ダミー	会社員、公務員=1、その他の職業=0		(F4)
争点態度×無党派ダミー	争点態度×無党派ダミー		
業績評価×無党派ダミー	業績評価×無党派ダミー		

表 3 記述統計

変数名	観測数	平均値	標準偏差	最小値	最大値
投票先	1576	1.1085	0.7962	0	2
争点態度	1576	-0.0103	1.7418	-5.0859	5.8733
業績評価	1576	3.3585	1.2006	1	5
野党支持ダミー	1576	0.2868	0.4524	0	1
無党派ダミー	1576	0.1973	0.3981	0	1
男性ダミー	1576	0.4943	0.5001	0	1
年齢ダミー	1576	0.7963	0.4029	0	1
大卒ダミー	1576	0.2824	0.4503	0	1
職業ダミー	1576	0.3357	0.4724	0	1

5. 分析結果

5-1. 支持政党の投票先選択の要因への影響

表 4 は、棄権=0 を基準として、それぞれの独立変数が与党・野党への投票に与えた影響を推定した多項ロジット分析の結果である。本稿で検討するものは、争点態度・業績評価・ 争点態度×無党派ダミー・業績評価×無党派ダミーの 4 項目である。

まず、与党投票への争点態度の影響について、争点態度の係数は、-0.0624、争点態度×無党派ダミーの係数は 0.0423 である。すなわち、無党派ダミー=0 の政党支持層の係数は、

表 4 無党派層の投票先選択の要因(多項ロジット分析)

	 従属変数			
独立変数	与党		野党	
(定数項)	-1.7943	***	-0.7021	*
	(0.4050)		(0.3547)	
争点態度	-0.0624		0.1682	**
	(0.0554)		(0.0536)	
業績評価	0.4784	***	-0.1364	†
	(0.0920)		(0.0791)	
野党支持ダミー	-1.5277	***	0.9208	***
	(0.2297)		(0.1804)	
無党派ダミー	-1.8358	**	-0.3222	
	(0.6758)		(0.4901)	
争点態度×無党派ダミー	0.0423		0.2140	†
	(0.1411)		(0.1143)	
業績評価×無党派ダミー	0.1702		-0.0132	
	(0.1864)		(0.1483)	
男性ダミー	0.1641		0.4194	**
	(0.1548)		(0.1503)	
年齢ダミー	1.0380	***	1.1805	***
	(0.1760)		(0.1748)	
大卒ダミー	-0.0630		0.3899	*
	(0.1728)		(0.1658)	
職業ダミー	-0.1894		-0.2229	
	(0.1591)		(0.1569)	
$McFaddenR^2$		0.2080		
N		1576		

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1 $_{\circ}$

-0.0624 である。無党派ダミー=1 の無党派層に関しては、-0.0624 と 0.0423 で打ち消し合い係数が小さくなるが、係数はともに有意ではない。野党投票への争点態度の影響については、政党支持層の係数が 0.1682、争点態度×無党派ダミーの係数が 0.2140 であり、いずれも統計的に有意であった。すなわち、リベラルな立場の有権者ほど野党投票を行いやすく、ともに正の係数であるために、無党派層では、争点態度の野党投票への影響が大きいと言え

⁽²⁾⁽⁾内は標準誤差。

る。

次に与党投票への業績評価の影響について、業績評価の係数は 0.4784、業績評価×無党派ダミーの係数は 0.1702 であり、業績評価の係数のみ統計的に有意であった。最後に野党投票への業績評価の影響について、業績評価の係数は-0.1364 で統計的に有意であり、業績評価×無党派ダミーの係数は-0.0132 で有意ではなかった。

以上の分析結果より、政党支持層も争点態度投票や業績評価投票を行っている(仮説 1)が、野党投票においては、無党派層に争点態度の影響が大きく見られる(仮説 2)という結果になった。

5-2. 無党派層の類型別での影響

次に、政治的知識の有無によって無党派層を分類し、各層における影響について検証を行った。表5はその分析結果である。

まず政治的知識を持たない伝統的無党派層について検討する。与党投票への争点態度の影響について、争点態度の係数は 0.0215、争点態度×無党派ダミーの係数は 0.0703 であり、いずれも統計的に有意ではなかった。野党投票においては、争点態度の係数が 0.1822、争点態度×無党派ダミーの係数が 0.1731 であり、争点態度の係数のみ有意であった。次に与党投票への業績評価への影響に関して、業績評価の係数は 0.3071、業績評価×無党派ダミーの係数は 0.2853 であり、業績評価の係数のみ有意であった。野党投票について、業績評価の係数が-0.2230、業績評価×無党派ダミーの係数は 0.2408 であり、ここにおいても業績評価の係数のみ有意であった。

次に、政治的知識を持つ現代的無党派層について検討する。まず、与党投票への争点態度度について、争点態度の係数は-0.0920、争点態度×無党派ダミーの係数は-0.4615であり、係数はともに有意ではなかった。次に野党投票への争点態度の影響について、争点態度の係数は 0.1137、争点態度×無党派ダミーの係数は 0.2159で、いずれも有意ではない。次に与党投票への業績評価の影響に関して、業績評価の係数は 0.4624、業績評価×無党派ダミーの係数は 1.9341で、いずれも統計的に有意であった。いずれの係数も正であるために、現代的無党派層においては、与党投票の業績評価への影響が大きいと言える。野党投票においては、業績評価の係数が-0.1324、業績評価×無党派ダミーの係数は 0.0956で、係数はともに有意ではない。

最後に中間層について検討する。まず与党投票への争点態度の影響について、争点態度の係数は-0.0007、争点態度×無党派ダミーの係数は-0.3596で、どちらも有意ではなかった。野党投票においては、争点態度の係数が 0.2213、争点態度×無党派ダミーの係数は 0.0986で争点態度の係数のみ有意であった。次に与党投票への業績評価の影響について、業績評価の係数は 0.7447、業績評価×無党派ダミーの係数は 0.4932 であり、業績評価の係数のみ有意であった。野党投票においては、業績評価の係数は 0.0464、業績評価×無党派ダミーの

係数は0.4336であり、いずれも有意ではなかった。

無党派層各層ごとの分析においては、政治知識を持つ有権者では、無党派であるほど、業績評価が与党投票に強く影響するという結果が得られた。

表5 無党派層の投票先選択の要因(多項ロジット分析・政治的知識別)

	—————————————————————————————————————						
	与党	野党	与党	野党	与党	野党	
独立変数	伝統的無	党派層	現代的無党派層		中間層		
(定数項)	-1.5467 **	-0.6714	-0.0825	0.6108	-2.3605 **	-1.1512 †	
	(0.5696)	(0.5057)	(1.1314)	(0.9464)	(0.7689)	(0.6735)	
争点態度	0.0215	0.1822 *	-0.0920	0.1137	-0.0007	0.2213 *	
	(0.0836)	(0.0814)	(0.1265)	(0.1186)	(0.1126)	(0.1040)	
業績評価	0.3071 *	-0.2230 †	0.4624 *	-0.1324	0.7447 ***	0.0464	
	(0.1312)	(0.1148)	(0.2313)	(0.1907)	(0.1788)	(0.1529)	
野党支持ダミー	-1.0973 ***	0.9775 ***	-2.6962 ***	0.7045	-1.6029 ***	0.8617 *	
	(0.3104)	(0.2454)	(0.6266)	(0.4787)	(0.4277)	(0.3518)	
無党派ダミー	-1.7677 *	-1.0684	-10.2709 *	-0.7084	0.0396	1.2016	
	(0.8506)	(0.6826)	(4.6156)	(1.4833)	(1.3419)	(0.9936)	
争点態度×無党派ダミー	0.0703	0.1731	-0.4615	0.2159	-0.3596	0.0986	
	(0.1839)	(0.1661)	(0.7220)	(0.2376)	(0.3569)	(0.2536)	
業績評価×無党派ダミー	0.2853	0.2408	1.9341 †	0.0956	0.4932	0.4336	
	(0.2348)	(0.2023)	(1.1067)	(0.4759)	(0.3855)	(0.3002)	
男性ダミー	0.1708	0.4361 *	-0.2937	0.4441	-0.2237	-0.0323	
	(0.2143)	(0.2080)	(0.4846)	(0.4461)	(0.3032)	(0.2899)	
年齢ダミー	0.8331 ***	1.0136 ***	0.8263	0.6847	1.2440 ***	1.5139 ***	
	(0.2304)	(0.2307)	(0.5187)	(0.5259)	(0.3712)	(0.3561)	
大卒ダミー	-0.1567	0.4112 †	-0.1900	0.4449	-0.2697	0.0879	
	(0.2542)	(0.2398)	(0.4407)	(0.4190)	(0.3226)	(0.2960)	
職業ダミー	-0.0667	0.0369	-0.9331 *	-1.1328 **	0.1821	0.0235	
	(0.2189)	(0.2154)	(0.4390)	(0.4121)	(0.3190)	(0.3034)	
McFaddenR ²	0.1300		0.3573		0.2458		
N	733	3	332	2	494	Į.	

^{(1) ***:} p < 0.001, **: p < 0.01, *: p < 0.05, †: p < 0.1_o

6. 結論

本稿では、衆議院議員総選挙の有権者データを用いて、支持政党の有無が投票先選択へ与える影響を検討した。その結果、政党支持層にとっても争点態度や業績評価は投票先選択に大きな影響を持っていることがわかった。ただし、野党投票については、争点態度の無党派層への影響が大きい。また、現代的無党派層においては、業績評価が与党投票に繋がりやすいことが明らかになり、これらの結果は、党派性が争点態度や業績評価に基づく投票先選択を阻害する可能性を部分的に示唆するものである。また、無党派層の増加によって、争点態

⁽²⁾⁽⁾内は標準誤差。

度や業績評価の影響が強まりつつあると言えるだろう。その意味では、有権者が各政党の争点や業績評価を正しく認知できるよう、情報環境を整えることが求められる。例えば、現在一部導入されている、有権者が質問に答えると、人工知能がその傾向を分析し、候補者や政党とマッチングさせるアプリやサイトの利活用があげられる。

最後に、本稿の分析における問題点を述べる。まず争点態度について、争点の顕出性の問題がある。小林(2000)が指摘するように、調査設計者と有権者の間で、争点認知に差がある可能性があるため、今回用いた東京大学谷口研究室・朝日新聞社共同調査のような意識調査では、有権者が実際にどのような争点を重視して投票先選択を行ったのか、明確にできない。次に業績評価について、内閣の業績評価は、経済状況により判断されることが多い。本稿で業績評価をはかる変数として用いた項目は、安倍首相の仕事ぶりを評価するか否かを回答する質問であったため、個々の業績への評価が考慮される必要があるだろう。

7. 参考文献

飯田健・松林哲也・大村華子. 2015. 『政治行動論—有権者は政治を変えられるのか』有斐閣. 池田謙一. 1997. 『転変する政治のリアリティ—投票行動の認知社会学』木鐸社.

岩淵美克. 1986. 「地方選挙の分析―社会的属性の分析」堀江湛・梅村光弘編『投票行動と政治意識』慶應通信.

岩淵美克. 1996. 「東京都知事選における無党派層の投票行動」 『選挙研究』 11: 61-70.

小林良彰. 1985. 『計量政治学』成文堂.

小林良彰. 1991. 『現代日本の選挙』東京大学出版会.

小林良彰. 1997. 『現代日本の政治過程:日本型民主義の計量分析』東京大学出版会.

小林良彰. 2000. 『選挙・投票行動』 東京大学出版会.

菅沢文明. 1986. 「国政選挙の分析―社会的属性の分析」堀江湛・梅村光弘編『投票行動と政治意識』慶應通信.

田中愛治. 1992. 「「政党支持なし」層の意識構造と政治不信」 『選挙研究』 7:80-99.

新倉純樹. 2020.「共同調査における「伝統的無党派層」と「現代的無党派層」の分析」

『Int'lecowk: 国際経済労働研究』75 (7): 20-24.

三宅一郎. 1989. 『投票行動』 東京大学出版会.