

格差社会と投票行動の構造変化

三 船 毅*

A Disparate Society and Changing Voting Participation in Japan

MIFUNE Tsuyoshi

This paper verifies that the causal structure of Japanese voting participation has changed since the 2000s. In the late 2000s, many Japanese have begun to recognize Japan as a disparate society. Even in a disparate society, the distribution of Japanese people's feelings of life satisfaction has not changed significantly from before. However, life satisfaction has changed the behavior of Japanese voters. It is because in a disparate society, it is almost impossible for people to move upper class.

As a result, those who are dissatisfied with their lives increase their apathy and alienation, and actively reject politics.

I clarified the relationship between life satisfaction and voting participation by logistic regression analysis and graphical modeling.

キーワード：格差社会，投票参加

【目次】

1. はじめに
2. 投票行動の変化
3. 分 析
4. おわりに

1. はじめに

衆議院選挙の投票率は1990年から1996年にかけて大きく低下した。参議院でもほぼ同時期に投票率の大きな低下がみられる。しかし、それ以降投票率は衆議院では2005年の郵政解散選挙においては投票率の上昇がみられたが、ほぼ一貫して低水準で推移しており、55年体制期の投票率と比較すると衆議院、参議院ともに10%ポイント程度低いと考えられる。1990年から

*中央大学経済学部教授

1996 年にかけての衆議院選挙投票率の低下に関しては、政治関心と政党支持の低下が主因として解明されている（三船，2005）。また、それ以降に投票率が低水準で推移している状況に関しては、政治関心や政党支持の影響だけでなく、コウホート要因もあると考えられる（三船，2020）。本稿の問題は、これらのような変化の背後で有権者の投票行動要因の構造が変化しているのか否かである。なぜならば、多くの有権者を取り巻く社会・経済的環境は 1990 年代から 2010 年代にかけて大きく変化してきたからである。したがって、他の要因の効果が顕在化し投票行動要因における構造変化があると考えられる。

1990 年頃から 2020 年まで日本社会は、我々の想像を超えるほど大きく変化した。1990 年代前半にはバブル経済も崩壊していたが、多くの有権者は普通に真面目に仕事をしていれば、普通に幸せに暮らしていけると信じていたと考えられる。しかし、バブル経済崩壊の後始末が先送りされ、景気回復が実感できないなかで、新自由主義的改革が 2001 年から始まるとともに日本社会は大きく変化し、それ以前のように平均的（＝普通）に就職すれば平均的な幸せを得ることが現在ではできない状況であると考えられる。このような大きな変化は、当然ながら有権者に対して自分の生活と政治についての関係の再考を迫ることになっていると考えられる。その鍵は、我々が抱く「生活満足感」であると考えられる。自己の属性と類似した準拠集団における相対的な生活満足感、格差社会のなかで有権者が不満を募らせるならば、それは容易にアノミーに転化すると考えられるからである。したがって、格差社会の深刻化はこれまで投票参加に対して不鮮明であった生活満足感の効果を顕在化させ、投票参加における因果構造も変化させると考えられる。

本稿では、有権者を取り巻く日本社会の環境の大きな変化が、投票参加にも影響を及ぼし、投票参加の構造が変化することにより、低水準で推移する投票率の原因も変化していることを明らかにする。

2. 投票行動の変化

2.1 投票行動の要因

日本人の投票参加における一般的要因は、1960 年代からの研究の蓄積により次第に明らかになってきた。ただし、各要因の効果に関しては、時代が経るにつれて単純な回帰分析ではバイアスを含んでいることが指摘されてきたが、要因の効果そのものが否定されてきたわけではない。

投票参加の要因に関しては、多くの先行研究がある。投票参加の体系的研究の嚆矢はウォルフィンガーとローゼンストーン（Wolfinger and Rosenstone, 1980）であろう。日本人の投票参加の要因は、三宅（1990, 104 頁）により 4 つの要因群が示されている。第 1 に社会的属性（性別、年齢、職業、学歴、居住地など）である。第 2 に政治的態度（政党支持、政治関心、政治

有効性感覚，政治的義務感，政治信頼感など）である。第3に政治的刺激（マスコミ接触，組織加入，投票依頼など）である。第4に選挙の舞台装置（選挙の競争度，天候など）である。しかし，これらすべての要因が大きな効果をもつわけではない。

日本で投票行動研究が開始された1960年代後半から2020年の現在まで，日本社会は大きく変化してきた。特に市民を取り巻く環境は，バブル経済崩壊，そして2001年からの小泉政権による構造改革により大きく変化し，小泉政権の後半からは誰もが格差社会の到来を実感してきたと考えられる。では，このような市民の経済的環境の変化は，投票参加に対していかなる影響を及ぼすのだろうか。本稿の関心はここにある。

日本における投票参加研究が開始されて，半世紀近い年月が経っていることを踏まえれば，効果をもつ要因も変化している可能性がある。本稿の関心は，これまで先行研究ではあまり取り上げられることのなかった投票参加と生活満足感の関係である。生活満足感と投票行動に関しては三宅（1990，122-124頁）が青年の関心領域と生活満足感についての関連を分析しているが投票参加行動との直接的な分析はない。小林（1997a）は1990年代前半までのデータを用いて有権者の争点態度を規定する要因の1つとして生活満足感の効果を分析し，小林（1997b）は各政党への投票を被説明変数とした数量化I類において生活満足感を用いた分析を行っており，投票行動（投票参加を含む）への部分的な効果を確認しているが，1990年代前半までは生活満足感の効果は不安定であると考えられる。

我々はこれまで，普通に高校・大学を卒業して就職して真面目に働けば，一戸建ての住宅を買うのも夢ではなかった。しかし，21世紀になった現在，格差は固定され階層移動が厳しいものとなり，20世紀の普通は21世紀においては普通ではあり得なくなった。社会経済的地位と投票参加の関連に関しては，蒲島（1988），境家（2013），蒲島・境家（2020）により究明されている。しかし，境家（2013）蒲島・境家（2020）は格差社会について若干触れてはいるが，格差社会の到来により日本人の投票参加行動の何が変化したのかについての検討は少ない。人々の日常生活における自己の位置づけは，絶対的な収入だけでなく相対的な生活満足感が重要であることは経済学の研究で明らかにされている。したがって，格差社会のなかでは生活満足感における満足，不満足はこれまでとは異なる政治・社会行動を誘発する可能性があると考えられる。

2.2 生活満足感

生活に対する満足感（以下，生活満足感）は総理府（現内閣府）による「国民生活に関する調査」で1970年代から調査されてきた。また，多くの民間企業や公的機関においても生活満足感調査されている。内閣府による生活満足感を測定する質問は「あなたは，全体として現在の生活にどの程度満足していますか」であり，4点尺度で測定される。本稿で分析に用いた明

るい選挙推進協会によるデータも同様である。

では、生活満足感とは一体何を示す指標であり、どのように形成されるのかを先行研究から概観しておく。生活満足感と言葉のとおり生活における満足の度合いであるが、さらに細かく分類して職場、学校、家庭などの幸福感に分類して調査される場合もある。しかし、内閣府の調査ではあくまで「全体としての生活」としている。多くの先行研究から、生活満足感とは生活実態とはあまり強い相関はみられないとされている。Ferrer-i-Carbonell (2005)、浦川・松浦 (2007) は個人の主観的な生活満足感に影響を及ぼすのは、個人や世帯の収入の絶対額ではなく、個人の属性と類似した集団（出生年、居住地、学歴）と比較した相対的年収であると論じる。個人は自分の属性と類似した集団をいわば準拠集団として、生活満足感を形成するのである（小塩・浦川、2012）。

生活満足感が個人の属性を基礎とした準拠集団との比較により規定されるのであれば、格差が次第に固定化されていく社会においては、有権者にいかなる影響を及ぼすのであろうか。個人の属性と類似した集団、準拠集団とはいかなる集団なのかを考えてみる。我々が高校や大学を卒業し社会に出て所属するのは職場の同僚などであろう。居住地の近隣の人々、友人、サークルなども比較対象の準拠集団となる。そのなかで自分が相対的にでも優位であると認知できる対象者は多くの人々には少数であろうし、多くの人々は他者を同程度に認知するか、また劣等感を抱く場合も少なからずあるかもしれない。特に、非自営業の人々は職場での人間関係が生活の中心とならざるを得ない。そのような職場において派遣労働者の比率が拡大している現在、普通は不満を増大させるのであろうが、多くの場合無理をしてでも自己肯定感を維持しているのではないであろうか。しかし、生活満足感は現状の類似集団、準拠集団との相対化によってだけ決定されるのではない。現在 50～60 歳台の人々はバブル経済のなかで 20～30 歳台を過ぎてバブル経済の崩壊を経験している。したがって、過去の生活との相対化もしくはライフコースの軌道が自己の制御下にあるのか否かによっても人々の生活満足感は異なると考えられる。

では、この生活満足感は投票行動、特に投票参加にいかなる影響を及ぼすのであろうか。日本社会は 2000 年以降では格差社会が誰の目にも明らかになってきた。日本社会学会の SSJ データによる分析では、社会階層の固定化は 1955 年から持続されており、各種の経済指標からも 1980 年代後半からは格差社会の兆候がみられるとしている（今田、1989）。だが、それは人々が実感する格差社会ではなかった。だからこそ、生活満足感が類似集団との比較により形成されていても人々は希望を持ち得たし、政治意識の観点からみれば生活満足感は政党支持に吸収されていったと考えられる。よって 2000 年頃以前では、生活満足感の高い人も低い人も政党支持や政治関心の高低により投票参加していたと考えられる（小林、1997a、222-225 頁）。しかし、政党支持なし層の増加のみならず 55 年体制の崩壊、政党制の変化により社会党は消滅し、

労働者を代表する政党は2020年の現在は55年体制の時よりも不鮮明になっている。さらに、就業構造も大きく変化し、これまでの労働者という枠組みでは計ることのできない就業形態も現れてきた。格差社会と現在の就業構造のなかでは、一度でも社会の下部に位置すれば、そこから回復することは不可能に近い。格差社会のなかでは自分がどこに位置しようと、自分が満足できれば現状を肯定し与党に投票、もしくはよくなるように期待して野党に投票するであろう。しかし、格差社会が進展していくなかで大企業の経営方針が変更され、社会システムが変更されて、生活に不満をもつ人々、特に絶対的貧困層に希望を与えるような社会的流動性の確保を日本の政治が政治力によって図ったことはないに等しい。生活満足感が相対的なものであっても、現状を変化させることが不可能であることを悟れば、人々の生活に対する不満感は厭世観を強めアパシーに転化し、さらに疎外感、シニシズムを誘発するであろう。その結果として、有権者は積極的に政治を拒否する（Milbrath, 1965=76, 108頁）と考えられる。

また、地位政治がこのような格差社会のなかでは存在することも考えられる。地位政治とは「個人や集団がかれの社会的地位を上昇させたり維持しようと望むさいの不満や怨み」に関わるものであり（Lipset, 1964）、地位政治を支えるのは個人とその地位不安である（今田, 1989, 133頁）。今田（1989）は、地位政治のなかにおいて人々は社会移動の過程で文化変容を経験して、地位不安になれば中道政党支持、政党支持なし層になり、社会不安になれば保守政党を支持すると論じる。しかし、今日の日本では地位不安、社会不安も社会の下層への移動が起り易いが、その逆は起り難いことは明白である。だからこそ、生活に不満を覚える人は、疎外感、シニシズムを抱くのである。生活満足感は個人が属する類似集団における相対的満足感だけでなく、個人の経験によっても形成されるであろう。よって、日本ではバブル経済の経験の有無が生活満足感に影響を及ぼす可能性もある。

生活満足感が類似集団、準拠集団との相対化から形成されるのであれば、非格差社会と格差社会では有権者の政治的態度に及ぼす影響は異なるであろう。非格差社会においては類似集団・準拠集団への帰属から形成される生活満足感は、満足であろうと不満足であろうと、類似集団たとえば職場においては現在のような正規・非正規の問題は存在していない。賃金の高低は年功序列や個人の能力に起因するから、生活満足感における満足感・不満足感は直接的に市民の政治行動を規定するのではなく政党支持や政治関心などを介して、政治・社会に対する批判となっていたと考えられる。しかし、格差社会では職場における正規・非正規の区別からなる賃金格差は政治・経済のシステムとして人為的に作られたものであるからこそ生活満足感における満足感、不満足感は政治・経済システムに対する直接の不満となり、政治行動に直接的なつながりをもつようになると考えられる。しかし、本来ならば、その政治・経済システムの変更を唱える野党が存在すれば有権者は投票する可能性もあるが、それが実現する可能性は低い。さらに政党支持率は低調であるから、よって満足感の高い人が投票するというよりも、むしろ不満足

の高い人が棄権することにより、生活満足感是有権者の政治行動に直接影響を及ぼすようになると考えられる。

現在の生活満足感がこのような効果をもつのであれば、個人の年齢によりその効果が異なる可能性もある。格差社会の到来以前に社会に出た人は、社会の流動性がある程度残っているなかで社会に出ることができた。しかし、格差社会のなかで社会に出た人は、流動性のないなかで社会に出ることになる。最初から社会の流動性が低く移動ができずに生活に不満を抱くのと、過去に移動のチャンスはあったけれど生かし切れずに生活に不満を抱くのでは、その生活の不満がアノミー、疎外感を誘発する程度は異なるであろう。したがって、格差社会においては投票参加に対して年齢と生活満足感の交互作用が存在し、生活満足感において不満が高い若い人ほど投票参加に対して負の効果が強くなると考えられる。

2.3 仮 説

では、格差社会のなかで、生活満足感が次第に投票参加に直接的に影響を及ぼすことを分析するための仮説を提示しておく。

仮説 1：非格差社会では、生活満足感の高い人も低い人も、生活満足感が直接に投票参加に対して影響を及ぼすことはなく、生活満足感は政治関心や政党支持に影響を及ぼす程度である。投票参加を直接的に規定するのは政治関心、政党支持、年齢などである。よって、生活満足感の効果は不安定であり、多くの場合その効果は顕在化しない。しかし、格差社会では生活満足感投票参加に直接的に効果を示すようになる。生活満足感の高い有権者は現状を肯定し、よりよくなるように期待して投票する。しかし生活満足感の低い有権者は、厭世観、アノミー、疎外感、アパシーを高めることにより棄権する傾向が強くなる。

仮説 2：格差社会では、投票参加の要因として生活満足感と年齢の交互作用の効果が現れる可能性がある。

仮説 3：投票参加に対して生活満足感が効果を示すようになった結果、投票参加の因果構造は変化している。

3. 分 析

3.1 生活満足感の析出：ロジスティック回帰分析による分析

では、ロジスティック回帰分析（以下、Logit モデル）を用いて分析を行う。応答変数（従属変数）を投票参加として、説明変数は政党支持、政治関心、政治満足感、生活満足感、性別、年齢、学歴、年齢×生活満足感とした¹⁾。では、1980年のデータから2017年までの9つのデー

1) 応答変数である投票参加は、投票=1、棄権=0とした。政党支持は支持強度を組み込んで3点尺度とした。政治関心は4点尺度である。ただし1980年、1983年、1986年のデータには政治関心がな

表-1 ロジスティック回帰分析結果

1980年

	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)
政党支持	.462	.089	26.877	1	.000	1.587	.463	.089	27.017	1	.000	1.588
政治関心	.859	.083	107.090	1	.000	2.360	.861	.083	107.655	1	.000	2.367
政治満足感	.113	.095	1.419	1	.234	1.119	.114	.095	1.455	1	.228	1.121
生活満足感	-.022	.094	.057	1	.812	.978	.031	.120	.067	1	.796	1.032
性別	.052	.133	.152	1	.697	1.053	.048	.133	.129	1	.720	1.049
年齢	.275	.051	29.400	1	.000	1.317	.251	.050	25.050	1	.000	1.286
学歴	.049	.109	.203	1	.652	1.050	.031	.109	.079	1	.778	1.031
年齢×生活満足感							.042	.060	.486	1	.486	1.043
定数	-2.195	.411	28.524	1	.000	.111	-1.165	.317	13.489	1	.000	.312
	-2 対数尤度	Cox-Snell R ² 乗	Nagelkerke R ² 乗									
	1645.936	.089	.165									
	-2 対数尤度	Cox-Snell R ² 乗	Nagelkerke R ² 乗									
	1649.326	.088	.163									

1983年

	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)
政党支持	.476	.096	24.738	1	.000	1.610	.477	.096	24.874	1	.000	1.612
政治関心	.960	.080	144.389	1	.000	2.613	.962	.080	145.123	1	.000	2.618
政治満足感	.173	.090	3.716	1	.054	1.189	.168	.090	3.498	1	.061	1.183
生活満足感	.143	.096	2.217	1	.137	1.154	.206	.115	3.202	1	.074	1.229
性別	-.107	.126	.725	1	.395	.898	-.114	.126	.812	1	.367	.892
年齢	.236	.049	23.412	1	.000	1.267	.226	.048	21.909	1	.000	1.253
学歴	.069	.111	.391	1	.532	1.072	.057	.111	.266	1	.606	1.059
年齢×生活満足感							.059	.059	.997	1	.318	1.060
定数	-3.229	.432	55.837	1	.000	.040	-1.885	.328	32.988	1	.000	.152
	-2 対数尤度	Cox-Snell R ² 乗	Nagelkerke R ² 乗									
	1777.027	.121	.205									
	-2 対数尤度	Cox-Snell R ² 乗	Nagelkerke R ² 乗									
	1777.849	.120	.205									

1986年

	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)
政党支持	.697	.108	41.932	1	.000	2.008	.700	.108	42.223	1	.000	2.013
政治関心	1.189	.087	187.092	1	.000	3.284	1.195	.087	189.100	1	.000	3.303
政治満足感	.116	.095	1.484	1	.223	1.123	.116	.095	1.469	1	.226	1.122
生活満足感	-.053	.107	.249	1	.618	.948	.008	.133	.004	1	.952	1.008
性別	.018	.137	.018	1	.894	1.018	.020	.137	.022	1	.883	1.020
年齢	.245	.054	20.757	1	.000	1.277	.220	.052	17.700	1	.000	1.246
学歴	.117	.116	1.023	1	.312	1.124	.098	.115	.724	1	.395	1.103
年齢×生活満足感							.050	.069	.540	1	.462	1.052
定数	-3.653	.454	64.845	1	.000	.026	-2.838	.359	62.425	1	.000	.059
	-2 対数尤度	Cox-Snell R ² 乗	Nagelkerke R ² 乗									
	1545.194	.154	.276									
	-2 対数尤度	Cox-Snell R ² 乗	Nagelkerke R ² 乗									
	1547.742	.153	.274									

く、選挙関心を代わりに用いた。政治満足感は4点尺度である。性別は男性=1、女性=0のダミー変数である。年齢は1990年頃までは80歳以上は少ないが、それ以降は80歳以上も比較的多い。分析では交互作用項を含まないLogitモデルでは、70~80歳以上を1つのカテゴリーとして、10歳刻

1993 年

	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)
政党支持	.589	.106	30.915	1	.000	1.803	.656	.112	34.594	1	.000	1.927
政治関心	1.123	.086	171.798	1	.000	3.075	1.039	.090	134.468	1	.000	2.828
政治満足感	.068	.098	.482	1	.487	1.071	.100	.103	.950	1	.330	1.106
生活満足感	.116	.099	1.376	1	.241	1.123	.073	.142	.262	1	.609	1.075
性別	-.478	.132	13.074	1	.000	.620	-.503	.137	13.494	1	.000	.605
年齢	.420	.054	60.901	1	.000	1.522	.488	.060	65.456	1	.000	1.629
学歴	-.124	.176	.494	1	.482	.884	-.074	.188	.156	1	.692	.928
年齢×生活満足感							-.030	.076	.155	1	.694	.970
定数	-3.853	.548	49.469	1	.000	.021	-1.754	.591	8.826	1	.003	.173
	-2 対数 尤度						-2 対数 尤度					
	Cox-Snell R2 乗			Nagelkerke R2 乗			Cox-Snell R2 乗			Nagelkerke R2 乗		
	1564.790						1454.520					
	.167			.289			.169			.290		

1996 年

	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)
政党支持	.439	.103	18.016	1	.000	1.550	.444	.103	18.557	1	.000	1.559
政治関心	1.330	.087	231.197	1	.000	3.781	1.340	.088	234.304	1	.000	3.819
政治満足感	-.056	.095	.349	1	.555	.945	-.057	.095	.359	1	.549	.944
生活満足感	.073	.095	.596	1	.440	1.076	.097	.103	.875	1	.349	1.102
性別	.255	.128	3.945	1	.047	1.290	.255	.128	3.960	1	.047	1.291
年齢	.374	.049	58.498	1	.000	1.454	.348	.047	54.147	1	.000	1.416
学歴	-.352	.102	11.892	1	.001	.704	-.335	.102	10.868	1	.001	.715
年齢×生活満足感							.036	.057	.397	1	.528	1.037
定数	-3.585	.410	76.435	1	.000	.028	-1.979	.380	27.169	1	.000	.138
	-2 対数 尤度						-2 対数 尤度					
	Cox-Snell R2 乗			Nagelkerke R2 乗			Cox-Snell R2 乗			Nagelkerke R2 乗		
	1632.932						1637.093					
	.216			.338			.214			.336		

2005 年

	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)
政党支持	.538	.125	18.618	1	.000	1.713	.552	.125	19.601	1	.000	1.736
政治関心	.863	.102	71.824	1	.000	2.370	.876	.102	74.407	1	.000	2.402
政治満足感	.214	.110	3.783	1	.052	1.239	.215	.110	3.839	1	.050	1.240
生活満足感	.069	.111	.390	1	.532	1.072	.048	.113	.177	1	.674	1.049
性別	-.192	.151	1.623	1	.203	.825	-.191	.150	1.610	1	.205	.826
年齢	.372	.053	48.658	1	.000	1.450	.336	.051	42.877	1	.000	1.400
学歴	.725	.122	35.407	1	.000	2.064	.702	.122	33.338	1	.000	2.017
年齢×生活満足感							-.043	.058	.552	1	.457	.958
定数	-5.121	.533	92.420	1	.000	.006	-3.494	.411	72.382	1	.000	.030
	-2 対数 尤度						-2 対数 尤度					
	Cox-Snell R2 乗			Nagelkerke R2 乗			Cox-Snell R2 乗			Nagelkerke R2 乗		
	1212.45						1217.808					
	.148			.249			.146			.244		

みで 6 点尺度としてある。交互作用項を含む Logit モデルでは 10 歳刻みで 7 点尺度としてある。ただし、カテゴリーの中心である 4 番目の 50 歳台を 0 として、20 歳台を -3 (2017 年のデータには 18 歳を含む)、30 歳台を -2, 40 歳台を -1, 60 歳台を 1, 70 歳台を 2, 80 歳以上を 3 とした。

2007年

	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)
政党支持	.896	.118	57.385	1	.000	2.449	.912	.118	59.634	1	.000	2.489
政治関心	.910	.101	80.594	1	.000	2.485	.925	.101	83.600	1	.000	2.523
政治満足感	-.008	.107	.005	1	.942	.992	-.013	.106	.015	1	.901	.987
生活満足感	.188	.090	4.330	1	.037	1.207	.178	.093	3.715	1	.054	1.195
性別	.159	.140	1.293	1	.255	1.172	.154	.139	1.223	1	.269	1.167
年齢	.320	.050	41.381	1	.000	1.377	.276	.047	33.950	1	.000	1.318
学歴	.315	.109	8.352	1	.004	1.370	.286	.109	6.908	1	.009	1.331
年齢×生活満足感							-.017	.050	.118	1	.732	.983
定数	-4.903	.502	95.254	1	.000	.007	-3.146	.403	60.969	1	.000	.043
	-2 対数尤度						-2 対数尤度					
	Cox-Snell R2乗			Nagelkerke R2乗			Cox-Snell R2乗			Nagelkerke R2乗		
	1399.829						1407.426					
	.151			.250			.147			.245		

2014年

	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)
政党支持	.509	.065	61.765	1	.000	1.663	.508	.065	61.526	1	.000	1.662
政治関心	.954	.091	110.035	1	.000	2.597	.948	.091	108.201	1	.000	2.581
政治満足感	.074	.087	.738	1	.390	1.077	.065	.087	.551	1	.458	1.067
生活満足感	.134	.078	2.925	1	.087	1.144	.086	.082	1.091	1	.296	1.090
性別	.163	.114	2.047	1	.153	1.177	.159	.114	1.941	1	.164	1.172
年齢	.258	.040	40.910	1	.000	1.294	.258	.040	40.551	1	.000	1.294
学歴	.292	.091	10.264	1	.001	1.339	.295	.091	10.455	1	.001	1.344
年齢×生活満足感							.089	.045	3.824	1	.051	1.093
定数	-5.263	.404	169.672	1	.000	.005	-4.125	.366	127.309	1	.000	.016
	-2 対数尤度						-2 対数尤度					
	Cox-Snell R2乗			Nagelkerke R2乗			Cox-Snell R2乗			Nagelkerke R2乗		
	1979.322						1975.509					
	.194			.273			.196			.275		

2017年

	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)	B	標準誤差	Wald	df	有意確率	Exp(B)
政党支持	.442	.078	32.054	1	.000	1.555	.441	.078	31.797	1	.000	1.554
政治関心	.420	.046	84.731	1	.000	1.523	.420	.046	84.048	1	.000	1.521
政治満足感	-.025	.052	.228	1	.633	.975	-.039	.053	.543	1	.461	.962
生活満足感	.245	.087	7.944	1	.005	1.277	.154	.045	11.880	1	.001	1.167
性別	-.011	.133	.006	1	.937	.990	.013	.134	.010	1	.921	1.013
年齢	.124	.048	6.656	1	.010	1.132	.133	.049	7.465	1	.006	1.142
学歴	.129	.135	.921	1	.337	1.138	.116	.135	.739	1	.390	1.123
年齢×生活満足感							.049	.031	2.576	1	.108	1.051
定数	-2.561	.453	31.994	1	.000	.077	-1.555	.446	12.166	1	.000	.211
	-2 対数尤度						-2 対数尤度					
	Cox-Snell R2乗			Nagelkerke R2乗			Cox-Snell R2乗			Nagelkerke R2乗		
	1575.302						1569.18					
	.131			.207			.134			.211		

タを用いた分析結果を表-1に記す²⁾。各表の左側は年齢×生活満足感の交互作用項³⁾を含めないモデルの結果であり、各表の右側が年齢×生活満足感の交互作用項を含めたモデルの結果である。説明変数の有意水準は5%とするが、生活満足感と年齢×生活満足感の交互作用項に関しては10%の水準も適用することにした。2005年以降の分析では、各年齢層における生活満足感と投票率の関係を図にしてある。

(1) 1980年の分析結果

交互作用を含めないモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、年齢である。オッズ比をみると政治関心、政党支持、年齢の順で投票参加に高い効果を示している。

交互作用項を含めたモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、年齢である。年齢×生活満足感の交互作用項は有意でない。オッズ比をみると政治関心、政党支持、年齢の順で投票参加に高い効果を示している。年齢×生活満足感の交互作用項は有意ではなく、主効果の年齢だけが有意となっており、交互作用項を含めないモデルと同じ結果となっている。

(2) 1983年の分析結果

交互作用を含めないモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、政治満足感、年齢である。オッズ比をみると政治関心、政党支持、年齢、政治満足感の順で投票参加に高い効果を示している。

交互作用項を含めたモデルでは、有意な変数は政党支持、政治関心である。ただし、政治満足感と生活満足感は10%水準でみると有意である。年齢×生活満足感の交互作用項は有意ではないが、主効果の年齢、生活満足感が有意となっている。交互作用項を含めたことにより主効果の生活満足感の効果が現れている。つまり年齢層による生活満足感の効果を割り引くことにより主効果としての生活満足感が現れたと考えられる。オッズ比をみると政治関心、政党支持、

2) 用いたデータは1980年～2014年までは明るい選挙推進協会のデータである。1980年から2004年までは、レヴァイアサンデータバンクより入手した。

2007年のデータは明るい選挙推進協会の事務局より直接入手した。

2014年のデータに関しては、その分析にあたり東京大学社会科学研究所附属社会調査・データアーカイブ研究センターSSJデータアーカイブから「第47回衆議院議員総選挙全国意識調査(明るい選挙推進協会)」の個票データの提供を受けた。

2017年のデータは、2017年中央大学社会科学研究所調査によるデータである。このデータは宮野勝(文学部教授)を研究代表として行った調査により得られたものである。調査詳細を記しておく。(1)調査実施日:2017年1月22(水)から27日(月)である。(2)調査実施形態は次のとおりである。調査手法:インターネット調査、調査地域:全国、調査対象:18歳から69歳までの男女、対象者抽出ソース:日経リサーチアクセスパネル。

データの使用を許可してくださった、蒲島郁夫先生、石井義人先生、今井亮祐先生、宮野勝先生に御礼を申し上げる。

3) 年齢×生活満足感の交互作用項を説明変数とする分析では、生活満足感は何も平均値を0とする中心化をしてある。年齢は注1で説明したように50歳台を0とする中心化をしてある。

生活満足感、政治満足感の順で投票参加に対して高い効果を示している。

(3) 1986年の分析結果

交互作用項を含めないモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、年齢である。オッズ比をみると政治関心、政党支持、年齢の順で投票参加に高い効果を示している。

交互作用項を含めたモデルでは、有意な変数は政党支持、政治関心、年齢である。オッズ比をみると政治関心、政党支持、年齢の順で投票参加に高い効果を示している。年齢×生活満足感の交互作用項は有意でなく、主効果の年齢だけが有意となっており、交互作用項を含めないモデルと同じ結果となっている。

(4) 1993年の分析結果

交互作用項を含めないモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、性別、年齢である。オッズ比をみると政治関心、政党支持、年齢、性別の順で投票参加に対して高い効果を示している。

交互作用項を含めたモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、性別、年齢である。オッズ比をみると政治関心、政党支持、年齢、性別の順で投票参加に対して高い効果を示している。年齢×生活満足感の交互作用項は有意でなく、主効果の年齢だけが有意となっており、交互作用項を含めないモデルと同じ結果となっている。

(5) 1996年の分析結果

交互作用項を含めないモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、性別、年齢である。オッズ比をみると政治関心、政党支持、年齢、性別の順で投票参加に対して高い効果を示している。

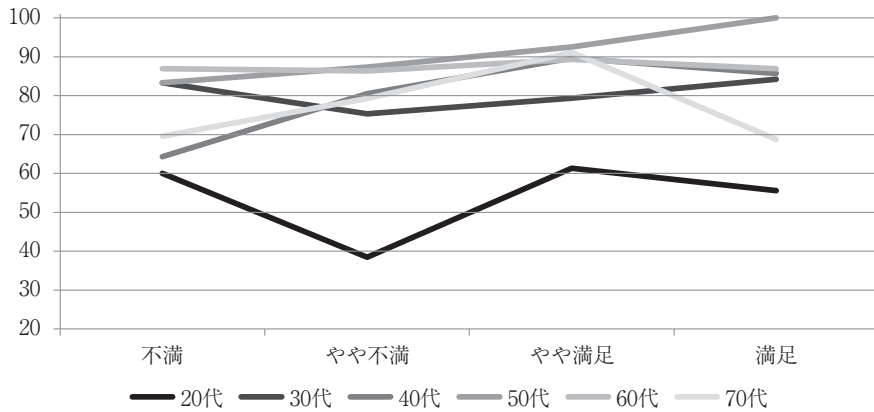
交互作用項を含めたモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、性別、年齢である。オッズ比をみると政治関心、政党支持、年齢、性別の順で投票参加に対して高い効果を示している。年齢×生活満足感の交互作用項は有意でなく、主効果の年齢だけが有意となっており交互作用項を含めないモデルと同じ結果となっている。

(6) 2005年の分析結果

交互作用項を含めないモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、政治満足感、年齢、学歴である。オッズ比をみると政治関心、政党支持、学歴、年齢、政治満足感の順で投票参加に対して高い効果を示している。

交互作用項を含めたモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、政治満足感、年齢、学歴である。オッズ比をみると政治関心、学歴、政党支持、年齢、政治満足感の順で投票参加に高い効果を示している。年齢×生活満足感の交互作用項は有意でなく、主効果の年齢だけが有意となっており、交互作用を含めないモデルと同じ結果となっている。

図 1-1 各年齢層における生活満足感と投票率（2005 年）

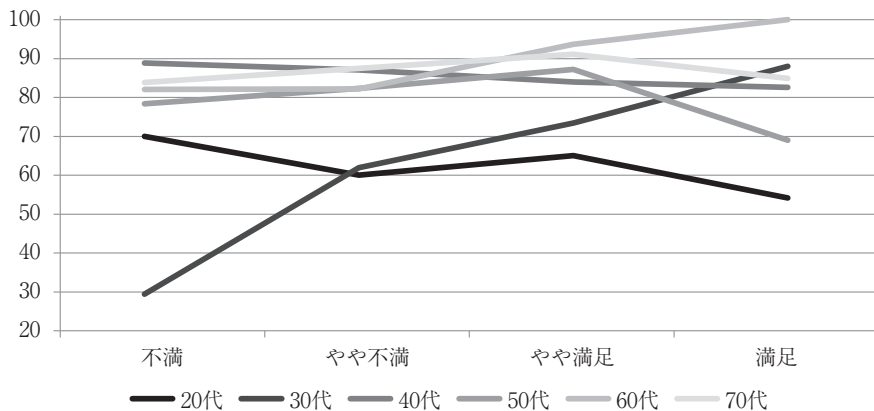


(7) 2007 年の分析結果

交互作用項を含めないモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、生活満足感、年齢、学歴である。オッズ比をみると政治関心、政党支持、年齢、学歴、生活満足感の順で投票参加に対して高い効果を示している。

交互作用項を含めたモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、生活満足感、年齢、学歴である。オッズ比をみると政治関心、政党支持、学歴、年齢、生活満足感の順で投票参加に対して高い効果を示している。年齢×生活満足感の交互作用項は有意ではないが、主効果の年齢と生活満足感には有意となっている。つまり、年齢と生活満足感の効果はあるが、年齢が高いほど生活満足感の効果が高いとはいえないのである。

図 1-2 各年齢層における生活満足感と投票率（2007 年）

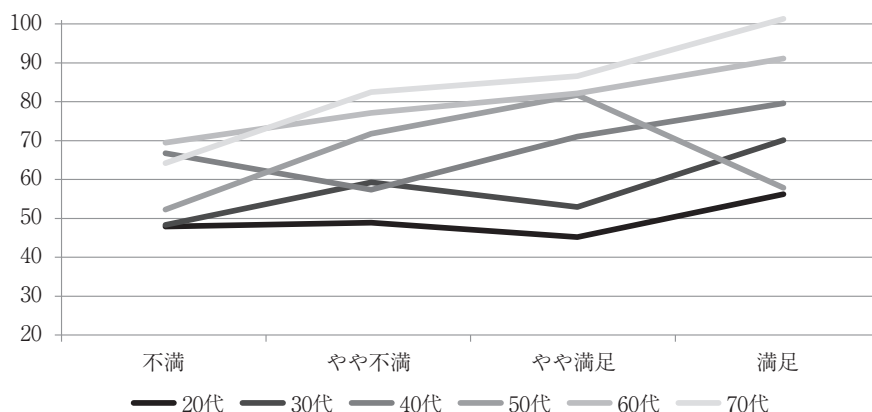


(8) 2014年の分析結果

交互作用項を含めないモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、年齢、学歴が有意である。ただし、生活満足感も10%水準でみると有意である。オッズ比をみると政治関心、政党支持、年齢、学歴、年齢、生活満足感の順で投票参加に対して高い効果を示している。

交互作用項を含めたモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、年齢、年齢×生活満足感の交互作用項が有意である。オッズ比をみると政治関心、政党支持、学歴、年齢、年齢×生活満足感の交互作用項の順で投票参加に対して高い効果を示している。年齢×生活満足感の交互作用項は有意であり、主効果の年齢は有意であるが生活満足感は無意味ではない。つまり、生活満足感の高低は有権者全体（全ての年齢層）に共通な効果を示すのではなく、生活満足感が高いほど投票参加に強い効果を示しているのである。

図 1-3 各年齢層における生活満足感と投票率（2014年）

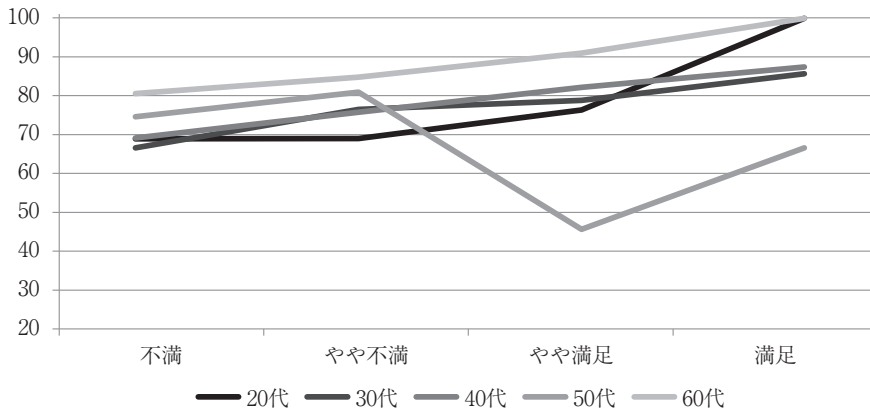


(9) 2017年の分析結果

交互作用項を含めないモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、生活満足感、年齢が有意である。生活満足感も0.5%水準で有意となっている。オッズ比をみると政党支持、政治関心、生活満足感、年齢の順で投票参加に対して高い効果を示している。

交互作用項を含めたモデルでは、有意となる変数は政党支持、政治関心、生活満足感、年齢が有意である。年齢×生活満足感の交互作用項は10%の有意水準でみると有意である。オッズ比をみると政党支持、政治関心、生活満足感、年齢、年齢×生活満足感の交互作用項の順で投票参加に対して高い効果を示している。ここでは、年齢×生活満足感の交互作用項は有意であり、主効果の年齢と生活満足感も有意となっている。つまり、生活満足感と年齢は有権者全体に共通に効果を示すが、さらに生活満足感が高い年齢層の方が投票参加に対して高い効果を示しているのである。

図 1-4 各年齢層における生活満足感と投票率（2017 年）



(10) ロジスティック回帰分析のまとめ

1980 年から 2017 年までの合計 9 つのデータによる Logit モデルの推定結果をまとめておく。投票参加に対して常に高い効果を示すのは、政治関心、政党支持、年齢である。学歴は 1996 年以降では有意になる場合が多いが、2017 年に関しては有意ではない。生活満足感とは 1983 年では 10% の有意水準では有意であるが、他の 1980 年から 2005 年のデータでは有意ではなく不安定である。しかし、2007 年以降のデータでは生活満足感もしくは年齢×生活満足感の交互作用項が有意となっている。このことは、生活満足感とは準拠集団内での相対的な満足度ではあるが、準拠集団内における生活への不満感がアノミー、疎外感、アパシーをもたらしていると考えられる。つまり、格差社会が深刻になるにつれて、それまでは政党支持や政治関心、政治満足感を媒介して生活満足感とは僅かに投票参加に効果をもち得ていたが、それが 2000 年代後半からは僅かではあるが投票参加に効果を示し、徐々にその効果を大きくしていると考えられる。

3.2 グラフィカルモデリングによる投票参加構造の分析

次にロジスティック回帰分析の結果をもう少し拡大して解釈できるように、グラフィカルモデリングを用いてパス解析のように解釈することから、投票参加の構造変化を検証する。ただし、グラフィカルモデリングによる分析結果は、主にグラフ理論における無向独立グラフのマルコフ性を用いて変数間の関係を解釈する（宮川、1997、10 頁）。

では、1980 年から 2017 年のデータを用いたグラフィカルモデリングの分析結果を順次解釈して、それらの経年変化から投票参加の構造変化の特徴を把握する。なお、用いた変数はロジスティック回帰分析で用いた変数と同じであるが、性別と学歴および年齢×生活満足感の交互作用項は除外した。性別、学歴は 1980 年代にはあまり有意でないが、1990 年代後半からは有

意である場合が多い。よって、2つの変数を除外したことによりグラフィカルモデリングの結果に若干の影響を及ぼすことも考えられるが、グラフィカルモデリングの性質上、変数が多くなるとグラフが複雑になり解釈が困難になる場合もある。よって、ロジスティック回帰分析の結果と大きく乖離しない範囲で除外できる変数として性別、学歴と年齢×生活満足感の交互作用項を除外した。分析結果のグラフの辺にある数値は偏相関係数である。分析では変数間の相関係数を変数の型に応じてピアソンの積率相関係数、ポリコリック相関係数、ポリシリアル相関係数で算出（p値は5%水準）してから、偏相関係数を算出して、共分散選択の方法にしたがいグラフを特定化した。

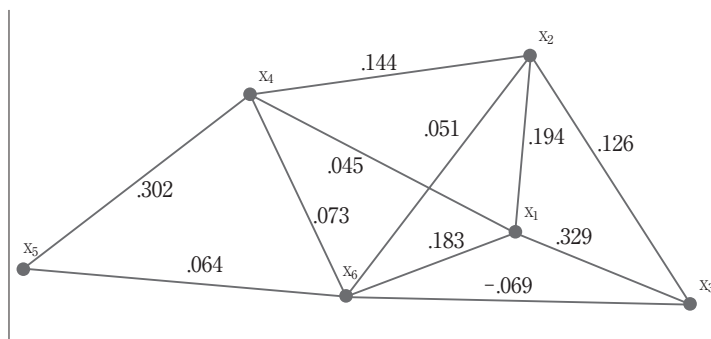
(1) 1980年の分析結果

図2-1が1980年のデータによる分析結果である。投票参加に対しては政治関心と政党支持、年齢の偏相関が高い。これはロジスティック回帰分析の結果と同じである。投票参加に対しては政治満足感も辺があるが.045と小さい。生活満足感は投票参加とは直接には辺がなく、政治満足や政党支持を介して投票参加に繋がっている。このことは小林（1997a, 220-225頁）の分析結果と同じである。

分析に用いたデータでは、生活満足感と投票参加の関連は小さいか、または有意でないかもしれないが偏相関係数は計算される。グラフィカルモデリングは変数間の小さい偏相関係数から順次除去していき、AICが最小となり、AICが最小となるモデルとその1つ前のモデルの逸脱度の差のp値が0.15程度のモデルを最適なモデルとする（宮川, 1997, 91頁）。そのモデルに対して無向独立グラフのマルコフ性を用いて変数間の関係を解釈するのがグラフィカルモデリングの分析である。

図2-1のグラフにおいて、生活満足感から投票参加に辿り着くには、必ず政治満足感か年齢のいずれかを通らなくてはならない。無向独立グラフのマルコフ性を適用して図2-1のグラフ

図2-1 1980年のグラフ



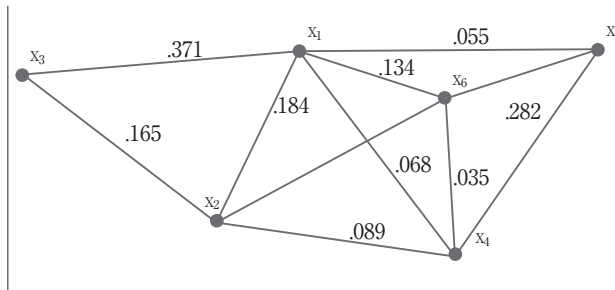
注：投票参加=X1, 政党支持=X2, 政治関心=X3, 政治満足感=X4, 生活満足感=X5, 年齢=X6

を解釈すれば、政治満足感と年齢を一定にすれば、生活満足感と投票参加は無相関であることを示している。よって、1980年では生活満足感は投票参加には直接の関連はないが、偏相関の大きさを勘案すると生活満足感は政治満足感と政党支持を介して投票参加に関連していることを示している。

(2) 1983年の分析結果

図2-2が1983年の分析結果である。投票参加に対しては全ての変数が辺をもっている。投票参加に対しては政治関心、政党支持、年齢の偏相関が高い。生活満足感は投票参加に対しては.055と弱い偏相関を示している。投票参加、年齢、生活満足感から構成されるクリークが存在している。このクリークは、年齢を一定にすると投票参加と生活満足感に.055の偏相関をもつことを示している。このことはLogitモデルの結果で年齢×生活満足感の交互作用項は有意ではないが、生活満足感が有意水準7%程度で有意であることと同じ結果である。グラフィカルモデリングでは絶対値の小さい偏相関を順次ゼロと置き換えてAICが最小となるモデルを採択する手順で行うから、Logitモデルの推定とは計算過程で用いている変数が異なることにより、グラフィカルモデリングでは投票参加と生活満足感に弱いながらも偏相関が現れたと考えられる⁴⁾。グラフの構造から生活満足感は投票参加に弱い関連を示すが、生活満足感は政治満足感や政党支持を介して投票参加に弱く関連しているのである。

図 2-2 1983年のグラフ



注：投票参加=X1, 政党支持=X2, 政治関心=X3, 政治満足感=X4, 生活満足感=X5, 年齢=X6

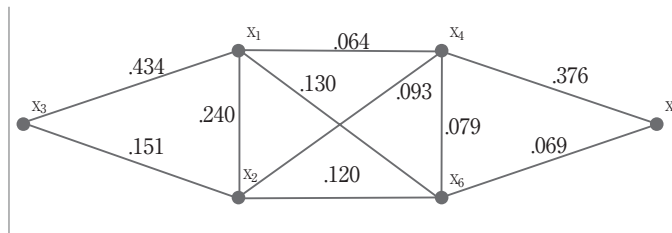
(3) 1986年の分析結果

図2-3が1986年の分析結果である。投票参加に対しては政治関心、政党支持、年齢、政治満足感の順で偏相関が高く、生活満足感は投票参加と辺がなく偏相関をもたない。無向独立グラ

4) グラフィカルモデリングでは性別、学歴の変数は用いていないがLogitモデルでは性別、学歴も含めている。これら2つの変数の有無の影響を確認するためにグラフィカルモデリングでも性別、学歴を加えたモデルで分析したところ、投票参加と生活満足感の辺は5%水準で有意であった。

フのマルコフ性から投票参加と生活満足感の関係を解釈すると、政治満足感と年齢を一定にすると投票参加と生活満足感は無相関になる。生活満足感は政治満足感と政党支持を介して投票参加に弱い関連をもつ。Logit モデルの結果でも生活満足感は無意味でないので同じ結果を示している。

図 2-3 1986 年のグラフ



注：投票参加 = X1, 政党支持 = X2, 政治関心 = X3, 政治満足感 = X4, 生活満足感 = X5, 年齢 = X6

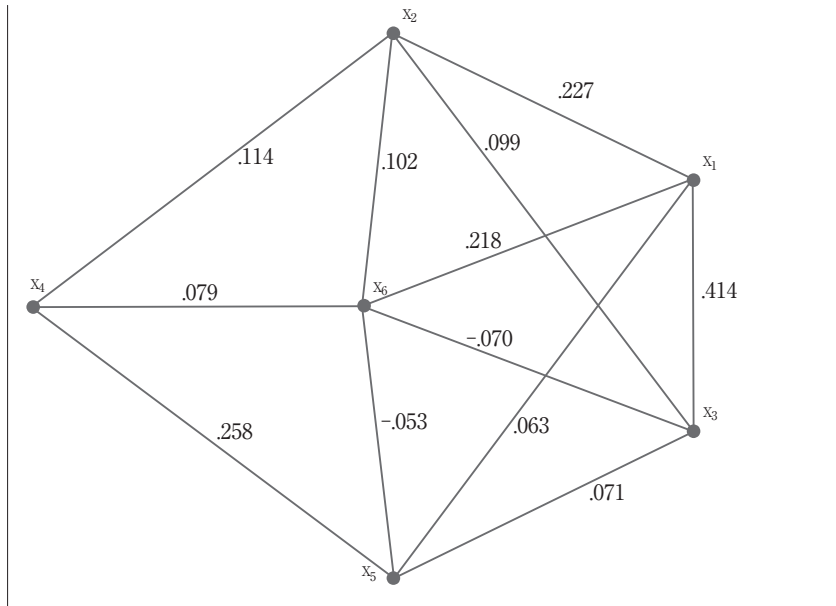
(4) 1993 年の分析結果

図 2-4 が 1993 年の分析結果である。投票参加に対しては政治関心、政党支持、年齢、生活満足感の順に高い偏相関を示している。このグラフでは生活満足感と投票参加には辺があり偏相関を示している。Logit モデルでは年齢×生活満足感の交互作用項の有無に拘わらず生活満足感は無意味でないが、グラフィカルモデリングでは偏相関が示されている。Logit モデルでは性別、年齢を加えている影響かもしれない⁵⁾。しかし、グラフィカルモデリングでは絶対値の小さい偏相関を順次ゼロと置き換えて AIC が最小となるモデルを採択する手順で行うから、Logit モデルの推定とは計算過程で用いる変数が異なることにより、グラフィカルモデリングでは投票参加と生活満足感に弱いながらも偏相関が現れたと考えられる。

グラフには生活満足感、年齢、投票参加から構成されるクリークが存在している、このクリークは、年齢を一定にすると投票参加と生活満足感とは .063 の偏相関をもつことを示している。さらに、このクリークは投票参加を一定にすると、生活満足感と年齢は -0.053 の偏相関をもつことを示している。つまり投票した有権者も棄権した有権者でも、高齢者は生活満足感が低い傾向を示している。

5) 1993 年に関しては、小林 (1997a, 210 頁) は数量化 II 類のモデルから各政党への投票と棄権に対して生活満足感が高い説明力があるとしており、グラフィカルモデリングの結果と整合性をもつ。また、グラフィカルモデリングでは性別、学歴の変数は用いていないが Logit モデルでは性別、学歴も含めている。これら 2 つの変数の有無の影響を確認するためにグラフィカルモデリングでも性別、学歴を加えたモデルで分析したところ、投票参加と生活満足感の辺は 5% 水準で有意であった。

図 2-4 1993 年のグラフ

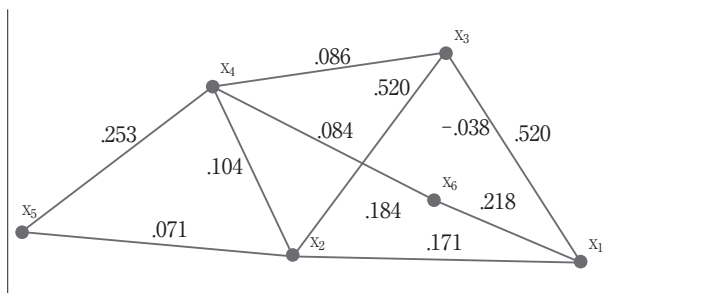


注：投票参加 = X1, 政党支持 = X2, 政治関心 = X3, 政治満足感 = X4, 生活満足感 = X5, 年齢 = X6

(5) 1996 年の分析結果

図 2-5 が 1996 年の分析結果である。投票参加に対しては政治関心、年齢、政党支持の順に高い偏相関を示している。生活満足感は投票参加に対しては辺がなく偏相関を示していない。無向独立グラフのマルコフ性から投票参加と生活満足感の関係を解釈すると、グラフは政党支持を一定とすると、生活満足感と投票参加は無相関になることを示している。グラフにおける変数間の関連からみると、生活満足感は政党支持を介して投票参加に間接的に弱く関連している。

図 2-5 1996 年のグラフ

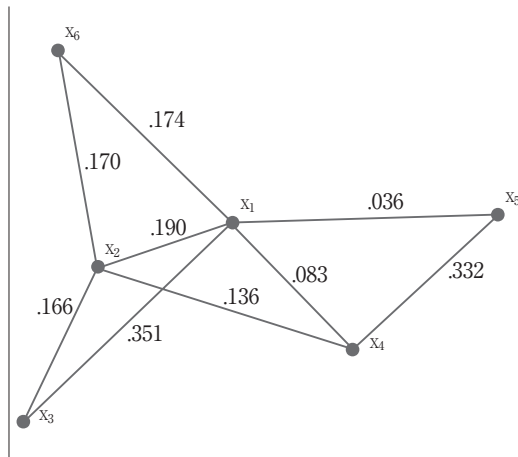


注：投票参加 = X1, 政党支持 = X2, 政治関心 = X3, 政治満足感 = X4, 生活満足感 = X5, 年齢 = X6

(6) 2005年の分析結果

図2-6が2005年の分析結果である。投票参加に対しては政治関心、政党支持、年齢、政治満足感、生活満足感の順で高い偏相関を示す。生活満足感は投票参加と直接に辺をもち.036の偏相関を示している。グラフには生活満足感、年齢、投票参加から構成されるクリークが存在している、このクリークは、年齢を一定にすると投票参加と生活満足感は.036の偏相関をもつことを示している。Logitモデルでは年齢×生活満足感の交互作用項の有無に拘わらず、生活満足感は無意味でないが、ここでもグラフィカルモデリングでは生活満足感と投票参加に偏相関が示されている。Logitモデルでは性別、年齢を加えている影響かもしれない⁶⁾。しかし、グラフィカルモデリングでは絶対値の小さい偏相関を順次ゼロと置き換えてAICが最小となるモデルを採択する手順で行うから、Logitモデルの推定とは計算過程で用いている変数が異なることにより、グラフィカルモデリングでは投票参加と生活満足感に弱いながらも偏相関が現れたと考えられる。

図2-6 2005年のグラフ



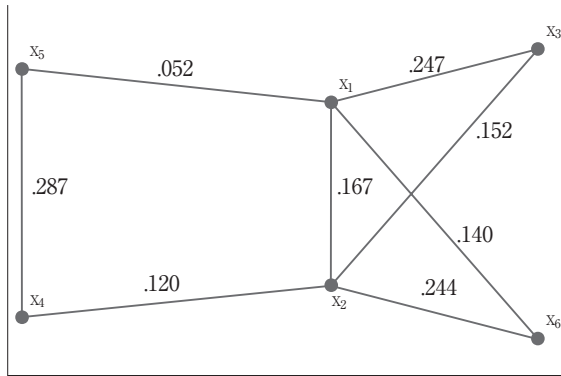
注：投票参加=X1, 政党支持=X2, 政治関心=X3, 政治満足感=X4, 生活満足感=X5, 年齢=X6

(7) 2007年の分析結果

図2-7が2007年の分析結果である。2007年のグラフは、これまでのグラフと比較して辺が少ない。投票参加に対しては政治関心、政党支持、年齢、生活満足感の順に高い偏相関を示し

6) グラフィカルモデリングでは性別、学歴の変数はいないがLogitモデルでは性別、学歴も含めている。これら2つの変数の有無の影響を確認するためにグラフィカルモデリングでも性別、学歴を加えたモデルで分析したところ、投票参加と生活満足感の辺は5%水準で有意であった。

図 2-7 2007 年のグラフ



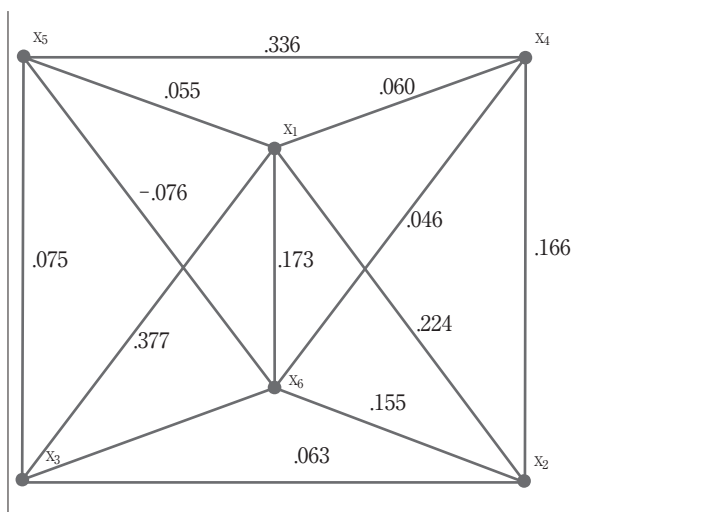
注：投票参加=X1, 政党支持=X2, 政治関心=X3, 政治満足感=X4, 生活満足感=X5, 年齢=X6

ている。生活満足感は投票参加に対しては直接辺をもち .052 と弱い偏相関を示している。投票参加に対しては政治満足感を除く 4 つの変数が関連しているが、全体の辺が少ないということは投票参加以外の変数間の関連が少なくなったことに他ならない。Logit モデルの結果では、生活満足感×年齢の交互作用項を含めたモデルと含めないモデルの両方で生活満足感が有意になっている。つまり生活満足感の投票参加に対する関連は 2005 年以前よりも明確に安定して存在するようになったと考えられる。

(8) 2014 年の分析結果

図 2-8 が 2014 年の分析結果である。このグラフは比較的辺が多く、各辺数間の関連が多い。投票参加に対しては政治関心、政党支持、年齢、政治満足感、生活満足感の順に高い偏相関を示している。生活満足感と年齢と投票参加から構成されるクリークが存在している。このクリークは、年齢を一定とすると生活満足感と投票参加に .055 の弱い偏相関が存在することを示している。また、このクリークは投票参加を一定にすると、生活満足感と年齢には -0.076 の負の偏相関が存在することを示している。このことは有権者を投票したグループ、棄権したグループに分けると、どちらのグループでも若年層の方が満足感を高く示し、高齢層は満足感が低いことを示す。Logit モデルの分析において年齢×生活満足感の交互作用項が有意であることは、年齢が高く生活満足感の高い有権者の方が投票確率は高く、年齢が低く生活満足感が低い有権者の方が投票確率は低くなることを示しているが、グラフィカルモデリングで詳細に検討するとこのような関係もみえてくる。

図 2-8 2014 年のグラフ

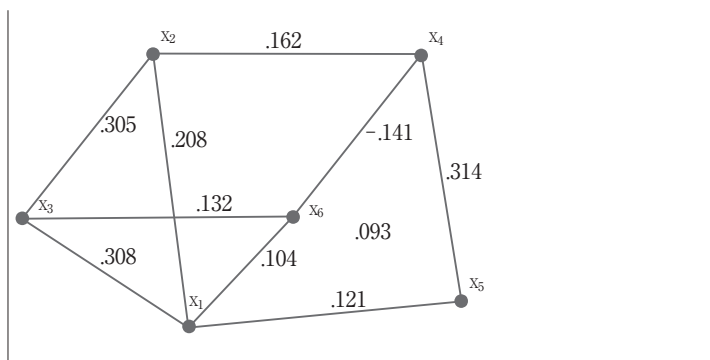


注：投票参加 = X1, 政党支持 = X2, 政治関心 = X3, 政治満足感 = X4, 生活満足感 = X5, 年齢 = X6

(9) 2017 年の分析結果

図 2-9 が 2017 年の分析結果である。このグラフは 2014 年と比較すると辺が少なく、各変数間の関連が少ない。投票参加に対しては、政治関心、政党支持、生活満足感、年齢の順に高い偏相関を示している。2014 年のグラフと同様に、グラフには生活満足感と年齢と投票参加から構成されるクリークが存在している。このクリークは年齢を一定にすると投票参加と生活満足感には .121 の偏相関が存在することを示している。これは 2014 年の .055 よりも倍以上強い関連を示している。Logit モデルでは主効果である年齢と生活満足感が有意であり、年齢×生活満

図 2-9 2017 年のグラフ



注：投票参加 = X1, 政党支持 = X2, 政治関心 = X3, 政治満足感 = X4, 生活満足感 = X5, 年齢 = X6

足感の交互作用項は有意でないから、年齢層が高くなると投票参加に対する生活満足感の効果が強くなる関係はみられない。2007年のデータは他と性質が若干異なるので単純に比較することはできないが、各年齢層において投票参加と生活満足感の関連は強くなってきていると考えられる。

(10) グラフィカルモデリングのまとめ

1983年と1993年のグラフィカルモデリングによる分析結果では投票参加と生活満足感に弱い偏相関がみられた。しかし、このことによって1980年代から1990年代にかけて恒常的に生活満足感が投票参加に微弱な効果をもつかどうかは判断できない。Logitの分析結果からもそのように考えられるし、また先行研究もそのようなことを示唆している。しかし、2007年以降のデータでは生活満足感は投票参加と直接に偏相関を示しており、その関連は強くなってきていると考えられる。この結果として、1980年代から2000年代前半までは生活満足感は政治関心、政党支持、政治満足感を介して投票参加に僅かに関連していた。しかし、格差社会の深刻化は、準拠集団内で形成される相対的な生活満足感において、満足感を高める有権者に対しては現状への肯定感をもたらし投票に赴かせるように機能し、不満を高める有権者に対してはアノミーを強め棄権させる機能を示すようになったのである。また、投票参加、生活満足感、年齢から構成されるクリークが1983年、1993年、2005年、2014年、2017年でみられる。このことは2005年以降では投票参加に対して年齢×生活満足感の交互作用項が存在する可能性を示すと考えられる。Logitモデルでは2014年のみで交互作用項が有意であるが、図1-3をみれば分かるとおり、2005年と2017年では50歳台が不規則な変化を示している。これはかれらが1990年代前半のバブル経済崩壊期に20歳台であったことを考慮すると、生活満足感に対する個人の経験が影響しているとも考えられ、この不規則性によりLogitモデルでは交互作用が検出されなかったと考えられる。

4. おわりに

本稿は格差社会が深刻化する日本において投票参加がどのように変化してきたのかを、生活満足感という変数の観点からロジスティック回帰分析とグラフィカルモデリングにより分析した。

これらの結果として仮説を検証することができたと考える。では仮説検証に対する3つの知見を要約しておく。

- (1) logitモデルによる分析の結果、投票参加に対する効果は、政治関心、政党支持、年齢が強いが、2007年以降からは生活満足感も弱いながらも効果を示している。
- (2) 2014年のデータでは年齢×生活満足感が投票参加に効果を示している。グラフィカルモデリングの結果と図1-1と図1-4から2005年、2017年でも交互作用の存在が窺えるが、

50歳台のデータが不規則な動きを示すことにより、年齢を量的変数とした交互作用項は有意ではなかったと考えられる。2005年、2017年の50歳台は1990年代前半では20歳台であり、バブル経済とその崩壊を経験することが生活満足感に影響を及ぼしていると考えられる。これに関しては年齢の変数をカテゴリカル変数として交互作用項に組み込むことによりもう少し詳細に分析は可能になるであろう。

- (3) グラフィカルモデリングによる分析の結果、2000年代後半からは生活満足感が投票参加に直接関連するようになってきている。これは格差社会以前には生活満足感は主に政党支持や政治関心、または政治満足感などを介して投票参加と関連していたことを考えると、投票参加に対する因果構造が変化してきたといえる。

最後に、年齢×交互作用項の意味について考えておきたい。この交互作用項の意味は、年齢が高くなるほど生活満足感は投票参加に対する効果が強いということである。これは裏を返せば、年齢が低いほど生活の不満感は棄権に対する効果が強いことになる。したがって、格差社会のなかで、若い有権者が社会に出てすぐに生活に対する不満をもつことは、政治つまり既存の政党による議会制民主主義を積極的に拒否させることになると考えられる。しかし、近年の様々なレベルの選挙において、既成政党でなく、これまでの保守政治に挑戦、または挑発するような形で登場する政党や候補者が若年層の支持を得て当選することもある。このような状況も、現状の生活に不満をもつ有権者の意図が発現した一形態と考えられる。

参考文献

- 今田高俊（1989）『社会階層と政治』、東京大学出版会。
小塩隆士・浦川邦夫「主観的厚生に関する相対所得仮説の検証」『経済研究』、Vol.63, No.1, 42-55頁。
蒲島郁夫（1988）『政治参加』、東京大学出版会。
蒲島郁夫・境家史郎（2020）『政治参加論』、東京大学出版会。
小林良彰（1997a）『現代日本の政治過程—日本型民主主義の計量分析—』、東京大学出版会。
小林良彰（1997b）『日本人の投票行動と政治意識』、木鐸社。
境家史郎（2013）「戦後日本人の政治参加：『投票参加の平等性』論を再考する」『年報政治学 2013-I』、236-255頁。
浦川邦夫・松浦 司（2007）「格差と階層変動が生活満足度に与える影響」『生活経済学研究』No.26, 13-30頁。
三船毅（2005）「投票参加の低下—90年代における衆議院選挙投票率低下の分析—」『年報政治学 2005-I』、135-160頁。
三船毅（2020）「有権者の変容：世代交代と低投票率」『法學研究』、Vol.93, No.1, 495-528頁、慶應義塾大学法学研究会。
宮川雅巳（1997）『グラフィカルモデリング』、朝倉書店。
三宅一郎（1990）『政治参加と投票行動—大都市住民の政治生活』、ミネルヴァ書房。
Ferrer-i-Carbonell, A. (2005) "Income and well-being: an empirical analysis of the comparison income effect," *Journal of Public Economics*, Vol.89, No.5-6, pp.997-1019.

- Lipset, Seymour M. (1964) "The Sources of the 'Radical Right,'" in Daniel Bell (ed.), *The Radical Right*, pp.307-71, New York: Doubleday Anchor Books.
- Milbrath, Lester W. (1965) *POLITICAL PARTICIPATION: HOW AND WHY DO PEOPLE GET INVOLVED IN POLITICS?*, Chicago: Rand McNally & Company. (内山秀夫 [訳] 『政治参加の心理と行動』早稲田大学出版部, 1976 年)
- Wolfinger, Rymond E. and Steven J. Rosenstone (1980), *Who Votes?*, New Haven: Yale University Press.