

Title	有権者の変容：世代交代と低投票率
Sub Title	The Japanese voter transformed : changing voter and low turnout
Author	三船, 毅(Mifune, Tsuyoshi)
Publisher	慶應義塾大学法学研究会
Publication year	2020
Jtitle	法學研究：法律・政治・社会 (Journal of law, politics, and sociology). Vol.93, No.1 (2020. 1) ,p.495(80)- 528(47)
JaLC DOI	
Abstract	
Notes	小林良彰教授退職記念号
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00224504-20200128-0495

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

有権者の変容

——世代交代と低投票率——

三 船 毅

1. はじめに
2. 投票率の変化と要因
 - 2.1 投票率の推移
 - 2.2 投票参加の要因と分析仮説
3. 分析
 - 3.1 データ
 - 3.2 投票参加の要因
 - 3.3 グラフィカル対数線形モデリングによる因果構造
4. 投票率が低水準で推移する原因
 - 4.1 投票参加の構造変化
 - 4.2 2000-05 年のシミュレーション
 - 4.3 2005 年から 1983 年へのシミュレーション
5. おわりに

1. はじめに

日本における衆議院選挙の投票率は、1990 年から 1996 年にかけて急激に 13.66%ポイント低下した。それ以降 2005 年と 2009 年の選挙では比較的高い投票率ではあるが、55 年体制下における投票率と比較すると低い水準で 2017 年の選挙まで推移してきている。つまり、1996 年以降では 2000 年、2005 年、2009 年以外の 5 回の投票率は 60%を下回る低水準となっている。なぜ低水準の投票率が続くのか、これが本稿の関心であり、この現象の因果構造の一端を解明するのが目的である。

投票率の推移は、長期的傾向であるトレンドと局所的な変化の変動を示す。局所的な変動の主たる要因は、投票参加に効果を有する有権者の政治関心など政治意識の上昇・低下である。しかし、ある程度長期的な投票率の傾向としてのトレンドは、何によってもたらされるのであろうか。これまで1946年から1996年までの日本の衆議院選挙のトレンドは4つの時期に区分できると考えられ、第4期が1990-96年にかけての投票率の急激な低下を示しており、新たに第5期として1996-2017年の投票率が低水準で推移している時期と捉えることができる。しかし、この時期の多くの世論調査データは投票参加に効果を持つ政治関心の水準が上昇していることを示す。よって、投票率は上昇に転じてもおかしくはない。しかし、投票率が低水準で推移しているということは、投票率を下げる他の要因の水準が上昇しているか、有権者が内包する要因の効果が変化して有権者自身の変容しているかであろう。有権者の変容は2つの可能性がある。1つの可能性は、有権者全体のなかにこれまでとは異なる特性を有した新たな有権者が加わることである。この場合は、新たな有権者は既存の有権者と比較して変容しているのである。もう1つの可能性は、新たな有権者も含め有権者全体が変容していることである。この場合は新たな有権者と既存の有権者の両方が変容しているのである。

新たに加わっている有権者について考えてみる。1947-2017年の投票率のトレンドのなかにいる有権者は同一人物ではない。有権者は時の流れのなかで常に入れ替わっている。つまり有権者は世代交代していかざるをえないのである。では、移り変わる有権者はいつの時代も皆同じ政治意識や政治的特質の分布を示すのであろうか。さらに、政治的な事象に対して同じような反応をするのであろうか。それは否であろう。有権者は政治的社会化の時代背景が異なれば政治的特質、つまり政治的状況に対する反応を異ならせるかもしれない。三船・中村(2009)は、1960年代後半以降の出生コウホートは投票参加に対して負のコウホート効果を持つことを検証している。したがって、有権者の世代交代という要因が、1996年以降に投票率が低水準で推移している背景に潜んでいる可能性が高いと考えられる。さらに、新たな有権者も含めた全体の変容は、55年体制の消滅などの政治状況、特に1993年以降続

いている政党の離合集散により促進されている可能性もある。

そこで、本稿では次の手順にしたがって、2000 年以降に投票率が低水準で推移してきている原因を究明する。第 1 に、投票参加に負のコウホートを効果を持つと考えられる 1960 年代後半以降の出生コウホートとそれ以前の出生コウホートにデータ (1976 年～2005 年) の標本を分割してロジスティック回帰分析により投票参加要因の経時変化を明らかにする。第 2 に、1960 年代後半の出生コウホートとそれ以前の出生コウホートで投票参加の要因の効果がどのように変化しているのかを、探索的な分析ではあるがグラフィカル対数線形モデリングにより示し、投票参加が構造変化していることを明らかにする。第 3 に、1983 年から 2005 年のデータを用いた 2 つのシミュレーションを行うことにより投票率の変動要因を明らかにして、さらに 55 年体制下の各要因の水準と比較することにより、投票率が低水準で推移してきた原因を明らかにする。

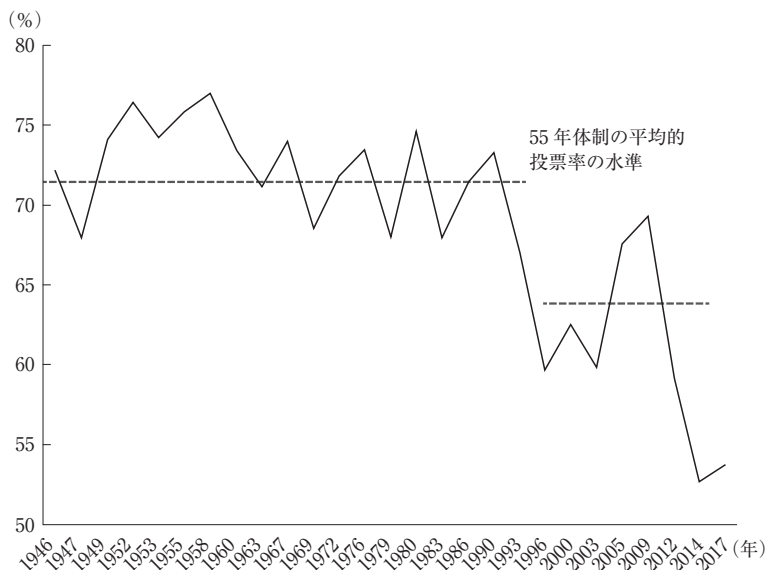
2. 投票率の変化と要因

2.1 投票率の推移

図 1 は 1946 年以降の衆議院選挙の投票率の推移である¹⁾。衆議院選挙の投票率の推移を追うと、主に 5 つの時期に区分できる。第 1 期は上昇、第 2 期は緩やかな低下、第 3 期は安定的推移、第 4 期は急激な低下であり、第 5 期が 1996 年以降の低水準での推移となる²⁾。衆議院選挙の投票率の推移は、

-
- 1) 衆議院選挙と参議院選挙では、衆議院選挙の投票率の方が高くなるが、その推移の傾向は両方ともほぼ一致していると考えられる。
 - 2) 投票率の各時期における傾向の原因は次のように考えられる第 1 期 (1947-58) の上昇傾向は、戦後の民主化過程において、日本の民主主義が発展・安定したことを示す。第 2 期 (1958-72) の低下傾向は高度経済成長に伴う人口移動・都市化の影響を示す。第 3 期 (1972-90) の安定的推移は高度経済成長の終焉により人口移動・都市化が緩やかになり、それらの投票率への影響が縮小したことを示す。第 4 期 (1990-96) の投票率の急激な低下は、政党の離合集散による有権者の政党支持・政治関心の低下によるものである (Kohno, 1997 三船, 2005)。

図1 衆議院選挙投票率の推移



55年体制下の1993年以前における投票率の平均的水準と比較すると、1996年以降はかなり低い水準であると考えられる。1996年以降の最も高い投票率であっても、55年体制下の最低投票率には達していないのである。この状況は参議院選挙も同様である。

投票率のような経時データの変化をみる上で重要な視点は3つある。年齢効果、時代効果、コウホート効果の存在である。年齢効果は投票率に関しては、年齢が高くなるに連れて投票率を高める効果である。ただし、65～70歳以上になると投票率は若干低下する。したがって、高齢化が進行して若年層が減少しているのであるから、全体として投票率を高める効果を示すと考えられる。ただし、実際の高齢化の進展と分析における標本の年齢分布を一致させることは難しい。時代効果は主に投票率の変動要因である。各選挙における状況が有権者の政治意識に作用し、投票率に変化をもたらすのである。1996年以降の日本政治の特徴は政党の離合集散である。1993-96年の投票率の急激な低下の主因は、政党の離合集散であった。だが、この政党の離合集

散の状況は収まるどころか、野党の聚落も相俟って 2019 年現在までも続いていることから投票率の低下に対する効果があると考えられる。コウホート効果は、有権者の出生時期と社会化過程の特徴による効果であり、投票率に対するコウホート効果は三船・中村 (2009) が 1960 年代後半以降の出生コウホートが投票参加に対して負の効果を持っていることを検証している。

では、この 1996 年を境とした低投票率の進行は、一体何によってもたらされたのであろうか。三船・中村 (2009) によって確認されたコウホート効果は 2 つある。1 つは 1920 年代以前の出生コウホートに属する女性は投票参加に対して負の効果を持っている。2 つめが 1960 年代後半以降の出生コウホートに属する男性・女性は投票参加に対して負の効果を持つということである。これを手がかりに考えるならば、1996 年以降に 1960 年代後半以降の出生コウホートの比率が有権者のなかで漸次拡大してきたことも要因の 1 つではないかと考えられる。

これら経時データの変化をみる 3 つの効果の状況から、分析の視座が得られる。1 つは政党支持を中心とした有権者の政治意識・態度の変化である。1990 年から 93、96 年にかけて起こった投票率の急激な低下に関して、三船 (2005) は政党の離合集散による政党支持の低下と政治関心の低下が主たる要因であると分析している³⁾。2 つめは新たに有権者となり漸次拡大する 1960 年代後半以降の出生コウホートの存在である。問題はこの 1960 年代後半以降の出生コウホートの内実である。1960 年代後半以降の出生コウホートから何が変化したのであろうか。また、それ以前の出生コウホートは変化していないのであろうか。3 つめは高齢化や政治関心の高まりの進展により期待された投票率の上昇は、何によって相殺されているのであろうか。これらを解き明かすにはいささか探索的な分析が必要になる。

3) ただし、1994 年の選挙制度改革による小選挙区比例代表並立制への変更はほとんど影響はないとしている。しかし、理論的には中選挙区から小選挙区比例代表並立制への変更により、投票率が低下する可能性は否定できない。

2.2 投票参加の要因と分析仮説

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 & Rosenstone, 1980) であろう。日本人の投票参加に関しては、三宅 (1990, 104 頁) により以下の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持つわけではない。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、効果を持つ要因も変化している可能性がある。

投票率の変化に関する研究は、アメリカではプロディにより提起された「参加のパズル」以降、研究が蓄積されてきた。参加のパズルとは1960年代から1970年代にかけて、投票率を上昇させるであろう教育水準が上昇しているにもかかわらず現実には投票率が低下した現象である⁴⁾。アメリカにおける投票率の長期的な低下は1960年から86年にかけての大統領選挙でみられた。ローゼンストーンとハンセン (Rosenstone & Hansen, 1993) は、1960年から80年に亙る投票率低下の研究で分析対象を有権者だけでなく、もう1つの重要なアクターである政党・候補者の動向にも焦点を当てて「参加のパズル」の分析モデルを構築したのである。彼らは投票参加を従属変数とするプロビット回帰分析で得られた結果に、異なる年代の各独立変数の平均変化量を加減してシミュレートすることにより、各独立変数による投票率の変化量を算出したのである。彼らの結論は、有権者における教育水準の上昇は投票率を上昇させる効果を持つが、それ以上に有権者の党派性の低下と政党・政治家による有権者の動員の低下が投票率の低下をもたらしたとする⁵⁾。本

4) この状況は、まさに今の日本にも当てはまるであろう。1980年代までは日本では教育水準の効果は不安定であったが、2000年代に入り明らかに効果を示している。

稿でもこの方法を援用して分析する。

日本における衆議院選挙の投票率低下に関しては、Kohno (1997)、木村 (2002)、Horiuchi (2002) による先行研究と、それらを踏まえた三船 (2005) がある。Kohno は 1958 年以降に投票率の長期的低下傾向があるとして、1958 年以降の長期的低下と 1996 年の低下をアグリゲートデータから分析している。木村は 1996 年の投票率低下を合理的選択理論の枠組みを用いてサーベイデータから分析している。Horiuchi は 1990 年代の衆議院選挙と地方選挙の投票率低下をアグリゲートデータから分析している。彼らの研究は、投票率の低下という問題に対して、独自の分析枠組みから解答を与えており相互補完的である。しかし、投票参加が多くの要因からなる複雑な関係により規定されることは投票参加の先行研究を見ればわかる。よって、投票率低下の説明は、投票参加の諸要因を考慮した包括的モデルで分析する必要がある、それにより日本政治の状況を踏まえた議論が可能になる。

では、これまでの議論をもとにして、分析のための仮説を示しておく。1990 年から 1996 年までの投票率の急激な低下は、政党支持と政治関心の低下によりもたらされた。そして、その遠因である政党の離合集散は現在までも続いている。多くのデータは 2000 年以降では政治関心は上昇傾向を示し、政治信頼感は低下傾向を示す。もちろん政治関心と政治信頼感の推移には、変動があることに留意しなくてはならない。では、これらのことを所与として、次の(1)～(4)を分析仮説とする。

- (1) 投票参加の対するコウホート効果の存在から、1960 年代後半以降出生の有権者と 1960 年代後半以前出生の有権者では、投票参加の構造が異なる。
- (2) 1960 年代後半以降出生の有権者の拡大と、1960 年代後半以前出生の有権者の独立変数の効果が変容した帰結として、投票参加の因果構造(独立変数間の繋がり)も変化している。
- (3) 1960 年代後半以降出生の有権者は、投票参加に負のコウホート効果、

5) 詳細は西澤 (1999) と Rosenstone & Hansen (1993) を参照のこと。

有権者の変容

政治意識の分布とその効果の変容し低投票率を示す。1960年代後半以前出生の有権者は、政治意識の分布とその効果の変容し低投票率を示す。

(4) 年齢効果は (3) により相殺されている。

3. 分析

3.1 データ

本稿の関心である「1996年以降に投票率が低水準となっている原因は何か」を明らかにするためには、ある程度長期的なデータが必要となる。1996年以降の低水準で推移する投票率を分析するためであっても、それ以前の投票率が高い水準の時期のデータとの比較により分析しなくては精確にはならない。なぜならば、1996年以降のデータだけを用いて分析しても、投票率の高い水準の時期と低い水準の時期における要因と効果の差異を明確に捉えることができないからである。

投票率が安定して高水準で推移した時期は1980年代までであるから、1980年代と2000年代のデータによる比較が必要である。しかし、1980年代から2000年代までのデータで使用可能なものは、分析に用いることのできる変数に制約がある。また、有権者のコウホートが変容しているという観点に立てば、年齢という変数の使い方にも自ずと制約が課される。よって、ここではまず1976年の時点から2005年の時点までのデータで、先行研究（三船、2005）の分析で有意であった変数を中心に用いて、次項以降で分析を行う。

本稿の仮説にしたがえば、1960年代中頃を境として、1960年代中頃以降の出生コウホートから投票参加に対して負の効果を持つ。したがって、1960年代中頃あたりでそれ以前の出生コウホートとそれ以降の出生コウホートに各年のデータの標本を分けて分析を行う。用いるデータは1976年がJABISS、1983年がJES、1993年がJES II、2000年～05年が明るい選挙推進協会によるデータ（以下、明推協データ）である⁶⁾。

まず、各データにおける出生コウホートの具体的な区分を説明する。1976

年のデータには、1960年代後半以降の出生コウホートの標本は含まれていないが、他の年次データとの比較のために1976年のデータも用いる。このデータでは出生コウホートとは関係なく、1983年のデータに近い標本の区分として24歳以下と25歳以上に分けた（出生コウホートの区分は1952年である）。1983年のデータは、1960年代後半以降の出生コウホートの標本を少しだけ含む。ただし、1960年代前半の出生コウホートも投票参加に対して相対的には負の効果を持つと考えられる。よって、分析のための標本数を確保するために、出生コウホートは若干ずれるが1959年で区分して⁷⁾、年齢で24歳以下と25歳以上の標本群に分けた。1993年のデータでは、1960年代後半の出生コウホートも増えるが、標本数を確保するために、出生コウホートは1965年で区分して28歳以下と29歳以上の標本群で分けた。

6) JABISS 調査データ：1976年12月5日の第34回衆議院総選挙の前後に実施された日本人の政治意識・行動に関するパネル調査である。参加者は、綿貫譲治、三宅一郎、スコット・C・フラナガン、公平慎策、ブラッドレー・M・リチャードソンである。データはレヴァイアサン・データバンクから入手した。

JES 調査データ：1983年6月26日の第13回参議院選挙直後、同年12月18日の第37回衆議院総選挙の前後に行われた3つのデータからなるパネル調査である。参加者は、綿貫譲治、三宅一郎、猪口孝、蒲島郁夫である。データはレヴァイアサン・データバンクから入手した。

JESII 調査データ：平成5～9年度文部省科学研究費特別推進研究「投票行動の全国的・時系列的調査研究」に基づく「JESII 研究プロジェクト」（参加者・三宅一郎：神戸大学名誉教授、綿貫譲治：創価大学教授、蒲島郁夫：東京大学教授、小林良彰：慶應義塾大学教授、池田謙一：東京大学教授）が行った研究成果である。1993年から1996年にわたる7つのデータセットからなるパネル調査データである。データは慶應義塾大学 (<http://www.coe-ccc.keio.ac.jp/index.html>) から入手した。

明るい選挙推進協会の調査データは、明るい選挙推進協会から研究用として送っていただいた。明るい選挙推進協会の皆様に感謝申し上げる。

2000年以降のJESⅢなどデータは必要な変数のカテゴリー数が、それ以前と異なっており、明推協データとも異なる。よって、すべての年次に互りデータの変数を揃えるためにこれらのデータセット用いる。

7) 三船・中村(2009)では、1959年あたりの出生コウホートも負の効果を示している。よって、この区分を用いる。

問題は2000年以降のデータにおける出生コウホートの区分の仕方である。コウホートの区分では次の2点に留意する必要がある。第1に2000年代のデータは使用可能なデータが少なく、さらに変数の制約もある。2000年代では明推協データを用いるが、2000年と2003年のデータでは標本の年齢が実年齢ではなく、20歳台は前半・後半、30歳台から80歳台以上までが10歳刻みのカテゴリカルデータである。2005年のデータは実年齢である。よって、年齢変数はカテゴリーにする必要もある。第2の点は、後の分析では2000年と2005年、1983年と2005年のデータでシミュレーションを行うため、データにおけるコウホートの出生年の区分はなるべく同じにして、同一の出生コウホートに保たれるようにしなくてはならないことである。

よって、これら2つの点を考慮した結果、2000年と2003年データでは1960年代後半の出生コウホートと若干ずれるが、2000年のデータでは出生コウホートを1971年で区分することとし、2003年のデータでは出生コウホートを1974年で区分して、20歳代と30歳以上2つの標本群に分けた。2005年データは年齢データが実年齢であるから、2000年から時を経た分を加えて、34歳以下と35歳以上の標本群に分けて出生コウホートを1971年で区分した。2000年と2003年のデータでは時間が3年経っているが、年齢のカテゴリーを1つ上げると、2003年では20歳から39歳までの年齢区分となる。含まれる出生コウホートはともに1960年代後半以降であるが、そうすると2005年データでも年齢区分を引き上げなくてはならない。そうすると1983年データとの比較の際に、投票参加に対する年齢効果が2005年の分析で強く表出する可能性がある⁸⁾。

このように各データの出生コウホートを区分することにより2000年から

8) 2000年と2003年は20歳台と30歳台の年齢群で区分し、2005年は33歳以下と34歳以上の年齢群で区分している。1993年は27歳と28歳区分しているのであるから、2000年では39歳まででよいかもしれないが、そうすると2000年のデータでは1960年代前半の出生コウホートまでを含むことになり、コウホート効果の特徴としていくつかの独立変数の効果が表出し難くなる可能性もある。よって2000年と2003年では20～29歳、30歳以上の標本群の区分とした。

2005 年の間でのシミュレーションを可能にして、かつ 2005 年から 1983 年のデータを用いてのシミュレーションも可能になる。

分析では、各データにおける 1960 年代後半以降の出生コウホート標本群を A グループ、1960 年代後半以前の出生コウホート標本群を B グループとする (表 1 参照)。表 2 に分析に用いる変数の経年変化を示しておく。

3. 2 投票参加の要因

表 3 は 1976 年から 2005 年までのデータを用いたロジスティック回帰分析の結果である。従属変数は投票・棄権のダミー変数である。独立変数の尺度は表 2 に示すのと、性別はダミー、学歴は 3 点尺度である。年齢は 1976、83、93、2005 年のデータでは実年齢で存在するが、2000、03 年はカテゴリー変数でしか存在しない。分析では 76、83 年は A グループでの標本が少なく、年齢をカテゴリー変数とすると 1 つのカテゴリーになってしまう。よって、76、83 年は実年齢を変数として用いた。93 年以降は年齢はカテゴリー変数である。これらの分析結果から知りたいことは、投票参加に効果をもつ要因の傾向である。しかし、1976 年から 2005 年までのおよそ 30 年の時間的隔たりがあるから、ある時点で有意である変数が別の時点では有意でないこともありうる。そのような場合は、有権者が変容して効果が変化した場合、また各選挙時点での状況の影響により独立変数の効果が不安定になっている場合もあることに注意しなくてはならない。

では、全体的傾向を A グループと B グループに分けてみていく。A グループは 1983 年以降では、政党支持と政治関心が有意であり、政治信頼感も有意でない。よって、これら 2 つの変数で投票参加が決まっている。1976 年の A グループは、政党支持、政治関心、政治信頼感及び属性変数は有意でない。1976 年の A グループの結果の主因が 60 年代後半以降の出生コウホートに含まないことによるのか、または標本数の少なさによるのかは判断できない。しかし、1983 年以降のデータにおける A グループは政党支持と政治関心の効果は一貫して有意である。年齢は 2000 年、2005 年で有意であるが、ほかの年次では有意でない。1993 年から 2003 年では年齢の変数はカテゴリー

有権者の変容

表1 コウホートの区分

データ年次	コウホート	年齢	コウホートの 分割年 (Aの上限)
1976年	Aグループ	24歳以下	1952年
	Bグループ	25歳以上	
1983年	Aグループ	24歳以下	1959年
	Bグループ	25歳以上	
1993年	Aグループ	28歳以下	1965年
	Bグループ	29歳以上	
2000年	Aグループ	29歳以下	1971年
	Bグループ	30歳以上	
2003年	Aグループ	29歳以下	1974年
	Bグループ	30歳以上	
2005年	Aグループ	34歳以下	1971年
	Bグループ	35歳以上	

表2 独立変数の分布

データ年次 標本		1976年			1983年			1993年		
		Aグループ n=96	Bグループ n=1236	全体 n=1332	Aグループ n=91	Bグループ n=1443	全体 n=1534	Aグループ n=223	Bグループ n=2097	全体 n=2320
投票参加	投票=1	72.9	88.4	87.3	67.0	85.0	82.8	68.6	88.1	86.3
	棄権=0	27.1	11.6	12.7	33.0	15.0	17.2	31.4	11.9	13.8
政党支持	あり=1	45.8	60.1	59.1	53.8	75.3	74.0	56.1	79.8	77.5
	なし=0	54.2	39.9	40.9	46.2	24.7	26.0	43.9	20.2	22.5
政治関心	強く関心ある=4	9.4	16.8	16.3	7.7	17.3	16.8	6.7	23.5	21.9
	多少関心ある	29.2	31.1	31	27.5	36.5	35.9	31.4	37.0	36.4
	あまり関心ない	36.5	33.5	33.7	44.0	35.8	36.2	43.5	31.1	32.3
	全く関心ない	25.0	18.5	19	20.9	10.5	11.1	18.4	8.4	9.4
政治信頼感	いつも信頼	0.0	1.6	1.5	0.0	4.0	3.8	0.0	1.6	1.4
	だいたい信頼	22.9	40.5	39.3	42.9	42.6	42.6	27.8	35.0	34.3
	あまり信頼しない	53.1	34.3	35.7	45.1	44.4	44.4	49.3	43.9	44.4
	信用しない	24.0	23.5	23.6	12.1	9.1	9.3	22.9	19.6	19.9

データ年次 標本		2000年			2003年			2005年		
		Aグループ n=267	Bグループ n=1993	全体 n=2260	Aグループ n=190	Bグループ n=1948	全体 n=2138	Aグループ n=232	Bグループ n=1389	全体 n=1621
投票参加	投票=1	51.7	83.8	80.0	51.1	85.1	82.1	63.8	86.3	83.1
	棄権=0	48.3	16.2	20.0	48.9	14.9	17.9	36.2	13.7	16.9
政党支持	あり=1	36.3	63.3	60.1	37.4	65.8	63.2	37.1	64.9	61.0
	なし=0	63.7	36.7	39.9	62.6	34.2	36.8	62.9	35.1	39.0
政治関心	強く関心ある=4	8.6	24.0	22.2	6.3	22.5	21.1	11.2	26.8	24.6
	多少関心ある	47.9	57.2	56.1	55.3	60.7	60.2	54.7	57.5	57.1
	あまり関心ない	33.3	14.2	16.5	25.8	13.3	14.4	25.9	12.7	14.6
	全く関心ない	10.1	4.6	5.3	12.6	3.4	4.3	8.2	3.0	3.7
政治信頼感	いつも信頼	0.0	0.8	0.7	0.5	0.9	0.8	0.4	2.3	2.0
	だいたい信頼	10.1	21.9	20.5	19.5	24.0	23.6	24.1	33.9	32.5
	あまり信頼しない	51.3	45.0	45.8	41.6	47.0	46.5	52.2	48.7	49.2
	信用しない	38.6	32.3	33.1	38.4	28.1	29.0	23.3	15.0	16.2

表 3 1976 ~ 05 年までのロジスティック回帰分析の結果

1976 年						
独立変数 従属変数	投票・棄権 (A グループ)		投票・棄権 (B グループ)		全体	
	B (有意確率)	Exp(B)	B (有意確率)	Exp(B)	B (有意確率)	Exp(B)
政党支持	-120.893	.887	1.160.000	3.190	.954.000	2.595
政治関心	.371.187	1.449	.365.000	1.441	.409.000	1.505
政治信頼感	.222.538	1.249	.288.013	1.333	.307.005	1.360
性別	.160.751	1.174	.470.031	1.601	.363.063	1.438
年齢	-.080.728	.923	.013.088	1.013	.021.003	1.021
学歴	.247.535	1.280	-.116.457	.891	-.070.625	.932
定数項	.938.855	2.556	-.481.541	.618	-.956.062	.384
Cox-Snell R2	.046		.072		.073	
Nagelkerke R2	.067		.141		.137	

2000 年						
独立変数 従属変数	投票・棄権 (A グループ)		投票・棄権 (B グループ)		全体	
	B (有意確率)	Exp(B)	B (有意確率)	Exp(B)	B (有意確率)	Exp(B)
政党支持	.923.002	2.516	.934.000	2.546	.918.000	2.505
政治関心	.684.000	1.981	.864.000	2.372	.858.000	2.358
政治信頼感	.288.191	1.334	.177.059	1.194	.174.042	1.191
性別	-.113.684	.893	-.252.064	.778	-.228.059	.796
年齢	.676.017	1.967	.098.070	1.103	.249.000	1.283
学歴	-.032.893	.968	.193.072	1.213	.221.022	1.248
定数項	-3.460.000	.031	-2.397.000	-.091	-3.257.000	.039
Cox-Snell R2	.168		.112		.158	
Nagelkerke R2	.224		.190		.250	

1983 年						
独立変数 従属変数	投票・棄権 (A グループ)		投票・棄権 (B グループ)		全体	
	B (有意確率)	Exp(B)	B (有意確率)	Exp(B)	B (有意確率)	Exp(B)
政党支持	1.238.016	3.448	1.721.000	5.589	1.666.000	5.292
政治関心	.822.022	2.276	.338.000	1.403	.372.000	1.451
政治信頼感	-.466.237	.628	.169.154	1.184	.106.342	1.112
性別	-.442.414	.643	.081.622	1.084	.065.677	1.067
年齢	-.248.142	.781	.013.041	1.013	.016.006	1.016
学歴	.338.439	1.402	-.175.130	.839	-.143.200	.867
定数項	4.324.384	75.508	-.879.006	.415	-.984.028	.374
Cox-Snell R2	.180		.114		.122	
Nagelkerke R2	.251		.201		.209	

2003 年						
独立変数 従属変数	投票・棄権 (A グループ)		投票・棄権 (B グループ)		全体	
	B (有意確率)	Exp(B)	B (有意確率)	Exp(B)	B (有意確率)	Exp(B)
政党支持	1.498.000	4.474	.876.000	2.402	.954.000	2.596
政治関心	.754.003	2.125	.707.000	2.028	.733.000	2.081
政治信頼感	-.117.624	1.124	.172.088	1.188	.151.102	1.163
性別	-.301.400	.740	-.138.319	.871	-.150.241	.860
年齢	-.019.958	.982	.311.000	1.365	.375.000	1.455
学歴	.886.008	2.424	.387.000	1.473	.451.000	1.569
定数項	-4.782.000	.008	-3.418.000	.033	-3.955.000	.019
Cox-Snell R2	.260		.097		.153	
Nagelkerke R2	.347		.171		.252	

1993 年						
独立変数 従属変数	投票・棄権 (A グループ)		投票・棄権 (B グループ)		全体	
	B (有意確率)	Exp(B)	B (有意確率)	Exp(B)	B (有意確率)	Exp(B)
政党支持	1.391.000	4.018	1.722.000	5.596	1.658.000	5.251
政治関心	.472.024	1.603	.320.000	1.377	.347.000	1.415
政治信頼感	-.047.834	.954	.255.013	1.291	.200.031	1.221
性別	-.129.686	1.138	.358.021	1.430	.310.026	1.363
年齢	.581.067	1.788	.185.006	1.204	.216.006	1.241
学歴	.076.800	1.079	-.382.001	.682	-.315.004	.730
定数項	-1.965.056	.140	-.689.148	.502	-.863.026	.422
Cox-Snell R2	.146		.115		.134	
Nagelkerke R2	.204		.223		.244	

2005 年						
独立変数 従属変数	投票・棄権 (A グループ)		投票・棄権 (B グループ)		全体	
	B (有意確率)	Exp(B)	B (有意確率)	Exp(B)	B (有意確率)	Exp(B)
政党支持	.902.013	2.465	.692.000	1.998	.696.000	2.005
政治関心	.672.002	1.958	.857.000	2.357	.852.000	2.343
政治信頼感	.231.314	1.260	.285.018	1.330	.282.008	1.326
性別	-.212.495	.809	-.221.203	.802	-.202.179	.817
年齢	.543.006	1.721	.234.000	1.264	.311.000	1.365
学歴	.374.163	1.453	.749.000	2.114	.706.000	2.026
定数項	-3.872.000	.014	-4.268.000	.021	-4.614.000	.010
Cox-Snell R2	.181		.108		.147	
Nagelkerke R2	.248		.197		.247	

変数に揃えてあるので、Aグループでは有意差が表出し難いのかも知れない。学歴は2003年だけで有意であり、効果は不安定である。

Bグループは1976年からほぼ一貫して政党支持、政治関心、政治信頼感が有意である。ただし、1983年の政治信頼感はわずかに10%の有意水準に達していない。これらの結果から、政党支持、政治関心はAグループ、Bグループを問わず安定していると考えられる。政治信頼感がBグループで有意であるのは、有権者が年齢を重ねるにつれて、政治家の政策に自分自身の生活に大なり小なりの影響を被ることを理解しているからであり、それ故に信頼できる政治家に投票することになるからであろう。Bグループで、政治信頼感が1983年のデータでは有意ではないのは、1983年の選挙の特性かも知れないし、誤差かも知れない。政治信頼感に関しては、グラフィカルモデリングで詳細に検討する。

では、表3の分析から得られた知見をまとめておく。

第1に、社会的属性変数で性別と学歴は、Aグループでは殆ど有意ではない。年齢は2000年と2005年では有意であるが、それ以前では有意でない。つまりAグループの20歳台では20歳台前半と後半で投票参加にあまり差がなかったが、2000年以降は20歳台のなかでも差が現れてきたのである。Bグループでは年齢と学歴は全体として1993年以降は有意である場合が多いが、1976～83年までは有意でない場合が多く不安定である。年齢は20～60歳台までは、ほぼ直線的に投票率は上昇するが、65～70歳あたりから投票率が下がることにより、Bグループでは年齢効果が相殺されてしまうと考えられる。よって、次項のグラフィカルモデリングでの分析では社会的属性変数の性別、学歴は除外する⁹⁾。

9) 性別、学歴を除外するもう一つの理由は、グラフィカル対数線形モデリングの分析は、多重分割表をもとに計算するからである。変数および変数のカテゴリー数が増えると多重分割表はきわめて多くのセルを持ち、ゼロのセルが多くなるからである。また、変数が多いと計算過程におけるフルモデルは変数と全ての変数の交互作用項を含み、複雑になりすぎる。さらに、変数が多いとグラフにおける変数間の関係を考察する上でも煩雑になるからである。

第 2 に、B グループでは政党支持、政治関心、政治信頼感がすべての年次で有意であった。A グループでは政治信頼感はすべてのデータで有意ではない。したがって、政治信頼感は年齢との交互作用があることを示唆しており、この分析結果から 1960 年代後半以降の出生コウホートを境として、政治信頼感の効果が分かれることを示唆している。

第 3 に、B グループと全体では 1993 年以前と以降で政党支持のオッズ比が半減している。しかし、政治関心のオッズ比は倍増している。よって、政治関心が高まっているにもかかわらず政党支持の効果半減により投票率が低くなっている可能性がある。また、政治信頼感も 1983 年とそれ以降を比較すると B グループと全体では継続的に効果を持つことから政治信頼感の低下も投票率を下げていると考えられる。ただし、これらの分析を通して A グループは標本数が少なく、標本誤差が大きいことに留意する必要がある。

3.3 グラフィカル対数線形モデリングによる因果構造

有権者は 1960 年代後半以降の出生コウホートを境にして政治信頼感の効果を異にしており、政党支持の効果も半減していることが確認された。では、このことが投票参加に対して諸変数も含めた因果構造をどのように変化させたのかを検証する。

分析方法はいくつか考えられる。まず、一般的な方法は年齢と政治信頼感の交互作用項を含めたロジスティック回帰分析である。だが、これでは独立変数間の関係も含めて分析することは難しい。そこで、ここでは従属変数が 2 値であり、また独立変数も間隔尺度のカテゴリカルデータであることから、グラフィカル対数線形モデリングの方法を用いて投票参加の構造を分析する。

グラフィカルモデリングは用いるデータにより 2 種類の方法がある。1 つは多次元量的データの場合である。多次元量的データグラフィカルモデリングは、まず全て変数間の関連について偏相関係数を用いて、全ての辺を持つグラフを構成し、順次偏相関係数の小さな辺を削除し、適合度として AIC および逸脱度¹⁰⁾ のもっとも良いモデルを採択し、変数間の関係をグラフ理論と確率における条件付き独立から変数間の因果構造を解釈する分析方法で

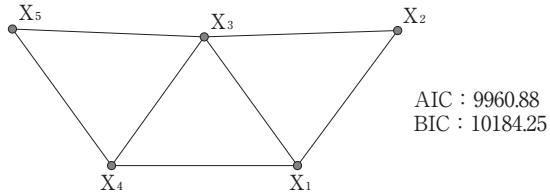
ある。ただし、この方法は多次元量的データに適用される。投票参加と他の独立変数のポリコリック、ポリシリアル相関係数から偏相関を計算することも可能ではある。しかし、投票参加を量的データとするのは躊躇する。そこで本稿では多次元質的データグラフィカルモデリングであるグラフィカル対数線形モデリングを用いる。この方法は多次元質的データの多元分割表に基づく対数線型モデルによる分析である。先ず全ての変数と交互作用項をもつフルモデルを完全グラフとして、その状態から適合度である AIC、BIC が最適となるように辺を削除してグラフを作成する方法である。近年になり、R のパッケージである gRim と Rgraphviz により容易にグラフィカル対数線形モデリングの分析が可能になった。よって、本稿の分析は R によるグラフィカル対数線形モデリングを用いる

図 2-1 が 1976 年、図 2-2 が 1983 年、図 2-3 が 1993 年、2000 年、2003 年、2005 年の分析結果である。図 2-3 は、1993 年、2000 年、2003 年、2005 年の分析結果が同じであったため 1 つにまとめた。

これらの結果から得られる知見は 2 つある。第 1 に、年齢と政治関心の関係である。1976 年は 1960 年代後半以降の出生コウホートを含まないが、ここでは 1960 年代後半以降の出生コウホートが出現する以前の 1976 年からの全体的な変化を考察するために分析に含めて考察する。図 2-1 の 1976 年データによるグラフでは $X_2 \perp X_4 \mid X_3$ (X_3 を条件として X_2 と X_4 は独立) が成り立っている。このことは、政党支持で層化すると、年齢と政治関心は無相関になることを示している。つまり、政党支持の有無により政治関心のカテゴリーが分離されているのである。しかし、1983 年以降のデータによるグラフ (図 2-2、2-3) では政治関心 (X_4) と年齢 (X_2) は辺があり直接相関を持つ。このことは 1983 年以降から政党支持なし層の増加と政治関心の年齢層に準じた (比例した) 上昇により、モデル内の政党支持と他の変数との相

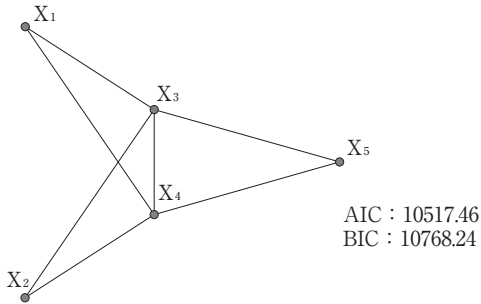
10) 逸脱度は標本の数の対数尤度とモデルの対数尤度との差の 2 倍の量である。モデルで辺を 1 つ減少させたときと、その直前の逸脱度の差の p 値が 0.15 程度のとき、辺を減少させる限界とされる (宮川, 1997, 2004)。

图 2-1 1976 年



X₁: 投票参加 X₂: 年齢 X₃: 政党支持 X₄: 政治関心 X₅: 政治信頼感

图 2-2 1983 年



X₁: 投票参加 X₂: 年齢 X₃: 政党支持 X₄: 政治関心 X₅: 政治信頼感

图 2-3 1993、00、03、05 年

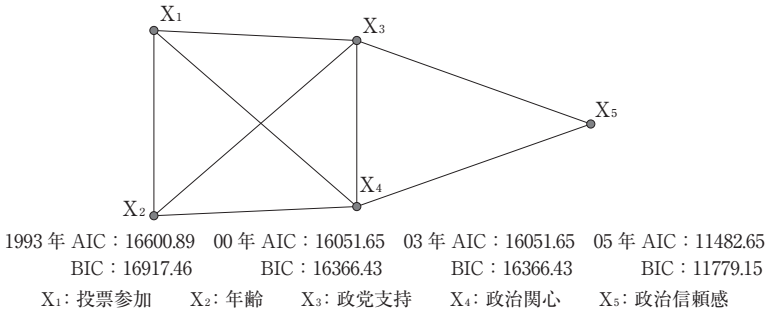
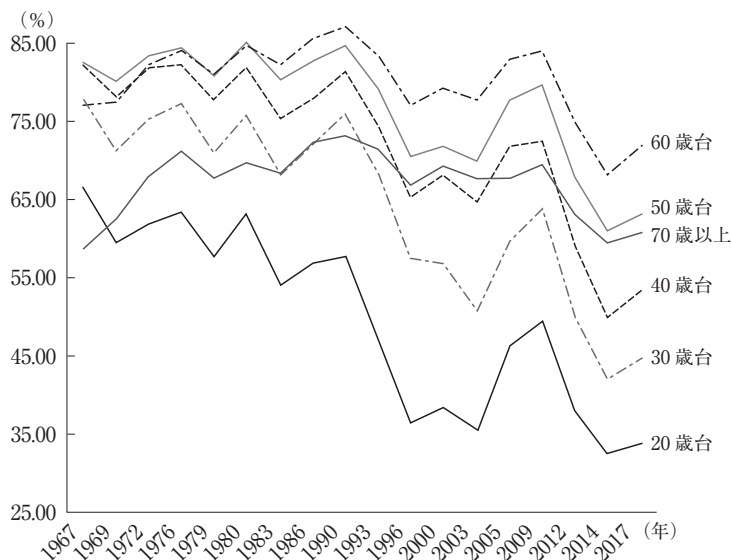


図3 年齢別投票率（衆議院選挙）



出所：明るい選挙推進協会のデータから筆者が作成。

関がBグループと全体で弱まり、年齢と政治関心の関係が相対的に強くなり相関を持つようになったと考えられる。このことは表3でBグループと全体で、投票参加に対する政党支持のオッズ比が2000年以降半減していることにも現れている。

第2に、年齢層による投票参加構造の違いである。ここでは1960年代後半以降の cohorts を含む1983年以降のデータから考察する。まず、図2-3に示される1993年以降では、政治信頼感は必ず政党支持と年齢のどちらかを經由して投票参加に行っている。つまり $X_5 \perp X_1 | (X_2, X_3)$ である。このことは、1993年以降は政治信頼感から投票参加へは、政党支持、年齢のいずれかを必ず經由しなくてはならないことを示している。つまり、年齢、政党支持が同じ有権者を集めれば、投票参加と政治信頼感は無相関になるのである。しかし、それ以前の1983年では政治信頼感から投票参加へは政党支持と政治関心のいずれかを經由すればよく、 $X_5 \perp X_1 | (X_3, X_4)$ が成り立って

いる。このことは 1983 年では投票参加と年齢が直接繋がっていないことを示している。つまり、1983 年までは、年齢層により政治信頼感、政党支持に極端な差がないことを示している。しかし、1993 年以降は投票参加と年齢が直接繋がっていることにより、年齢を条件として投票参加と政党支持、政治信頼感の独立が成り立つことから、年齢層により政党支持、特に政治信頼感に差があることを示しているのである。このことは、2000 年以降に各年齢層間での投票率の差が拡大している（図 3 の年齢別投票率）ことを鑑みれば、投票率の低い年齢層ほど政党支持、政治信頼感の効果が弱まっていると考えられる。

以上 2 点から、1993 年以降では 1960 年代後半以降の出生コウホートが有権者として増加していくなかで、有権者全体において政党支持の効果が弱体化し、A と B の両グループで、政党支持、政治関心、特に政治信頼感の効果に明確な差が出てきたと考えられる¹¹⁾。

4. 投票率が低水準で推移する原因

4. 1 投票参加の構造変化

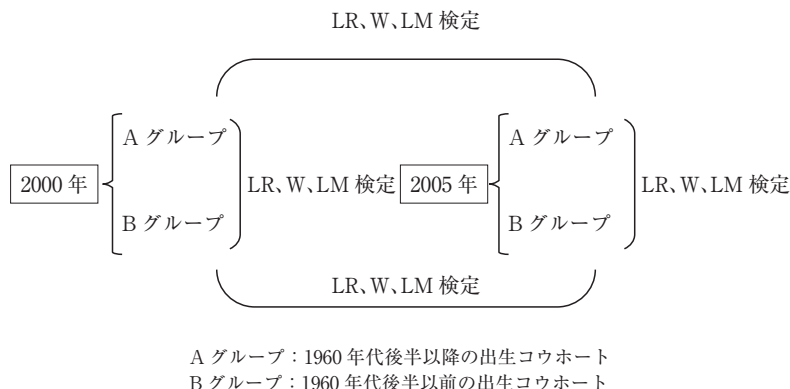
本節では、2000 年代の投票参加の回帰式を用いて、シミュレーションにより 2000 年以降に投票率が低水準で推移してきた原因を分析する。これまで論じてきたように、1976 年から 2005 年まで独立変数である政党支持、政治関心、政治信頼感カテゴリーの分布に変動が生じている（表 2 参照）。しかし、同時に独立変数の効果パターンも出生コウホート（A グループと B グループ）で変化している。

では、これらの状況は、有権者による投票参加にいかなる変化を生じさせたのであろうか。投票率に変化を及ぼすのは、次の 3 つのパターンである。

(1) 投票参加に影響を及ぼす諸要因（独立変数）の効果パターン（回帰式に

11) A グループの標本数が少ないから有意でないとも考えられるが、表 1 の有意確率をみる限り標本数を多くしても有意差が現れる可能性は低いと考えられる（柳川、2018）。

図4 回帰式の構造変化検定の手順



おける構造)に変化が生じた。

- (2) 投票参加に影響を及ぼす諸要因(独立変数)の効果パターンに変化は生じておらず、単に独立変数のカテゴリーの分布が変動した。
- (3) 上記の(1)(2)が同時に起きた。

これら3パターンが2つの選挙年の時点間とAグループとBグループの間でどのように生起しているのかを確認しなくてはシミュレーションができない。本稿の仮説ではAグループとBグループでは独立変数の効果が異なるとしているし、また、これまでの分析結果も断片的ではあるが、それを示している。シミュレーションは2つ行う。第1のシミュレーションは、2000年の回帰式に2000年から2005年までの各独立変数の平均値の差を加減して投票率の変化と各独立変数の効果を推定する。第2のシミュレーションは、2005年の回帰式に1983年から2005年までの各独立変数の平均値の差を加減して投票率の変化と各独立変数の効果を推定する。これら2つの結果から1996年以降に低投票率で推移している原因を考察する。

シミュレーションはある時点の選挙(t時点)の回帰式に、次の時点の選挙(t+1時点)における独立変数の平均値とt時点における独立変数の平均値の変化を加減して行う。よってシミュレーションを行うためには、2000年の回帰式と投票率が推移した2005年時点での回帰式の構造が同じでなく

てはならない。さらに、それと同時に A と B グループでは回帰式の構造が異なっていることが前提でもある。よって、A と B グループの 2 時点間の精確なシミュレーションを行うためには 4 つの部分で検定を行い、構造変化の有無を判断して、最終的に独立変数の平均値の変化を用いてシミュレーションを行うことになる。図 4 は 2000 年と 2005 年のデータにおける A グループと B グループ間の検定手順を示している。2005 年と 1983 年のデータでも同様の手順で検定を行う。

まず、これら 3 つのパターンのどれが生じたのかを確認するために図 4 の手順に従い、表 1 のロジスティック回帰分析のモデルで構造変化の有無を確認する。回帰式の構造変化とは投票参加に影響を及ぼす独立変数の効果パターンの変化である。モデルは投票参加を従属変数として、性別、年齢、学歴、政党支持、政治関心、政治信頼感を独立変数とした。構造変化の検定は OLS 回帰分析ならばチョウ検定で行えばよいが、ロジスティック回帰分析では最尤法により係数を算出されるのでラグランジュ乗数検定 (LR)、ワルド検定 (W)、尤度比検定 (LM) の 3 つの方法を用いることとした。

表 4-1、表 4-2 が結果である。

4. 2 2000-05 年のシミュレーション

まず、ここでは投票率が低水準期の投票参加の変動要因を分析する。シミュレーションの方法は 2000 年のデータによるロジスティック回帰分析から 2000 年の時点での各個人の投票確率を求める。次に 2000 年から 2005 年までの各独立変数の平均値の変化を算出し、その値を 2000 年の各ケースの独立変数に加減する。そして再度 2005 年までの各独立変数の平均値の変化を加減した 2000 年の独立変数を用いてロジスティック回帰分析を行い各個人の投票確率を算出し合計して投票率の変化を導出する¹²⁾。2005 年と 1983 年

12) 2000 年の回帰式から 2003 年のデータでシミュレーションを行わない理由は、2003 年のデータにおける投票参加の変数が実態にそぐわないからである。2000 年から 2003 年では実際の投票率は低下している。しかしデータの投票率は上昇している。従って、この 2003 年のデータではシミュレーションの精度は保証されないであろう。

表 4-1 2000-05 年の検定

2000 年の A グループと B グループ		2005 年の A グループと B グループ	
RRSS	292.737	RRSS	185.033
URSS	288.699	URSS	183.604
LR	29.697	LR	12.570
W	29.904	W	12.619
LM	29.492	LM	12.522
2000-05 年の A グループ		2000-05 年の B グループ	
RRSS	102.514	RRSS	375.904
URSS	101.880	URSS	374.107
LR	3.094	LR	16.206
W	3.104	W	16.245
LM	3.085	LM	16.168

表 4-2 2005-1983 年の検定

1983 年の A グループと B グループ		2005 年の A グループと B グループ	
RRSS	178.295	RRSS	185.033
URSS	174.710	URSS	183.604
LR	43.421	LR	12.570
W	43.865	W	12.619
LM	42.983	LM	12.522
2005-1983 年の A グループ		2005-1983 年の B グループ	
RRSS	62.578	RRSS	308.579
URSS	59.466	URSS	298.675
LR	16.474	LR	92.378
W	16.902	W	93.901
LM	16.061	LM	90.887

RRSS：制約つきの残差平方和

URSS：制約なしの残差平方和

自由度 7 で χ^2 乗表から .900 での有意点は 12.0

自由度 7 で χ^2 乗表から .950 での有意点は 14.1

自由度 7 で χ^2 乗表から .990 での有意点は 18.5

表 5 独立変数の平均値

平均値	1983			2000		
	A グループ n = 91	B グループ n = 1443	全体 n = 1534	A グループ n = 267	B グループ n = 1993	全体 n = 2260
投票参加	.670	.850	.828	.517	.838	.800
政党支持	.538	.753	.712	.363	.633	.601
政治関心	2.220	2.606	2.499	2.551	3.006	2.952
政治信頼感	2.308	2.415	2.409	1.715	1.912	1.888
性別	.489	.491	.481	.431	.448	.446
年齢(カテゴリー)	1.000	3.327	3.102	1.618	5.127	4.712
実年齢	22.010	47.280	46.294			
学歴	2.239	1.720	1.740	2.479	2.073	2.121

平均値	2003			2005		
	A グループ n = 190	B グループ n = 1948	全体 n = 2138	A グループ n = 232	B グループ n = 1389	全体 n = 1621
投票参加	.511	.851	.821	.638	.863	.831
政党支持	.374	.658	.632	.371	.649	.610
政治関心	2.553	3.024	2.982	2.690	3.081	3.025
政治信頼感	1.821	1.976	1.962	2.017	2.235	2.204
性別	.447	.459	.458	.466	.466	.466
年齢(カテゴリー)	1.547	5.201	4.876	2.035	5.370	4.893
実年齢				27.103	58.222	53.768
学歴	2.611	2.153	2.194	2.530	2.095	2.157

のシミュレーションも同様の手順である。表 5 は各独立変数の平均値である。

表 6-1 が 2000 年のロジスティック回帰分析の回帰式をもとに、2005 年の独立変数のデータとの平均変化を加減してシミュレーションした結果である。ただし、この分析だけで投票率が低水準で推移する原因を解明できる訳ではなく、シミュレーションの独立変数の効果の確認、および 2005-1983 年のシミュレーションとの比較に用いる。2000-05 年の分析は低水準期でありながら投票率の差は大きい。2005-1983 年の分析は、2005 年が低水準期の投票率であり、1983 年は 55 年体制の高水準期の投票率である。しかし、2005-

表6-1 2000年から2005年へのシミュレーション

独立変数 従属変数	Aグループ		Bグループ	
	投票率の変化	投票率変化 への影響力	投票率の変化	投票率変化 への影響力
政党支持	1.484	14.226	.646	19.072
政治関心	2.607	25.000	.896	26.484
政治信頼感	2.607	25.000	.846	25.002
性別	.000	.000	-.157	4.638
年齢	3.731	35.774	.796	23.519
学歴	.000	.000	.043	1.284
各変数による変化の合計 (絶対値)	10.428	(10.428)	3.071	(3.385)
全変数の平均変化を 加減したシミュレーション の投票率	67.790		86.603	
2005年データの投票率	63.793	投票率の差 12.107	86.321	投票率の差 2.478
2000年データの投票率	51.685		83.843	

1983年は投票率の平均水準は異なるが同程度の投票率である。この2時点間のシミュレーションによる独立変数の変化が投票率に及ぼす影響を比較することで、理解は深まる。

では、結果の見方を示しておく。「投票率の変化」の数値は、各独立変数の2005年時点までの変化によりもたらされた投票率の変化である。Aグループの政党支持は1.484であるから、2000-05年に互る政党支持の変化は投票率を1.484%ポイント上昇させたことになる。「各変数による変化の合計」は各独立変数が変化させた「投票率の変化」の合計である。投票率が上昇している場合は正值であり、低下している場合は負値である。その右隣の括弧内の数値は「投票率の変化」の絶対値の和である。各変数による投票率変化に及ぼす影響を全体的にとらえるために絶対値によっても算出した。この絶対値をもとにして各変数の投票率の変化に占める影響力の割合として算出したのが「投票率変化への影響力」である。投票率の変化は結果としては上昇か下降かを示す。投票参加の要因である各独立変数は、分布の経年変化から投票率を下げる負の効果を示す場合もある。よって、ここでは各独立変

数もたらす投票率の変化を、投票率を上昇させる効果と投票率を下降させる効果の両方を合わせるために絶対値として、その合計から「投票率変化への影響力」を算出したのである。

[A グループの分析]

表 6-1 における A グループは、データにおける 2000 年と 2005 年の投票率の差は 12.107%ポイントであり「各変数による変化の合計値」の 10.428 と僅かな差があるが、標本数の少なさを考慮すれば精度は許容される範囲であろう。

2000-05 年の投票率の変化でもっとも影響を及ぼした変数は年齢で、3.731%ポイント上昇させている。これは 2000 年の A グループが 2005 年の時点における状況を表しているのであり、同一コウホートのなかで年齢効果が大きく表出したと考えられる。つまり年齢はカテゴリー変数であるために、その変化が過剰に表出したのである。政党支持は投票率を 1.484%ポイント上昇させている。政治関心は、投票率を 2.607%ポイント上昇させている。政治信頼感は無意味水準に届いていないので、効果は不明である。よって、この期間の有権者の加齢もあるが政党支持と政治関心の上昇により投票率は上昇したのである。しかし、この分析では 2000 年の回帰式に独立変数以外のコウホート効果も内包されており、データの時間差も 6 年しかないので負のコウホート効果による変化は分からない。

[B グループの分析]

次に B グループの結果をみる。B グループでは 2000 年と 2005 年のデータの投票率の差が 2.478%ポイントである。「各変数による変化の合計値」は 3.071%ポイントなので、約 0.6%ポイントの差は許容される範囲であろう。「投票率の変化」をみると政治関心が 0.896%ポイント、政治信頼感が 0.846%ポイント、年齢が 0.796%ポイント、政党支持が 0.646%ポイントである。

年齢が大きい効果をもよおさせるのは、A グループと異なり標本数も多く、2000-05 年で B グループが加齢した影響と考えられる。ただし、標本の偏りの影響も否定できない。よって、B グループの 2000-05 年に互る投票率の変化は

年齢と政党支持、政治関心、政治信頼感の4つの独立変数の影響によると考えられる。AとBそれぞれ2000-03年¹³⁾と2003-05年¹⁴⁾のロジスティック回帰式をLR、W、LM検定した結果では、Aグループは2000-2003年と2003-05年で同じ構造を持つ。Bグループも同様に回帰式は同じ構造をもつ。各独立変数の変化(表5)をみると、2000-05年の各独立変数の平均値の変化よりも、2000-03年の各独立変数の平均値の変化は遙かに小さい。よって、1996-2017年の間での投票率の変動が小さく低水準で投票率が推移する場合は、政党支持、政治関心、政治信頼感の変動が小さく、独立変数の水準が低いからである。もちろんこれら独立変数の変動が大ききときには、2003-05年のような投票率の上昇や下降が起こるのである。各変数の効果の変化は、表3のオッズ比に見られるようにBグループは2000年以降では政党支持の効果は1983年の半分になり、政治信頼と政治関心の影響が相対的に大きくなっているのである。ただし、問題は次項のシミュレーション分析のように55年体制下の1983年のように独立変数が高い水準になっても2000年代では、投票率が上昇しないことである。

4.3 2005年から1983年へのシミュレーション

2000年から2005年へのシミュレーションでは、投票率が低水準で推移してきたことの原因をすべて解明できる訳ではない。これまでの表3のロジスティック回帰分析の結果と、図2のグラフィカル対数線形モデリングの結果から、1960年代後半以降の出生コウホートを境界として投票参加の構造が変容していることはわかった。その主因は、Aグループの漸次拡大とBグループの変容と考えられる。投票率が低水準で推移してきていることをシ

13) Aの2000-03年ではLR=1.221、W=1.227、LR=1.219である。

Bの2000-03年ではLR=7.524、W=7.589、LR=7.462である。よって χ^2 乗検定で1%水準で有意な差はない。

14) Aの2003-05年ではLR=0.804、W=0.805、LR=0.804である。

Bの2003-05年ではLR=6.625、W=6.629、LR=6.616である。よって χ^2 乗検定で1%水準で有意な差はない。

シミュレーションで分析するためには、2000年代のAグループとBグループに対して過去（55年体制下）のデータで比較的投票率が同水準で、独立変数の変化が大きい時期のデータを用いてシミュレーションすることにより、その原因を明らかにできると考えられる。2000-05年では表2の各独立変数の変化は大きい。しかし、独立変数の効果（投票率変化に及ぼす強弱、回帰分析ではオッズ比）が変わっている場合には、独立変数の変化が大きくても独立変数の効果がみえない場合も考えられる。よって、このように投票率が同水準の2時点間で、AとBをそれぞれ同じコウホートに保持して、シミュレーションを行い、その結果を2000-05年と比較をすることにより独立変数の効果を知ることができる¹⁵⁾。

では、2005年のデータによるロジスティック回帰分析の回帰式をもとに1983年のデータにおける各独立変数の平均値変化を用いてシミュレーションを行う。Aグループの回帰式の構造はLR、W、LM検定では自由度7の χ^2 乗分布表から1%水準で見ると棄却されるので差はなく、2005年と

15) 2005年の回帰式に1983年のデータを用いてシミュレーションするには、2つの理由がある。1つはAグループに関してである。Aグループは2005-1983年で回帰式の構造（独立変数の効果パターン）に変化は無いが、独立変数の効果に強弱は存在する。しかし、05年の回帰式であるから、回帰式のなかに未知の変数によるコウホート効果を内包する。回帰式のLR、W、LM検定では独立変数の効果とコウホート効果を識別できない。したがって、1983年の独立変数の水準（05年と比較して政党支持、政治信頼感）は水準が高く、政治関心は水準が低い）で投票率が下降したら、モデル内の独立変数と未知の変数によるコウホート効果が投票率を下げた主因と推定することができる。

もう1つはBグループに関してである。Bグループは2005-1983年で回帰式の構造（独立変数の効果パターン）に変化はあるし、その間の独立変数効果の強弱も存在すると考えられる。05年の回帰式でシミュレーションしているのであるから、シミュレーションの結果として独立変数の効果（従属変数に対する効果の強弱）は、1983年とは異なると考えられる。回帰式の効果パターンは表3から分かる。もし回帰式の構造（独立変数の効果パターン）が同じであるならば、シミュレーションは1983年の投票率を結果として算出する。回帰式の構造（独立変数の効果パターン）は変化しているけれども、独立変数の係数の正負が05-08年で同じで、シミュレーションによる投票率が変化しているのであれば、独立変数の効果の強弱が変化していることになる。このBの独立変数の効果（強弱）の変化を析出する考えは、Aにも適用される。

表6-2 2005年から1983年へのシミュレーション

従属変数	独立変数 (全変数)		Aグループ (属性を除外)	
	投票率の変化	投票率への影響力	投票率の変化	投票率への影響力
政党支持	5.172	16.216	5.172	29.268
政治関心	-8.190	25.676	-8.190	46.341
政治信頼感	4.310	13.514	4.310	24.390
性別	- .431	1.351	.000	—
年齢	-11.638	36.487	.000	—
学歴	-2.155	6.756	.000	—
各変数による変化の合計 (絶対値)	-12.931	(31.896)	1.293	(17.672)
全変数の平均変化を 加減したシミュレーション の投票率	52.155		61.207	
2005年データの投票率	63.793	投票率の差		
1983年データの投票率	67.033			

従属変数	独立変数 (全変数)		Bグループ (属性を除外)	
	投票率の変化	投票率への影響力	投票率への影響力	投票率への影響力
政党支持	1.512	5.609	1.512	5.609
政治関心	-9.647	35.789	-9.647	35.789
政治信頼感	4.206	15.602	4.206	15.602
性別	1.728	6.410	.000	—
年齢	-4.464	16.559	.000	—
学歴	-5.400	20.031	.000	—
各変数による変化の合計 (絶対値)	-12.065	(26.956)	-3.930	(15.365)
全変数の平均変化を 加減したシミュレーション の投票率	63.643		80.490	
2005年データの投票率	86.321	投票率の差		
1983年データの投票率	85.031			

1983 年の A グループの構造 (回帰式の効果パターン) は同じである。ただし、5%、10% 水準では差があることに留意する必要があるが、1960 年代後半以降の出生コウホートの回帰式の構造は同じとみなす。しかし、1983 年の A のコウホートは 1959 年以降の出生であることに留意する必要がある。B グループでは LR、W、LM 検定で 1% から 10% 水準でも差があり回帰式の構造は異なる。よって、1983 年から 2005 年もしくは 2000 年までの間に B グループの投票参加の構造 (回帰式の効果パターン) が変化したことを示している。本来シミュレーションで、ある年次の回帰式に異なる年次のデータの平均値の変化を加減するのであれば、2 つの年次の回帰式の構造は同じでなくてはならない。しかし、ここでは 2005 年と 1983 年において投票参加の構造が異なるが、2005 年の有権者が 1983 年の水準でどのようになるかを知りたいのである。これは Box のいう回帰分析の abuse ではない (宮川, 2004, 1 頁)。回帰式の構造 (独立変数の効果パターン) と独立変数の効果の強弱が 2 時点間で異なるが故に、独立変数の変化が効果を発揮できないことを示すのであるから、因果関係が不明な状況で無理な予測をするのではない。

表 6-2 が 2005 年の回帰式に 1983 年のデータにおける独立変数の平均値の変化を加減したシミュレーションの結果である。2005 年と 83 年のデータでは年齢の変数は実年齢が使えるので、実年齢としてある。注意すべきことは、実際の投票率は 2005 年が 67.51%、1983 年が 67.94% とほぼ同じことであるが、しかし独立変数の分布が異なる点である。よって、83 年の水準のデータ (83 年までの平均値の変化を加減したデータ) を用いて 2005 年の回帰式によるシミュレーションの結果で投票率が異なれば、つまり低下すれば同じ変数であっても効果が異なっていることを明確にして、低水準の原因を特定できるのである。

[A グループの分析]

まず、A グループの全変数を用いた分析結果 (A グループの左側) をみる。A グループでは 2005 年の投票率が 63.793%、83 年が 67.033% であり 1983 年の投票率の方が高い (実際の全体の投票率と同じ変化を示す)。「投票率の変化」をみると、政治関心と年齢の投票率の変化が負であり、投票率を下げる

効果を示す。政党支持と政治信頼感による投票率の変化は正であり、投票率を上昇させる効果を示している。シミュレーションにより得られる投票率は52.155%であり、1983年の値である67.033%と大きく乖離している。年齢と政治関心が1983年の水準では低い故に、シミュレーションの結果の投票率を下げている。

データにおける年齢は2005年のコウホートは34歳までである。1983年が24歳までであるから10歳ほど違うことになる。シミュレーションでは、2005年の20-34歳に1985年の20-24歳の年齢の平均変化を加減し、政治意識の独立変数も1983年の平均変化を加減して計算している。年齢による投票率の変化が-11.638と大きく負値を示すのは、独立変数以外の未知のコウホート効果が投票参加に対して負の効果を持ち、さらに年齢区分の幅が小さいことによる年齢効果とコウホート効果が混交して、大きく負値を示したと考えられる。年齢効果とコウホート効果が混交することはよく見受けられる。

次に年齢、性別、学歴を除外してシミュレーションを行ってみる。Aグループの右側が結果である。全変数によるシミュレーション値が61.207であり、1983年の投票率が67.033%である。2005年と1983年のAを同一のコウホート見ているのであるから、その状況で61.207(83年の予測値) - 67.033(83年のデータ実測値) = -5.826、約6%の差が出る。つまりAグループは1983年の政治意識の水準でも1983年の67.033%よりも約6%低い投票率となるのである¹⁶⁾。投票率の変化で政党支持は5.172、政治関心は-8.190、政治信頼感は4.310で合計は1.293であり、1.293の値は投票率を大きく変化させていないにも関わらず83年の投票率よりも約6%低める主因は各変数の効果の変化と未知の変数によるコウホート効果である。

では、表6-2(全変数)で各変数による「投票率の変化」から効果の変化をみる。LR、W、LM検定では10%水準で2005-1983年のAグループは差

16) 投票率の変化は全変数を用いた回帰式で算出される。よって、-12.931には誤差を含む意味がある。しかし、1.293は3つの変数だけの合計であるから、2005年の投票率のデータの投票率に加減しても1983年データの投票率にはならない。

がある。表 5 で政党支持の変化は 2000-05 年が 0.008 であるのに対して 2005-1983 年では 0.167 と約 20 倍の差がある。しかし「投票率の変化」は 1.484% から 5.172% と、約 3 倍しか変化しないのである。したがって、A は政党支持の変化を投票率の変化に添加する割合が低いのである。

表 5 の政治信頼感 は 2000-05 年では 0.302、2005-83 年では 0.291 とほぼ同じであるのに、投票率の変化は 2.607% から 4.310% と 1.6 倍大きくなっている。よって A グループは政治信頼感の変化を投票率の変化に転換する割合が大きいのである。表 5 の政治関心は 2000-05 年では 0.139 の変化で投票率の変化は 2.607%、2005-1983 年では 0.470 の変化で -8.190% となり、ほぼ同じに転化している。したがって、1983 年の 55 年体制下では政党支持も高く、政治信頼感も今よりは高く 90 年代行とは正反対の状況にある。したがって、A グループで投票率を低水準で推移させている主因は、第 1 に政治信頼感の低下、第 2 に政党支持の低下、第 3 に変数の効果を弱めるコウホート効果の存在である。また、本来想定されるべき加齢による投票率の上昇は、したがって政党支持と政治信頼感の低下、およびコウホート効果の拡大により相殺されていると考えられる。

[B グループの分析]

B グループでは 2005-1983 年の LR、W、LM 検定で差がある。つまり回帰式の構造（独立変数の効果パターン）に差があることに留意する必要がある。シミュレーションの投票率は 63.643% であるから、1983 年の 85.031% と大きく乖離している。B グループの全変数を用いた分析結果をみる。「投票率の変化」をみると政治関心と年齢が投票率を大きく下げる効果を示し、政党支持と政治信頼が投票率を上昇させる効果を示す。年齢は 2005 年のコウホートが 35 歳以上であり、1983 年が 25 歳以上であるから 10 歳の差がある。2005 年の回帰式でシミュレーションしているのであるから、B は 60 年代後半以降の出生コウホートの特性つまり投票参加に正のコウホート効果を持つ¹⁷⁾。しかし、1983 年のデータで年齢が若くなるから投票率を -4.464% 下げるのである。ここでも年齢効果とコウホート効果が混交していると考えられる。よって、性別、年齢、学歴を除外してシミュレーションすると、投票率の平

均変化を加減したシミュレーションの投票率は 80.490%であり、1983 年のデータの投票率は 85.031%であるから、4.541%の差が出る。つまり 2005 年の B は 1983 年の状況で 4.5%低い投票率となる¹⁸⁾。また、投票率の変化で政党支持 1.512、政治関心 -9.647、政治信頼感 4.206 の合計 -3.930 は、2005 年の標本が 35 歳以上であることから 1970 年までの出生コウホートも含まれることにより負のコウホート効果が出たと考えられる。

B グループでも、各変数の変化が投票率に及ぼす傾向は同じである。政党支持の変化は 2000-05 年では 0.016 で投票率の変化は 0.646 である。しかし 2005-83 年では政党支持の変化は 0.104 で投票率の変化は 1.512 である。政党支持の変化が 6.5 倍あるのに投票率の変化は 2 倍にしかないのである。したがって、A グループは政党支持の変化を投票率の変化に添加する割合が低いのである。信頼感は 2000-05 年では変化が 3.0 であり投票率を .864 上昇させる。しかし、2005-83 年では変化は 0.291 であり、投票率を 4.206 上昇させる。よって政治信頼感の効果は 4.86 倍強くなっているのである。よって B グループは政治信頼感の変化を投票率の変化に転換する割合が大きいのである。したがって、B グループで投票率を低水準で推移させた主因は、政党支持と政治信頼感の水準の低下、第 2 に負のコウホート効果の浸潤の可能性である。また、ここでも本来想定されるべき加齢による投票率の上昇は、政党支持と政治信頼感の低下、およびコウホート効果の浸潤により相殺されていると考えられる。

最後に、1976 年のデータの平均値の変化を 2005 年のデータに加減したシミュレーションの結果だけを示しておく。政党支持、政治関心、政治信頼感だけの変数を用いたが、A グループは 55.6%、B グループは 72.8%であった。

17) コウホート効果は相対的なものである。既存の有権者である B グループを基準にすれば、A グループが投票参加に対する負のコウホート効果を持つのである。よって、A グループについての負のコウホート効果については言及するが、B についてのコウホート効果は殊更言及する必要はない。

18) ここでも A グループと同様に -3.930 は 3 つの変数だけの合計であるから 2005 年のデータの投票率に加減しても 1983 年の投票率にはならない。

76 年のデータの投票率は A グループが 72.9%、B グループが 88.4%である。

5. おわりに

本稿は 1996 年から 2017 年現在まで続く衆議院選挙の投票率が低水準で推移するある原因を、投票参加に負のコウホート効果を持つ 1960 年代後半以降のコウホート (A グループ) と、それ以前のコウホート (B グループ) の変容という視点から分析し、仮説を検証した。

第 1 に A グループと B グループでは投票参加の構造 (要因) を異ならせている。各要因はデータにより若干の差をみせるが、有意な変数はグループで同じである。

第 2 に、グラフィカル対数線形モデリングの分析から、A グループが有権者として拡大していくなかで、A と B グループでは、政党支持、政治関心、政治信頼感の差を大きくしている。また年齢層の低い A グループは政党支持、政治関心、政治信頼感の投票参加に対する効果を弱めている。

第 3 に、2000-83 年シミュレーションの分析から、A と B の出生コウホートを両年で同じと仮定すると、1983 年と同じような政治意識であっても A グループは約 6%、B は約 4.5%も 1983 年の投票率よりも低くなる。これは投票参加に対する政党支持、政治関心、政治信頼感の効果が弱くなっているからであり、特に A グループでは負のコウホート効果の拡大によると考えられる。

第 4 に、加齢による投票率の上昇は、政党支持と政治信頼感の低下、特に A グループではコウホート効果の拡大により相殺されていると考えられる。

投票参加に対する負のコウホート効果の存在、政党支持、政治関心、政治信頼感の分布の変化および効果の弱体化、有権者がこのように変容したのは誰の責任であろうか。B グループの変容などは、政治家の都合による政党の離合集散と度重なるスキャンダルに起因するであろう。A グループで負のコウホート効果が正に転じないのは、まさにバブル経済の崩壊以降、希望を持ってなくなった若中年層のやり場のない気持ちの表れかもしれない。

参考文献

- Box, George (1966) "Use and Abuse of Regression." *Technometrics*, 8(4), pp. 625-629.
- Brody, R. A (1978) "The Puzzle of Participation." In A. King Eds. *The New American Political System*. Washington D.C.: American Enterprise Institute.
- 木村高宏 (2002) 「『退出』に関する比較の分析」『政策科学』9(2)、91-98 頁。
- Kohno, Masaru (1997) "Voter Turnout and Strategic Ticket-Splitting Under Japan's New Electoral Rules." *Asian Survey*, 37,(5), pp.429-452.
- 宮川雅巳 (1997) 『グラフィカルモデリング』朝倉書店。
- 宮川雅巳 (2004) 『統計的因果推論』朝倉書店。
- 三宅一郎 (1990) 『政治参加と投票行動』ミネルヴァ書房。
- 三船毅 (2005) 「投票参加の低下」日本政治学会編『年報政治学 2005- I』、135-160 頁。
- 三船毅・中村隆 (2009) 「衆議院選挙投票率の分析：1969 年から 2005 年における年齢・時代・世代の影響」『選挙研究』25(2)、83-106 頁。
- 西澤由隆 (1999) 「アメリカにおける参加のパズル」『レヴァイアサン』17、195-202 頁。
- Rosenstone, S. J. and J. M. Hansen (1993) *Mobilization, Participation, and Democracy in America*. New York: Macmillan.
- Horiuchi, Yusaku (2002) Turnout Decline in Japan during the 1990s: Did Voters Lose Interest and Faith in Politics? Unpublished Manuscript.
- Wolfinger, R. E. and Steven J. Rosenstone (1980) *Who Votes?* New Haven: Yale University Press.
- 柳川堯 (2018) 『P 値：その正しい理解と適用』近代科学社。