

# 選挙区定数と投票率

## —都道府県議会選挙のケース

若松 泰之\*

姫路獨協大学

都道府県議会の選挙区定数は、選出される議員や形成される多数派を左右する。その多数派の決定も政策を左右する要因である以上、選挙区定数は選択される政策に影響を及ぼす。本稿は、その選挙区定数の再編案を、どの程度の選挙区定数であれば投票率は高いのかという視点から検討した。分析の結果、選挙区定数と投票率はU字型ないし右下がりの関係にあることが確認された。そしてこの結果を踏まえ、2014年に大阪府議会を構成する各党が示した選挙区再編案を評価する作業を行った。

### 1. はじめに

選挙区定数は、有権者が代表者を選出するためのルールの1つである。この選挙区定数によって、選出される代表者と形成される多数派が決まり、結果的に選択される政策が左右される。その意味で選挙区定数は実施される政策に影響を及ぼす。

このことは、政治的側面だけでなく経済的側面からも、選挙区定数が各政党の恣意性を排して客観的な規準に基づいて決定される必要があることを示唆する。衆議院小選挙区の区割りも、有識者から構成される衆議院選挙区画定審議会にも諮って決定される。しかし、都道府県議会の選挙区定数は、都道府県議会自身が決める仕組みになっており、多数派にとって有利な選挙区再編が行われる懸念がある。

もちろん各都道府県議会は、最高裁が示した「許容される1票の格差は3倍未満」という規準や隣接性を考慮して、選挙区再編を行ってきた<sup>1</sup>。しかし「3倍未満」を満たす選挙区定数の再編案には複数の選択肢があると考えられ、提案される再編案は政党によって異なるだろう<sup>2</sup>。

---

本稿の作成にあたり、日本財政学会第73回全国大会（京都産業大学）で報告の討論者をしていただいた和田淳一郎教授（横浜国立大学）、フロアから小林航教授（千葉商科大学）、伊藤敏安教授（広島修道大学）、匿名の2人のレフェリーの方々、そして本誌編集委員会から有益なコメントをいただきました。記して感謝申し上げます。なお、本稿における誤りなどは全て筆者の責任です。

\*（連絡先住所）〒670-8524 兵庫県姫路市上大野7丁目2番1号 姫路獨協大学人間社会学群産業経営学類  
（E-mail）x28280@gm.himeji-du.ac.jp

<sup>1</sup> 一連の経緯は富田（2015）に詳しい。

<sup>2</sup> 菅原（2011）による2011年3月時点の47都道府県を対象にした「1票の格差」の分析によると、全選挙区のうち2倍未満の選挙区が78.5%、3倍未満の選挙区が94.7%である。定数不均衡の是正に関しては、厳密に1票の価値の平等を追求する規準から、最高裁判決の「1票の格差は3倍未満」とする規準まで幅がある。1票の価値の平等をどのように考えるかは、各都道府県の各政党（会派）に委ねられているのが実情である。後述のように、大阪維新の会は「1票の格差は3倍未満」を規準に選挙区再編案を示した。

実際、大阪府議会において2011年の統一地方選以降、大阪維新の会、自民党、そして公明党や民主党(当時)は選挙区再編案を提示したが、各党の選挙戦略を反映して再編案は大きく異なっていた<sup>3</sup>。そのため、各党の党利党略による選挙区再編を防止するためにも、1票の格差の是正以外の規準にも照らして、選挙区定数の再編案を客観的に検討する必要がある。各地域で人口が減少していき、都道府県議会にも選挙区再編が予想されることから、明示的な規準に照らして選挙区定数を検討する必要性は高まっていると言える。

そこで本稿は、都道府県議会選挙において、どの程度の選挙区定数であれば投票率は高いのかという視点から、選挙区再編案を検討する。間接民主制の正統性を示す指標である投票率と選挙区定数の関係は、Blais and Aarts(2006)も指摘している通り、解明されていない課題である<sup>4</sup>。

確かにPowell(1986)やRadcliff and Davis(2000)など、欧州諸国を対象にした研究では、選挙区定数と投票率は有意に正の関係があることが確認され、この分析結果が通説とされてきた。しかし最近では、中南米諸国を対象にしたFornos et al.(2004)、ドミニカ共和国を対象にしたKristof and Niels(2010)では、それらに有意な負の関係があると指摘されている。また、台湾を対象にしたRainey(2016)では、「正の関係にある」という仮説が実証分析によって棄却されている。つまり、選挙区定数と投票率の関係は、分析対象となる国によって相反する結果となっている。

本稿は、日本の都道府県議会選挙を対象に選挙区定数と投票率の関係を明らかにすることで、現状の研究状況に対して1つの知見を提供する。また、投票率も規準として選挙区再編案を検討する場合、選挙区定数と投票率が正の関係なのか、負の関係なのかによって、その再編案の内容は変わる。そのため実践的な見地から、分析結果に基づいて、大阪府議会の選挙区再編案を評価する作業も行う<sup>5</sup>。

都道府県議会の総定数(議員定数)も焦点の1つになるが、その問題は扱わない。総定数は所与とした上で、選挙区割りおよび定数配分を通じた選挙区定数を議論する。また、選挙制度改革には比例代表制への移行などの抜本的な改革もあり得るが、本稿では既存の選挙制度を所与とした選挙区定数の再編案に議論を限定する。

<sup>3</sup> 各党の再編案やその背景については砂原(2015)が詳しい。

<sup>4</sup> Li jphart(1997)では投票率は民主的正統性を示す指標と指摘されている。

<sup>5</sup> 他方、投票率は常に肯定的に評価される指標とは限らない。例えばLo Prete and Revelli(2014)は低投票率のまほうが指導力のある候補者を選出する可能性は高いと指摘し、またHodler et al.(2015)は不在者投票といった投票率を高める政策は、教育水準が低く、政治的知識が乏しい有権者の投票参加を促すと述べている。したがって投票率を規準とする場合でも、デメリットの側面に留意する必要がある。

本稿の構成は次の通りである。第2節では、日本の都道府県議会選挙制度の特徴を説明する。第3節では、国内外の選挙区定数あるいは候補者数と投票率の関係に注目した先行研究を概観し、本稿で検証する仮説を示す。第4節ではモデルとデータを示し、分析結果を説明する。最後に本稿のまとめと残された課題を述べる。

## 2. 都道府県議会選挙制度の特徴

都道府県議会の選挙区定数にはバラツキがある。例えば11年の鹿児島県議会選挙では総定数51、そして21選挙区の下で、1人区11、2人区6、3人区と4人区がそれぞれ1と2、そして定数17の選挙区が1つとなっていた<sup>6</sup>。以下では、各都道府県の選挙区定数がどのような仕組みで決まるのかを、総定数、選挙区割り、そして定数配分の順で述べ、その上で都道府県議会選挙制度の特徴を説明する。

各都道府県議会議員の総定数は、11年の統一地方選挙までは、その上限に当たる法定定数が存在し、その定数以下という制約の下で、自由に決められていた<sup>7</sup>。それ以後は法定定数が撤廃され、各都道府県で総定数を条例で決める仕組みになった。

各都道府県議会が条例で定める選挙区割りは、総定数を市町村の人口で除して求めた「議員1人当たり人口」を基準にして決まる。選挙区は「市町村」を単位として行われるため、選挙区には以下の5つのパターンがある<sup>8</sup>。

1つは、単独の市町村から構成される選挙区である。この選挙区には、人口を「議員1人当たり人口」で除した値が0.5以上の市町村が該当する。2つ目は、その値が0.5以上1未満の市と隣接する町村を合わせた選挙区（合区）であり、「任意合区」と言われる。3つ目は、0.5未満の町村どうしを合わせた選挙区であり、「強制合区」と呼ばれる。以上の人口比例的な区割りの例外として、値が0.5未満の町村であっても、当該町村の行政区域が選挙区となる特例選挙区や、「特別の事情がある場合地域間の均衡を考慮して定数を定めることができる」選挙区がある<sup>9</sup>。

<sup>6</sup> 総務省(2014)によれば、13年9月時点で47都道府県議会の全1139選挙区のうち各選挙区の割合は、1人区40.4%、2人区30.1%、3人区13.0%、4人区7.2%、5人区3.2%、6人区1.5%、7人区0.9%、8人区0.8%、9人区0.5%、10人区0.5%、11人区0.6%、12人区0.3%、13人区0.3%、14人区0.2%、15人区0.3%、16人区0.2%、そして17人区0.1%である。1人区と2人区が全体の約7割を占めている。

<sup>7</sup> 法定定数は人口規模別に決められていた。人口75万人未満の県であれば総定数の上限は40人、人口75万人以上100万人未満では追加的に5万人増えるごとに1人追加、人口100万人以上の場合は7万人追加的に増えるごとに1人追加する方式で、上限が決められていた。ただし、東京都を除いて上限は120人であった。

<sup>8</sup> 改正された公職選挙法が15年3月に施行される前までは、「郡市」を単位に行われていた。

<sup>9</sup> 特例選挙区は、高度経済成長期の1966年の公職選挙法改正によって導入された。人口は減少するものの、過疎対策などの行政需要が高まる農村部の選挙区を維持するためである。なお、富田(2015)によれば、03年3月時点での特例選挙区は全都道府県で28あったが、13年9月時点では7に減少した。総務省(2014)も参照。また、「特別の事情がある場合」に該当する選挙区は公職選挙法第15条の8のただし書きに基づく。

こうして区割りされた選挙区に、総定数が人口比例的に配分される。ただし、15年3月の公職選挙法改正以前の「郡市」を単位とした区割りが現在まで基本的に維持されていることや、特例選挙区などがあるため、選挙区定数と人口との間に単純な比例関係はない。

以上の仕組みによって各都道府県の選挙区割りと各区の定数が決まるため、定数1の小選挙区と定数2以上の大選挙区が混在する。各選挙区の議席決定方式は相対多数制（得票の多い候補者から順に数えて、定数番目までの候補者を当選とする方式）、投票方式は候補者方式で単記非移譲（1人の候補者のみに投票され、議席獲得に用いられなかった票が同一政党などの他の候補者に移譲されない方式）の組み合わせから、都道府県議会の選挙制度は形成されている。

この選挙制度の特徴を具体的に見ていくと、まず、各選挙区の当選確定得票数は「有効投票数÷(選挙区定数+1)」で決まるため、それぞれの選挙区で当選確定ラインは異なる。たとえば定数1の選挙区では有効投票数の50%+1票が、定数3では25%+1票が、定数9では10%+1票が、それぞれ当選確定得票数になる。

そのため当選確定ラインが相対的に高い定数1の選挙区では死票が多くなり、一定程度までは多数派に有利な性質を持つ。定数2以上の選挙区では、定数1の選挙区に比べて当選確定得票数が低くなり、また相対多数制でもあることから、少数派の代表者が議席を得る可能性が高くなる。この傾向は定数が多くなるほど顕著になるため、定数1の選挙区と定数2の選挙区との間のみでなく、定数が2以上の選挙区どうしも、質的に異なる選挙制度の下で選挙が実施されると言える。

次節では選挙制度、特に選挙区定数と投票率の関係に注目した先行研究を整理した上で、都道府県議会の選挙制度の特徴も考慮した仮説を示す。

### 3. 選挙区定数と投票率に関する仮説

#### 3.1 先行研究

本稿では第1節の通り、有権者の選択肢の指標として選挙区定数に注目する。しかし、先行研究では選挙制度の違いから政党数や候補者数が有権者の選択肢として扱われているため、本節はその内容に沿って記述する。

投票率の要因を明らかにする分析は、Blais and Aarts(2006)、Geys(2006)、そしてCancela and Geys(2016)においてサーベイされているように、多くの蓄積がある。選挙区定数と投票率の関係に焦点を当てた研究では、第1節の通り正負両方の結果が得られ、

その関係は先験的に判断がつかない問題となっている。

選挙区定数ではないが、同じ比例性の指標である候補者数と投票率の関係も、正負両方の結果が得られている。この点を示したのが Boulding and Brown (2013) であり、彼らは異なる地方選挙制度を有するボリビアとブラジルを対象に、候補者数と投票率の関係を国別に検証した。具体的には、死票がほとんどない比例代表制を採用しているボリビアの地方選挙を対象にした分析では、候補者数は投票率に有意に正の影響を及ぼすのに対し、死票が多いブラジルの地方選挙制度では候補者数は投票率に負の影響を及ぼすことを、実証的に示した。つまり、候補者数は投票率を増加させる場合もあれば減少させる場合もあり、どちらの効果が生じるかは選挙制度によって左右される。

他方、東京都議会選挙を対象に選挙区定数と投票率の关系到注目した研究である河野 (1999) は、選挙区定数と候補者数を説明変数、投票率を被説明変数とし、投票率の要因分析を行った。なお、データは 1985-97 年の期間中に 5 度行われた東京都議選の 168 選挙区である。分析結果によると、選挙区定数・候補者数などは投票率に正の影響を及ぼす。それを踏まえ、投票率を上昇させるには、1) 議席が増えること、2) 候補者が増えることなどを指摘している。

これらに対し本稿は、選挙区定数と投票率の関係を、日本の 44 都道府県のデータを用いて検証する。先行研究では、選挙区定数と投票率の間に線形関係を想定して分析しているが、都道府県議会の各選挙区は定数が異なるため質的に異なる制度と理解され、線形関係は無い可能性がある<sup>10</sup>。そこで本稿は、ダミー変数や選挙区定数の 2 乗項を用いて、選挙区定数と投票率の関係を検証する。非線形のケースも考慮して先行研究の間隙を埋める点が、本稿の特徴と言えるだろう。

また政策的な意図から、分析結果を踏まえて、大阪府議会の選挙区再編案を評価する。14 年に提案された選挙区再編案は以下の通りである (砂原, 2015)。

大阪維新の会が示した案は、総定数を 109 から 88 に削減する中で、定数 1 の選挙区を 14、定数 2 の選挙区を 1 つ、定数 3 と 5 の選挙区を 1 つずつ、定数 4 の選挙区を 3 つ、それぞれ増やす再編であった。この案は最高裁が示した「1 票の格差は 3 倍未満であれば許容される」ことを踏まえて 1 人区を大きく増やす点に特徴があり、自党の議席最大化を目指した選挙制度の変更という性格を持っていた<sup>11</sup>。一方、自民党は総定数 88 の下

<sup>10</sup> 河野 (1999)、Fornos et al. (2004)、Kristof and Niels (2010) のいずれも線形関係を想定している。

<sup>11</sup> 砂原 (2015) の 515 ページ・521 ページによると、大阪維新の会が 11 年の議会選で「ほとんど全ての 1 人区で勝利しており、他の政党が選挙区調整を行わない限りは有利な状況が続く」ことが背景にあった。

で「配当基数が1未満の10選挙区を任意合区する」案を示した<sup>12</sup>。この案の特徴は、大阪維新の会の案とは対照的に1人区の合区が再編の中心であった。1人区どうしを合区させ、1人区からの選出が多い大阪維新の会の議員を同じ選挙区で戦わせる内容であり、その意味で戦略的であったと言える<sup>13</sup>。また、公明党と民主党（当時）は「配当基数1未満の選挙区を解消する」案で、該当する23選挙区は全て合区の対象となり、62選挙区を31選挙区まで削減する再編案であった<sup>14</sup>。1人区は6選挙区のみとなり、定数2以上の選挙区が大きく増える特徴がある<sup>15</sup>。

なお、結果的には議席数に劣る公明党と民主党が自民党案に賛同したこともあり、多数の支持を得た自民党案が可決された。そのため15年の統一地方選挙は自民党が提示した選挙区再編案の下で実施されることになった。

### 3.2 仮説

本稿では都道府県議会の選挙制度の特徴も考慮し、以下3つの仮説を通じて選挙区定数と投票率との関係を検証する。

仮説1：定数1の選挙区が増加すれば、投票率は低下する。

仮説2：定数が多い選挙区ほど、投票率は高くなる（右上がり）。

仮説3：定数が多い選挙区ほど投票率は高くなるが、ある定数を上回ると投票率は低下していく（逆U字型）。

仮説1は定数1の選挙区を1、定数2以上の選挙区を0とするダミー変数を用いて検証する。ダミー変数の符号が有意に負であれば、仮説1は支持される。仮説2は選挙区定数を用い、仮説3は選挙区定数に加えてその2乗項も含めて検証する。仮説2は定数の符号が有意に正であれば、また仮説3は定数の符号が有意に正で、2乗項が有意に負であれば、それぞれの仮説は支持される。

なお、仮説1-3の理論的背景は次の通りである。まず、仮説1・2は表現こそ異なるものの、実質的に同義であるため、同じ背景として述べる。注目する点は選挙区定数と候補者数の関係である。つまり、定数が多い選挙区の有権者ほど候補者は多く、逆に定数が少ない選挙区の有権者ほど候補者は少ない点に注目する<sup>16</sup>。

<sup>12</sup> 砂原(2015)のpp. 522. 配当基数とは、各選挙区の人口を議員1人当たり人口で除した値である。

<sup>13</sup> 砂原(2015)のpp. 523.

<sup>14</sup> 砂原(2015)のpp. 522.

<sup>15</sup> 砂原(2015)のpp. 524.

<sup>16</sup> この点の裏づけは後述することにし、以下ではまず仮説の理論的背景に言及する。

その関係を踏まえると、Cox(1990, 1997)が指摘するように、定数の多い選挙区の有権者ほど票を投じる選択肢が多くなる<sup>17</sup>。言い換えれば、定数が多い選挙区ほど、(有権者の)選好に近い政策を公約する候補者が存在する可能性が高まる。この点は、多くの有権者に投票するインセンティブを与えると考えられる。また、Rainey(2016)も指摘するように、定数が多い選挙区ほど死票が少ない傾向とも相まって、投票参加が促されて投票率は高まると予想される。

選挙区定数(候補者数)と投票率の関係は、さらに現行の投票方式で構造的に担保されると考えられる。現行では、第2節で述べた通り、単記非移譲方式一有権者が1人の候補者に1票を投じ、かつその票は他の候補者に移譲されない候補者方式一である。

この方式は、有権者が候補者個人に票を投じる「個人投票」の傾向を高める。そのため、候補者は得票のために他の候補者と差別化を図るインセンティブを持つ。このインセンティブが、定数が多い選挙区ほど候補者間の公約を多様にし、結果的に有権者の政策選好に近い候補者の存在可能性を高め、(有権者の)投票参加を促すと考えられる。以上の理由から、仮説1・仮説2を導出した。

それに対して仮説3は、候補者数の増加によるコストに注目する。有権者が自身の選好に合った候補者を選択するには、各候補者の公約を比較し、候補者に関する情報を把握する必要がある。それは、候補者が多いほど有権者には、時間や労力という意味でコストが大きいことを示唆する。総務省(2017)も、「一部の大選挙区で候補者が多数にのぼる場合、有権者が全ての候補者の情報を十分に把握するには多大な労力を必要とする」と指摘している<sup>18</sup>。定数がある程度多い選挙区では、この情報収集コストが増加して有権者の投票意欲が減退し、その効果が仮説1・2の背景となる投票参加を促す効果を上回るかもしれない。その場合、選挙区定数と投票率には逆U字型の関係が予想される。

### 3.3 選挙区定数と候補者の関係

ここでは仮説1-3の前提である「定数が多い選挙区ほど候補者数は多い」点を分析対象となる選挙区で確認する。本稿の分析対象は第1期・第2期に分けられる。第1期は、09年の東京都議会選挙、10年の茨城県議会選挙、11年の統一地方選挙、12年の沖

---

<sup>17</sup> 名取(2011)は市町村議会を念頭に置いているが、Cox(1997)で展開されている議論を適用して、選挙区の定数が多くなるほど「政策次元上の両端にいる候補者の政策位置の最大幅が拡大する」と述べている。名取(2011)のpp. 79を参照。

<sup>18</sup> 総務省(2017)の11ページおよび21ページでは、上述した有権者が負う手間や時間を「情報コスト」と表現している。また、名取(2004)は特に市町村議会を想定した議論だが、「候補者が多くなるほど、情報収集と比較検討するためのコストが増大する」と述べている(25ページ)。

縄県議会選挙を対象とし、第2期は13年の東京都議会選挙、14年の茨城県議会選挙、15年の統一地方選挙、16年の沖縄県議会選挙を対象とする。岩手県、宮城県、福島県は東日本大震災の影響を考慮して含めていないため、44都道府県が対象になる。また無投票の選挙区も分析の対象外となるため、サンプルサイズは第1期が804選挙区、第2期が712選挙区となった。

2期間をプールして計測した選挙区定数と候補者数の相関係数は0.958となり、1%水準で統計的に有意であった。この相関を詳細に検討するため、表1では選挙区定数別候補者数の平均値を、各選挙区が全選挙区に占める割合と共に整理している。

第1期の定数9、定数11、定数14の各選挙区では、それぞれ定数8、定数10、定数13の選挙区よりも候補者数の平均値が若干少なくなっている。第2期では定数14、定数16の選挙区を除いて定数が多い選挙区ほど候補者数の平均値は高い傾向にある。よって、基本的には定数が多い選挙区ほど候補者数は多いと考えられ、仮説1-3の前提は妥当と言えるだろう。

## 4. 実証分析

### 4.1 推計式

以下では仮説1-3を検証するために、第1期・第2期のクロスセクションデータを用いてマルチレベル分析を行う。通常の回帰分析を用いる場合、各選挙区が相互に独立

表1 定数別候補者数の平均値と各定数の割合

選挙区定数	第1期		第2期	
	候補者数の平均値	各選挙区が全選挙区に占める割合	候補者数の平均値	各選挙区が全選挙区に占める割合
1	2.32	34.0%	2.26	30.8%
2	3.38	30.5%	3.47	31.5%
3	4.50	15.3%	4.83	15.3%
4	5.78	8.6%	5.91	9.6%
5	7.25	4.0%	7.16	4.5%
6	8.82	2.1%	8.13	2.1%
7	9.13	1.0%	9.13	1.1%
8	11.00	0.9%	10.67	0.8%
9	10.80	0.6%	11.13	1.1%
10	14.00	0.5%	12.60	0.7%
11	13.33	0.7%	13.00	0.6%
12	16.67	0.4%	16.20	0.7%
13	18.33	0.4%	17.00	0.3%
14	17.50	0.2%	16.50	0.3%
15	19.33	0.4%	18.50	0.3%
16	20.67	0.4%	17.50	0.3%
17	24.00	0.1%	22.00	0.1%

出所) 各都道府県別選挙管理委員会 および『読売新聞』統一地方選挙ホームページより筆者作成。



していると仮定するが、各選挙区はそれぞれの都道府県に属しているため、各選挙区の投票率は都道府県レベルの要因にも影響を受け、独立した関係にはないかもしれない。こうした階層性がある場合、データ間で相関関係(級内相関)を持つ可能性がある。

級内相関があるデータで回帰分析を行うと、回帰係数や標準誤差にバイアスが生じる。以下では、同一都道府県に属する選挙区間の級内相関を考慮した分析が可能な階層線形モデルを用いて、都道府県レベルの変数の影響も考慮して、投票率の要因を分析する。本分析は固定効果に関心があるため、最尤法を用いる。最尤法は対数尤度についても、固定効果を含めて算出し、モデル選択において柔軟という特徴がある(清水, 2014, p. 39)。

仮説1を検証するモデルが(1-1)式、仮説2および仮説3を検証するモデルが(1-2)式である。いずれもランダム切片モデルを想定している<sup>19</sup>。

$$\begin{aligned} \text{投票率}_{i,j} = & \alpha_{0,j} + \alpha_{1,j} \text{小選挙区ダミー}_{i,j} + \alpha_{2,j} \text{1票の価値}_{i,j} + \alpha_{3,j} \text{接戦度}_{i,j} \\ & + \alpha_{4,j} \text{合区選挙区ダミー}_{i,j} + \alpha_{5,j} \text{若年層割合}_{i,j} + \alpha_{6,j} \text{高齢層割合}_{i,j} \\ & + \alpha_{7,j} \text{転入率}_{i,j} + r_{i,j} \end{aligned} \quad (1-1)$$

$$\begin{aligned} \text{投票率}_{i,j} = & \beta_{0,j} + \beta_{1,j} \text{選挙区定数}_{i,j} + \beta_{2,j} (\text{選挙区定数}_{i,j})^2 + \beta_{3,j} \text{1票の価値}_{i,j} \\ & + \beta_{4,j} \text{接戦度}_{i,j} + \beta_{5,j} \text{合区選挙区ダミー}_{i,j} + \beta_{6,j} \text{若年層割合}_{i,j} \\ & + \beta_{7,j} \text{高齢層割合}_{i,j} + \beta_{8,j} \text{転入率}_{i,j} + s_{i,j} \end{aligned} \quad (1-2)$$

(1-1)と(1-2)は選挙区レベルの推定式であり、添え字の*i*は選挙区、*j*は選挙区が属する都道府県を表す。例えば、投票率<sub>*i,j*</sub>は*j*県の*i*選挙区の投票率を示す。 $\alpha_{0,j}$ と $\beta_{0,j}$ は切片、 $r_{i,j}$ と $s_{i,j}$ は誤差項である。 $\alpha_{0,j}$ と $\beta_{0,j}$ はそれぞれ(2-1)と(2-2)で表現される<sup>20</sup>。

$$\alpha_{0,j} = \gamma_{0,0} + \gamma_{0,1} \text{前回投票率の平均値}_{1,j} + u_{0,j} \quad (2-1)$$

$$\beta_{0,j} = \delta_{0,0} + \delta_{0,1} \text{前回投票率の平均値}_{1,j} + v_{0,j} \quad (2-2)$$

(2-1)式と(2-2)式は、各選挙区が属する都道府県レベルの前回投票率の平均値が、切片の $\alpha_{0,j}$ と $\beta_{0,j}$ に及ぼす影響を考慮した推定式である。なお、 $\gamma_{0,0}$ と $\delta_{0,0}$ は切片、 $u_{0,j}$ と

<sup>19</sup> ランダム切片モデル以外にも、ランダム係数モデルや、ランダム切片・係数モデルがある。清水(2014, p. 56)によれば、4.2節に述べるデータの中心化が適切に行われていれば、ランダム切片モデルとランダム係数モデルによって推定された固定効果に関するパラメータには大きな違いはない。実際、本稿で焦点となる小選挙区ダミー、選挙区定数、選挙区定数の2乗項の回帰係数に、変動効果を考慮したランダム切片・係数モデルで得られた固定効果は、ランダム切片モデルによる分析結果とそれぞれ大きく異ならなかった。そのため、以下ではランダム切片モデルによる推定結果を報告する。

<sup>20</sup> 「選挙区定数ダミーと接戦度の交差項」や「選挙区定数と接戦度の交差項」といった交差項を含めた推計は今後の課題とする。このアイデアは匿名のレフェリーから指摘いただいた。記して感謝申し上げます。

$v_{0j}$ は誤差項である。

次に各変数の定義や符号の予想は次の通りである。被説明変数の投票率の定義は投票者数を当日有権者数で割った値である。仮説1を検証する(1-1)式で注目する説明変数は小選挙区ダミー、仮説2では(1-2)式の選挙区定数、仮説3では選挙区定数とその2乗項である。

次に選挙区レベルのコントロール変数として1票の価値、接戦度、合区選挙区ダミー、若年層割合、高齢層割合、そして転入率を取り上げる。

1票の価値(有権者数/選挙区定数、対数)が大きいかほど、有権者の1票が選挙結果に及ぼす影響は小さくなる。その結果、投票から得られる期待効用が小さくなるため、有権者が棄権する可能性は高まり、投票率は低くなるだろう。従って1票の価値は投票率に負の影響を及ぼすと考えられる。

接戦度に関しては、選挙が接戦で候補者のうち誰が当選するか分からないほど、1票が選挙結果に影響を及ぼす確率は高くなる。この状況は投票者に投票参加を促し、逆に選挙結果がある程度予想されるなら、有権者は棄権すると考えられる。以上から選挙の接戦度と投票率は正の相関があると想定される。接戦度については複数の指標が提案され、投票率に及ぼす影響が検証されてきたが、その多くは選挙結果のデータを用いて算出された。しかし本来、有権者にとっての接戦度の指標としては、選挙結果という事後的なデータではなく、選挙前ないし選挙中の状況を表すデータを用いるのが望ましい。この点は、野田(2005)やGeys(2006)などで指摘されている。しかし、選挙前ないし選挙中の接戦度を表した指標の作成は困難であるため、次善的ではあるが、野田(2005)と同様に、次点候補者の得票率を最終議席獲得者の得票率で除した値を接戦度として用いる。

合区選挙区とは、第2節で述べた複数の市町村から構成される選挙区を示す。合区選挙区の有権者は、自身が住む市町村の利害を代表する候補者に議席を獲得してほしいと考え、積極的に投票に参加するだろう。特に、定数1や2などの定数が少ない選挙区ほどその傾向は顕著と考えられる。そのため、合区選挙区ダミーの符号は正と予想される。

若年層割合については、20歳代の投票率が他の世代に比べて低いことから負の相関があると想定される。また、高齢層割合については高齢層ほど移住の可能性が低く、当該地域への帰属意識が比較的高いと考えられるため、正の相関があると想定される。

転入率に関しては、転入者の割合が高い地域ほど当該地域への帰属意識が低いと考えられる。また長期間の居住者に比べ、転入者は地域の問題や候補者の情報もゼロから入手する必要があり、投票する候補者を選択するには相対的に多くの時間や労力がかかる

だろう。そのため、転入率は投票率と負の相関があると予想される。

都道府県レベルのコントロール変数として前回投票率の平均値を用いる。投票参加は習慣的な行為とも考えられる<sup>21</sup>。つまり、過去の選挙で投票率が高い都道府県はその次の投票率も相対的に高い傾向にあるだろう。実際、過去の統一地方選挙における各都道府県議会の投票率の平均値には高い相関が見られる。そこで各都道府県の前回投票率の平均値を使って、都道府県の要因を統制する。予想される符号は正である。

なお、上記以外に投票所までの移動コストや投票時間などの投票環境も考慮すべきだが、データの制約もあり含めていない<sup>22</sup>。これらは今後の課題である。

## 4.2 データ

前項の階層線形モデルを推計するためのデータの定義や出典は、次の通りである。投票率、選挙区定数、そして当日有権者数など選挙関連のデータは、都道府県別選挙管理委員会および読売新聞の統一地方選のホームページ、朝日新聞および読売新聞のデータを使用する。

若年層割合と高齢層割合は総務省『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数』の各年版を用いて、20歳-29歳の人口と65歳以上の人口をそれぞれ全人口で除して求めた。転入率は転入者を人口で除して算出した。データは若年層割合、高齢者割合と同様である。表2は変数の定義などを整理したものであり、表3は記述統計である<sup>23</sup>。

データの中心化は以下のように行った<sup>24</sup>。集団平均中心化を行ったのは選挙区レベルの変数である。ただし、ダミー変数である小選挙区ダミーや合区選挙区ダミーには、中心化を行わない。全体平均中心化を行ったのは、都道府県レベルの前回投票率の平均値である。

## 4.3 推計結果

表4は、第1期のクロスセクションデータを用いた(1-1)-(2-2)の推計結果である。仮説1に対応するモデルが1-1aと1-2aであり、後者には都道府県レベルの前回投票率

<sup>21</sup> Geys (2006) や Cancela and Geys (2016) では、前回投票率を説明変数に含めた投票率の要因分析がサーベイされている。

<sup>22</sup> 移動コストは、横浜市戸塚区の投票区単位を対象にした西澤(1991)、横浜市全区の投票区を対象にした坂口・和田(2007)などでは考慮されている。前者は未公開データを利用し、後者はGISを用いて移動コストを作成している。また松林(2016)は衆院選を対象とした分析だが、投票所数や投票時間といった投票環境の利便性が高まると、投票率が上昇することを実証している。

<sup>23</sup> 2つの選挙区に分かれている富山市は、有権者数を按分の指標に使用して転入率などを求めた。11年の埼玉県南第16区は鴻巣市の一部だが、若年層割合、高齢層割合、そして転入率は鴻巣市のデータを用いた。

<sup>24</sup> 清水(2014)の第3章などを参考にした。

表2 変数名、変数の定義、データの出典

変数名	変数の定義	データの出典	
投票率	投票者数/当日有権者数	都道府県別選挙管理委員会のホームページ、朝日新聞及び読売新聞、読売新聞統一地方選挙ホームページ	
小選挙区ダミー	定数1の選挙区には1、定数2以上の選挙区には0を取るダミー変数		
選挙区定数及び選挙区定数の2乗項	選挙区定数、選挙区定数の2乗項		
候補者数	候補者数		
1票の価値(対数)	当日有権者数/選挙区定数		
接戦度	(次点候補者の得票率)/ (最終議席獲得者の得票率)		
合区選挙区ダミー	複数市町村から構成される選挙区は1、それ以外は0を取るダミー変数		
前回投票率の平均値	各都道府県の前回投票率の平均値		
若年層割合	20歳~29歳人口/総人口		総務省『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数』
高齢層割合	65歳以上人口/総人口		
転入率	転入者数/人口		

注) 筆者作成。

表3 記述統計

階層	変数	平均	標準偏差	最大値	最小値
選挙区レベル	投票率	0.480	0.100	0.790	0.290
	小選挙区ダミー	0.310	0.460	1.000	0.000
	議員定数	2.780	2.410	17.000	1.000
	議員定数の2乗項	13.530	31.320	289.000	1.000
	候補者数	4.400	2.930	22.000	2.000
	1票の価値(対数)	10.540	0.550	11.710	8.590
	接戦度	0.750	0.200	0.999	0.036
	合区選挙区ダミー	0.240	0.430	1.000	0.000
	若年層割合	0.100	0.020	0.170	0.050
	高年層割合	0.270	0.050	0.500	0.150
都道府県レベル	転入率	0.040	0.020	0.140	0.010
	前回投票率の平均値	0.520	0.060	0.690	0.400

出所) 各都道府県選挙管理委員会ホームページ、総務省『住民基本台帳に基づく人口、人口動態及び世帯数』。

表4 第1期の投票率の要因(定数1~17までの804選挙区)

	モデル1-1a		モデル1-2a		モデル2-1a		モデル2-2a	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
選挙区レベル								
切片	0.536	48.602 **	0.536	90.407 **	0.547	50.364 **	0.547	96.454 **
小選挙区ダミー	0.033	3.958 **	0.035	6.660 **				
選挙区定数					-0.009	-8.468 **	-0.009	-9.157 **
1票の価値(対数)	-0.061	-3.799 **	-0.054	-4.179 **	-0.053	-3.845 **	-0.047	-3.988 **
接戦度	0.058	4.471 **	0.052	3.922 **	0.068	5.637 **	0.061	4.586 **
合区選挙区ダミー	0.019	3.260 **	0.017	3.267 **	0.016	3.100 **	0.014	2.858 **
若年層割合	-0.383	-0.820	-0.427	-0.865	-0.167	-0.351	-0.198	-0.414
高年層割合	0.593	4.393 **	0.675	5.588 **	0.548	4.106 **	0.642	5.263 **
転入率	-0.447	-0.769	-0.006	-0.013	-0.679	-1.171	-0.305	-0.744
都道府県レベル								
前回投票率の平均値			0.859	9.140 **			0.877	10.308 **
ICC	0.611		0.258		0.623		0.274	
Deviance	-2,193		-2,288		-2,242		-2,326	
	モデル3-1a		モデル3-2a		モデル4-1a		モデル4-2a	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
選挙区レベル								
切片	0.547	50.551 **	0.547	96.804 **	0.547	50.460 **	0.547	96.527 **
選挙区定数	-0.017	-5.734 **	-0.020	-8.571 **				
選挙区定数の2乗項	0.001	3.359 **	0.001	5.271 **				
候補者数					-0.006	-7.373 **	-0.006	-8.179 **
1票の価値(対数)	-0.055	-4.042 **	-0.049	-4.367 **	-0.051	-3.594 **	-0.046	-3.695 **
接戦度	0.072	5.872 **	0.064	5.053 **	0.068	5.464 **	0.059	4.461 **
合区選挙区ダミー	0.016	3.046 **	0.014	3.044 **	0.016	3.084 **	0.014	2.798 **
若年層割合	-0.143	-0.309	-0.185	-0.395	-0.264	-0.548	-0.297	-0.601
高年層割合	0.528	4.070 **	0.605	5.108 **	0.580	4.251 **	0.667	5.362 **
転入率	-0.706	-1.216	-0.295	-0.674	-0.561	-0.958	-0.171	-0.396
都道府県レベル								
前回投票率の平均値			0.873	10.257 **			0.877	10.295 **
ICC	0.626		0.280		0.614		0.268	
Deviance	-2,253		-2,345		-2,215		-2,302	

注1) t値はクラスター頑健標準誤差(Cluster Robust SE)を用いて算出している。

注2) \*\*は1%水準、\*は5%水準でそれぞれ、統計的に有意なことを示す。

の平均値を説明変数に加えた点異なる。同様に、仮説2に対応するモデルが2-1aと2-2a、そして仮説3に対応するのが3-1aと3-2aである。

また、仮説2および仮説3を補強して検証するため、モデル4-1aと4-2aとして選挙区定数の代わりに候補者数を説明変数にした場合の推定結果も、あわせて示している。t値は不均一分散と系列相関の影響を考慮するため、クラスター頑健標準誤差(Cluster Robust SE)を用いて推定した。

結論から言えば、仮説1-3はいずれも支持されず、仮説とは逆の分析結果が得られた。仮説1を検証したモデル1-1aと1-2aの結果を見ると、小選挙区ダミーの符号は有意に正であり、定数1の小選挙区を増やすと投票率は0.033パーセンテージポイント増加する。モデル2-1aと2-2aでは、選挙区定数の符号は有意に負であり、定数が多い選

挙区ほど投票率は低くなる傾向を示唆している。小選挙区ダミーと選挙区定数の結果はいずれも、小選挙区ほど投票率が高い傾向を示す。

モデル 3-1a と 3-2a は、選挙区定数が有意に負、選挙区定数の 2 乗項が有意に正となっており、選挙区定数と投票率は U 字型の関係にある傾向を示している。コントロール変数に関しては、若年層割合以外は予想した通りの結果が得られた。若年層割合は有意ではないものの、想定したように符号は負になっている。

尤度比検定に基づいたモデルの適合度を確認する。小選挙区ダミーを用いたモデル 1-1a と 1-2a では 1-2a が支持された<sup>25</sup>。モデル 2-1a と 2-2a の比較では 2-2a が支持され、さらに、2-2a と 3-2a では 3-2a が採択された<sup>26</sup>。このため、第 1 期の選挙区定数と投票率は、線形というより非線形、右下がりというより U 字型の関係にあると言える<sup>27</sup>。

次に、第 2 期の分析結果を表 5 に示した。第 2 期も第 1 期と同様、仮説 1 - 3 とは逆の結果が得られた。実際、仮説 1 に関するモデル 1-1b と 1-2b では小選挙区ダミーが有意に正、仮説 2 に関するモデル 2-1b と 2-2b では選挙区定数の符号が有意に負、仮説 3 に関するモデル 3-1b と 3-2b では選挙区定数とその 2 乗項の符号が有意に負と正に推定された。コントロール変数については、予想通りの結果が得られた。

ただし、尤度比検定の結果には第 1 期とは若干の違いがある。モデル 1-1b と 1-2b の比較では 1-2b が、モデル 2-1b と 2-2b の比較では 2-2b が支持され、前回投票率の平均値を含んだモデルが採択された点では第 1 期と同じである<sup>28</sup>。しかし選挙区定数のみを含んだモデル 2-2b と、2 乗項も含んだモデル 3-2b の間には統計的に有意な差はなかった<sup>29</sup>。第 1 期では U 字型の関係が支持されたのに対し、第 2 期は右下がり、ないしは U 字型の関係にあると言える<sup>30</sup>。

表 4 と表 5 では、定数 5 までの選挙区がそれぞれ全体の 92.3% と 91.6% を占めている。そこで、全体の 9% に満たない定数 6 以上の選挙区によって、結果が左右されていないかを確認するために、定数 5 までの選挙区のみを対象に同様の分析を行った。紙幅

<sup>25</sup> カイ二乗検定量は 95.54、1%水準で有意である。

<sup>26</sup> 前者はカイ二乗検定量が 84.12、1%有意水準で、後者はカイ二乗検定量が 19.68、1%有意水準である。候補者数を含めたモデル 4-1a と 4-2a では、カイ二乗検定量は 86.59、1%有意水準で 4-2a が支持される。いずれも都道府県レベルの前回投票率の平均値を含めたモデルが支持される結果となった。

<sup>27</sup> モデル 1-2a と 3-2a に関しては尤度比検定を実施できない。尤度比検定はモデルに説明変数を逐次追加する前のモデルと、追加した後のモデルどうししか比較できないためである（清水(2014), p. 41）。

<sup>28</sup> モデル 1-1b と 1-2b ではカイ二乗検定量が 70.96、1%水準で有意、そしてモデル 2-1b と 2-2b ではカイ二乗検定量が 60.61、1%水準で有意である。

<sup>29</sup> モデル 2-2b と 3-2b ではカイ二乗検定量が 4.31 であった。なお、候補者数を含めたモデル 4-1b と 4-2b では、カイ二乗検定量は 61.20、1%有意水準で 4-2b が支持される。

<sup>30</sup> こうした第 1 期と第 2 期の違いには、無投票選挙区の高率に起因するサンプルサイズの違い(第 1 期の方が 92 選挙区だけ多いこと)が影響しているかもしれない。

表5 第2期の投票率の要因(定数1~17までの712選挙区)

	モデル1-1b		モデル1-2b		モデル2-1b		モデル2-2b	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
選挙区レベル								
切片	0.502	50.313 **	0.501	81.498 **	0.509	50.469 **	0.509	82.606 **
小選挙区ダミー	0.027	4.028 **	0.032	5.661 **				
選挙区定数					-0.009	-10.482 **	-0.008	-10.497 **
1票の価値(対数)	-0.046	-3.583 **	-0.045	-3.505 **	-0.039	-3.278 **	-0.037	-3.150 **
接戦度	0.065	5.205 **	0.066	4.291 **	0.075	5.950 **	0.076	4.925 **
合区選挙区ダミー	0.013	1.861 +	0.014	2.107 *	0.012	1.842 +	0.013	1.916 +
若年層割合	-0.926	-2.497 **	-0.742	-1.712 +	-0.628	-2.058 *	-0.539	-1.543
高年層割合	0.491	4.776 **	0.544	4.989 **	0.460	4.917 **	0.517	5.255 **
転入率	0.254	0.737	0.251	0.675	0.007	0.021	0.090	0.277
都道府県レベル								
前回投票率の平均値			0.877	11.169 **			0.896	11.466 **
ICC	0.611		0.310		0.650		0.344	
Deviance	-2,108		-2,179		-2,162		-2,223	
	モデル3-1b		モデル3-2b		モデル4-1b		モデル4-2b	
	係数	t値	係数	t値	係数	t値	係数	t値
選挙区レベル								
切片	0.509	50.486 **	0.509	82.936 **	0.509	50.432 **	0.510	82.601 **
選挙区定数	-0.013	-4.410 **	-0.013	-4.271 **				
選挙区定数の2乗項	0.000	1.760 +	0.000	1.844 +				
候補者数					-0.006	-7.977 **	-0.006	-8.050 **
1票の価値(対数)	-0.041	-3.419 **	-0.039	-3.345 **	-0.039	-3.240 **	-0.037	-3.053 **
接戦度	0.076	6.044 **	0.077	5.024 **	0.077	6.108 **	0.078	5.028 **
合区選挙区ダミー	0.012	1.811 +	0.012	1.930 +	0.012	1.763 +	0.012	1.840 +
若年層割合	-0.625	-2.003 **	-0.506	-1.416	-0.689	-2.186 *	-0.597	-1.670 +
高年層割合	0.440	4.581 **	0.498	4.945 **	0.482	5.186 **	0.542	5.446 **
転入率	-0.018	-0.054	0.045	0.139	0.081	0.247	0.170	0.521
都道府県レベル								
前回投票率の平均値			0.895	11.472 **			0.897	11.462 **
ICC	0.626		0.346		0.644		0.338	
Deviance	-2,253		-2,227		-2,143		-2,204	

注1) t値はクラスター頑健標準誤差(Cluster Robust SE)を用いて算出している。

注2) \*\*は1%水準、\*は5%水準、+は10%水準でそれぞれ統計的に有意なことを示す。

の関係で結果を整理した表は省略し、結果のみに言及するが、第1期も第2期も、それぞれ定数17まで含んだ場合と同様の分析結果が得られた。

以上の第1期および第2期の分析結果に基づくと、日本の都道府県議会選挙の場合、選挙区定数と投票率には「U字型」ないし「右下がり」の関係がある。結論としては、投票率を高めるには、少なくとも定数1の小選挙区を増やす再編案が求められる<sup>31</sup>。ただし、以上の議論は、小選挙区制と定数2以上の選挙区が混在し、かつSNTV(単記非移譲式投票)で実施されるという意味で、特徴的な都道府県選挙制度の下での分析結果に基づくことに留意されたい。

<sup>31</sup> U字型の結果が頑健であれば、全県1区に近づけるような大規模な合区を進めることも、1つの選挙区再編案と考えられる。ただし、いずれも投票率の視点のみから考えた場合の再編案である。

以下では、大阪府議会で議論された選挙区再編案はどのように評価されるか、なぜ仮説1-3に反して投票率と選挙区定数は「U字型」や「右下がり」の関係にあるのか、この2点について議論する。

まず、「投票率を高める」という規準から大阪府議会の選挙区再編案を評価すると、1人区を大きく増やす大阪維新の会の再編案が望ましかったことになる。自民党・民主党・公明党から構成される多数派の支持によって可決された再編案(自民党案)、つまり1人区の合区を中心とした再編は、逆に投票率を低下させる結果をもたらしたと考えられる。

次に、選挙区定数と投票率の関係が「U字型」や「右下がり」になるメカニズムについては、有権者や候補者へのサーベイ調査などに基づく実証分析が求められる課題であり、以下のメカニズムは「検証して確認すべき仮説」として言及する。ただ、仮説の提示と言っても、研究のフロンティアの拡張につながる可能性はあることから、意味はあると言えるだろう。

「U字型」は、選挙区の定数が増えるとある程度まで投票率は低下するが、それ以降は定数が増えるほど投票率が上昇する傾向を示唆する。つまり、「U字型」には右下がりの部分に該当する選挙区と、右上がりの部分に該当する選挙区が存在する。ここでは便宜上、前者の選挙区を「相対的に定数が少ない選挙区群」、後者の選挙区を「相対的に定数が多い選挙区群」とする。その上で、なぜ「相対的に定数が少ない選挙区群」では選挙区定数と投票率が右下がりの関係なのか、また「相対的に定数が多い選挙区群」において、選挙区定数と投票率が右上がりの関係になっているのはなぜか、という視点から、「U字型」のメカニズムに関する説明を行なう。

「相対的に定数が少ない選挙区群」では、特に定数が多い選挙区ほど、候補者が多い分だけ、有権者の情報収集コストは高いはずである。そのため、定数が多い選挙区の有権者ほど高い情報収集コストを忌避して候補者の選択を放棄し、その結果として棄権者が多くなる点が、U字型の「右下がり」の部分として表れているのではないだろうか<sup>32</sup>。

こうした「右下がり」から「右上がり」に変化するメカニズムの説明の糸口は、選挙制度に求められるだろう<sup>33</sup>。第2節の通り、定数が多い選挙区ほど当選確定ラインは低くなる。その結果、定数が多い選挙区ほど、最終議席獲得者と次点候補者の得票差が小

<sup>32</sup> 定数増加と共に、情報収集コストを忌避して選択自体を放棄する有権者が増えるため、選択肢が多くなる点も、死票が少なくなる点も、投票参加を促すことにつながる。その結果として、仮説1と2は成立しないという理解である。仮説1と2では、情報収集コストが投票を阻害する効果を考慮していなかった。この点に、仮説と分析結果の齟齬があったと考えられる。

<sup>33</sup> 以下の記述は、Horiuchi (2005) で述べられている地方選挙制度の説明を参考にしている。



表6 選挙区別接戦度の平均値と最小値

選挙区定数	第1期		第2期	
	平均値	最小値	平均値	最小値
1	0.689	0.066	0.711	0.036
2	0.716	0.064	0.728	0.046
3	0.778	0.271	0.767	0.134
4	0.785	0.079	0.786	0.178
5	0.828	0.404	0.813	0.411
6	0.885	0.536	0.837	0.440
7	0.907	0.678	0.802	0.707
8	0.846	0.696	0.844	0.652
9	0.804	0.586	0.800	0.216
10	0.938	0.843	0.894	0.813
11	0.752	0.369	0.787	0.446
12	0.883	0.812	0.825	0.444
13	0.666	0.112	0.868	0.819
14	0.903	0.806	0.762	0.533
15	0.891	0.842	0.976	0.975
16	0.940	0.873	0.952	0.913
17	0.988	0.988	0.968	0.968

出所 『読売新聞』統一地方選挙ホームページなどから筆者作成。

さくなることも意味すると考えられる。実際、この点はデータで裏付けられる。表6は、第1期と第2期における接戦度の平均値と最小値を整理したものである<sup>34</sup>。平均値については、各期で全体の9割以上を占める6人区までの接戦度を見ると、定数が多い選挙区ほど接戦度は高く、最終議席獲得者と次点候補者の得票差が小さくなる傾向が読み取れる。7人区以上では、6人区までのように明確ではないものの、15人区以上では特に接戦度が高い。さらに、選挙区別に接戦度の平均値と最小値を比較すると、定数が多い選挙区ほど両者の値の差は小さい傾向にある<sup>35</sup>。

つまり、「相対的に定数が多い選挙区群」の候補者は「相対的に定数が少ない選挙区群」の候補者に比べ、相対的に、最後の1票を獲得するか否かが当落に直結する。特に、接戦度の最小値の傾向も考慮すると、定数が多い選挙区の候補者ほどその傾向が顕著なはずである。

こうした各選挙区の接戦度の傾向は、選挙のたびに選挙結果が公表されることから、どの選挙区の候補者にとっても、既知の情報だろう。従って、「定数が相対的に多い選挙区群」の中でも定数の多い選挙区の候補者ほど、有権者個人および各種団体への積極的

<sup>34</sup> 接戦度は表2と同様に、次点候補者の得票率を最終議席獲得者の得票率で除した値である。値が1に近いほど選挙が接戦だったことを意味する。

<sup>35</sup> 第1期の3人区を除けば、第1期と第2期の6人区まではその傾向にある。7人区以上ではそれほど明確ではないが、全体的な傾向は変わらないと言えるだろう。

な働きかけといった集票活動に時間・労力を投入するだろう。それに加え、定数が多い選挙区ほど当選確定ラインが低いことから、候補者の視点からは労力を投入するほど当選につながる可能性が高まる。こうした両側面が相まって、定数が多い選挙区の候補者ほど集票活動を精力的に展開するインセンティブを持つと考えられる。

さらに、定数が多い選挙区の当選確定ラインの低さは、候補者が行う集票活動の戦略にも影響を及ぼす<sup>36</sup>。つまり、各候補者は、低い当選確定ラインを超える程度の票を確実に獲得するために、一部の有権者に利益が及ぶ政策を公約する戦略を採る。この戦略は定数が多い選挙区の候補者ほど可能になる。このように候補者が戦略的な集票活動を精力的に行うと、「相対的に定数が多い選挙区群」の有権者は、単に候補者の情報を入手する機会が多くなるだけでなく、どの候補者が自分の利益にかなうかを把握し易くなる。つまり、情報収集コストが低下し、積極的に投票するようになるだろう。特に定数が多い選挙区の有権者ほど、その傾向は顕著なはずである。

以上から、確かに直感的には定数が多い選挙区ほど有権者の情報収集コストは増加すると考えられるものの、候補者によってその影響を打ち消すほどの戦略的な集票活動が、「相対的に定数が多い選挙区群」の中でも定数が多い選挙区ほど行われると考えられる。それに伴って有権者が負担する情報収集コストが低下し、投票参加が促される<sup>37</sup>、その結果が「U字型」の「右上がり」の部分となって表れているのではないだろうか<sup>38</sup>。

第2期では「U字型」と「右下がり」の結果に有意差はなく、「右下がり」も支持される結果になっている。「定数が多い選挙区群」の候補者の集票活動が、第1期ほどには有権者の投票参加を促すほど情報収集コストを低下させていないためと考えられる。

## 5. おわりに

選挙区定数は、選出される議員および議会の多数派を左右するルールである。その多数派の決定も政策を左右する要因である以上、選挙区定数は選択される政策に影響を及ぼす。そのため、明示的な規準に照らして、各政党の恣意性を取り除いた客観的な規準で選挙区定数を決める必要がある。

<sup>36</sup> この点は、名取(2011)の90-91ページを参考にした。

<sup>37</sup> 「相対的に定数が少ない選挙区群」の中でも、定数が多い選挙区ほど接戦度は高くなるため、当該選挙区の候補者ほど集票活動に資源を投入していると予想される。しかし、その集票活動は、定数増加に伴って増大する有権者の情報収集コストを打ち消して、投票参加を促すほどには行なわれていない結果、「相対的に定数が少ない選挙区群」では「右上がり」ではなく「右下がり」の関係になっている、と理解される。

<sup>38</sup> 仮説3と分析結果の違いは、情報収集コストの重視度の違いにある。仮説3では情報収集コストを考慮しているものの、相対的に定数が少ない選挙区では情報収集コストが生じる程度は小さいと想定していた。つまり、仮説1-3においては、いずれも有権者の情報収集コストが投票参加に及ぼす負の影響を過小評価していた。

従来の選挙区再編の議論においては、定数不均衡の是正が主たる焦点になってきた。それに対して本稿は、どの程度の選挙区定数であれば投票率は高いのかという視点から選挙区再編案を検討し、選挙区再編の議論を支援する1つの材料を提供しようと試みた。

第1期・第2期のそれぞれの分析に基づくと、第1期では選挙区定数と投票率にはU字型の関係が、第2期では右下がりあるいはU字型の関係がある。第2期では右下がりの関係とU字型の関係に有意差がなかったことから、投票率を高める観点からは、少なくとも定数1の小選挙区を増やす選挙区再編が求められる。

こうした選挙区定数と投票率の関係から、14年に大阪府議会で議論された選挙区再編案も評価した。投票率を規準にした場合は大阪維新の会の案が望ましく、他の党派による多数の支持で可決された実際の再編案は、投票率を低下させたと考えられる。

最後に本稿の残された課題を述べる。1つは、分析結果の頑健性を確保するために、選挙区固定効果と選挙年固定効果を統制することや、パネルデータを用いて、差の差の推定法 (Difference in Differences) を行うことである<sup>39</sup>。また、選挙区定数と投票率の関係がなぜU字型ないし右下がりの関係にあるのかに関して、本稿で示した仮説の妥当性を吟味するために、サーベイデータなどを用いて実証分析を行うことも必要である。さらに、投票所数や投票時間といった投票環境も統制して分析を行うことや、選挙区再編が投票率に及ぼす負の影響の有無・程度を検討することである。合区によって選挙区が拡大する場合、有権者の投票参加がそれ以前と同じなのかどうかは先験的に判断できないからである<sup>40</sup>。以上は今後の課題としたい。

## 参考文献

- 河野勝 (1999) 「投票率を考える：東京都議会議員選挙を題材にして」『青山国際政経論集』45, pp. 39-63.
- 坂口利裕・和田淳一郎 (2007) 「GISを活用した投票率の分析」『公共選択の研究』48, pp. 18-35.
- 菅原琢 (2011) 「都道府県議会議員選挙の定数不均衡について考える」〈<http://synodos.jp/politics/2811>〉.
- 清水裕士 (2014) 『個人と集団のマルチレベル分析』ナカニシヤ出版.
- 砂原庸介 (2015) 「選挙区割り」と地方政治：大阪の事例研究『阪大法学』65(2), pp. 509-535.
- 総務省 (2014) 『都道府県議会議員の選挙区等の状況 (平成25年9月1日現在) (調査結果)』  
〈[https://www.soumu.go.jp/main\\_content/000276264.pdf](https://www.soumu.go.jp/main_content/000276264.pdf)〉

<sup>39</sup> この点は匿名のレフェリーから指摘していただいた。記して感謝申し上げます。

<sup>40</sup> Pattie et al. (2012)は、選挙区割りの変更が投票率に及ぼす影響を検証している。

- 総務省 (2017) 『地方議会・議員に関する研究会報告書(本文)』 <[http://www.soumu.go.jp/main\\_sosiki/kenkyu/c-gikai\\_giin\\_kenkyu/index.html](http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/kenkyu/c-gikai_giin_kenkyu/index.html)>.
- 富田雅裕 (2015) 「都道府県議会の定数不均衡問題に関する考察」『世界と議会』 570, pp. 22-34.
- 名取良太 (2004) 「地方議会と選挙制度」『世界と議会』 481, pp. 21-27.
- 名取良太 (2011) 「議会の活性化」『マッセ Osaka 研究紀要』 14, pp. 77-92.
- 西澤由隆 (1991) 「地方選挙における投票率—合理的有権者の投票行動」『都市問題』 82(10), pp. 27-44.
- 野田遊 (2005) 「知事選投票率からみた広域政府の規模のあり方に関する研究」『年報政治学』56(2), pp. 170-194.
- 松林哲也 (2016) 「投票環境と投票率」『選挙研究』 32(1), pp. 47-60.
- Blais, A. and Aarts, K. (2006) “Electoral Systems and Turnout,” *Acta politica*, 41(2), pp. 180-196.
- Boulding, C. and Brown, D.S. (2013) “Do Political Parties Matter for Turnout? Number of Parties, Electoral Rules and Local Elections in Brazil and Bolivia,” *Party Politics*, 21(3), pp. 404-416.
- Cancela, J. and Geys, B. (2016) “Explaining Voter Turnout: A Meta-Analysis of National and Subnational Elections,” *Electoral Studies*, 42(2), pp. 264-275.
- Cox, G.W. (1990) “Centripetal and Centrifugal Incentives in Electoral Systems,” *American Journal of Political Science*, 34(4), pp. 903-935.
- Cox, G.W. (1997) *Making Votes Count: Strategic Coordination in the World's Electoral Systems*, Cambridge University Press.
- Fornos, C.A., Power, T.C. and Grand, J.C. (2004) “Explaining voter turnout in Latin America, 1980 to 2000,” *Comparative Political Studies*, 37(8), pp. 909-940.
- Geys, B. (2006) “Explaining Voter Turnout: A Review of Aggregate-Level Research,” *Electoral Studies*, 25(4), pp. 637-663.
- Hodler, R., Luechinger, S. and Stutzer, A. (2015) “The Effects of Voting Costs on the Democratic Process and Public Finances,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 7(1), pp. 141-171.
- Horiuchi, Y. (2005) *Institutions, Incentives and Electoral Participation in Japan: Cross-Level and Cross-National Perspectives*, Routledge.
- Kristof, J. and Niels, S. (2010) “District Magnitude and Voter Turnout a Multi-Level

- Analysis of Self-Reported Voting in the 32 Dominican Republic Districts,” *Electoral Studies*, 29(4), pp.704-718.
- Lijphart, A. (1997) “Unequal Participation: Democracy’s Unresolved Dilemma,” *American Political Science Review*, 91(1), pp.1-14.
- Lo Prete, A. and Revelli, F. (2014) “Voter Turnout and City Performance,” Working papers *Società Italiana di Economia Pubblica*.
- Pattie, C., Johnston, R. and Rossiter, D. (2012) “Change the Seats, Change the Participation? Parliamentary Redistricting and Constituency Turnout,” *Representation*, 48(4), pp.1-10.
- Powell, G. B. Jr. (1986) “American Voter Turnout in Comparative Perspective,” *American Political Science Review*, 80(1), pp.17-43.
- Radcliff, B. and Davis, P. (2000) “Labor Organization and Electoral Participation in Industrial Democracies,” *American Journal of Political Science*, 44(1), pp.132-141.
- Rainey, C. (2016) “Does District Magnitude Matter? The Case of Taiwan,” *Electoral Studies*, 41, pp.202-212.