

# 参議院議員定数不均衡と交付金配分

## —草野耕一裁判官の「条件付き合憲論」を踏まえた 統計分析の試み—

齋藤宙治・田中 亘

### 概 要

本稿は、最高裁令和2年11月18日大法廷判決における草野耕一裁判官の意見（「条件付き合憲論」）の重回帰分析の提案を踏まえて、参議院の選挙区選挙における一票の格差が国からの地方への交付金配分（人口当たり普通交付税、特別交付税、国庫支出金）に関係しているかを分析する。2003年度から2020年度までの都道府県単位のデータを用いて、単年度ごとの重回帰分析とパネルデータによる分析を行う。分析結果として、参議院の一票の格差と交付金配分との間に有意な関係は見られず、交付金配分についての不利益は生じていないことが示唆される。また、他方で、重回帰分析のモデルを一部変えた場合には、有意な関係があるかのようにも見える結果が得られてしまう。不適当な分析モデルも紹介して注意喚起をするとともに、訴訟において統計分析をどのように扱うべきかについて補足的に論じる。

### キーワード

参議院選挙、一票の格差、地方交付税交付金、令和2年判決、訴訟と統計分析

## I. はじめに

本稿では、最高裁令和2年11月18日大法廷判決（民集74巻8号2111頁。以下、「令和2年判決」という）における草野耕一裁判官の意見を踏まえて、参議院選挙におけるいわゆる一票の格差が国からの地方への交付金配分に歪みを生じさせているか否かについて分析する。なお、交付金・補助金などのように用語が区別されることもあるが、本稿では便宜上、国から地方へ移動する金銭を総称して「交付金」と呼ぶ。

## 1. 問題の所在—参議院選挙における一票の格差

参議院議員は、現行の制度では、都道府県単位の選挙区選挙（定数148人）と全国単位の比例代表選挙（定数100人）によって選出されている。このうち選挙区選挙について、議員1人当たりの人口が選挙区によって異なるという投票価値の不均衡、いわゆる一票の格差の問題が指摘されてきた。3年おきに半数改選の参議院選挙が実施されるたびに、選挙訴訟を手がける弁護士グループらによって選挙無効訴訟が提起され、定数配分が憲法に違反するか否かについての最高裁の判断が示されてきた。

現在までの定数配分改正と判例の歴史の詳細については、令和2年判決の解説・評釈などを参照されたい<sup>1</sup>。簡単に確認しておく、以下のとおりである。議員1人当たりの人口の選挙区間での「最大較差」が一般的な指標として用いられてきた。

1947年の参議院議員選挙法制定当時は、最大較差は2.62倍であった。しかし、較差が徐々に拡大していき、1992年の参議院選挙では最大較差が6.59倍にまで達してしまった。これを受けて1994年に初めて定数配分の是正が行われ、1995年選挙の最大較差は4.97倍に下がった。その後も、2000年、2006年、2012年に定数配分の調整が行われ、1995年から2013年までの各選挙における最大較差はいずれも5倍前後で推移した。

最高裁は、1992年より前の選挙については違憲状態ではないと判示してきた。しかし、最大較差が6.59倍に達した1992年選挙について、平成8年9月11日大法廷判決（民集50巻8号2283頁）は、違憲の問題が生ずる程度の投票価値の著しい不平等状態が生じていたと判示した。その後、最大較差が5倍前後で推移した1995年から2013年にかけての時期においては、最高裁は当初は違憲ではない旨を判示していたが、最大較差が一向に改善されないことを踏まえて、次第に厳しい判示がなされるようになった。具体的には、2011年選挙についての平成24年10月17日大法廷判決（民集66巻10号3357頁）と、2013年選挙についての平成26年11月26日大法廷判決（民集68巻9号1363頁）では、違憲の問題が生ずる程度の投票価値の著しい不平等状態が生じていたと判示した。

上記平成24年判決と平成26年判決を受けて、2015年には合区<sup>2</sup>の導入を含む大幅な配分改正がなされた。その結果、2016年選挙は3.08倍、2019年選挙は3.00倍の最大較差で実施された。2016年選挙についての平成29年9月27日大法廷判決（民集71巻7号1139頁）と2019年選挙についての令和2年判決は、いずれも、違憲の問題が生ずる程度の著

1 令和2年判決の最高裁調査官による解説は、池原（2021）及び池原（2022）。同判決の主な評釈は、安念（2021）、齋藤（2022）、斎藤（2021）、佐々木（2022）、原田（2022）、吉川（2021）など。また、2019年選挙をめぐる各地の高裁段階の判決が出された時点でのリレー形式の関連連載として、新井（2020）、只野（2020）、升永（2020）、安西（2020）も参照。

2 原則として都道府県単位だが、「鳥取県・島根県」「徳島県・高知県」は、それぞれ定数2人の合区となった。

しい不平等状態にあったとはいえないと判示した。もっとも、上記平成29年判決、令和2年判決ともに、較差のさらなる是正を図る取組みを進めることを立法府に求めている<sup>3</sup>。ちなみに、2022年選挙は最大較差3.03倍で実施され、全国の高裁・高裁支部による判断は割れているが（合憲7件、違憲状態8件、違憲1件）、現時点で最高裁判決はまだ出されていない。

## 2. 草野裁判官の「条件付き合憲論」

本稿では、直近の令和2年判決における草野耕一裁判官の意見を踏まえた統計分析を行う。既存の判例評釈等では、多数意見についての批評が中心であり、反対意見への言及も散見されるものの、意見についてはほとんど取り上げられていない<sup>4</sup>。しかし、令和2年判決で注目すべきは、2019年に新たに最高裁に着任した草野裁判官による意見だと思われる。

草野意見は、次の2つの点が興味深い。第一に、較差を測る指標について、従来用いられてきた最大較差のみでは精度を欠くとして、ジニ係数を用いるべきであるという見解を示した。ジニ係数とは、利益配分の不平等を評価するために社会科学で広く使われている指標である。第二に、もし投票価値の不均衡によって具体的な不利益が生じていることが統計分析等によって実証的に示されれば、違憲状態と判断すべきであるという旨の見解を示した（草野裁判官は自身のこの見解を「条件付き合憲論」と呼ぶ）。本稿では、このうち後者の「条件付き合憲論」に焦点を当てる。法解釈の前提となる客観的な事実・根拠を重視する立場に基づいて、実証分析の積極的な活用を訴訟当事者らに促したものであるようにも読み、実務家・法学者はこれを真摯に受け止める必要があるだろう。

具体的には、草野意見の条件付き合憲論とは以下のような見解である。

まず、前提として、投票価値の不均衡を改善するためには、「総定数を若干名増員し、これを有権者1人当たりの議員数が少ない選挙区の議員定数の増加に充てる方法が有効である」と考える。しかし、他方で「総定数を増加させる方法は、国民に一定の負担を求めらるものであるという問題をはらんでいる」ことを指摘する。それゆえに、「違憲判断を下

---

3 具体的には、令和2年判決は「立法府においては、今後も不断に人口変動が生ずることが見込まれる中で、較差の更なる是正を図るとともに、これを再び拡大させずに持続していくために必要となる方策等について議論し、取組を進めることが求められている」と述べる。

4 草野意見に言及する評釈も全くないわけではない。例えば、安念（2021: 217）は脚注において、草野意見のうちジニ係数を用いるべきとした点には言及している（もっとも、本稿が注目する条件付き合憲論への言及はない）。

すためには、投票価値に不均衡があるからという抽象的理由だけでは不十分であり、新たな負担を求めることについて国民の理解を得るに足る具体的事実を司法の場において明らかにすることが必要であろう」という基本姿勢を示す。

そのうえで、「実践的問題解決能力を備えた見解」として条件付き合憲論の考え方を提案する。すなわち、「投票価値の現状における不均衡状態を一応合憲とは認めるものの、投票価値の不均衡が存在することによって一定の人々が不利益を受けているという具体的かつ重大な疑念（以下「不利益疑念」という。）の存在が示された場合にはこれを違憲状態と捉え直す」という考え方である。また、この条件付き合憲論が求める不利益疑念の立証の程度については、因果関係の厳密な証明は不要であるとしつつ、実証分析の作法に従って相関関係を示すことを求める。正確には、「決して投票価値の不均衡と一定の人々が被っている不利益の間の因果関係の厳密な証明を求めるものではない（そのような証明はそもそも不可能であろう。）」と述べたうえで、「問題とされている不利益の発生に影響を及ぼし得る他の要因も考察の対象に加えてもなお投票価値の不均衡と当該不利益との間に有意な相関関係が存在することを示すことは必要であり、かつ、それで十分である」と述べる。

さらに、不利益疑念の具体的な立証手段の例についても踏み込んで敷衍している。まず、統計分析の手法としては、「一定数の有権者〔又は「一定数の住民」〕当たりの議員数を説明変数の一つとする重回帰分析」を用いることを提案する。ひいては、「当該説明変数の回帰係数が有意な値でなくなるためにはどの選挙区の議員定数をどれだけ引き上げたらよいかを考えることにより不利益疑念の払拭に必要な議員増加数を特定することができる」のではないかと指摘する。

そして、重回帰分析に用いるべき目的変数についても具体例を挙げている。まず、「不利益疑念が発生する状態」には、「有権者1人当たりの議員数が少ない選挙区の住民がひとしく不利益を受ける場合」と「一定の政治的信条を有する人々が、各自が居住する選挙区のいかにかわらず不利益を受ける場合」の2種類の場合があり得ることを指摘する。このうち前者の場合については、「不利益が発生するとすればそれは国の都道府県に対する交付金や補助金の配分など、計測が容易な事象に関するものである場合が多いであろうから、（不利益が実際に生じている限り）伝統的な統計学の技法によって疑念を立証することができるであろう」と述べる。すなわち、具体的な目的変数として、都道府県への交付金の配分を用いることを提案する。なお、後者の場合（「例えば一定の政治的信条を有する国民が有権者1人当たりの議員数が多い選挙区に偏在していると仮定した場合において、当該信条が過度に国政に反映されることの結果として当該信条にくみしない国民に関して発生するもの）」については、具体的な目的変数の提案まではしていない。

まとめると、草野意見は、もし一票の格差によって具体的な不利益が生じていることが実証的に示されれば、違憲状態と判断すべきだという条件付き合憲論の見解を示した。さらに、注目すべき点として、その立証手段についても踏み込んで具体的な提案をした。つまり、もし都道府県間の一票の格差が国からの交付金配分に関係していることが重回帰分析で確認されれば、投票価値が希薄な都道府県の住民が不利益を受けているという具体的かつ重大な疑念（不利益疑念）が立証されたことになるという見解を示した。

### 3. 主な先行研究

一票の格差が交付金の配分に与える影響については、政治学の分野において一定の先行研究が存在する。もし各議員が自身の再選を果たすべく地元選挙区の利益のために行動するのだと考えれば、有権者1人当たりの議員数が多い選挙区のほうが議会での政治的決定において有利になり多くの交付金配分を獲得するのではないかと、というのは直感的には理解しやすい仮説である。しかし、交付金配分への影響の存在を実証するのは容易ではない。

まず、他国における代表的な先行研究として、Ansolabehere, Gerber & Snyder (2002) が挙げられる。米国では、州議会と連邦下院の選挙区割りの不平等が悪化する中で、1960年代に司法が介入して大幅な選挙区割りの是正が実施された。連邦最高裁は、*Baker v. Carr*, 369 U.S. 186 (1962) において、州議会の選挙区割りの不平等は司法判断適合性を満たす紛争であると判示し、司法による介入を宣言した。その後の一連の訴訟において、連邦最高裁は、選挙区割りの不平等を平等保護条項（米国憲法修正第14条）違反と判示し、「1人1票」という厳格な基準を確立した。

この米国の選挙区割り是正について、その政策的成果を実証しようとする試みは多く行われてきた。しかし、当初の研究では、統計的に有意な効果をほとんど見出すことはできなかったため、選挙区割り是正による政策的成果は特になかったのではないかとという見解が長年通説になっていたようである<sup>5</sup>。そうしたところ、Ansolabehereらは新たな分析手法を用いることで、有意な効果を検出することに成功した。従来の研究では主に州単位のデータを用いた支出額の分析に焦点が当てられていたのに対して、Ansolabehereらは郡単位のデータを用いて人口1人当たりの交付金の配分<sup>6</sup>を分析した。具体的には、Ansolabehereらは、まず区割り是正以前の1960年においては、人口1人当たりの議席数が多い郡 (county)<sup>7</sup> ほど、州から郡への人口1人当たりの交付金が多くなっていたことを

5 従来の研究の詳細については、Ansolabehere, Gerber & Snyder (2002: 768) によるレビューを参照。

6 正確には、各郡の人口1人当たりの交付金額を当該州の人口1人当たりの交付金額平均と比較した相対的な指標を目的変数として用いている。

示している。そのうえで、1960年から1980年にかけての変化を分析することで、区割り是正によって人口1人当たりの議席数が減少した郡では、人口1人当たりの交付金が減少したことも示している。すなわち、一票の格差によって交付金配分にたしかに歪みが生じていたことと、一票の格差を是正したことで交付金配分の歪みも是正されたことを実証している。

次に、日本における代表的な先行研究としては、堀内勇作と斉藤淳による研究(Horiuchi & Saito 2003; 堀内・斉藤 2003)が挙げられる。参議院ではなく衆議院を対象にしたものであり、かつやや古い時期の分析ではあるが、定数不均衡が交付金配分に影響することを実証している。Ansolabehereらの研究と同様に、人口1人当たりの交付金に着目する分析手法を用いている。具体的には、衆議院の小選挙区について、1994年前後の市区町村単位のデータを用いた分析をしている。まず、1991年から1998年までのいずれの年においても、人口1人当たりの議席数が多い市区町村ほど、人口1人当たりの交付金が多くなっていたことを重回帰分析によって示している。さらに、1994年の衆議院選挙制度改革(定数配分と選挙区割りの改正)による影響も分析し、定数不均衡の是正によって、国からの市区町村への交付金配分の不均衡も是正されたことを明らかにしている。

Horiuchi & Saito (2003)の分析モデルでは、人口1人当たりの地方交付税交付金と国庫支出金の合計額(対数値)を目的変数とし、人口1人当たり衆議院議席数(対数値)を説明変数として用いている。そのうえで、市区町村への交付金配分に影響を及ぼし得る一票の格差以外の要因を可能な限りコントロールすべく、人口総数(対数値)、人口密度(対数値)、財政力指数、人口1人当たりの所得額(対数値)に加えて、自民党議席率、都市化度(人口集中地区人口比率)、人口ピラミッド(高齢者・若者の割合)、産業セクター比率、政令指定都市か否か、阪神・淡路大震災の被災地域か否かを統制変数として投入している。

なお、Horiuchi & Saito (2003)以前にも衆議院を対象にした実証研究の試みはあったが、一貫性のある研究成果は得られていなかった<sup>8</sup>。堀内と斉藤(2003: 38)は、彼ら以前の研究には方法論的な問題があったと指摘している。すなわち、過去の研究ではいずれも、Horiuchi & Saito (2003)のような市区町村単位のデータではなく、入手が容易で利便性が高い都道府県単位のデータを分析に用いていた。都道府県単位のデータを用いることについて、①観測数が少なく推定結果の精度が低くなってしまおうという問題や、②衆議院選挙の分析においては都道府県内不均衡も無視すべきでないという問題を指摘している。

7 正確には、各郡の人口1人当たりの議席数を当該州の人口1人当たりの議席数と比較した相対的な指標(relative representation index)を説明変数として用いている。

8 吉野・吉田(1988)、菊地(1989)、鬼塚(1997)、Meyer & Naka(1999)など。統計的に有意な結果を報告したものもあるが、人口密度、人口総数などの基本的な統制変数が欠落している。詳細は、Horiuchi & Saito (2003: 673)、堀内・斉藤(2003: 38)によるレビューを参照。

ちなみに、参議院を対象にした先行研究も全くないわけではない。例えば、小林(2012)は、2004年選挙と2007年選挙について分析を行い、都道府県への特別交付税、農林水産業費、普通建設事業費の配分が一票の格差と統計的に有意な関係があるのではないかという一応の分析結果を提示している。しかし、小林(2012)の分析には、交付金に影響し得る他の要素がほとんど考慮されていないという問題がある。統制変数は都市化度(持ち家率)しか投入されておらず、各都道府県の人口総数、人口密度、財政基盤といった変数が分析に含まれていない。また、Fujimura(2020)は、参議院の定数不均衡による投票率への影響について、2001年から2019年までのパネルデータを用いた分析を行っている。一票の価値が薄い都道府県ほど、有権者の投票率が高いという意外な分析結果を示しているが、交付金配分には直接関連しない研究である。

#### 4. 本稿の目的

本稿の主目的は、草野裁判官の「条件付き合憲論」の具体的な提案内容に従って重回帰分析を行い、都道府県間の一票の格差が国からの交付金配分に関係しているか否かを実際に検証することである。もし両者の関係が実証的に示されれば、選挙無効訴訟における草野裁判官の判断は「合憲」から「違憲状態」に変わる可能性が高い。最高裁判事1人の判断を左右し得る重要な分析といえる。また管見の限り、参議院を対象とした詳細な先行研究は刊行されておらず、学術的な新規性もある。

とはいえ、先行研究を概観したとおり、一票の格差が交付金配分に与える影響を実証的に示すことは容易ではない。1960年代に大幅な選挙区割り変更が実施された米国においてさえ、郡単位のデータを用いた Ansolabehere, Gerber & Snyder (2002) が登場するまで、その効果は長年実証されてこなかった。日本においても、市区町村単位のデータを用いた Horiuchi & Saito (2003) が登場するまで、衆議院の一票の格差の影響についての確かな実証はなされてこなかった。そのような先行研究の経緯を踏まえると、観測数が47(本稿の分析では外れ値の東京を除外するので、正確には46)と少ない都道府県単位のデータを使わざるを得ない参議院を対象とする分析では、有意な影響を示すことの困難が予想される。

このことを考慮して、本稿では、一票の格差が交付金配分に与える影響を検証するという主目的と並んで、副次的な目的として、一票の格差と交付金配分の分析を具体例として、訴訟における統計分析の活用のあり方を論じることとしたい。本稿の分析結果を先に述べておくと、参議院の一票の格差と交付金配分との間に有意な関係は見られなかった。しかし、重回帰分析のモデルを一部変えた場合には、有意な関係があるかのようにも見え

る結果が得られてしまう。そこで、統計分析の誤りや恣意的利用の危険性について注意喚起するとともに、訴訟において統計分析がどのように扱われるべきかについて論じる。

## II. 分析に用いるデータ

本稿では、参議院選挙における一票の格差が国から地方への交付金配分に歪みを生じさせているか否かを分析するべく、2003年度から2020年度までのデータ<sup>9</sup>を用いて、重回帰分析を行う。参議院の選挙区選挙を分析対象とするため、いずれも都道府県単位のデータである。

### 1. 目的変数：人口当たりの交付金

まず、目的変数については、草野意見の提案内容に従って、国の都道府県に対する交付金配分を取り扱う。Horiuchi & Saito (2003)と同様に、人口1人当たりの地方交付税交付金（普通交付税と特別交付税）と国庫支出金に着目する。具体的には、各年度の各都道府県の人口1人当たりの①普通交付税額<sup>10</sup>、②特別交付税額、③国庫支出金額、④これらの合計額という4項目（対数値）を目的変数として用いる。各都道府県の交付金額（単位は千円）と人口総数（単位は人）のデータの出典は、各年度地方財政統計年報による。

なお、東京都に関しては、企業の本社が集中していて財政基盤が強く地方交付税交付金の配分がほぼ毎年ゼロであるため<sup>11</sup>、外れ値として分析からは除外する。また、震災復興特別交付税（2011年の東日本大震災からの復興支援のために東北地方を中心に交付されてきたもの）は分析対象から外す<sup>12</sup>。2020年度の国庫支出金については、新型コロナウイルス対応に関する多額の交付金が上乘せされており過年度とは総額が大幅に異なるため、新型コロナ

---

9 総務省ウェブサイトにおいて、平成15（2003）年度以降の各年度地方財政統計年報の電子データが公開されている（<https://www.soumu.go.jp/iken/zaisei/toukei.html>, 2022/11/30 アクセス）ので、本稿ではその範囲で分析を行う。

10 なお、平成28（2016）年度と平成29（2017）年度の年報については、普通交付税額に関する2-4-1表と2-7-3表とで数値に差異がある。ほぼ同じ数値だが、分析では2-4-1表のほうの数値を用いる。

11 分析対象期間において、東京都は平成23年度のみ特別交付税の交付がなされたが、普通交付税の交付がなされた年はない。すなわち、普通交付税額を定める算定式（後記II-3参照）上はマイナスの数値になるところを0円として扱われており、他の都道府県とは異なっていれば打ち切りデータの形になっている。

12 Horiuchi & Saito (2003)のモデルは阪神・淡路大震災の被災地域か否かを統制変数に含めているが、本稿の分析では震災復興特別交付税を分析対象から外すことによって、震災復興に関する地域的なノイズは除去されたものとみなす。



ナウイラス対応に関する交付金を除いた金額を分析に用いる<sup>13</sup>。

普通交付税とは、画一的な算定方法に基づく標準的な財政需要に対する交付金である（地方交付税法 10 条，詳細は下記Ⅱ-3 参照）。特別交付税とは、普通交付税では捕捉しきれない個別の財政需要の実情に対応する交付金である（地方交付税法 15 条）。地方交付税総額のうち、普通交付税が 94%，特別交付税が 6% の割合を占める（同法 6 条の 2）。国庫支出金とは、本来は国が責任を負うべき性格を有する対象事業等に対して、用途を特定したうえで交付されるものである（地方財政法 10 条から 10 条の 4，及び 16 条）。

## 2. 説明変数：人口当たりの議席数

次に、説明変数についても、草野意見の提案内容に従って、各年度の各都道府県の人口 1 人当たりの議席数（対数値）を用いる。年度初めの時点の議席数を用いる<sup>14</sup>。

なお、分析には、各都道府県の選挙区選挙の議席数のみを用い、比例代表制の議席数は分析対象に含めない。参議院の選挙区定数は、2006 年に 4 増 4 減、2012 年に 4 増 4 減、2015 年に 2 合区を含む 10 増 10 減、2018 年に 2 増の改正がなされてきた<sup>15</sup>。参議院は 3 年ごとに半数改選であるため、定数規定改正によって当該都道府県の規定上の配分定数が 2 人増減したとしても、実際の議席数は改正直後の選挙でまず 1 人だけ変動し、その 3 年後の選挙でもう 1 人変動して規定通りの議席数となる。分析には、規定上の定数ではなく、各年度の実際の議席数を用いる。合区（「鳥取・島根」「徳島・高知」）については、分析の便宜上、合区議席数の半数（1.5 や 1）を各都道府県の議席数とみなす。

13 2020 年度の全都道府県の国庫支出金合計額は約 12 兆円であるところ、そのうち約半分の約 6 兆円がコロナ関連の交付金であった。正確には、「新型コロナウイルス感染症対応地方創生臨時交付金」「新型コロナウイルス感染症緊急包括支援交付金」「その他新型コロナウイルス感染症対策関係交付金等」の 3 項目を指す。

14 すなわち、参議院選挙は 3 年ごとに 7 月に実施されるので、選挙実施年度については改選前の議席数を分析に用い、翌年度から改選後の議席数を分析に用いる。特に普通交付税は、標準的な算定方法に対する意見申立てとその対応が前年度の 10 月から 4 月にかけて行われたうえで、1 月に基礎となる単位費用を決定し、7 月に最終的に補正係数を調整して決定するという年間スケジュールであるから（小西 2022: 208 参照）、選挙実施年度の交付金額に影響を及ぼす可能性があるのは改選前の議席数・議員だと考えるのが自然である。もっとも、特別交付税は当該年度の実情に応じて 12 月と 3 月の 2 回に交付決定がなされることを考慮すれば、改選後の議席数が影響し得ると考える余地もあろう。そのため、念のため、選挙実施年度について改選後の議席数を用いる分析も行ったが、概ね同様の結果であった（後掲注 17 及び注 23 参照）。

15 定数の変遷についての詳細は、参議院ウェブサイトを参照（[https://www.sangiin.go.jp/japanese/san60/s60\\_shiryuu/senkyo.htm](https://www.sangiin.go.jp/japanese/san60/s60_shiryuu/senkyo.htm), 2022/11/30 アクセス）。2006 年は東京都と千葉県を 2 人増、栃木県と群馬県を 2 人減。2012 年は神奈川県と大阪府を 2 人増、岐阜県と福島県を 2 人減。2015 年は北海道、東京都、愛知県、兵庫県、福岡県を 2 人増、宮城県、新潟県、長野県を 2 人減としたうえで、「鳥取県・島根県」「徳島県・高知県」を合区に、2018 年は埼玉県を 2 人増。

### 3. 統制変数：人口密度，人口総数，人口当たりの地方税収入額

分析においては，草野意見が指摘するとおり，「問題とされている不利益の発生に影響を及ぼし得る他の要因も考察の対象に加え」る必要がある。そこで，Horiuchi & Saito (2003) で用いられている統制変数を参考にしつつ，分析モデルの単純さを重視して，人口密度，人口総数，人口1人当たりの地方税収入額の3つ（いずれも対数値）を統制変数として用いる。各都道府県の人口総数（人），面積（Km<sup>2</sup>），地方税収入額（消費税清算後，千円）のデータの出典は，各年度地方財政統計年報による。

モデルの単純さを重視する理由は，次の2点である。第一に，参議院を対象にする場合は観測数が少ない都道府県単位のデータを使うことになるため，モデルに含める統制変数の数も絞ることが望ましい。第二に，必要最低限の要素を統制した重回帰分析によって統計的に有意な結果が得られれば，草野意見で要求されている「不利益疑念の立証」（前記I-2参照）には足りると思われるためである。

そのうえで，まず，人口密度と人口総数については統制する必要性が高い。人口密度が低いほど人口に対して広い面積をカバーしなければならないため，1人当たりの地方行政運営コストは高くなる。また，人口総数が多いほど規模の経済効果が生じるため，1人当たりが負担する地方行政運営コストは低くなる。すなわち，人口密度と人口総数は，ともに1人当たりの交付金配分と負の関係性がある。さらに，各都道府県の財政基盤に関する要素も考慮する必要があるから，地方税収入額も統制変数として用いる。なお，Horiuchi & Saito (2003) では，財政力指標と1人当たり年収という2つを統制変数として用いていたが，本稿の分析では単純化して各都道府県の1人当たり地方税収入額をそのまま用いる。

実際の普通交付税額の算定方法においても，人口，面積，地方税収入額が考慮されており，上記3つを統制することの妥当性が裏付けられる。具体的には，各都道府県への普通交付税額の配分は，「基準財政需要額－基準財政収入額」（＝財源不足額）で算定される。基準財政需要額とは各地方団体の社会的・地理的条件に基づく標準的な財政需要を合理的に測定するためのものであり，基準財政収入額とは各地方団体の現実の財政力を合理的に測定するためのものである（地方交付税法2条3号及び4号）。そして，基準財政需要額の算定においては人口や面積（同法11条），基準財政収入額の算定においては地方税収入額がそれぞれ基礎的要素として用いられている（同法14条）。

## 4. 対数値

本稿では、上記の変数の生データをいずれも対数変換 (log) したうえで分析に用いる。いずれも右裾が長い分布の変数であり、原数値では線形モデルへの当てはまりが悪いため、対数変換したほうが重回帰分析の推定精度が増すためである。一般的に、社会科学において、人口や収入などのデータは対数値を分析に用いることが多い。先行研究の Horiuchi & Saito (2003) や Ansolabehere, Gerber & Snyder (2002) でも、対数値を用いた分析がなされている。

対数値を用いる場合には、重回帰分析の結果の解釈の際には、各変数の影響の大きさ (偏回帰係数) を原数値の単位ではなく弾力性 (%) で解釈する。

なお、本稿の分析においては、もし生データの原数値を用いた分析をする場合には、対数値による分析の場合とは異なる結果が導出され得る。具体的には、対数値による分析では説明変数の影響は有意にならないが、原数値による分析では一見すると有意にも見える結果が得られる。原数値を用いた場合の分析結果や、対数値を用いるほうがモデルとして好ましいことについては、後記Ⅲ-3で詳述する。

## Ⅲ. 分析の結果

### 1. 単年ごとの分析

はじめに、2003年度から2020年度までの各年度について、上記変数を用いた重回帰分析を行う。すべての年度について分析を行うが、ここでは一例として、最新の2020年度 (表1) と、過去の2003年度 (表2) のデータを分析した結果を示す。

まず、人口当たり交付金に影響する要素だと想定して投入した3つの統制変数 (人口密度、人口当たり地方税収入額、人口総数) は、表1と表2が示すとおり、たしかにいずれも人口当たり交付金に有意に影響している。具体的には、人口当たり交付金は、人口密度が高いほど小さく、人口当たり地方税収入額が高いほど小さく、人口総数が多いほど小さくなっており、事前の想定 (前記Ⅱ-3参照) と整合的な結果が得られている。また、分析モデルの説明力を示す (自由度調整済み) 決定係数は、表1表2ともに、普通交付税、特別交付税、合計額のいずれについても約0.9であり、非常に高い。すなわち、統制変数の数を最低限に絞りながらも、必要かつ十分な要素を統制した適切な分析モデルだったといえよう (なお、国庫支出金については決定係数が0.8を下回っており、他の要素による一定の影響も

表1 2020年度の分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	普通交付税 / 人口 (log)	特別交付税 / 人口 (log)	国庫支出金 / 人口 (log)	合計額 / 人口 (log)
議席数 / 人口 (log)	0.216 (0.150)	-0.534 (0.449)	-0.104 (0.301)	0.0874 (0.195)
人口密度 (log)	-0.294*** (0.0749)	-0.426*** (0.0787)	-0.304*** (0.0772)	-0.294*** (0.0641)
地方税収入額 / 人口 (log)	-1.614*** (0.332)	-1.269 (0.850)	-0.355 (0.543)	-1.041*** (0.347)
人口 (log)	-0.474*** (0.118)	-1.028*** (0.224)	-0.286* (0.161)	-0.400*** (0.113)
切片	23.87*** (1.604)	16.73*** (4.996)	10.33*** (3.279)	18.80*** (2.082)
<i>N</i>	46	46	46	46
調整済み決定係数	0.926	0.851	0.744	0.909

注) 重回帰分析 (OLS) の結果. 括弧内は頑健な標準誤差.

\*\*\*, \*\*, \*印はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準で有意.

表2 2003年度の分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	普通交付税 / 人口 (log)	特別交付税 / 人口 (log)	国庫支出金 / 人口 (log)	合計額 / 人口 (log)
議席数 / 人口 (log)	-0.0970 (0.0924)	-0.0121 (0.198)	-0.0781 (0.154)	-0.0974 (0.106)
人口密度 (log)	-0.301*** (0.0557)	-0.391*** (0.0746)	-0.203*** (0.0554)	-0.251*** (0.0483)
地方税収入額 / 人口 (log)	-0.971*** (0.267)	-0.868** (0.376)	-0.598* (0.320)	-0.738*** (0.175)
人口 (log)	-0.478*** (0.0523)	-0.848*** (0.114)	-0.297*** (0.106)	-0.406*** (0.0665)
切片	16.42*** (1.798)	18.82*** (2.686)	11.46*** (1.917)	14.59*** (1.225)
<i>N</i>	46	46	46	46
調整済み決定係数	0.925	0.910	0.773	0.922

注) 重回帰分析 (OLS) の結果. 括弧内は頑健な標準誤差.

\*\*\*, \*\*, \*印はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準で有意.

あると推察される)。

しかし、その一方で、説明変数として着目した人口当たり議席数(議席数/人口(log))は有意になっていない。普通交付税、特別交付税、国庫交付金、左記合計額のいずれについても、人口当たり議席数は有意に影響していない。なお、紙幅の関係で、本稿では2020年度<sup>16</sup>と2003年度の結果のみを詳細に紹介したが、それ以外の年度のデータを用いた分析でも同様の結果であり、人口当たり議席数は有意に影響していない<sup>17</sup>。したがって、重回帰分析の結果からは、人口当たり議席数は各都道府県の人口当たり交付金には特に関係していないように見受けられる。

もっとも、この分析には一定の限界もあるので留意が必要である。すなわち、観測数(N=46)が少ない<sup>18</sup>都道府県単位のデータである(前記I-4参照)うえに、分析モデルには人口当たり議席数と相関が強い統制変数が含まれているため、推定結果の精度には限界がある。特に人口総数は、人口当たり議席数との間の相関が強い(対数値同士で2020年度は $r=-0.88$ 、2003年度は $r=-0.89$ )<sup>19</sup>。モデル内の変数間の多重共線性を示す指標VIFを見ても、やはり人口総数の数値が高く、2020年度の分析モデルでは7.16、2003年度の分析モデルでは6.54となっている。いずれも10未満であり許容範囲の数値ではあるが、5を超えており比較的大きな値である。分析に含めた統制変数はいずれも重要なものであり(前記II-3参照)、VIFの高さに関わらず投入する必要があったとはいえ、推定の精度には課題が残るように思われる。したがって、実際には人口当たり議席数による微小な影響があったとしても、統計的に検出できなかったという可能性は残る。

---

16 なお、2020年度については、新型コロナウイルス対応関連交付金(前記II-1参照)を国庫支出金に含めて分析した場合にも、人口当たり議席数は有意に影響していない。

17 例外的に、普通交付税では2017年度のみ10%水準で有意な傾向、特別交付税では2015年度と2016年度のみ10%水準で有意な傾向(ただし係数はマイナス)が見られた。国庫交付金及び合計額では、人口当たり議席数に有意な傾向が見られる年はなかった。また、本文中の分析では、選挙実施年度においては改選前の議席数を分析に用いたが(前掲注14参照)、改選後の議席数を用いた場合にも各年度の結果は概ね同様であった(普通交付税では2016年度に5%水準で有意、2017年度に10%水準で有意な傾向が見られた。特別交付税では2015年度に10%水準で有意な傾向(ただし係数はマイナス)が見られた)。

18 なお、2003年度から2020年度までのデータを合わせて分析すれば、形式的な観測数を拡大することはできる(N=828)。各都道府県について各年度の観察値が入れ子的に含まれているデータ構造があるため、全データを合わせて単純な重回帰分析(プールド推定)を行うことは本来適切ではなく、後記III-2のように固定効果モデル等によってパネルデータとして分析する必要がある。もっとも、仮にこのようなデータ構造を無視して各観察値が独立だとみなしたうえで、単年ごとの分析と同じ変数を用いて、全データによる重回帰分析(プールド推定)を行った場合であっても、人口当たり議席数は人口当たり交付金合計額について有意にならない(普通交付税(-0.0967%)と特別交付(-0.302%)では1%水準で有意になるが、いずれも係数はマイナスである)。

19 それ以外の統制変数については、2020年度の人口当たり議席数との相関は、人口密度-0.55、人口当たりの地方税収入額-0.15(いずれも対数値同士での相関係数 $r$ )。同じく2003年度は-0.64と-0.16。

## 2. パネルデータの分析

そこで、次に2003年度から2020年度までのデータを合わせて、パネルデータとして分析してみる。この分析方法には、単年ごとの分析と比べて、観測数（46都道府県×18年間分=828）<sup>20</sup>を大幅に拡大できるという長所がある。

具体的な分析モデルとしては、固定効果モデルを用いる<sup>21</sup>。すなわち、時間を通じて変化しない各都道府県の固有効果を除去し、また各年度の固有効果を除去したうえで、2003年度から2020年度までの各都道府県の「人口当たり議席数の変化」と「人口当たり交付金の変化」との関係を見る。なお、固定効果モデルによる分析には時間を通じて変化しない変数は投入できないので、人口密度は統制変数から外す。各都道府県の面積は基本的に変化がないためである<sup>22</sup>。

留意点として、固定効果モデルによるパネルデータの分析は、個体間の相違に着目した分析ではなく個体内の変化に着目した分析である。つまり、各都道府県において、人口当たり議席数が変化した場合に人口当たり交付金が増えるかという関係を分析するものである。したがって、これは単年ごとの重回帰分析（前記Ⅲ-1）とは異なり、定数不均衡による都道府県間の相違の分析ではないことに留意されたい。むしろ、各都道府県内の変化についての分析である。「定数不均衡が是正された場合に、各都道府県への交付金配分も是正されるか」を分析するものだと解釈することもできる。

分析結果は、表3のとおりである。具体的には、人口当たり議席数が1%増えると、当該都道府県の人口当たり普通交付税額が0.122%増える一方で、人口当たり特別交付税額は0.168%減り、人口当たり国庫支出金額は0.187%減るという結果が得られた（いずれも5%水準で有意である）。もっとも、3項目の増減が相殺されるため、人口当たり議席数は、当該都道府県の人口当たり交付金合計額（普通交付税+特別交付税+国庫支出金）には有意に影響していない<sup>23</sup>。

また、参考までに、都道府県のみ固定効果モデル（各年の固定効果なし）も検証したが、概ね同様の結果であった（表4）。すなわち、当該都道府県の人口当たり議席数が1%

20 正確には、愛知県は2006年度から2008年度までの普通交付税がゼロで、2007年度の特別交付税がゼロであり、該当年度は分析から除外されるため、普通交付税は $N=825$ 、特別交付税は $N=827$ である。

21 ハウスマン検定の結果、変量効果モデルよりも固定効果モデルが支持される。

22 厳密には都道府県の面積の数値は年度によって微妙な相違があるが、ほぼ同じである。

23 選挙実施年度については改選前の議席数を分析に用いたが（前掲注14参照）、改選後の議席数を用いた場合にも結果は概ね同様である。その場合、都道府県及び年の固定効果モデルでは、表3とはやや異なり、人口当たり議席数は特別交付税については有意にならず、普通交付税（0.136%）と国庫支出金（-0.248%）でのみ5%水準で有意になる。都道府県の固定効果モデルでは、表4と同じく普通交付税（0.136%）についてのみ5%水準で有意になる。

表3 2003～2020年度 固定効果モデル（都道府県及び年）

	(1)	(2)	(3)	(4)
	普通交付税 /人口 (log)	特別交付税 /人口 (log)	国庫支出金 /人口 (log)	合計額 /人口 (log)
議席数 / 人口 (log)	0.122** (0.0493)	-0.168** (0.0768)	-0.187** (0.0733)	-0.0335 (0.0322)
地方税収入額 / 人口 (log)	-0.692* (0.365)	-0.439 (0.401)	1.049*** (0.311)	0.0157*** (0.220)
人口 (log)	-1.117** (0.424)	-0.329 (0.822)	-0.929 (0.836)	-1.364** (0.533)
FE 都道府県	Yes	Yes	Yes	Yes
FE 年	Yes	Yes	Yes	Yes
N	825	827	828	828
調整済み決定係数	0.273	0.349	0.361	0.340

注) 重回帰分析 (OLS) の結果. 括弧内は頑健な標準誤差. 決定係数は個体内変動に基づく<sup>24</sup>.

\*\*\*, \*\*, \*印はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準で有意.

表4 2003～2020年度 固定効果モデル（都道府県）

	(1)	(2)	(3)	(4)
	普通交付税 /人口 (log)	特別交付税 /人口 (log)	国庫支出金 /人口 (log)	合計額 /人口 (log)
議席数 / 人口 (log)	0.130** (0.0529)	-0.193 (0.130)	-0.151 (0.108)	-0.0155 (0.0412)
地方税収入額 / 人口 (log)	-0.252*** (0.0795)	-0.720*** (0.192)	-0.670*** (0.108)	-0.457*** (0.0779)
人口 (log)	-1.080*** (0.274)	-3.258*** (0.978)	-2.029** (0.993)	-1.781*** (0.531)
FE 都道府県	Yes	Yes	Yes	Yes
FE 年	No	No	No	No
N	825	827	828	828
調整済み決定係数	0.075	0.055	0.108	0.174

注) 重回帰分析 (OLS) の結果. 括弧内は頑健な標準誤差. 決定係数は個体内変動に基づく.

\*\*\*, \*\*, \*印はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準で有意.

増えると, 人口当たり普通交付税額が0.130%増えるが, やはり人口当たり交付金合計額には有意に影響しないという結果であった. なお, 人口当たり特別交付税額と国庫支出金額については, いずれも統計的に有意ではないが, 表3と同様に係数はいずれもマイナスだった.

24 固定効果を含む推定モデル全体での決定係数ではなく, 個体内変動 (within) に基づく (自由度調整済み) 決定係数. 固定効果では説明できない部分について, 個体内変動による説明力を示す.

### 3. 不適當なモデル①：対数変換なしの原数値による分析

本稿の主な分析は、上記の単年ごとの重回帰分析（Ⅲ-1）と、固定効果モデルによるパネルデータ分析（Ⅲ-2）によって完結している。そのうえで、以下では、訴訟における統計分析の活用のあり方も検討するという本稿の副次的な目的（前記Ⅰ-4）のために、分析モデルを一部変えた場合にどのような結果が得られるかを参考までに紹介する。

まず、Ⅲ-1では対数値を用いた分析を行ったが、もしも対数変換しない原数値を用いて単年の重回帰分析を行う場合にはどのような結果になるのか。表5（2020年度）と表6（2003年度）のとおり、対数値による分析とは異なる結果になる。

具体的には、2003年度の分析では、人口当たり普通交付税、特別交付税、国庫交付金、左記合計額（千円/人）のいずれについても人口当たり議席数（議席数/人口（百万人））が有意になる。2020年度の分析でも、人口当たり普通交付税と合計額について人口当たり議席数が有意になる。なお、人口当たり普通交付税と合計額については、2020年度と2003年度に限らずすべての年で、人口当たり議席数が1%水準で有意になるという結果が得られる。

しかし、分析結果の詳細を見ると、人口当たり議席数が有意なモデルでは、統制変数の人口密度（千人/km<sup>2</sup>）や人口総数（百万人）がいずれも有意になっていないことが読み取れる。人口密度や人口総数は交付金に影響するはずの要素であり（前記Ⅰ-3、Ⅲ-1参照）、

表5 2020年度の分析（原数値）

	(1) 普通交付税 /人口	(2) 特別交付税 /人口	(3) 国庫支出金 /人口	(4) 合計額 /人口
議席数/人口（百万人）	75.08*** (10.47)	0.891 (0.572)	10.47 (10.15)	86.45*** (18.82)
人口密度（千人/km <sup>2</sup> ）	-4.687 (12.01)	0.113 (0.157)	-2.601 (7.111)	-7.175 (18.63)
地方税収入額/人口	-1.587*** (0.274)	-0.0200 (0.0161)	-0.358 (0.329)	-1.965*** (0.562)
人口（百万人）	-6.453 (5.074)	-0.353*** (0.127)	-6.380 (3.819)	-13.19 (8.411)
切片	233.5*** (34.81)	4.442* (2.590)	119.3*** (42.12)	357.3*** (69.26)
N	46	46	46	46
調整済み決定係数	0.795	0.517	0.414	0.713

注）重回帰分析（OLS）の結果。括弧内は頑健な標準誤差。金額の単位はいずれも千円。

\*\*\*, \*\*, \*印はそれぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意。



表6 2003年度の分析（原数値）

	(1)	(2)	(3)	(4)
	普通交付税 /人口	特別交付税 /人口	国庫支出金 /人口	合計額 /人口
議席数 / 人口 (百万人)	44.37*** (11.19)	1.381*** (0.254)	24.21** (10.09)	69.96*** (20.39)
人口密度 (千人 / km <sup>2</sup> )	-3.651 (12.75)	0.114 (0.224)	-3.300 (8.266)	-6.837 (20.73)
地方税収入額 / 人口	-1.394*** (0.271)	-0.0224*** (0.00732)	-0.832*** (0.288)	-2.249*** (0.514)
人口 (百万人)	-6.246 (6.107)	-0.186 (0.124)	-2.064 (4.474)	-8.496 (10.33)
切片	201.2*** (30.50)	2.609*** (0.808)	130.1*** (33.88)	334.0*** (56.90)
N	46	46	46	46
調整済み決定係数	0.747	0.769	0.540	0.701

注) 重回帰分析 (OLS) の結果. 括弧内は頑健な標準誤差. 金額の単位はいずれも千円.

\*\*\*, \*\*, \*印はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準で有意.

これらが全く影響していないという結果は不自然である。したがって、実際には人口密度や人口総数の影響であるものが、おそらく疑似相関的に人口当たり議席数による影響として推定されてしまっている可能性が高いと考えられる<sup>25</sup>。

また、決定係数を見ても、対数値による場合に比べて原数値による分析では数値が低く、モデルの当てはまりが悪いことが読み取れる。例えば、合計額の分析における（自由度調整済み）決定係数は、対数値による場合には約 0.9（前記Ⅲ-1）だったのが原数値による分析では約 0.7 にまで低下している。

さらに、目的変数と統制変数の散布図を描いてみても、対数値を用いたほうが線形モデル（重回帰分析の統計モデル）に当てはまりが良いことが視覚的にも読み取れる。一例として、2020年度データで人口当たり合計額（目的変数）と人口総数（統制変数）の関係を図示すると、図1は原数値データ、図2は対数値データによる散布図である。

したがって、原数値による上記分析よりも、対数値による前記Ⅲ-1の分析のほうが適切だと考えられる<sup>26</sup>。

25 なお、多重共線性の指標 VIF は、2020年度の分析モデルでは最大 5.85、2003年度の分析モデルでは最大 6.31 であり、高めの数値ではあるが許容範囲である。

26 なお、原数値を用いる場合でも、各変数の2乗項を加えた2次関数モデルで分析するなどの工夫をすれば、当てはまりの良いモデルになる可能性はある。ここでの趣旨は、原数値による分析自体を否定することではなく、一見すると適切にも見える表5や表6のモデルが失当である旨を指摘することにある。

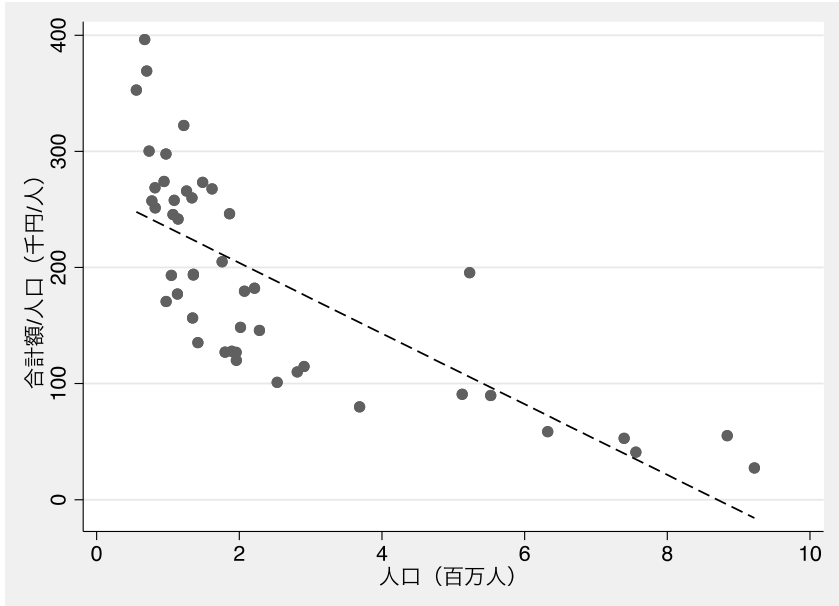


図1 原数値：人口当たり合計額と人口総数の散布図 (2020年度)

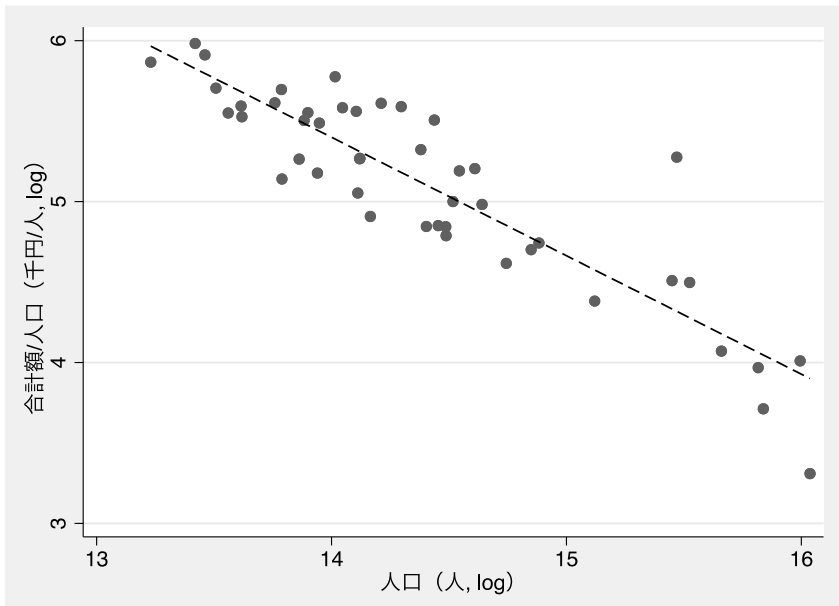


図2 対数値：人口当たり合計額と人口総数の散布図 (2020年度)

#### 4. 不適當なモデル②：人口総数を統制しない分析

次に、本稿では人口密度、人口総数、人口当たりの地方税収入額の3つを統制変数として投入したが、もしも人口総数を統制しない場合にはどのような結果になるのか。一見すると、人口密度（都道府県の人口/面積）と人口当たり地方税収入額（都道府県の財政力）さえ統制すれば、地方財政を考えるうえで必要な要素が一応統制されているようにも思える。そこで、人口総数を統制せずに単年の重回帰分析（対数値による）を行うと、表7（2020

表7 2020年度の分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	普通交付税 /人口 (log)	特別交付税 /人口 (log)	国庫支出金 /人口 (log)	合計額 /人口 (log)
議席数/人口 (log)	0.935*** (0.0851)	1.025*** (0.336)	0.329** (0.124)	0.693*** (0.0904)
人口密度 (log)	-0.427*** (0.0642)	-0.714*** (0.128)	-0.385*** (0.0659)	-0.407*** (0.0600)
地方税収入額/人口 (log)	-1.779*** (0.446)	-1.627 (1.077)	-0.454 (0.614)	-1.180** (0.448)
切片	28.27*** (2.548)	26.29*** (6.252)	12.99*** (3.643)	22.51*** (2.614)
N	46	46	46	46
調整済み決定係数	0.891	0.777	0.724	0.875

注) 重回帰分析 (OLS) の結果。括弧内は頑健な標準誤差。

\*\*\*, \*\*, \*印はそれぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意。

表8 2003年度の分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
	普通交付税 /人口 (log)	特別交付税 /人口 (log)	国庫支出金 /人口 (log)	合計額 /人口 (log)
議席数/人口 (log)	0.556*** (0.0849)	1.144*** (0.146)	0.327*** (0.0839)	0.457*** (0.0720)
人口密度 (log)	-0.357*** (0.0536)	-0.491*** (0.0768)	-0.238*** (0.0503)	-0.299*** (0.0455)
地方税収入額/人口 (log)	-1.391*** (0.299)	-1.611*** (0.438)	-0.859** (0.336)	-1.095*** (0.218)
切片	20.50*** (1.865)	26.04*** (2.660)	14.00*** (1.778)	18.05*** (1.167)
N	46	46	46	46
調整済み決定係数	0.878	0.850	0.739	0.872

注) 重回帰分析 (OLS) の結果。括弧内は頑健な標準誤差。

\*\*\*, \*\*, \*印はそれぞれ、1%, 5%, 10%水準で有意。

年度)と表8(2003年度)のような結果になる。

具体的には、2020年度、2003年度ともに、人口当たり普通交付税、特別交付税、国庫交付金、左記合計額のいずれについても人口当たり議席数(議席数/人口(log))が有意になる。なお、掲載を省略したがその他の年度においても同様に、人口当たり議席数がほぼすべての項目で有意な結果であった<sup>27</sup>。例えば、2020年度の結果を素直に解釈するならば、人口当たり議席数が1%増えると、当該都道府県の人口当たりの普通交付税額が0.935%、特別交付税額が1.025%、国庫支出金が0.329%、左記合計額が0.693%増加するように読める。また、(自由度調整済み)決定係数は、人口総数を含むモデル(前記Ⅲ-1)には劣るものの依然として大きな数値であるから(例えば、普通交付税や合計額では0.9をやや下回る程度)、分析モデルの説明力も十分であるように見える。

しかしながら、人口当たり議席数は人口総数と相関関係があるのではないかという問題がある。すなわち、真に交付金に影響しているのは人口総数であって、上記分析モデルで人口当たり議席数が統計的に有意に見えるのは単なる疑似相関に過ぎない可能性が高いと考えられる。まず、人口総数と地方財政の間には強い負の相関関係がある。これはⅡ-3で述べたとおり、人口が多いほど規模の経済効果が生じ、1人当たりが負担する地方行政運営コストは小さくなるなどの理由による。2020年度のデータでは、人口総数との相関係数 $r$ は、人口当たり普通交付税-0.91、特別交付税-0.88、国庫支出金-0.78、左記合計額-0.89である(対数値による)<sup>28</sup>。

そのうえで、実は、人口当たり議席数と人口総数の間にも強い負の相関関係がある。つまり、人口が少ない都道府県のほうが、人口当たり議席数が多くなる傾向にある。これは同じ議席数であれば人口が少ない都道府県ほど人口当たり議席数が多くなるどころ、議席数の段階が限定的である以上(議席数2の都道府県が最も多く、東京都を除けばその上も4、6、8という計4段階の水準しかない)、このような傾向が生じることは避けられないためである。人口当たり議席数と人口総数の相関係数 $r$ は、2020年度-0.88、2003年度-0.89である(対数値による)<sup>29</sup>。例えば2020年度のデータで、人口当たり議席数と人口総数の関係を散布図で図示してみても(図3)、強い相関があることが視覚的にもわかる。

したがって、分析において、人口総数を統制することは必須だと考えられる。人口総数を統制しないモデルでは人口当たり議席数が有意になるように見えるが、真に交付金配分に影響しているのは人口総数であって、単なる疑似相関が観察されているに過ぎない可能

27 例外として、国庫交付金については、2016年度は10%水準で有意な傾向にとどまり、2017年度と2018年度は有意でなかった。特別交付税については、2016年度は10%水準で有意な傾向にとどまった。

28 参考までに、対数変換しない原数値による場合の相関係数は、人口当たりの普通交付税-0.73、特別交付税-0.69、国庫支出金-0.66、左記合計額-0.74。

29 参考までに、対数変換しない原数値による場合の相関係数は、2020年度-0.67、2003年度-0.76。

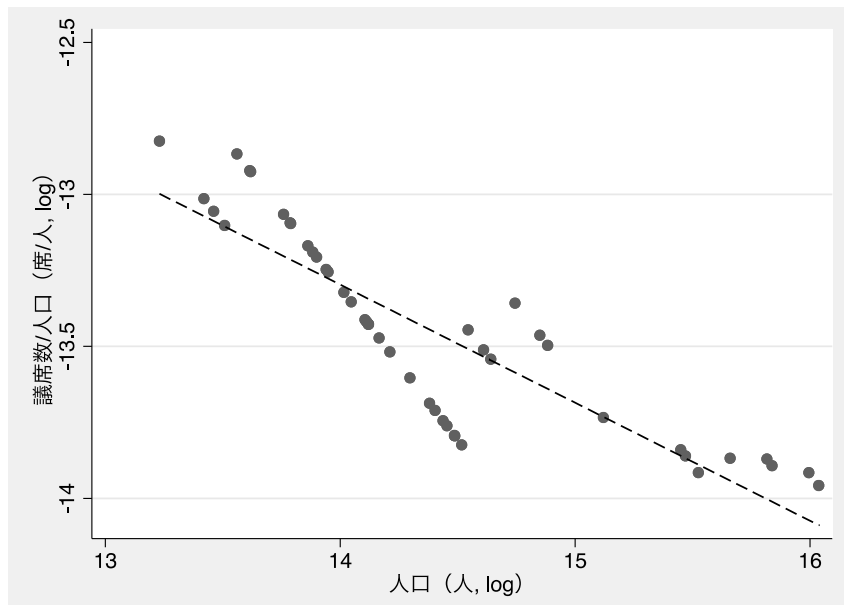


図3 人口当たり議席数と人口総数の関係 (2020年度, 対数値)

性が高い。実際、Ⅲ-1で前述のとおり人口総数を含めた本稿の分析モデルでは、人口総数が有意になる一方で、人口当たり議席数は有意にならないという結果であった。

#### Ⅳ. 考察とまとめ

##### 1. 参議院の一票の格差と交付金配分

分析結果をまとめると、次のとおりである。まず、単年度ごとのデータを用いて、人口密度、人口当たり地方税収入額、人口総数という3つの要素を統制したモデルで重回帰分析をしたところ(Ⅲ-1)、人口当たり普通交付税、特別交付税、国庫支出金、左記合計額のいずれについても、人口当たり議席数は有意には関係していなかった。次に、2003年度から2020年度までを通したパネルデータによる分析を行ったところ(Ⅲ-2)、各都道府県の人口当たり議席数が増加したとしても、当該都道府県の人口当たり交付金合計額には有意に関係していなかった(交付金の内訳としては、各都道府県の人口当たり議席数が増加すると、人口当たり普通交付税と特別交付税が増加する一方で国庫支出金が減少する関係が見られた)。

すなわち、本稿の分析では、参議院選挙における一票の格差が国から地方への交付金配分に関係していることは示されなかった。むしろ、参議院の一票の格差によっては交付金

配分に不利益は生じていないことを示唆する結果が得られた。

したがって、草野裁判官が令和2年判決の意見で提案した「条件付き合憲論」に基づいて考えると、不利益疑念の存在が示されなかった（むしろ不利益が存在しないことが実証的に示唆された）ため、参議院議員の定数配分については「違憲状態」ではなく「合憲」の判断が維持されることになるのではないかと考えられる。

もっとも、本稿の分析にもいくつかの限界があるので、付記しておく。第一に、Ⅲ-1でも述べたとおり、実際には人口当たり議席数による微小な影響が存在しているものの、統計的に検出できなかったという可能性は完全には排除できない。とはいえ、都道府県単位データの観測数の少なさや説明変数と統制変数との相関の高さといった懸念点について、分析上回避することは、基本的な重回帰分析の手法では困難なように思われる。もし仮に人口当たり議席数による微小な影響が存在していたとしても、その存在を実証するためには本稿で用いた分析手法を何か大幅に改良する必要があるだろう。第二に、本稿で検証したのは、あくまで草野意見の中で具体例として挙げられていた、交付金配分に対する一票の格差の影響の有無にとどまる。もしもその他の計測可能な事象について一票の格差との関係が実証的に示されるならば、「条件付き合憲論」の立場からも「違憲状態」の判断に至ることはあり得るだろう。第三に、本稿では、人口等による影響を除いたうえで、もし人口当たり議席数が交付金配分に関係しているのであれば、一票の格差による不利益が示されるという視点で分析を行った。そのうえで、そのような関係は観察されなかったため、上記の裏返しとして、一票の格差による不利益は生じていないことが示唆されるという考察を行った。しかし、厳密に言えば、交付金配分が人口等の要素と相関するものであったとしても、不平等な配分になっている可能性は残る。例えば、次のⅣ-2で述べるように過疎地域に交付金を多めに傾斜配分することは合理的な対応であるが、一票の格差の影響によって、本来合理的な水準を超えて過剰な傾斜配分になっているという可能性はある。このような点については、本稿の分析の射程外である。

## 2. 交付金の傾斜配分の要請は一票の格差を正当化するか

ところで、都道府県における人口当たり議員数の格差（一票の格差）は、人口を考慮すると交付金配分に関係していないという本稿の分析結果は、単に、一票の格差が人々に不利益をもたらしていないことを示唆するだけでなく、より積極的に、一票の格差を正当化する事由として用いることができるのではないかと主張する向きもあるかもしれない。Ⅱ-3で指摘したとおり、行政サービスには規模の経済が存するため、人口の少ない地域ほど人口当たりの行政コストが大きくなる。それゆえ、地域ごとの行政サービスの格差を

是正するためには、人口の少ない地域に対して交付金を人口比で多めに配分すること（傾斜配分）が合理的となる。そこで、そのような傾斜配分の実現を保障するために、人口の少ない地域に人口当たり議員数を多めに配分し、それらの地域の政治的影響力を相対的に高めることが合理的となる。現実にも、日本では一票の格差を通じ、そうした合理的な傾斜配分を実現してきたのである——といった主張が考えられる。実際、令和2年判決の訴訟においては、国は、都道府県を選挙区とすることにより、過疎地域の代表者の声を国政に届きやすくすべきであると主張していた。

もっとも、衆議院に関する判決ではあるが、2009年の衆議院小選挙区選挙が憲法の投票価値の平等の要請に反する状態に至っていたとした平成23年3月23日大法廷判決（民集65巻2号755頁）において、最高裁は、「議員は、いずれの地域の選挙区から選出されたかを問わず、全国民を代表して国政に関与することが要請されているのであり、相対的に人口の少ない地域に対する配慮はそのような活動の中で全国的な視野から法律の制定等に当たって考慮されるべき事柄」であると判示しており、人口の少ない地域に対する配慮のためにそれらの地域の住民の投票価値を高めるべきだという主張は、最高裁は否定していると解される。世の中には様々なマイノリティが存在し、そうしたマイノリティの声を国政に届きやすくすることは重要であっても、そのためにそれらの者の1票の価値を高めることは認められない以上、人口の少ない地域への配慮のためにその地域の住民の投票価値を高めることの正当化は困難であるとも考えられる（令和2年判決の宇賀克也裁判官反対意見）。本稿は、一票の格差が一定の人々に不利益をもたらしているか（具体的には、交付金配分の歪みをもたらしているか）という、草野裁判官によって提起された問題を検証することに主眼があり、一票の格差が、どのような理由に基づき、どのような場合に正当化されるのかという規範的な問題を論じることは目的としていない。ここでは、あくまで問題点の指摘にとどめておきたい。

### 3. 訴訟での統計分析の活用に向けて

また、訴訟における統計分析の活用のあり方を論じることも本稿の副次的な目的であった。訴訟における統計分析の活用は、徐々に広まってきている。図4は、草野意見でも言及がなされた「回帰分析」(regression analysis)という言葉を含む日米の判例件数の推移を整理したものである<sup>30</sup>。米国では、1970年代から訴訟での回帰分析の活用が増え始め、現在に至るまで件数が大きく増加している（2021年は85件、過去合計は1944件、なお州裁判所

30 図4下部の注に記載のとおり、判例データベースに掲載された裁判例に限った件数である。なお、統計分析を活用した2010年までの日米の裁判例を詳細に整理したものとして、宮本（2014）も参照。

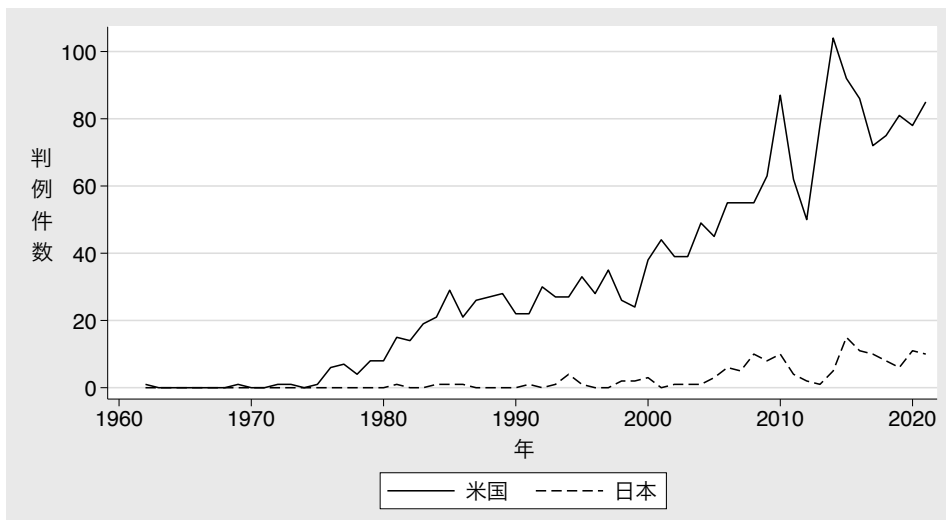


図4 「回帰分析」を含む日米の裁判例件数の推移

注) 米国は Westlaw Classic (Thomson Reuters 提供) で全連邦裁判所の判例 (all federal cases) について “regression analysis” を検索。日本は Westlaw Japan (同) で「回帰分析」を検索。いずれも 2021 年までの裁判例を検索した結果 (2022/12/5 アクセス)。

は含まず連邦裁判所のみ) の件数)。日本でも、依然として件数は少ないものの、2000 年代に入ってから少しずつ増加傾向にある (2021 年は 10 件、過去合計は 146 件)。

日本では、過去に「回帰分析」が登場した事件は公害訴訟が多い。大気汚染、米軍基地飛行騒音、道路建設、ダム建設といった公害訴訟の事件において<sup>31</sup>、主に原告側が身体的被害を立証する手段として用いられてきた。とはいえ、公害訴訟以外にも、原爆症認定訴訟、原発停止請求訴訟、特許訴訟、株式買取価格に関する訴訟、生活保護基準に関する訴訟<sup>32</sup> などの事件において「回帰分析」の登場が散見される。米国では、「回帰分析」の活用はより一般的であり、立法政策に関わる幅広い事案において活用されてきた (具体的な裁判例は後述する)。

訴訟における統計分析の活用の拡大は、基本的には好ましい。立法及び法解釈のあり方は、客観的な事実・根拠に基づいて議論されることが望ましい (いわゆる「エビデンス・ベース・ロー」の考え方<sup>33</sup>)。そして、データの蓄積と統計ソフトの普及が進んだことによ

31 例えば、大阪地判平成 3 年 3 月 29 日判タ 761 号 46 頁 (大気汚染)、那覇地判平成 6 年 2 月 24 日判タ 850 号 72 頁 (米軍基地飛行騒音)、津地判平成 11 年 5 月 11 日判タ 1024 号 93 頁 (道路建設)、東京地判平成 21 年 5 月 11 日裁判所 HP (ダム建設) など。

32 例えば、札幌地裁平成 11 年 2 月 22 日判時 1676 号 3 頁 (原発停止請求)、東京高判平成 12 年 2 月 15 日裁判所 HP (特許)、大阪地判平成 18 年 5 月 12 日判タ 1224 号 83 頁 (原爆症)、東京地判平成 21 年 3 月 31 日判タ 1296 号 118 頁 (株式買取価格)、大阪地判令和 3 年 2 月 22 日判タ 1490 号 121 頁 (生活保護) など。

33 「エビデンス・ベース・ロー (evidence-based law)」の考え方については、太田 (2015) や齋藤 (2021) 参照。



で、様々な場面における統計分析の活用が現実的に可能になってきている。

他方で、統計分析の誤りや恣意的利用の危険性には留意する必要がある。本稿では、あえて不適当な分析モデルについても分析結果を掲載した。対数変換なしの原数値によるモデル（Ⅲ-3）や人口総数を統制変数に含めないモデル（Ⅲ-4）で重回帰分析がなされた場合には、人口当たり議席数が人口当たり交付金に有意に関係するという結果が得られてしまうことを紹介した。もし仮に選挙無効訴訟において、一方当事者（原告側）がこのような不適当な分析モデルによる分析結果のみを証拠として提出したならば、不利益疑念の存在が立証されたとして、草野裁判官の判断は「違憲状態」に変わる可能性が高そうである。この場合、誤った事実・根拠に基づいて法解釈がなされることになるので、エビデンス・ベース・ローの観点からは、客観的に好ましくない事態が生じてしまうようにも思われる。この点について、どのように対処すべきか。

ある要件事実について立証責任を負う一方当事者が統計分析の結果を証拠として提出した場合、裁判所はその統計分析の意義・証明力を検討したうえで自由心証により事実認定を行うことができる（自由心証主義）。問題は、現実的には、裁判官が自力で統計分析の分析モデルを評価することには困難が伴うということである。統計分析に馴染みがある裁判官であったとしても、分析結果のみが証拠として提出された場合に、本稿で述べたような不適当な分析モデルの問題点に気づくことは容易ではないだろう。したがって、統計分析の誤りや恣意的利用を防ぐおそらく唯一の対応策は、相手方当事者がその分析モデルを精査して必要な反論を行い、審理を尽くすことだと考えられる。分析モデルの内容にまで踏み込んだ実質的な審理を尽くしたうえで、裁判所が当該統計分析の意義・証明力を判断して、事実認定することが望ましい。

実際、回帰分析の活用例が豊富な米国の訴訟では、分析モデルの内容（投入されている変数の妥当性やモデルの優劣など）が審理の実質的争点になることも多い。詳細については、フィンケルスタイン（2014: 193-244）や宮本（2014）による整理を参照されたいが、いくつかの具体例を簡単に紹介しておく。例えば、雇用差別に関する事件において、統計分析は古くから頻繁に用いられてきた<sup>34</sup>。すなわち、原告（従業員）側は、人種や性別などによって雇用上の不利な扱いを受けていることを立証するために、賃金を目的変数とし、教育水準や勤続年数などを統制変数とする重回帰分析の結果を提出する。これに対して、被告（使用者）側は、当該分析モデルは重要な統制変数が欠落しているなどと反論して、審理が進行する。雇用差別以外にも幅広い活用例がある。例えば、火力発電所からの窒素酸化物の排出量削減プログラムの策定をめぐる事件<sup>35</sup>では、環境保護局が新技術導入後の

34 例えば、Bazemore v. Friday 478 U.S. 385 (1986) など。

35 Appalachian Power Company v. Environmental Protection Agency, 135 F.3d 791 (D.C. Cir. 1998)。

排出率減少割合を回帰分析で推定し、それをもとに上限排出率を設定した。これに対して、電力会社が提訴し、当該分析モデルは重要な統制変数（設備の老朽化、設備のデザイン、炉の配置・形状など）が欠落していると主張した。中絶に制約を課すインディアナ州法施行の差止めが争われた事件<sup>36</sup>では、原告（被控訴人）側は、同様の州法が先に導入されたミシシッピ州における実証研究の結果（導入後に中絶件数が減少）を提出した。しかし、都市化度、所得、病院からの距離、中絶の平均費用などの重要な統制変数が欠落しているとして、裁判所は2つの州の類似性を疑問視し、原告側の立証は不十分だと判断した。また、長距離トラックの運転時間規制の変更（1日の運転可能上限時間を10時間から11時間に引上げ）をめぐる事件<sup>37</sup>では、連邦自動車運輸安全局が提示した運転時間の長さから事故リスクを推定する分析モデルの回帰曲線の妥当性が争われた。

このように、統計分析には誤りや恣意的利用の危険性もあるからこそ、むしろ積極的かつ実質的な審理が求められる。立証責任を負う当事者のみならず、相手方当事者や裁判官による積極的な関与も求められる。草野意見も促しているように（前記I-2参照）、法律家は統計分析の積極的な活用を真摯に検討すべきであり、今後のさらなる拡大を期待したい。

## 付記

本研究については、「法の経済分析WS」研究会において、善塔章夫氏、得津晶氏、松中学氏、森田果氏から多くの有益なコメントをいただいた。また、本研究は、東京大学社会科学研究所全所のプロジェクト研究「社会科学のメソドロジー：事象や価値をどのように測るか」の研究成果の一部でもある。記して感謝申し上げる。

## 引用文献

### [日本語文献]

- 新井誠（2020）「2019年参院選における投票価値較差（1）：2019年参議院議員選挙区選挙の「一票の較差」訴訟をめぐる高裁諸判決」判例時報2454号133-137頁。
- 安西文雄（2020）「2019年参院選における投票価値較差（4）：参議院投票価値較差訴訟をとらえる視座」判例時報2459号150-154頁。
- 安念潤司（2021）判批「参議院定数配分不均衡訴訟の来し方：最大判令和2・11・18に接して」論究ジュリスト36号216-224頁。
- 池原桃子（2022）判解「[27]公職選挙法14条、別表第3の参議院（選挙区選出）議員の議員定数配分規定の合憲性」法曹時報74巻8号111-138頁。

36 A Woman's Choice—East Side Women's Clinic v. Newman, 305 F.3d 684 (7th Cir. 2002).

37 Owner-Operator Independent Drivers Association, Inc. v. Federal Motor Carrier Safety Administration, 494 F.3d 188 (D.C. Cir. 2007).

- 池原桃子 (2021) 判解 (時の判例) 「公職選挙法 14 条, 別表第 3 の参議院 (選挙区選出) 議員の議員定数配分規定の合憲性」ジュリスト 1558 号 80-91 頁.
- 太田勝造 (2015) 「法を創る力としての国民的基盤: 震災報道と原子力賠償を例として」大村敦志編『現代法の動態 5 法の変動の担い手』岩波書店 65-99 頁.
- 鬼塚尚子 (1997) 「政府の補助金配分における政治的要素について」法学政治学論究 33 号 297-318 頁.
- 菊地和博 (1989) 「政府支出の地域配分からみた政策運営の推移」レヴァイアサン 4 号 78-99 頁.
- 小林良彰 (2012) 「議員定数不均衡による民主主義の機能不全」選挙研究 28 巻 2 号 15-25 頁.
- 小西砂千夫 (2022) 『地方財政学: 機能・制度・歴史』有斐閣.
- 齋藤暁 (2022) 判批「令和元年参議院議員選挙における議員定数配分規定の合憲性」判例時報 2502 号 123-128 頁.
- 齋藤一久 (2021) 判批「2019 (令和元) 年参議院議員選挙と投票価値の平等」法学教室 488 号 52-57 頁.
- 齋藤宙治 (2021) 「法社会学が目指すところは？」法学教室 491 号 62-66 頁.
- 佐々木雅寿 (2022) 判批「公職選挙法 14 条, 別表第 3 の参議院 (選挙区選出) 議員の議員定数配分規定の合憲性」判例時報 2502 号 132-138 頁.
- 只野雅人 (2020) 「2019 年参院選における投票価値較差 (2): 投票価値の平等と二院制の趣旨」判例時報 2455 号 108-113 頁.
- 原田一明 (2022) 判批「令和元年参議院議員選挙と「一票の較差」」ジュリスト臨増 (令和 3 年度重要判例解説) 1570 号 8-9 頁.
- フィンケルスタイン, マイケル O. (2014) 太田勝造・飯田高・森大輔訳『法統計学入門』木鐸社.
- 堀内勇作・斉藤淳 (2003) 「選挙制度改革に伴う議員定数配分の格差の是正と補助金配分格差の是正」レヴァイアサン 32 号 29-49 頁.
- 升永英俊 (2020) 「2019 年参院選における投票価値較差 (3): 参院選・一票の較差 (1 対 3・00) と衆院選・一票の較差 (1 対 1・98)」判例時報 2456 号 125-127 頁.
- 宮本道子 (2014) 「法と統計学」石黒真木夫他『法廷のための統計リテラシー』近代科学社 123-168 頁.
- 吉川智志 (2021) 判批「令和元年参議院議員通常選挙における平成 30 年改正後の定数配分規定の合憲性」新・判例解説 Watch28 号 47-50 頁.
- 吉野直行・吉田祐幸 (1988) 「公共投資の地方への配分の実証分析: 生活・産業基盤投資は地域格差是正に寄与」月刊 ESP 6 月号 42-47 頁.

#### [英語文献]

- Ansolahehere, Stephen, Alan Gerber, & Jim Snyder (2002) "Equal Votes, Equal Money: Court-Ordered Redistricting and Public Expenditures in the American States," 96(4) *American Political Science Review* 767-777.
- Fujimura, Naofumi (2020) "Effect of Malapportionment on Voter Turnout: Evidence from Japan's Upper House Elections," 19(4) *Election Law Journal* 542-551.
- Horiuchi, Yusaku, & Jun Saito (2003) "Reapportionment and Redistribution: Consequences of Electoral Reform in Japan," 47(4) *American Journal of Political Science* 669-682.
- Meyer, Steven A., & Shigeto Naka (1999) "The Determinants of Japanese Local-Benefit Seeking," 17(1) *Contemporary Economic Policy* 87-96.