

# 「空間計量政治学」の観点から見た選挙行動分析

総合政策学部 古谷知之

## 概要

本研究では、有権者は合理的に投票をしているのか、またその合理性はどの程度であるのかを計量的に捉えるための研究である。その際に、合理性を一律に捉えるのではなく、地域的な差異を考慮した計量分析を行う。マルチレベルモデル、地理的加重回分析を用いて1都3県における総選挙の結果を分析したところ、地域による差異とともに一定程度の有権者の合理性が確認された。

## 1 はじめに

多くの国や地域では、代表者が立法等を行う間接民主主義が採用されている。間接民主主義においては、参政権を持つ有権者によって代表者を選出するための選挙が大きな役割を担う。選挙は、有権者の（一定以上の）合理性を前提としている。合理性を前提としていることが垣間見える例としては、投票者として選挙権を行使するためにも、代表者に立候補して被選挙権を行使するためにも、一定の年齢を満たしていなくてはならないことが挙げられる。

ただし、有権者は本来仕事をはじめとした日常生活があり、政治について検討する時間の割合はわずかな場合が多いと考えられる。そのような有権者に合理的な投票行動は可能だろうか。また、有権者に合理性があるとすればその合理性はいかほどかを把握することは、民主政治の発展において重要な意味がある。福澤諭吉が『学問のすすめ』において「愚民の上に苛き政府あれば良民の上には良き政府あるの理なり故に今我日本國においても此人民ありて此政府あるなり」と述べている通りである（福澤・小幡 1872）。今の有権者が合理的に選挙において投票をしていれば、それだけ政府は合理的な政治運営を行い、有権者が非合理的に投票を行ってれば、政府は非合理的な政策決定を行ってしまう可能性が大きく高まる。有権者の合理性は、間接民主主義を考察する上で、非常に重要なファクターである。

## 2 関連研究

### 2.1 関連研究のレビュー

有権者の合理性を前提とした研究は数多い。まず、最も有名なものとして、アメリカの政治学者であるライカーとオードシュックによる投票参加モデルがある（Riker and Ordeshook 1968）。彼らのモデルは式 (1) である。

$$R = P \times B - C + B. \quad (1)$$

自分の1票により選挙結果が変わる可能性 ( $P$ ) と各選択肢（政党・候補者）から得られると期待する効用の差 ( $B$ ) を乗算したのから投票に参加することで失われるコスト及び機会費用 ( $C$ ) を除き、投票に参加することで得られる民主主義の維持に貢献できる満足感や投票義務感など ( $D$ ) を加えた合計が、投票に参加することで得られると期待する効用 ( $R$ ) となる。効用  $R$  が正の値をとれば投票に参加し、負の値をとれば棄権をするというものである。

このモデルにおいては、有権者は自分の1票の価値 ( $P$ ) を把握し、自らの選好と各選択肢及び選択肢間の差異 ( $B$ ) を理解できている必要がある。その点で有権者の合理性を前提としたモデルであることがわかる。

有権者の投票過程をよく表現したモデルであるが、自らの1票により選挙が左右される可能性 ( $P$ ) は著しく低く、ほとんどが投票に行かなくなってしまう。合理的に考えるほど、投票を棄権する。有権者の限られた時間と能力を投票のために多くを割くことは非合理となるため、合理的に政治に対して無知となる合理的無知の状況をも生み出す。

もあるダウنزによる空間モデルである (Downs 1980)。有権者が自分の立場に最も近い政党 (候補者) に投票をするモデルである。しかし、ミシガン大学によるアメリカ大統領選挙に関する分析では、3 %しか争点投票をしておらず、最大でも 12 %の有権者しか争点投票に基づく投票をしていないことが示された (Converse 1968)。

争点投票モデルの限界に対して、有権者の限定的な合理性を前提としたモデルがフィオリーナによる業績投票モデルである (Fiorina 1978)。このモデルは、経済など現政権の業績に基づいて投票するモデルである。業績投票であれば、争点投票モデルに比べ少ない情報量で投票先を判断できる。ただし、現政権への信任投票は説明できても、現政権に不信任投票をしようとした際、二大政党制でない日本においてどこに投票するか説明できない。

さらに、有権者は合理的でないとする一連の研究も存在する。例えば、エイカンとバテルズによる研究である (Achen and Bartels 2004)。彼らの研究では、干ばつやインフルエンザの流行、サメによる人への襲撃といった本来であれば、政府の責任を問えない問題に対しても業績として現政権に対して懲罰的な投票を行ってきたことを示し、有権者の業績評価能力を批判している。

日本においても様々な研究がなされている。斉藤による研究では、合理性を前提としているものの、評価の方向性を通常の逆に捉えている (斉藤 2010)。どれだけ自民党に集票できたかに対して、その報酬として様々な公的な政策でフィードバックをする、逆説明責任体制が日本の政治プロセスに組み込まれているというのである。一方、大村による研究では、政府は国民の意向に沿った政策運営を行っており、特に経済分野では弱者救済を重視する民主主義であり、政府や政党が世論を無視すると選挙で良好なパフォーマンスができないことを実証している (大村 2012)。

## 2.2 関連研究の課題

従来の研究では、説明変数を地域に関係なく全国 (もしくは分析対象) を一律に捉えられてきたことが多かった。分析対象は同じ行動原理によって行動していると仮定されていた。ライカーとオードシュックのモデルにせよ、ダウنزのモデルにせよ、大村のモデルにせよ、地域的な差異は考慮されない。先行研究における問題点は、地域的な近接性や異質性を考慮できない研究が多いことである。

地理学者として、選挙地理学の研究を行う小長谷によれば、選挙は「なんらかの領域的基盤 (選挙区) に基づいており、その地域的集計が政治的結果として意味を持つ以上、本質的に空間的」なものであることを指摘している (小長谷 1995)。実際に小長谷によって、選挙における近接性の影響は近隣効果として実証されている。ただし、その研究は、京都市の市議会議員選挙における投票参加を分析したものであり、直接的に本研究の必要性を否定しない。

だからこそ、地理空間的に異なることを考慮する必要がある。政治学の分野において地域差に着目した研究として小林による研究と加藤による研究がある (加藤 2002; 小林 1985)。彼らの研究は、人口や経済など様々な指標をもとに主成分分析を行い、地域特性を導出しそれをもとに得票割合などとの関係を示している。この研究は、地域をクラスタとして扱うことには成功しているが、地理的な近さによる影響という点までは考慮できていない。また、中選挙区制の分析が主であるが水崎と森による研究では得票の地域的偏向を扱っている (水崎・森 2007)。

## 3 分析の方針と方法

### 3.1 分析の方針

以上のように、地理空間的な差異に着目することは意味があると考えられる。地域的な差異に着目した学問分野として空間統計学がある (瀬谷・堤 2014)。空間統計学では、地理情報システム (Geographic Information System : GIS) などを用いて、地理空間的な影響を考慮した分析を行っている。GIS を用いた空間統計は、自然科学の分野が主流である。地球環境などを分析する人々によって利用されている。空間統計を用いているもう一つの分野に経済学がある。この分野では、特に空間計量経済学と呼ばれている。経済的な物の流通などを分析の対象としている。

日本の選挙を扱った研究において GIS を利用するものは南楚による研究や坂口と和田の研究のようにごく一部には

よる研究など空間計量経済学的手法を用いた研究が行われており (Kim, Elliott, and Wang 2003)、日本の政治分野においても空間計量経済学的手法を用いて、より説明力の高い研究が求められる。

本研究では、近隣効果をはじめとした地理的な連続性、もしくは非連続性が影響を与えている可能性を考慮して分析を行う。そのために、空間計量経済学的手法を用いて日本の国政選挙を分析することで、よりよいモデルの構築を目指す。また、この点において本研究は強い新規性を有している。

そこで、本研究では直近で行われた総選挙である、2014年12月に実施された第47回衆議院議員総選挙（以下、第47回総選挙）の結果を分析する。中でも地理的な連続性を持ち、なおかつ社会・経済的な状況が似ている地域として離島部を除いた1都3県（埼玉県・千葉県・東京都・神奈川県）における結果を分析の対象とする。1都3県の小選挙区は71選挙区（対象から除外した離島部を選挙区とする東京3区を含む）である。第47回総選挙より、小選挙区は全295選挙区となったため、全選挙区の約24.1%が分析対象となる。本研究では、被説明変数として政権与党（自由民主党、公明党）の有効投票数に対する相対的な得票割合を用いる。

与党に対する投票の分析は、関連研究で述べた業績投票などとも整合的であるからである。

### 3.2 分析の方法 マルチレベルモデル

空間計量経済学の分野において、地域的な差異を考慮するモデルとして、マルチレベルモデルを利用することが提案されている (古谷 2011)。そこで、分析の方法としてマルチレベルモデル（線形混合モデル）、中でも階層線形モデルを用いる。

マルチレベルモデルとは、複数水準の階層構造を持つデータをそのまま複数水準にモデル化する分析手法である。最小二乗法を利用する際には、サンプル間で独立してはいないが、マルチレベルモデルではネストされたデータ間においては非独立性は問題とならず、適切に分析の対象とできる。

本論文では、図(1)に示すように埼玉県を4グループ、千葉県を4グループ、東京を3グループ、神奈川県を4グループ、計15グループに分類する。15の地域グループにネストされた小選挙区、自治体というように捉える。分類方法は、各県の地域振興センター等の区割りを参考に行っている。また、東京都は慣習的な地域的な区分けを利用している。ただし、全区割りをそのまま利用すると各地域グループ内のサンプル数が少なくなりすぎるため、傾向が近いと考えられる地域を合算している。

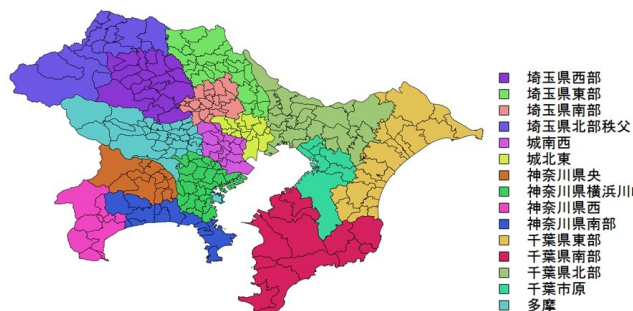


図1 分析に用いた地域分類

マルチレベルモデルでは、すべてのグループで共通の回帰の切片や係数を固定効果、各グループごとに異なる

回帰の切片や係数をランダム効果と呼ばれている。この切片と係数を固定効果にするのか、ランダム効果にするのかで以下の4つの組み合わせがある。なお、 $y_{ij}$  は、上記15の地域グループ  $j$  に属する小選挙区、市区町村  $i$  の与党得票割合である。

1) 切片と傾きが固定効果

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 x_{1ij} + \beta_2 x_{2ij} + \dots + \beta_k x_{kij} + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

2) 切片がランダム効果で傾きが固定効果

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_1 x_{1ij} + \beta_2 x_{2ij} + \dots + \beta_k x_{kij} + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

3) 切片が固定効果で傾きがランダム効果

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_{1j} x_{1ij} + \beta_{2j} x_{2ij} + \dots + \beta_{kj} x_{kij} + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

4) 切片と傾きが固定効果

$$y_{ij} = \beta_0 + \beta_{1j} x_{1ij} + \beta_{2j} x_{2ij} + \dots + \beta_{kj} x_{kij} + \varepsilon_{ij} \quad (5)$$

今回は、式 (3) 式 (4) 式 (5) を利用する。なお、分析にあたり、説明変数は中心化を行う。

それぞれの分析の持つ意味合いについて説明をする。まず、式 (3) の場合には、各地域で同様（固定効果）の投票の傾向（傾き）があるが、そもそもの与党の支持率（切片）が異なる（ランダム効果）モデルということになる。次に式 (4) の場合は、与党の支持率（切片）が全地域で同一（固定効果）であり、各地で投票における傾向（傾き）が異なる（ランダム効果）モデルである。最後の式 (5) のモデルは、所与としての与党支持率も投票行動も各地域によって異なるモデルである。

### 3.3 分析の方法 地理的加重回帰モデル

次に空間計量経済学の分野でもよく用いられる地理的加重回帰モデル (Geographically weighted regression model : GWR) を利用して分析を行う。地理的加重回帰モデルは、空間的異質性と空間的従属性の双方を考慮できる空間モデルであり、非線形的な変換を伴うカーネル関数を説明項として回帰モデルに組み込んだノンパラメトリック回帰モデルを空間的に拡張したモデルである。

$$W_i y = W_i X \beta_i + \varepsilon_i. \quad (6)$$

距離による重みづけは、観測地点  $i$  から、部分サンプルに含まれるその他すべての観測地点までの距離  $d_i$  を距離低減関数に入れて次のように定義を行う。

$$W_i = f(\theta, d_i). \quad (7)$$

パラメータ  $\theta$  は、重みが距離により低減するとき、その程度を調節することができる。距離低減パラメータ（バンド幅） $\theta$  を調節することにより、重みが変わり、推定値が受ける周辺地域からの影響を遠くなるに従って急激に減少させたり、緩やかに減少させるなど調節することができる。パラメータ（バンド幅） $\theta$  の選定方法は、交差検証（クロスバリデーション）法による推定方法を用いて、以下のクロスバリデーションスコア  $CV$  を最小化することにより求められる。 $\hat{y} = \hat{y}(i, \theta)$  は、 $i$  を除く観測データを用いた予測である。

$$CV = \sum_{i=1}^N [y_i - \hat{y}_{\neq i}(\theta)]. \quad (8)$$

## 4 分析

### 4.1 分析に使用するデータ

本研究では、2014年12月に行われた第47回総選挙における東京の離島部を除く1都3県の結果を分析する。本研究の被説明変数で用いる与党の得票割合のヒストグラムは図(2)の通りである。得票割合が地理的にどのように分布しているかは図(3)に示した。

また、説明変数として、投票率や有効政党数を用いる。有効政党数 (Effective Number of Parties) は、式(9)のように計算される。

$$ENP = \frac{1}{\sum v_i^2}. \quad (9)$$

各政党（候補者）の相対的得票割合を2乗したものの逆数が有効政党数である。有効政党数は投票後にしかわからない数値であるが、候補者数は得票割合の少ないいわゆる泡沫候補（政党）の影響を強く受けてしまう。有効政党数は、極小政党の影響を小さくすることができるため、有用な変数となる。

また、説明変数として、平成22年国勢調査小地域集計のデータを利用する。本研究の特色の1つであるが、小地域を各自治体、各選挙区に再構成し、集計をし直している。国勢調査からは、老年人口割合や第三次産業割合などを用

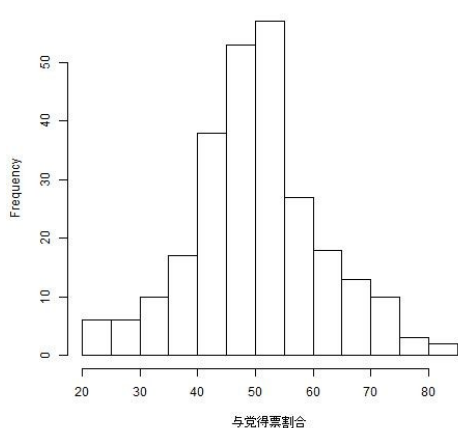


図2 与党の得票割合のヒストグラム

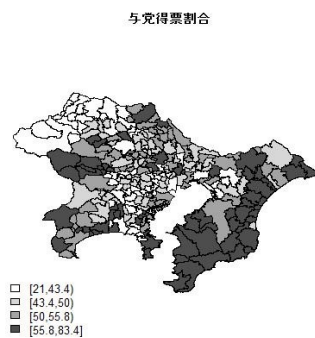


図3 与党の得票割合の地理的分布

いている。なお、平成 22 年は民主党政権時のため、正確には分析に適さないが、平成 27 年度調査の公開にタイムラグがあるため、リアルタイム性が求められにくい変数を選択している。そして、国勢調査の他にも平成 26 年度市町村別決算状況調から実質収支比率や経常収支比率、財政力指数といった各種財政指数を用いている。他にも、一人当たり交付税交付金、市町村民税個人分などを用いている。さらに各種県警、警視庁から市町村別犯罪認知件数を人口で除した犯罪発生率を利用した。市区町村ごとに数値が公開されている変数については、有権者数で按分している。変数の選択にあたっては、直接国政による影響の少ない変数も説明変数の候補としている。なぜならば、先行研究でもあげたように、国政に関係のない変数が得票割合に影響を与えていれば有権者の合理性に対する疑義が強まり、影響を与えていなければ、有権者の合理性に一定の信頼を置くことができるからである。

## 4.2 分析の結果 マルチレベルモデル

まず、式 (3) の回帰の切片がランダム効果で傾きが固定効果の場合の分析結果から示していく。はじめに多くの変数を投入した際に、どのような変数が有意となり、どのような変数が有意とならなかったのかを表 (1) に示す。

有効政党数や投票率といった一般に与党得票割合に大きく影響を与えるであろうと言われる変数は有意な結果となった。また、一人当たりの市町村たばこ税や犯罪発生率といった国政とは関係が少ないと思われる変数については有意な結果とならなかった。一方で、将来負担比率といった地方政治の課題といえる分野が有意な結果となった。

次に、有意となった変数のみを用

表 1 モデル式 (3) 説明変数全投入モデルの固定効果有意性一覧

	F.value	elim.num	Pr(<F)
一人当たり土木費	0	1	0.9998
一人当たり市町村たばこ税	0.0215	2	0.8836
第三次産業割合	0.0804	3	0.7771
一人当たり児童福祉費	0.1332	4	0.7155
一人当たり特別交付税	0.1098	5	0.7406
財政力指数	0.166	6	0.6842
犯罪発生率	0.2399	7	0.6247
老年人口割合	1.2838	8	0.2583
実質収支比率	3.4083	9	0.0661
一人当たり市町村民税個人分	3.3886	10	0.0668
一人当たり老人福祉費	2.8083	11	0.0951
有効政党数	172.9795	kept	<1e-07
投票率	35.7871	kept	<1e-07
実質公債費比率	7.1626	kept	0.0079
将来負担比率	1.6111	kept	0.0000

影響力を確認していく。まず、結果の概要は表(2)の通りである。

表2 モデル式(3) 結果概要(固定効果)

	Estimate	Std. Error	df	t value	Pr(<  t )
(Intercept)	49.9771	2.15	13.7	23.245	2.12e-12 ***
有効政党数	-6.06E+00	4.61E-01	2.48E+02	-13.152	< 2e-16 ***
投票率	-2.58E+00	4.31E-01	2.46E+02	-5.982	7.73e-09 ***
実質公債費比率	2.29E+00	8.55E-01	2.44E+02	2.676	0.00795 **
将来負担比率	-2.02E+00	9.38E-01	2.50E+02	-2.148	0.03267 *
一人当たり生活保護費	-1.42E+00	6.48E-01	2.54E+02	-2.192	0.02931 *
AIC = 1703.467					

回帰係数の推定結果を見ると、有効政党数や投票率が上昇すると与党得票割合は減少する。実質公債費比率は上昇すると与党得票割合が増加し、将来負担比率が減少すると得票割合が減少する。この点については、なぜこのような結果になるのか不明なため、今後の検討課題としたい。一人当たり生活保護費が上昇すると与党得票割合は減少している。この結果は、貧困世帯が増えるほど、与党の得票割合が減少していると捉えることができる。なお、同様の分析を通常の回帰分析をしたところ、AICは1880.677となっており、地域差を考慮したほうが、よりよいモデルとなっていることがわかる。

切片の推定結果は、図(4)である。一般的に都市部では与党の地盤が弱いと言われるが、本分析の結果からはそのようなことはなく、むしろ東京都をはじめとした都市部において与党の集票力の高さが伺える。千葉においては正の傾向が強いものの、地域によっては負の値となっているなど、地域ごとに差があることがわかる。特に埼玉県との接続部においては、負の傾向が強いことが見てうかがえる。

モデル式(4)の結果を見ていく。モデル式(3)と同様に、有意な変数を抽出し、その後に分析を行う。有意な変数のみから行ったモデル式(4)の分析結果の概要は表(3)に示した。

表3 モデル式(4) 結果概要(固定効果)

	Estimate	Std. Error	df	t value	Pr(<  t )
(Intercept)	51.1786	0.5792	117.67	88.368	< 2e-16 ***
有効政党数	-6.8007	0.7738	13.87	-8.789	4.84e-07 ***
投票率	-2.3778	0.4385	237.61	-5.423	1.44e-07 ***
老年人口割合	1.351	0.6183	224.33	2.185	0.02992 *
財政力指数	-1.4653	0.6094	66.27	-2.404	0.01900 *
一人当たり児童福祉費	1.2759	0.4847	234.34	2.632	0.00905 **
一人当たり生活保護費	-1.2837	0.5761	230.27	-2.228	0.02682 *
AIC = 1662.345					

全地域共通で有効政党数や投票率が上昇すると与党得票割合が減少するのはモデル式(3)と同様の結果となった。老年人口割合と一人当たり児童福祉費が増加すると与党得票割合が増加し、財政力指数と一人当たり生活保護費が増加す

モデル2 切片の推定結果

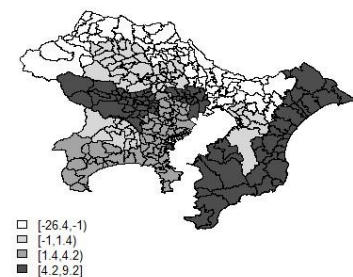


図4 モデル式(3) 切片の推定結果の地理的分布

モデル3 有効政党数の回帰係数推定結果

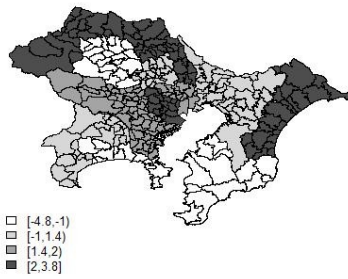


図5 モデル式(4) 有効政党数の回帰係数推定結果の地理的分布

モデル3 一人当たり市町村民税個人分の回帰係数推定結果

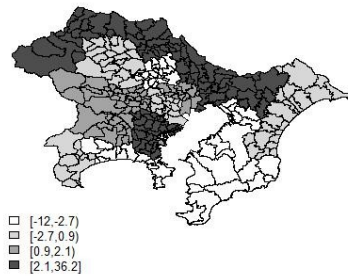


図6 モデル式(4) 一人当たり市町村民税個人分の地理的分布

モデル3 一人当たり特別交付税の回帰係数推定結果

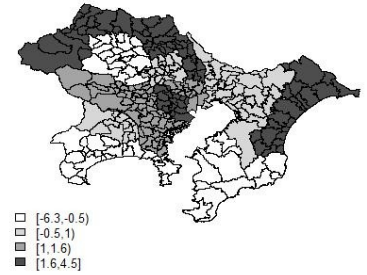


図7 モデル式(4) 一人当たり特別交付税の回帰係数推定結果の地理的分布

次にランダム効果の回帰係数の推定結果を見ていく。有効政党数は図(5)に、一人当たり市町村民税個人分については図(6)に、一人当たり特別交付税については図(7)に示している。

最後にモデル式(5)の分析である。ランダム効果、固定効果ともにモデル式(4)と同一の変数が選択された。一応変数名を挙げると、ランダム効果が、有効政党数、一人当たり市町村民税個人分、一人当たり特別交付税であり、固定効果が、有効政党数、投票率、老年人口割合、財政力指数、一人当たり児童福祉費及び一人当たり生活保護費である。モデル式(4)と異なるのは、切片がランダム効果であることのみである。

表4 モデル式(5)結果概要(固定効果)

	Estimate	Std. Error	df	t value	Pr(<  t )
有効政党数	-6.4213	1.0667	11.58	-6.02	7.00e-05 ***
投票率計	-2.6175	0.4083	210.69	-6.41	9.38e-10 ***
老年人口割合	0.8938	0.6029	242.27	1.483	0.1395
財政力指数	-1.2763	0.9134	107.67	-1.397	0.16522
一人当たり児童福祉費	0.5145	0.4559	20.09	1.128	0.27241
一人当たり生活保護費	-1.6169	0.5632	166.15	-2.871	0.00463 **
AIC = 1662.345					

固定効果の正負については、モデル式(4)と同一となった。有効政党数や投票率、老年人口割合、一人当たり児童福祉費が増加すると与党得票割合が上昇し、財政力指数と一人当たり生活保護費が増加すると与党得票割合は減少する。

次にランダム効果の係数推定結果を示す。切片は図(8)である。有効政党数は図(9)、一人当たり市町村民税個人分については図(10)、一人当たり特別交付税は図(11)に表した。

### 4.3 分析の結果 地理的加重回帰モデル

次に、地理的加重回帰分析の結果を示す。バンド幅の計算にはガウス関数を用いた。説明変数は、前項のマルチレベルモデルのモデル式(4)、モデル式(5)において有意な変数を説明変数として投入した。結果の概要は表(5)に示す。

通常の回帰分析(OLS)を行ったところ、AICは1867.9であり、調整済みR<sup>2</sup>は0.4305となっている。地理的加重回帰分析を行ったほうがよりよいモデルとなっていることは一目瞭然である。また、AICで見てもどのマルチレベ

モデル4 切片の推定結果

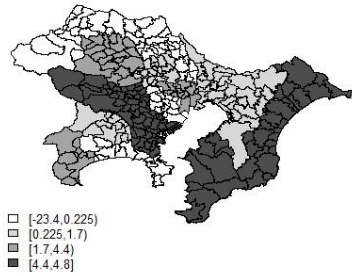


図8 モデル式(5)切片の推定結果の地理的分布

モデル4 有効政党数の回帰係数推定結果

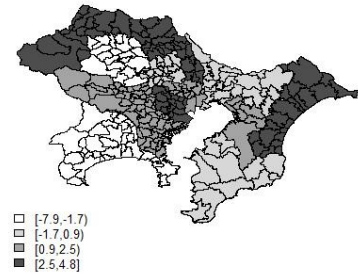


図9 モデル式(5)有効政党数の回帰係数推定結果の地理的分布

モデル4 一人当たり市町村民税個人分の回帰係数推定結果

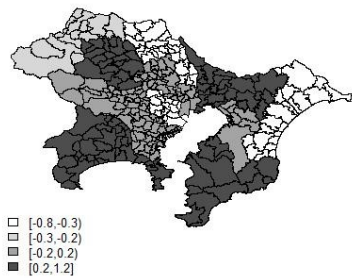


図10 モデル式(5)一人当たり市町村民税個人分の地理的分布

モデル4 一人当たり特別交付税の回帰係数推定結果

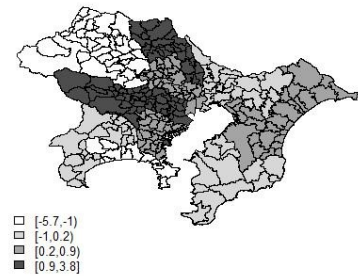
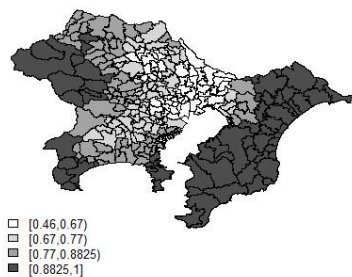


図11 モデル式(5)一人当たり特別交付税の回帰係数推定結果の地理的分布

地理的加重回帰分析 localR2



地理的加重回帰分析 標準誤差

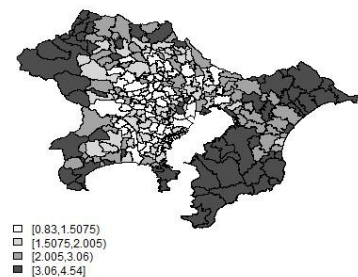




表 5 地理的加重回帰分析の結果の概要

	Min.	1st Qu.	Median
<b>X.Intercept.</b>	-1.72E+02	9.74E+01	1.11E+02
有効政党数	-4.69E+01	-1.71E+01	-1.19E+01
投票率	-1.91E+00	-9.10E-01	-5.52E-01
老年人口割合	-2.72E+00	-2.14E-02	1.48E-01
財政力指数	-5.72E+01	-6.65E+00	-3.04E+00
一人当たり市町村民税個人分	-6.01E-04	-5.94E-05	-2.19E-05
一人当たり特別交付税	-2.19E-03	-9.16E-05	1.77E-04
一人当たり児童福祉費	-5.54E-04	-2.19E-05	6.13E-05
一人当たり生活保護費	-9.03E-04	-1.11E-04	-3.55E-05
	3rd Qu.	Max.	Global
<b>X.Intercept.</b>	1.36E+02	2.46E+02	104.3506
有効政党数	-9.07E+00	3.15E+01	-14.477
投票率	-2.81E-01	1.70E+00	-0.7152
老年人口割合	3.24E-01	3.39E+00	0.807
財政力指数	-1.06E-01	8.11E+01	0.7534
一人当たり市町村民税個人分	9.30E-05	3.22E-03	0
一人当たり特別交付税	5.10E-04	2.41E-03	-0.0002
一人当たり児童福祉費	1.01E-04	4.49E-04	0
一人当たり生活保護費	7.27E-06	3.22E-04	0
AIC = 1495.414			
Quasi-global R2 = 0.9052333			

## 5 結論

まず、有効政党数については全体的に負の値となった。有効政党数が増えれば、それだけ与党の票は他候補に流れ、得票割合は減少するため、当然の結果であると言える。ただし、その係数が弱いということは、それだけ有力な野党候補が出たとしても、自民党から票が流れないことが示唆される。有効政党数の計算式上、影響が出やすいということは考慮すべきである。また、投票率はすべての負の係数をとっていた。与党は組織票による強力な基盤があるが、投票率が下がることで組織票の影響力が低下すると言われている。以上の 2 変数については有権者の合理性とはあまり関係性が強くないが、選挙における得票率を規定する変数である。固定効果として投入した老年人口割合については正の値をとっている。これは、高齢者が多いほど与党への投票が多くなりやすいことを示す。

財政力指数は負の値となった。これは、自治体の財政が健全であるほど、補助金などに頼る必要がないため、与党に投票する必要性を感じていないことを示している可能性がある。この点でいえば有権者は合理的に投票している可能性が高まる。一人当たり児童福祉費が上昇すると与党得票割合が上昇している。子育て世代にとって、行政からの補助が増えるほどそれを実現している可能性の高い自民党・公明党に投票していることが示される。これは合理的ともとらえられるが、地方による裁量も大きく、地方政治の結果を国政に反映するという非合理的な投票行動となっている可能性もある。また、一人当たり生活保護費が上昇すると与党得票割合は減少している。この結果は、貧困世帯が増えるほど、与党の得票割合が減少していると捉えられる。民主党や共産党などの野党のほうが生活保護世帯をはじ

響が強い地域については、非合理的な選択基準で投票している可能性が高い。なぜなら、自治体における納税の多少の評価によって国政を評価しているからである。市町村民税個人分については、個人の年収に依拠している部分があり、年収の影響を考慮した研究は今後の課題としたい。

一人当たり特別交付税が正の係数であることは、その是非はともかく、有権者が合理的に行動していることが示される。補助金政治などと揶揄されることもあるが、有権者としては投票をすることでそれだけの利益を受けられるのであれば、その利益の享受のために投票をしたとしても非合理であると批判することはできないであろう。その補助金についてもそれに対してより好意的に投票をする地域とそれに対して忌避的な投票をする地域とに分かれるというのは興味深い点であり、より一層の研究が求められる。

本研究において、全体的に 1 都 3 県における有権者の合理性にはある程度の合理性が認められるのではないかということが示された。また、地理的な影響を考慮したほうがよりよいモデルとなることが示された。ただし、本研究では、業績評価における重要な指標である経済状況について示す変数が欠けており、平成 27 年国勢調査小地域集計の結果が開示され次第、完全失業者数などといったデータを使用して、さらなる分析を進める必要がある。

課題は残る本研究であるが、各小選挙区、各自治体というより細分化された規模で分析を進め、なおかつ空間計量経済学的な分析をするという今までにない分析ができた点で価値があったと考える。

## 参考文献

- [1] Christopher H. Achen and Larry M. Bartels. Blind Retrospection. Electoral Responses to Drought, Flu, and Shark Attacks. *Estudio/Working Papers (Centro de Estudios Avanzados en Ciencias Sociales)*, No. 199, p. 1, 2004.
- [2] Philip E. Converse. 国民大衆における信条体系の性格. David Ernest Apter, editor, *イデオロギーと現代政治*. 慶應通信, 1968.
- [3] Anthony Downs. *民主主義の経済理論*. 成文堂, 1980.
- [4] Morris P. Fiorina. Economic Retrospective Voting in American National Elections: A Micro-Analysis. *American Journal of Political Science*, Vol. 22, No. 2, pp. 426–443, may 1978.
- [5] 福澤諭吉, 小幡篤次郎. 學問のすゝめ. [出版者不明], 1872.
- [6] 古谷知之. R による空間データの統計分析. シリーズ統計科学のプラクティス, No. 5. 朝倉書店, 2011.
- [7] 加藤元宣. 小選挙区の地域特性に基づく 2000 年衆院選の分析. *選挙研究*, Vol. 17, pp. 154–170, 2007.
- [8] Jeongdai Kim, Euel Elliott, and Ding Ming Wang. A spatial analysis of county-level outcomes in US Presidential elections: 1988–2000. *Electoral Studies*, Vol. 22, No. 4, pp. 741–761, 2003.
- [9] 小林良彰. *計量政治学*. 成文堂, 1985.
- [10] 小長谷一之. 都市社会における投票行動の近隣効果-1991 年京都市議選の分析-. *地理学評論*. Ser. A, Vol. 68, No. 2, pp. 93–124, 1995.
- [11] 南埜猛. GIS のインド下院選挙分析への適用. 水島司, 柴山守 (編), *地域研究のための GIS*, pp. 133–148. 古今書院, 2009.
- [12] 水崎節文, 森裕城. *総選挙の得票分析: 1958–2005*. 木鐸社, 2007.
- [13] 大村華子. 日本のマクロ政体: 現代日本における政治代表の動態分析 = The Japanese macro polity: an analysis of dynamic representation in Japan. 木鐸社, 2012.
- [14] William H. Riker and Peter C. Ordeshook. *A Theory of the Calculus of Voting*, 1968.
- [15] 斉藤淳. 自民党長期政権の政治経済学: 利益誘導政治の自己矛盾. 勁草書房, 2010.
- [16] 坂口利裕, 和田淳一郎. GIS を活用した投票率の分析. *公共選択の研究*, Vol. 48, No. 48, pp. 18–35, 2007.
- [17] 瀬谷創, 堤盛人. *空間統計学: 自然科学から人文・社会科学まで*. 統計ライブラリー. 朝倉書店, 2014.