

2016 年度 博士学位請求論文
政府・自治体間における垂直的な影響力と政策変化

名古屋大学大学院経済学研究科

指導教員 根本 二郎(教授)

氏名 米岡 秀眞

謝辞

本論文を執筆するに当たり、ご指導を賜りました指導教員の根本二郎先生に深く感謝の意を申し上げます。副指導教員である江夏幾多郎先生、セミナー担当教員である柳原光芳先生には、公開セミナーを通して多くの有益なコメントを頂きましたことに感謝申し上げます。

東京大学の小川光先生には、今日に至るまでの長年にわたって、ご指導ご鞭撻を頂き、深く感謝の意を申し上げます。

北九州市立大学の宮下量久先生には、公共選択学会 2015 年度大会にて、琉球大学の石田三成先生には、日本財政学会 2016 年度大会にて、横浜市立大学の和田淳一郎先生には、公共選択学会 2016 年度大会にて、それぞれ討論者をお引き受け頂き、貴重なコメントを頂戴いたしましたことに感謝申し上げます。また、小川先生、中部大学の須佐大樹先生には、共同論文を本論文の第 2 章に加えることをお許し頂きましたことに御礼申し上げます。今日こうして博士論文を完成できたのは、指導教員である根本先生のご尽力によるものであり、心よりお礼申し上げます。最後に、ともに、切磋琢磨してきたゼミナールの学兄に、そして何よりも長い大学院生活を支えて下さった家族に感謝いたします。

目次

1	はじめに	1
2	国政選挙制度改革がもたらす知事の属性の変化	7
2.1	はじめに	7
2.2	選挙に関する諸問題	9
2.2.1	国政選挙制度のあり方と「1票の格差」問題	9
2.2.2	国政選挙における1票の価値と知事の属性	11
2.2.3	政党の選挙戦略	12
2.2.4	知事公選制度における官僚出身知事存在	15
2.3	実証分析	15
2.3.1	仮説設定	15
2.3.2	推計結果	20
2.4	結論	26
3	地方交付税制度と自治体間の垂直的な参照行動がもたらす政策変化	30
3.1	はじめに	30
3.2	先行研究	31
3.3	自治体を取りまく環境の変化	32
3.3.1	国の給与政策の変化	32
3.3.2	2013年度における地方交付税の制度変化	34

3.4	実証分析	35
3.4.1	仮説設定	35
3.4.2	推計結果	37
3.5	結論	41
4	政権交代と首長の属性の違いがもたらす政策変化	47
4.1	はじめに	47
4.2	先行研究	48
4.3	県レベルにおける給与水準の決定要因	49
4.3.1	仮説設定	49
4.3.2	推計結果	52
4.4	市町村レベルにおける給与水準の決定要因	54
4.4.1	仮説設定	54
4.4.2	推計結果	56
4.5	結論	62
5	総人件費と定員管理に関する政策変化	66
5.1	はじめに	66
5.2	2つの制度による影響	67
5.2.1	年金制度の影響を受けた再任用条例の制定の動き	67
5.2.2	2014年度における地方交付税の制度変化	70
5.3	総人件費の政策変化	71

5.3.1	仮説設定	71
5.3.2	推計結果	72
5.4	定員管理の政策変化	74
5.4.1	仮説設定	74
5.4.2	推計結果	77
5.5	結論	78
6	まとめ	82
	使用データの出所一覧	87

1 はじめに

本研究の目的は、我が国を題材にした実証分析により、政府・自治体間における垂直的な影響力が発生するメカニズムの解明、ならびにそれによりもたらされる自治体の政策変化を明らかにすることにある。

ここでいう垂直的な影響力とは、上位政府が下位政府に対して発揮されるものを意味する。法制度上、ある政策を実施するか、あるいは実施しないかに関して、下位政府の側に裁量権があり、その上で、ある政策を上位政府が実施させようとする時、その原動力となる有形・無形の影響力である。さらに、このような垂直的な影響力が発揮される時、上位政府と下位政府の間には、垂直的な参照行動が生じることがある。ここでいう垂直的な参照行動とは、都道府県と市町村のような異なるレベル間における競争の結果もたらされるものである。ある市町村が他の自治体の政策を「ものさし」として参照する際、その参照先が同一レベルの市町村ではなく、垂直方向に向けられ、都道府県が政策決定の参照対象となる。垂直的な参照行動は、同一レベルの市町村間における水平的な相互参照行動とは異なり、市町村に対して県ごとの局所的な相関を発生させる原動力となるものである。

従来、地方財政の分野においては、市町村なら市町村同士、あるいは都道府県なら都道府県同士というように、同一レベルにおける自治体間の相互参照行動に関する議論がある。選挙は、悪い政治家を落とすためにあり、ある政策が住民にとって「ほどほどに良い政策」であったとしよう。その政策が、近隣の自治体で行われていない場合、A自治体においてそのような政策を首長が行うインセンティブは、A自治体の首長選挙における再選確率を高めるところにある。A自治体において、実施された政策は、やがて近隣の他の自治体の住民にも知られる。近隣自治体の首長は、自らの選挙における再選確率を高めるため、A自治体の政策を参照するインセンティブを持つこととなる。このようにして、ある自治体が他の自治体の政策を「ものさし(=ヤードスティック)」として参照しながら、自己の政策を決定するようになる。この議論は、ヤードスティック競争(Yardstick competition)の理論に基づくものであり、数々の研究例が存在するところである。一般的には、このような競争を行うこと自体、自治体の効率性を高める上で、大きな意義があるものと捉えられ、長年、関心が向けられてきた。¹

一方で、この種の議論においては、政府・自治体間における垂直的な影響力や競争に関する視点が抜け落ちているという批判がある。Breton(1987)では、同一レベルにおける自治体同士の水平的な競争で議論されているようには、実際の競争は行われておらず、県レベルからの垂直的な影響力がある時、市町村レベルの水平的な競争が阻害される可能性を指摘している。Breton(1996)では、政府・自治体間のような異なるレベル間における垂直

的な競争(Vertical competition)を理論として提唱し、この競争の結果によりもたらされるネガティブな影響を生じさせないためには、議会によるコントロールの必要性を説いている。この理論に基づき、Salmon(2000)では、フランスのような単一国家のケースを念頭に、現実の地方自治制度や公職兼職の慣行などのあり方により、垂直的な競争がコントロールされる可能性を主張している。さらに、Salmon(2003)では、Breton の提示した理論に基づき、異なる政府レベル間における垂直的なヤードスティック競争(Vertical yardstick competition)の存在を主張し、EU と加盟諸国の関係をいかに構築していくべきかについてまで、その議論を拡張している。²これらの研究に共通するのは、異なるレベル間における垂直的な影響力や競争が、上位政府と下位政府のすべてを含めた行政全体の効率性を論じる上で無視できないほどに重要な性質を持つこと、ならびにそれが存在する限りは、同一レベルにおける水平的な競争だけは、必ずしも行政全体の効率性が達成されるとは限らないため、垂直的な競争をいかにコントロールするかに主要な関心が向けられている。³

しかし、政府・自治体間における垂直的な影響力と競争、ならびに垂直的な参照行動は、理論的にはその存在が主張されているところであるが、計量的にこれを明らかにしたものは、国内外の先行研究を含めても、今のところ存在していない。本研究は、彼らが理論的に指摘している政府・自治体間における垂直的な影響力や参照行動が、現実存在しているとするならば、それによって生じる政策変化を、計量的、かつ包括的に捉えることで、その議論を実証面から発展させようとする新たな試みとなる。その意義は、従来のヤードスティック競争理論に基づいた同一レベルにおける自治体間の相互参照行動、あるいは水平的な自治体間競争に関する諸研究に対しても、少なくない示唆を与えるものと考えられる。なぜならば、それら既存研究においては、垂直的な影響力と競争に関する視点が抜け落ちており、それが存在しないという暗黙の仮定を置きつつ、議論が進められてきたからである。

単一国家である我が国においては、中央政府、都道府県、市町村の3つの階層が存在する。中央政府は、政策や方針を示し、時には制度を変更することによって、自治体を中央政府の望む方向へと動機付け、競争させ、規律付けを働きかけたりすることもある。その際、中央政府が動かせる変数としては、税率や補助金などがその代表的な例としてあげられる。一方で、我が国においては、中央省庁が地方に出向官僚を派遣して、人的側面から中央と地方の融合型の行政を補強している人事慣行が存在する。⁴このような慣行自体、アングロ・サクソン系の分権・分離型の国家においては、見られない特異なものであるが、この議論の文脈から考えると、地方の要となる知事職は、中央政府にとって、人的側面から地方に影響力を確保していく上で、極めて重要なルートの1つであるものと考えられる。以上のように、制度と人的側面から、政府・自治体間における影響力のメカニズムが形成

され、垂直的な競争や参照行動が生じるとするならば、同一レベルにおける自治体間の相互参照行動、あるいは水平的な自治体間の競争のあり方にも、何からの影響を与えることであろう。さらに、その影響がネガティブな結果をもたらすのであれば、問題はより重大なものとなる。このことから、我が国を題材に、垂直的な影響力と競争に関する議論を行うことには、一定の意義が見出されるものと考えられる。

本博士論文の構成は、次のとおりとなる。

続く第2章では、1975年から2014年までの選挙データを用いて、国政選挙制度の改革をもたらす知事の属性の変化について考察する。この分析を通じて、国と地方の間における垂直的な影響力が、選挙を通じて、いかなる動機により、いかにして知事職に埋め込まれていくかが明らかとなる。そこでは、分析対象期間を通じて、国政レベルで長期的に政権を担ってきた自民党が、衆議院選挙における1票の価値の高い地域において、官僚出身者を知事候補者として擁立していること、ならびに住民による直接選挙を経た上で、官僚出身知事が衆議院選挙における1票の価値の高い地域に成立していることが示される。この議論の帰結から、政党の選挙戦略を通じた、国政と地方の異なるレベル間の選挙における関連性、ならびに我が国における官僚出身知事が、政府・自治体間における垂直的な影響力を人的側面から補強する1つの「装置」として、地方に埋め込まれていることが、含意として示唆される。

第3章では、東日本大震災に端を発した地方公務員の給与削減問題、具体的には、2013年度中における国による給与減額要請に対する自治体の対応を題材に、都道府県と市町村のような自治体間の垂直的な参照行動に関する実証分析を行う。そこでは、市町村のラスパイレス指数が、国レベルからもたらされる制度変化からの影響を受けつつも、県ラスパイレス指数と同じ方向に変化することが明らかとなる。⁵この議論の帰結から、自治体間の垂直的な参照行動の存在が、含意として示唆されることとなる。

第4章においては、第3章の議論を拡張して、2011年度から2013年度の期間における自治体の給与政策を題材に、その経時的変化に関する実証分析を行い、政権交代と首長の政治的属性の違いがもたらす政策変化を明らかにする。そこでは、2012年12月26日の総選挙に伴う民主党から自民党への政権交代の影響が、知事の政治的属性により、県における給与政策に異なる対応をもたらしていること、さらには、それだけに留まらず、県内の市町村の給与政策に関しても異なる対応をもたらしていることが明らかとなる。また、知事と市町村長の政治的属性との組み合わせによって、給与政策に異なる影響がもたらされることも同時に明らかにされる。この議論の帰結から、政権交代、ならびに首長の政治的属性の違いが、政府・自治体間における垂直的な影響を発現させる上で極めて重要な要因となっていることが、含意として示唆されることとなる。

第5章は、第4章までの議論の補論として、2012年度から2014年までの市町村における総人件費と定員管理に関する政策変化に関する実証分析を行う。そこでは、自民党政権下の2013年度から2014年度にかけて、自民党推薦の市町村長は、総人件費を削減させていること、ならびに2013年度中に給与減額を実施した市町村においては、定員管理に関する規律が緩み、総職員数が増加したことが明らかにされる。この議論の帰結から、地方交付税の制度変化は、自治体に対して、短期的にはコントロールが困難な総人件費や定員数の削減にまで影響を与えていないこと、総人件費に関しては、首長の政治的属性による政策の違いの方が、むしろ影響が大きいこと、さらには、給与減額を行った市町村においては、給与減額による総人件費の削減効果が、総職員数の増加により減じられている可能性があること、以上の点が含意として示唆される。

最終章である第6章においては、第5章までの議論をまとめた上で、政府・自治体間における垂直的な影響力と政策変化に関して、1つの結論を示す。また、残された研究課題を提示し、結びとする。

なお、本文中において、データの出所を特に明示していないものは、論文末に一括して表記を行っている。

章末注

¹ ヤードスティック競争の理論に基づいた水平的な自治体間の相互参照行動に関する代表的な研究には、海外のものに限定しただけでも、Salmon(1987), Case et al. (1993), Besley and Case(1995), Brueckner (2003), Caldeira(2012), Bivand and Szymanski(1997), Revelli and Tovmo (2007)など、豊富な先行研究の蓄積が存在する。

² Salmonの議論は、EUという新たな仕組みを構築したことによる影響が、今日のヨーロッパ諸国における喫緊の課題であるのにも関わらず、垂直的な影響力と競争の理論に基づいた先行研究の議論が不足していることを指摘しつつ、Bretonの理論に依拠して、新たな問題を提起しようとする試みと思われる。

³ ただし、彼らの議論では、政府・自治体間の「政策」に関する影響力や競争についてだけではなく、国と地方の権限に関する垂直的な競争、すなわち「分権化」にも焦点が当てられる。自治体が、中央政府からの命令に基づき政策を一律に行うような状況においては、自治体独自の政策を行うことはできない。中央地方関係において、制度上、ある程度の分権化が存在しなければ、そもそも政策に関しての競争は発生しないからである。つまり、“Vertical competition”という言葉が、権限と政策に関する垂直的な競争という2つの意味で用いられる点に、彼らの議論の特色があるといえる。

⁴ 出向官僚に関しては、行政学の分野では、村松(1988)で、我が国における中央地方関係を規定する3大要素として、機関委任事務、補助金制度とならぶ重要な人事慣行という位置付けがなされた後、稲継(2000)、喜多見(2010)などにおいて、その実態が解明されている。

⁵ ラスパイレス指数とは、各自治体における学歴別・経験年数別の俸給表に、国家公務員の行政職の学歴別・経験年数別の職員数を仮想的に当てはめて算出した各数値を加算したものを分子に、国家公務員の学歴別・経験年数別の俸給表に対して、国家公務員の行政職の学歴別・経験年数別の職員数を当てはめて算出した各数値を加算したものを分母として、これに100を乗じて計算されるものである。ラスパイレス指数の目的とするところは、国家公務員の行政職とある自治体の行政職の給与水準の比較であり、これが100であれば、国家公務員とその自治体の行政職の給与水準が等しいものとみなされる。このラスパイレス指数により、国を基準とした各自治体の給与水準の比較が可能となり、1974年に当時の自治体における高い給与水準を抑制するために導入され、それ以降、一定の抑制効果をもたらしてきた。

参考文献

英文参考文献

- Besley, T. and Case, A. (1995) “Incumbent behavior: Vote-seeking, tax-setting, and yardstick competition,” *American Economic Review*, Vol. 85, No. 1, pp. 25-45.
- Bivand, R and Szymanski, S. (1997) “Spatial dependence through local yardstick competition: theory and testing,” *Economics Letters*, Vol. 55, No. 2, pp. 257-265.
- Breton, A. (1987) “Towards a theory of competitive federalism,” *European Journal of Political Economy*, 3(1-2), pp. 263-329.
- Breton, A. (1996) “Competitive Governments: An Economic Theory of Politics and Public Finance,” Cambridge University Press.
- Brueckner, J.K. (2003) “Strategic Interaction Among Governments: An Overview of Empirical Studies,” *International Regional Science Review*, Vol. 26, pp. 175-188.
- Caldeira, E. (2012) “Yardstick competition in a federation: Theory and evidence from China,” *China Economic Review*, Vol. 23, pp. 878-897.
- Case, A., Rosen, H.S., and Hines Jr., J.R. (1993) “Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the states,” *Journal of Public Economics*, Vol. 52, No. 3, pp. 285-307.

- Revelli, F. and Tovmo, P. (2007) “Revealed yardstick competition: Local government efficiency patterns in Norway,” *Journal of Urban Economics*, Vol. 62, No. 1, pp. 121-134.
- Salmon, P. (1987) “*Decentralisation as an incentive scheme*,” *Oxford Review of Economic Policy*, Vol. 3, No. 2, pp. 24-43.
- Salmon, P. (2000) “*Vertical competition in a unitary state*,” *Competition and Structure: The Political Economy of Collective Decisions*, pp. 239-256.
- Salmon, P. (2003) “*Assigning Powers in the European Union in the Light of Yardstick Competition among Governments*,” *European Governance*, pp. 197-215.

邦文参考文献

- 稲継裕昭(2000)『人事・給与と地方自治』東洋経済新報社。
- 喜多見富太郎(2010)『地方自治護送船団』慈学社出版。
- 村松岐夫(1988)『地方自治』(現代政治学叢書 15)東京大学出版会。

2 国政選挙制度改革がもたらす知事の属性の変化*

2.1 はじめに

1976年4月、最高裁において初の違憲判決が下されて以降、国政選挙における「1票の格差」をめぐる議論が続いている。格差是正のために、衆議院選挙区では1986年、1992年、2002年、2012年と度重なる区割りの改正がなされてきたが、特に近年では2009年から衆参両院で5度の選挙全てに関して違憲状態にあるとの判決が下され、司法からは更なる抜本的な対策が求められている。

本章の目的は、我が国におけるこの「1票の格差」を解消するための国政選挙制度改革が、住民の直接選挙によって選ばれる地方選挙の知事の属性にどのような影響を与えるのかを明らかにすることにある。国政レベルでの選挙区変更については、平等選挙の原則の観点から議論されることが多い中、本章では、その変化が地方の問題、すなわち住民によって選ばれる地域の施策リーダーの決定にも影響することを実証的に示そうとするものである。分析結果からは、政党の選挙戦略により、我が国における官僚出身知事が、政府・自治体間における垂直的な影響力を人的側面から補強する1つの「装置」として、地方に埋め込まれることが、含意として示唆される。

我が国において、国政および都道府県政のリーダーを決定する選挙については、制度上、明確な違いが存在する。国政においては、選挙区ごとに分割された国民による投票を通じて国会議員が選ばれ、更なるその国会議員によって首相が選ばれるという、いわゆる間接選挙制度が採用されている。これに対し、都道府県においては、地域住民による直接選挙を通じて県政のリーダーとなる知事が選出される。一見して、制度上、国政レベルの選挙制度と地方選挙の間には、因果関係が存在することを想定できない。また、この間接選挙と直接選挙の対比のもとでは、それぞれの行政組織の長である首相と都道府県知事は、後者のほうが直接選挙である分だけ「この人物を長にしたい」という住民の選好を捉えることができているようにも思える。しかし、地方選挙では、政党の候補者選抜により、選挙に対する関与が存在しているのも事実である。そのような状況において、住民は単に選挙において各政党から提示された候補者メニューの中から地域のリーダーを選択しているに過ぎず、その候補者メニューは概ね各政党の何らかのインセンティブに基づいて形成されているとも考えられる。つまり、政党は、選挙前に候補者選抜を行うことにより、知事の属性にある程度の制約をかけることも可能なのである。それ故に、このようなもとでの選挙は、限定的な直接選挙、あるいは、非公式ながらも国政選挙と同様の間接選挙となっているのではないかというのが、選挙の現状に対する問題意識である。

仮に上述のことがあるとした場合、どのような地域において、国政政党は、知事選挙に

における候補者の選択肢をコントロールする誘因を強く持つのであろうか。さらに、どのような属性を持つ候補者を立てることで、住民に首長を選ぶための選択肢を与えるであろうか、そして、その目的とするところは何なのであろうか。

我が国において、「国政レベルの選挙制度の改革が、政党の選挙戦略に変化をもたらし、そのことが、政党の地方選挙への関与のあり方、知事選の候補者の属性、さらには知事の属性にまで影響を与える」という問いを本章では立て、1975年から2014年までの都道府県データを用いた分析を行う。これにより、政党が知事選挙にどのようなタイプの候補者を擁立し、住民はどのような選択肢を提示され、どのような属性を持つ人材を選ぶのか、さらには、政党の知事選挙における候補者擁立のインセンティブは、国政選挙における1票の格差とどのように関連付けられ、それは何を目的とするのかが明らかにされる。

本章と最も関連する先行研究は、政府・自治体間における垂直的な影響力に関する一連の議論である。Breton(1987)、Breton(1996)では、国と地方の間における権限に関する競争の理論(Vertical competition)を提示している。Salmon(2000)では、この理論に基づき、フランスのような単一国家では、異なるレベル間における垂直的な影響力は、現実の地方自治制度や公職兼職など人事慣行のあり方にも依存する可能性を指摘している。彼らの議論においては、自治体間における水平的な競争や参照行動が行われる中、政府・自治体間のような異なるレベル間における垂直的な影響力の存在が示唆され、それが行政の効率性を論じる上で無視できないほどに重要な性質を持つことが指摘されている。本章では、彼らの議論に基づき、単一国家である我が国において、政府・自治体間における垂直的な影響力を人的側面から補強するための1つの「装置」としての官僚出身者に着目する。国政レベルで政権を獲得する上で、官僚出身者が知事選の候補者として政党に擁立され、知事として地方に埋め込まれているのであれば、国政レベルにおける選挙制度の改革は、知事の属性に変化をもたらすであろう。さらに、そのような変化は、選挙戦略上、政党にとって最も重要な地域、すなわち、国政選挙における1票の価値の高い地域において、顕著な傾向が出てくるものと考えられる。

一方で、国内の研究で関連するものとしては、小林(2012)と山下(2001)などの選挙と予算配分に関する一連の議論があげられる。小林(2012)では、国政選挙における選挙区ごとの議員定数の偏りが、国の分野別予算配分を歪めているという指摘がなされている。本章における議論では、国政の議員定数の偏りが、国の予算配分に対する影響だけではなく、地域住民による自治体の首長の選択を歪めている可能性を指摘するものである。さらには、官僚出身の知事選候補者が政党の選挙戦略の手段として使われている可能性を指摘するが、官僚出身の知事に着目した分析を行っているのが山下(2001)であり、そこでは官僚出身知事による高水準の公共投資の誘導に関する検証を行っている。本章における議論は、山下

(2001)の分析にあるような知事の属性が財政変数に与える因果関係にあるのではなく、逆の因果関係の解明という位置付けと捉えられる。すなわち、「中央への財政的依存が高い地方部において、国政選挙における優位な地盤を築くために、その首長選挙において官僚出身者を擁立する」との仮説を立て、これを検証することになる。様々な形式で国からの交付税や補助金などの移転財源に頼らざるを得ない地方部において、中央省庁との太い繋がりを背景に持つ人物を首長に据えておくことは、国政選挙で選出された国会議員が、公共投資などの補助金を国から引き出すにあたって、その実行可能性と信憑性を高めるものと考えられる。それゆえ、政党は官僚出身者を首長候補者として擁立し、さらには、そのような属性を持つ知事を選択することが、確かな財源確保に裏付けられた地域の長期的、かつ安定的な行財政運営を実現するという観点から、住民にとっても、それを選ぶインセンティブがあるものと考えられる。国政選挙における議員定数配分の偏り、あるいは中央省庁との太い繋がりを背景に持つ官僚出身知事が、ある特定の地域に配置された時、予算配分の歪みが生じることを指摘する研究は、この他にもいくつか存在する。しかし、本章が着目する政府・自治体のような異なるレベル間において発生している現象を包括的に取り扱った研究は、今のところ存在していない。

本章の構成は、以下のとおりである。第2節では、国政選挙制度の改革、知事選挙の現状、ならびにこれに関連する政党の選挙戦略などについて述べる。第3節では、国政選挙制度の改革が、政党に選挙戦略の変化をもたらし、知事候補者、さらには知事の属性にまで影響を与えるとの仮説を立て、実証分析を行う。第4節において、結論を示す。

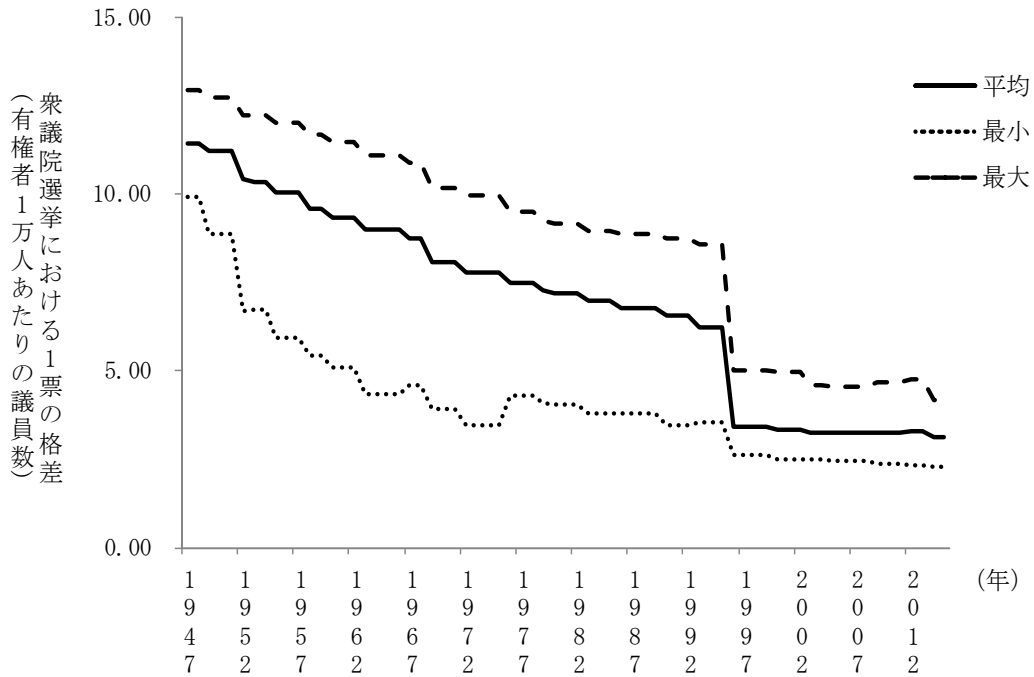
2.2 選挙に関する諸問題

2.2.1 国政選挙制度のあり方と「1票の格差」問題

まず、我が国の国政選挙における「1票の格差」について、現行の日本国憲法下における選挙が始まった1947年から2014年までのデータを概観してみる。¹図2.1は衆議院選挙における1票の格差の状況を、図2.2は、参議院選挙における1票の格差の状況をそれぞれ図示したものである。²各図に示されるように、国政選挙における1票の格差は、徐々にではあるが是正されてきた。最も大きな変化は、衆議院選挙において小選挙区制が導入・実施された1996年の前後に見て取ることができる。いうまでもなく、政党が政権を勝ち取るには、衆議院選挙において勝利することが必須である。このことを考慮するならば、この変化は極めて大きなインパクトを政党に与えたものと考えられる。

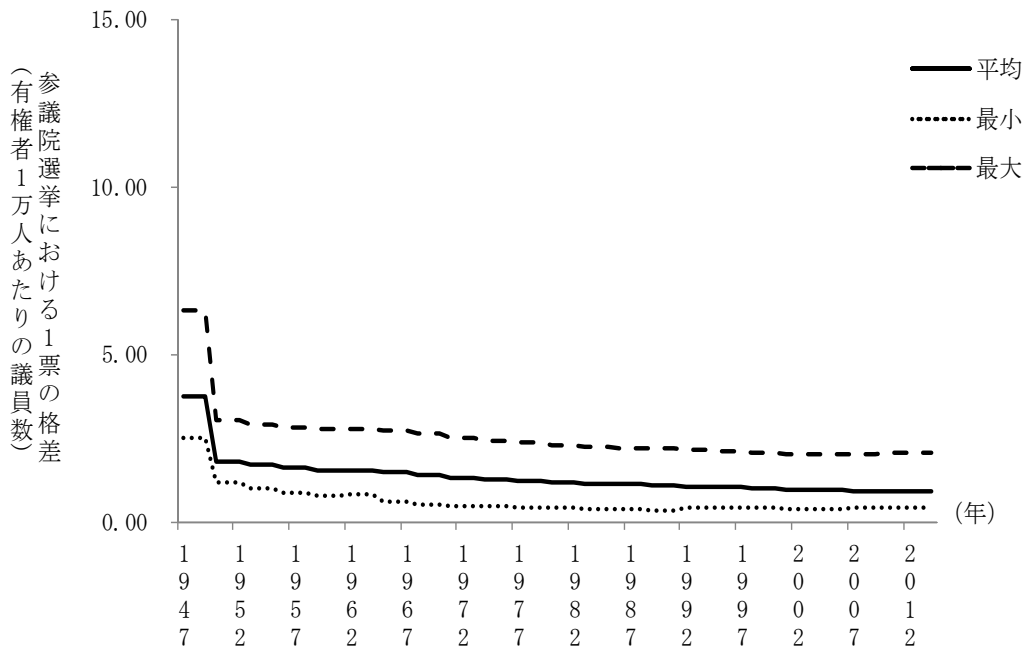
一方で、1票の格差が是正されてきた背景には、司法の判断が大きい。最高裁判所は、1983年4月27日の判決において、憲法が二院制を採用していることから、参議院に独自性を発

図 2.1 衆議院選挙における 1 票の格差是正に関する時系列推移



注：グラフは、総務省『衆議院総選挙・最高裁判所裁判官国民審査結果調』（各年版）のデータをもとに、筆者作成。

図 2.2 参議院選挙における 1 票の格差是正に関する時系列推移



注：グラフは、総務省『衆議院総選挙・最高裁判所裁判官国民審査結果調』（各年版）のデータをもとに、筆者作成。

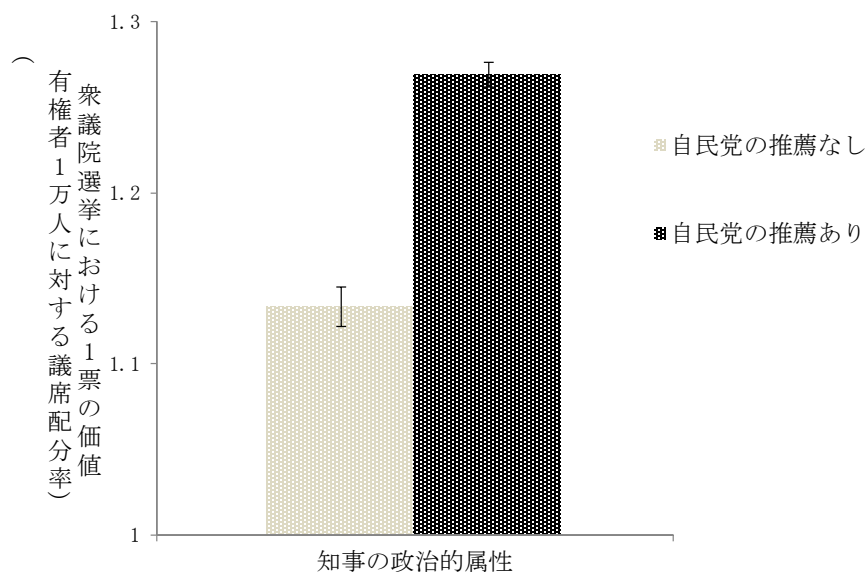
揮させるため、その選挙制度に地域代表的な機能を加味することも許されると指摘して、最大で 5 倍を超える投票格差を正当化した。この判決の前提には、参議院は衆議院に比べ権限が弱く、補完的な議院であるという認識があったものと考えられる。しかし、2012 年 10 月 17 日の判決において、最高裁判所は、参議院選挙にも従来よりも強く投票価値の平等を求めている。そこでは、憲法が立法など多くの事柄について、参議院にも衆議院とほぼ等しい権限を与えていることを指摘している。この判決の背景には、下院(衆議院)と上院(参議院)の権限がほぼ対等であるならば、強い民主的正統性(投票価値の平等)を参議院にも求めるのは自然な結論であるという国際的な潮流の影響を受けたものと考えられる。

一方で、投票価値の平等だけを追求すると、人口の少ない地域の声が反映されにくくなるというような批判もあるが、一般的には、特定の地域の人口を過剰に代表する参議院が、衆議院の決定を阻止するような事態は、正当化しにくいものと思われる。2012 年の最高裁判決は、同じ地域の中に様々な意見・利益の対立があるとしても、投票価値の不均衡を是正するために都道府県を選挙区とする仕組みの見直しを求めている。³

2.2.2 国政選挙における 1 票の価値と知事の属性

図 2.3 は、1975 年から 2014 年までの間に実施された衆議院選挙における「1 票の価値」と、知事の政治的属性を 2 群(自民党推薦か否か)に分けて分析したグラフである。⁴憲法の

図 2.3 衆議院選挙における 1 票の価値と知事の属性



注：グラフにおけるエラーバーは、標準誤差を表す。

表 2.1 平均値の差に関する有意差検定

検定法	平均値の差	標準誤差	自由度	t値	p値
Welch検定	-0.136	0.014	826	-9.966	0.000 ***
t検定	-0.136	0.014	1878	-9.492	0.000 ***

知事の属性	平均値	標準誤差	自由度	t値	p値
自民党の推薦なし	1.133	0.012	452	97.879	0.000 ***
自民党の推薦あり	1.269	0.007	1426	177.040	0.000 ***

理念上、1票の価値はどの地域においても等しくなければならないのはもちろんのことであるが、現実的には等しくない。グラフでは、分析対象期間において現職知事が自民党推薦である地域ほど、平均的に1票の価値が高くなるような傾向が見てとれる。表 2.1 は、これら2群の平均値の差の検定を行った結果となるが、どの検定法によっても、その差は1%水準で有意となっている。

つまり、当該期間中において、長期に渡り政権を担ってきた自民党は、衆議院選挙における1票の価値の高い地域における知事に対して、1票の価値の低い地域における知事よりも推薦を与えている傾向があったといえる。⁵問題は、このような地域差がなぜ生じているかにある。

2.2.3 政党の選挙戦略

ところで、政党は限られた時間と資金の中で、どのような地域において首長選挙に候補者を擁立するであろうか。有権者からの票を獲得するにも様々なコストがかかる。1票を獲得するためのコストがどの地域でも等しいとするならば、1票の価値が高い地域において候補者を擁立するのが、費用対効果でみて正しい選挙戦略となる。とするならば、政党は、国レベルの予算配分のみならず、知事の持つ地方歳出の権限を自らの有利になるようにコントロールすることを目的に、1票の価値の高い地域における知事選挙において候補者を擁立する傾向が高くなるのではないだろうか。⁶

都道府県において、議会を構成する議員は国政同様、選挙区ごとに分割された地域住民による投票を通じて選ばれるが、知事については、これも地域住民による直接選挙を通じて選出するという二元代表制が採用されている。しかし、知事については、直接選挙で選んでいるように見えるが、実質的には、住民は選挙において提示された候補者メニューの中から選択しているに過ぎない。もし候補者メニューが政党の何らかのインセンティブに基づいて形成されているものであるならば、単純な直接選挙を通じた住民の意思表示が歪む可能性が指摘できよう。仮に、政党の大目的が国政において与党となることにあり、国

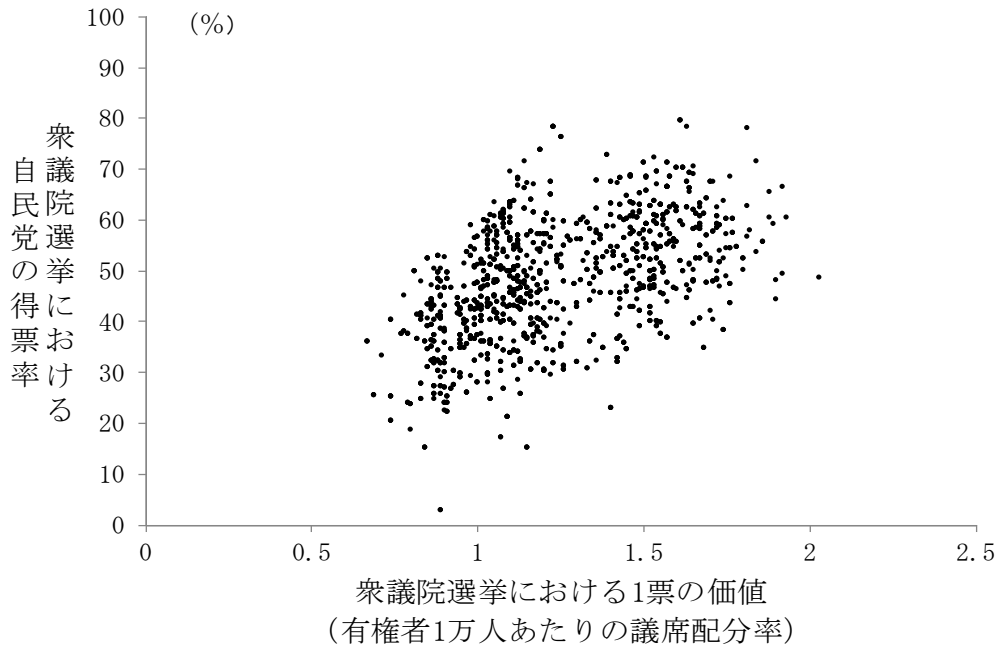
政選挙で擁立する候補者の掲げる政策に対して実現可能であるとの説得力をもたらそうとした時、知事選挙ではどのような属性の候補者を擁立し、住民にどのようなメニューを提示することになるのか。

例えば、地方部においては、都市部と比較して、自前の財源で歳出を行うことができず、中央からの財源に頼るような状況が根強く続いている。自治体が抱える地方債の累積も、近年では深刻な問題となっている。それら財政上の問題を解決する上で、自前の産業のみで地域経済を活性化させるには不十分であり、いまなお、様々な構造的問題を抱えている地域は存在する。このような地域に対して、国政選挙での候補者、およびそれを擁立する政党は、中央政府からの財源で事業を行うという指針を掲げた時、どのような人材を知事に据えておくべきなのかという問題に直面することが考えられる。

一方で、再選動機を持つ国会議員にとっても、自分にとり一番望ましい属性を持つ者を知事としたいとするならば、自らの選挙区の地域を潤すような歳出を、さらには、その財源的な裏付けを確保することに秀でた人材を知事にしようとするのが考えられる。そして、それは国会議員、および県議員で構成された(県レベルの)政党内部における知事選挙の候補者選抜プロセスを経て実現されることであろう。⁷さらに、県内に分割された各選挙区において、再選動機を持つ国会議員が複数人いる場合、合意可能な人材の選択は、より複雑な問題になるであろう。この時、知事は複数人の代理人として、彼ら国会議員の再選確率を高めるような地方歳出を実行できる者が、もっとも望ましい。特に、小選挙区制の導入以後、選挙区が細分化されたことにより、知事と国会議員の力関係にも微妙な影響を与えていることが指摘されている。⁸この場合に、政党による候補者選抜という非公式な制度を通じて、複数人の国会議員、さらには県議員も含んだ一種の合議体(プリンシパル)にとり、彼らの再選動機を満たすような知事選挙の候補者として合意可能な人材(エージェント)は、どのような属性を持つのか。ここに国との人的ネットワークを持つ官僚出身者が、知事、あるいは、知事選の候補者とされやすいのではないかという推論が成り立ち得る。

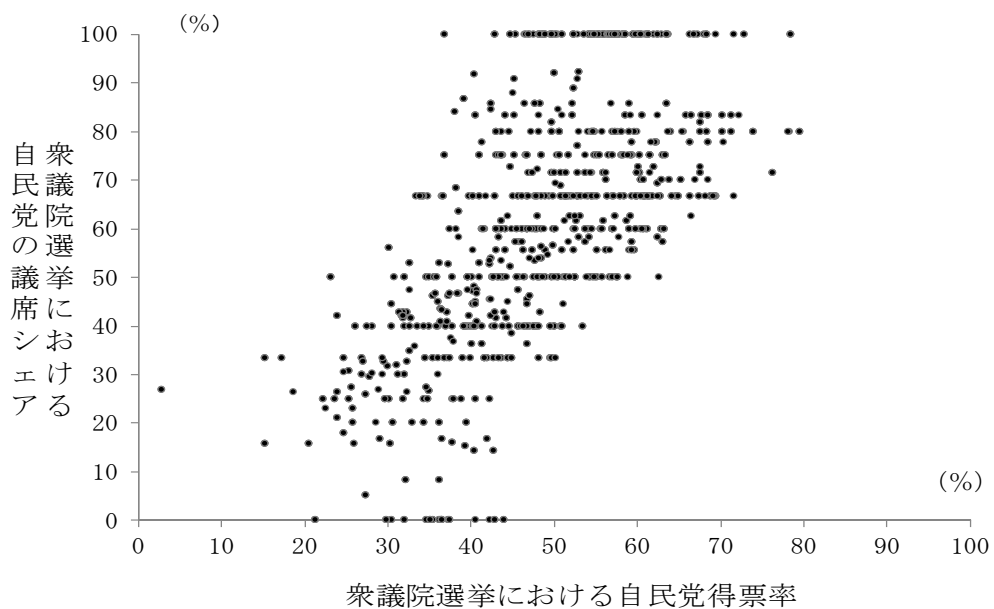
さらにいうならば、既述のとおり、自民党推薦の知事は、衆議院選挙における1票の価値のより高い地域に多く存在している。選挙戦略上、政党が政権を狙う上で、この1票の価値の高い地域の重要性とは、どの程度のものであろうか。図2.4と図2.5は、1975年から2014年までの衆議院選挙における1票の価値と自民党の得票率、自民党の議席シェアの関係を表したグラフである。図2.4を見る限り、自民党は1票の価値のより高い地域において、得票率を伸ばしている。また、この得票率が伸びるほど、県ごとでみた自民党の議席シェアが、より大きくなることが、図2.5のグラフからも見てとれる。つまり、政党が、国政選挙における1票の価値のより高い地域の知事選挙を重要と考えるインセンティブが、ここに存在するものと考えられる。

図 2.4 衆議院選挙における1票の価値と自民党の得票率の関係



注：グラフは、総務省『日本統計年鑑』（各年版）のデータをもとに、筆者作成。

図 2.5 衆議院選挙における自民党の得票率と議席シェアの関係



注：グラフは、総務省『日本統計年鑑』（各年版）のデータをもとに、筆者作成。

2.2.4 知事公選制度における官僚出身知事存在

以上のように、政党は、選挙戦略上、地方選挙である知事選挙にも関与するインセンティブを与えられており、それは国政選挙における1票の価値の高低との関係性を指摘した。なぜ、このような可能性を考えるのか、ここで、先行研究における1つの議論を示したい。

既述のとおり、Salmon(2000)では、フランスのケースを念頭に、中央政府、都道府県、さらには市町村の間における垂直的な影響力の存在を主張している。フランスでは、“*The cumul des mandats*”と呼ばれる公職兼職の人事慣行が、中央政府と都道府県、市町村の間に垂直的な影響力を機能させるものの1つとして取り上げられている。⁹我が国においても、戦前の知事は、主に内務省の官僚により任命されていたが、戦後、GHQによる民主化の一環として、内務省の解体とあわせ、知事公選制度が導入された経緯がある。¹⁰戦後改革は、分離・分権型であるアングロ・サクソン諸国における地方自治制度が、その設計思想の根底に存在していた。それにも関わらず、戦後直後から一貫して、47都道府県の知事の半数程度が、常に官僚出身者で占められてきたという現実が存在する。戦前の日本やフランスとは異なる知事公選制度のもとで、なぜこのようなことが生じるのであろうか。地方選挙における民主化の流れの中においても、フランスの公職兼職の人事慣行に相当するもの、すなわち、政府・自治体間における垂直的な影響力を人的側面から補強するための特性を持つ者が、地方選挙に必要とされ、それが国とのネットワークを持つ官僚出身者であるのではなかろうか。

2.3 実証分析

2.3.1 仮説設定

前節までの議論を踏まえて、ここで検証したい仮説は、以下のとおりとなる。

仮説1 国政選挙制度の改革は、政党の選挙戦略を通じ、知事選挙の候補者属性、あるいは知事の属性に影響を与える。

仮説2 衆議院選挙における1票の価値がより高い地域において、自民党は官僚出身者を候補者として擁立する。

仮説3 衆議院選挙における1票の価値がより高い地域において、自民党の対立政党は、自民党とは異なる選挙戦略を持ち、知事選において、異なる属性を持つ候補者を擁立する。

仮説4 衆議院選挙における1票の価値がより高い地域において、住民による直接選挙を経て、官僚出身者が知事となる。

本章の分析においては、仮説1の検証が主要な関心であり、仮説2から仮説4は、仮説1の補助仮説という位置付けとなる。つまり、仮説1が成立するとして、具体的に衆議院選

挙における 1 票の価値が高い地域において、どのような現象が生じているかを、仮説 2 から仮説 4 において検証するという位置づけとなる。

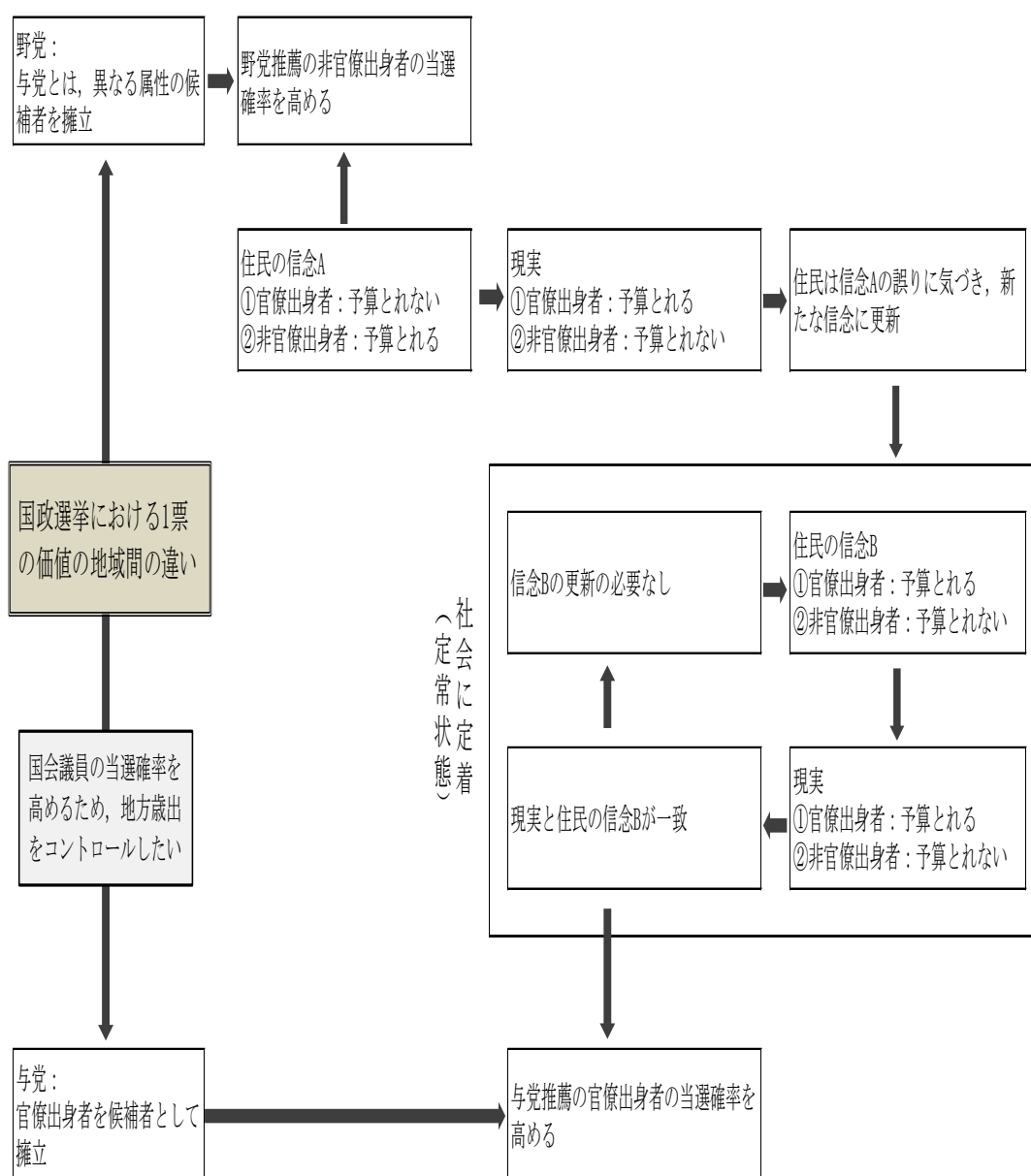
各仮説の背後にあると想定するメカニズムは、以下のとおりである。有権者 1 人あたりの 1 票の価値が違えば、時間と資金に制約がある政党としては、地域によって立てるべき選挙戦略は異なる。全選挙区を見渡すと、相対的に 1 票の価値が高い地域、言い換えるならば、国会議員 1 人あたりを当選させる上で必要な獲得票数が少ない地域は、そうでない地域に比べて、より低いコストで党所属国会議員を当選させることができる。そのため、1 票の価値が高い地域は、政党としては議席確保を図りたい地域となる。1 票の価値が高い地域は地方部に多く、地域経済の財政への依存度が高い傾向にある。住民が、官僚出身を知事として選出することと、国からの税財源の配分額が正の相関を持つという信念を持つとしてみよう。この時、税財源の配分を政権与党として行いやすい自民党が官僚出身者を知事候補者に立てると、国からの税財源を求める地域では、その信念に基づいた投票行動の結果、官僚出身者が知事となる。政党としては、自党公認候補を知事にすることができ、結果として、国政選挙の際に有利に働く状況を作り出すことに成功するのである。1 票の価値が高い地域の知事を自党候補者で押さえたいのは野党も同じである。与党と野党の違いは、国の税財源配分への影響力の違いである。与党と競合する官僚出身者を野党が候補者としても、政策実現可能性の観点から、与党候補者に勝てない。そうになると、野党側は、たとえ 1 票の価値が高い地域に候補者を立てる誘因があるとしても、与党と同じタイプ、すなわち官僚出身者を候補者とする誘因は低くなる。

つまり、国政における政権与党は、国政選挙での議席確保を目指して、地域の首長を自党関係者で押さえようとする。なぜならば、知事が国政選挙時に自党候補者の獲得票数に正の影響を与えうるからである。自党候補者を首長にする行動は、1 議席を獲得するために必要となる票数が小さく、したがって議席獲得の単位費用が小さい 1 票の価値が高い地域ほど大きくなる。現行では、往々にしてそのような地域は、国の税財源への依存度が高い地方部に多い。住民が官僚出身の候補者と税財源獲得に正の相関があるという信念を持っている状況では、官僚出身者を政権与党が候補者とし、彼(女)が当選することで、そこに税財源を配分することで住民の信念が実現する。これは、首長の公約の達成につながり、再選確率を高めることに寄与するのである。

以上のように、政党は国政選挙で勝つための戦略として、国政選挙に対応することは当然のことであるとして、さらに、地域における歳出をコントロール可能なものとするため、知事ポストに影響力を保てる人材を置く必要がある。仮に、地方の歳入と歳出に関して、中央政府が諸制度を変更することにより、地方の行動をある程度コントロールできたとしても、自治体における最終的な意思決定者は、あくまで地方の首長であり、そのすべてを

コントロールすることは不可能だからである。中でも、知事は、市町村行財政を指導することを通じて、県内の市町村に一定の影響力を与えることが可能な要の存在でもある。¹¹ また、Breton や Salmon らによる議論に照らし合わせれば、一定の垂直的な影響力を中央が欲する時、人的側面からそれを補強するために効率的な「装置」を事前に地方に埋め込んで置くことで、中央が地方に対するコントロールに要する費用を低下させることも可能となるであろう。以上のメカニズムを図示すると、図 2.6 のとおりとなる。

図 2.6 国政選挙における 1 票の価値が知事の属性に影響を与えるメカニズム



特に、1996年に実施された衆議院選挙では、小選挙区制が導入されたことで、1票の価値に大きな変化をもたらした。図2.6のようなメカニズムが存在するならば、国政選挙制度の改革が、政党の選挙戦略に影響を与え、知事候補者、さらには知事の属性にまで変化をもたらすことは、十分に考えられる。

次に、使用するデータは、1975年から2014年までの都道府県データとなる。その記述統計は、知事選における政党の候補者の属性に関する分析に用いるものが、表2.2となる。ただし、この期間中において、現職から新しい知事に切り替わった選挙(新しい知事にとっては、1期目の選挙)における政党の候補者の属性に関するデータのみを分析に用いることから、サンプル数は151に絞り込まれる。¹²その理由としては、片岡(1994)でも指摘されるように、2期目以降の知事選挙における前職の有利性は圧倒的なものであり、政党側も、単独推薦、相乗りのいずれにも関わらず、前職を推薦する傾向にある。また、これとは異なる視点で、砂原(2011)では、現職知事に対して、初期時点で党派的には反対勢力であったとしても、時間経過とともに、県議会における各政党のオール与党化が進むことが指摘され

表 2.2 政党の候補者の属性に関する分析で用いるデータの記述統計

	変数	平均値	最小値	最大値	標準偏差	サンプル数
1	自民党候補者の属性 (官僚出身=1, 官僚出身以外=0)	0.444	0.000	1.000	0.498	151
2	自民党の対立政党候補者の属性 (官僚出身=1, 官僚出身以外=0)	0.252	0.000	1.000	0.435	151
3	衆議院選挙における議席配分率 (%)	2.205	0.667	8.415	1.728	151
4	衆議院選挙における1票の価値	1.204	0.691	1.877	0.271	151
5	衆議院選挙における投票率 (%)	69.431	52.390	87.356	8.084	151
6	衆議院選挙における自民党議席シェア (%)	58.137	0.000	100.000	26.603	151
7	衆議院選挙における自民党得票率 (%)	47.297	15.300	78.341	12.283	151
8	県議会における自民党議席シェア (%)	52.848	9.757	85.455	14.850	151
9	県議会選挙における自民党得票率 (%)	42.381	3.800	67.200	12.596	151
10	実質収支比率 (%)	0.777	-4.400	6.300	1.189	151
11	経常収支比率 (%)	85.426	61.400	109.700	9.864	151
12	歳入総額に占める移転財源の割合 (%)	57.826	14.890	83.265	13.908	151
13	住民1人あたりの地方債残高 (対数)	10.642	8.684	12.253	0.687	151
14	有効求人倍率 (倍)	0.687	0.110	2.187	0.351	151
15	15歳未満人口の割合 (%)	17.580	11.212	30.435	4.242	151
16	65歳以上人口の割合 (%)	16.818	5.272	30.211	6.024	151
17	知事選挙における候補者総数 (人)	3.801	0.000	19.000	2.280	151

注：政党の候補者に関するデータについては、1期目選挙（現職知事が変わる場合の選挙）に限定したものとなる。

ている。つまり、前職にとって2期目以降の選挙は、事実上、各政党の相乗り化が進み、共産党推薦の候補者と前職知事の2択の中で、前職を追認するか否かという選択になるような場合が多い。実質的には、各政党が対立的に候補者を擁立するインセンティブは、今回、分析対象として限定する1期目選挙において際立つものと考えられる。なお、説明変数として用いる衆議院選挙における1票の価値は、都道府県ごとの有権者1万人あたりの議席配分率である。¹³最大値は1.877、最小値は0.691となり、2.7倍ほどの違いがある。

次に、知事の属性に関する分析に用いるデータの記述統計が、表2.3となる。このデータについては、1975年から2014年までの40年間の都道府県パネルデータとなる。ただし、分析対象期間を通じて、すべての知事が官僚出身者であった富山、石川、兵庫、山口、さらには、すべて官僚出身者でなかった青森、山形、福島、埼玉の計8県については、注目する知事の属性に関して変化が観察されなかったため、分析対象からは除外される。これらの表において、特に注目されるのは、被説明変数となる知事の属性である。これは、最

表 2.3 知事の属性に関する分析で用いるデータの記述統計

	変数	平均値	最小値	最大値	標準偏差	サンプル数
1	知事の属性 (官僚出身=1, 官僚出身以外=0)	0.538	0.000	1.000	0.499	1,560
2	衆議院選挙における議席配分率 (%)	2.147	0.667	8.594	1.594	1,560
3	衆議院選挙における1票の価値	1.244	0.670	2.030	0.027	1,560
4	衆議院選挙における投票率 (%)	70.023	47.205	87.955	8.155	1,560
5	衆議院選挙における自民党議席シェア (%)	58.238	0.000	100.000	24.448	1,560
6	衆議院選挙における自民党得票率 (%)	47.358	2.905	79.564	11.140	1,560
7	県議会における自民党議席シェア (%)	52.982	8.065	85.455	13.831	1,560
8	県議会選挙における自民党得票率 (%)	42.294	2.700	67.200	11.696	1,560
9	実質収支比率 (%)	0.838	-7.900	7.900	1.139	1,560
10	経常収支比率 (%)	84.267	60.300	117.400	9.644	1,560
11	歳入総額に占める移転財源の割合 (%)	57.847	8.100	83.700	13.824	1,560
12	住民1人あたりの地方債残高 (対数)	10.616	8.631	12.253	0.665	1,560
13	有効求人倍率 (倍)	0.715	0.093	2.442	0.368	1,560
14	15歳未満人口の割合 (%)	17.751	10.800	31.320	4.109	1,560
15	65歳以上人口の割合 (%)	16.708	5.272	32.690	6.051	1,560
16	自民党推薦の有無 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.758	0.000	1.000	0.428	1,560
17	自民党の対立政党推薦の有無 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.713	0.000	1.000	0.452	1,560

注：政党の候補者に関するデータについては、1期目選挙（現職知事が変わる場合の選挙）に限定したものとなる。

小値が 0、最大値が 1 となり、質的従属変数となる。官僚出身知事については、平均値が 0.538 と高い値となっている。都道府県の半分以上は、官僚出身知事で占められている。衆議院選挙における 1 票の価値は、最大値は 2.030、最小値は 0.670 となっており、3 倍ほどの違いがあり、表 2.2 よりもさらに最大値と最小値の差に開きが生じていることがわかる。

説明変数には、国政レベルの選挙に関する変数としては、衆議院選挙における議席配分率、1 票の価値、投票率、自民党議席シェア、自民党得票率をそれぞれ県別に集計したものを、地方選挙に関する変数として、県議会における自民党議席シェア、県議会における自民党得票率をそれぞれ採用する。また、各政党の推薦状況として、自民党推薦の有無、自民党の対立政党の推薦の有無をそれぞれ説明変数として投入する。¹⁴財政変数に関しては、単年度の収支状況を示す実質収支比率、義務的経費の増加による財政硬直化の度合いを示す経常収支比率、地方の中央への財政依存度を示すものとして歳入総額に占める移転財源の割合(=100-歳入総額に占める自主財源の割合)、住民 1 人あたりの地方債残高(対数)を採用する。その他、モデルに投入するコントロール変数としては、有効求人倍率、15 歳未満人口の割合、65 歳以上人口の割合を採用する。¹⁵また、知事選における競争率をコントロールするために、知事選挙における候補者総数を、さらには、国政選挙制度の改革により、衆議院選挙において小選挙区制が導入・実施された 1996 年前後のショックを吸収するために、1996 年以降ダミーを採用する。特に、注目する説明変数は、選挙に関する変数群と財政に関する変数群である。なお、各変数の相関係数は、概ね多重共線性を懸念しなければならない程の水準には達していない。

以上の分析枠組みにより、国政選挙における 1 票の価値と地方をとりまく政治・財政上の諸要因が、知事の属性にどのような影響を与えるのかが明らかになる。なお、推定法は被説明変数が質的従属変数であることから、基本的にはロジットモデルを用いることとなる。ただし、知事選挙における政党の候補者属性に関する分析には、1 期目のみのデータとなるため通常のロジットモデルを、知事の属性に関する分析にはパネルデータが利用できるためパネルロジットモデルをそれぞれ適用する。¹⁶

2.3.2 推計結果

推定結果は、表 2.4 と表 2.5 のとおりとなる。まず、表 2.4 のケース A からケース B まで、いずれも 1996 年以降ダミーの推定係数の符号は、マイナスとなり 1%水準で有意となっている。小選挙区制が導入された 1996 年以降、自民党は官僚出身者を知事選の候補者としにくい傾向がある。この結果の解釈としては、衆議院選挙における 1 票の格差は、小選挙区制の導入により大幅に改善され、これに伴い、自民党は官僚出身者を候補者とする誘因

表 2.4 自民党の候補者の属性に関する分析結果

被説明変数：1期目選挙における自民党候補者の属性
(官僚出身=1, 官僚以外=0)

変数	ケースA			ケースB		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
衆議院選挙における議席配分率 (%)	-0.014	0.239	0.953			
衆議院選挙における1票の価値				2.570	1.312	0.050 **
衆議院選挙における投票率 (%)	-0.084	0.041	0.040 **	-0.101	0.042	0.017 **
衆議院選挙における自民党議席シェア (%)	0.020	0.011	0.084 *	0.020	0.012	0.096 *
衆議院選挙における自民党得票率 (%)	-0.044	0.028	0.116	-0.055	0.029	0.059 *
県議会における自民党議席シェア (%)	0.019	0.021	0.355	0.016	0.021	0.444
県議会選挙における自民党得票率 (%)	-0.056	0.027	0.038 **	-0.053	0.028	0.056 *
実質収支比率 (%)	0.043	0.180	0.809	0.104	0.182	0.569
経常収支比率 (%)	0.030	0.036	0.404	0.033	0.036	0.355
歳入総額に占める移転財源の割合 (%)	-0.006	0.033	0.857	-0.035	0.034	0.304
住民1人あたりの地方債残高 (対数)	1.081	0.606	0.075 *	1.272	0.627	0.043 **
有効求人倍率 (倍)	0.414	0.784	0.598	0.230	0.789	0.771
15歳未満人口の割合 (%)	0.002	0.150	0.990	-0.018	0.151	0.908
65歳以上人口の割合 (%)	0.035	0.098	0.717	0.026	0.096	0.789
知事選挙における候補者総数 (人)	-0.308	0.142	0.030 **	-0.346	0.131	0.009 ***
1996年以降ダミー	-3.316	1.039	0.001 ***	-3.202	1.050	0.002 ***
定数項	-3.980	8.461	0.638	-5.351	8.455	0.527
log likelyhood		-86.627			-84.614	
LR chi2		34.160			38.190	
Prob > chi2		0.003			0.001	
サンプル数		151			151	

注：表において，*は10%水準，**は5%水準，***は1%水準で有意であることを示している。

が、以前ほどには働かなくなったものと考えられる。国政選挙制度の改革が、知事選挙における政党の候補者の属性にまで影響を与えているといえる。このことから、仮説 1 が支持される。

表 2.4 におけるケース A とケース B の違いは、説明変数に衆議院選挙における議席配分率か、衆議院選挙における 1 票の価値のいずれかが投入されている点にある。ケース A の衆議院選挙における議席配分率の推定係数の符号は、有意な結果を得ていない一方で、ケース B においては、衆議院選挙における 1 票の価値の推定係数の符号は、プラスとなり 5% 水準で有意となっている。つまり、衆議院選挙における議席配分率そのものよりも、1 票の価値が高い地域に、自民党は官僚出身者を候補者として擁立しているといえる。政権を獲得する上で、費用対効果の観点から、政党は候補者を擁立しているといえる。このことから、仮説 2 が支持される。

一方で、表 2.5 は、自民党の対立政党における候補者の属性を被説明変数とした分析結

表 2.5 自民党の対立政党の候補者の属性に関する分析結果

被説明変数：1期目選挙における自民党の対立政党候補者の属性
(官僚出身=1, 官僚以外=0)

変数	ケースC			ケースD		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
衆議院選挙における議席配分率 (%)	-0.244	0.273	0.371			
衆議院選挙における1票の価値				1.165	1.522	0.504
衆議院選挙における投票率 (%)	-0.101	0.053	0.055 *	-0.112	0.053	0.035 **
衆議院選挙における自民党議席シェア (%)	-0.001	0.015	0.954	0.000	0.015	0.978
衆議院選挙における自民党得票率 (%)	-0.032	0.033	0.328	-0.038	0.034	0.264
県議会における自民党議席シェア (%)	0.072	0.028	0.009 ***	0.072	0.028	0.009 ***
県議会選挙における自民党得票率 (%)	-0.096	0.034	0.005 ***	-0.090	0.035	0.009 ***
実質収支比率 (%)	0.028	0.219	0.898	0.054	0.217	0.803
経常収支比率 (%)	-0.017	0.042	0.685	-0.023	0.041	0.582
歳入総額に占める移転財源の割合 (%)	-0.101	0.044	0.022 **	-0.096	0.044	0.027 **
住民1人あたりの地方債残高 (対数)	1.639	0.803	0.041 **	1.646	0.806	0.041 **
有効求人倍率 (倍)	0.834	0.918	0.363	0.830	0.930	0.372
15歳未満人口の割合 (%)	0.044	0.185	0.810	0.048	0.186	0.796
65歳以上人口の割合 (%)	0.018	0.123	0.886	0.033	0.122	0.788
知事選挙における候補者総数 (人)	-0.491	0.198	0.013 **	-0.560	0.180	0.002 ***
1996年以降ダミー	-2.996	1.121	0.008 ***	-2.909	1.134	0.010 ***
定数項	-0.644	11.035	0.953	-1.694	10.892	0.876
log likelyhood		-62.281			-62.467	
LR chi2		45.810			45.440	
Prob > chi2		0.000			0.000	
サンプル数		151			151	

注：表において，*は10%水準，**は5%水準，***は1%水準で有意であることを示している。

果である。ケース D では、ケース B と異なり、衆議院選挙における 1 票の価値の推定係数の符号は、プラスではあるものの統計的に有意な結果を得ていない。つまり、1 票の価値の高い地域には、自民党とは逆に自民党の対立政党は官僚出身者を擁立していない。自民党の対立政党において、差別化最大化原理にもとづく、自民党に対する差別化の誘因が働いているものと解釈できる。このことから、仮説 3 は支持される。

また、ケース C とケース D のいずれにおいても、国政選挙に関する説明変数は、投票率以外は有意な結果を得ていない。また、県議会における自民党議席シェアの推定係数の符号がプラスとなり、県議会における自民党得票率の推定係数の符号がマイナスとなり、それぞれ 1%水準で有意となっている。このような結果は、先の表 2.3 におけるケース A とケース B の結果とは、対照的なものとなっている。つまり、自民党の対立政党は、自民党とは逆の行動をとっている可能性がある。

しかし、1996 年以降ダミーについてみると、ケース C、ケース D においても、推定係数

の符号はマイナスとなり、1%水準で有意となっている。この点に関しては、ケースA、ケースBと共通の傾向であり、官僚出身者は、政党からの推薦を1996年以降、得ることが少なくなったといえる。国政選挙制度の改革により、各政党の官僚出身者に対する需要がより少なくなったものと考えられる。

なお、表2.4と表2.5では、財政変数について、ケースB、ケースC、ケースDのいずれにおいても、住民1人あたりの地方債残高(対数)の推定係数の符号は、プラスとなり5%水準で有意となっている。また、ケースAからケースDまで、いずれも知事選挙における候補者総数の推定係数の符号は、マイナスとなり5%水準で有意となっている。借金をより多く抱える周辺部の地域においては、自民党、自民党の対立政党のいずれも、官僚出身者を候補者とする傾向にあるといえる。また、知事選の候補者が少なく、競争率が比較的低い地域も周辺部の地域であることが多いことから、そのような地域においては、政党が官僚出身者を擁立しやすい地域特有の事情が存在し、それにより形成される住民の信念と政党の候補者の属性がそれに一致するような場合、政党の推薦を受けない他の候補者が入り込む余地が少なくなるという解釈ができるのかもしれない。つまり、自民党、ならびに自民党の対立政党が、競い合うようにして、そのような地域に官僚出身者を候補者とする傾向があるのであれば、住民による選挙を通じて、官僚出身者が知事になる可能性は高くなることが推論されるが、この点については、次の知事の属性に関する分析結果に委ねることとなる。

知事の属性に関する分析結果は、表2.6となる。ケースEとケースFの違いは、説明変数に衆議院選挙における議席配分率か、1票の価値のいずれかが入れられている点にある。ケースEでは、衆議院における議席配分率の推定係数の符号は、プラスではあるものの有意な結果を得ていない。一方で、ケースFでは、衆議院選挙における1票の価値の推定係数の符号が、プラスとなり5%水準で有意となっている。衆議院選挙の議席配分率そのものよりも、1票の価値がより高い地域において、官僚出身知事が選ばれる確率が高い。候補者を擁立した政党の思惑通りに、官僚出身者が知事として選ばれているものと解釈できる。このことから、仮説4が支持される。

一方で、財政変数については、ケースEからケースGまでのすべてのケースにおいて、経常収支比率の推定係数の符号は、プラスとなり1%水準で有意となっている。また、歳入総額に占める移転財源の割合の推定係数の符号は、プラスとなり、ケースFを除き、1%水準で有意となっている。つまり、義務的経費の増加による財政硬直化が進み、中央からの財源に大きく依存する地域においては、官僚出身知事が選ばれる確率が高い。

政治変数については、自民党推薦の有無の推定係数の符号が、ケースEからケースGま

表 2.6 知事の属性に関する分析結果

被説明変数：知事の属性
(官僚出身=1, 官僚以外出身=0)

変数	ケースE		
	係数	標準誤差	p値
衆議院選挙における議席配分率 (%)	0.028	0.284	0.921
衆議院選挙における1票の価値			
衆議院選挙における投票率 (%)	-0.034	0.015	0.025 **
衆議院選挙における自民党議席シェア (%)	-0.005	0.004	0.212
衆議院選挙における自民党得票率 (%)	0.001	0.010	0.949
県議会における自民党議席シェア (%)	-0.015	0.009	0.116
県議会選挙における自民党得票率 (%)	-0.015	0.010	0.140
実質収支比率 (%)	0.019	0.062	0.763
経常収支比率 (%)	0.048	0.013	0.000 ***
歳入総額に占める移転財源の割合 (%)	0.056	0.021	0.007 ***
住民1人あたりの地方債残高 (対数)	-0.243	0.239	0.310
有効求人倍率 (倍)	0.446	0.295	0.130
15歳未満人口の割合 (%)	0.050	0.064	0.431
65歳以上人口の割合 (%)	0.183	0.041	0.000 ***
自民党推薦の有無 (あり=1, なし=0)	1.972	0.200	0.000 ***
自民党の対立政党推薦の有無 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.214	0.168	0.203
1996年以降ダミー	-1.552	0.344	0.000 ***
1996年以降ダミー×衆議院選挙における1票の価値			
log likelyhood	-747.278		
LR chi2	178.020		
Prob > chi2	0.000		
サンプル数	1,560		
変数	ケースF		
	係数	標準誤差	p値
衆議院選挙における議席配分率 (%)			
衆議院選挙における1票の価値	1.339	0.600	0.026 **
衆議院選挙における投票率 (%)	-0.035	0.015	0.021 **
衆議院選挙における自民党議席シェア (%)	-0.004	0.004	0.259
衆議院選挙における自民党得票率 (%)	-0.002	0.010	0.842
県議会における自民党議席シェア (%)	-0.013	0.009	0.157
県議会選挙における自民党得票率 (%)	-0.016	0.010	0.114
実質収支比率 (%)	0.023	0.062	0.716
経常収支比率 (%)	0.047	0.013	0.000 ***
歳入総額に占める移転財源の割合 (%)	0.039	0.021	0.060 *
住民1人あたりの地方債残高 (対数)	-0.089	0.245	0.716
有効求人倍率 (倍)	0.356	0.298	0.232
15歳未満人口の割合 (%)	0.061	0.059	0.302
65歳以上人口の割合 (%)	0.199	0.041	0.000 ***
自民党推薦の有無 (あり=1, なし=0)	1.955	0.200	0.000 ***
自民党の対立政党推薦の有無 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.237	0.168	0.158
1996年以降ダミー	-1.499	0.344	0.000 ***
1996年以降ダミー×衆議院選挙における1票の価値			
log likelyhood	-744.766		
LR chi2	183.050		
Prob > chi2	0.000		
サンプル数	1,560		

変数	ケースG		
	係数	標準誤差	p値
衆議院選挙における議席配分率 (%)			
衆議院選挙における1票の価値	-2.134	6.779	0.753
衆議院選挙における投票率 (%)	-0.022	0.015	0.146
衆議院選挙における自民党議席シェア (%)	-0.007	0.004	0.087 *
衆議院選挙における自民党得票率 (%)	0.011	0.011	0.325
県議会における自民党議席シェア (%)	-0.012	0.009	0.197
県議会選挙における自民党得票率 (%)	-0.011	0.010	0.289
実質収支比率 (%)	-0.011	0.062	0.855
経常収支比率 (%)	0.049	0.014	0.000 ***
歳入総額に占める移転財源の割合 (%)	0.081	0.022	0.000 ***
住民1人あたりの地方債残高 (対数)	-0.557	0.262	0.034 **
有効求人倍率 (倍)	0.361	0.302	0.232
15歳未満人口の割合 (%)	-0.037	0.062	0.549
65歳以上人口の割合 (%)	0.180	0.042	0.000 ***
自民党推薦の有無 (あり=1, なし=0)	1.940	0.203	0.000 ***
自民党の対立政党推薦の有無 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.194	0.170	0.255
1996年以降ダミー	-1.185	0.355	0.001 ***
1996年以降ダミー×衆議院選挙における1票の価値	3.883	0.733	0.000 ***
log likelihood	-730.028		
LR chi2	212.520		
Prob > chi2	0.000		
サンプル数	1,560		

注：表において，*は10%水準，**は5%水準，***は1%水準で有意であることを示している。

で，すべてのケースでプラスとなり 1%水準で有意となっている。自民党の対立政党推薦の有無の推定係数の符号は，プラスではあるものの，有意な結果を得ていない。つまり，住民による選挙を経て，自民党推薦を受けている官僚出身知事が，選ばれる確率が高いといえる。一方で，自民党の対立政党推薦の有無の推定係数の符号は，プラスではあるものの，有意な結果を得ていない。自民党の対立政党は，官僚出身者に関しては，自民党に対する差別化の誘因から，自民党とは異なる候補者属性を擁立する傾向にあることから，そのようなことが，知事の属性にまで影響を与えたものと考えられる。

さらに，ケース E からケース G まで，1996 年以降ダミーの推定係数の符号は，マイナスとなり 1%水準で有意となっている。一方で，ケース G では，1996 年以降ダミーと衆議院選挙における 1 票の価値の交互作用項の推定係数は，プラスとなり 1%水準で有意となっている。国政選挙制度の改革後，官僚出身知事は都道府県全体として減少しているが，衆議院選挙における 1 票の価値の高い地域では官僚出身知事が選ばれる確率が高いといえる。これら結果の解釈としては，衆議院選挙における 1 票の格差は，小選挙区制の導入により，大幅に改善されたため，各政党ともに官僚出身知事に推薦を与えるような誘因が働かなくなった。結果として，官僚出身知事は 1996 年以降，減少することとなった。しかし，衆議

院における 1 票の価値が高い地域において、住民は変わらない信念を持ち、各候補者の中から官僚出身者が知事として選ばれる確率が高くなるものと推察される。このことから、仮説 1 と仮説 4 が支持される。

以上の分析結果をまとめると、国政選挙制度の改革は、知事の属性に大きな変化をもたらしている。自民党にとって、国政選挙における 1 票の価値の高い地域は、選挙戦略上、政権をとるのに必要な地域であり、そのような地域では官僚出身者を知事選の候補者として変わらずに擁立している。一方で、自民党の対立政党は、衆議院選挙における 1 票の価値の高い地域において、自民党との差別化を図っているものの、最終的には、住民による選挙を通じて、自民党推薦の官僚出身者が、知事として選ばれる確率が高くなる。分析結果からは、仮説 1、仮説 2、仮説 3、仮説 4 のいずれも支持される結果となった。

2.4 結論

本章では、1975 年から 2014 年までの 40 年間のデータを用いた実証分析により、以下の事実が明らかになった。

- ① 国政選挙制度の改革は、知事選挙における各政党の候補者属性、および知事の属性を変化させている。
- ② 自民党は、官僚出身の候補者を衆議院選挙における 1 票の価値の高い地域に擁立している。
- ③ 自民党の対立政党は、自民党とは異なる属性を持つ候補者を衆議院選挙における 1 票の価値がより高い地域に擁立している。
- ④ 住民による直接選挙を経て、自民党推薦の官僚出身知事が、より多く選ばれる。結果として、官僚出身知事は、衆議院選挙における 1 票の価値がより高い地域に配置される。
- ⑤ 財政的要因は、知事の属性に大きな影響を与えている。財政が乏しく、財政の硬直化が進み、中央への財源的依存度の高い地域において、官僚出身知事が選ばれている。

結論として、自民党は、すべての知事選挙に対し、ランダムに候補者を擁立しているわけではない。国政選挙との関係において、政党にとって最も合理的な属性を持つ者を 1 票の価値の高い地域における知事選の候補者として擁立している。他方、自民党の対立政党は、候補者の属性に関して、自民党との差別化を図り、自民党の候補者とは異なる属性を持つ者を 1 票の価値の高い地域の知事選候補者として擁立している。結果として、住民は、与えられた候補者メニューの中から、最終的には自民党推薦の官僚出身者を知事として選ぶ確率が高くなる。このようにして、国政選挙制度の改革は、政党の選挙戦略の変化を通じて、知事の属性にまで影響を与えることとなる。

得られた帰結の含意としては、次のことが指摘できる。国政選挙制度を改革するということは、政党の選挙戦略に変化をもたらす。政党の選挙戦略の変化は、地方選挙にも影響を与え、政党内部の候補者選抜という非公式なプロセスにおいて、その影響は具現化し、政党の候補者の属性を変えてしまい、さらには、住民の選挙を経て、知事の属性をも変えてしまう。わが国のような知事公選制を持つような場合でも、政府・自治体間のような異なるレベル間における垂直的影響力を人的側面から補強する「装置」は、このような知事ポストをめぐる政党の選挙戦略によって、国政レベルの選挙制度と地方選挙が関連付けられることにより、事前に埋め込まれていくのである。また、仮に住民の初期の信念がそうでないものであったとしても、時間の経過とともに、次第に更新され、最終的には自民党推薦の官僚出身者を知事として選択する確率が高まる。このことは、特に、国政選挙における1票の価値の高い地域において、より顕著な傾向となるのである。

最後に、残された課題としては、次の点があげられる。本章では、政党の候補者について、新知事にとって1期目の選挙に限定した分析を行った。現職知事の2期目以降の選挙については、分析対象からあえて除外したわけであるが、すべての政党候補者データを用いて、推計上、何らかの適正な処置、あるいは推計法を工夫することによって、各政党の競合関係を明らかにすることが可能かもしれない。この点については、今後の課題としたい。

章末注

* 本章は、公共選択学会 2016 年度大会報告論文の小川・須佐・米岡(2016)を加筆したものである。

¹ ここでいう「1 票の格差」の定義は、有権者 1 万人あたりに対する都道府県ごとの議員定数である。この格差は、有権者の平等選挙の観点から、問題視されることが多い。

² これらグラフのデータは、都道府県ごとに集計したものであり、選挙区ごとに集計したものではない。また、衆議院選挙、参議院選挙ともに、比例区選出の議員数は、都道府県別の集計が困難であることから、データからは除外している。

³ さらに、「1 票の格差」に関する一連の司法判断を受け、政府は衆議院選挙における選挙区割りについて、人口移動に柔軟に対処するため、今後、都道府県単位で格差是正を 5 年ごとに義務化する法案について検討している(2016 年 1 月 13 日の朝日新聞記事(1 面))。

⁴ ここでいう「1 票の価値」の定義は、脚注 1 で定義された「1 票の格差」とは異なり、都道府県ごとの議席配分率を有権者数 1 万人あたりの人数で除した値となる。「1 票の格差」が無くなれば、「1 票の価値」はどの地域においても等しくなり、両者を区別する必要はなくなる。「1 票の価値」は、政党が政権を獲得する上で、費用対効果の観点から、最も関心の高くなるものと考えられる。

⁵ 1955 年体制の成立後、自民党が政権でなかった時期は、過去 2 回存在する。1993 年 8 月 9 日から 1994 年 6 月 30 日、および 2009 年 9 月 16 日から 2012 年 12 月 26 日までであるが、いずれも短い期間で政権を回復している。

⁶ 国の予算が支出されるとしても、そのすべてを国、あるいは国の地域機関において、執行できるものではない。この点からも、地方の首長、特に知事を持つ歳出に関する権限は、選挙戦略上、政党にとって、決して無視できるものではない。

⁷ この点に関して、行政学の分野では、片岡(1994)が、自民党県連における候補者選抜プロセス、中でも、政治家と官僚出身者を候補者とする場合について、事例分析による詳細な比較検討を行っており、同様の事が指摘されている。

⁸ 2005 年 2 月 3 日の朝日新聞記事(4 面)。

⁹ フランスは、典型的な中央集権国家であり、地方自治体の長と国会議員を兼務することができる。例えば、フランスの国会議員は、①地方議会議長、副議長、議員、②県議会議長、副議長、議員、③人口 3,500 人以上の市の市長、副市長、議員、以上のうち、地方の公選職を 1 つだけ務めることができる。結果として、フランスの国会議員は、全体の 90%程度が、地方での足場を持っている。このような公職兼職の人事慣行を指すのが、フランス語で“The cumul des mandats”と呼ばれるものである。

¹⁰ 戦前の知事は、すべてが内務省官僚とは限らない。明治期において、我が国の官僚制度が整う前は、維新の功労者や貴族院議員などの政治家が任命されることが多かった。官僚制度が整うにつれ、知事の任命のほとんどが内務省の官僚によることとなったが、そのような時期においても、わずかではあるが、内務省以外の官僚が知事に任命されている事例は存在する(若月(2014))。

¹¹ この点に関して、行政学の分野では、秋月(2000a)、秋月(2000b)、村松(1988)が、同様の指摘をしている。

¹² 知事選挙の候補者に関するデータは、1975 年から 2014 年までの分析対象期間中における朝日新聞の記事、および『朝日年鑑』(各年版)から得ている。

¹³ ここで、都道府県ごとの有権者 1 万人あたりの議員数ではなく、議席配分率を用いるのは、衆議院の議員総数の大幅な変更を伴う選挙制度の改革があった場合、議員数を用いるよりも、議席配分率を用いた方が、その影響を受けにくく、脚注 4 でも示したように、政党が政権を獲得する上で、最も関心の高いものと考えられるからである。また、衆議院選挙のみに着目するのは、政党が政権をとる上で、衆議院選挙での勝利が必須であるためである。土居(2000)でも、同様の理由により、衆議院選挙のみのデータを分析に用いている。

¹⁴ ここでいう自民党の対立政党の定義は、分析対象期間において、自民党と連立政権を組んでいなかった時期の社会党、新生党、新進党、民主党となる。これらの政党は、自民党に対抗できる程度の政党規模である点では共通点を持ち、実際の知事選挙において、自民党推薦候補者に対する対立候補者を擁立することが多いことから、今回、自民党との比較対象にすることとした。

¹⁵ これらコントロール変数については、極力、土居(2000)で議論されたのと同様のものを投入している。

¹⁶ 事前にモデル選択に関する検定を行ったところ、固定効果モデルが採択されたため、本章では、以降の分析で固定効果モデルを採択する。

参考文献

英文参考文献

- Breton, A. (1987) “*Towards a theory of competitive federalism,*” *European Journal of Political Economy*, 3(1-2), pp.263-329.
- Breton, A. (1996) “*Competitive Governments: An Economic Theory of Politics and Public Finance,*” Cambridge University Press.
- Salmon, P. (2000) “*Vertical Competition in a unitary state,*” *Competition and Structure: The Political Economy of Collective Decisions*, pp.239-256.

邦文参考文献

- 秋月謙吾(2000a)「人事交流と地方政府(一):公共部門における人材戦略」『法学論叢』147巻5号,1-20頁。
- 秋月謙吾(2000b)「人事交流と地方政府(二):公共部門における人材戦略」『法学論叢』147巻6号,1-20頁。
- 片岡正昭(1994)『知事職をめぐる政治家と官僚』木澤社。
- 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』第28巻2号,15-25頁。
- 砂原庸介(2011)『地方政府の民主主義:財政資源の制約と地方政府の政策選択』有斐閣。
- 土居丈朗(2000)『地方財政の政治経済学』東洋経済新報社。
- 村松岐夫(1988)『地方自治』(現代政治学叢書15)東京大学出版会。
- 山下耕治(2001)「公共投資の政治的意思決定:パネルデータによる仮説検証」『公共選択の研究』No.36,21-30頁。
- 若月剛史(2014)『戦前日本の政党内閣と官僚制』東京大学出版会。
- 小川光・須佐大樹・米岡秀真(2016)「国政選挙制度の改革がもたらす知事の属性の変化」公共選択学会2016年度大会報告論文。

3 地方交付税制度と自治体間の垂直的な参照行動がもたらす政策変化*

3.1 はじめに

前章では、政府・自治体間における垂直的な影響力を人的側面から補強するメカニズムとして、国政選挙制度の改革が、政党の選挙戦略を通じて、地方選挙の1つである知事選挙に変化をもたらすとの間いを立て分析を行った。そこでは、国政選挙制度が大きく改革された1996年度以降も、自民党が特に衆議院選挙における1票の価値の高い地域に官僚出身者を候補者として擁立しており、住民の選挙を通じて、自民党推薦の官僚出身知事が成立していることが明らかになった。中央政府、都道府県、市町村は、本来、異なるレベルに存在するものではあるが、我が国のような単一国家においては、公式な制度のみならず非公式な慣行を通じて、異なるレベル間に関係性がもたらされるものと考えられる。

本章では、自治体における給与削減問題に焦点を当て、都道府県と市町村のような異なるレベル間における垂直的な影響力がもたらす政策変化について検討する。その目的は、中央地方関係、都道府県と市町村の階層構造を考慮しつつ、異なるレベル間における垂直的な影響力により、市町村の給与政策に変化が生じることを実証的に明らかにすることにある。

自治体における給与削減問題は、近年における厳しい財政制約のもと、世論を巻き込み大きな政策的論点であり続けている。我が国の地方自治制度は、都道府県と市町村の二層制をとる。その限りにおいて、都道府県が県内市町村の行財政運営を指導することは、制度上、予定されている。各市町村における行財政上の意思決定に、県レベルの要因が影響を与えることがあると考えるのは、ごく自然な発想である。特に、自治体の給与水準の決定に関する限り、国の給与政策指針、さらには、その指針を受けた都道府県からの指導を市町村が全く無視することは、現実的には難しい。しかし、過去の自治体間の相互参照行動に関する先行研究の議論においては、都道府県ごとの行政境界は、確かに意識はされているが、単に境界の「区切り」として考慮するのみにとどまっており、都道府県の「存在」そのものが、市町村の行財政運営に与える影響を直接的に捉えることまではできていない。このような問題意識から、本章では、地方自治制度における現実の仕組みを強く反映することを重視し、先行研究が見逃してきた国や県レベルからの垂直的な影響力が、市町村の給与水準の決定に与える影響を実証分析することに一定の意義を見出している。また、都道府県と市町村の関係性を階層構造として正確に捉えることにより、先行研究と異なる帰

結を導き出すことができるならば、新たな視点がもたらされる可能性も出てくる。

本章の構成は、以下のとおりとなる。第2節で、先行研究の中でも、特に本章と関連性の高いものを取り上げる。第3節では、2013年度において生じた自治体の給与政策の変化、ならびにその背景について考察する。第4節では、マルチレベル分析により、2013年度中における自治体の給与政策の変化に関する分析を行う。¹ここでは、市町村ラスパイレス指数が県ラスパイレス指数に影響を受けていることが明らかにされる。さらに、ラスパイレス指数が100を超えており、地方交付税や県支出金に財源的に依存する市町村では、ラスパイレス指数を低下させていることも、同時に明らかにされる。実証分析を通じて、当該期間における給与政策に関して、市町村に対する国や都道府県からの垂直的な影響力の存在が示唆されることとなる。最後に、第5節で、第4節における分析結果をまとめ、結論を示す。

3.2 先行研究

本章では、国と地方における人事行政の制度的な問題を踏まえ、県レベルの要因が市町村の給与水準の決定に与える影響に焦点を当てることから、以下、必要な限りで、これに関連する先行研究をとりあげる。

自治体の相互参照行動とは、地方財政理論において、ヤードスティック競争と呼ばれる理論枠組みで議論されるものである(Salmon(1987), Case et al. (1993))。この理論自体は、プリンシパル・エージェント理論に基づくものであり、数々の研究が存在しているところであるが(Besley and Case(1995), Caldeira(2012), Bivand and Szymanski(1997), Revelli and Tovmo(2007)), これらに共通する点は、ある政府が他の政府の政策を「ものさし(=ヤードスティック)」として参照しながら、自己の政策を決定することにある。また、Brueckner(2003)においては、これらの議論に関する理論的な整理を行っている。

これら一連の議論は、同一レベルの政府間における水平的な相互参照行動を主な関心としていたが、一方で、単一国家における政府・自治体間における垂直的な影響力と競争に関する議論が、Breton(1987), Breton(1996), Salmon(2000), Salmon(2003)で行われている。そこでは、中央政府の庇護のもと、都道府県と市町村のような異なるレベル間における垂直的な競争、ならびにそれによってもたらされる垂直的な参照行動の存在が、理論的に提起されている。また、異なるレベル間における垂直的な競争は、同一レベル間における水平的な競争を必ずしも阻害とは限らず、両者は併存可能なものであり、単一国家にお

いては、むしろ、併存する方が効率的な場合があることをあわせて指摘している。しかし、異なる自治体レベル間における垂直的な競争は、理論的にはその存在が主張されているが、計量的にこれを明らかにしたものは、海外の研究に限らず、国内の実証研究(斎藤・中井(1991)、菅原(2013)、田中(2009)、中澤(2007)、西川(2006)、別所・宮本(2012)など)を含めても、今のところ存在していない。

本章の意義は、日本の自治体データによる単一国家の政府・自治体間における垂直的な影響力、ならびに垂直的な参照行動によって生じる自治体における政策の変化を、自治体の給与政策に関する実証分析を通じて、計量的、かつ包括的に明らかにしようとする試みである。従来 of ヤードスティック競争理論、相互参照行動に関する実証研究に対しても、少なくない示唆を与えるものと考えられる。

一方で、近年、空間計量経済学の分析手法を適用し、我が国における自治体の給与水準の決定において、市町村間における相互参照行動の存在を実証する先行研究がある。石田(2014)では、県境の存在を考慮しつつ、都道府県ダミー変数をモデルに投入することにより、隣接の市町村間におけるラスパイレス指数に関する相互参照行動の存在を実証している。一方、山本・林(2016)では、空間的な距離の長短よりも、類似団体区分や財政比較分析表に基づく市町村間の横並び志向の存在を実証している。そこでは、同一県内にある団体がより大きな影響を与える可能性を指摘しているが、都道府県の存在自体を明示的に取扱っていないため、県レベルの要因が県内市町村に与える影響については、未検証のままである。²さらに、2012年度における政権交代は、自治体の人件費削減問題に大きな影響を与え、最終的には、自治体に人件費削減を促すような地方交付税の制度変化までもたらしている。以上のことから、この時期における自治体の給与削減問題を分析することに一定の意義を見出すことができる。

3.3 自治体を取りまく環境の変化

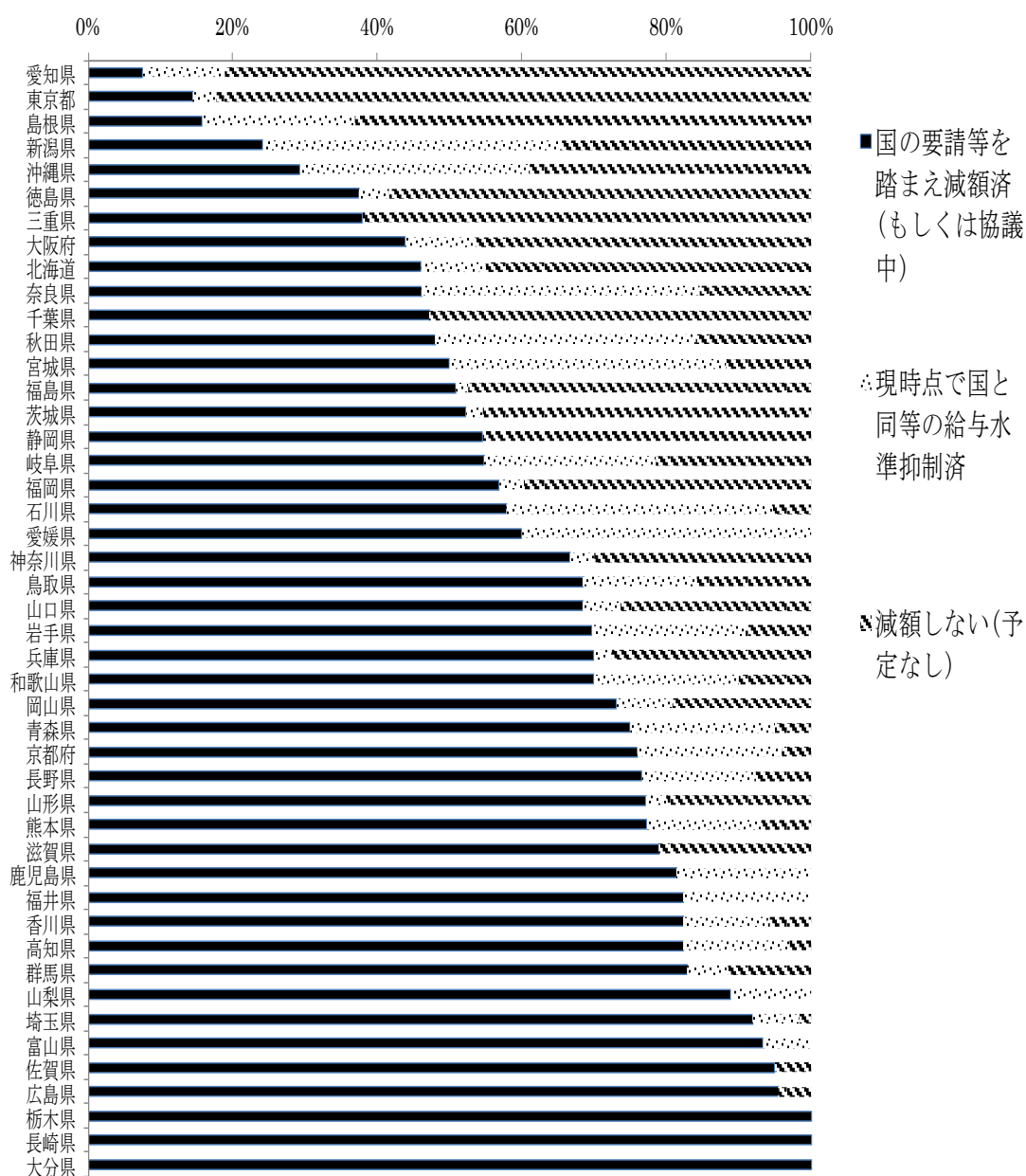
3.3.1 国の給与政策の変化

2012年12月26日総選挙に伴う民主党から自民党への政権交代に伴い、2013年度においては、当時の自民党政権は、ラスパイレス指数が100を超えている自治体に対して、国家公務員の給与減額措置と同様の措置をとるよう、強く要求を行った。

ここで、地方公務員給与に関する1つのデータを例として考察してみたい。図3.1は、東日本大震災を契機とした国からの給与減額要請に対する各市町村の対応状況(2013年10

月1日現在)を都道府県別に集計したものである。この図からも明らかなように、事実として、市町村における給与減額の対応状況には、都道府県ごとに相当大きな対応差が存在していた。

図 3.1 東日本大震災を契機とした市町村における給与減額の対応状況
(2013年10月1日現在)



注1: グラフは、総務省「地方公共団体における給与減額措置の実施状況」をもとに筆者作成。
 <URL: http://www.soumu.go.jp/main_content/000255802.pdf (2016年1月11日参照)>

注2: 政令指定都市, 特別区は, データから除く。

そもそも、自治体における給与改定の手順は、「人事委員会が置かれている団体(都道府県、指定都市および特別区等)においては、人事院勧告の内容及び当該団体の民間賃金動向等を総合勘案して人事委員会が勧告を行い、国の勧告の取り扱いに関する閣議決定を受けて、具体的な給与改定方針が決定され、人事委員会が置かれていない団体(市町村等)においては、国の取り扱いや都道府県の勧告等を受けて、具体的な給与改定方針が決定される。」こととされている。³つまり、国や県レベルで決定された給与水準が、県内の市町村に参照されることは、自治体の人事行政制度上、予定されている。これに加え、自治体固有の要因、さらには、隣接自治体における状況を踏まえながら、給与水準が決定されるとみるのが、むしろ現実的であろう。

3.3.2 2013年度における地方交付税の制度変化

一方で、2013年度における自治体人件費の削減の対策のために、国は「地方公務員給与の臨時特例」として、元気づくり事業費を臨時的に創設した。これにより、自治体が、人件費削減を行うことで、防災・減災事業、地域の活性化等への緊急課題に対して、人件費削減に見合った事業費を歳出に特別枠として計上されることとなった。具体的には、以下の式により、普通交付税が算定されることとなった。

算定式: 単位費用×人口×(1+α×ラスパイレス指数を用いた係数(A)+β×職員数削減を用いた係数(B))

$$A : \frac{100}{(\text{当該団体のラスパイレス指数}(2012\text{年度}^{\ast 1})-1)} \times 100$$

※1 2012年度のラスパイレス指数は、国の給与減額措置がなかったと仮定した場合の指数を用いる2012年度の数値が100未満の場合は、2012年度または直近5年間(2008～2012年度)の平均値の小さい方を用いる。なお、Aが10を超える場合は、10とする。

$$B : \frac{[(\text{当該団体の職員数}^{\ast 2}-\text{当該団体の職員数}^{\ast 3})/\text{当該団体の職員数}^{\ast 3}]}{[(\text{全団体の職員数}^{\ast 2}-\text{全団体の職員数}^{\ast 3})/\text{全団体の職員数}^{\ast 3}]}$$

※2 2008～2012年度の平均

※3 1993～1997年度の平均

α : ラスパイレス指数を用いた算定額を 350 億円程度とするための率

β : 職員数削減を用いた算定額を 350 億円程度とするための率

この制度変化は、各自治体に給与減額措置をとらせることを目的としたものであり、これにより、人件費、中でも各自治体が短期的に動かしやすい給与政策に変化が生じることは、容易に想定できる。

3.4 実証分析

3.4.1 仮説設定

前節までの議論を踏まえ、本節では、都道府県と市町村の階層的データに対して、マルチレベル分析を適用することにより、市町村のラスパイレス指数に関して、以下の仮説を検証する。

仮説 1 市町村ラスパイレス指数は、県ラスパイレス指数に影響を受け、同じ方向に変化する。

仮説 2 県からの県支出金により多く依存している市町村ほど、給与減額を行い、ラスパイレス指数を低下させる。

仮説 3 国からの地方交付税により多く依存している市町村ほど、給与減額を行い、ラスパイレス指数を低下させる。

仮説 4 国からの給与減額要請に対して、市町村ラスパイレス指数が 100 を超えている自治体は、給与減額を行い、ラスパイレス指数を低下させる。

分析に使用するデータは 2013 年度の市町村のクロスセクションデータとなる。ただし、説明変数については、石田 (2015) と同様に、2012 年度のデータを用いる。また、政令指定都市、特別区のデータを除く。

データの記述統計は、表 3.1 となる。この表において、特に注目されるのは、被説明変数となる市町村ラスパイレス指数の変化である。⁴ 平均値を見ると、2013 年 4 月 1 日から 2013 年 7 月 1 日の変化が -2.163 であるのに対して、2013 年 7 月 1 日から 2014 年 4 月 1 日の変化が -5.625 となり、倍以上の値となっている。2013 年 7 月 1 日から 2014 年 4 月 1 日にかけて大きく低下していることがわかる。説明変数には、自民党推薦の市町村長を採用する。これは、ダミー変数としてモデルに投入するが、この場合、参照基準は自民党推薦以外の市町村長となる。財政的要因としては、歳入総額に占める(県から市町村への)県支出金の割合、さらには 2013 年度に地方交付税の削減圧力により自治体への給与減額圧力が

表 3.1 データの記述統計

	変数	平均値	最小値	最大値	標準偏差	サンプル数
1	市町村ラスパイレス指数の変化 (2013年4月1日から2013年7月1日)	-2.163	-9.300	4.900	2.723	1,699
2	市町村ラスパイレス指数の変化 (2013年7月1日から2014年4月1日)	-5.625	-15.500	2.700	2.919	1,699
3	自民党推薦の市町村長 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.108	0.000	1.000	0.310	1,699
4	歳入総額に占める県支出金の割合 (%)	2.521	0.227	44.814	2.953	1,699
5	歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	31.188	0.007	72.113	17.010	1,699
6	実質収支比率 (%)	6.347	0.100	90.700	5.571	1,699
7	実質公債費比率 (%)	10.476	-4.700	40.000	4.311	1,699
8	人口密度 (千人/km ²)	0.819	0.002	13.495	1.690	1,699
9	1人あたり課税対象所得 (対数)	7.900	7.561	8.643	0.135	1,699
10	2013年4月1日時点の市町村ラスパイレス指数 (100との差分)	4.324	-21.400	14.000	3.802	1,699
11	2013年7月1日時点の市町村ラスパイレス指数 (100との差分)	2.161	-23.200	13.800	3.946	1,699
12	2013年4月1日時点の市町村ラスパイレス指数 (100超=1, 100以下=0)	0.883	0.000	1.000	0.321	1,699
13	2013年7月1日時点の市町村ラスパイレス指数 (100超=1, 100以下=0)	0.639	0.000	1.000	0.480	1,699
14	県ラスパイレス指数の変化 (2013年4月1日から2013年7月1日)	-1.978	-8.600	0.400	2.542	1,699
15	県ラスパイレス指数の変化 (2013年7月1日から2014年4月1日)	-5.665	-8.600	0.000	3.018	1,699
16	県内市町村における職員団体組織率 (%)	60.342	29.078	79.180	12.098	1,699
17	民間賃金水準の変化率 (%)	0.159	-5.287	4.271	2.219	1,699

注：政令指定都市，特別区は，データから除く。

あったことを踏まえ，歳入総額に占める(国から市町村への)地方交付税の割合，実質収支比率，実質公債費比率をそれぞれ説明変数として採用する。⁵また，市町村ラスパイレス指数が100を超えているか否かのダミー変数(100超=1, 100以下=0)を説明変数として採用する。次に，県レベルで観測される説明変数として，県ラスパイレス指数の変化，民間賃金水準(男性のみ)の変化率，県内市町村における職員団体組織率を採用する。^{6,7}その他，コントロール変数として，人口密度，納税者1人あたり課税対象所得(対数)を採用する。特に，注目する説明変数は，市町村長の政治的属性，財政状況に関する変数，県レベルで観測される変数群である。なお，各説明変数の相関係数については，概ね多重共線性を懸念しなければならない程の水準に達してない。

仮説1が成立する場合，県ラスパイレス指数が低下すると，市町村ラスパイレス指数が低下する。その理論的背景としては，本章で既述したとおり，現実の人事行政制度を踏まえる限り，県ラスパイレス指数が市町村に参照されているならば，市町村ラスパイレス指

数の変化は、県ラスパイレス指数と同じ方向に変化することが予想される。また、ここで着目している市町村の参照行動の性質は、我が国のような二層制の地方自治制度のもとで、都道府県と市町村の階層的構造を考慮して、県の市町村に対する影響力、ならびに県から市町村への給与政策に関する行政指導を背景とした垂直的な参照行動が存在することを前提としている。そのため、過去の先行研究が焦点を当てる水平方向の相互参照行動ではない。なお、この場合、各自治体のラスパイレス指数の変化は、民間賃金水準の変化率とは、必ずしも同じ方向に変化しないことが想定される。

仮説 2 が成立する場合、県から市町村に移転される県支出金により多く依存している市町村は、給与減額を行い、ラスパイレス指数を低下させる。その理論的背景としては、仮説 1 が成立する時、県ラスパイレス指数と市町村ラスパイレス指数が、国からの給与減額要請に対して、見かけ上の相関関係にある可能性があることから、仮説 1 が成立しており、同時に仮説 2 が成立するのであれば、国の要請を受けた県からの給与減額指導に対して、財政的に県により多くを依存する市町村ほど、県からの指導に従い、ラスパイレス指数を低下させるものと考えられる。その場合、歳入総額に占める県支出金の割合の推定係数の符号は、マイナスとなることが想定され、県から市町村への垂直的な影響力が存在することを示唆するものと考えられる。

一方で、仮説 3 が成立する場合、国から市町村に移転される地方交付税により多く依存している市町村は、給与減額を行い、ラスパイレス指数を低下させる。また、仮説 4 が成立する場合、国からの給与減額要請に対して、100 を超えた自治体はその要請に応じることになる。これら仮説の理論的背景は、石田(2015)の研究成果に基づくものである。国からの影響力により、ラスパイレス指数が 100 を超えた自治体に対して行動選択を行わせるのであれば、歳入総額に占める地方交付税の割合と市町村ラスパイレス指数が 100 を超えているか否かのダミー変数の推定係数の符号は、いずれもマイナスとなることが想定される。⁸

以上の分析枠組みにより、政府・自治体間における垂直的な影響力が、市町村の給与政策に変化をもたらし、給与減額を行うことで、ラスパイレス指数を低下させるのか否かを明らかにする。

3.4.2 推定結果

はじめに、各変数の集団内類似性に関する事前分析を示すと、表 3.2 となる。⁹この表に

表 3.2 集団内類似性に関する事前分析

	変数	ICC	DE	信頼性	p値	F値	サンプル数
1	市町村ラスパイル指数の変化 (2013年4月1日から2013年7月1日)	0.235	9.180	0.917	0.000	12.004	1,699
2	市町村ラスパイル指数の変化 (2013年7月1日から2014年4月1日)	0.224	8.774	0.912	0.000	11.301	1,699
3	自民党推薦の市町村長 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.102	4.562	0.803	0.000	5.083	1,699
4	歳入総額に占める県支出金の割合 (%)	0.537	19.682	0.976	0.000	42.530	1,699
5	歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	0.447	16.535	0.967	0.000	29.887	1,699
6	実質収支比率 (%)	0.136	5.737	0.849	0.000	6.642	1,699
7	実質公債費比率 (%)	0.269	10.346	0.929	0.000	14.148	1,699
8	人口密度 (人/km ²)	0.409	15.237	0.961	0.000	25.800	1,699
9	一人あたり課税対象所得 (対数)	0.485	17.859	0.971	0.000	34.665	1,699
10	2013年4月1日時点の市町村ラスパイル指数 (100との差分)	0.242	9.432	0.920	0.000	12.451	1,699
11	2013年7月1日時点の市町村ラスパイル指数 (100との差分)	0.289	11.041	0.936	0.000	15.524	1,699
12	2013年4月1日時点の市町村ラスパイル指数 (100超=1, 100以下=0)	0.121	5.223	0.832	0.000	5.944	1,699
13	2013年7月1日時点の市町村ラスパイル指数 (100超=1, 100以下=0)	0.170	6.898	0.880	0.000	8.307	1,699
14	県ラスパイル指数の変化 (2013年4月1日から2013年7月1日)	1.000	35.775	1.000	0.000	-	1,699
15	県ラスパイル指数の変化 (2013年7月1日から2014年4月1日)	1.000	35.775	1.000	0.000	-	1,699
16	県内市町村における職員団体組織率 (%)	1.000	35.775	1.000	0.000	-	1,699
17	民間賃金水準の変化率 (%)	1.000	35.775	1.000	0.000	-	1,699
	変数内に集団内類似性の存否を判断する値の目安	0.05 以上	2.00 以上	0.70 以上	0.05 以下		

注：政令指定都市，特別区は，データから除く。

おける各指標の意味は，次のとおりである。変数内に集団内類似性によって説明される部分が存在しているか否かを，級内相関係数(Intra-class Correlation Coefficient：ICC)，デザイン・エフェクト(Design Effect：DE)，信頼性の3つの指標の値により判断する。特に，本章の分析のように，集団内の個体数(県内における市町村数)の平均値が大きくなる場合，これらの指標の中でも，DEの値が2を超えていることを最も重視すべきとされる(清水(2014))。いずれの指標においても，分析対象の各変数には，市町村レベルにおいて，県ごとに強い集団内類似性が存在しているものと判断できる。以上のことから，マルチレベル分析を適用すべきであるといえる。

次に，マルチレベル分析による分析結果は，表 3.3 となる。ケース A とケース B では，市町村ラスパイル指数と 100 との差分が，説明変数として投入されており，ケース C とケース D では，市町村ラスパイル指数が 100 を超えているか否かのダミー変数が説明変

数として投入されている点に違いがある。まず、表下段における RMSEA (Root Mean Square Error of Approximation), CFI (Comparative Fit Index), SRMR (Standardized Root Mean Square Residual) は、モデル適合度を表しており、各基準値をすべて満たしていることから推計モデルとして妥当であるものと判断できる。¹⁰

分析結果をみると、県ラスパイレス指数の変化の推定係数の符号は、ケース A, ケース B, ケース C, ケース D のいずれにおいても、プラスとなり 1%水準で有意となっている。市町村ラスパイレス指数は、いずれの期間においても、県ラスパイレス指数の変化と同じ方向に変化している。このことから、仮説 1 が支持される。

一方で、歳入総額に占める県支出金の割合の推定係数の符号は、ケース A とケース B で

表 3.3 マルチレベル分析

被説明変数：市町村ラスパイレス指数の変化

変数	ケースA (2013年4月1日から 2013年7月1日)			ケースB (2013年7月1日から 2014年4月1日)			
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	
レ市 ベ町 ル村	自民党推薦の市町村長 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	-0.208	0.208	0.315	0.562	0.172	0.001 ***
	歳入総額に占める県支出金の割合 (%)	-0.059	0.023	0.010 ***	-0.056	0.020	0.006 ***
	歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	0.007	0.006	0.258	-0.048	0.008	0.000 ***
	実質収支比率 (%)	0.005	0.008	0.575	-0.041	0.012	0.001 ***
	実質公債費比率 (%)	-0.049	0.015	0.001 ***	-0.017	0.029	0.552
	人口密度 (千人/km ²)	0.190	0.076	0.012 **	-0.024	0.055	0.663
	1人あたりの課税対象所得 (対数)	1.823	1.145	0.111	0.282	0.896	0.753
	2013年4月1日時点の市町村ラスパイレス指数 (100との差分)	-0.292	0.042	0.000 ***			
	2013年7月1日時点の市町村ラスパイレス指数 (100との差分)				-0.475	0.041	0.000 ***
県 レ ベ ル	県ラスパイレス指数の変化(2013年4月1日から2013年7月1日)	0.250	0.053	0.000 ***			
	県ラスパイレス指数の変化(2013年7月1日から2014年4月1日)				0.249	0.072	0.001 ***
	県内市町村における職員団体組織率 (%)	-0.012	0.016	0.460	0.011	0.020	0.563
	民間賃金水準の変化率 (%)	0.065	0.088	0.462	-0.094	0.093	0.316
	定数項	-2.159	0.174	0.000 ***	-5.611	0.194	0.000 ***
	クラスター数	47			47		
	サンプル数	1,699			1,699		
RMSEA	基準：0.05以下	0.000			0.000		
CFI	基準：0.95以上	1.000			1.000		
SRMR (Within)	基準：0.05以下	0.000			0.000		
SRMR (Between)	基準：0.05以下	0.000			0.000		

変数		ケースC (2013年4月1日から 2013年7月1日)			ケースD (2013年7月1日から 2014年4月1日)		
		係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
レ市 ベ町 ル村	自民党推薦の市町村長 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	-0.322	0.208	0.123	0.514	0.223	0.022 ***
	歳入総額に占める県支出金の割合 (%)	-0.019	0.026	0.471	0.027	0.024	0.252
	歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	0.023	0.005	0.000	-0.030	0.007	0.000 ***
	実質収支比率 (%)	0.017	0.008	0.032	-0.019	0.008	0.015 **
	実質公債費比率 (%)	-0.035	0.021	0.090 *	0.013	0.020	0.521
	人口密度 (千人/km ²)	0.148	0.068	0.028 **	-0.123	0.072	0.087 *
	1人あたりの課税対象所得 (対数)	1.110	0.984	0.259	-0.715	0.912	0.433
	2013年4月1日時点の市町村ラスパイレス指数 (100超=1, 100以下=0)	-1.823	0.219	0.000 ***			
	2013年7月1日時点の市町村ラスパイレス指数 (100超=1, 100以下=0)				-2.086	0.280	0.000 ***
県 レ ベ ル	県ラスパイレス指数の変化(2013年4月1日から2013年7月1日)	0.250	0.053	0.000 ***			
	県ラスパイレス指数の変化(2013年7月1日から2014年4月1日)				0.249	0.072	0.001 ***
	県内市町村における職員団体組織率 (%)	-0.012	0.016	0.462	0.011	0.020	0.562
	民間賃金水準の変化率 (%)	0.065	0.088	0.459	-0.095	0.093	0.310
定数項		-2.159	0.174	0.000 ***	-5.612	0.194	0.000 ***
クラスター数		47			47		
サンプル数		1,699			1,699		
RMSEA	基準: 0.05以下	0.000			0.000		
CFI	基準: 0.95以上	1.000			1.000		
SRMR(Within)	基準: 0.05以下	0.000			0.000		
SRMR(Between)	基準: 0.05以下	0.000			0.000		

注1: 政令指定都市, 特別区は, データから除く。

注2: 各表において, *は10%水準, **は5%水準, ***は1%水準で有意であることを示す。

は, マイナスとなり 1%水準で有意となっている。仮説 1 がいずれのケースでも成立しているため, 県支出金により多く依存している市町村ほど, 県からの影響力を受けて, ラスパイレス指数を低下させていたものと推察される。このことから, 仮説 2 が支持される。

また, ケース B とケース D では, 歳入総額に占める地方交付税の割合の推定係数の符号は, マイナスとなり 1%水準で有意となっている。国からの制度変化に対して, 地方交付税により多く依存している市町村ほど, この時期においては, ラスパイレス指数を低下させているといえる。このことから, 仮説 3 が支持される。

さらに, ケース C とケース D のいずれのケースにおいても, 市町村ラスパイレスが 100

を超えているか否かのダミー変数の推定係数の符号は、マイナスとなり 1%水準で有意となっている。国からの給与減額要請は、市町村ラスパイレス指数が 100 を超えている自治体に対して求められており、該当する自治体は、ラスパイレス指数を低下させているといえる。なお、この結果は、石田(2015)における帰結とも符合する。このことから、仮説 4 が支持される。

なお、その他の説明変数の推計結果をみると、民間賃金水準の変化率の推定係数は、いずれのケースにおいても、有意な結果を得ていない。この時期においては、各地域の民間賃金水準の変化とは異なる方向に自治体の給与水準は変化している結果によるものと推察される。また、ケース B とケース D においては、自民党推薦の市町村長の推定係数の符号は、プラスとなり 5%水準で有意となっている。この結果をどう解釈するべきであろうか。1 つの解釈として、2011 年 3 月の東日本大震災を起因とした公務員の給与減額措置は、2014 年 4 月 1 日時点では、国・地方のいずれにおいても無くなったのであるから、その減額分の「戻り」について、自民党推薦の市町村長の方が、それ以外の属性の市町村長よりも大きかったということを意味するものと思われる。逆に言えば、自民党推薦の市町村長が、他の属性を持つ市町村長よりも、すでに給与減額措置を行っていた分、その「戻り」が大きかったという可能性が考えられる。

以上をまとめると、国からの給与減額に対する対応として、市町村ラスパイレスは県ラスパイレス指数と同じ方向に変化している。また、国や県からの財政移転により多く依存している市町村、あるいは市町村ラスパイレス指数が 100 を超えている市町村においては、ラスパイレス指数が低下している。既述のような人事行政制度、ならびにこの時期における地方交付税の制度変化を踏まえる限り、市町村が国レベルによってもたらされた制度変化、あるいは県レベルの要因から影響を受けて、市町村が給与減額を行ったと考えられる。

分析結果からは、仮説 1、仮説 2、仮説 3、仮説 4 は、いずれも支持される結果となった。

3.5 結論

本章では、国レベルの政権交代とそれによりもたらされた制度の変化、さらには、県レベルの要因も考慮しつつ、市町村の人件費に関する政策の変化に焦点を当て、実証分析を行った。仮説 1 から仮説 4 までの検証を通じて、以下の事実が明らかとなった。

- ① 2011 年 3 月の東日本大震災発生に起因する国からの地方公務員給与の減額要請に対して、市町村ラスパイレス指数は、県ラスパイレス指数と同じ方向に変化している。

また、この時期において、各自治体のラスパイレス指数は、民間賃金水準とは同じ方向に変化していない。

- ② 県支出金により多く依存している市町村ほど、給与減額措置を行い、ラスパイレス指数を引き下げている。
- ③ 地方交付税に依存している市町村ほど、給与減額措置を行い、ラスパイレス指数を引き下げている。
- ④ 市町村ラスパイレス指数が 100 を超えている市町村は、給与減額措置を行い、ラスパイレス指数を引き下げている。

結論として、市町村は、国や県レベルからの影響を一般的に受けつつ、給与政策を変化させている。これは、政府・自治体間における垂直的な影響力、ならびに垂直的な参照行動の存在を示唆するものと考えられる。

次に、本章で得られた帰結の含意、および貢献は、次のとおりである。本章における議論の重要な貢献は、国や県レベルの要因が、垂直的に影響を与えることで、市町村における政策変化をもたらしていることを明らかにした点にある。人件費は、制度的な要因も絡みつつ、特に垂直的な影響力が発揮されやすい。そうであるとしても、市町村間の水平的な参照行動に焦点を当てる議論だけでは、現実を説明できないものと考えられる。このような異なるレベル間における垂直的な影響力が、地方歳出において存在する限り、それを前提としない先行研究における議論は、暗黙のうちに強い仮定が置かれているといえる。再検証が行われるべきであろう。また、本章の帰結の重要な貢献は、Breton や Salmon らによって提起された一連の理論・仮説に関して、政府・自治体間における垂直的な影響力、ならびにそれによってもたらされる垂直的な参照行動は、確かに存在しているということである。実証レベルにおいて、彼らの理論が妥当であることを裏付けたことは、単に彼らの議論そのものに対してだけではなく、従来のヤードスティック競争理論に関する議論に対しても、少なくない示唆を与えるものと考えられる。

一方で、本章で得られた帰結をもってして、先行研究において議論されてきたことの全てを否定するものでもない。なぜならば、自治体間における水平的な競争や参照行動は、政府・自治体間における垂直的な影響力とも併存することが、Breton や Salmon らの議論においても指摘されている。重要なことは、市町村間の水平的な参照行動に関する先行研究の議論では、垂直方向の参照行動に関する視点が抜け落ちているという点にある。

最後に、残された課題として、次のことがあげられる。今回の分析は、2013 年度から

2014年度というごく短い期間を検討したものである。因果効果の識別という観点から、自治体人件費の実証分析に関して、この期間のデータが貴重であるのは、おそらく、言うまでもないであろう。しかし、ラスパイレス指数の長期的な推移、およびその変動要因については、検討を行っていない。また、政権交代そのものの影響と首長の属性の違いによる影響などを明らかにするには、これ以外の期間との比較が必要となるであろう。この点については、続く第4章において、さらに分析を行うこととする。

章末注

* 本章は、日本財政学会 2016 年度大会報告論文の米岡(2016)を加筆したものである。

¹ マルチレベル分析は、都道府県と市町村のような階層構造を持つデータに対して適用される分析手法である。各分野によって、様々な名称で呼ばれている。

² 自治体人件費問題を扱う重要な研究の1つである石田(2015)においてさえ、都道府県の存在自体を明示的に取扱っていない。

³ カッコ内の記述は、総務省『地方公務員給与のあり方に関する検討会報告書』(2006年)からの引用である。実際には、周辺部の市町村ほど、自地域における民間給与水準の実態調査を行う余力もないため、県人事委員会が行う民間給与実態調査の結果を参照しやすい。このことは、県レベルの給与水準が、市町村に参照される間接的要因ともなり得る。

⁴ 通常、ラスパイレス指数の公表は、毎年1回、4月1日時点のものが、総務省により公表されている。しかし、2013年度中においては、7月1日時点のラスパイレス指数が公表されている。これは、自民党による給与減額措置において、100を超えているラスパイレス指数がその減額要求の根拠となっていたため、各時点で給与減額の進捗状況として公表されたものと考えられる。

⁵ ただし、県支出金のデータについては、市町村への補助に関して、県の側に裁量があるか否かを考慮して、国費分を除外して、純粋に県費によるもののみを利用する。

⁶ 民間賃金については、官民給与格差について論じた川崎・長嶋(2007)に倣い、男性のみのデータを用いる。その理由としては、パートなどの非正規雇用の多い女性を含めた民間賃金を用いるよりも、正規雇用の多い男性のみの民間賃金を用いた方が、実際の正規雇用の公務員の給与水準との連動をより正確に反映できるものと考えられるからである。

⁷ 県内市町村における職員団体組織率については、公表データの制約上、都道府県単位の平均値を用いる。なお、石田(2014)、石田(2015)では、自治労連および自治労の単位組合ダミーを利用しており、この点は本章における分析と異なる。その他、モデルに投入する説明変数については、極力、石田(2015)と同じものを利用している。

⁸ なお、石田(2015)では、2013年4月1日から2013年7月1日までのラスパイレス指数の変化を被説明変数としている。本章では、石田(2015)で残された課題としてあげられていた2013年7月1日以降におけるラスパイレス指数の変化についても分析を行う。

⁹ 事前分析とは、マルチレベル分析を階層的データに適用する際、変数内に集団内類似性の有無を確認するために、社会心理学の分野で一般的に用いられているものである。

¹⁰ RMSEAは、自由度とサンプル数を考慮してモデルの分布と真の分布との乖離を表現した指標となる。CFIは、推計モデルと独立モデル(観測変数間の相関が無く、観測変数間の関連を全く説明できないモデル)との乖離を表す指標となる。SRMRは、母分散・母共分散の推定値と、標本分散・標本共分散の差を2乗し、その平均の平方根をとったものを標準化した指標となる。これらの指標が基準値を満たすか否かにより、推計モデルが真のモデルに適合するかを判断する。

参考文献

英文参考文献

Besley, T. and Case, A. (1995) “*Incumbent behavior: Vote-seeking, tax-setting, and yardstick competition,*” *American Economic Review*, Vol. 85, No. 1, pp. 25-45.

Bivand, R and Szymanski, S. (1997) “*Spatial dependence through local yardstick competition: theory and testing.*” *Economics Letters*, Vol. 55, No. 2, pp. 257-265.

Breton, A. (1987) “*Towards a theory of competitive federalism,*” *European Journal of Political Economy*, 3(1-2), pp. 263-329.

Breton, A. (1996) “*Competitive Governments: An Economic Theory of Politics and Public Finance,*” Cambridge University Press.

Brueckner, J.K. (2003) “*Strategic Interaction Among Governments: An Overview of Empirical*

- Studies*,” *International Regional Science Review*, Vol.26, pp.175-188.
- Caldeira, E. (2012) “*Yardstick competition in a federation: Theory and evidence from China*,” *China Economic Review*, Vol.23, pp.878-897.
- Case, A., Rosen, H.S., and Hines Jr., J.R. (1993) “*Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the states*,” *Journal of Public Economics*, Vol.52, No.3, pp.285-307.
- Revelli, F. and Tovmo, P. (2007) “*Revealed yardstick competition: Local government efficiency patterns in Norway*,” *Journal of Urban Economics*, Vol.62, No.1, pp.121-134.
- Salmon, P. (1987) “*Decentralisation as an incentive scheme*,” *Oxford Review of Economic Policy*, Vol.3, No.2, pp.24-43.
- Salmon, P. (2000) “*Vertical competition in a unitary state : Competition and Structure: The Political Economy of Collective Decisions*,” pp.239-256.
- Salmon, P. (2003) “*Assigning Powers in the European Union in the Light of Yardstick Competition among Governments*,” *European Governance*, pp.197-215.

邦文参考文献

- 石田三成(2014)「地方公務員の給与削減に関する実証分析」日本財政学会2014年度大会報告論文。
- 石田三成(2015)「地方公務員の給与削減に関する実証分析：2013年給与改定臨時特例法を題材に」『*財政研究*』第11巻，191-211頁。
- 川崎一泰・長嶋佐央里(2007)「地域における給与の官民格差に関する統計分析：なぜ，地方では公務員人気が高いのか」『*会計検査研究*』，No.36，107-123頁。
- 斎藤槇・中井英雄(1991)「福祉支出の地域間格差：市町村歳出決算の老人福祉費を中心として」『*季刊・社会保障研究*』第27巻，第3号，265-273頁。
- 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。
- 菅原宏太(2013)「地方財政健全化法の施行と地方公共団体の健全化行動：関西の市町村データによる考察」『*会計検査研究*』No.47，39-54頁。
- 田中宏樹(2009)「育児支援施策をめぐる自治体間競争」『*公共選択の研究*』第52号，25-36頁。
- 中澤克佳(2007)「市町村高齢者福祉政策における相互参照行動の検証」『*日本経済研究*』第57号，53-70頁。
- 西川雅史(2006)「保険税と保険料：国民保険制度における自治体の制度選択」『*日本経済研究*』第55号，79-98頁。
- 別所俊一郎・宮本由紀(2012)「妊婦健診をめぐる自治体間財政競争」『*財政研究*』第8巻，206-222頁。

山本航・林正義(2016)「地方公務員人件費の決定要因と市町村の相互参照行動：市町村別類似団体区分と財政比較分析表を手がかりに」『公共選択』第65号，73-92頁。

米岡秀眞(2016)「自治体の人件費抑制に関する実証分析：首長の属性と制度の違いがもたらす人事・給与政策の変化」日本財政学会 2016 年度大会報告論文。

4 政権交代と首長の属性の違いがもたらす政策変化 *

4.1 はじめに

前章の議論では、2013年度中における自治体データを用いた分析により、国や県レベルの要因から垂直的な影響を受け、市町村における給与政策に変化がもたらされていることを明らかにした。しかし、ここでは、政権交代という国レベルにおける政治的変動そのものが、直接的に自治体に政策変化をもたらしているか否かに関してまでは、十分な検討を行えていない。さらには、政権交代に対して、首長の政治的属性の違いにより、異なる影響力がもたらされることも考えられる。なぜなら、ヤードスティック競争理論が想定するように、政治家の再選動機により自治体の政策が決定されるとするならば、政党から推薦を受けて当選した首長は、自らの再選確率をより高めるために、次回の選挙において、政党から推薦を得るインセンティブを持つことが考えられるからである。つまり、首長の政治的属性の違いにより、政権交代の影響は異なる傾向が出てくる可能性が考えられる。

本章では、第3章までの議論を拡張して、2012年度から2014年度までのデータを用いた給与政策に関する実証分析を通じて、国レベルにおける政権交代の影響が、知事と市町村長の政治的属性の組み合わせにより、異なる政策変化を生じさせることを明らかにする。

その概要は、次のとおりである。我が国では、2009年から約3年間、民主党が政権を担っていたが、2012年12月26日の総選挙により、民主党から自民党に政権交代が起きた。2013年度、自民党政権下における給与減額要請に対して、自民党推薦の知事は、実額ベースの給与水準を引き下げている。さらに、知事が自民党推薦の場合、市町村ラスパイレス指数が100を超えている市町村では、給与水準が引き下げられている。また、知事が自民党推薦の場合、自民党推薦の市町村長は、給与水準を引き下げている。一方で、知事が自民党推薦以外の場合には、そのような傾向は見出されない。つまり、政権交代の影響は、知事の政治的属性、あるいは知事と市町村長の政治的属性の組み合わせによって、異なることが見出された。このような傾向の違いは、政府・自治体間における垂直的な影響力が、党派性を通じて、首長に異なる影響を与えていることを示唆するものと考えられる。

本章の構成は、以下のとおりとなる。第2節で、先行研究の中でも特に本章と関連性の高いものを取り上げる。第3節では、2011年度から2013年度までの都道府県パネルデータにより、県における実額ベースの給与水準の変動要因を分析する。第4節

では、2011年度から2013年度までの市町村データを用いて政権交代と首長の属性によって実額ベースの給与水準の変化に違いが生じることを、マルチレベル分析と多母集団同時分析により明らかにする。ここでは知事と市町村長の政治的属性の組合せにより政権交代の影響に違いが生じることが明らかにされる。

最後に第5節において、第3節と第4節における両分析結果をまとめ、結論を示す。

4.2 先行研究

本章では、政権交代や首長の政治的属性など、政治的要因が自治体の給与政策にもたらす影響に焦点を当てることから、以下、必要な限りで、政権交代、あるいは政治的要因と歳出に関連する先行研究をとりあげる。

政権交代と財政規律との関係を論じた先行研究には、OECD各国のデータを用いた計量分析により政権交代圧力が低い場合に効率的な財政運営が行われにくいとする Skilling and Zeckhauser (2002)、日本の都道府県データを用いた計量分析により、知事の在職期間が増加することで当初は行財政運営の効率化が進むものの、ある時点からは負の影響が強まる可能性を見出した藤澤(2004)などがあげられる。しかし、政権交代と人件費の規律に焦点を当て検証したものは、石田(2014)、石田(2015)以外には見られない。

また、日本における政治的要因を考慮した財政研究をみると、多数のものが存在する。これらは、①政治的景気循環仮説や、補助金・公共投資の地域配分と自民党との関連などに焦点をあて、国と地方との財政関係において、地域間での国の補助金や公共事業の獲得競争などの検証を行ったもの、②地方の政治的意思決定に関心を持ち、政治的景気循環、中央政治家、地方政治家の支持基盤や政治的属性に注目しているもの、以上の2つの研究の流れに大きく分けることができる。本章の議論の位置付けは、②に関するものの1つとして位置付けられることから、さらに、後者について検討を加えていく。

まず、政治的要因に注意を払った地方財政の決定要因の実証研究の先駆として、飽戸・佐藤(1986)、小林(1990)、さらには、公共投資において、知事による政治的景気循環を検討した山下(2001)、目的別歳出、普通建設事業費などに対し、知事の党派性や議会構成などを説明変数に投入して検討を行った加藤(2003)、加藤(2010)がある。一方、近年の政治学や行政学の分野でも、都道府県を対象に、地方の政治的要因を考慮した実証分析が存在する。計量分析と事例分析の組合せにより、目的別歳出と主要な歳入項目に対して、政治的要因による影響の検討を行った曾我・待鳥(2007)、砂原

(2011)がある。

これら研究の共通点としては、分析対象として、歳入面よりも歳出面を、さらには、特定の目的別歳出や性質別歳出に焦点を当てる傾向がある。しかし、人件費については性質別歳出として最も大きな項目の1つであるにもかかわらず、これに焦点を当てた研究がほとんど見当たらない。その理由としては、①我が国の中央地方関係は、従来から中央集権と捉えられ、地方が独自性を発揮する余地が少ないと考えられてきた、②公務部門の給与決定方式が、人事院勧告をはじめとした各制度や、総務省の指導によって国家公務員に準じた給与設定が行われてきたため、裁量の余地が少ないと考えられてきた、以上の2点から、研究対象として関心が高くなかったものと思われる。しかし、今回、本章が直接の分析対象とする震災後の地方公務員の給与水準の決定問題は、2011年3月の東日本大震災という大きなショックを起因としたものである。特例的な給与減額措置が国家公務員に対してなされている中で、地方公務員の給与減額措置は、国政選挙、あるいは、統一地方選挙などにおける重要な政策論点にもなったことから、従来とは異なる政治的背景が存在する。さらに、行政学の分野では、稲継(2000)が、我が国の公務部門の給与決定方式は、一方的雇用者統制を行うフランス、ドイツなどに比べれば、条例制定主義に基づくため、自治体側に裁量の余地があると指摘している。Reed(1986)、村松(1988)においても、仮に中央集権であったとしても、国による地方への一方的な支配構造ではなく、両者の間にはむしろ相互依存的な関係が成立していると主張されている。少なくとも、今回の給与減額に関しては、震災直後から政権交代に至るまで、どのタイミングで引き下げるのかについて、自治体側に裁量権があるものと考えられる。

以上のことから、国レベルの政権交代や地方の政治的要因に着目して、この時期における自治体の給与政策の変動要因を分析することに、一定の意義を見出すことができる。

4.3 県レベルにおける給与水準の決定要因

4.3.1 仮説設定

本節では、第3章で分析の対象としたラスパイレス指数ではなく、実額ベースの給与水準の変化を被説明変数として、都道府県レベルにおける実額ベース給与水準(全職員の給与水準)の決定要因に関して、パネルデータ分析(最尤法)を行う。¹

具体的には、次の仮説を立て、これを検証する。

表 4.1 データの記述統計量

変数		2011年度				
		平均	最小値	最大値	標準偏差	サンプル数
都道府県	県における全職員の給与水準の変化 (千円)	-1.798	-14.300	14.400	4.909	47
	自民党推薦の知事 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.298	0.000	1.000	0.462	47
	歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	24.001	0.056	38.122	8.787	47
	実質収支比率 (%)	1.368	0.100	6.900	1.366	47
	実質公債費比率 (%)	15.123	1.500	23.100	3.348	47
	全職員の平均年齢 (歳)	43.445	41.300	44.700	0.816	47
	人口密度 (千人/km ²)	0.646	0.070	5.802	1.145	47
	1人あたりの課税対象所得(対数)	7.976	7.850	8.318	0.102	47
	県ラспイレス指数 (100超=1, 100以下=0)	0.404	0.000	1.000	0.496	47
	県における職員団体組織率 (%)	52.491	10.655	81.000	19.154	47
	民間賃金水準の変化 (千円)	0.330	-11.400	11.800	6.216	47
市町村	市町村における全職員の給与水準の変化 (千円)	-2.757	-42.300	40.900	5.968	1,604
	自民党推薦の市町村長 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.105	0.000	1.000	0.307	1,604
	歳入総額に占める県支出金の割合 (%)	2.424	0.122	12.923	1.315	1,604
	歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	31.691	0.122	66.400	16.254	1,604
	実質収支比率 (%)	6.375	-2.700	57.500	4.691	1,604
	実質公債費比率 (%)	11.532	-6.300	40.900	4.304	1,604
	全職員の平均年齢 (歳)	42.624	35.700	51.100	1.827	1,604
	人口密度 (人/km ²)	0.736	0.002	13.530	1.460	1,604
	1人あたりの課税対象所得(対数)	7.898	7.554	8.639	0.130	1,604
	市町村ラспイレス指数 (100超=1, 100以下=0)	0.135	0.000	1.000	0.341	1,604
	県内市町村における職員団体組織率 (%)	60.527	29.802	78.762	12.053	1,604
変数		2012年度				
		平均	最小値	最大値	標準偏差	サンプル数
都道府県	県における全職員の給与水準の変化 (千円)	-0.962	-19.300	24.000	6.405	47
	自民党推薦の知事 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.298	0.000	1.000	0.462	47
	歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	24.048	0.000	39.970	9.187	47
	実質収支比率 (%)	1.381	0.000	7.100	1.528	47
	実質公債費比率 (%)	14.809	1.000	21.700	3.173	47
	全職員の平均年齢 (歳)	43.366	41.100	44.800	0.914	47
	人口密度 (千人/km ²)	0.657	0.070	6.005	1.177	47
	1人あたりの課税対象所得(対数)	7.976	7.845	8.320	0.103	47
	県ラспイレス指数 (100超=1, 100以下=0)	1.000	1.000	1.000	0.000	47
	県における職員団体組織率 (%)	51.276	10.132	78.965	19.672	47
	民間賃金水準の変化 (千円)	-0.745	-16.500	13.800	6.472	47
市町村	市町村における全職員の給与水準の変化 (千円)	-2.481	-44.800	36.900	5.832	1,604
	自民党推薦の市町村長 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.102	0.000	1.000	0.302	1,604
	歳入総額に占める県支出金の割合 (%)	2.195	0.227	16.687	1.199	1,604
	歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	31.620	0.007	72.113	16.913	1,604
	実質収支比率 (%)	6.202	0.100	90.700	5.005	1,604
	実質公債費比率 (%)	10.579	-4.700	40.000	4.205	1,604
	全職員の平均年齢 (歳)	42.354	35.800	49.700	1.828	1,604
	人口密度 (人/km ²)	0.735	0.002	13.495	1.461	1,604
	1人あたりの課税対象所得(対数)	7.895	7.561	8.643	0.131	1,604
	市町村ラспイレス指数 (100超=1, 100以下=0)	0.868	0.000	1.000	0.339	1,604
	県内市町村における職員団体組織率 (%)	60.129	29.078	79.180	12.274	1,604

変数		2013年度				
		平均	最小値	最大値	標準偏差	サンプル数
都道府県	県における全職員の給与水準の変化 (千円)	-0.306	-4.400	25.600	4.655	47
	自民党推薦の知事 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.362	0.000	1.000	0.486	47
	歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	22.703	0.000	38.358	8.806	47
	実質収支比率 (%)	1.449	0.100	6.600	1.473	47
	実質公債費比率 (%)	14.551	0.600	21.300	3.085	47
	全職員の平均年齢 (歳)	43.326	41.000	44.800	0.970	47
	人口密度 (千人/km ²)	0.658	0.070	6.032	1.181	47
	1人あたりの課税対象所得(対数)	7.974	7.843	8.322	0.103	47
	県ラスパイレス指数 (100超=1, 100以下=0)	0.979	0.000	1.000	0.146	47
	県における職員団体組織率 (%)	50.055	0.000	78.185	20.857	47
	民間賃金水準の変化 (千円)	4.870	-13.200	16.600	6.766	47
	市町村	市町村における全職員の給与水準の変化 (千円)	-2.245	-29.500	27.800	4.974
自民党推薦の市町村長		0.108	0.000	1.000	0.310	1,604
歳入総額に占める県支出金の割合 (%)		2.136	0.161	21.144	1.124	1,604
歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)		30.199	0.033	70.690	16.304	1,604
実質収支比率 (%)		6.406	-1.600	53.700	4.843	1,604
実質公債費比率 (%)		9.796	-5.400	47.200	4.239	1,604
全職員の平均年齢 (歳)		42.135	35.800	48.600	1.853	1,604
人口密度 (千人/km ²)		0.746	0.002	14.166	1.491	1,604
1人あたりの課税対象所得(対数)		7.892	7.101	8.679	0.132	1,604
市町村ラスパイレス指数 (100超=1, 100以下=0)		0.875	0.000	1.000	0.330	1,604
県内市町村における職員団体組織率 (%)		59.751	28.352	79.617	12.560	1,604

注1: 政令指定都市, 特別区, 東日本大震災にて欠損した市町村, 2011年度以降に合併した市町村は, データから除外。
注2: 2013年度に東京, 岡山, 山口で自民党推薦の知事が誕生したため, 各年度のデータから除外。

仮説1 政権交代後, 自民党政権による給与減額要請に対し, 自民党推薦の知事は, 県における全職員の給与水準を引き下げる。

分析に使用するデータは2011年度から2013年度における都道府県のパネルデータとなる。この直前の2011年3月に東日本大震災が発生し, 2012年度以降, 2年間にわたり国家公務員給与が平均で7.8%削減された。当時の民主党政権下では, 自治体にも同様の減額措置が求められたが, 支持母体の自治労に配慮して努力義務としたため, これに対する各自治体の反応は鈍かった。しかし, 2012年12月の総選挙に伴う政権交代後, 自民党政権下では, 自治体に対して給与減額措置が強く求められた。

データの記述統計は, 表4.1となる。特に注目されるのは, 被説明変数となる県における全職員の給与水準の変化である。なお, 分析では, 被説明変数である給与水準の変化が前年度の要因により増減するかを明らかにするため, 1期後の値との階差となっている。²説明変数には, 自民党推薦の知事を採用する。なお, この場合の参照基準は, 自民党推薦以外の知事となる。財政的要因としては, 歳入総額に占める地方

交付税の割合，実質収支比率，実質公債費比率を説明変数として採用する。また，国から給与減額要請が行われたことを踏まえ，県ラスパイレス指数が100を超えているか否かのダミー変数(100超=1, 100以下=0)を説明変数として採用する。その他，コントロール変数として，全職員の平均年齢，人口密度，納税者1人あたりの課税対象所得(対数)，県における職員団体組織率，民間賃金水準(男性のみ)の変化を採用する。³また，2012年度を参照基準とした各年度ダミーをモデルに投入する。特に注目する説明変数は，自民党推薦の知事，およびそれと各年度ダミーとの交互作用項である。

仮説1が成立する場合，知事の政治的属性により，全職員の給与水準の変化に違いが生じることになる。特に自民党推薦の知事は，政権交代後，給与水準を低下させ，2013年度ダミーと自民党推薦の知事との交互作用項の推定係数の符号は，マイナスとなることが予想される。その理論的背景としては，先行研究によって明らかにされているように，政権交代が財政規律をもたらし，加えて政治的党派性が自治体の地方歳出に影響を与えているのであれば，それは県においても，妥当するものと考えられる。

4.3.2 推計結果

分析結果を示すと，表4.2となる。ケースAは，47都道府県すべてをサンプルとした場合の分析結果であり，ケースBは，2013年度に東京，岡山，山口の3都県において，自民党推薦の知事が新たに誕生したことから，その影響を除外して，純粋に政権交代の影響を観察するため，これらを除く44道府県のサンプルに限定した場合の分析結果となる。まず，ケースAとケースBのいずれにおいても，県ラスパイレス指数が100を超えているか否かのダミー変数の推定係数の符号は，マイナスとなり，5%水準で有意となっている。国からの給与減額要請に対して，ラスパイレス指数が100を超えている県は，国の要請通りに，ラスパイレス指数を引き下げているといえる。これは，国から県への垂直的な影響力の存在を示唆するものと考えられる。また，ケースAでは，自民党推薦の知事，2013年度ダミーの推定係数の符号は，いずれもプラスではあるが有意な結果を得ていない。しかし，自民党推薦の知事と2013年度の交互作用項の推定係数の符号は，マイナスとなり10%水準ではあるが有意となっている。自民党推薦の知事は，政権交代後の2013年度において，県における全職員の給与水準を引き下げている可能性がある。なお，県における職員団体組織率の推定係数の符号が，プラスとなり5%水準で有意となっている。自治体労使関係は，給与水準に影響を与えているといえる。この結果は，市町村を分析対象とした石田(2015)の帰結とも符合するものである。

表 4.2 パネルデータ分析(最尤法)

被説明変数：県における全職員の給与水準の変化(千円)

変数	ケースA			ケースB		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
自民党推薦の知事(推薦あり=1, 推薦なし=0)	2.398	1.587	0.131	3.359	1.463	0.022 **
歳入総額に占める地方交付税の割合(%)	0.030	0.091	0.744	0.028	0.083	0.732
実質収支比率(%)	0.078	0.302	0.796	0.077	0.291	0.791
実質公債費比率(%)	0.209	0.163	0.200	0.366	0.164	0.026 **
全職員の平均年齢(歳)	-1.133	0.729	0.120	-1.178	0.697	0.091 *
人口密度(千人/m ²)	0.841	0.611	0.169	0.486	0.654	0.457
1人あたりの課税対象所得(対数)	-13.149	9.177	0.152	-13.022	8.429	0.122
県ラスパイレース指数(100超=1, 100以下=0)	-3.398	1.502	0.024 **	-2.755	1.408	0.050 **
県における職員団体組織率(%)	0.057	0.024	0.015 **	0.036	0.022	0.100 *
民間賃金水準の変化(千円)	-0.014	0.065	0.828	-0.012	0.060	0.847
2011年度ダミー	-1.848	1.457	0.205	-0.865	1.364	0.526
2013年度ダミー	1.918	1.312	0.144	2.885	1.206	0.017 **
2011年度ダミー×自民党推薦の知事	-3.445	2.201	0.118	-4.010	2.016	0.047 **
2013年度ダミー×自民党推薦の知事	-3.660	2.162	0.090 *	-4.616	2.014	0.022 **
定数項	148.292	90.748	0.102	146.596	84.853	0.084 *
sigma_u		0.000			0.000	
sigma_e		4.845			4.367	
rho		0.000			0.000	
Log likelihood		-422.560			-381.865	
chi2(17)		28.290			35.960	
Prob > chi2		0.013			0.001	
クラスター数		47			44	
サンプル数		141			132	

注1：ケースBの分析は、2013年度に東京、岡山、山口で自民党推薦の知事が誕生したため、各年度のデータから除外。

注2：各表において、*は10%水準、**は5%水準、***は1%水準で有意であることを表す。

一方で、ケースBにおいては、2013年度ダミーの推定係数の符号は、プラスとなり5%水準で有意となっている。知事の政治的属性に変化の無かった44道府県に限定した場合、政権交代後に、県における全職員の給与水準が、全体として平均的に上昇している。また、自民党推薦の知事の推定係数の符号が、プラスとなり、5%水準で有意となっている。しかし、自民党推薦の知事と2013年度ダミーの交互作用項の推定係数の符号は、マイナスとなり5%水準で有意となっている。つまり、2011年から2013年度の期間を通じて、自民党推薦の知事であった場合においては、県における全職員

の給与水準を上昇させているが、政権交代後には、県における全職員の給与水準が全体的に上昇していく中で、自民党推薦の知事は、逆に引き下げているといえる。以上のことから、仮説 1 は支持される。

一方で、ケース B の財政変数については、実質公債費比率の推定係数の符号は、プラスとなり 5%水準で有意となっている。借金に充てる財源の割合が大きいほど、人件費に規律がもたらされる場合、マイナスの符号が想定されるが、結果は逆であった。そのような県においては、全職員の給与水準に関して、規律が緩んでいたものと解釈できる。一方で、ケース A とケース B のいずれにおいても、民間賃金水準の変化の推定係数については、有意な結果を得られていない。この時期における自治体の給与水準は、給与減額措置に対応した結果、地域の民間賃金には連動していない結果によるものと推察される。

以上の分析結果をまとめると、県における全職員の給与水準は、全体としては、規律が緩む傾向にあったが、2013 年の政権交代後、自民党推薦の知事の場合には、特に規律がもたらされているといえる。以上から、仮説 1 は、支持される結果となった。

4.4 市町村レベルにおける給与水準の決定要因

4.4.1 仮説設定

前節の仮説 1 における検証結果から、県における全職員の給与水準の決定要因が明らかとなった。政権交代後の 2013 年度において、県ラスパイレス指数が 100 を超えている県では、国の給与減額要請に従っていることが明らかとなった。さらに、自民党推薦の知事は、県の給与水準を引き下げているわけであるが、この県レベルにおける変化は、県内の市町村長の政治的属性により、どのような影響を与えるのであろうか。本節では、市町村における全職員の給与水準の決定要因に関する実証分析を行う。都道府県と市町村の階層的データに対して、マルチレベル分析を適用することにより、市町村における全職員の給与水準に関して、以下の仮説を検証する。

仮説 2 政権交代後、自民党推薦の市町村長は、市町村における全職員の給与水準（実額ベースの給与水準）を引き下げる。

仮説 3 政権交代後、知事が自民党推薦の場合、ラスパイレス指数が 100 を超えている市町村の給与水準に規律がもたらされる。

仮説 4 政権交代後、知事が自民党推薦の場合、自民党推薦の市町村長は、給与水準を引き下げる。

データの記述統計は、先に示した表 4.1 となる。この表において、被説明変数は、

市町村における全職員の給与水準の変化であるが、前節の分析と同じ理由から各説明変数に影響を受けるタイムラグを考慮し、1期後の値との階差をとる。被説明変数の平均値に関しては、2011年度に-2.757、2012年度に-2.481、2013年度に-2.245となっており、分析対象期間を通じて、平均的には常に給与減額が行われている。説明変数には、市町村レベルで観測されるものとして、自民党推薦の市町村長を採用する。なお、この場合の参照基準は、自民党推薦以外の市町村長となる。財政的要因としては、歳入総額に占める県支出金(県費のみ)の割合、歳入総額に占める地方交付税の割合、実質収支比率、実質公債費比率を説明変数として採用する。その他、コントロール変数には、全職員の平均年齢、人口密度、納税者1人あたりの課税対象所得(対数)を採用する。次に、県レベルで観測される説明変数としては、県における全職員の給与水準の変化、県内市町村における職員団体組織率、民間賃金水準(男性のみ)の変化を採用する。⁴特に注目する説明変数は、市町村長の政治的属性、財政変数、県レベルの変数群である。

仮説2が成立する場合、自民党推薦の市町村長は、政権交代後、給与水準を低下させる。その理論的背景は、先の仮説1の場合と同様であり、先行研究によって明らかにされているように、政権交代が財政規律をもたらし、加えて首長の政治的党派性が自治体の地方歳出に影響を与えているのであれば、それは市町村においても、妥当する可能性がある。特に、社会経済的なショックが大きいほど、従来、党派性による影響は低いとされてきた市町村の行財政運営にも違いをもたらし、因果効果の識別可能性は、通常よりも高まるものと考えられる。

仮説3が成立する場合、政権交代後、知事が自民党推薦である県においては、ラスパレス指数が100を超えている市町村に規律がもたらされ、給与水準が低下することが考えられる。その理論的背景としては、知事は市町村の人事行政に関して、指導を行う立場にある。その際、県から市町村に垂直的な影響力として、政権交代によって影響を受けた知事の政治的属性によって異なる傾向が出てくる可能性ある。具体的には、再選動機を持つ自民党推薦の知事は、政権交代後、自民党政権による給与減額措置の要請に対して、自らの県における給与減額だけでなく、県内市町村にも強い指導を行うことが考えられる。また、第3章で示したように、人事行政の制度上、市町村は県の給与水準を一般的に参照することもあわせて考慮するならば、県からの強い指導に市町村が従うことは十分に考えられる。この場合、知事と市町村長の政治的属性との組み合わせにより、自民党政権による給与減額に対して異なる傾向が見出されることも想定される。

以上の分析枠組みにより、2011年度から2013年度の期間に、震災という社会経済上のショックから、政権交代を経て、国の自治体に対する給与減額の政策的背景が変化中、市町村レベルにおける固有の要因のみならず、県レベルの政治的要因が、市町村における給与水準にどのような変化をもたらすのかを明らかにする。

4.4.2 推計結果

分析結果は、表4.3となる。まず、表下段におけるRMSEA, CFI, SRMRのモデル適

表4.3 マルチレベル分析

被説明変数：市町村における全職員の給与水準の変化（千円）

変数	ケースC (2011年度)			ケースD (2012年度)			ケースE (2013年度)			
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	
市町村レベル	自民党推薦の市町村長（推薦あり=1, 推薦なし=0）	0.299	0.397	0.451	0.309	0.387	0.424	0.341	0.386	0.377
	歳入総額に占める県支出金の割合（%）	0.121	0.129	0.349	0.118	0.137	0.389	-0.040	0.141	0.777
	歳入総額に占める地方交付税の割合（%）	0.041	0.012	0.001 ***	-0.010	0.013	0.410	0.009	0.012	0.428
	実質収支比率（%）	-0.032	0.034	0.337	0.000	0.029	0.996	-0.005	0.034	0.890
	実質公債費比率（%）	0.019	0.037	0.607	0.074	0.047	0.119	-0.052	0.043	0.227
	全職員の平均年齢（歳）	0.332	0.140	0.018 **	0.321	0.175	0.066 *	0.266	0.062	0.000 ***
	人口密度（千人/km ² ）	-0.021	0.131	0.873	0.002	0.187	0.993	-0.296	0.135	0.029 **
	1人あたりの課税対象所得（対数）	2.096	2.603	0.421	-3.943	2.228	0.077 *	1.771	1.460	0.225
	市町村ラスパイレス指数（100超=1, 100以下=0）	-0.791	0.636	0.213	-0.583	0.552	0.291	-1.251	0.748	0.095 *
県レベル	県における全職員の給与水準の変化（千円）	0.065	0.052	0.217	0.039	0.037	0.294	-0.030	0.019	0.125
	県内市町村における職員団体組織率（%）	0.013	0.020	0.513	0.023	0.012	0.053 *	-0.009	0.012	0.457
	民間賃金水準の変化（千円）	0.001	0.044	0.975	-0.019	0.021	0.360	0.061	0.038	0.106
	定数項	-2.630	0.236	0.000 ***	-2.478	0.143	0.000 ***	-2.258	0.169	0.000 ***
	クラスター数	44			44			44		
	サンプル数	1,604			1,604			1,604		
RMSEA	基準：0.05以下	0.000			0.000			0.000		
CFI	基準：0.95以上	1.000			0.994			1.000		
SRMR(Within)	基準：0.05以下	0.000			0.000			0.000		
SRMR(Between)	基準：0.05以下	0.000			0.029			0.001		

注1：政令指定都市，特別区，東日本大震災によりデータの欠損した市町村，2011年度以降に合併した市町村は，データから除外。

注2：2013年度に東京，岡山，山口で自民党推薦の知事が誕生したため，各年度のデータから除外。

注3：表において，*は10%水準，**は5%水準，***は1%水準で有意であることを表す。

合度については、いずれも基準値を満たしていることから推計モデルとして妥当であるものと判断できる。ケース C は、2011 年度の民主党政権下の時期、ケース D は、2012 年度の政権交代期、ケース E は、2013 年度の自民政権下の時期における分析結果となる。⁵仮説 2 の検証に関して、ケース C、ケース D、ケース E のいずれにおいても、自民党推薦の市町村長の推定係数は、有意な結果を得ていない。自民党推薦の市町村長は、期間を通じて、給与水準を引き下げていないといえる。このことから、仮説 2 は支持されない。

なお、全職員の平均年齢の推定係数の符号は、いずれのケースにおいても、プラスとなり 1%水準で有意となっている。職員構成が平均的に高齢に偏っている市町村ほど、給与減額を行っていない傾向にあるといえる。このことは、仮説 1 の検証における県ラスパイレス指数に関する分析結果とは逆の結果となっており、県と市町村では、異なる対応をとっていることになる。さらに、民間賃金水準の変化の推定係数については、有意な結果を得ていない。県の分析の場合と同様に、市町村においても、地域の民間賃金水準とは同じ方向に変化していないといえる。

次に、本章では、仮説 3 の検証に関して、知事の政治的属性の違いに着目し、自民党推薦の有無によりサンプル全体を分けた考察を追加的に行うこととする。

その記述統計は、表 4.4 となる。サンプルを分けた 2 群の平均・分散構造について着目すると、各年度のいずれにおいても、市町村レベルの政治変数に関しては、表 4.1 で示されるものとそれほど大きく異なることが観察される。市町村長が知事の政治的属性を恣意的に選ぶことができないという仮定が置けるならば、知事の政治的属性を統制条件として市町村データを 2 群に分けたとしても、意味のある分析は可能であるものと考えられる。⁶以下、知事が自民党推薦か否かを統制条件として、市町村データを 2 群に分け、多母集団同時分析によるマルチレベル分析を適用して、推定係数、および統計的有意性に違いが生じるか、以下、検討を行いたい。⁷

分析結果は、表 4.5 となる。表下段のモデル適合度の各指標は、すべて基準値を満たしており、推計モデルとしては妥当であるものと判断できる。自民党推薦の市町村長の推定係数は、政権交代の前後、および知事の政治的属性の違いにより、ケース F からケース K までの分析結果の限りでは、自民党推薦の市町村長の推定係数の符号、およびその有意性に関しては、必ずしも一貫した傾向は見出されていない。政権交代と県レベルの政治的要因の両方に影響を受けている可能性が、分析結果に出ているも

表 4.4 サンプルを 2 群に分けた場合のデータの記述統計

知事の 政治的 属性	変数		2011年度				
			平均	最小値	最大値	標準偏差	サンプル数
自 民 党 推 薦	市 町 村 レ ベ ル	市町村における全職員の給与水準の変化 (千円)	-2.341	-29.000	34.600	5.373	553
		自民党推薦の市町村長 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.107	0.000	1.000	0.309	553
		歳入総額に占める県支出金の割合 (%)	2.174	0.122	10.834	1.248	553
		歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	36.228	0.201	66.400	15.625	553
		実質収支比率 (%)	5.405	-2.700	41.300	4.073	553
		実質公債費比率 (%)	12.599	-0.700	40.900	4.343	553
		全職員の平均年齢 (歳)	42.676	35.700	51.100	1.811	553
		人口密度 (千人/km ²)	0.323	0.002	9.150	0.769	553
		1人あたりの課税対象所得(対数)	7.883	7.554	8.639	0.111	553
		市町村ラスパイレス指数 (100超=1, 100以下=0)	0.072	0.000	1.000	0.259	553
レ ベ ル	県	県における全職員の給与水準の変化 (千円)	0.288	-14.300	14.400	5.872	553
		県内市町村における職員団体組織率 (%)	62.553	40.955	78.762	8.716	553
		民間賃金水準の変化 (千円)	-1.265	-8.500	10.300	6.471	553
自 民 党 推 薦 以 外	市 町 村 レ ベ ル	市町村における全職員の給与水準の変化 (千円)	-2.976	-42.300	40.900	6.250	1,051
		自民党推薦の市町村長 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.105	0.000	1.000	0.306	1,051
		歳入総額に占める県支出金の割合 (%)	2.556	0.208	12.923	1.331	1,051
		歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	29.303	0.122	63.351	16.076	1,051
		実質収支比率 (%)	6.885	-1.900	57.500	4.912	1,051
		実質公債費比率 (%)	10.971	-6.300	22.800	4.177	1,051
		全職員の平均年齢 (歳)	42.596	37.100	48.800	1.836	1,051
		人口密度 (千人/km ²)	0.953	0.002	13.530	1.675	1,051
		1人あたりの課税対象所得(対数)	7.905	7.599	8.405	0.138	1,051
		市町村ラスパイレス指数 (100超=1, 100以下=0)	0.167	0.000	1.000	0.374	1,051
レ ベ ル	県	県における全職員の給与水準の変化 (千円)	-2.570	-12.300	10.600	4.400	1,051
		県内市町村における職員団体組織率 (%)	59.460	29.802	77.982	13.363	1,051
		民間賃金水準の変化 (千円)	0.460	-11.400	11.800	6.817	1,051
知事の 政治的 属性	変数		2012年度				
			平均	最小値	最大値	標準偏差	サンプル数
自 民 党 推 薦	市 町 村 レ ベ ル	市町村における全職員の給与水準の変化 (千円)	-2.235	-34.300	28.600	5.318	553
		自民党推薦の市町村長 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.105	0.000	1.000	0.307	553
		歳入総額に占める県支出金の割合 (%)	2.144	0.227	16.687	1.409	553
		歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	37.102	0.087	72.113	16.533	553
		実質収支比率 (%)	5.178	0.100	50.400	4.110	553
		実質公債費比率 (%)	11.658	-1.100	40.000	4.280	553
		全職員の平均年齢 (歳)	42.420	35.800	49.700	1.800	553
		人口密度 (千人/km ²)	0.322	0.002	9.095	0.769	553
		1人あたりの課税対象所得(対数)	7.881	7.561	8.643	0.113	553
		市町村ラスパイレス指数 (100超=1, 100以下=0)	0.863	0.000	1.000	0.345	553
レ ベ ル	県	県における全職員の給与水準の変化 (千円)	0.896	-4.100	16.900	5.330	553
		県内市町村における職員団体組織率 (%)	62.113	40.844	79.180	8.637	553
		民間賃金水準の変化 (千円)	2.852	-5.500	10.200	5.857	553
自 民 党 推 薦 以 外	市 町 村 レ ベ ル	市町村における全職員の給与水準の変化 (千円)	-2.610	-44.800	36.900	6.083	1,051
		自民党推薦の市町村長 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.100	0.000	1.000	0.300	1,051
		歳入総額に占める県支出金の割合 (%)	2.221	0.348	13.661	1.071	1,051
		歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	28.736	0.007	65.950	16.396	1,051
		実質収支比率 (%)	6.741	0.100	90.700	5.340	1,051
		実質公債費比率 (%)	10.011	-4.700	22.800	4.054	1,051
		全職員の平均年齢 (歳)	42.319	36.600	49.300	1.842	1,051
		人口密度 (千人/km ²)	0.952	0.002	13.495	1.676	1,051
		1人あたりの課税対象所得(対数)	7.902	7.587	8.411	0.139	1,051
		市町村ラスパイレス指数 (100超=1, 100以下=0)	0.871	0.000	1.000	0.336	1,051
レ ベ ル	県	県における全職員の給与水準の変化 (千円)	-2.624	-19.300	7.100	4.276	1,051
		県内市町村における職員団体組織率 (%)	59.085	29.078	78.414	13.697	1,051
		民間賃金水準の変化 (千円)	-0.789	-16.500	13.800	7.488	1,051

知事の 政治的 属性	変数	2013年度					
		平均	最小値	最大値	標準偏差	サンプル数	
自 民 党 推 薦	市 町 村 レ ベ ル	市町村における全職員の給与水準の変化（千円）	-1.999	-21.400	27.800	5.175	553
		自民党推薦の市町村長	0.112	0.000	1.000	0.316	553
		歳入総額に占める県支出金の割合（％）	2.031	0.161	8.820	1.106	553
		歳入総額に占める地方交付税の割合（％）	35.167	0.076	70.690	15.704	553
		実質収支比率（％）	5.295	-1.600	44.800	3.733	553
		実質公債費比率（％）	10.959	-2.100	47.200	4.393	553
		全職員の平均年齢（歳）	42.229	35.800	47.200	1.769	553
		人口密度（千人/km ² ）	0.327	0.002	9.294	0.785	553
		1人あたりの課税対象所得（対数）	7.878	7.594	8.679	0.113	553
		市町村ラスパイレス指数（100超=1, 100以下=0）	0.873	0.333	0.000	1.000	555
レ ベ 県 ル	県	県における全職員の給与水準の変化（千円）	0.748	-3.000	4.400	3.037	553
		県内市町村における職員団体組織率（％）	61.661	40.726	79.617	8.587	553
		民間賃金水準の変化（千円）	2.375	-13.200	11.400	7.025	553
自 民 党 推 薦 以 外	市 町 村 レ ベ ル	市町村における全職員の給与水準の変化（千円）	-2.375	-29.500	22.800	4.862	1,051
		自民党推薦の市町村長	0.106	0.000	1.000	0.307	1,051
		歳入総額に占める県支出金の割合（％）	2.191	0.393	21.144	1.130	1,051
		歳入総額に占める地方交付税の割合（％）	27.585	0.033	66.725	16.010	1,051
		実質収支比率（％）	6.990	-0.300	53.700	5.243	1,051
		実質公債費比率（％）	9.184	-5.400	23.200	4.025	1,051
		全職員の平均年齢（歳）	42.085	36.600	48.600	1.895	1,051
		人口密度（千人/km ² ）	0.967	0.002	14.166	1.712	1,051
		1人あたりの課税対象所得（対数）	7.899	7.101	8.552	0.141	1,051
		市町村ラスパイレス指数（100超=1, 100以下=0）	0.876	0.000	1.000	0.329	1,051
レ ベ 県 ル	県	県における全職員の給与水準の変化（千円）	-0.193	-4.400	25.600	5.955	1,051
		県内市町村における職員団体組織率（％）	58.745	28.352	78.859	14.112	1,051
		民間賃金水準の変化（千円）	5.001	-6.900	16.500	5.563	1,051

注1：政令指定都市，特別区，東日本大震災によりデータの欠損した市町村，2011年度以降に合併した市町村は，データから除外。
注2：2013年度に東京，岡山，山口で自民党推薦の知事が誕生したため，各年度のデータから除外。

のと考えられる。具体的には，2012年度のケースGと2013年度のケースHにおいて，市町村ラスパイレス指数が100を超えているか否かのダミー変数の推定係数の符号は，マイナスとなり5%水準で有意となっている。市町村ラスパイレス指数が100を超えている市町村では，ラスパイレス指数が低下しているといえる。知事が自民党推薦の場合，このような結果が得られる一方で，2012年度のケースJと2013年度のケースKにおいては，市町村ラスパイレス指数が100を超えているか否かのダミー変数の推定係数は，有意な結果を得られていない。つまり，知事が自民党推薦以外の場合，市町村ラスパイレス指数が100を超えている市町村においてさえも，ラスパイレス指数が有意に低下していない。また，ケースHにおいて，自民党推薦の市町村長の推定係数の符号は，マイナスとなり，5%水準で有意となっている。一方で，ケースKをみると，自民党推薦の市町村長の推定係数の符号は，逆にプラスとなり，10%水準ではあるが，有意な結果を得ている。2013年度の政権交代後，自民党政権下における自治体への給与減額要請に対して，自民党推薦の知事であるか否かにより，国からの給与減額要請

に対する各市町村の対応が、全く異なっている。これらの結果に対する1つの推論として、市町村における全職員の給与水準の変化は、市町村長の政治的属性以外の要因からも影響を受けているのではないかと考えられる。具体的には、県から市町村への指導の強弱の存在である。つまり、2013年度の政権交代後、自民党政権は給与減額措置を強く要請しているが、特に、政権政党と同一党派の自民党推薦の知事の下では、県内の市町村に対して、強い指導を行う動機が、より顕著になることは、十分に考えられる。これにより、特に、ラスパイレス指数が100を超えている市町村や政権政党と同一党派である自民党推薦の市町村長に対して、給与水準に規律がもたらされたものと考えられる。一方で、自民党推薦以外の知事の下では、自民党政権とは同一党派ではないため、県内の市町村に対して、強い指導を行うような動機は、少ないであろう。そのため、ラスパイレス指数が100を超えている市町村に対しても、給与水準には規律がもたらされなかったものと解釈できる。以上のことから、仮説3

表 4.5 多母集団同時分析によるマルチレベル分析

変数		ケースF (2011年度)			ケースG (2012年度)			ケースH (2013年度)		
		係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
市 町 村 レ ベ ル	自民党推薦の市町村長 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.898	0.725	0.216	0.466	0.490	0.342	-0.904	0.386	0.019 **
	歳入総額に占める県支出金の割合 (%)	0.206	0.115	0.073 *	0.041	0.245	0.866	-0.167	0.278	0.549
	歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	0.028	0.034	0.411	-0.011	0.011	0.323	-0.001	0.018	0.962
	実質収支比率 (%)	-0.098	0.043	0.024 **	0.014	0.059	0.810	-0.033	0.035	0.355
	実質公債費比率 (%)	0.060	0.036	0.091 *	0.091	0.065	0.157	-0.003	0.043	0.942
	全職員の平均年齢 (歳)	0.176	0.113	0.119	-0.081	0.151	0.593	0.301	0.090	0.001 ***
	人口密度 (千人/km ²)	-0.217	0.228	0.340	-0.286	0.200	0.152	-0.859	0.184	0.000 ***
	1人あたりの課税対象所得(対数)	-6.356	1.561	0.000 ***	-4.687	3.311	0.157	1.792	2.044	0.381
	市町村ラスパイレス指数 (100超=1, 100以下=0)	2.063	1.111	0.063 *	-1.961	0.752	0.009 ***	-2.600	1.321	0.049 **
レ ベ ル	県における全職員の給与水準の変化 (千円)	0.019	0.075	0.794	0.032	0.066	0.635	0.035	0.096	0.713
	県内市町村における職員団体組織率 (%)	0.031	0.038	0.409	0.017	0.038	0.660	-0.011	0.053	0.841
	民間賃金水準の変化 (千円)	-0.048	0.064	0.449	-0.036	0.025	0.153	0.075	0.068	0.265
定数項		-2.079	0.492	0.000 ***	-2.240	0.233	0.000 ***	-1.905	0.378	0.000 ***
クラスター数		14			14			14		
サンプル数		553			553			553		

【知事が自民党推薦以外の場合】

変数	ケースI (2011年度)			ケースJ (2012年度)			ケースK (2013年度)			
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値	
市町 村レ ベ ル	自民党推薦の市町村長（推薦あり=1, 推薦なし=0）	-0.033	0.441	0.941	0.306	0.597	0.608	0.891	0.518	0.085 *
	歳入総額に占める県支出金の割合（%）	0.075	0.178	0.671	0.129	0.159	0.416	-0.007	0.166	0.965
	歳入総額に占める地方交付税の割合（%）	0.062	0.015	0.000 ***	-0.009	0.022	0.696	0.013	0.015	0.368
	実質収支比率（%）	-0.011	0.040	0.791	-0.005	0.033	0.877	0.003	0.042	0.948
	実質公債費比率（%）	-0.001	0.050	0.984	0.050	0.071	0.483	-0.092	0.050	0.069 *
	全職員の平均年齢（歳）	0.365	0.202	0.071 *	0.551	0.206	0.008 ***	0.246	0.075	0.001 ***
	人口密度（千人/km ² ）	-0.010	0.136	0.941	0.041	0.211	0.847	-0.275	0.135	0.042 **
	1人あたりの課税対象所得（対数）	7.777	2.108	0.000 ***	-3.574	3.153	0.257	2.380	1.892	0.208
	市町村ラスパイレース指数（100超=1, 100以下=0）	-1.582	0.532	0.003 ***	0.311	0.478	0.515	-0.459	0.652	0.481
レ ベ ル	県における全職員の給与水準の変化（千円）	0.093	0.067	0.165	0.029	0.039	0.465	-0.040	0.022	0.072 *
	県内市町村における職員団体組織率（%）	-0.005	0.022	0.822	0.023	0.013	0.068 *	-0.016	0.018	0.375
	民間賃金水準の変化（千円）	0.015	0.057	0.788	-0.022	0.026	0.397	0.076	0.065	0.242
定数項	-2.904	0.277	0.000 ***	-2.604	0.180	0.000 ***	-2.392	0.207	0.000 ***	
クラスター数	30			30			30			
サンプル数	1,051			1,051			1,051			
RMSEA	基準：0.05以下	0.000			0.000			0.000		
CFI	基準：0.95以上	1.000			0.996			1.000		
SRMR (Within)	基準：0.05以下	0.000			0.000			0.000		
SRMR (Between)	基準：0.05以下	0.001			0.033			0.004		

注1：政令指定都市，特別区，東日本大震災によりデータの欠損した市町村，2011年度以降に合併した市町村は，データから除外。

注2：2013年度に東京，岡山，山口で自民党推薦の知事が誕生したため，各年度のデータから除外。

注3：各表において，*は10%水準，**は5%水準，***は1%水準で有意であることを表す。

は支持される。また，分析結果の限りでは，自民党推薦の市町村長のすべてが，必ずしも給与減額要請に答えているわけではない。自民党推薦の知事のもとでは，県内の市町村に対して，強い指導を行う動機が顕著になることが考えられるが，こちらについても，必ずしも，県内の市町村長が一律に影響を受けているわけではなく，自民党推薦の市町村長に対して，引き続き人件費に規律をもたらしているといえる。以上のことから，仮説1は支持されず，仮説4は支持される。

なお，2011年度のケースFとケースI，2012年度のケースGとケースJのいずれにおいても，自民党推薦の市町村長の推定係数では，有意な結果を得ていない。政権交代前の民主党政権下では，給与減額は努力義務であったことから，自民党推薦の市町

村長は、給与減額を行うインセンティブが存在しないことによるものと考えられる。

以上のように、多母集団同時分析によるマルチレベル分析の分析結果からは、知事の政治的属性により、国からの給与減額要請に対して、各市町村の対応は異なる結果となった。県から市町村への垂直的な影響力の存在を示唆するものと考えられる。

4.5 結論

本章では、県レベルの要因が、県内市町村の給与政策に与える影響を明らかにするために、パネルデータ分析、マルチレベル分析、多母集団同時分析により、第3章の議論からさらに詳細な実証分析を行った。仮説1から仮説4までの検証を通じて、以下のとおり、結論付けられる。

- ① 政権交代後、国からの給与減額要請に対して、県ラスパイレス指数が100を超えている県では、実額ベースの給与水準を引き下げている。
- ② 政権交代後、自民党推薦の知事は、県における全職員の給与水準を引き下げている。
- ③ 政権交代後、知事が自民党推薦の場合、市町村ラスパイレス指数が100を超えている市町村では、給与水準を引き下げている。
- ④ 政権交代後、知事が自民党推薦の場合、自民党推薦の市町村長は、市町村における給与水準を引き下げている。

本章では、政権交代の前後を比較することで、首長の政治的属性が要因となり、政権交代による人件費規律に異なる影響を与えていること、ならびに政権交代そのものの直接的な影響による人件費規律が存在することを明らかにした

本章で得られた帰結の含意、および貢献は、次のとおりである。

国からの給与減額要請に対して、ラスパイレス指数が100を超えている県は国の要請に従った。さらに、知事が自民党推薦の場合、県の給与水準をより引き下げている。このことの意味は大きい。なぜならば、第3章で明らかにされたように、人事行政の制度上の影響もあり、県ラスパイレス指数の水準は市町村に一般的に参照されているからである。自民党推薦の知事が、他の政治的属性を持つ知事よりも、有意に県の給与水準を引き下げるということは、その影響が県内の市町村にもたらされることになる。つまり、県ラスパイレス指数の低下は、単に自らの県において給与水準が低下することを意味するだけでなく、県内における市町村ラスパイレス指数を低下させる波及効果をもたらすことになる。また、本章の分析からは、首長の政治的属性の組み合わせにより、市町村の給与政策に異なる影響力がもたらされている。以上のことは、党

派性に応じた県からの垂直的な影響力の存在を示唆するものと考えられる。第2章で明らかにされたように、そもそも、知事の党派性自体が、政党によって与えられることを考慮するならば、自民党推薦の知事は、国から地方に垂直的な影響力を与えるための1つの「装置」として事前に埋め込まれており、それが今回の自治体における給与減額問題において、実際に機能したものと解釈できる。

最後に、残された課題として、次のことがあげられる。

本章では、政権交代の影響が、知事と市町村長の政治的属性の組み合わせにより異なる影響を与えるか否かに着目して、これを検証したわけであるが、給与水準の引き下げと総人件費の削減は、必ずしも同義というわけではない。むしろ、財政状況の悪化に対しては、総人件費が削減されるか否かの方が、地域住民にとっては、より重要な関心事であろう。この点については、続く第5章において、さらに検証を行うこととする。

章末注

* 本章は、米岡秀眞「都道府県レベルの要因が県内市町村の人事行政に与える影響：階層線形モデルによる給与水準抑制の波及効果に関する実証分析」『公共選択研究』第67号(2017年2月掲載予定)を加筆したものである。

¹ ここで、実額ベースの給与水準を被説明変数に用いるのは、2012年度から2013年度において、国家公務員給与の減額措置があったため、2011年度から2013年度の期間においては、年度ごとにラスパイレス指数の基準となる国家公務員の給与水準が異なるため、自治体における給与水準の経時的変化を観察するには、不向きであるからである。

² 制度上、公務員給与の水準は民間給与実態調査の結果をもとに前年度においてすでに決定されている。本モデルにおいて被説明変数であるラスパイレス指数に関して1期後の階差をとること自体は、実態を反映し、かつ、説明変数と被説明変数の間における逆因果の可能性を排除するためにも有用な処置と考える。

³ モデルに全職員の平均年齢を投入する理由としては、第3章で議論したラスパイレス指数とは異なり、実額ベースの給与水準に対しては、必要な説明変数であるからである。ラスパイレス指数は、計算構造上、各自治体の職員年齢構成を加味せずに算定されるものであり、全職員の平均年齢に影響を受けない。一方で、実額ベースの給与水準は、「実額」であるが故に、当然、全職員の平均年齢に影響を受けるからである。また、第3章における分析と同様の理由により、川崎・長嶋(2007)に倣い、民間賃金水準については、男性のみのデータを用いる。

⁴ 第3章における分析と同様の理由により、県内市町村における職員団体組織率については、公表データの制約上、都道府県単位の平均値を用いる。

⁵ 厳密には、自民党政権は2012年12月26日に成立している。年明け早々、自治体に対する給与減額要請がなされているが、この減額要請に対する給与水準の抑制は緊急措置としての性格を有しており、労使協議で調整の上、2013年度に入ってから実施された自治体が多かったため、ここでは、便宜上、2011年度を民主党政権下、2012年度を政権交代期、2013年度を自民党政権下と定義した。

⁶ 知事の属性は直接的には住民選挙で決められるが、自民党県連など県レベルの政党組織における候補者選考プロセスにより、事実上、選挙前に制約される(片岡(1994))。

⁷ 多母集団同時分析は、ある統制条件により全体サンプルを分けた上で、同じモデルの構造(変数の配置不変性)を仮定しつつ、探索的に制約を課すこともでき、各群におけるモデルのどの推定係数が一致(測定不変性)、または一致しないのかを観察することなどにも利用される。

参考文献

英文参考文献

- Reed, S.R. (1986) "Japanese Prefectures and Policymaking," University of Pittsburgh Press.
- Skilling, D. and Zeckhauser, R. J. (2002) "Political competition and debt trajectories in Japan and the OECD," Japan and the World Economy, vol.14(2), pp.121-135.

邦文参考文献

- 鮑戸弘・佐藤誠三郎(1986)「政治指標と財政支出647市の計量分析」『日本の地方政府』東京大学出版会、141-179頁。
- 石田三成(2014)「地方公務員の給与削減に関する実証分析」日本財政学会第71回大会報告。
- 石田三成(2015)「地方公務員の給与削減に関する実証分析:2013年給与改定臨時特例法を題材に」『財政研究』第11巻、191-211頁。

- 稲継裕昭(2000)『人事・給与と地方自治』東洋経済新報社。
- 片岡正昭(1994)『知事職をめぐる官僚と政治家:自民党内の候補者選考政治』木澤社。
- 加藤美穂子(2003)「地方財政における政治的要因の影響:地方歳出と地方の政治的特性に関する計量分析」
『関西学院経済学研究』No. 34, 261-285頁。
- 加藤美穂子(2010)「地方単独事業に関する規定要因の検証:地方政治要因を含めた計量分析」『会計検査研究』No. 41, 135-151頁。
- 川崎一泰・長嶋佐央里(2007)「地域における給与の官民格差に関する統計分析:なぜ、地方では公務員人気が高いのか」『会計検査研究』No. 36, 107-123頁。
- 小林良彰(1990)「地方自治体の財政をめぐる政治学」『レヴァイアサン』第6号, 69-92頁。
- 砂原庸介(2011)『地方政府の民主主義:財政資源の制約と地方政府の政策選択』有斐閣。
- 曾我謙悟・待鳥聡史(2007)『日本の地方政治』名古屋大学出版会。
- 藤澤昌利(2004)「地方自治体における政権交代と財政規律:『権腐十年』の実証分析」『公共選択の研究』第42号, 20-33頁。
- 村松岐夫(1988)『地方自治』東京大学出版会。
- 山下耕治(2001)「公共投資の政治的意思決定:パネルデータによる仮説検証」『公共選択の研究』第36号, 21-30頁。

5 総人件費と定員管理に関する政策変化*

5.1 はじめに

第4章までの議論を通じて、国レベルの政権交代や県レベルの政治的要因が、垂直的な影響を与えることで、市町村の給与政策に変化をもたらしていることが、明らかにされた。しかし、給与水準の低下は、必ずしも、総人件費の削減と同義というわけではない。給与水準の減額と同時に、自治体における総職員数が増加してしまえば、総人件費の削減効果は、限定的なものになってしまう。

本章では、第4章までの給与政策に関する議論の補論として、2012年度から2014年度までの市町村パネルデータを用いて、総人件費と定員管理に関する実証分析を行う。その目的は、同時期における給与減額が、真に自治体の総人件費の削減に結びついているかを明らかにすることにある。

一方、自治体の採用人事政策に大きな影響を与える2013年度中における1つの制度変化があった。市町村における再任用条例の制定の動きが急速に加速されたことである。¹このような動きは、年金制度の影響によるところが大きい。2014年度より、報酬比例部分の年金支給開始が、61歳に引き上げられたことに伴うもので、高齢継続雇用(再任用)制度を整備することが求められたためである。一般的に、労働経済学の分野においては、太田(2012)など一連の先行研究により、高齢継続雇用は、若年雇用と代替関係にあるため、その増加は若年雇用を減少させることが指摘されている。²米岡・江夏(2016)では、一連の先行研究を踏まえ、2010年度から2014年度の都道府県データを用いて、自治体における高齢継続雇用(再任用)と若年雇用(新規採用)に関する検証を行った結果、両者には代替性が存在しており、再任用者数の増加は、新規採用者数の減少につながることを指摘している。以上のことを踏まえると、自治体においても、両者のバランスをいかにしてとるのか、2014年度以降、現実問題として顕在化してきたのが、まさにこの時期と考えられる。

さらに、この時期におけるもう1つの大きな制度変化として、2013年度において臨時的に導入された地域の元気づくり事業費が、2014年度以降も、自民党政権の下で、地方交付税の算定において、恒久的に制度化されることになった。これにより、地方交付税の算定方法において、自治体の人件費削減に関する「行革努力分」が、正式に反映されるようになった。以上の2つの大きな環境変化に対して、自治体は、給与減額のみならず、定員管理なども含めた総人件費政策の見直しを本格的に迫られることとなったのである。

分析結果の概要は、次のとおりとなる。2013 年度から 2014 年度にかけて、自民党推薦の市町村長は、総人件費を削減している。市町村長の政治的属性の違いにより、総人件費に関する政策に異なる傾向が見出される一方で、地方交付税の制度変化は、市町村の総人件費政策のみならず、定員管理政策に関しても影響を与えていない。一方で、2013 年度から 2014 年度にかけて給与減額措置を実施した市町村では、総職員数を増加させている。給与減額による総人件費の削減効果が、総職員数の増加により減じられている可能性が見出された。

本章の構成は、次のとおりとなる。第 2 節では、自治体を取り巻く 2 つの制度、具体的には、2014 年度における年金制度と地方交付税制度に関して検討する。第 3 節では、市町村の総人件費に関する実証分析を行い、分析結果を検討する。第 4 節では、市町村の定員管理に関する実証分析を行い、分析結果を検討する。最後に、第 5 節において、第 3 節と第 4 節の両分析結果を踏まえ、結論を示す。

5.2 2 つの制度による影響

5.2.1 年金制度の影響を受けた再任用条例の制定の動き

自治体人件費を取り巻く環境として、人事政策に影響を与える 2013 年度中における 1 つの大きな変化があった。それは、市町村自治体における再任用条例の制定の動きが急速に加速されたことである。このような動きは年金制度の変化が影響している。

表 5.1 は、年金制度の改正と再任用制度の接続の関係を再任用対象職員の生年月日に基づき整理した表である。この表からも明らかなように、年金(の報酬比例部分)については、2013 年度の退職者(昭和 28 年 4 月 1 日から昭和 29 年 4 月 1 日生まれ)から受取りが 61 歳からとなり、退職直後において、所得も年金ももらえない、いわゆる無収入期間が発生することとなる。

このような年金制度の影響から、表 5.2 のとおり、市町村においては、再任用条例の制定が、2013 年度中に急加速した。この表は、政令指定都市と特別区を除く市町村における再任用条例の制定を時系列推移で比較したものであるが、2013 年 3 月 31 日現在においては、市町村の条例制定率は、32.2%であったものが、2014 年度に入る前の 2014 年 3 月 31 日現在では、97.9%にまで達している。そして、その結果を反映する形で、2014 年度における再任用職員数は大幅に増加することになった。

表 5.1 年金制度と高齢継続雇用（再任用）制度の接続

年金支給開始年齢	60歳定年退職者の生年月日	2 2
		0 0
		0 0 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 2 2 2 2 2 2 2 2 2
		8 9 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 0 1 2 3 4 5 6 7
		年 年
		度 度
60歳	昭和23年4月2日～昭和24年4月1日	60
60歳	昭和24年4月2日～昭和25年4月1日	60
60歳	昭和25年4月2日～昭和26年4月1日	60
60歳	昭和26年4月2日～昭和27年4月1日	60
60歳	昭和27年4月2日～昭和28年4月1日	60
61歳	昭和28年4月2日～昭和29年4月1日	61
61歳	昭和29年4月2日～昭和30年4月1日	61
62歳	昭和30年4月2日～昭和31年4月1日	62
62歳	昭和31年4月2日～昭和32年4月1日	62
63歳	昭和32年4月2日～昭和33年4月1日	63
63歳	昭和33年4月2日～昭和34年4月1日	63
64歳	昭和34年4月2日～昭和35年4月1日	64
64歳	昭和35年4月2日～昭和36年4月1日	64
65歳	昭和36年4月2日～昭和37年4月1日	65
65歳	昭和37年4月2日～昭和38年4月1日	65

注1：資料出所は、総務省『平成26年度地方公務員の再任用実施状況調査』より筆者作成。

注2：表中における数字は、報酬比例部分の年金支給開始年齢を表す。

注3：網掛け部分は、現行法に基づく再任用可能期間を表す。

表 5.2 市町村における再任用条例の制定状況

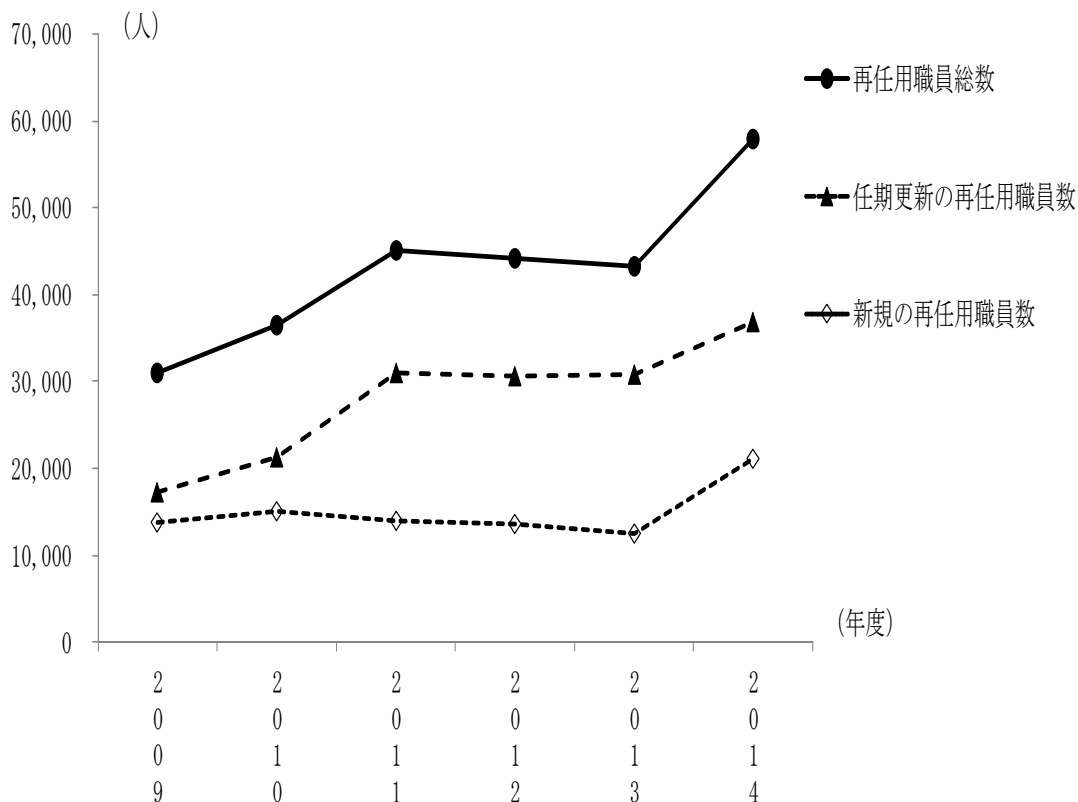
	2010年3月 31日現在	2011年3月 31日現在	2012年3月 31日現在	2013年3月 31日現在	2014年3月 31日現在	2015年3月 31日現在
条例制定団体数	453	488	510	547	1,663	1,680
市町村数	1,708	1,701	1,699	1,699	1,699	1,698
条例制定率 (%)	26.5	28.7	30.0	32.2	97.9	98.9

注1：データは、総務省『地方公務員の再任用実施状況調査』（各年版）をもとに筆者作成。

注2：政令指定都市、特別区については、データから除外。

一方で、図 5.1 は、市町村における再任用職員数の推移を表したものである。2014 年度において、市町村における再任用職員は、総数で 57,978 人にまで大幅に増加しており、正規職員数に対しては、3%程度の規模となる。表 5.3 は、市町村における再任用職員の構成を表している。2013 年度において、再任用職員全体に占める常勤職員は 10.1%を占め、短時間勤務職員は 89.9%を占めていたが、2014 年度になると、再任用職員全体に占める常勤職員は 18.0%を占め、短時間勤務職員は 82.0%という状況である。常勤再任用者数の増加

図 5.1 市町村における再任用職員数の推移



注1：グラフは、総務省『地方公務員の再任用実施状況調査』（各年版）をもとに筆者作成。

注2：政令指定都市，特別区は，データから除外。

表 5.3 市町村における再任用職員の構成

	2009 年度	2010 年度	2011 年度	2012 年度	2013 年度	2014 年度
再任用職員総数に占める任期更新の再任用職員数の割合 (%)	55.3	58.7	68.9	69.2	71.1	63.5
再任用職員総数に占める新規の再任用職員数の割合 (%)	44.7	41.3	31.1	30.8	28.9	36.5
再任用職員総数に占める常勤再任用職員数の割合 (%)	10.2	9.9	9.8	9.3	10.1	18.0
再任用職員総数に占める短時間勤務再任用職員数の割合 (%)	89.8	90.1	90.2	90.7	89.9	82.0
再任用職員総数 (人)	31,088	36,430	44,997	44,203	43,300	57,978

注1：データは、総務省『地方公務員の再任用実施状況調査』（各年版）をもとに筆者作成。

注2：政令指定都市，特別区は，データから除外。

が著しい。2013年度から2014年度にかけて、報酬比例部分の年金の支給開始年齢が61歳に引き上げられたことに伴い、年金制度との接続が必要になったことから、常勤で働きたいと考える人が相対的に増えたと推察される。³

つまり、2013年度から2014年度にかけて、市町村においては、定員管理政策上、再任用職員の雇用を保障しつつ、若年の新規採用職員、さらには、既存の正規職員との間における職員構成のバランスをいかに保つか、さらには、すべての雇用を維持するために、いかなる給与政策を行うべきか、その対応に迫られることとなったのである。

5.2.2 2014年度における地方交付税の制度変化

一方で、2013年度における自治体の給与減額措置を促進させるために臨時的に導入された地域の元気づくり事業費は、自民党政権の下、2014年度以降も、地方交付税の算定において正式に制度化されることとなった。地方交付税の算定方法に自治体における「行革努力分」が、反映されるようになったのである。ここでいう自治体の「行革努力分」とは、地方交付税の算定式の上では「経常態様補正Ⅰ」と呼ばれるものであり、職員数削減率、ラスパイレス指数、人件費(総額)の削減率、人件費を除く経常的経費削減率、地方債残高削減率を地方交付税の算定にあたり、その削減努力を地方交付税の算定において、反映しようとするものである。これにより、自治体は、給与水準だけでなく、職員数、さらには人件費総額に関しても、削減を行うインセンティブを制度上、与えられることとなった。具体的には、以下の式により、新たに普通交付税が算定されるになった。

単位費用×人口×段階補正×(経常態様補正Ⅰ+経常態様補正Ⅱ)

経常態様補正Ⅰ=(0.3A+0.2B+0.1C+0.1D+0.1E+0.1F+0.1)×α

A：職員数削減率

B：ラスパイレス指数(前年度)

C：ラスパイレス指数(直近5カ年平均)

D：人件費削減率

E：人件費を除く経常的経費削減率

F：地方債残高削減率

α：算定額を総額に付け合わせつけるための率

このような制度変化により、各自治体における定員管理、給与政策をいかにバランスさせ、総人件費を削減するかが問われてくる。⁴

5.3 総人件費の政策変化

5.3.1 仮説設定

前節で示した制度変化を踏まえ、本節では、自治体における総人件費政策が、2012年度から2014年度にかけてどのように変化したのかに焦点を当てる。

検証したい仮説は、以下のとおりとなる。

仮説1 政権交代後、自民党推薦の市町村長は、総人件費の削減を行う。

仮説2 地方交付税制度の変更の影響から、歳入に占める地方交付税の割合が大きい自治体ほど、総人件費の削減を行う。

分析に使用するデータは、2012年度から2014年度の市町村パネルデータとなる。ただし、政令指定都市、特別区、東日本大震災によって欠損した市町村、2011年度以降に市町村合併によって欠損したデータを除く。

データの記述統計は、表5.4となる。被説明変数は、2012年度から2014年度までの住民1人あたりの人件費(対数)となる。説明変数は、被説明変数とのタイムラグを考慮して、1期前のデータを利用する。ただし、全職員の給与水準(対数)、住民千人あたりの職員数、全職員の平均年齢に関しては、その例外として、被説明変数とのタイムラグは考慮しない。政治変数には、自民党推薦の市町村長を説明変数として採用する。これは、ダミー変数としてモデルに投入するが、この場合、参照基準は自民党推薦以外の市町村長となる。財政

表 5.4 データの記述統計

	変数	平均値	最小値	最大値	標準偏差	サンプル数
1	住民1人あたりの人件費 (対数)	4.466	3.483	6.711	0.489	5,064
2	自民党推薦の市町村長 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.114	0.000	1.000	0.318	5,064
3	歳入総額に占める県支出金の割合 (%)	2.576	0.122	45.835	2.982	5,064
4	歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	30.314	0.033	70.690	16.259	5,064
5	実質収支比率 (%)	6.337	-2.700	90.700	4.836	5,064
6	実質公債費比率 (%)	10.530	-6.300	47.200	4.400	5,064
7	全職員の給与水準 (対数)	5.743	5.411	5.911	0.056	5,064
8	住民千人あたりの全職員数 (人)	14.356	3.314	148.148	10.745	5,064
9	全職員の平均年齢 (歳)	42.353	35.700	51.100	1.839	5,064
10	人口密度 (千人/km ²)	0.828	0.002	14.166	1.705	5,064
11	1人あたり課税対象所得 (対数)	7.900	7.101	8.679	0.135	5,064

注：政令指定都市、特別区、東日本大震災によりデータが欠損した市町村、2011年度以降に合併した市町村は、データから除外。

的要因としては、歳入総額に占める県支出金(県費のみ)の割合、歳入総額に占める地方交付税の割合、実質収支比率、実質公債費比率をそれぞれ説明変数として採用する。その他、職員数に関する変数として、住民千人あたりの全職員数を採用する。その他、コントロール変数として、人口密度、納税者1人あたり課税対象所得(対数)をモデルに投入する。特に着目する説明変数は、自民党推薦の市町村長、およびそれと各年度ダミーとの交互作用項、財政変数となる。なお、各変数の相関係数は、概ね多重共線性を懸念しなければならない程の水準には達していない。

仮説1が成立する場合、市町村長の政治的属性により、総人件費に違いが生じることになる。特に、自民党推薦の市町村長は、政権交代後、総人件費を削減させるものと予想される。その理論的背景としては、第4章においても示したように、政治的党派性が自治体の地方歳出に影響を与えているのであれば、それは市町村の総人件費に関しても、妥当する可能性がある。なお、想定される推定係数の符号は、自民党推薦の市町村長がマイナスになることが予想される。

仮説2が成立する場合、地方交付税の制度変化は、第3章において議論した給与政策のみならず、自治体の総人件費政策にも影響を与えることとなる。政権交代後、地方交付税の制度変化が行われることで、地方交付税に多くを依存している市町村に財政規律がもたらされることが考えられる。

以上の分析枠組みにより、2012年度から2014年度の期間に、政権交代後、自治体における総人件費に関する政策変化を引き起こした要因を明らかにする。

5.3.2 推計結果

分析結果は、表5.5のとおりとなる。ケースAは、全市町村を対象とした分析で、ケースBは、第4章までの議論と比較するためのものであり、2013年度に東京都、岡山県、山口県において、自民党推薦の知事が新しく誕生したため、これら3都県における市町村データを除外した分析結果である。

まず、ケースA、ケースBのいずれにおいても、自民党推薦の市町村長の推定係数は、マイナスとなり1%水準で有意となっている。また、ケースAとケースBのいずれにおいても、2013年度と自民党推薦の市町村長の交互作用項の推定係数の符号は、マイナスとなり、5%水準で有意となっている。このことから、政権交代後、自民党推薦の市町村長が、総人件費に規律をもたらしていると考えられる。このことから、仮説1が支持される。

また、ケースAとケースBのいずれにおいても、歳入総額に占める地方交付税の割合の変化の推定係数については、符号はプラスとなり1%水準で有意となっており、想定する符号とは逆の結果となった。このことを解釈するならば、地方交付税の制度変化によって、人件費削減を行うインセンティブが与えられてはいるが、短期的には、総人件費を削減することができていないものと思われる。一方で、人口密度の推定係数の符号は、マイナスとなり1%水準で有意となっている。人口密度が高い地域ほど、住民1人あたりの人件費がより少なくなることになるが、この推定結果をあわせて考えれば、地方交付税に依存

表 5.5 パネルデータ分析(最尤法)

被説明変数：住民1人あたり人件費(対数)

変数	ケースA (全市町村)			ケースB (44道府県内の市町村)		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
自民党推薦の市町村長(推薦あり=1, 推薦なし=0)	-0.022	0.006	0.000 ***	-0.026	0.006	0.000 ***
歳入総額に占める県支出金の割合(%)	-0.002	0.001	0.001 ***	-0.005	0.001	0.000 ***
歳入総額に占める地方交付税の割合(%)	0.002	0.000	0.000 ***	0.002	0.000	0.000 ***
実質収支比率(%)	-0.001	0.000	0.011 **	-0.001	0.000	0.014 **
実質公債費比率(%)	-0.004	0.001	0.000 ***	-0.005	0.001	0.000 ***
全職員の給与水準(対数)	0.181	0.063	0.004 ***	0.207	0.064	0.001 ***
住民千人あたりの全職員数(人)	0.019	0.001	0.000 ***	0.018	0.001	0.000 ***
全職員の平均年齢(歳)	0.011	0.002	0.000 ***	0.010	0.002	0.000 ***
人口密度(千人/k m ²)	-0.076	0.005	0.000 ***	-0.091	0.005	0.000 ***
1人あたり課税対象所得(対数)	0.008	0.024	0.734	0.000	0.025	1.000
2011年度ダミー	0.015	0.002	0.000 ***	0.015	0.002	0.000 ***
2013年度ダミー	0.011	0.001	0.000 ***	0.012	0.002	0.000 ***
2011年度ダミー×自民党推薦の市町村長	0.022	0.004	0.000 ***	0.025	0.004	0.000 ***
2013年度ダミー×自民党推薦の市町村長	-0.009	0.004	0.019 **	-0.008	0.004	0.049 **
定数項	2.689	0.367	0.000 ***	2.643	0.371	0.000 ***
sigma_u		0.293			0.291	
sigma_e		0.036			0.036	
rho		0.985			0.985	
log likelyhood		5,183.677			4,933.628	
LR chi2		1,805.580			1,729.410	
Prob > chi2		0.000			0.000	
サンプル数		5,064			4,812	

注1：政令指定都市，特別区，東日本大震災によりデータの欠損した市町村，2012年度以降に合併した市町村は，データから除外。

注2：表において，*は10%水準，**は5%水準，***は1%水準で有意であることを表す。

しているような周辺部の市町村では、人口密度も低く、規模の効率性が働かず、そもそも住民1人あたりでみれば、人件費は高くなる傾向になるものと考えられる。加えて、総人件費が、短期的には、自治体においてコントロールできない変数であるとするならば、地方交付税の割合の符号がプラスになってしまう結果も解釈できる。つまり、財政的に地方交付税に依存する割合の高い自治体では、制度変化の影響を受け、総人件費まで有意に削減させているとはいえない。このことから、仮説2は支持されない。

その一方で、ケースAとケースBのいずれにおいても、歳出総額に占める県支出金の割合の推定係数の符号は、マイナスとなり、1%水準で有意となっている。県からの財源により多くを依存する市町村には、人件費規律がもたらされているといえる。県からの垂直的な影響力の存在が、総人件費に関して示唆される。

なお、その他の財政変数については、実質収支比率の推定係数の符号が、マイナスとなり5%水準で有意となっている。つまり、標準財政規模に対する実質収支の黒字額が大きくなるほど、総人件費が減少しているのであるから、そのような自治体においては、人件費規律がもたらされているといえる。また、実質公債費比率の推定係数の符号は、マイナスとなり1%水準で有意となっている。借入に充てる財源の比率が高い市町村ほど、人件費に規律がもたらされているといえる。さらに、住民千人あたりの全職員数と全職員の給与水準の推定係数の符号もプラスとなり、1%水準で有意となっている。このことから、職員数の増加と給与水準の上昇は、総人件費の増加要因となることが確認できる。

以上の分析からは、仮説1は支持され、仮説2は支持されない結果となった。

5.4 定員管理の政策変化

5.4.1 仮説設定

前節の分析結果から明らかになったように、たとえ地方交付税の制度変化があったとしても、自治体において、短期的にコントロール可能な変数が何であるかにより、制度変化の影響の有無は異なるものと考えられる。そのような中でも、政権交代後、自民党推薦の市町村長は、総人件費を有意に削減するという結果を得た。また、総人件費と総職員数、ならびに給与水準とには、正の相関が確認されている。つまり、総人件費の削減手法としては、給与水準の引き下げと、総職員数の削減の2つものが考えられるところであるが、総人件費の削減が、給与水準の引き下げによってもたらされているのか、あるいは、総職員数の削減によりもたらされたのかで、その意味合いも大きく異なってくるであろう。一

方で、第4章における議論では、同時期における自民党推薦の市町村長は、短期的にコントロールが可能と考えられる給与水準を引き下げていたことも確認されている。仮に給与減額がなされたとしても、総職員数の増減がどうなっているのか次第で、総人件費に与える影響も変わるであろう。従って、この点を明らかにすることに関しても、一定の意義が見出されるものと考えられる。

そこで、本節では、前節までの議論を踏まえた上で、地方交付税の制度変化、あるいは給与減額が実施されたか否かにより、市町村の定員管理に関する政策に変化がもたらされるのか、追加的な分析を行う。特に、2013年度から2014年度にかけては、年金制度の影響もあり、再任用条例の制定の動きが急加速し、退職直後の無収入期間を埋めるため、再任用者数が大幅に増加している。このため、市町村における定員管理の政策は、退職者数や新規採用者数とのバランスを考慮しつつ、その他、市町村ごとに置かれる状況により、定員管理政策に違いが生じることも考えられる。

ここまでの議論から、本節において、検証したい仮説は、以下の2つとなる。

仮説3 地方交付税により多く依存する市町村は、総職員数を減少させる。

仮説4 給与減額措置を行った市町村は、総職員数を増加させる。

表 5.6 データの記述統計

	変数	平均値	最小値	最大値	標準偏差	サンプル数
1	全職員数の変化率 (%)	-0.549	-40.196	18.998	3.565	1,698
2	自民党推薦の市町村長 (推薦あり=1, 推薦なし=0)	0.116	0.000	1.000	0.320	1,698
3	歳入総額に占める県支出金の割合 (%)	2.467	0.161	43.928	2.929	1,698
4	歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	29.822	0.033	70.690	16.388	1,698
5	実質収支比率 (%)	6.516	-1.600	53.700	5.117	1,698
6	実質公債費比率 (%)	9.705	-5.400	47.200	4.333	1,698
7	給与減額の実施ダミー (実施した=1, 実施しない=0)	0.693	0.000	1.000	0.461	1,698
8	全職員の給与水準の変化率 (%)	-0.672	-8.484	8.789	1.527	1,698
9	全職員数に対する退職者数の割合の変化 (%)	0.093	-109.189	62.970	5.556	1,698
10	全職員数に対する新規採用者数の割合の変化 (%)	0.099	-52.860	19.052	3.089	1,698
11	全職員数に対する常勤再任用者数の割合の変化 (%)	0.292	-6.977	5.655	0.735	1,698
12	全職員数に対する短時間勤務再任用者数の割合の変化 (%)	0.404	-4.689	11.779	0.844	1,698
13	全職員の平均年齢の変化率 (%)	-0.496	-6.818	5.152	1.327	1,698
14	人口密度 (千人/km ²)	0.832	0.002	14.166	1.725	1,698
15	1人あたり課税対象所得 (対数)	7.897	7.101	8.679	0.136	1,698

注：政令指定都市、特別区、2013年度に合併した市町村は、データから除外。

分析に使用するデータは2013年度から2014年度の市町村データとなる。ただし、政令指定都市、特別区、2013年度以降に市町村合併によって欠損したデータを除く。なお、推定法は、通常の回帰分析となる。

データの記述統計は、表5.6となる。この表において特に注目されるのは、被説明変数となる全職員数の変化率である。平均値は-0.549となっており、2013年度から2014年度にかけて、市町村においては総職員数が平均的には削減されていることがわかる。一方で、説明変数は、被説明変数とのタイムラグを考慮して、2013年度のデータを利用する。ただし、全職員数に対する退職者数の割合の変化、採用者数の割合の変化、常勤再任用者数の割合の変化、短時間勤務再任用者数の割合の変化、全職員の平均年齢の変化率に関しては、その例外として、被説明変数とのタイムラグは考慮しない。政治変数には、自民党推薦の市町村長を採用する。これは、ダミー変数としてモデルに投入するが、この場合、参照基準は、自民党推薦以外の市町村長となる。また、給与に関する変数として、給与減額実施の有無をダミー変数、全職員の給与水準の変化率を説明変数として採用する。財政的要因としては、2013年度における歳入総額に占める県支出金(県費のみ)の割合、歳入総額に占める地方交付税の割合、実質収支比率、実質公債費比率をそれぞれ説明変数として採用する。また、職員構成の変化が全職員数に与える影響をコントロールするため、2013年度から2014年度にかけての全職員数に対する退職者数の割合の変化、採用者数の割合の変化、常勤再任用者数の割合の変化、短時間勤務再任用者数の割合の変化、全職員の平均年齢の変化率をそれぞれ説明変数として採用する。その他、コントロール変数として、人口密度、納税者1人あたりの課税対象所得(対数)を採用する。特に、注目する説明変数は、市町村長の政治的属性、給与に関する変数、職員構成に関する変数群である。なお、各変数の相関係数は、概ね多重共線性を懸念しなければならない程の水準には達していない。

仮説3が成立する場合、地方交付税により多く依存する市町村は、総職員数を削減させる。その理論的背景としては、地方交付税の制度変化に伴い、財源を地方交付税に多くを依存する市町村に対しては、総職員数を削減させる効果があることが考えられる。その場合、歳入総額に占める地方交付税の割合の変化の推定係数は、マイナスが想定される。

仮説4が成立する場合、給与減額を行った市町村は、総職員数を増加させる。その理論的背景としては、この時期、給与水準を引き下げる政策をとった市町村では、人件費に関して、引き下げ分の財源が浮くこととなる。地方交付税の制度変化により、この浮いた分

に相当する財源は、そのまま地域における元気づくり事業の財源として、住民向けの歳出のために、本来、地方交付税として配分されることとなる。しかし、一方で、2013年度から2014年度かけて、再任用者数は大幅に増加するわけであるから、この急激な雇用供給の増加に対応するとするならば、給与水準の引き下げとあわせて、各市町村がワークシェアリングのような形で総職員数を増加させるような採用人事政策をとる可能性も考えられる。その場合、給与減額の実施ダミーの推定係数の符号は、プラスとなることが想定される。また、全職員の給与水準の変化率の推定係数の符号は、マイナスが想定される。

以上の分析枠組みにより、2013年度から2014年度にかけての地方交付税の制度変化、ならびに同時期において各市町村で実施された給与減額の状況を考慮しつつ、それらが定員管理の政策変化に与える影響を明らかにする。

5.4.2 推計結果

推計結果は、表5.7のとおりとなる。まず、仮説3の検証に関して、ケースCとケースDのいずれにおいても、歳入総額に占める地方交付税の割合の推定係数の符号は、有意な結果を得ていない。財源を地方交付税に多く依存する市町村に対して、制度変化の影響は認められず、総職員数を削減させていない。このことから、仮説3は支持されない。

次に、仮説4の検証に関して、ケースCでは、給与減額の実施ダミーの推定係数の符号が、プラスとなり1%水準で有意となっている。給与減額を行った市町村では、総職員数が増加しているといえる。さらには、ケースDでは、全職員の給与水準の変化率の推定係数の符号は、マイナスとなり1%水準で有意となっている。給与減額を実施し、その引き下げ額が大きいほど、総職員数は増加している。このことから、仮説4が支持される。

なお、その他の説明変数に関して、全職員数に対する退職者数の割合の推定係数の符号はマイナス、新規採用者数の割合の推定係数の符号はプラス、常勤再任用者数の割合の推定係数の符号はプラス、短時間勤務再任用者数の割合の推定係数の符号はマイナスとなり、ケースDの常勤再任用者数を除き、いずれも5%水準で有意となっている。定員管理の制度上、短時間勤務再任用者数以外は、常勤の正規職員としてカウントされることから、他の条件を一定とした場合に、それぞれの説明変数の推定係数の符号は、想定されるとおりの符号となっている。このように、再任用職員が増加したとしても、その内訳が重要であり、直ちに総職員数の増加につながるとは限らないようである。

以上の分析結果から、仮説3、仮説4ともに支持される結果となった。

表 5.7 回帰分析

被説明変数：全職員数の変化率 (%)

変数	ケースC			ケースD		
	係数	標準誤差	p値	係数	標準誤差	p値
自民党推薦の市町村長（推薦あり=1, 推薦なし=0）	-0.283	0.226	0.211	-0.239	0.221	0.280
歳入総額に占める県支出金の割合 (%)	-0.011	0.024	0.635	-0.017	0.023	0.469
歳入総額に占める地方交付税の割合 (%)	0.006	0.006	0.319	0.006	0.006	0.330
実質収支比率 (%)	0.043	0.014	0.002 ***	0.041	0.013	0.002 ***
実質公債費比率 (%)	-0.004	0.018	0.833	-0.004	0.017	0.835
給与減額の実施ダミー（実施した=1, 実施しない=0）	0.706	0.183	0.000 ***			
全職員の給与水準の変化率 (%)				-0.627	0.064	0.000 ***
全職員数に対する退職者数の割合の変化 (%)	-0.362	0.013	0.000 ***	-0.364	0.012	0.000 ***
全職員数に対する新規採用者数の割合の変化 (%)	0.173	0.024	0.000 ***	0.158	0.024	0.000 ***
全職員数に対する常勤再任用者数の割合の変化 (%)	0.450	0.098	0.000 ***	0.209	0.099	0.035 **
全職員数に対する短時間勤務再任用者数の割合の変化 (%)	-0.485	0.084	0.000 ***	-0.470	0.082	0.000 ***
全職員の平均年齢の変化率 (%)	-0.246	0.065	0.000 ***	0.113	0.074	0.129
人口密度 (千人/km ²)	-0.011	0.052	0.832	-0.032	0.051	0.532
1人あたり課税対象所得 (対数)	2.035	0.737	0.006 ***	2.084	0.721	0.004 ***
定数項	-17.502	5.930	0.003 ***	-17.524	5.794	0.003 ***
自由度調整済み決定係数		0.371			0.399	
サンプル数		1,698			1,698	

注1：政令指定都市，特別区，2013年度に合併した市町村は，データから除外。

注2：表において，*は10%水準，**は5%水準，***は1%水準で有意であることを表す。

5.5 結論

本章では，市町村の総人件費と定員管理に関する実証分析を行った。仮説 1 から仮説 4 までの検証を通じて，以下の事実が明らかとなった。

- ① 民主党から自民党への政権交代後，2013 年度から 2014 年度にかけて，自民党推薦の市町村長は総人件費を削減している。
- ② 2013 年度中に地方交付税の算定方法の変更が決定され，2014 年度以降，自治体の行革努力分が反映されることとなったが，地方交付税により依存する市町村は，総人件費と総職員数のいずれも関しても削減していない。
- ③ 2013 年度中に給与減額措置を実施した市町村は，2013 年度から 2014 年度にかけて，

総職員数を増加させている。

結論として、政権交代後、自民党推薦の市町村長は、自治体に人件費に規律をもたらしている。政権交代の影響は、市町村長に対して、その党派性に応じ人件費規律をもたらしている。分析結果の限りでは、従来から裁量の余地がほとんど無いものと考えられてきた総人件費の増減において、地方交付税の制度変化よりも、政治的要因が影響を与えている。一方で、地方交付税により多く依存する市町村においては、制度変更の趣旨には沿わず、総職員数は削減していない。さらに、2013 年度中に給与減額を行った市町村においては、総職員数が増加するという傾向が見出された。地方交付税制度の変更は、自治体に対して、短期的にはコントロールが困難な総人件費削減にまで影響を与えず、給与減額による総人件費の削減効果は、総職員数の増加により減じられているといえる。

次に、本章で得られた帰結の含意、および貢献は、次のとおりである。本章の重要な貢献は、総人件費が制度変化よりも、自治体における政治的要因、さらには、国レベルの政権交代からも影響を受ける可能性が存在していることを明らかにした点にある。自治体は置かれた環境に応じて、その時々最適な行動選択を行っているのであろうが、首長の政治的属性は、ここでも自治体の政策決定に強い影響を与えている。このことは、総人件費政策に関しても、政府・自治体間における垂直的な影響力が、首長の党派性により存在していることを示唆する。選挙における政党による推薦は、再選動機を持つ首長にとって重要なものであり、その政策のあり方に影響をもたらしているのであろうが、一方で、本章の分析から明らかになったことは、それと同時に総職員数を増加させているということである。この結果の意味することは、他の条件を一定とした場合、給与水準の引き下げによって総人件費の削減効果はもたらされるが、必ずしも、そうとは限らず、給与減額を行った市町村においては、総職員数に関する規律が緩んでいる可能性が考えられる。給与減額措置は、人件費削減につながるものと考えがちであるが、真の効果は、本稿の分析におけるように、定員管理政策との兼ね合いを見て、総合的に判断されるべきである。

さらに、2014 年度における地方交付税の制度改正の趣旨は、本来、人件費削減により浮いた財源を地域における元気づくり事業費として、防災等の財源とすることを目的としていたわけであるが、実際には、この制度が機能しているとは言い難い。つまり、地方交付税の制度変化は、その想定通りには、自治体にインセンティブを持たせてはいない。より実効性のある制度改正が望まれる。また、昨今の厳しい地方財政の状況のもと、限られた財源の中で、住民に対して向けられる歳出と、内部職員に対して向けられる歳出という

トレードオフの政策選択に迫られる機会が多いであろう。本章で得られた帰結を踏まえる限り、給与水準の引き下げが、総人件費の削減に真に寄与しているか否かに関して、地方議会がより一層のチェック機能を発揮することが期待される。

最後に、残された課題として、次のことがあげられる。今回の分析は、政権交代、ならびにそれに伴う制度変化に着目して、2012年度から2014年度にかけての市町村における総人件費に関する政策変化、ならびに、2013年度から2014年度までのごく短い期間における定員管理に関する政策変化について検討したものである。総人件費や定員管理についての長期的な推移や変動要因までは、検討を行なうことはできていない。そもそも、総人件費について考える場合、職員年齢構成や、学歴構成、職種別の構成割合などに関して、さらに詳細な検討を要する必要がある。その際には、教員や警察官のように、定員数に関して、法制度上の制約が存在することについても、十分考慮する必要があるであろう。これらの点については、さらに検討を要するものとする。

章末注

* 本章は、日本財政学会 2016 年度大会報告論文の米岡(2016)を加筆したものである。

¹ 47 都道府県においては、2013 年度以前においてすでに、すべて再任用条例が制定されていたことから、市町村よりもその影響は小さいものと考えられる。

² 労働経済学の分野では、若年雇用に関して、今日的な労働問題として関心が持たれており、盛んな議論が続けられている。例えば、OECD 諸国のクロスセクションデータを用いて、若年雇用と高齢継続雇用との間には代替関係が存在せず高齢継続雇用を促進すべきとする清家・山田(2004)、若年労働者の賃金が下方硬直的である場合、その他の条件を一定として、高齢労働者数が増加すると、若年雇用が減少するとする三谷(2001)、継続雇用が若年採用を抑制する傾向があるとする井嶋(2004)、継続雇用の利用率が高い企業や 61 歳以上の定年制を実施している企業では、新卒採用が抑制される傾向があるとする周(2012)などがあげられる。

³ 自治体では、2006 年の改正高齢者雇用安定法を受け、基本的に本人が希望する限り、再任用される。このような高齢継続雇用の制度保障は、年金の支給開始年齢の引き上げに伴う年金制度の基盤となるものであり、社会保障制度における重大な問題である。すべての人に対して、年金支給開始年齢までの雇用が保障されないことは、社会保障制度の信頼性を失うことにつながりかねないからである。

⁴ ただし、教員と警察官に関する人件費については、形式的には、条例制定主義をとりつつも、国レベルの法令・通達により、事前に定数がある程度決められており、自治体にとってはコントロールしにくい変数である。2014 年度地方交付税制度の改正においては、この点について、どのような配慮がなされているかについて、公表されている資料には詳細が示されていないため、筆者が総務省に確認したところ、この「行革努力分」の算定においては、これらの教員や警察官に関して、その人件費が「増加」の場合には反映されず、「減少」の場合には反映するというような工夫がなされている。

参考文献

- 井嶋俊幸(2004)「企業における今後の中高齢者活用に関する調査」『中高年齢者の活躍の場についての将来展望：就業者数の将来推計と企業調査より』労働政策研究報告書, No. L6, 41-71 頁。
- 太田總一(2012)「雇用の場における若年者と高齢者：競合関係の再検討」『日本労働研究雑誌』No. 626, 60-74 頁。
- 周燕飛(2012)「高齢者は若者の職を奪っているのか：『ペア就労』の可能性」『高齢者雇用の現状と課題』労働政策研究・研修機構, 172-191 頁。
- 清家篤・山田篤裕(2004)『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社。
- 三谷直紀(2001)「高齢者雇用政策と労働需要」『雇用制度の経済分析』東京大学出版会, 339-373 頁。
- 米岡秀眞・江夏幾多郎(2016)「職員構成の歪みが自治体人事と財政に与える影響：退職イベントを契機とした職員構成の安定化方策に関する実証分析」日本労務学会 2016 年度大会報告論文。
- 米岡秀眞(2016)「自治体の人件費抑制に関する実証分析：首長の属性と制度の違いがもたらす人事・給与政策の変化」日本財政学会 2016 年度大会報告論文。

6 結論

これまでの議論を通じて、我が国の自治体データを用いた実証分析により、政府・自治体間における垂直的な影響力が、いかなるメカニズムにより形成され、自治体間における垂直的な参照行動が、いかにして政策変化をもたらしているか、自治体の人件費に焦点を当て、これを明らかにした。自治体の人件費に関する政策が、従来から議論されてきたような水平的な競争や相互参照行動により、各自治体に効率性をもたらしていれば、本研究で展開されたような議論の余地はほとんど無いであろう。しかし、本研究で実証的に明らかにされたように、我が国において、政府・自治体間における垂直的な影響力は存在している。その存在が、水平的な競争によってもたらされるはずの効率性を阻害するならば、問題はより複雑になる。Breton や Salmon らによっても、そのことは理論的に示されてきたし、そのため、彼らは垂直的な競争はコントロールされるべきものであると主張してきた。垂直的な影響力とは、その存在を無視できるものではない。それは一体なぜなのか。本研究における実証分析の結果を踏まえる限り、おそらく、垂直的な影響力は、国、都道府県、市町村のそれぞれの階層をまたいだ政治的要因によって、生み出されるものであるからである。具体的には、政権交代や首長の政治的属性の違いにより、自治体に財政規律がもたらされている。これら政治的要因による規律付けは、従来のヤードスティック競争理論に基づく政治家の再選動機に由来するものである。この点において、自治体間の水平的な競争や相互参照行動と共通点を持っている限り、そのあり方にも影響を与えることになるのは、ある意味、当然のことかもしれない。

次に、第2章から第5章まで得られた結論を簡潔にまとめると、以下のとおりとなる。

第2章では、国政選挙制度改革が、政党の選挙戦略に影響を与えることで、知事の属性に変化をもたらすとの仮説を立て、検証を行った。そこでは、自民党推薦の官僚出身知事が、国政選挙における1票の価値の高い地域において成立していることが明らかとなった。住民による直接選挙であるにもかかわらず、政党の選挙戦略により、政府・自治体間における垂直的な影響力を人的側面から補強する1つの「装置」として、そのような属性を持つ知事が、地方に埋め込まれている。

第3章では、2011年3月の東日本大震災発生に起因する国からの地方公務員給与の減額要請に対し、中央地方関係、さらには、都道府県と市町村の階層構造を明示的に取り込んだ上で、国や県レベルの要因が、垂直的な影響を与え、市町村における給与政策がに変化

することを明らかにした。国からの給与減額要請に対して、市町村ラスパイレス指数は、県ラスパイレス指数と同じ方向に変化している。この時期において、各自治体のラスパイレス指数は、民間賃金水準とは同じ方向に変化していない。また、県支出金により多く依存し、地方交付税により多く依存し、市町村ラスパイレス指数が 100 を超えているような市町村では、給与減額措置を行い、ラスパイレス指数を引き下げている。つまり、市町村は、国や県レベルからの影響を一般的に受けつつ、給与政策を変化させている。これは、政府・自治体間における垂直的な影響力、ならびに垂直的な参照行動の存在を示唆するものと考えられる。

第 4 章では、第 3 章の議論を拡張し、国の政権交代が、知事と市町村長の政治的属性の組み合わせにより、異なる影響をもたらすことが示された。政権交代後、自民党推薦の知事は、県における全職員の給与水準を引き下げている。また、知事が自民党推薦の場合、市町村ラスパイレス指数が 100 を超えている市町村や自民党推薦の市町村長は、給与水準を引き下げている。政権交代に伴い、自民党推薦の知事は、県の給与水準を減額しているが、単に当該自治体だけではなく、県内の市町村にも波及している。

第 5 章では、自民党への政権交代後、2013 年度から 2014 年度にかけて、自民党推薦の市町村長が、総人件費を削減させていることが明らかにされた。さらに、地方交付税により多く依存する市町村においては、総人件費と総職員数のいずれも削減されていない。また、地方交付税の制度変化は、自治体に対して、短期的にはコントロールが困難な総人件費や総職員数の削減には影響を与えていない。一方で、2013 年度中にラスパイレス指数を引き下げた市町村においては、総職員数が増加するという傾向が見出された。給与減額による総人件費の削減効果は、総職員数の増加により、減じられている。

これら結論の含意としては、次の点があげられる。

国政選挙制度において、1 票の価値に違いが生じることは、政党にとって、地域間における異なる選挙戦略を持つ誘因を与えることになる。その誘因は、国政レベルの選挙にとどまらず、地方選挙にまでもたらされている。制度上は住民による直接選挙であるにも関わらず、知事の属性は、政党内部の候補者選抜という非公式な制度慣行により、地域間において違いが生じることとなる。選挙という制度上のルールにのっとり、知事が選ばれている限り、民主主義の観点からは、このことが直ちに問題としてとりあげられることは少ないであろう。しかし、知事の政治的属性は、地域全体の政策のあり方にまで大きな影響をもたらす。本研究では、首長の属性の違いがもたらす人件費の政策変化に焦点を当て、

これに関する分析を行ったわけであるが、人件費そのものは、地方の性質別歳出で最大の項目であり、行政活動の根本をなすインプットである。その多寡は、自治体の効率性にも直結する問題である。同じ行政サービスを住民が受けられるという条件の下では、投入する人件費は少なければ少ないほど、費用対効果の観点から望ましいことである。問題は、本研究で取り扱った人件費に関する諸政策が、首長の属性のみならず、国レベルの政権交代に至るまで、政治的要因に垂直的、かつ限定的な影響を受けている点にある。すべての地域住民は、応分の税負担の下で、自治体から等しくサービスを受けるべき権利を持つ。政党が、自らの利得により、地方選挙にまで関与する限り、たとえ、制度上、住民による直接選挙であったとしても、首長に対する住民の選択肢は、すでに歪められてしまっており、そのような選挙のもとで選ばれた首長のもと、国レベルの政権交代や県レベルの政治的要因に影響を受け、地域における財政上の意思決定が歪められないという保証は無い。このようなことは、単に財政的な制度だけを変更することによって、解決できるような問題ではないものと思われる。複雑な要因が絡みあった問題であるがゆえに、Breton や Salmon らの議論においても、政府・自治体間における垂直的な影響力や競争に関しては、水平的な自治体間競争や相互参照行動のあり方やそれによってもたらされる効率性を阻害することがあるため、コントロールの必要性が理論的に提示されているだけで、明快な解決策は提示されていない。おそらく、それは、彼らが理論的に唱える、政府・自治体間における垂直的な影響力や競争が、定量的にどの程度のインパクトを自治体の政策にもたらしているかについての具体的な研究が存在しないことによるのが大きいのではないだろうか。そうであるとするならば、本研究の意義と貢献は、この点に見出されるかもしれない。

最後に残された課題として、次の3点があげられる。

1 つ目は、データと推定法に関する改善である。本博士論文においては、自治体の人件費に関する長期時系列データを用いた分析は行っていない。あくまで、限られた期間における分析による帰結であることには、留意が必要であろう。また、推計法の改善に関して、第2章のロジットモデルによる分析では、新しい知事にとって1期目の選挙にデータを限定した分析を行っているが、この点については、改善の余地は十分にあるものと考えられる。第3章のマルチレベル分析においては、本来、パネルデータが利用可能なので、都道府県と市町村の階層構造を考慮したパネルデータによるマルチレベル分析により、推計法の改善の余地があるものと考えられる。第4章の多母集団同時分析においては、知事の政治的属性を市町村長が恣意的に選ぶことはできないという前提を置いていたが、そのよう

な前提が満たされない地方政治の現実が存在するかもしれない。厳密な意味での2群におけるサンプルのランダム化、例えば、傾向スコア分析のようなマッチング法による本章結果の検証は、当然に望まれることであろう。ただし、その場合にも、階層的データをどう取扱うべきかという問題は生じるであろう。第5章の回帰分析に関しては、除外変数や逆因果の問題が常に付きまとう。これは、推計上の解決すべき問題である。

2つ目は、人件費と自治体の効率性に関する検証があげられる。行政サービスを遂行する性質上からも、歳出総額に占める人件費の割合は、一定水準が確保されなければならないのかもしれないが、昨今における厳しい地方財政の状況のもと、人件費削減は、自治体行財政運営における大きな課題ともなる。そのため、いったん財政が逼迫すると、職員全体の給与水準の削減による方が、職員数の削減よりも調整が行いやすいため、これが首長の政策的判断により行われやすくなる傾向はあるであろう。しかし、給与水準の削減は、人件費削減というメリットのみをもたすわけではなく、時には、自治体における負のアウトプットとして、汚職や規律違反を発現させるデメリットをもたらす可能性がある。この観点から、自治体の効率性に関する分析が可能であるかもしれない。あるいは、民間部門との比較において、自治体人件費の効率性に関する分析が可能であるかもしれない。いずれにしても、人件費と自治体の効率性に関する議論は、自治体のアウトプットが民間部門の財務諸表ほどには、明確に定量的な把握ができないことに由来するものであろう。これを議論することは難しいことであるが、その意義は大きいものと考えられる。

3つ目は、本研究では、政府・自治体間における垂直的な影響力のメカニズムの解明、ならびにそれによってもたらされる自治体の政策変化を明らかにするために、自治体の人件費政策に焦点を当てたが、それは、数多くの行財政運営における一分野に過ぎない。垂直的な影響力による政策変化の事例は、おそらく、他にもまだ存在することであろう。例えば、我が国において、2000年代の市町村合併では、3,400以上の市町村が1,700程度の数にまで減少したが、そこには、国レベルの方針、あるいはその方針を受けた都道府県レベルからの何かしら関与が存在していたことであろう。従来の先行研究では、市町村同士の水平的な方向の議論に主な焦点が当てられており、この事例を垂直的な影響力の観点から検討する余地があるものとする。あるいは、教育分野における2004年の義務標準法の改正の影響に関する事例も、国と都道府県の間における垂直的な影響力の観点から検討できるかもしれない。義務教育費に関しては、法改正後、小中教員の賃金カーブの傾きが緩やかになるような傾向が、行政職や警察職などと比較しても明らかに確認できる。国から

の垂直的な人件費の規律付けが、法制度の導入によって自治体にもたらされている可能性があり、この事例を検討する余地があるのではないかと考える。

政府・自治体間における垂直的な影響力の観点から、我が国における行財政運営を検討することは、おそらく、その実態を観察するということを意味する。これに関する理論と実証研究を積み重ねていくことにより、本研究で議論されたことが、より頑健性を持つようになり、この議論をより発展することができる日が来ることを望みつつ、本博士論文を締めくくりたい。

使用データの出所一覧

朝日新聞社『朝日年鑑』(各年版)

総務省『国勢調査』(各年版)

総務省『職員団体等に関する調』(各年版)

総務省『市町村決算状況調』(各年版)

総務省『地方公務員給与実態調査』(各年版)

総務省『地方公共団体の主要財政指標一覧』(各年版)

総務省『統計でみる市区町村のすがた』(各年版)

総務省『統計でみる都道府県のすがた』(各年版)

総務省『都道府県決算状況調』(各年版)

総務省『日本統計年鑑』(各年版)

地方自治総合研究所『全国首長名簿』(各年版)