

2016 年度
青山学院大学審査学位論文

指導教員 西川雅史 教授

地方政府の歳出決定における相互作用の実証分析

An Empirical Analysis of the Policy-Making Interactions
among Local Governments in Japan

青山学院大学大学院
経済学研究科
公共・地域マネジメント専攻

金田 美加

目次

1. はじめに	1
2. 基本モデル	7
2.1 理論的枠組み	7
2.1.1 要素が移動しないモデル (resource-fixed model)	8
2.1.2 要素が移動するモデル (resource-flow model)	10
2.1.3 戦略的相互作用	11
2.2 回帰モデル	14
2.2.1 回帰分析における意義と問題点	14
2.2.2 回帰モデル	16
2.2.3 回帰モデルにおけるウェイト	19
3. 歳出政策における相互作用の識別	24
3.1 はじめに	24
3.2 先行研究における相互作用の識別	26
3.3 本章における相互作用の識別	28
3.4 使用データ	31
3.4.1 説明変数と被説明変数	31
3.4.2 サンプルの分割結果	33
3.4.3 分析結果	34
3.5 本章のまとめ	36
4. 歳出政策の決定要因の検証	41
4.1 はじめに	41
4.2 任期と歳出	42
4.2.1 先行研究における任期制限の捉え方と歳出	42

4.2.2 わが国における任期と歳出	44
4.3 使用データ	56
4.3.1 説明変数	56
4.3.2 説明変数	57
4.4 分析結果	58
4.5 本章のまとめ	65
5. 歳出政策における相互作用の変化	67
5.1 はじめに	67
5.2 普通建設事業費の推移	69
5.3 使用データ	72
5.3.1 説明変数	73
5.3.2 被説明変数	75
5.4 分析結果	75
5.4.1 相互作用の変化	76
5.4.2 その他変数の結果	77
5.5 本章のまとめ	80
6. おわりに	82
参考文献	90
Appendix	1
1 ヤードスティック競争モデル	1
1.1 アカウンタビリティ	1
1.1.1 モデルの仮定	1
1.1.2 実績投票	2

1.1.3 地方分権	2
1.1.4 中央集権	4
1.1.5 中央と地方の役割分担	8
1.2 ヤードスティック競争	10
1.2.1 モデルの仮定	10
1.2.2 ナッシュ均衡	11
2 要素が移動しないモデル：その他事例	14
2.1 汚染対策モデル	14
2.2 反応関数	15
3 歳出政策に対する知事の政治的経歴の影響	18
3.1 はじめに	18
3.2 先行研究と地方政府の歳出割合	19
3.3 回帰モデルとデータ	22
3.3.1 回帰モデル	22
3.3.2 データ	23
3.4 分析結果	26
3.5 補論 3 のまとめ	34
4 政治的体制の変化に伴う相互作用の変化	55
4.1 はじめに	55
4.2 性質別にみた地方経費の推移	56
4.3 使用データ	59
4.3.1 説明変数	59
4.3.2 被説明変数	61
4.4 分析結果	62

4.4.1 相互作用の変化	62
4.4.2 その他変数の結果	64
4.5 補論 4 のまとめ	76

1. はじめに

わが国では 2000 年の地方分権一括法の施行以来、機関委任事務制度が廃止されるなど、15 年を経て少しずつではあるが地方自治体への税源の移譲と行政的裁量の移譲とが行われている。しかし、地方交付税や国庫支出金といった補助金などの移転財源に大きく依存する状況が未だに続き、税率設定においても制約のある中では地方の財政政策における歳入面への効果はおのずと限定的であると考えられる¹。とはいえ、歳出面では、地方政府の自主的・裁量的な政策選択しうる範囲は拡がりつつある。このことで、地方政府間において歳出の相互依存といった外部性を生じさせてしまう可能性が高まったと考えられよう。

地方政府の主体的な行動が社会的な非効率を発生させるという、いわゆる財政的外部性の議論は地方財政論の主要なテーマの 1 つである。堀場 (2008) でも定義されているように、財政的外部性とは歳入面の財政的外部性 (revenue externality) と歳出面の財政的外部性 (expenditure externality) とに大別され、従来は前者、特に租税の財政的外部性がその論点であったが、これに対し、本論では後者の問題を扱っている。

他方で、近時、地方分権において政治経済学的なアプローチを用いた財政分権化の研究もすすめられている。この文脈の中で、地方政府における歳出競争論に依拠したモデルにより、政治過程を含んだ統計的な手法を用いた実証分析がなされているが、これまでの地方政府間の相互作用を扱った多くの研究では、相互に示された反応が有意に正となった場合、その政策決定を通じた地方政府間の相互作用により生じる歳出の外部性が歳出競争であるのか、ヤードスティック競争であるのかを識別することについてあまり議論がなされていない。また、地方政府の意思決定の最高責任者である知事の政治的経歴が地方政府の歳出政策選択に与える影響や、55 年体制の崩壊を転換点とする政治的体制の変化、地方分権一括法を契機とする財政的体制の変化からの影響などを受け、地方政府間の相互作用が時間の経過とともに変化する蓋然性についても十分な定量的考察がなされているとはいえない²。そのため、本論文ではこれらの点を明示的に意識しつつ、わが国の地方政府の政策決定における外部性の要因を明らかにするとともに、知事の政治的要因が政策に影響すること

¹ 2013 (平成 25) 年度の地方歳入決算額約 101 兆円のうち、36.4%にあたる約 36.7 兆円 (地方債も含めると 48.5%、約 49 兆円) が移転財源である。

² Costa-Font et al. (2014, p.452.) でも、財政の相互作用に関する研究における疑問の 1 つとして「相互作用は時間の経過とともに変化するのか?」があげられている。

を明らかにできると考えた。

このため、本論は上記の点に留意した歳出競争論に依拠したモデルに基づき、政治過程および分権化過程を含んだ統計的な手法を用いた分析を行うものである。ここでは、(1) 歳出政策に関する地方政府間の相互作用の背景が何であるのかを明らかにすること（第3章）と、(2) 歳出費目別歳出政策の決定と知事の政治的経歴との関係を明らかにすること（第4章）、そして、(3) 相互作用は時間の経過とともに変化するかについて明らかにすることが主な分析目的とされている。これらを通じて、わが国の地方政府の政策決定における外部性の要因を明らかにするとともに、知事の政治的体制、および財政的体制の変化が政策に影響することを明らかにすることが可能となる。ひいては、わが国でも知事の裁量性を高めることでヤードスティック競争にもとづいた地方政府間の政策競争を促すことができ、財政の効率化や社会厚生の改善につながることを確認される。

したがって、本論は地方政府における歳出競争論に依拠したモデルにより、政治過程および分権化過程を含んだ統計的な手法を用いた実証分析を行うものである。本論で理論的枠組みとする歳出競争論に依拠したモデルとは、第 j 地域における政策水準の決定が第 i 地域における政策水準の決定に際し、戦略的行動をとっているのか否かを検証するモデルである。具体的には、Case, Rosen and Hines (1993) および Besley and Case (1995b)らで用いられ、Brueckner (2003) によって、スピルオーバー・モデルとリソースフロー・モデルとして整理され、反応関数について線形性を仮定した回帰モデルであるが、この詳細な説明については次章にて述べる³。なお、本論では、歳出の財政外部性を要素が移動しないモデル (resource-fixed model) と要素が移動するモデル (resource-flow model) として整理した。

本論で得られた主な結論を先取りすると以下のようなになる。(1) 歳出政策に関し裁量の働く余地が大きいと考える普通建設事業単独事業費の歳出決定の背景にはヤ

³ 課税自主権を保有する地方政府間での外部性に着目した分析枠組みに基づいた、多くの先行研究を理論的に整理したものとしては、Brueckner (2003)が強く評価されている。この戦略的相互連関の実証研究の基礎となる第1のタイプであるスピルオーバー・モデルをフレームワークとした分析では、公共支出の反応関数を推定しているものや、警察費のスピルオーバーについて実証分析を行なっているものがある。環境モデルもスピルオーバーを背景とし、欧州諸国と米国各州間での汚染削減の反応関数を推定する環境モデルによる実証研究も行われている。なお、スピルオーバー・モデルの実証分析例としては、Case, A. C., H. S. Rosen, and J. C. Hines (1993)、Murdoch, J. C., M. Rahmatian, and M. Thayer (1993) や Kelejian and Robinson (1993) が、多くのサーベイで代表例とされている。また、ヤードスティック競争モデルの実証分析例としては、Besley, T. J., and A. C. Case (1995) が多くのサーベイ論文であげられている。

ードスティック競争があり、わが国でも類似地域に対する住民の参照行動がとられている可能性が示された。また、(2) 歳出費目別歳出政策の決定と知事の政治的経歴との関係については、55 年体制崩壊前後の政治的体制が変化した期間において、知事の政治的経歴が地方政府の歳出政策の選択に影響を与えていたことを確認した。そして、(3) 相互作用は時間の経過とともに変化するかについては、地方分権一括法の施行された 2000 年度以降を分権化進展期と位置付け、分権化前後の財政的体制が変化した期間において、普通建設事業費の歳出決定においてその相互作用は時間の経過とともに変化することも確認された。

ここで、本論に入る前にこれまでの先行研究についてふれておきたい。

周知のように、公共経済学における理論的研究の主要なテーマの 1 つは、地方政府間の戦略的相互作用 (strategic interaction) を論じることである。動産を課税ベースとした租税競争の分野における重要な研究テーマでもある。その際、地方政府の政策の戦略的決定要因は地域間での外部性の存在にあるとして、これに基づいた研究がこれまで広く行われている。地方政府間の相互作用について実証分析を行う場合には、Case, James, and Harvey (1989) を嚆矢とする研究に依拠して、地方政府の反応関数を推定し、地方政府間の戦略的相互作用を検証するという枠組みが多くの場合に採用される。そこでは、十分な課税自主権を保有する連邦的な、したがって分権的な国家の地方政府を対象として地方政府間での税率決定が戦略的補完関係にあることが論じられている。

地域間の相互作用が、近隣地域における財政政策の相対的なパフォーマンス比較によって起こり得ることを示唆した Salmon (1987) を発展させた Besley and Case (1995a, 1995b) は、Case, Rosen and Hines (1993) で示された自地域の政策決定に他地域のそれが影響を与えるか否かをみる反応関数を用い、地域間の戦略的相互作用を分析している⁴。さらに、長期にわたり再選を確実にしたい政治家は、近隣地域の政策を認識する必要があることと、その相互作用の要因がヤードスティック競争である可能性を示した⁵。Esteller-Moré and Rizzo (2010) は Besley and Case

⁴ Case, Rosen and Hines (1993) は、米国各州の州予算が近隣州の支出水準に有意に正の影響を受けていることと、回帰モデルに用いるウェイトの検証がなされている。

⁵ Baseley and Case (1995a) は、地域間の相互作用がレイムダック知事とそうでない場合で対照的な推定結果となることに着目し、その要因がヤードスティック競争である可能性を示した。次いで Baseley and Case (1995b) では、再選を目指す現職が自身の評価構築のためどのように行動するかを分析し、任期制限が政策の選択肢に大きな影響を与えることを示した。しかしながら、任期制限の効果は、導入後、徐々に減少することが Besley and Case (2003, p.55) では指摘され

(1995a,1995b) を発展させ、多選制限の有無で分割したサンプルの推定結果から、現職知事は再選を確実にするため、近隣他州の税率に反応し、自州の税率を決定することを示し、その相互作用がヤードスティック競争より生じていることを検証した⁶。これらは十分な課税自主権を保有する連邦的な、したがって分権的な国家の地方政府を対象として地方政府間での税率決定が戦略的補完関係にあることが論じられている。また、Yakovlev et al. (2012)では、任期制限の有無や制限する期間の長さの違いによって地方財政支出の費目により異なる効果を有することが示唆されている。

わが国では 2000 年度以降も都道府県レベルの地方政府において、その半数以上では自主財源割合が一度も 50%に達することなく、地方交付税や補助金といった移転財源に大きく依存する状況が続いており、地方分権一括法の施行から 15 年を経た現在も中央集権的な制度から分権的な制度への移行途中にあると考えられることは先にも述べたとおりである。そのため、財政競争と効果の研究、およびその評価を行うにはまだ十分な蓄積がなされていない。また、分権的な国家における地方政府と異なり、課税自主権に対する制約が多いわが国では、財政競争およびその効果（政府財政規模の抑制）もおのずと限定的なものとならざるを得ないのではないかと考えられている。そのため、分権的な国との違いも考慮した上で財政競争についての検討を行う必要がある。とはいえ近年では、歳入面で税率設定の自由度がほとんどない集権的な国であっても、歳出面では戦略的な政策決定を行う余地があるとし、歳出競争の可能性についての実証分析が行われている。菅原・國崎（2006）は、地方政府が課税自主権を持たないわが国のような中央集権的な国であっても、裁量的な部分を活かし、地方政府が戦略的な歳出決定を行うことを検証した。

一方、政治経済学的なアプローチを用いた任期と財政支出に関する研究は、米国を中心に盛んに行われている。Besley and Case (1995b) を嚆矢とし、Tien (2001) や Carey et al. (2006)、Erler (2007) や Yakovlev et al. (2012) などの多くで、在職年数と財政の関係が分析されている⁷。特に、Alt et al. (2011) では知事の在職年

ている。なお、ここで示された分析枠組みは Brueckner (2003)により整理され、多くの先行研究で用いられている。

⁶ Esteller-Moré and Rizzo (2010)を発展させ、金田(2013)ではわが国における相互作用の識別を試みている。

⁷ Tien (2001)や Erler (2007)は任期制限を否定的に捉え、任期制限を行うことで逆選択の問題が生じることが指摘されている。特に、制限する任期の期間が短すぎる場合には、複雑な財政政策の決定を行うことができないといった経験の浅い知事を生む可能性があることが指摘されてお

数の違い等による財政パフォーマンスの比較が行われ、任期制限の制度が施行された地域の1期目の現職知事の財政パフォーマンスが一番良い状態であることが示唆されている。その一方で、分権化と政府規模の関係を扱った研究も着目されている。Fiva (2006) では、歳出面における分権化によって歳出増加がもたらされ、歳出構造が変化することを示唆されている。なお、在職年数と財政赤字の関連を扱ったわが国の先行研究である藤澤 (2004) では、在職年数の長期化に伴い財政赤字が拡大する傾向が示唆されている。また、藤澤 (2004) を発展させた小林・近藤(2008) は、砂原 (2006) で示された地方政府の政策決定における政治的要因等を加味した分析により、長期政権下では経験が蓄積され、財政運営が効率化する可能性があるため、藤澤 (2004) での結論は安定的でない可能性があると述べている。しかし、藤澤 (2004) や小林・近藤 (2008) では、各歳出費目と在職年数の関係は明らかにされていない⁸。

また、わが国でも財政分権化との関連に着目した研究が多岐にわたって行われている。地方分権一括法施行前ではあるが、地域間の費目別歳出構造の差異を検証した矢吹 (1993) では、歳出面は地方政府が戦略的な政策決定が行い不均一である可能性が指摘された。しかしながら、東京都など都市圏を対象としているため、これがわが国全体でも生じることであるかは不明である。

そして、地方政府の歳出に関する裁量性を前提とし、分権的歳出モデルを用いて都市費目別歳出構造の検証を行った中澤 (2007) では、費目による裁量性の強さの違いによって異なる歳出構造となることと、地方分権一括法施行となった2000年度以降は、さらにこの歳出構造が変化することが示された。財政分権度指標と予算配分率に焦点をあて、地方歳出構造の変化を検証した菅原 (2008) は、地方圏自治体の方が分権化していること、つまり、税収面、歳出面ともに裁量の程度は不均一であることに加えて、都市圏と地方圏、および分割した期間によって歳出構造が変化することが示された。そして、わが国の地方分権化においては、裁量の地域間格

り、任期制限はむしろ財政を悪化させるということや予算のばらまきを増加させるということが示唆されている。また、Yakovlev et al. (2012) は、米国47州の長期パネルデータ(1972年から2005年)を用い、州政府、すなわち、地方政府の歳出に対する任期制限の効果を推定することで、任期制限の有無や制限する期間の長さの違いによって地方財政支出の費目により異なる効果を有することや、任期制限の存在は予算のばらまき(pork-barrel spending)の一因となる可能性を示している。

⁸ これらを受け、金田(2015)では、歳出決算総額に占める各歳出費目の割合と在職年数の関係を扱うことで、費目により在職年数からの影響が異なることや、分析対象とする期間の違いによっても得られる結果が異なることが示された。

差を是正する政策が必要であると示唆している。また、地方交付税の交付・不交付団体における歳出構造の違いに着目した湯之上・倉本・小川（2012）では、地方公共団体の費用の確率フロンティア関数を推定することで、歳出構造が交付団体と不交付団体の人口規模により異なることが示している。しかし、歳出構造の変化と政治状況の変化の関係に注目した分析は十分な議論がなされていない。

以下、本論は次のような構成となっている。次章にて本論の基本となるモデルについて、その理論的な枠組みと分析モデル、および分析モデルにおけるウェイトについて述べる。つづく第3章では本論のテーマの1つである歳出政策に関する地方政府間の相互作用の識別を行う。そして第4章では、地方政府の歳出決定要因の検証を扱い、政治的体制が変化する中で歳出費目別歳出政策の決定と知事の政治的経歴との関係を論じる。第5章では、歳出政策に関する地方政府間の相互作用は財政的体制が変化する中でも時間の経過とともに変化するかについて論じる。最後に各章から得られた結果とそれが有する含意について要約し、今後の課題を示す。

2. 基本モデル

本論は、他地域の政策が自地域の政策にどのように影響を与え、また相互に示された政策の背景にある相互作用、すなわち、政策決定を通じた地方政府間の相互作用により生じる歳出の外部性が何によるものであるかを反応関数の係数の推定結果から識別することを主要なテーマとしている。

地方政府の歳出政策の決定に際しては、議会や官僚等の行動など様々な政治的要因から影響を受けると考えられるが、これら要因のうち、地方政府の行政の長であり、最終意思決定者である知事の裁量性に本論では着目する。この理由は、知事の裁量性が満たされるならば、地方政府間での相互作用は歳出競争、あるいはヤードスティック競争としてあらわれる可能性があるとは仮定したためである。さらに、示された相互作用は一定ではなく変化する可能性を有すると考えたからである。そして、実証的に分析を行うにあたっては歳出競争論に依拠したモデルを用いることで歳出決定に対する政治的要因の影響についての検証を試みる。

したがって、次節にて本論で用いた回帰モデルの理論的枠組みについて述べる。

2.1 理論的枠組み

歳出の外部性は、要素が移動しないモデル (**resource-fixed model**) と要素が移動するモデル (**resource-flow model**) として整理される⁹。この要素が移動しないモデルとは、便益のスピルオーバーである。また、本論で扱う財政におけるヤードスティック競争は情報のスピルオーバーにより生じることから要素が移動しないモデルに分類される¹⁰。他方、要素が移動するモデルとは、歳出競争や福祉競争が分類される。

本論で用いる回帰モデルとは、第 j 地域における政策水準の決定が第 i 地域における政策水準の決定に際し、戦略的行動をとっているのか否かを検証するものである。この歳出競争論に依拠したモデルは、地方政府間の相互作用は近隣地域の財政政策（相対的なパフォーマンス）の比較によって起こり得ることを示唆した **Salmon**

⁹ ここでの要素とは資本や人であり、情報は要素には含めない。また、要素が移動しないモデルとは、従来の伝統的な分類(Dahlby(1996), 堀場(2008)など)、スピルオーバー・モデルとあらわされ分類されるモデルであるが、本論では「要素が移動する(**resource-flow**)モデル」に対して「要素が移動しない(**resource-fixed**)モデル」とあらわす。

¹⁰ Besley and Case (1995) でのヤードスティックモデルがスピルオーバーのフレームワークに適合すると Brueckner (2003, p.178) によるヤードスティック競争モデルの整理でも述べられている。また、田中(2013)などでもスピルオーバー・モデルの一つとして位置づけられている。

(1987)を発展させ、Case, Rosen and Hines (1993)で示された自地域の政策決定に他地域のそれが影響を与えるかをみる反応関数を用い、Besley and Case (1995a)によって地方政府間の戦略的相互作用を分析する枠組みとして示されたものである。そして、Brueckner (2003)によりスピルオーバー・モデルとリソースフロー・モデルとして整理され、多くの先行研究で支持された 2.1.1 および 2.1.2 節で示されるモデルを用いている¹¹。

どちらのモデルも、他地域の歳出水準の決定、すなわち、歳出政策の決定が自地域の歳出政策の決定に際し、戦略的行動をとっているのかについて調べるものであり、地方政府間でとられる政策行動が戦略的であるならば、補完となっているのか、あるいは代替となっているのかについて確認を行うことを目的としている。このような地方政府間の歳出水準決定における戦略的相互作用を分析するアプローチとしては、要素が移動しないモデル（公共財便益や情報がスピルオーバーするケース：スピルオーバーとヤードスティック競争）と要素が移動するモデル（政策要素が地域間を移動するケース：歳出競争など）の 2 つのモデルが基本モデルとして示されている。そして、これら 2 つのモデルは、一見異なるようにもみえるが、同じ実証結果を得ることが多くの先行研究によって確認されている。そのため、まず、要素が移動しないモデルに分類されるスピルオーバー・モデルと要素が移動するモデルである歳出競争モデルの理論的な枠組みについての説明を試みる。なお、財政的外部性はスピルオーバーと要素移動であらわされているが、本節では、財政的外部性が発生している場合の地方政府の行動における基本モデルとして提示する¹²。

2.1.1 要素が移動しないモデル (resource-fixed model)

要素が移動しないモデルに分類されるスピルオーバー・モデルでは、ある国が n 地域を持ち、かつその国には中央政府と地方政府が存在する。それぞれの地方政府は、自地域の地域住民の厚生を最大とするように政策決定を行うことを目的とする。

¹¹ 要素が移動しないモデルのうちスピルオーバー・モデルと要素が移動するモデルとしての歳出競争モデルについては、主に Brueckner (2003, pp.176-181.)と Brueckner(2006, pp.335-340.)を参考として、まとめたものである。そして、ヤードスティック競争モデルについては、補論にて小西(2009, pp.245-247.)を参考としたまとめを行っている。なお、便益のスピルオーバー・モデルのその他事例として、汚染対策モデルについても解釈を行った。

¹² なお、財政的外部性については、堀場(2008, p.112.)にて「ある経済主体の行動が政府の財政を通じていた住民の厚生に効果を及ぼすこと、あるいはある政府の財政政策が他地域の住民の厚生に直接・間接に効果を及ぼすこと等、財政に関連した外部性を包括的に財政的外部性といっている」と定義されている。

また、地域住民は移動しない。すなわち、第*i*地域の目的関数を*V*、地域特性を*X_i*、第*i*地域の地方政府が選ぶ政策水準を*z_i*、他地域の地方政府が選ぶ政策水準を*z_{-i}*とする。このとき、目的関数*V*は地域特性*X_i*のもとで、第*i*地域の政策水準*z_i*と他地域の政策水準*z_{-i}*に依存して決定されるとする。したがって、目的関数は次式のようにあらわされる。

$$V(z_i, z_{-i}; X_i) \quad (1)$$

それぞれの地方政府は、目的関数*V*を最大化するよう自地域の政策水準*z_i*を決定すると仮定する。このとき、1 階の条件は、 $\partial V(z_i, z_{-i}; X_i) / \partial z_i \equiv V_{z_i} = 0$ となる。この 1 階の条件を*z_i*について解くと、次式のようにあらわされる。

$$z_i = R(z_{-i}; X_i) \quad (2)$$

ただし、*R*は第*i*地域の反応関数とする。したがって、第*i*地域の政策水準*z_i*は地域特性*X_i*と他地域の政策水準*z_{-i}*に依存し、決定されることを意味する。つまり第*i*地域の政策水準*z_i*を他地域の政策水準*z_{-i}*の反応関数としてあらわしている。この反応関数の傾きは、自地域の地域特性*X_i*と他地域の政策水準*z_{-i}*の影響を受けた地域の選好の特性によって決まるため、反応関数の傾きの符号は特定できないと考えられる¹³。

なお、要素が移動しないモデルに分類されるヤードスティック競争モデルも(3)式で示されるとおり、スピルオーバー・モデルのフレームワークに適合すると考えられる。すなわち、他地域からの情報のスピルオーバーにより生じるヤードスティック競争は、自地域の住民への公共サービスの提供に影響を与えることが示される。

$$U\{y_i - T_i, T_i \phi[(q/T)_{-i}]; \tilde{X}_i\} \equiv V(T_i, T_{-i}; X_i) \quad (3)$$

$$(i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, n)$$

¹³ Brueckner (2006, p334)によると、理論上、(2)式の反応関数*R*の傾きについては特定されないと述べている。そして、最大化問題の解を求めるにあたり一階の条件 ($\partial z_i / \partial z_j \equiv R_{z_j} = -V_{z_i z_j} / V_{z_i z_i}, j \neq i$, where *z_j* is one of the elements of *z_{-i}*)、二階の条件によって *V*, *V_{z_i z_i}* は正の値でなければならないが、*V*, *V_{z_i z_j}* は正負ともとることが可能であり、反応関数*R*の傾きもどちらもとることが可能であると示されている。さらに、反応関数*R*の傾き 0 も成り立つと論じられている。

ここで、 $U(y_i - T_i, q_i; \tilde{X}_i)$ は消費者の選好、 y_i は所得、公共財の最低限の生産コストと財政の無駄遣い分をカバーする税金 T_i は(3)式を最大にするよう選択される。公共財の供給レベル q_i は $T_i \phi$ と書き換え可能であり、他地域の公共財供給レベルは $q/T = \phi[(q/T)_{-i}]$ となる。そして、税金と公共財の提供レベルを他地域と比較することによって、住民は財政の無駄遣いその程度を推測できる。つまり、住民が地方政府間のパフォーマンスを比較し、劣っていればその改善を迫ることで、それぞれの地方政府は住民からの圧力を意識することで政府間において政策の相互作用が発生し、その結果、財政の効率化と住民厚生向上が達成される。

2.1.2 要素が移動するモデル (resource-flow model)

次に、要素が移動するモデルに分類される歳出競争のモデルについて考える。このモデルでは、ある国が n 地域を持ち、かつその国には中央政府と地方政府が存在する。それぞれの地方政府は、自地域の地域住民の厚生最大化を目的として政策決定を行う。この要素移動モデルでは、住民を資本として考えているため、資本としての地域住民は移動する。すなわち、第 i 地域の目的関数を $\tilde{V}$ 、地域特性を X_i 、第 i 地域の地方政府が選ぶ政策水準を z_i 、政策により第 i 地域に移動する要素を s_i とする。このとき、目的関数 $\tilde{V}$ は地域特性 X_i のもとで第 i 地域の政策水準 z_i と移動する要素を s_i に依存して決定されるとする。したがって、目的関数は次式のようにあらわされる。

$$\tilde{V}(z_i, s_i; X_i) \quad (4)$$

ところで、地方政府の政策により第 i 地域に移動する要素 s_i の水準は、自地域の地域特性 X_i のもとで自地域の政策 z_i と他地域の政策水準 z_{-i} に移動して決まる。したがって移動均衡条件より、第 i 地域に移動する要素 s_i は、当該地域の政策によって次式のようにあらわされる。

$$s_i = H(z_i, z_{-i}; X_i) \quad (5)$$

ただし、 H は第 i 地域の要素移動における反応関数とする。ここで、(5)式を(4)式に代入すると、次式となる。

$$\tilde{V}(z_i, H(z_i, z_{-i}; X_i); X_i) \equiv V(z_i, z_{-i}; X_i) \quad (6)$$

したがって、(6)式は(1)式と同様に z_i, z_{-i}, X_i の関数としてあらわされる。なお、要素移動モデルの場合、反応関数の傾きの符号は H と $\tilde{V}$ の関数に依存する。しかしながら、 H も $\tilde{V}$ も、 $z_i, z_{-i}; X_i$ に依存する関数であるため、結果として反応関数の傾きは $z_{-i}; X_i$ に依存する。すなわち、(2)式の $z_i = R(z_{-i}; X_i)$ と同様にあらわされる。なお、スピルオーバー・モデルの場合と同様に、ここでも反応関数の傾きの符号について、特定することはできない。

次に、反応関数について線形性を仮定した回帰モデルを示すに先立ち、反応関数の傾きの符号によって示される一般的な戦略的相互作用について概説を試みる。

2.1.3 戦略的相互作用¹⁴

戦略的な相互作用では、地方政府間の垂直的な相互作用（vertical interaction among governments）は右下がりの反応関数を生成して戦略的代替であることを示す。一方、地方政府間の水平的な相互作用（horizontal interaction among governments）の場合には右上がりの反応関数を生成して戦略的補完であることを示す¹⁵。しかしながら、異なるレベルの政府間では水平的であっても垂直的であっても地方政府間の戦略的関係は成立しないとされている。そのため、以下に地方政府間の相互作用における「戦略的代替」と「戦略的補完」について説明を行う。

戦略的行動とは、寡占競争を仮定したときに非可逆的行動を採用することで、自地域（第 i 地域）に有利な競争環境を作りだすことをいう。そして、他地域（第 j 地域）の行動を一定としたとき、第 j 地域の利益を減少させるような積極的な行動をいう。ここで、同質の2地域モデルを仮定する。

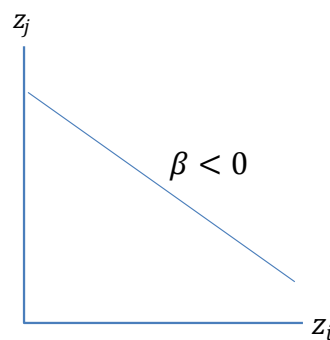
まず、地方政府間の相互作用における戦略的代替について考える。第 j 地域が攻撃

¹⁴ 本項では、主に Brueckner (2003, pp.176-182.)と奥野・鈴木 (1998, pp.225-235.)を参照した。

¹⁵ 田中(2013, pp.19-20.)でも示されているが、地方政府間の水平的な戦略的相互作用が生じる際には租税競争と同じく非効率的な資源配分がもたらされることが広く知られている。なお、これらは財政的外部性のうち、地方政府間の戦略的な相互依存（作用）は間接的財政外部性によって引き起こされると記されている。

的な行動をとったときに第 i 地域が受容的な行動をとること、つまり地方政府間に置き換えるならば、第 j 地域が歳出を増やしたときに第 i 地域は歳出を減らすことを「戦略的代替」の関係にあるという。このとき各主体の反応関数は右下がりとなる（図 1. 参照）。すなわち、各主体の反応関数の傾きが負であるとき「戦略的代替」の関係にあるという。これは、相手が積極的な行動をとったときに自分が受容的な行動をとることを意味している。

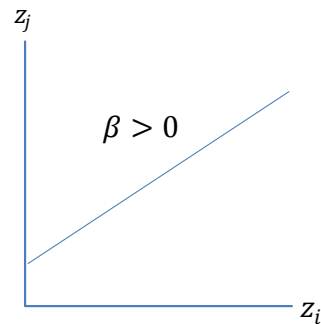
図 1. 戦略的代替



ここでの受容的な行動とは、例えば、相手が生産量を増やして利益を上げるといった攻撃的な行動を行ったときに自身は生産量を減らすことが最適な戦略になるとすると、相手が攻撃的な行動を行ったとき自身が生産量を減らす行動をとることである。したがって、本論では他地域の自治体が歳出水準を上げた（下げた）とき自地域が歳出水準を下げる（上げる）ことを「戦略的代替」とみなす。なお、同質財クールノー競争で需要曲線と限界費用曲線が線形の際には各企業の反応曲線は右下がりとなることが知られている。

次に、地方政府間の相互作用における戦略的補完について考える。第 j 地域が攻撃的な行動をとったとき、第 i 地域も攻撃的な行動をとること、つまり地方政府間に置き換えるならば、第 j 地域が歳出を増やしたときに第 i 地域も歳出を増やす行動をすることを「戦略的補完」の関係にあるという。このとき、各主体の反応関数は右上がりとなる（図 2. 参照）。言い換えれば、各主体の反応関数の傾きが正であるとき「戦略的補完」の関係にあるという。これは、相手が積極的な行動をとったときに自分も積極的な行動をとることを意味している。

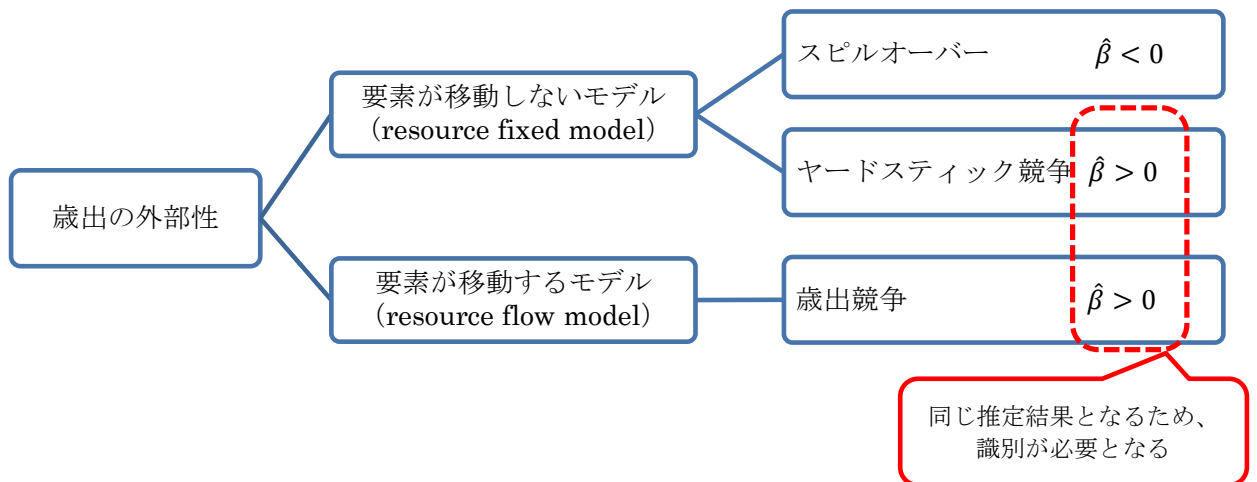
図 2. 戦略的補完



したがって、本論では他地域の自治体が歳出水準を上げた（下げた）とき自地域が歳出水準を上げる（下げる）ことを「戦略的補完」とみなす。なお、異質財を生産する2企業が価格を通じて争うベルトラン競争で、各生産物の需要関数と各企業の費用関数が線形であるとき、各企業の反応関数は右上がりとなることが知られている¹⁶。

これらで示された「戦略的代替」とされる結果は地方政府間の相互作用ではスピルオーバーを示し、一方の「戦略的補完」とされる結果はヤードスティック競争、あるいは、歳出競争を示している（図 3.参照）。つまりは、ヤードスティック競争と歳出競争とは同じ推定結果となるため、何らかの識別が必要となる¹⁷。

図 3. 本稿における歳出外部性の分類と反応関数の傾き



出所：筆者作成

¹⁶ ベルトラン競争とは、製品差別化が行われ、各企業の生産物は密接な代替財であるが、完全な代替財ではない場合である。

¹⁷ 歳出競争は福祉移住による給付引き下げ競争などであり、その定義は堀場(2008)を参照されたい。

次節にて、財政的外部性が発生している場合の地方政府の行動における相互作用を用い、本論で理論的枠組みとした回帰モデルについて述べる。

2.2 回帰モデル

2.2.1 回帰分析における意義と問題点

本論では、第 j 地域における政策水準の決定が第 i 地域における政策水準の決定に際し、戦略的行動をとっているのか否かを検証する回帰モデルを理論的枠組みとしている。前述のとおり、Brueckner(2003)によって、スピルオーバー・モデルとリソースフロー・モデルとして整理され、反応関数について線形性を仮定した次式で示される回帰モデルを用いている¹⁸。

$$z_i = \beta \sum_{j \neq i} w_{ij} z_j + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\theta} + u_i \quad (7)$$

$$(i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, n)$$

ここで、 w_{ij} は地域の特性を示した所与のウェイトである¹⁹。また、第 i 地域の選ぶ政策水準を z_i 、第 j 地域の選ぶ政策水準を z_j とする。 β と $\boldsymbol{\theta}$ は未知のパラメータとし、 $\mathbf{X}_i \boldsymbol{\theta}$ で地政的な影響部分を取り出している。 u_i は地域特性として残る未知の要因、つまり攪乱項である。第 i 地域と第 j 地域の相互作用は、地域特性を表す指標によってウェイト付けられた β の符号と有意性より決定される。この回帰モデルによる推定から $\beta = 0$ を得た場合は、第 i 地域と第 j 地域の間に戦略的行動は存在しないということになるが、有意に $\beta \neq 0$ となれば、第 i 地域と第 j 地域の間に戦略的行動が存在することを意味する。さらに、有意に $\beta > 0$ ならば戦略的補完、有意に $\beta < 0$ ならば戦略的代替となる。なお、(7)式で示された回帰モデルは、多くの先行研究において理論的枠組みとして支持を得ているが、計量経済学上、3つの諸問題に直面している。すなわち、「同時性による内生性」の問題、「空間誤差の依存性」の問題、そして「説

¹⁸ Brueckner(2003)の原論文では $z_i = \beta \sum_{j \neq i} w_{ij} z_j + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\theta} + \varepsilon_i$ と表記されているが、今後の数式の展開に併せ、表記を直している。なお、Bruecknerは Case, Harvey, and Hines(1993) で示された回帰モデル $E_{it} = X_{it}\beta + \phi E_{it} + u_{it}$ を理論的枠組みとして用いている。

¹⁹ 実証分析においては回帰モデルに用いられるウェイトが重要な論点となっているため、次節にてウェイトの説明を行う。

明変数 X_i と攪乱項の相関」の問題といわれるものである。

第1は、同時性による内生性の問題である。これは、被説明変数である第 i 地域の政策水準 z_i と、説明変数である第 j 地域の政策水準 z_j が互いに依存し同時決定されることから、内生変数である政策水準 z_j と攪乱項 u_i との間に相関が生じる問題である。つまり、第 i 地域で決定される政策は、(7)式からなる連立方程式の解として与えられるため、攪乱項 u_i と相関を生じさせてしまう。その結果として得られた OLS 推定量は、不偏性も一致性も持たない。したがって、通常の最小二乗法(OLS)では直交条件が成立しないということである。そのため、好ましい特性を持った推定値を得るには、別の推定法を使用する必要がある。これらを踏まえ、最尤法または操作変数(IV)法によって、同時性による内生性の問題を解決できることが示されている。また、これらの操作変数(IV)法を用いた解決策以外としては、1期またはそれ以上のタイムラグから生じる相互連関を仮定することで、通常の OLS を用いても同時性を排除し、内生性の問題を完全に回避できることが併せて示されている^{20,21}。

第2は、空間誤差の依存性の問題である。すなわち、(7)式で省略された空間依存している変数が攪乱項 u_i の中に含まれている場合に発生する問題、換言すれば、攪乱項 u_i の中に(7)式で捉えられない複数の要素が含まれているため、政策水準 z の変動が定義された説明変数の変動だけでは捉えられないとき、攪乱項 u_i の変動の中にその捉えられない部分を反映してしまうという問題である。言い換えれば、隣接した地域間の分析を行うとき、攪乱項が互いに独立していない可能性が高いということである。この空間誤差の存在を無視して推定を行った場合、戦略的相互作用として誤った結果を提示してしまう可能性が強い。つまり、推定に用いた説明変数だけでは完全に吸収することができない各地域の選好の類似性や、地域特性などによる空間的な相関が生じていると考えられるからである。そしてその結果が、地域間の相互作用として推定結果に反映されてしまうことになる²²。

²⁰ 1期またはそれ以上のタイムラグから生じる相互連関を仮定し通常の OLS を用いた実証研究として、Hayashi and Broadway (2001)が広く知られている。

²¹ なお、Beck and Katz (1995)は、Parks Method といわれ、計量経済学上既に証明されているこの推定方法に対し、パネルデータを用いた OLS を行うことを推奨している。またその際、時系列方向のデータが横断面データに比べて少ない場合には、パネル修正標準誤差(PCSE: Panel-Corrected Standard Errors)を用いることを提案している。

²² Brueckner (2003)の整理によると、空間誤差の依存性の問題への対処としては、最尤法、操作変数法、および一般化空間的2段階最小2乗法(GS2SLS)による分析が一般的であるが、一方で、誤差構造を考慮した上で最尤法を用いることが困難であることが Anselin (1988)等から指摘されていると述べている。なお、GS2SLS による分析によって、空間誤差依存性が存在してい

そして第 3 は、説明変数 $\mathbf{X}_i$ と攪乱項の相関の問題である。つまり、地域特性 $\mathbf{X}_i$ と攪乱項 u_i との間に相関が生じる可能性があるという OLS 上の基本的な問題である。この問題に対処するための代替アプローチとしては、パネルデータの使用が一般的である。なぜならば、パネルデータを使用することにより、前項で述べた空間誤差の依存性を排除することに加え、 $\mathbf{X}_i$ と u_i の相関の問題を解決できる可能性が考えられるからである。しかしながら、その効果は不完全なものであるため、 u_i の中に地域要因や時系列要因として残ってしまう可能性がある。なお、これらの諸問題に対する本論における対処については次節にて説明を行う。

2.2.2 回帰モデル

本論の主な実証分析は、理論的枠組みとした Brueckner(2003)と、地域ウェイトの枠組みとした菅原・國崎(2006)の回帰モデルを踏まえて反応関数の係数の推定を行う²³。しかし、理論的根拠とされる(7)式の回帰モデルは前節でも述べたように、計量経済学上 3 つの諸問題、すなわち「同時性による内生性」の問題、「空間誤差の依存性」の問題、「説明変数 $\mathbf{X}_i$ と攪乱項の相関」の問題に直面している。そのため、本論では、タイムラグを用いることに加え、パネルデータによる二元配置誤差構成要素 (two-way error component) モデルでの推定を行うことで、先に述べた計量経済学上の諸問題への対処を行うものである。なお、パネルデータを用いることの統計的意義として、計量経済学上、一般的なパネルデータの利点として、次のことがいわれている。第 1 に、パネルデータは極めて大きな情報量を持っている点である。そのため、① 一致性を満たす、② 多重共線性の問題を解消する、③ 推定の普遍性を向上させる、④ 固定効果 (横断面と時系列) およびランダム効果の除去を行う、といった以上の利点があげられている。第 2 に、個票を用いた調査という点である。このため、⑤ 集計誤差やバイアスが含まれない、⑥ 異時点間の最適化行動

も β の一致推定量が生成される (Kelejian and Prucha(1998))。さらに GS2SLS を行う際、空間誤差依存性の問題に対し頑強性テストを行うことが Anselin, Bera, Florax, and Yoon(1996)により提案された。

²³ 菅原・國崎(2006)の原論文では以下のように表記されている。

$$z_{it} = \beta \sum_{j \neq i} w_j z_{jt} + \sum_{k=1} \lambda_k x_{it,k} + u_{it}$$

$$u_{it} = \phi_i + \theta_{it}, \quad \theta_{it} = \rho \sum_{j=1} w_j \theta_{jt} + \varepsilon_{it}$$

菅原・國崎は、誤差項の空間的自己相関の問題を考慮し、Kelejian and Prucha (1998) が提案した一般化空間的二段階最小二乗法(GS2SLS)を用いて分析している。また、パネルデータを用いていることから、攪乱項で生じる可能性がある時系列効果を吸収するために、ダミー変数を用いている。

をミクロレベルで捉えることが可能となる、といったことも利点とされている。また、二元配置誤差構成要素モデルとは、観測不可能な経済主体独自の個別効果を横断面の固有効果として取り除くことと、観測不可能な時間効果を時系列の固有効果として取り除くものである。したがって、分析モデルを次の諸式とする。なお、どちらの固有効果を採択するかについては各章において示している。

$$z_{it} = \beta \sum_{j \neq i} w_{ij} z_{j(t-1)} + \mathbf{X}_i \boldsymbol{\theta} + u_{it} \quad (8)$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (9)$$

$$(i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T)$$

ここで i と j は地域、第 i 地域の t 期の歳出を z_{it} 、第 j 地域の t 期より 1 期前の歳出を $z_{j(t-1)}$ 、地域ウェイトを w_{ij} 、推定パラメータを β と $\boldsymbol{\theta}$ 、そして第 i 地域の t 期の政治的要因を含んだ地域特性を $\mathbf{X}_i$ 、攪乱項を u_{it} とする²⁴。(9)式の μ_i は観測不可能な経済主体独自の個別効果、すなわち横断面の固有効果を表し、 λ_t は観測不可能な時間効果、つまりは時系列の固有効果を表す。そして v_{it} は攪乱項を表す。

まず(7)式の分析モデルの意味をあらためて確認する。この分析モデルの目的は、他地域の政策（反応）が自地域の政策（反応）にどのように影響を与えるかをみることである。このため、自地域の政策を被説明変数として左辺にあらわし、他地域の政策を説明変数として右辺にあらわしている。また、説明変数以外のその他の要因を攪乱項としてあらわす。この単純な分析モデルをもとに OLS を行った場合、当然ながら次のような問題が発生すると考えられる。

第 1 の問題は、同時性による内生性の問題である。例えば、単純化して 2 地域で考える。自地域（A 県）の反応と他地域（B 県）の反応、具体的には、A 県の歳出決定と隣接した B 県の歳出決定は互いに依存し、同時決定されるため、B 県の歳出決定は攪乱項との間に相関が生じてしまうというものである。なぜならば、A 県で決定される歳出は回帰モデルの連立方程式の解として与えられるため、攪乱項 u_i と相関を生じさせてしまうからである。その結果として得られた OLS 推定量は、不偏性も一致性も満たすことができない。そのため、通常の OLS が適さないという

²⁴ 本論のモデルでは、1 期前のタイムラグを用いるため、例えば $t = 1996$ 年としたとき、 $t - 1 = 1995$ 年のデータを使用している。

ことになる。したがって、好ましい特性を持った推定値を得るには、別の推定法を使用する必要が生じる。

第 2 の問題とは、撓乱項 u_i にも地域的な相互依存の関係が存在することが予想されることから生じるものである。前述の単純な分析モデルで、自地域の反応に影響を与えている定義可能な自地域の地域特性を説明変数として右辺に加えた、 K 変数の回帰モデルで、撓乱項 u_i の中に空間的な相互依存関係が含まれているとき、いわゆる空間誤差の依存性の問題が生じる。例えば、A 県と B 県の立地関係による類似性や地域特性などが、推定に用いた説明変数だけで完全に吸収することができずに、撓乱項 u_i の中に要因を残してしまった場合、撓乱項同士が互いに独立していない可能性が高くなってしまうからである。この空間誤差の存在を無視して推定を行った場合、戦略的相互作用として誤った結果を提示してしまう可能性が強い。すなわち、推定に用いた説明変数だけでは完全に吸収することができない各地域の選好の類似性や、地域特性などによる空間的な相関が生じていると考えられるからである。そしてその結果が、地域間の相互作用として推定結果に反映されてしまうことになる。

そして第 3 の問題とは、撓乱項 u_i の中にまだ歳出に影響を与える自地域の地域特性をあらわす捉えられない何かしらの要因が残されている場合に、いわゆる地域特性をあらわす説明変数 X_i と撓乱項 u_i の相関の問題が生じるということになる。これは、OLS 上の基本的な問題である。したがって、これらの諸問題を解決するために、以下の対応を行う。

第 1 の同時性による内生性の問題であるが、政策における意思決定が予算段階で行われることを踏まえると同時決定であるというよりは、むしろ他地域の 1 期前の政策を考慮した行動をとっていると考えられる。このため、本論では 1 期前のタイムラグを用い、他地域の歳出を外生変数として取り扱うことにより、同時性を排除し、内生性の問題について回避している。具体的には、第 j 地域の歳出は z_j であらわすが、ここでは t 期より 1 期前の歳出を用いて、 $z_{j(t-1)}$ とした。第 2 の空間誤差の依存性の問題は、誤差項の特定化をせずに分散不均一性への対処を行うことができる HCCME を用いることに加え、パネルデータを用いることによって対処を行う^{25,26}。

²⁵ HCCME とは、heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator：不均一分散一致共分散行列の推定量である。なお、本論では横断面分散不均一性の修正メソッドとして White diagonal standard errors & covariance を用いている。

そして、第 3 の説明変数 $\mathbf{X}_i$ と撓乱項の相関の問題については、パネルデータによる二元配置誤差構成要素モデルを用いることで対処するものである。具体的には、(7)式の μ_i であらわされる観測不可能な経済主体独自の個別効果として、空間誤差と地域特性をあらわす捉えられない部分の変動を吸収する。したがって、撓乱項 v_{it} に吸収しきれなかった地域特性と時間効果が一部残される可能性は否めないものの、上述した分析手法をとることにより、これまでいわれてきた(7)式の回帰モデルにおける計量経済学上の 3 つの諸問題はシンプルに解決できると考える。

2.2.3 回帰モデルにおけるウェイト²⁷

回帰モデルに用いるウェイトとは、地域の特性をあらわす指標である。また、地域、すなわち、地方政府の政策水準決定における相互作用を検証する実証分析では、分析モデルに用いるウェイトが重要な論点となる。なぜなら、第 i 地域の政策水準を決定するに際し、影響を及ぼす第 j 地域の特徴を明確にする政策変数をウェイトとして定義したものをを用いることで、政策水準決定の背景にどのような相互作用が存在するのかについて考察することが可能となるからである。しかしながら、地方政府間にどのような相互作用が存在するかを予測し、ウェイトを定義することは容易ではない。なぜなら、「影響を与える第 j 地域」がどのような近接性や近似性を示しているのかが明らかでないためである。そのため Brueckner (2003)は、地域 i の政策決定に影響を与える地域 j の特徴を明らかにするため、他地域の政策変数を加重平均したウェイトを求めることを提案している。もっともこの議論は、歳出面からみた財政政策の相互依存、すなわち、それがスピルオーバーによるものであるのか、あるいは歳出競争によるものなのか、ヤードスティック競争によるものなのかについて実証分析を行った、Case, Rosen, and Hines (1993)でも既に行われ、さまざまなウェイトが用いられている²⁸。また、それらを整理し、わが国において発展させた

²⁶ この他にも、Beck and Katz(1995)に、計量経済学上既に証明されている Parks Method といわれる推定方法であるパネル修正標準誤差を用いることが推奨されている。

²⁷ 本論では菅原・國崎(2006)に倣い、当該県 i の政策（歳出）決定に影響を及ぼす当該県以外の他都道府県 j を空間的な近さと質的な近さの側面より「近接」を捉えるために地域ウェイトを用いる。

²⁸ Case, Rosen, and Hines (1993) は、空間的隣接によるウェイトと所得水準の類似によるウェイトを用いているが、その他に代表的なウェイトとして人種構成によるウェイトも用いている。しかしながら、人種構成によるウェイトはわが国においては適さないため菅原・國崎(2006)で取り扱われていないものと考えられる。近時、わが国でも人材の多様化による外国人労働者の増加など、地域によっては人種構成によるウェイトがその地域の政策水準決定の背景を明らかにす

菅原・國崎は、誘致競争ウェイト（地方政府が企業誘致競争を行うケースを想定）と類似団体ウェイト（地方政府が他の行動を模倣するケースを想定）の 2 つを用い、その後、新たに 4 つのウェイトとして再定義を行っている²⁹。それらを用いた推定を行うことで地域の戦略的な歳出決定の背景に、スピルオーバー（公共財便益であるのか、あるいは情報なのか）があるのか、それとも要素移動があるのかを解釈することが可能であるとしている。しかしながら、明確な識別は行われていない。

これらに倣い、歳出政策の決定におけるわが国の地方政府の行動を考え、本論においても地域ウェイトとして代表的な「距離ウェイト」と「所得ウェイト」の 2 つを用いている。なお、これら距離と所得の地域ウェイトはその性格上「空間的な関係から近接（空間的近接性）を捉えた地域ウェイト」と経済主体である地方自治体と住民の「質的な関係から近似（質的近似性）を捉えた地域ウェイト」の 2 つに分類することができる。よって、各章にてそれぞれのウェイトを用いた結果から政策水準決定の背景にどのような相互作用が存在するのかを解釈しているが、これに先立ち、代表的な地域ウェイトについて解説する。そして、それぞれの地域ウェイトを用いて推定を行うことによって得られる β が持つ意味を確認する。

2.2.3.1 空間的近接性を捉える地域ウェイト

地域間の空間的近接性を捉えた距離ウェイト w_{ij}^{DIS} は、地方政府間の距離、すなわち、第 i 地域と第 j 地域の 2 地点の都道府県庁所在地間の距離 d_{ij} が近い地域同士ほど、道路や鉄道での繋がりが強く、移動における利便性も高いため、より強い繋がりを持った「近接」であると捉えたものである。これは県境を接した都道府県庁所在地間の直線距離だけではなく、第 i 地域と第 i 地域以外の全ての道府県の距離を対象としたウェイトにより空間的近接性を表している。したがって、距離ウェイトは次式を用いる。

る可能性も否めないが、外国人労働者など増加の影響は特定の市町村レベルであると考えられる。よって、本論では全都道府県を分析の対象としているため、地域ウェイトに人種構成によるウェイトを用いない。なお、先行研究では財政力の類似によるウェイト(菅原・國崎(2006))や消費者物価指数の類似によるウェイトと住宅価格指数の類似によるウェイト(Esteller-Moré and Rizzo (2010))等様々なウェイトが用いられている。

²⁹ 菅原・國崎(2005, pp.8-11.)を参照されたい。

$$w_{ij}^{dis} = \frac{1/d_{ij}}{\sum_j (1/d_{ij})}, \quad i \neq j, \quad w_i = 0$$

ここで、都道府県庁所在地間（第*i*地域と第*j*地域）の直線距離を d_{ij} とする。このとき、県庁所在地間の距離が近い県同士ほど道路や鉄道での繋がりが強く、移動における利便性があると仮定する。つまり、移動における利便性が高いほど地域間の人的および資本といった経済的な近接性も高く、また政策的な近接性も高いと考える。しかしながら、ここでの利便性では交通機関を利用した場合の県庁所在地間の移動に要する時間については考慮していない³⁰。

この空間的近接性を捉える距離ウェイトを用いた推定で、有意に負の値（ $\beta < 0$ ）となったとき、第*i*地域の歳出決定は、便益のスピルオーバーを背景とした戦略的代替関係にあると判断することが可能となる。なぜならば、公共財便益のスピルオーバーの主な要因の一つとして、空間的な近さが考えられるためである³¹。例えば、隣接した第*j*地域の歳出が増えることによって、公共財便益のスピルオーバーが発生し、その結果、第*i*地域は同じ費目の歳出を減らすことが可能となると考えられるためである。さらに、距離ウェイトを用いた推定結果のみ、有意に正の値（ $\beta > 0$ ）となった場合は、要素移動のしやすさを考慮した歳出決定を戦略的に行っていると解釈することが可能であると考えられる。

なお、空間的近接性を捉える代表的なウェイトとしては隣接ウェイトもよく用いられている。隣接ウェイトとは、地方自治体間の境界線（県境）が接している地域同士ほど、より強い繋がりを持った「近接」とであると捉える地域ウェイトである³²。

³⁰ 2 地点間の距離としては、この他に昼夜間それぞれの人口中心地点間の距離なども考えられる。

³¹ 地域間の距離が近いことが、資本の移動の本質的な要因ではないと思われるが、公共財便益のスピルオーバーの要因のとしては空間的な近さを挙げることが可能であると、菅原・國崎(2006, p.10.)では論じている。

³² 隣接ウェイトについては、Case, Rosen, and Hines (1993) や Brueckner (2003) も多くの先行研究でウェイトとして用いられている。しかしながら、距離ウェイトと同様に要素移動を考える場合、隣接ウェイトでは海峡を挟んだ県同士や、県境に山脈がある場合でも等しく県境としていため、移動における利便性の程度については考慮されていない。しかしながら、ウェイトの検定を行った Case, Rosen and Hines (1993) 等、多くの先行研究でも 2 地点間の距離から近接を捉える距離ウェイトの有効性が示唆されている。なお、隣接ウェイトは次式によって示される。 $w_j^c = 1/m_i$, $w_i = 0$. ここで、第*i*地域と県境が接している都道府県の数 m_i とする。例えば、長野県は県境を 8 つの県と接しているため、県境を接した 8 つの県（群馬県、埼玉県、新潟県、富山県、山梨県、岐阜県、静岡県、愛知県）のウェイトをそれぞれ 1/8 とし、長野県を含めたそれ以外の 39 都道府県のウェイトを 0 とし、重みづけを行うことにより、空間的近接性をあらわす。

しかし本論では、サンプルを分割した分析も行っているため、隣接数がゼロとなった地域が生じた。けれども隣接数がゼロの地域であっても他地域からの影響は受けると考えられるため、隣接ウェイトは用いていない。

2.2.3.2 質的近似性を捉える地域ウェイト

地域間の質的近似性を捉えた所得ウェイト w_{ij}^{INC} は、1 人当たりの所得水準が似通った地域同士が質的に類似した地域同士であり、収益率も比較的似ているため、より密接な関係を持った「近似」であると捉えたものである³³。つまり、所得水準が高い地域では所得水準が高い地域で行われている歳出政策の内容から影響を受け、所得水準がかけ離れた地域で行われている歳出政策の内容から影響を受ける可能性は低いと考えたものである。所得水準として、対象となる期間の第 i 地域の 1 人当たり県民所得 INC_i と第 j 地域の 1 人当たり県民所得 INC_j の差を用い、第 i 地域と第 j 地域以外の道府県を対象としたウェイトにより質的近似性を表している。したがって、所得ウェイトは次式を用いる。

$$w_{ij}^{INC} = \frac{1/|INC_i - INC_j|}{\sum_j (1/|INC_i - INC_j|)}, \quad w_i = 0$$

ここで、第 i 地域における 1 人当たり県民所得を INC_i 、第 j 地域における 1 人当たり県民所得を INC_j とする。このとき、所得水準が似ている地域同士は収益率も比較的似ており、地域間に密接な関係があると仮定する。

前述の空間的近接性を捉えるウェイトとは異なり、この所得ウェイトを用いた推定で、有意に負の値 ($\beta < 0$) となる可能性は非常に低いものであると考えられる。なぜなら、所得ウェイトにおいては、公共財便益のスピルオーバーの要因として考えられる空間的近接性が考慮されていないからである。また、推定によって有意に正の値 ($\beta > 0$) となったとき、この歳出水準決定の背景には企業・資本といった要素の移動に基づく歳出競争あるいはヤードスティック競争が、存在している可能性が考えられる。これは、地域の収益率が似ているため企業や資本の移動のしやすさ

³³ Case, Rosen, and Hines (1993)でも所得水準ウェイトが用いられている。

が生じるためである³⁴。例えば、東京都を拠点とする企業が移動を考えると、一般的には神奈川県や大阪府を検討先と考えても沖縄県や高知県をその対象先にすることは少ないと考えられる。なお、質的近似性を捉える代表的なウェイトとしては財政力ウェイトもよく用いられている。財政力の似通った地域同士が類似団体であり、より密接な関係を持った「近接」であると捉える地域ウェイトである³⁵。しかし財政力指数はその性質上、他説明変数との相関が非常に高くなってしまうため本論では、財政力ウェイトは用いていない。

以上の空間的な関係と質的な関係に分類される地域ウェイトを用いた推定をそれぞれ行うことにより、 β の符号が明らかとなる。 β の符号結果より、地域間の歳出水準を決定する行動の背景に、こういった外部性があるかについて考察を行う。つまり、それぞれの地域ウェイトを用いた推定結果で、有意に $\beta = 0$ となれば戦略的行動は存在しないし、有意に $\beta \neq 0$ となれば戦略的行動が存在するということが確認できる。有意に $\beta \neq 0$ であった場合は、さらに、有意に正の値 ($\beta > 0$) となり戦略的補完関係となっているのか、それとも有意に負の値 ($\beta < 0$) となり戦略的代替関係となっているのかについて確認を行う。さらには、用いた地域ウェイトの種別によって、その戦略的行動の背景としてスピルオーバーがあるのか、それとも要素移動があるのかについて、解釈を行うことが可能となる。

³⁴ 要素移動を考える場合、サンク・コストは無いものと仮定する。

³⁵ 財政力ウェイトは、地域の財政力を示すものとして、対象となる期間の各年の第*i*地域と第*j*地域の財政力指数の差を用い、第*i*地域と第*i*地域以外の道府県を対象として重みづけにより質的均質性をあらわしており、菅原・國崎(2006)などわが国の先行研究で用いられる代表的なウェイトの1つである。なお、財政力ウェイトは次式によって示される。 $w_{ij}^{SIM} = \frac{1/|FP_i - FP_j|}{\sum_j (1/|FP_i - FP_j|)}$, $w_i = 0$ 。ここで、第*i*地域の財政力指数を FP_i 、第*j*地域の財政力指数を FP_j とする。このとき、財政力の似通った地域同士は似通った政策水準を行うと仮定している。

3. 歳出政策における相互作用の識別³⁶

3.1 はじめに

本論で地方財政論の主要なテーマの1つとして位置付けた歳出面の財政的外部性には、①スピルオーバー、②歳出競争、③ヤードスティック競争に起因するものが議論されている。本章は、これらの現象がわが国でも検証できるのかを目的とするが、しばしば指摘されているように、統計的に導かれた推定結果が上記のどの要因によって導き出されたものであるのか明らかでない。したがって、地方政府の歳出行動に関する財政的外部性を意図したものがあるか否かについて検証するが、それとともに上記で述べたどの財政的外部性が生じているかについて統計的な手法を用いて識別することを目的としている。そしてこれを行う際、地方分権論における重要なテーマとして政治過程を含んだ分析、換言すれば、政治経済学的なアプローチを用いた財政分権化の研究が盛んに行われているため、この新たなアプローチによる結果についても実証的に検証を行うことを試みている³⁷。

具体的には、第2章で示した地方政府における歳出競争論に依拠したモデルに関する実証分析を行う。そして、わが国において他地域の政策が自地域の政策にどのような影響を与えているのか、また、相互に示された反応の背景にある相互作用(interaction)は、上記の要因の何によるものであるかに関し、分割したサンプルをそれぞれ推定することで得られた反応関数の係数の推定結果から識別を試みるものである。その際、恣意性は否めないものの、知事の当選回数多寡を当選意欲、すなわち、再選誘因とみなし、これを新たな基準として分割したサンプルをそれぞれ推定する。つまり、従来の空間的及び質的な地域特性による説明に加え政治的要因での説明を試みることで、政策が相互にどのような反応を示し、それら反応の背景が歳出競争であるのか、ヤードスティック競争であるのかの識別を試みる。このため本章は、相互作用の識別を行うにあたり、Case, Rosen and Hines (1993)、

³⁶ 本章は、筆者の第20回日本地方財政学会報告論文に加筆・修正を行った。なお、本章の元となる金田(2013)の作成にあたっては、第20回日本地方財政学会において、討論者である菅原宏太先生(京都産業大学)や中里透先生(上智大学)及び査読の先生方より有益なコメントをいただいた。また、本章部分については、平成23～25年度に交付を受けた日本学術振興会科学研究費助成事業(学術研究助成基金助成金)(課題番号70173648)及び青山学院大学経済研究所長期研究プロジェクトからの助成を受けた研究成果の一部である。

³⁷ 政治経済学的なアプローチを用いた財政分権化の先行研究については、Lockwood(2005), pp.2-4.を参照した。財政分権化の下でのヤードスティック競争とは、有権者が誰に投票するかを決める際、自地域の首長が設定した財政政策と他地域とのそれとを比較することにより生ずる競争であると述べている。

Besley and Case (1995a)、菅原・國崎 (2006)、Esteller-Moré and Rizzo (2010)らの枠組みを踏まえ分析を行った³⁸。

先にも述べたように、地方政府における歳出競争論に依拠したモデルに関する実証分析では、相互に示された反応の背景にある相互作用 (interaction)、すなわち、歳出面の財政的外部性が、歳出競争とヤードスティック競争のどちらに起因するものであるのかが論点の1つとなっている。Besley and Case (1995a,1995b) では、用いたデータと対象地域の政治的背景、および推定に用いたウェイトが有する性質などから、示された相互作用の要因がヤードスティック競争である可能性を示唆している。そしてこれを発展させた Esteller-Moré and Rizzo (2010) では、州知事に対する多選制限の有無を基準としたサンプル分割とウェイトが有する性質の組み合わせから租税競争とヤードスティック競争のどちらに起因する相互作用であるかについて仮定に基づき識別を行っている³⁹。しかしながら、わが国の政策競争における相互作用の識別そのものを目的とした議論は十分に行われていない⁴⁰。

そのため、本章は、政治的背景の違いに着目した Esteller-Moré and Rizzo (2010) を基本とし、先行研究同様に反応関数を推定することで、わが国の政策競争における相互作用の識別が可能であるかについて分析を行うものである。その際、サンプルの分割を行う方法として、新たに、知事の当選回数多寡を基準として定義し、相互作用の識別方法を示している。推定の結果、当選回数3回未満のグループにてヤードスティック競争である可能性が示された⁴¹。

したがって、本章では第2章で述べた歳出競争論に依拠したモデルを用いて次節にて、先行研究における理論的な枠組みと相互作用の識別を示し、つづく第3節では、本論での識別方法を示している。そして、第4節では、用いたデータの説明及びサンプル分割の結果を示す。最後に、推定結果とそれが有する含意について要約し、今後の課題を示す。

なお、本章ではどちらの固有効果を採択するかに際してはハウスマン検定を実施

³⁸ 地域間の競争が再選誘因へもたらす影響については、Lockwood(2005)等を参照した。

³⁹ Esteller-Moré and Rizzo (2010)における相互作用の識別については3.2節にて述べる。

⁴⁰ わが国でも菅原・國崎(2006)では、純粋公共財としての性質が強い歳出費は、便益のスピルオーバーを背景とし、近隣地域間での歳出決定が戦略的代替にあることや、商工費や土木費の歳出決定は企業や資本の地域間移動に基づいた戦略的補完の可能性あることを推定値の解釈により示唆した。

⁴¹ 金田(2012)の研究ノートでは、本章と同じ枠組みを用い分析を行った。しかしながら、中央政府からの負担金や補助金等を含む土木費と商工費の歳出総額を被説明変数とした等の問題から、相互作用の存在は確認できたもののその識別を行うことはできなかった。

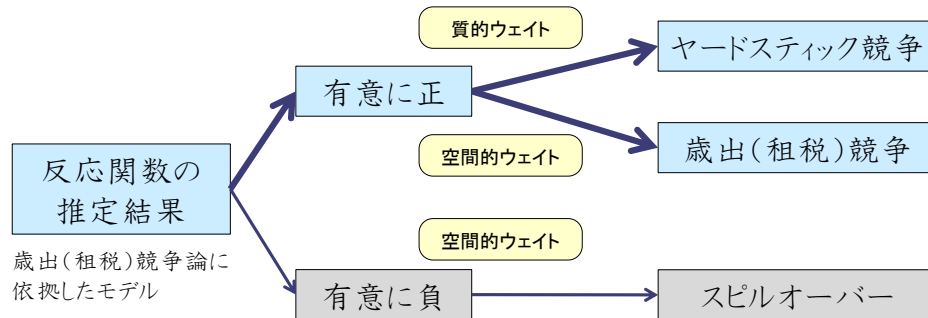
した。また、地域ウェイト w_{ij} としては第2章で示した距離ウェイト w_{ij}^{DIS} と所得ウェイト w_{ij}^{INC} をそれぞれ用いる。

3.2 先行研究における相互作用の識別

相互作用を反応関数の係数の推定結果より識別する際、多くの先行研究で、空間的近接性を捉えたウェイトを用いた推定から得た β が有意に負の値、つまり、地方政府間で戦略的代替関係が確認できたならばスピルオーバーと識別が可能であると述べている。これは、スピルオーバーの主たる要因が、空間的に近接していることと考えられるからである。一方、 β が有意に正の値のとき、何らかの戦略的な相互作用は存在するものの、その要因を識別することは困難であると述べている。しかしながら、Besley and Case (1995a, 1995b)は、長期にわたって再選を確実にしたいと考える知事は、同質の地域の知事の行動を参照すると考えられることから、地方政府間で戦略的補完関係が確認できた場合は、ヤードスティック競争を通じたものである可能性が高いと示唆している。したがって、空間的近接性と質的近似性をそれぞれ捉えたウェイトを用いた推定を行うことで、戦略的な相互作用の要因を識別できる可能性があると述べている。換言すると、空間的近接性を捉えたウェイトを用いた推定の結果のみ β が有意に正ならば、それは、近隣の税率や歳出に対し正の反応、いわゆる税あるいは歳出の模倣を行っているため、その要因は租税あるいは歳出競争である可能性が高い。他方、空間的な近接さを考慮しない質的近似性を捉えたウェイトを用いた推定の結果のみ β の符号が有意に正ならば、質的な類似地域間においてヤードスティック競争モデルにて仮定される、類似地域に対する住民の参照行動が行われている可能性があるため、その要因はヤードスティック競争である可能性が高い。しかし、空間的近接性と質的近似性をそれぞれ捉えたウェイトの両方とも有意となった場合については、相互作用の識別は困難であると論じている（図4参照）。

なお、Besley and Case は、長期にわたる再選を可能とするためには多選制限が施行されていない必要があるため、ヤードスティック競争であるか否かは知事が多選制限に反応している可能性があることを指摘している。

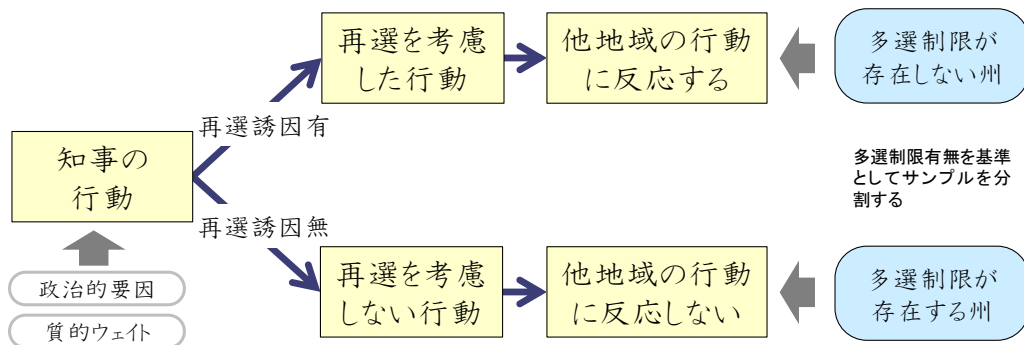
図 4. 相互作用の要因 ①Besley and Case の考え



出所：筆者作成

これらを踏まえ、Esteller-Moré and Rizzo (2010) は相互作用の識別を行う際には政治的要因を加味した分析、すなわち、多選制限の有無によりサンプルを分割し、空間的近接性を捉えたウェイトと質的近似性を捉えたウェイトを用い、それぞれを推定し個々の β の符号が明らかにすることで、その相互作用が租税競争であるのか、あるいはヤードスティック競争であるのかについて識別が可能であると主張している（図 5.参照）。

図 5. 相互作用の要因 ② Esteller-Moré and Rizzo の考え方



出所：筆者作成

つまり、分割したサンプルに対しそれぞれ推定を行い、多選制限有無にかかわらずその両サンプルにおいて空間的近接性を捉えたウェイトでのみ反応関数 β が有意に正の値であるならば、その相互作用は租税競争によるものであると識別している。なぜなら、知事は多選制限有無にかかわらず、空間的に近接した他地域の税率に対して正の反応（戦略的補完）となり、いわゆる税の模倣を行うからである。また、

多選制限無の場合のみにおいて、質的近似性を捉えたウェイトのみ β が有意に正の値ならば、その相互作用はヤードスティック競争によるものであると識別している。これは、多選制限無の場合に現職知事が近隣他州の行動に反応し、長期にわたって再選を確実にするための行動、すなわち、質的な類似地域間においてヤードスティック競争モデルにて仮定される、類似地域に対する住民の参照行動をとり、正の反応となるからである。

一方、多選制限有の場合は、その多くがレイムダック知事であることから、政治的レントを優先することで再選のための行動として他地域の税率を考慮する必要がなくなり、相互作用が存在しなくなるためである。しかし、両サンプルとも両ウェイトを用いた β が有意であった場合は、租税競争である可能性が認められるが、ヤードスティック競争の可能性も否定できない、よって、識別不能であると述べている⁴²（表 1.参照）。

表 1. Esteller-Moré and Rizzo における相互作用の識別

相互作用の要因	多選制限：有		多選制限：無	
	空間的 近接性	質的 近接性	空間的 近接性	質的 近接性
租税競争	$\beta > 0$: 有意		$\beta > 0$: 有意	
ヤードスティック競争				$\beta > 0$: 有意

注 1) 歳出競争（租税競争）か、あるいはヤードスティック競争であるかの相互作用の識別を行う際に、両サンプルおよび両ウェイトともに β の値が有意となった場合は、識別不能となる。

注 2) 歳出競争（租税競争）であるかは、両サンプルともに空間的ウェイトを用いた β の値のみ有意となる。

注 3) ヤードスティック競争であるかは、多選制限無のサンプルの質的ウェイトを用いた β の値のみが有意となる。

出所：Esteller-Moré and Rizzo (2010)より、筆者作成

3.3 本章における相互作用の識別

本章は、先行研究を踏まえ、わが国における相互作用の識別を以下のような仮説のもとで行うこととする。

まず、フル・サンプルを分割する方法であるが、これは Esteller-Moré and Rizzo

⁴² 詳細については Esteller-Moré and Rizzo (2010)を参照されたい。

(2010) の多選制限有無を基準とする発想を踏襲する。しかしながら、わが国では多選制限有無の基準は存在していない⁴³。そのため、当選回数は再選結果を示すものではあるが、本章では、知事の当選回数の多寡を当選意欲、すなわち、再選誘因とみなし、サンプルの分割基準とする。これは、分析対象期間内に当選した知事の当選回数の平均が 2.9 回であるため、この平均より多いか少ないか、すなわち、3 回以上（多い）と 3 回未満（少ない）を基準とし、サンプルを分割する。つまり、当選回数が、知事の政治的な影響力を表すものの 1 つであると考えたためである。加えて、当選回数 3 回の 3 期 12 年は、在職期間が 10 年以上の場合に対象となる知事年金の受給資格の有無とも関連すると考えた。これは、当選回数が 3 回未満の知事は、当選回数を増やすことによるメリットがより大きくなるため、当選意欲もより強くなると考えた。他方、当選回数が 3 回以上の知事は、既に政治的な影響力を確かなものとし、年金の受給資格も得ているため、当選回数を増やすことで得る追加的なメリットは相対的に小さいと考えられる。したがって、知事の当選回数を見ることによって、当該地域の政治的傾向を捉えることが可能であると仮定するものである。

次に、相互作用の識別について説明を行う。本章における基準によって分割したサブ・サンプルごとに、空間的近接性と質的近似性をそれぞれ捉えたウェイトを用いた推定を行い、それぞれの反応関数の係数の結果から、その相互作用が歳出競争であるのか、あるいはヤードスティック競争であるかの識別を行う。推定の結果、当選回数によらずに空間的近接性を捉えたウェイトでのみ β が有意に正の値ならば、先行研究と同様に、わが国でも相互作用の背景として歳出競争が生じていると識別を行う⁴⁴。次いで、知事の当選回数 3 回未満のグループで質的近似性を捉えたウェイトでのみ β が有意に正の値ならば、相互作用の背景としてヤードスティック競争が生じていると識別を行う⁴⁵（表 2.参照）。

⁴³ この多選制限に相当すると考えられる「在任期間に関する条例」や「多選自粛条例」については、一部の都道府県、市および区町村にて制定されているものの、都道府県では施行されるに至っていない。

⁴⁴ 先行研究では、 β が有意に負の値のとき、スピルオーバーの存在が示唆されているが、本章ではデータを分割したため、必ずしもグループ内の都道府県同士が接しているわけではない。そのため、本章では β が有意に負の値となった場合については、識別の対象とはしていない。

⁴⁵ 質的近似性を捉えたウェイトを用いた推定において、 β が有意に負の値となる場合（戦略的代替）についても、本章では相互作用の識別の対象とはしていない。

表 2. 本章における相互作用の識別

相互作用の要因	当選回数 3 回以上		当選回数 3 回未満	
	空間的 近接性	質的 近接性	空間的 近接性	質的 近接性
歳出競争	$\beta > 0$: 有意		$\beta > 0$: 有意	
ヤードスティック競争				$\beta > 0$: 有意

注 1) 歳出競争か、あるいはヤードスティック競争であるかの相互作用の識別を行う際に、両サンプルおよび両ウェイトともに β の値が有意となった場合は、識別不能となる。

注 2) 歳出競争であるかは、両サンプルともに空間的ウェイトを用いた β の値のみ有意となる。

注 3) ヤードスティック競争であるかは、当選回数 3 回未満のサンプルの質的ウェイトを用いた β の値のみが有意となる。

出所：筆者作成

先行研究の識別基準を踏襲するならば、多選制限が無く再選を重ねられる知事、すなわち、当選回数 3 回以上のグループで質的近似性を捉えたウェイトでのみ β が有意に正の値となった場合に、相互作用の背景としてヤードスティック競争が生じていると識別するべきである。しかしながら、これをわが国に当てはめた場合は、むしろ当選回数 3 回未満と少ない知事の方が当選回数を増やすことによるメリットがより大きく、当選意欲もより強くなるため再選を確かなものにしようと政治レントをはき出して、他地域とのヤードスティック競争に向かう可能性が考えられる。また、知事の当選回数 3 回未満の地域の住民ほど、先行研究と同様に、質的な類似地域間においてヤードスティック競争モデルにて仮定される類似地域に対する住民の参照行動、つまり、他地域の政策状況を見た上で投票行動を行っている可能性が高いと仮定することが可能と考える。一方、当選回数が 3 回以上となる現職知事の多くは、当選回数が増えることによる追加的なメリットは相対的に小さいと考えられるため、政治レントをため込む、ないしは、票田となり得る有権者に政治レントを還元し、票田をより確かなものとしている可能性が考えられる。

したがって、政治レントの還元により既に票田が出来上がっているため、政策決定に際し、他地域から影響を受けないと考えられる。つまり、わが国における知事を取りまく状況を鑑みると Esteller-Moré and Rizzo の多選制限有は本章の当選回数 3 回未満に対応し、多選制限無は当選回数 3 回以上に対応する。よって、Esteller-Moré and Rizzo (2010)で仮定された州知事の行動と同じ行動を引き起こ

すはずである。このことから、知事当選回数 3 回未満の場合に質的近似性を捉えたウェイトでのみ β が有意に正の値ならば、相互作用の背景としてヤードスティック競争が生じていると識別することが可能であると仮定する。

3.4 使用データ

本章では、1996 年度から 2008 年度、すなわち、自由民主党が政権与党（連立を含む）であった第 1 次橋本内閣から政権交代前までの 13 年間にわたる 47 都道府県のパネルデータ（フル・サンプル数 611）を用いて分析を行った⁴⁶。なお、前節で述べた本章における相互作用の識別の仮説に基づき、知事の当選回数 3 回以上（サブ・サンプル数 325、25 府県）と 3 回未満（サブ・サンプル数 286、22 都道府県）を基準とした 2 つのグループに対し、それぞれ推定を実施した。

3.4.1 説明変数と被説明変数

説明変数及び被説明変数は、以下の変数を用いる。まず、説明変数としては他地域の 1 期前の歳出にウェイトを掛けた変数に加え、1 人当たり県民所得、1 人当たり県民所得の二乗項、第二次産業比率（ロジット変換）、有効求人倍率、若年者比率（ロジット変換）、高齢者比率（ロジット変換）、1 人当たり地方交付税、1 人当たり国庫支出金、大都市ダミー、1 人当たり県の一般職員比率（ロジット変換）、及び、支持・支援政党ダミーの 11 個を説明変数として用いた⁴⁷。これらの説明変数がどのような特性を踏まえているかについては、以下の通り 3 つに大別される。

第 1 に、地域*i*における経済状況や人口統計学的な環境、すなわち、公共財需要の地域特性を考慮したものとして、1 人当たり県民所得、1 人当たり県民所得の二乗

⁴⁶ 金田(2012)の研究ノートでは、1990 年から 2008 年までの 19 年間を分析対象としたが、支持・支援政党ダミー作成の際に政権与党が同一となるよう、分析対象期間を変更した。

⁴⁷ 本章では、先行研究となる菅原・國崎(2006)で用いられている「1 人当たり県民所得」、「1 人当たり県民所得の二乗項」、「第二次産業比率」、「有効求人倍率」、「若年者比率」、「高齢者比率」、「人口密度」、「1 人当たり地方交付税」、「国庫支出金」を踏まえ、説明変数を定義した。これに加え、Esteller-Moré and Rizzo (2010)などを踏まえ、新たに「支持・支援政党」ダミーを加えている。なお、Esteller-Moré and Rizzo (2010)でも、「1 人当たり州所得」、「州人口」、「失業率」、「若年者比率」、「高齢者比率」といった同様の説明変数が用いられている。しかしながら、政治環境に該当する変数となる州上院・下院での政党比率といったものに該当するものは本章では用いていない。なお、他の説明変数と相関が高かった「人口密度」は本推定の説明変数からは除いた。また、本章にて「大都市ダミー」と 1 人当たり県の一般職員比率（ロジット変換）を新たに加えた。また、本章は現職知事の行動を分析対象とするため、地方交付税および国庫支出金は都道府県分のみとした。なお、地方交付税は 1 期前を用いるため 1995 年から 2007 年の値を用いた。

項、第二次産業比率、有効求人倍率、若年者比率、及び、高齢者比率を代理変数として用いている⁴⁸。第 2 に、第 i 地域の財政的な制約などの歳出に対し、大きな影響を与えるものとして、1 人当たり地方交付税、1 人当たり国庫支出金、および、大都市ダミーを代理変数として用いた⁴⁹。なお、地方交付税は、特別交付税を除く 1 期前の普通交付税を対象とし、国庫支出金はその内訳から普通建設事業費支出金と委託金を合算している。第 3 に、政治的要因として、以下の 2 変数を加えた⁵⁰。1 人当たり県の一般職員比率は知事が決定権限を持つ一般職員の数を住民 1 人当たりの比率として表したものである。さらに、知事の政治的な所属や選挙時の支持・支援政党が、知事の再選に影響を与える可能性があると仮定し、これを表す支持・支援政党ダミーを加えた⁵¹。

次に、被説明変数としては、性質別歳出費目である 1 人当たり普通建設事業単独事業費を用いた。投資的経費のほとんどを占める普通建設事業費は、道路・橋りょう、学校、庁舎等公共または公用施設の新増設等の建設事業に要する経費である。この普通建設事業費の内訳をみると、その約半分を単独事業費が占め、補助事業費、国直轄事業負担金となっている。補助事業費は、国からの負担金または補助金を受けて地方公共団体が実施する事業に要する経費であり、国管轄事業負担金は、国が道路、河川、砂防、湾岸等の土木事業等を直轄で実施する場合において、法令の規定により地方公共団体がその一部を負担する経費である。一方、単独事業費は、地方公共団体が国の援助を受けずに自主的・主体的に地域の実情等に応じて実施する事業、いわゆる、地方政府の財源で任意に実施する事業であり、裁量的に決定される事業の 1 つであると考えられる⁵²。このため、1 人当たり普通建設事業単独事業

⁴⁸ 多くの先行研究が、分散の不均一性排除のために 1 人当たり県民所得の二乗項を説明変数として加えているため、本章もこれに倣った。なお、1 人当たり県民所得は質的近似性をあらかずウェイトとして所得ウェイトを用いていることに加え、他の説明変数と相関が比較的高いものの、パネル分析であることや先行研究となる Esteller-Moré and Rizzo (2010)でも用いられていることを踏まえ、説明変数に加えている。

⁴⁹ 大都市ダミーでは、地方公共団体区分のうち「指定都市」が所在する道府県及び東京都と、それ以外とを識別している。

⁵⁰ 政治的要因を加えた多くの実証分析で政治的影響力の代理変数として与党議員の「得票率」、「当選回数」、「一票の格差」等様々な変数が用いられるが、何れが適切であるのか検討すべきであると長峯・片山(2001)等で指摘されている。

⁵¹ 説明変数に知事選挙有無ダミーを加えた推定も行った。しかし、フル・サンプルを分析対象とし、所得ウェイトを用いた場合のみ有意となったが、サブ・サンプルを用いた何れの推定も有意とならなかったため、本推定では説明変数から除外した。また、普通建設事業費に充当される主な財源である地方債残高（都道府県分）を説明変数に用いたが、何れの推定も有意とならなかったため、これも説明変数から除外した。

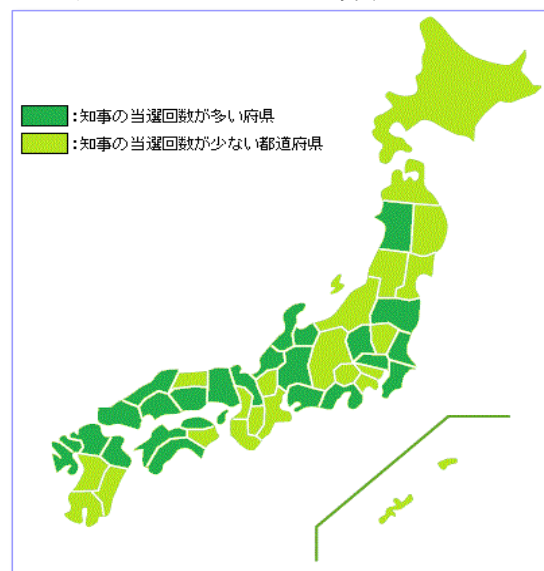
⁵² 総務省『平成 22 年版地方財政白書』によると、単独事業費の目的別内訳は土木費が最も大き

費を、地域の政治的な特性を反映する可能性が大きいものと考えて被説明変数とした⁵³。

3.4.2 サンプルの分割結果

本章は、分析対象期間内に当選した知事の当選回数の多寡を基準とし、サンプルを分割している（図 6.参照）。表 3.は、歴代知事当選回数の詳細である。なお、サンプル分割の結果は以下の通りである。

図 6. サンプルの分割



出所：筆者作成

① 当選回数 3 回以上（多い）のグループ

秋田、福島、茨城、群馬、埼玉、千葉、富山、石川、福井、岐阜、静岡、愛知、京都、兵庫、島根、岡山、広島、山口、香川、愛媛、高知、福岡、佐賀、長崎、大分

な割合を占め、教育費、総務費がこれに続いている。具体的に 2008 年度は、単独事業費総額の 57.2%を土木費が占め、次いで 13.8%が教育費、7.3%が総務費となった。

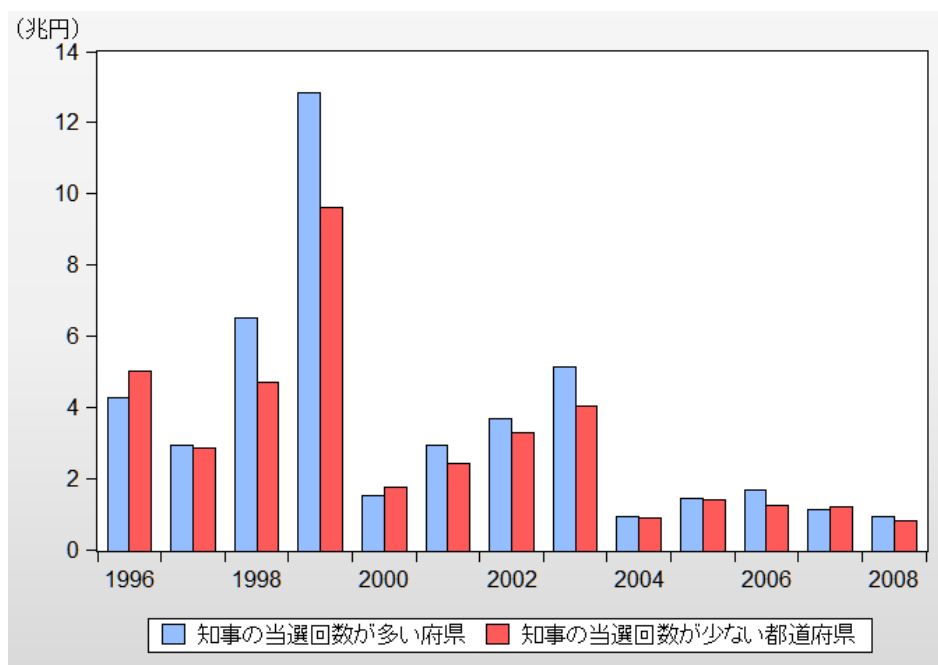
⁵³ 脚注 38 にも述べたように、金田(2012)の研究ノートでは、土木費と商工費の歳出総額のそれぞれを被説明変数としたが、これらは、中央政府からの負担金や補助金等を含むため、地方政府の財源であっても、その歳出について知事が裁量的に決定できない可能性は否めないと考え、本章では普通建設事業単独事業費を被説明変数とした。

② 当選回数 3 回未満（少ない）のグループ

北海道、青森、岩手、宮城、山形、栃木、東京、神奈川、新潟、山梨、長野、三重、滋賀、大阪、奈良、和歌山、鳥取、徳島、熊本、宮崎、鹿児島、沖縄

これは前節で述べたように、知事の当選回数の多寡を当選意欲、すなわち、再選誘因とみなし、当選回数 3 回以上を多いグループ、当選回数 3 回未満を少ないグループとしたものである⁵⁴。なお、図 7. はグループ毎の普通建設事業単独事業費の決算総額の推移である。

図 7. 普通建設事業単独事業費の推移



(出所) 総務省データより、筆者作成

3.4.3 分析結果

本章では、他地域の政策が自地域の政策にどのように影響を与え、また相互に示された反応の背景にある相互作用、すなわち、歳出競争であるのか、ヤードスティック競争であるのかについて、反応関数の係数の推定によって識別を行った。表 4.

⁵⁴ サンプルを分割したことによる欠落変数の問題、すなわち、隣接した地域データの分割することで、サブ・サンプルに含まれない地域からの相互効果が無くなるというバイアスが生じる可能性の問題である。本推定では、その可能性は否めないものの観測不可能な経済主体独自の個別効果 μ_i で、ある程度コントロールされていると考える。

は、その推定結果の詳細である。これをもとに、本章で得られた主な推定結果について以下に述べる⁵⁵。

まず、政策競争における相互作用の識別は、空間的近接性を捉えたウェイトを用いた推定の結果、知事の当選回数 3 回以上では有意に負の値となったが、当選回数 3 回未満では、 β は有意な値とならなかった。このことから、本章の仮定に従い、1 人当たり普通建設事業単独事業費の歳出にあたっては、歳出競争の存在は確認できなかった。他方、質的近似性を捉えたウェイトを用いた推定では、知事の当選回数 3 回以上では、 β は有意な値とならなかったが、当選回数 3 回未満の推定においては有意に正の値を得た。つまり、1 人当たり普通建設事業単独事業費の歳出にあたり、知事の当選回数が 3 回未満場合のみ有意に正の値となった。このため、本章の仮定に従い、その相互作用の背景はヤードスティック競争であることが識別された。

次いで、政治的要因として加えた 1 人当たり県の一般職員比率と支持・支援政党ダミーの推定結果は、当選回数 3 回以上の場合、何れのウェイトを用いた推定でも有意に正の値を得た。しかし、当選回数 3 回未満では、何れのウェイトを用いた推定も有意とならなかった。このことより、知事の当選回数 3 回以上では、1 人当たり普通建設事業単独事業費の歳出決定に際し、中央政府との政治的繋がりから影響を受けている可能性がうかがえるが、他方の当選回数 3 回未満では、中央政府との政治的な繋がりからはあまり影響を受けていない可能性がうかがえる。

また、その他の説明変数であるが、知事の当選回数 3 回以上では、何れのウェイトを用いた推定でも若年者比率を除き有意となった。他方、当選回数 3 回未満では、空間的近接性を捉えたウェイトを用いた推定で、有効求人倍率、若年者比率、1 人当たり国庫支出金、大都市ダミーのみ有意に正の値となった。質的近似性を捉えた所得ウェイト①を用いた推定では、1 人当たり県民所得、1 人当たり県民所得の二乗、有効求人倍率、高齢者比率、1 人当たり地方交付税、1 人当たり国庫支出金、および、大都市ダミーで有意となった。しかし、所得ウェイト②を用いた推定では、有効求人倍率は有意とならなかった^{56,57}。なお、どちらのグループも同じ説明変数

⁵⁵ フル・サンプルでの推定は、空間的近接性を捉えたウェイトを用いた推定で、有意に負の値となり、質的近似性を捉えたウェイトを用いた推定では、有意に正の値となった。表 4.はフル・サンプルの推定結果詳細である。

⁵⁶ その他の説明変数の符号結果については表 3.を参照されたい。

⁵⁷ フル・サンプルでの結果も含む何れの推定においても 1%水準で有意に正となったのは、「1 人当たり国庫支出金」である。

を用いているが、グループの違いにより変数の説明力に差が見受けられ、当選回数 3 回未満での結果において、全体的に修正済み決定係数 $\bar{R}^2$ の値は低いものとなった。

3.5 本章のまとめ

本章は、わが国において他地域の政策が自地域の政策にどのような影響を与え、また相互に示された反応の背景にある相互作用、すなわち、歳出競争であるのか、ヤードスティック競争であるのかについて、分割したサンプルをそれぞれ推定することで反応関数の係数の推定結果から識別を行うことを目的とし検証を実施したものである。その際、新たに、わが国における相互作用の識別方法を示すことを試みた。分析結果と考察をまとめると以下の通りである。

本章の仮定に従い、1 人当たり普通建設事業単独事業費の歳出決定にあたっては、知事の当選回数の多寡によらず、歳出競争の存在を確認することができなかった。しかしながら、知事の当選回数 3 回未満のグループで質的近似性を捉えたウェイトでのみ β が有意に正の値となったことから、本章の仮定に従い、1 人当たり普通建設事業単独事業費の歳出決定に際しては、その相互作用の背景にヤードスティック競争の存在が検証された。なお、政治的要因として加えた説明変数の推定では、知事の当選回数が 3 回以上の場合、何れのウェイトを用いた推定も有意に正の値を得たが、他方、知事の当選回数 3 回未満では、何れのウェイトを用いた推定でも有意な結果とならなかった。

これらの分析結果が有する含意であるが、1 人当たりの普通建設事業単独事業費の歳出決定は、知事の当選回数の多寡によって、相互に示された反応の背景にある要因が異なり、わが国においても、知事の当選回数が 3 回未満と少ない場合は、当選意欲の強い現職知事が再選するために政治レントをはき出し、他地域とヤードスティック競争に向かう可能性が考えられる。これは、相互作用の識別における本章の仮定より、当選回数が 3 回未満の場合にヤードスティック競争が識別されたことによるものである。加えて、当選回数の少ない地域の住民は当選回数の多い地域の住民より、ヤードスティック競争モデルにて仮定される類似地域に対する住民の参照行動、すなわち、他地域の政策状況を見た上で投票行動をとる可能性が高いと考える。また、政治的要因として加えた説明変数の結果から、中央政府の政治的な繋がり、普通建設事業単独事業費の歳出決定の要因となっていないと考えられる。

一方、当選回数が3回以上と多い場合、空間的近接性を捉えたウェイトの推定において有意に負の値となったことから、その依存関係の背景にスピルオーバーの存在する可能性がうかがえるものの、むしろ、歳出決定に際しては、知事が政治的影響力を有する点や、政治的要因として加えた説明変数の結果から、歳出決定に際し他地域からの影響を受けず、中央政府との政治的繋がりから強く影響を受けていると考えられる。

以上の推定結果を踏まえ、本章の課題として以下を考える。第1に被説明変数の検討である。本章では、地方政府の財源で任意に実施する事業であり、裁量的に決定される事業の1つと考えられる普通建設事業単独事業費を被説明変数として用いているが、より知事の裁量を反映する被説明変数の検討が必要であると考え。つまり、他の歳出費目での検証も行う必要がある。第2に、知事の行動そのものを厳密に捉える、すなわち、任期を重ねることによって現職知事の行動に変化が生じるのか、また生じた結果、任期という点から同じ立場にある他の知事の政策がどのような影響を与えているのかを検討する。そして、その影響が何に起因するものであるかを識別できるのかを含めた検討を行う必要があると考える。

したがって、次章にて、歳出費目別歳出政策の決定と知事の政治的経歴との関係を明らかにする。その際、本章と同じ理論的枠組みを用いてこれを確認する。

表 3. 全国知事の当選回数（1996 年～2008 年）

都道府 県名	知事名（当選回数）	当選 回数 平均	都道府 県名	知事名（当選回数）	当選 回数 平均
北海道	堀達也(2), 高橋はるみ(3)	2.5	滋賀	稲葉稔(2), 國松善次(2), 嘉田由紀子(2)	2.3
青森	木村守男(2), 三村申吾(3)	2.5	京都	荒巻禎一(4), 山田啓二(3)	3.5
岩手	増田寛也(3), 達増拓也(2)	2.5	大阪	山田勇(2), 太田房江(2)	2.0
宮城	浅野史郎(3), 村井嘉浩(2)	2.5	兵庫	貝原俊民(4), 井戸敏三(3)	3.5
秋田	佐々木喜久治(5), 寺田典城(3)	4.0	奈良	柿本善也(4), 荒井正吾(1)	2.5
山形	高橋和雄(3), 齋藤弘(1)	2.0	和歌山	西口勇(2), 木村良樹(2), 仁坂吉伸(2)	2.0
福島	佐藤栄佐久(5), 佐藤雄平(2)	3.5	鳥取	西尾邑次(4), 片山善博(2), 平井伸治(2)	2.7
茨城	橋本昌(5)	5.0	島根	澄田信義(5), 溝口善兵衛(2)	3.5
栃木	渡辺文雄(4), 福田昭夫(1), 福田富一(2)	2.3	岡山	長野士郎(6), 石井正弘(4)	5.0
群馬	小寺弘之(4), 大澤正明(2)	3.0	広島	藤田雄山(4)	4.0
埼玉	土屋義彦(3), 上田清司(3)	3.0	山口	平井龍(5), 二井関成(4)	4.5
千葉	沼田武(5), 堂本暁子(2)	3.5	徳島	圓藤寿穂(3), 大田正(1), 飯泉嘉門(3)	2.3
東京	青島幸男(1), 石原慎太郎(4)	2.5	香川	平井城一(3), 真鍋武紀(3)	3.0
神奈川	岡崎洋(2), 松沢成文(2)	2.0	愛媛	伊賀貞雪(3), 加戸守行(3)	3.0
新潟	平山征夫(3), 泉田裕彦(2)	2.5	高知	橋本大二郎(5), 尾崎正直(2)	3.5
富山	中沖豊(6), 石井隆一(2)	4.0	福岡	麻生渡(4)	4.0
石川	谷本正憲(5)	5.0	佐賀	井本勇(3), 古川康(3)	3.0
福井	栗田幸雄(4), 西川一誠(3)	3.5	長崎	高田勇(4), 金子原二郎(3)	3.5
山梨	天野建(3), 山本栄彦(1), 横内正明(2)	2.0	熊本	福島譲二(3), 潮谷義子(2), 蒲島郁夫(2)	2.3
長野	吉村午良(5), 田中康夫(2), 村井仁(1)	2.7	大分	平松守彦(6), 広瀬勝貞(3)	4.5
岐阜	梶原拓(4), 古田肇(2)	3.0	宮崎	松形祐堯(6), 安藤忠恕(1), 東国原英夫(1)	2.7
静岡	石川嘉延(4)	4.0	鹿児島	土屋佳照(2), 須賀龍郎(2), 伊藤祐一郎(2)	2.0
愛知	鈴木礼治(4), 神田真秋(3)	3.5	沖縄	大田昌秀(2), 稲嶺恵一(2), 仲井眞弘多(2)	2.0
三重	北川正恭(2), 野呂昭彦(2)	2.0			

出所：全国知事会ホームページ <http://www.nga.gr.jp/tijifile/filetop.html> より、筆者作成

表 4. 推定結果

	知事の当選回数 3 回以上 (25 府県)			知事の当選回数 3 回未満 (22 都道府県)		
	空間的近接性	質的近似性		空間的近接性	質的近似性	
	距離 固定効果	所得① 固定効果	所得② 固定効果	距離 変量効果	所得① 固定効果	所得② 固定効果
定数項	-0.374** (-2.575)	-0.385** (-2.560)	-0.382** (-2.569)	0.156 (1.137)	-0.166 (-1.144)	-0.134 (-0.960)
β	-1.290*** (-4.680)	-0.060 (-0.908)	-0.019 (-0.281)	0.154 (0.953)	0.193** (2.282)	0.180*** (2.724)
1 人当たり県民所得	0.290*** (5.019)	0.270*** (4.569)	0.268*** (4.557)	0.040 (0.875)	0.130** (2.582)	0.119** (2.435)
1 人当たり県民所得(二乗)	-0.042*** (-4.599)	-0.039*** (-4.200)	-0.039*** (-4.168)	-0.005 (-0.763)	-0.019** (-2.399)	-0.017** (-2.274)
第二次産業比率 (ロジット変換)	-0.055*** (-4.320)	-0.059*** (-4.244)	-0.058*** (-4.222)	-0.009 (-0.622)	-0.020 (-1.589)	-0.018 (-1.429)
有効求人倍率	0.009* (1.708)	0.011** (2.085)	0.011** (2.012)	0.007* (1.691)	0.010* (1.660)	0.009 (1.461)
若年者比率 (ロジット変換)	-0.054 (-1.422)	-0.043 (-1.120)	-0.040 (-1.037)	0.135*** (4.341)	-0.036 (-0.715)	-0.028 (-0.571)
高齢者比率 (ロジット変換)	0.070*** (4.266)	0.051*** (2.962)	0.050*** (2.875)	-0.003 (-0.167)	0.085*** (3.897)	0.085*** (3.896)
1 人当たり地方交付税	0.226** (2.300)	0.185* (1.825)	0.183* (1.795)	0.043 (0.853)	0.196* (1.916)	0.199* (1.960)
1 人当たり国庫支出金	0.459*** (4.662)	0.525*** (5.215)	0.519*** (5.111)	0.413*** (4.103)	0.364*** (2.861)	0.364*** (2.840)
大都市ダミー	-0.005* (-1.874)	-0.006** (-2.154)	-0.006** (-2.250)	0.012** (2.395)	0.011** (2.265)	0.011** (2.384)
1 人当たり県の一般職員比率 (ロジット変換)	0.016* (1.734)	0.021** (2.360)	0.020** (2.283)	-0.002 (-0.175)	0.003 (0.279)	0.003 (0.230)
支持・支援政党ダミー	0.004** (2.452)	0.004*** (2.695)	0.004** (2.478)	0.000 (0.279)	-0.000 (-0.153)	-0.000 (-0.128)
サンプル数	325	325	325	286	286	286
$\bar{R}^2$	0.932	0.926	0.926	0.896	0.909	0.909
HausmanTest 検定統計量	86.318***	58.434***	59.509***	0.000	42.487***	42.672***

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることを表す

注 2) () 内は t 値を表す

注 3) 質的近似性ウェイト欄の ①、②はそれぞれ以下のとおりとする。

① ウェイト作成の際、他地域歳出費用の年度から自地域を 1 期前とし、他地域を 1 期前とした。

② ウェイト作成の際、他地域歳出費用の年度から自地域を 1 期前とし、他地域を 2 期前とした。

表 5. 推定結果

	47 都道府県		
	空間的近接性	質的近似性	
	距離 固定効果	所得① 固定効果	所得② 固定効果
定数項	-0.153 (-1.560)	-0.135** (-2.096)	-0.169* (-1.676)
β	-0.598*** (-3.286)	0.621*** (15.919)	0.067* (1.666)
1 人当たり県民所得	0.155*** (4.173)	0.095*** (4.242)	0.149*** (3.921)
1 人当たり県民所得(二乗)	-0.022*** (-3.754)	-0.014*** (-4.062)	-0.021*** (-3.599)
第二次産業比率 (ロジット変換)	-0.031*** (-3.097)	-0.022*** (-3.888)	-0.029*** (-2.847)
有効求人倍率	0.008** (2.016)	0.007*** (2.638)	0.008* (1.938)
若年者比率 (ロジット変換)	-0.017 (-0.589)	0.004 (0.208)	-0.021 (-0.717)
高齢者比率 (ロジット変換)	0.063*** (4.464)	0.015 (1.471)	0.061*** (4.242)
1 人当たり地方交付税	0.234*** (3.156)	0.022 (0.494)	0.207*** (2.835)
1 人当たり国庫支出金	0.464*** (5.674)	0.258*** (4.044)	0.454*** (5.533)
大都市ダミー	-0.003 (-1.092)	0.000 (-0.092)	-0.004 (-1.334)
1 人当たり県の一般職員比 率 (ロジット変換)	0.009 (1.373)	0.003 (0.645)	0.010 (1.589)
支持・支援政党ダミー	0.001 (0.878)	0.001 (0.899)	0.001 (0.756)
サンプル数	611	611	611
$\bar{R}^2$	0.917	0.956	0.916
HausmanTest 検定統計量	89.381***	48.727***	90.551

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることを表す

注 2) () 内は t 値を表す

注 3) 質的近似性ウェイト欄の ①、②はそれぞれ以下のとおりとする。

① ウェイト作成の際、他地域歳出費用の年度から自地域を 1 期前とし、他地域を 1 期前とした。

② ウェイト作成の際、他地域歳出費用の年度から自地域を 1 期前とし、他地域を 2 期前とした。

4. 歳出政策の決定要因の検証⁵⁸

前章では、地方政府の財政政策のうち歳出政策に関する地方政府間の相互作用の背景が何であるのかについて政治過程を含んだ統計的な手法を用いた実証分析を行った。推定の結果、1996年度から2008年度の普通建設事業費のうち単独事業費では、その相互作用の背景がヤードスティック競争であると識別された。しかし、知事の行動そのものを厳密に捉える、すなわち、政治的経歴 (political career) である任期を重ねることにより、現職知事の行動に変化が生じるのか、あるいは、生じた結果、任期という点から同じ立場にある他の知事の政策がどのような影響を与えているのかについては確認できていない。さらに、政治的体制が変化する中で、他の歳出費目に対する影響についても確認できていない。

そのため、本章は、55年体制の崩壊前後の2期間を対象とし、地方政府の財政政策における歳出政策の決定と知事の政治的経歴との関係を明らかにすることを目的とする。そして、これを行うにあたり本章では、長期政権となる知事を好むか、あるいは短期政権となる知事を好むのかという地域性に着目し、任期という点から同じ立場にある他の知事の政策から影響を受けるのか、すなわち、歳出面の財政的外部性の効果が地域外におよぶのか、それぞれの地域によって歳出政策が異なるのかについて、第2章および第3章で扱い、本章の基本研究でもある Yakovlev et al. (2012) と同じ歳出競争論に基づいたモデルによって回帰分析を行う。

4.1 はじめに

近時の政治仮定を含んだ分析のうち、任期制限 (Term Limits) と財政政策との関係もまた重要なテーマの1つである。任期制限の有無を基準としたサンプル分割とウェイトが有する性質の組み合わせから租税競争とヤードスティック競争のどちらに起因する相互作用であるかを識別した Esteller-Moré and Rizzo (2010) の同じ理論的枠組みを用いた Yakovlev et al. (2012) も任期制限の有無に着目し、地方政府の歳出に対する任期制限の効果を推定している。なお本章は、地方政府の首長に対

⁵⁸ 本節は筆者の金田 (2014, mimeo) より再録の上、加筆・修正を行った。なお、政治的経歴 (political career) として個々の知事の在職年数によって知事の行動が変化するのかについては補論3にて、非線形モデルによる回帰分析を行った。その結果、各歳出費目によりその影響度合いは異なるものの、在職年数を重ねることによって歳出政策の決定における現職知事の行動に変化が生じることが確認された。加えて、在職年数以外の知事の政治的要因からも歳出政策の決定に対し影響を持つ可能性を否定できないことが示唆された。

し適切な長さの任期を制限することをどちらかと言えば肯定的に捉え、地方財政支出に対する任期制限の効果に着目した Yakovlev et al. (2012) に倣い、任期の長さと地方財政支出との間に何らかの関係があるかを確認している。

具体的には、政治的体制の変化に伴う影響を確認するため、前章でも対象とした 55 年体制崩壊前の 1980 年度から 1992 年度と、新たに 55 年体制崩壊後の 1996 年度から 2008 年度のそれぞれ 13 年間の 2 期間について、①地方政府における歳出構造の現状について都道府県を短期政権の傾向が見受けられる地域と長期政権の傾向が見受けられる地域とに分けてそれぞれ比較しながら概観すること、②知事の任期の長さが地方政府の歳出に対し何らかの影響を与えているかについて検証する。そして、知事の任期の長さの違いが地方政府の歳出に対し何らかの影響を与えているかについては、地方政府の歳出決算総額と主な目的別歳出を被説明変数とし、説明変数に任期ダミー、引退ダミー、および官僚出身ダミーなどのダミー変数を政治的要因として加えたパネルデータを用い、反応関数を推定することで、わが国においても任期の長さの違いが地方政府の歳出、すなわち、公共サービスの提供に影響を与えているかについて検証を試みている。そして①の比較から、歳出決算総額では、政治的体制の変化にかかわらず長期政権の傾向が見受けられる地域、すなわち、経験の蓄積が行われた地域で財政運営が効率化されている可能性を得た。しかしながら体制崩壊後は、目的別歳出でみると総額から得られた結果が安定的ではないことが示された。また、②の推定結果からは、体制崩壊前では短期政権であることが土木費や民生費の歳出削減に対し影響していたことと、わが国でも選挙年や引退後に何らかの政治的影響力を残すために歳出を増加させていた可能性が確認された。

したがって、本章は次のような構成となっている。次節で、先行研究における任期制限の捉え方と歳出の関係を示し、加えて、わが国における任期の捉え方と歳出の関係を歳出総額と目的別歳出でそれぞれ確認する。つづく 4.3「使用データ」では、本章で用いたデータを示している。そして 4.4「分析結果」では、主な実証結果を示す。最後に、推定結果とそれが有する含意について要約する。

4.2 任期と歳出

4.2.1 先行研究における任期制限の捉え方と歳出

近年、任期の制限と財政支出との関連が指摘され、政治経済学的なアプローチを

用いた財政分権化の研究が米国を中心として盛んに行われているが、これらの研究は任期制限を課すことが地方政府の財政健全化や政策に対し良い影響を与えるとする肯定的または懐疑的ながらも概ね肯定的（以下、肯定的と表す）に捉えたものと、任期制限の存在はむしろ悪い影響を及ぼすと否定的に捉えたものに大別することができる。

制限する任期の長さは異なるものの、肯定的に捉えたものとしては Will (1992) や Carey et al. (2006) などが広く知られ、Yakovlev et al. (2012) もこれに含まれる⁵⁹。これらの多くでは、任期制限のある地域において知事がレイムダック状態となることを回避することや、任期の制限があることで、その地域の知事や地方議員が自身の政治的キャリアより有権者への利益提供を優先することを示唆している⁶⁰。1990 年以降、米国の 20 州で州知事に対する任期制限が導入されたことから、任期制限は肯定的に捉えられていると考えられる。しかし、このうち 6 州において導入後に任期制限が廃止され、また、制限する期間の見直しなども行われており、地方政府の長に対する任期の制限に対する評価は定まっていはいない。他方、任期制限を否定的に捉えた Tien (2001) や Erler (2007)、Donovan (2010) などでは、任期制限を行うことで逆選択の問題が生じることが指摘されている。特に、制限する任期の期間が短すぎる場合には、経験の浅い知事を生むために複雑な財政政策の決定を行うことができない可能性があることが指摘され、推定結果からも、任期制限は財政をむしろ悪化させることや予算のばらまきを増加させるということが示唆されている。

基本研究とした Yakovlev et al. (2012) では、任期制限を行う期間の長さの違い（長いか短いか）に着目し、その差が公共サービスの提供や中央政府からの補助金額に対しどのような影響を及ぼすかについて検証している。そしてこれを行う際、任期制限の有無と、制限する期間の長さのダミーを用いてそれぞれ分析している。その結果、任期の制限がある地域の一般歳出総額および補助金額とも正で有意となって任期制限のある地域で増加していることを確認した。これは、任期を制限する

⁵⁹ 第 1 章の脚注 5 でも触れているが、Besley and Case は(2003, p.55)では任期制限に対しその効果が導入後、徐々に減少することから否定的な立場をとっている。

⁶⁰ 制限された任期の回数上限まで当選できるよう、近隣地域と比べて遜色のないよう赤字財政にならないよう努めることや、公共サービスも見劣りしないよう努めるため、任期制限がある地域において最後の任期となったときは、任期制限の制度には州政策の滞りを阻止する効果がある。その結果、現職知事が落選して残りの任期を消化する、すなわち、レイムダック状態となることを回避することが先行研究では指摘されている。

ことが予算のばらまきを増加させ、財政の悪化を招く要因であるという否定的に捉え、任期の制限がある場合に歳出総額が増加していることを示した **Erler (2007)** と一致している。しかし、**Yakovlev et al. (2012)** では、歳出総額では増加していても教育費関連や福祉費関連など公共サービス別に歳出をみれば、任期制限のある地域の歳出のほうが減じていることを確認している⁶¹。なお、得られた推定結果より、主な歳出費目でもある社会基盤、公衆衛生サービスでは、任期制限の影響を受けていないが、中央政府からの補助金については任期制限の影響を受けると述べている。また、任期が短期（1期4年）に制限される場合は長期（2期8年または3期12年）に制限されたときと異なり、予算のばらまきが行われている可能性があることを示唆している⁶²。

4.2.2 わが国における任期と歳出

周知のように、わが国においては知事に対する任期制限、あるいは、多選制限は存在していない。この任期の制限に相当すると考えられる「在任期間に関する条例」や「多選自粛条例」については、一部の都道府県、市区町村にて制定されてはいるものの、継続されて施行されるには至っていない場合も多い⁶³。そのため、知事に対する任期制限と財政支出との関連を分析することは叶わない。しかしながら、近年、わが国においても知事の在職年数そのものと財政赤字との関連に着目した研究がなされていることは前節で述べたとおりである。

本章は、長期政権になりやすい土地柄、長期政権となりにくい土地柄といった要因を加味して任期と歳出の関係について比較を行うため、分析対象とした期間内に

⁶¹ **Alt et al. (2011)** では、制限される任期の長さの違い等による知事の財政パフォーマンスの比較が行われている。比較の結果、任期制限がある場合、1期目の現職知事のもとでの財政パフォーマンスが一番良い状態であることと、任期制限が福祉サービスへの歳出に対し影響を与える可能性が示唆されている。

⁶² この結果は、**Will (1992)**などによってまとめられた一般的にいわれている任期制限がもたらす肯定的な効果、すなわち、任期制限は地方政府の長や議員自らの政治的キャリアより有権者の利益を優先させ、利益誘導を低下（抑制）させる効果があるとしたものとは異なるものと考えられる。むしろ、否定的、すなわち、任期制限に内在する問題点の1つとして指摘された経験の浅い知事を生成し、複雑な財政政策の決定ができないという可能性を示唆している。なお、**Will(1992)**では、長い任期を認めると地方政府の長や議員と利益団体の間に共生関係を生じさせるためこの弊害を防止する点からも任期制限が必要であるという考えが示されている。

⁶³ わが国における任期（多選）制限にかかわる経緯、議論については主に総務省(2007)の報告書を参考とした。報告書では、多選制限は憲法上許容されるため問題とはならないが、地方自治制度のみならず、政治面へも大きな影響を与える事柄であるため導入にあたっては多選制限の内容、すなわち、制限する多選の任期、制限する長の範囲、および制限の法形式など慎重な検討が必要であることが述べられている。

知事の当選平均回数が3回以上（12年以上）である地域を任期の長い地域とし、3回未満（12年未満）の地域を任期の短い地域とした^{64,65}。この当選回数3回の3期12年とは、在職期間が10年以上の場合に対象となる知事年金の受給資格の有無と関連し、知事の政治的な影響力の有無もある程度あらわしていることから、当選回数3回で任期の長短を分ければ、当該地域が好む政治的傾向およびその変化を捉えることが可能ではないかと仮定した⁶⁶。なお、この長期短期区切りは本論の第3章でサンプル分割の基準として用いた55年体制崩壊後となる1996年度から2008年度の知事の任期（在職年数）、つまり、当選回数の平均2.9回（11.6年）を用いた⁶⁷。

まず、体制崩壊後の1996年度から2008年度について当選回数3回の基準で長期政権となる傾向が見受けられる土地柄、短期政権となる傾向が見受けられる土地柄を確認すると、長期政権の傾向が見受けられる地域25府県、短期政権の傾向が見受けられる地域が22都道府県となる⁶⁸（図8.の右図参照）。図からは、長期政権となる傾向に関して、やや西高東低の傾向が伺える結果となった。しかしながら、比較対象に用いた体制崩壊前となる政権交代前の1980年度から1992年度に遡ると同じ基準（当選回数3回を基準）では、長期政権の傾向が見受けられる地域41都道府県に対して、短期政権の傾向が見受けられる地域が6県のみという結果となった⁶⁹（図8.の左図参照）。なお、この期間の知事の当選回数の平均は3.7回（14.8年）である。けれども、この2時点間の比較のみでは、知事の在職年数が短期化したことと、非自民党が政権与党となった期間を経たことに知事の在職期間の短期化を関連づけること出来ない。次に、政権交代を経た後の任期の長さ歳出との関係

64 分析対象期間内における歴代知事の当選回数（または期数）については、第3章と同じ全国知事会ホームページ <http://www.nga.gr.jp/tijifile/filetop.html> を参照した。なお、知事の当選回数の平均は1996年度から2008年度は2.9回（11.6年）であったため、3回以上の3期12年を「任期の長い地域」とし、3回（12年）未満を「任期の短い地域」とした。

65 先行研究となる藤澤(2004)および小林・近藤(2008)の結果とも整合的である。

66 知事の当選回数、すなわち、在職年数とは見方を変えると住民の投票行動の結果であると考えられることもできる。

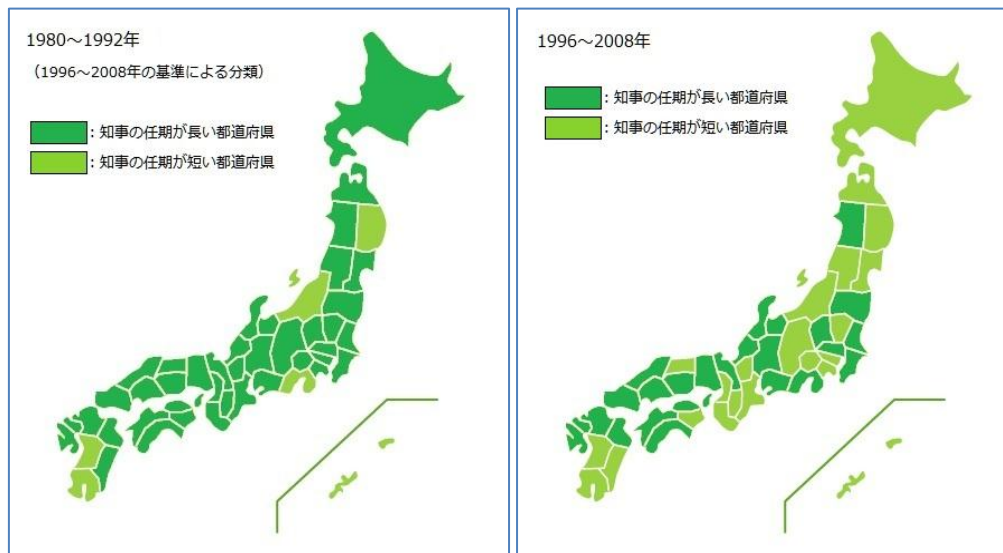
67 知事当選回数の平均の基準を求めた1996年度から2008年度は、自由民主党が政権与党（連立を含む）であった第1次橋本内閣から政権交代前の麻生内閣までである。なお、政治的体制の変化による影響を確認するため用いた1980年度から1992年度は、同じく自由民主党が政権与党（連立を含む）であった第2次大平内閣から政権交代前（55年体制崩壊前）の宮澤内閣までである。

68 第3章でも述べたとおり、当選回数3回以上の25府県は、秋田、福島、茨城、群馬、埼玉、千葉、富山、石川、福井、岐阜、静岡、愛知、京都、兵庫、島根、岡山、広島、山口、香川、愛媛、高知、福岡、佐賀、長崎、大分である。また、当選回数3回未満の22都道府県は、北海道、青森、岩手、宮城、山形、栃木、東京、神奈川、新潟、山梨、長野、三重、滋賀、大阪、奈良、和歌山、鳥取、徳島、熊本、宮崎、鹿児島、沖縄となった。

69 当選回数3回未満の6県は、岩手、新潟、静岡、熊本、鹿児島、沖縄である。

について述べる。表 6.では歳出額と対前年度比のまとめを行った。

図 8. 当選回数からみた地域分類



出所：筆者作成

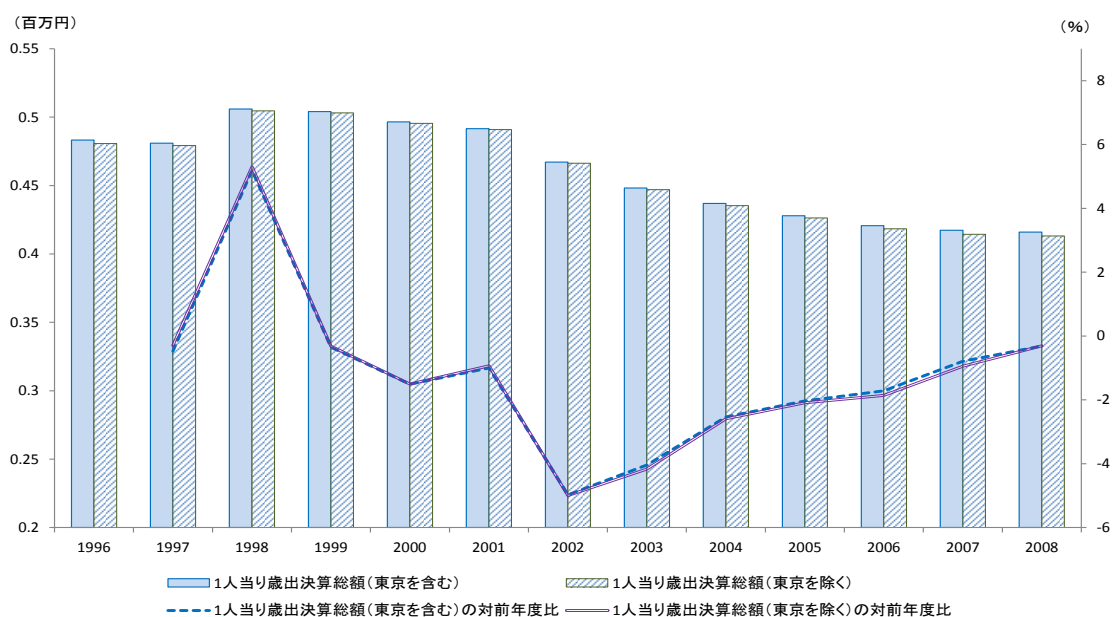
表 6. 歳出額と対年度比のまとめ

	1980年度から1992年度		1996年度から2008年度	
	歳出額	対前年度比	歳出額	対前年度比
1人当り歳出 決算総額	- 任期が長い地域より任期が短い地域の歳出額が多い - 両地域とも一貫して増加傾向となっている	1989年度を除き、1992年度までは、ほぼ同水準となっている	- 任期が長い地域より任期が短い地域の歳出額が多い - 両地域とも1998年度以降は削減傾向である	1998年度を除き、2008年度までは、ほぼ同水準となっている
1人当り 民生費	任期の長い地域より任期が短い地域の歳出額が一貫して多い	1985年度と1992年度を除き、ほぼ同水準となっている	2003年度以降は一貫して任期が短い地域より長い地域の歳出額が多い	対前年度比でみた削減幅は、任期の長い地域より短い地域の方が大きくとられることが多い
1人当り 土木費	1989年度と1990年度を除き、任期が長い地域より任期が短い地域の歳出額が多い	ほぼ同水準となっている	任期が短い地域より1997年度から2002年度については歳出額は少ないが、2003年度と2005年度以降は歳出額が多い	対前年度比でみた削減幅は、任期の長い地域より短い地域の方が大きくとられることが多い
1人当り 教育費	任期の長い地域より任期が短い地域の歳出額が一貫して多い	ほぼ同水準となっている	2003年度以降は任期が短い地域より長い地域の歳出額が多くなる場合が殆どである	対前年度比でみた削減幅は、任期の長い地域より短い地域の方が大きくとられることが多い

出所：筆者作成

まず、全体の推移について確認する。1 人当り歳出決算総額（都道府県財政分）であるが、都道府県全体でみると 1998 年度の約 50.6 万円/人（最大値は島根県の約 90.4 万円/人、最小値は神奈川県約 21.5 万円/人）をピークに減少を続け、2008 年度では約 41.6 万円/人（最大値は島根県の約 69.7 万円/人、最小値は神奈川県約 20.3 万円/人）となった⁷⁰（図 9. 参照）。

図 9. 1996-2008 年度：1 人当り歳出決算額と前年度比の推移（全地域）



出所：総務省データより、筆者作成

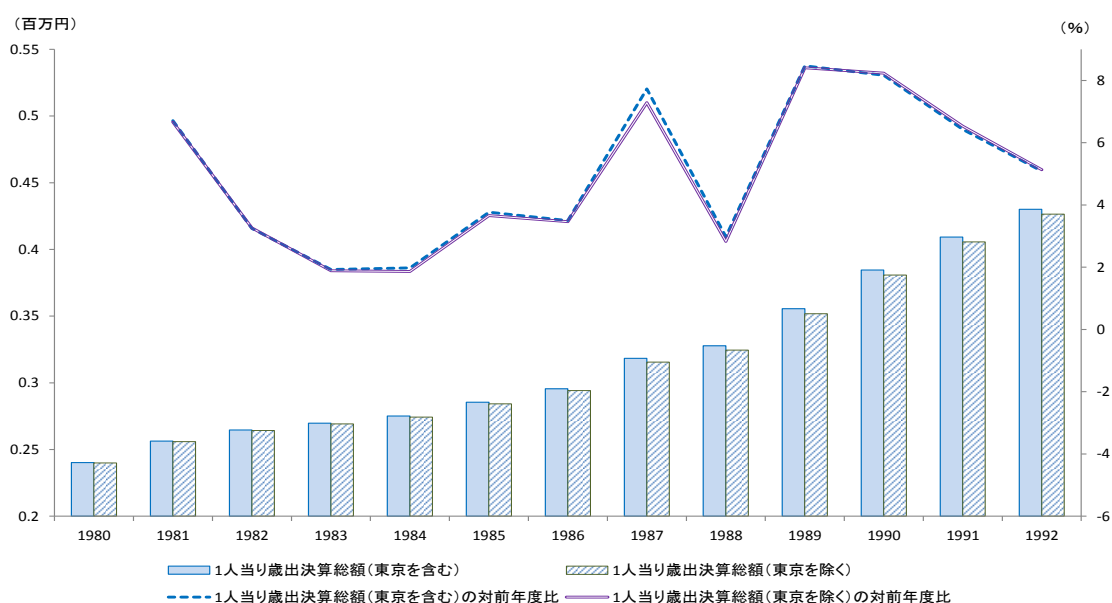
これを対前年度比（東京都を含む）の推移でみると、ピークとなった 1998 年度に前年度比＋5.2 と高い伸びを示し、これに対して 2002 年度に前年度比－5.0、続く 2003 年度に前年度比－4.0 と 2 年連続して大きく削減されている⁷¹。しかしながら、2005 年度以降の歳出決算額の削減幅は緩やかなものとなっている。なお、1996 年度と 2008 年度では－13.9、期間内ピークの 1998 年度と 2008 年度では－17.8 の対前年度比となっている。これは、財政収入の悪化に伴い歳出削減が行われた状況と一致したものとなっている。これに対し 1980 年度から 1992 年度、すなわち、バブル景気を含んだ景気拡大期からバブル崩壊までの 1 人当り歳出総額（都道府県財

⁷⁰ 東京都を除いた歳出決算総額（左軸）の推移も殆ど同じである。

⁷¹ 東京都を除いた前年度比（右軸）の推移も殆ど同じである。

政分）は財政収入の増加に伴い年々増加したことが確認できる（図 10.参照）。都道府県全体でみると 1980 年度には約 24.0 万円/人（最大値は鳥取県の約 37.5 万円/人、最小値は神奈川県約 12.3 万円/人）であったが、1992 年度には約 43.0 万円/人（最大値は島根県の約 70.6 万円/人、最小値は神奈川県約 21.7 万円/人）である⁷²。対前年度比（東京都を含む）の推移では、いずれの年度もプラスの伸びを示している⁷³。

図 10. 1980-1992 年度：1 人当り歳出決算額と前年度比の推移（全地域）



出所：総務省データより、筆者作成

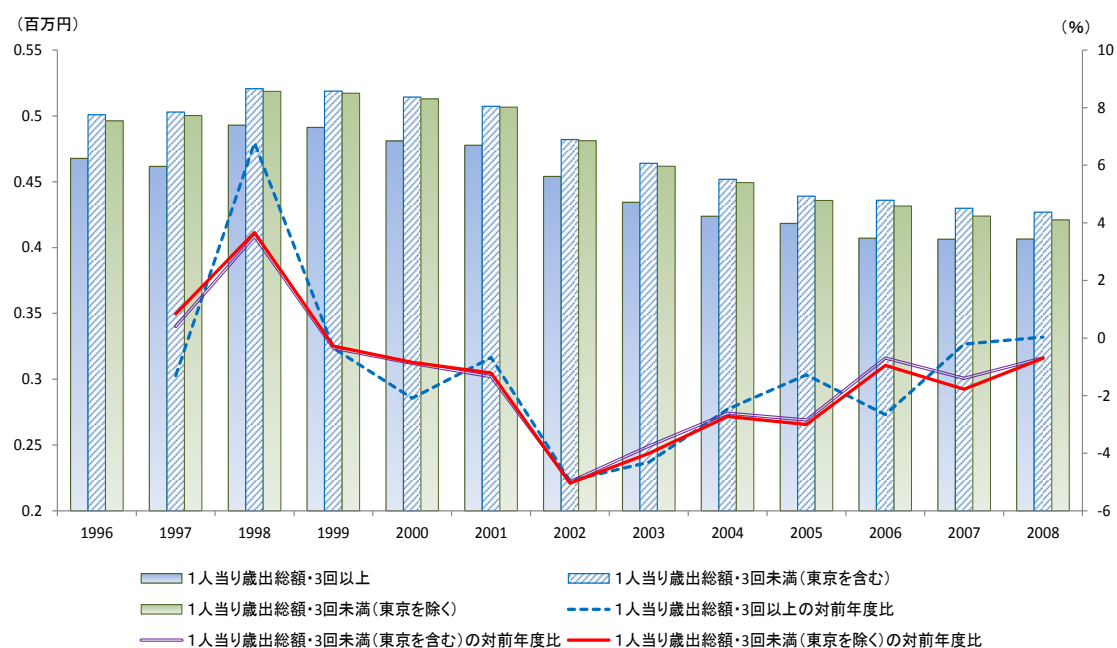
次に、1996 年度から 2008 年度における任期の長さの違いによる歳出額の違いについて述べる。当選回数が 3 回以上となる長期政権の傾向が見受けられる地域の 1 人当り歳出決算総額（都道府県財政分）は、1998 年度の約 49.3 万円/人（最大値は島根県の約 90.4 万円/人、最小値は千葉県の約 26.8 万円/人）をピークに減少を続け、2008 年度では約 40.6 万円/人（最大値は島根県の約 69.7 万円/人、最小値は埼玉県約 22.3 万円/人）となった（図 11.参照）。これを対前年度比の推移でみると、ピークとなった 1998 年度は前年度比+6.78 と非常に大きな伸びを示しているが、

⁷² 東京都を除いた歳出決算総額（左軸）の推移も殆ど同じである。

⁷³ 東京都を除いた前年度比（右軸）の推移も殆ど同じである。

2002 年度には前年度比－4.95、続く 2003 年度に前年度比－4.31 と 2 年連続して大きく削減している。けれども、2007 年度以降の歳出決算総額の削減幅は緩やかなものとなっている。なお、1996 年度と 2008 年度では－13.1、期間内ピークの 1998 年度と 2008 年度では－17.5 の対前年度比となっている。これは、都道府県全体とほぼ同じ削減幅である。

図 11. 1996-2008 年度：1 人当り歳出決算額と前年度比の推移（任期の長短別）



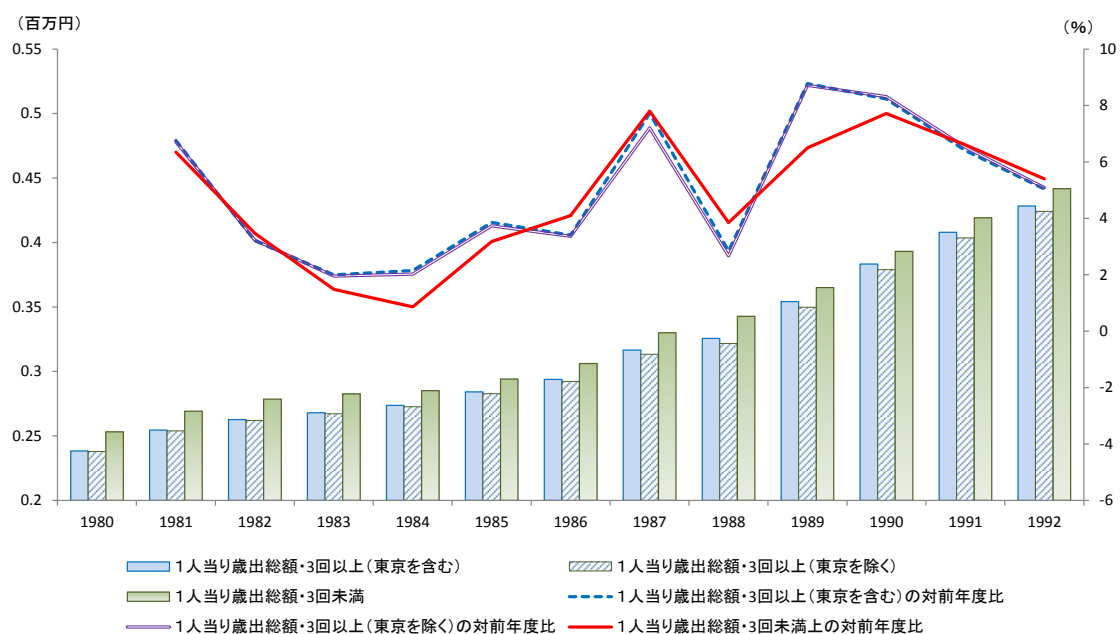
出所：総務省データより、筆者作成

他方の当選回数が 3 回未満の短期政権の傾向が見受けられる地域の 1 人当り歳出決算総額（都道府県財政分）も、1998 年度の約 52.1 万円/人（最大値は鳥取県の約 75.2 万円/人、最小値は神奈川県約 21.5 万円/人）をピークに減少を続け、2008 年度では約 42.7 万円/人（最大値は徳島県の約 56.8 万円/人、最小値は神奈川県約 20.3 万円/人）となった⁷⁴。これを対前年度比（東京都を含む）の推移でみると、ピークとなった 1998 年度に前年度比＋3.53 の伸びを示しているが、これに対して 2002 年度には前年度比－4.99、続く 2003 年度に前年度比－3.75 と、2 年連続して

⁷⁴ 東京都を除いた歳出決算総額（左軸）の推移も殆ど同じであるが、全国と比べると 1996 年度、2007 年度、2008 年度で差が見受けられる。

大きく削減している⁷⁵。しかしながら、1999年度から2000年度と、2006年度以降の歳出決算総額の削減幅は緩やかなものとなっている。なお、1996年度と2008年度では-14.8、期間内ピークの1998年度と2008年度では-18.0の対前年度比となっている。これは、都道府県全体と比べるとより大きな削減幅であるといえる。長期政権の傾向が見受けられる地域の1人当り歳出決算総額が、短期政権の傾向が見受けられる地域よりも対象とした期間を通じて歳出を抑えたものとなっている。政権交代前の1人当り歳出決算総額（図12.参照）でも同様に、対象とした期間を通じて、長期政権の傾向が見受けられる地域の1人当り歳出決算総額が、短期政権の傾向が見受けられる地域よりも少ないものとなっている。これはYakovlev et al. (2012)と同様の結果が得られたと考えられる。

図12. 1980-1992年度：1人当り歳出決算額と前年度比の推移（任期の長短別）



出所：総務省データより、筆者作成

なぜなら、任期制限が無ければ、長期にわたって知事選への出馬が可能となるため、当選回数3回以上の長期政権の傾向が見受けられる地域から得られた結果を対応づけることが可能であると考えた。一方の任期制限があるときには、知事は制限された期数のみの出馬となるため、当選回数3回未満の短期政権の傾向が見受けら

⁷⁵ 東京都を除いた前年度比（右軸）の推移も殆ど同じであるが、全国と比べると1997年度、2006年度、2007年度で差が見受けられる。

れる地域から得られた結果を対応づけた。したがって、長期政権の傾向が見受けられる地域の方が歳出決算総額は少ないことから、知事を再選させるという投票行動を通じた住民の意思決定によって、地方政府における効率的な財政運営を促しているとも考えられる。しかしながら、これは第3章で、費目は異なるものの同じ期間を扱った際に任期が短いグループでヤードスティック競争が確認されたことと反している。ただし、ヤードスティック競争が厚生改善をもたらすものという側面から論ずるならば、この結果が整合的である可能性も否めない。また、わが国においても、短期政権の傾向が見受けられる場合に歳出総額は増加傾向にあるが、予算のばらまきが行われているか否かについては、1人当たり一般歳出総額のための単純な比較から検討できない。先にも述べたように、図11の2005年度以降の対前年度比でみた歳出削減幅は、短期政権の傾向が見受けられる地域と長期政権の傾向が見受けられる地域では異なる動きとなっている。他方、政権交代前の1980年度から1992年度における推移（図12参照）からは、同様に短期政権の傾向が見受けられる場合に歳出が増えているものの、対前年度比でみた歳出削減幅では1989年度を除き、大きな差はみられない⁷⁶。つまり、限定的ではあるが、この期間においては、任期制限に否定的な研究で示されたように、任期制限が無い地域とみなした長期政権の傾向が見受けられる地域において、経験の蓄積により財政運営を効率化させてきた可能性が伺える。

次いで、政権交代を経た後となる1996年度から2008年度の主な1人当たり目的別歳出（1人当たり民生費、1人当たり土木費、および1人当たり教育費）をみると、任期の長さの違いによる対前年度比の差がより明確であるといえる（図13、図14、および図15参照）⁷⁷。このうち、1人当たり民生費と1人当たり土木費については、対前年度比でみた歳出削減率の動きの違いだけでなく、1人当たり目的別歳出額そのものも、任期の長さの違いによって異なる動きとなっている。分析対象とした期間内の1人当たり歳出決算総額は減少傾向であるにもかかわらず、当選回数3回以上の長期政権の傾向が見受けられる地域では、2003年度または2004年度以降に任期が短い地域の目的別歳出を上回ったことが確認できる。特に2003年度の当選回数3回以上の地域における増額分は大きく、対して当選回数3回未満の地域における減額

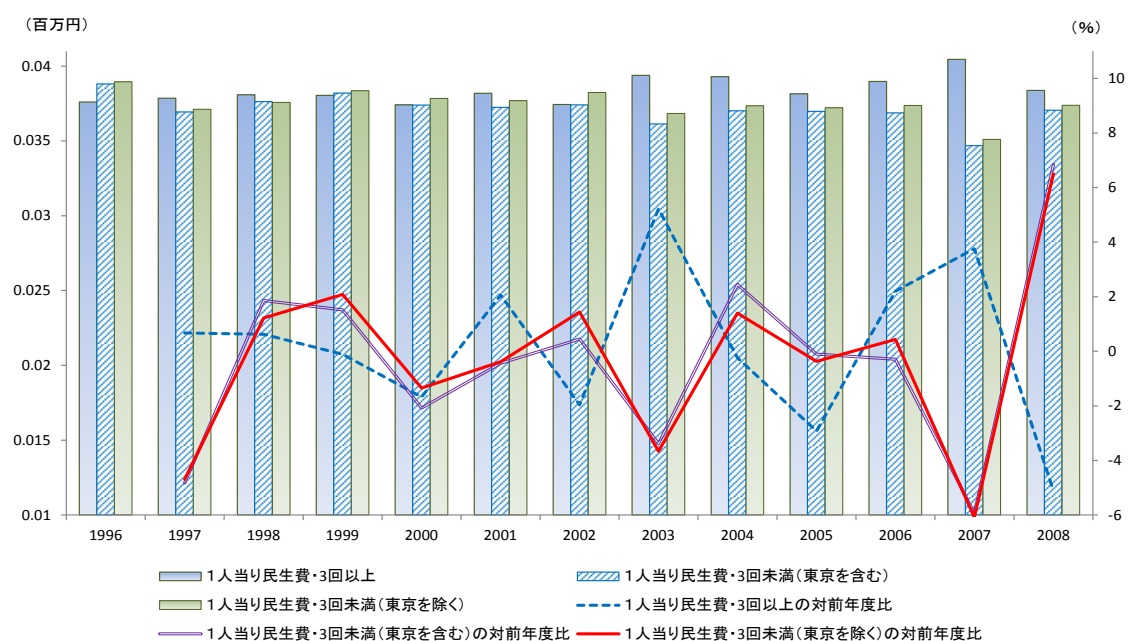
⁷⁶ 任期の長短にかかわらず、対前年度比の動き（向き）は1986年度と1989年度を除き同じである。

⁷⁷ 特に、1人当たり土木費の1996年度から2008年度における対前年度比の動き（向き）は、任期の長い地域と、任期の短い地域では逆の動きとなっている。

分も大きなものとなっている。これらについても、Yakovlev et al. (2012)とほぼ同様の結果が得られたと考えられる。

なお、1人当り教育費は、対前年度比でみた歳出削減率については、1人当り民生費や1人当り土木費と同様の傾向が見受けられるものの、その歳出額はほぼ一定であり、年度や地域、および任期の長さによる差はあまり見受けられない⁷⁸。これはわが国における教育費の構造によるものと考えられる。

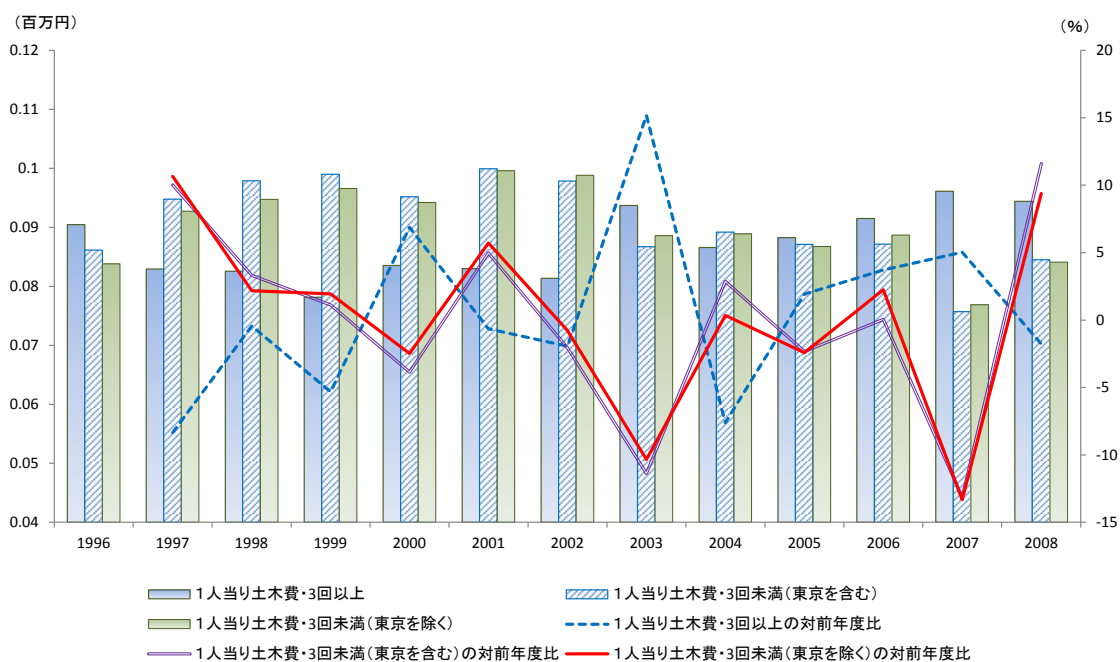
図 13. 1996-2008 年度：1人当り民生費と前年度比の推移（任期の長短別）



出所：総務省データより、筆者作成

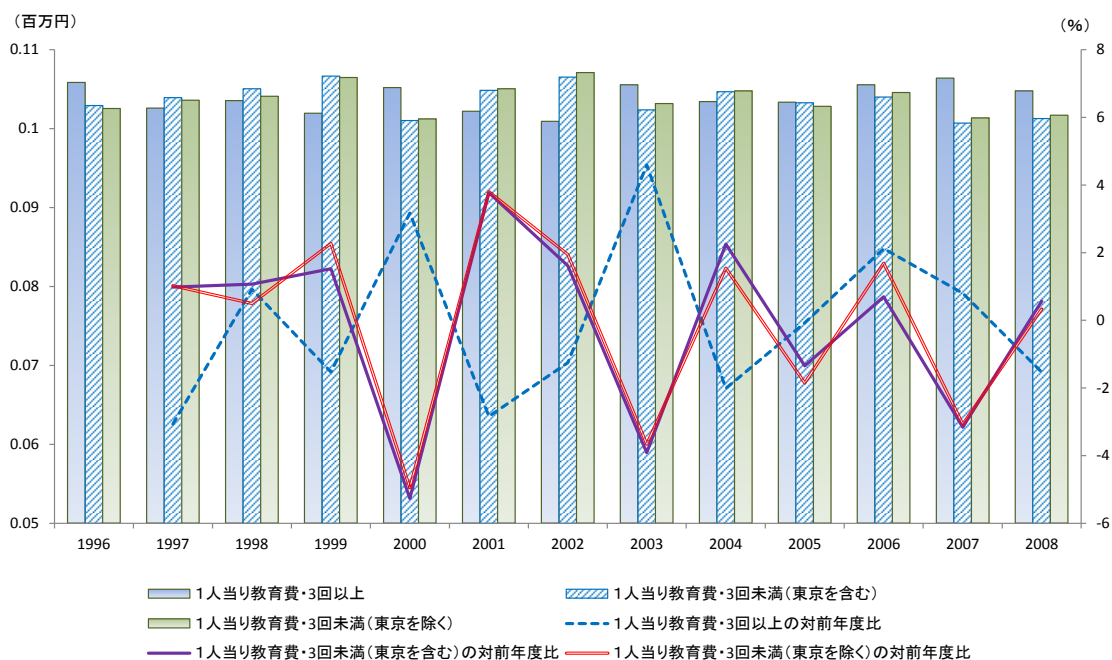
⁷⁸ 1人当り教育費の1996年度から2008年度における対前年度比の動き（向き）についても、任期の長い地域と、任期の短い地域では2005年度から2007年度を除き、逆の動きとなっている。

図 14. 1996-2008 年度：1 人当り土木費と前年度比の推移（任期の長短別）



出所：総務省データより、筆者作成

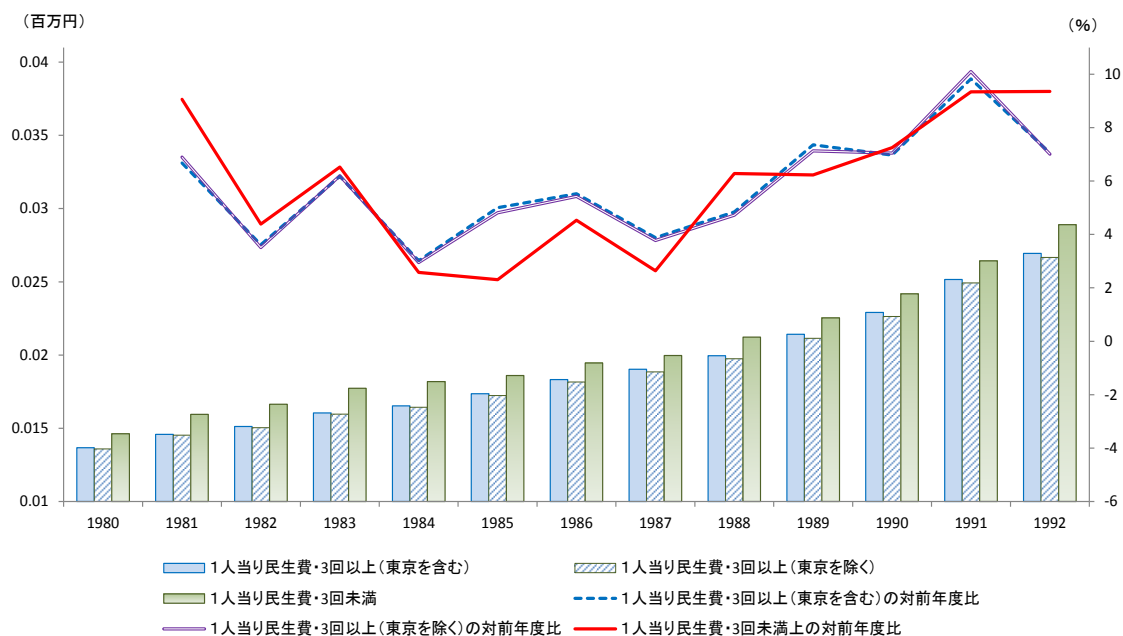
図 15. 1996-2008 年度：1 人当り教育費と前年度比の推移（任期の長短別）



出所：総務省データより、筆者作成

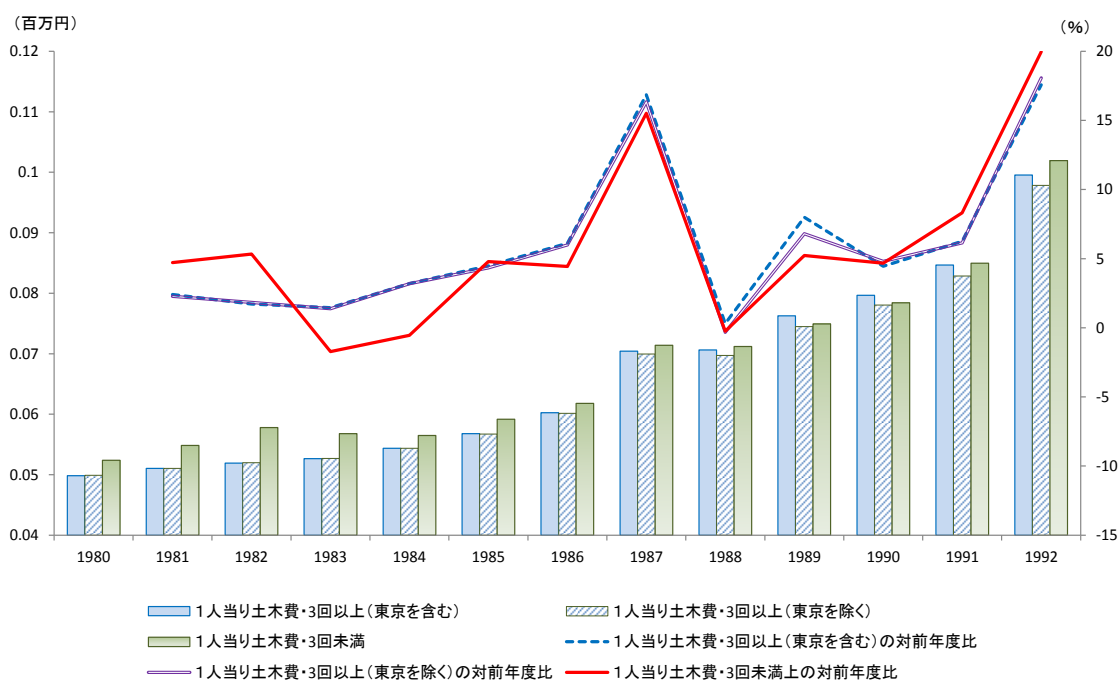
一方、政権交代前となる 1980 年度から 1992 年度における主な 1 人当たり目的別歳出（1 人当たり民生費、1 人当たり土木費、および 1 人当たり教育費）をみると、任期の長さの違いによる対前年度比の顕著な差はみられない（図 16.図 17.および図 18.参照）。1 人当たり土木費の 1989 年度と 1990 年度を除き、対象とした期間内を通じて 1 人当たり民生費、土木費、および教育費のいずれについても、当選回数 3 回未満となった短期政権の傾向が見受けられる地域が、任期の長く長期政権の傾向が見受けられる地域の目的別歳出を上回っている。これらを踏まえると、政権交代前は、任期制限に対し否定的と捉えた先行研究で指摘されていたように、短期政権の下では財政支出は増加、あるいは、予算のばらまきが行われる可能性がわが国においても否定できないことが伺える。

図 16. 1980-1992 年度：1 人当たり民生費と前年度比の推移（任期の長短別）



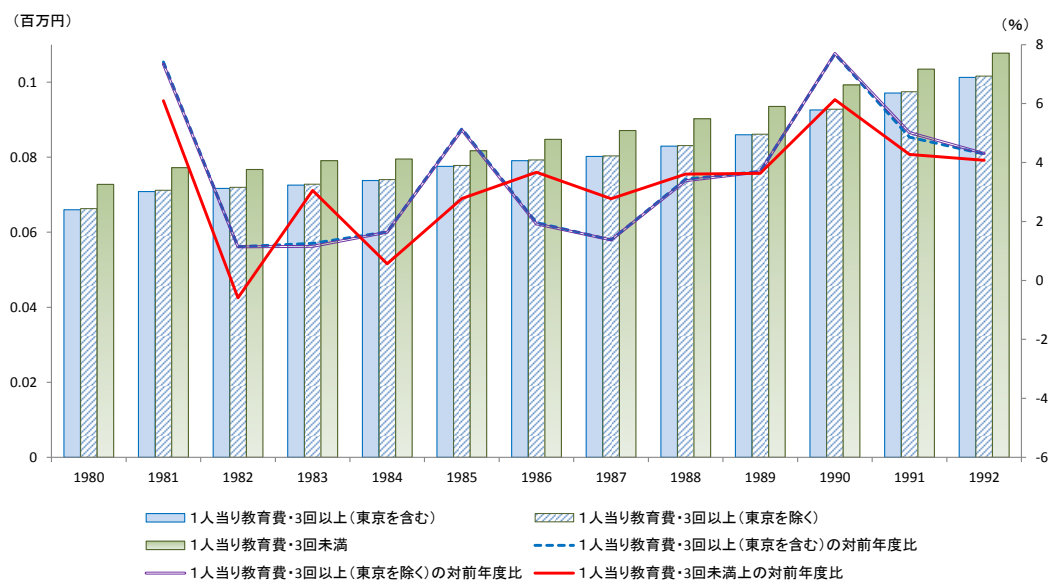
出所：総務省データより、筆者作成

図 17. 1980-1992 年度：1 人当たり土木費と前年度比の推移（任期の長短別）



出所：総務省データより、筆者作成

図 18. 1980-1992 年度：1 人当たり教育費と前年度比の推移（任期の長短別）



出所：総務省データより、筆者作成

これらの比較より、目的別歳出では、政権交代前については、長期政権の傾向が見受けられる地域での歳出額が少なくなっている。一方で、政権交代を経た後は、費目ごとに傾向が異なり、わが国においても知事の任期の長さが地方政府の歳出に

何らかの影響を与えるようになった可能性が否めない。特に、2003 年度あるいは 2005 年度以降、短期政権の傾向が見受けられる地域で目的別歳出が低下している。つまり、この期間に関して、経験の浅い知事であっても財政運営の効率化が図られるようになった可能性が伺える。

したがって、この知事の任期の長さの違いが地方政府の歳出に対し、何らかの影響を与えているか否かについて検証する。そのため、地方政府における歳出競争論に依拠したモデルを用いている。なお、本章では Yakovlev et al. (2012) に倣い二元配置固定効果推定法 (two-way fixed-effects model) による推定を行う。また、地域ウェイト w_{ij} も第 3 章と同じく距離ウェイト w_{ij}^{DIS} と所得ウェイト w_{ij}^{INC} をそれぞれ用いた⁷⁹。

4.3 使用データ

本章は、前章と同じ政権交代を経た後の 1996 年度から 2008 年度の 13 年間にわたる都道府県のパネルデータ (サンプル数 611) を用いて分析を行った。また、政治的体制の変化に伴う影響をみるために比較対象として、政権交代前の 1980 年度から 1992 年度の 13 年間にわたる都道府県のパネルデータ (サンプル数 611) を用いた分析も一部行った。説明変数および被説明変数は、以下の変数を用いる。

4.3.1 説明変数

まず、説明変数としては他地域の 1 期前の歳出にウェイトを掛けた変数に加え、1 人当り県民所得、第二次産業比率 (ロジット変換)、高齢者比率 (ロジット変換)、1 期前の 1 人当り地方交付税、1 人当り国庫支出金、任期ダミー、引退ダミー、官僚出身ダミー、選挙年ダミー、および、政党ダミーの 11 個を説明変数として用いた⁸⁰。これらの説明変数がどのような特性を踏まえているかについては、以下の通

⁷⁹ 本論の第 2 章でも述べたとおり、隣接ウェイトも代表的なウェイトであるが、ウェイトの検定を行った Case, Rosen and Hines (1993) 等、多くの先行研究でも 2 地点間の距離から近接を捉える距離ウェイトの有効性が示唆されている。本章では距離ウェイトと所得ウェイトの他に下記の式にて示される可住地人口密度ウェイトを新たに定義して分析を行った。 $w_{ij}^{POP} = \frac{1/|POP_i - POP_j|}{\sum_j (1/|POP_i - POP_j|)}$, $w_{ii}^{POP} = 0$ 。ここで、第 i 地域の可住人口密度を POP_i とする。これは、人口密度の水準が似通った地域同士が質的に類似した地域同士であるとして定義したものである。しかしながら、同じ質的近似性を捉えた所得ウェイトとほぼ同様の結果となったため、本章の推定結果詳細からは省略した。

⁸⁰ 地方交付税および国庫支出金は都道府県分のみとし、地方交付税については 1 期前を用いるため 1996 年度から 2008 年度の分析に関しては 1995 年から 2007 年の値を用いた。また、比較

り 3 つに大別される。

第 1 に、地域 i における経済状況や人口統計学的な環境すなわち公共財需要の地域特性を考慮したものとして、1 人当り県民所得、第二次産業比率、および高齢者比率を代理変数として用いている。第 2 に、第 i 地域の財政的な制約など歳出に対し、大きな影響を与えるものとして、1 人当り地方交付税、1 人当り国庫支出金を代理変数として用いた。なお、地方交付税は、特別交付税を除く 1 期前の普通交付税を対象としている。第 3 に、政治的要因として、以下の 5 つのダミー変数を加えた⁸¹。

任期ダミーは当選回数 3 回以上（3 期 12 年以上）を「任期が長い：0」として当選回数 3 回未満を「任期が短い：1」とし、これを表す任期ダミーを加えた。この任期ダミーは知事の任期の長短が財政政策に影響を与える可能性があると仮定し、加えたものである。そして、引退ダミーは、現職知事が次の選挙公示前に何らかの事由により引退宣言を行った場合に「1」とし、落選や引責辞任による引退を行った場合に「0」とした。この引退ダミーは、引退を行うことで何らかの政治的影響力を残す、あるいはレイムダック状態となるかをみることができるのではないかと仮定して加えたものである。官僚出身ダミーは知事の政治的背景の 1 つである経歴が財政運営に影響を及ぼす可能性があると仮定し、官僚経験ある知事に「1」、それ以外は「0」とした。また、選挙年ダミーは当該地域において知事選挙が行われる年度であるのか否かによって財政政策に対し何らかの政治的影響力を残す可能性を踏まえて知事選挙が行われる年度を「1」、選挙が行われない年度を「0」とした。そして、政党ダミーを政治的な所属や選挙時の支持・支援政党が知事の財政政策に影響を与える可能性があると仮定して与党を「1」、野党を「0」として加えた。

4.3.2 説明変数

次に、被説明変数としては、まず 1 人当り歳出決算総額を用いた。先にも述べた通り、地方政府における歳出の現状を俯瞰するには 1 人当り歳出決算総額での検証が必要であると考えたからである。加えて、目的別歳出（1 人当り民生費の都道府県財政分、1 人当り土木費の都道府県財政分、および 1 人当り教育費の都道府県財

対象として行った 1980 年度から 1992 年度の分析に際しても同様に地方交付税については 1979 年度から 1991 年度の値を用いた。

⁸¹ 政治的要因を加えた多くの実証分析で政治的影響力の代理変数として与党議員の「得票率」、「当選回数」、「一票の格差」等様々な変数が用いられるが、いずれが適切であるのか検討すべきであると長峯・片山(2001)等で指摘されている。

政分)をそれぞれ被説明変数とし、1人当り歳出決算総額の場合と同様の説明変数を用いて推定を行った。

4.4 分析結果

表 9.から表 12.は、その推定結果の詳細である。これをもとに、本章で得られた主な結果について以下に述べる。なお、表 7.と表 8.は本章で着目した任期ダミーの結果と政治要因として加えた他のダミー変数の結果をまとめたものである。

表 7. 任期ダミーの結果

	1980年度から1992年度			1996年度から2008年度		
	OLS	距離 固定効果	所得 固定効果	OLS	距離 固定効果	所得 固定効果
1人当り 歳出決算総額	(－)	(－)	(－)	(－)	(－)	(－)
1人当り 民生費	－	－	－	(－)	(－)	(－)
1人当り 土木費	(－)	－	(－)	＋	(＋)	(＋)
1人当り 教育費	(－)	(－)	(－)	(＋)	(＋)	(＋)

注：() 内は有意ではない

出所：筆者作成

政権交代を経た後の1人当り歳出決算総額であるが、所得ウェイトを用いたとき β は有意に正の値となった。また、高齢者比率と補助金である地方交付税および国庫支出金については、いずれのウェイトを用いた推定においても有意に正の値を得た。しかしながら、任期ダミーは負で有意な値とならなかった。一方、引退ダミーおよび選挙年ダミーは距離、所得ウェイトとも正で有意となった。次いで、1人当り民生費は、距離ウェイトの推定のみ β は有意に正の値を得た。高齢者比率は所得ウェイトを用いた推定でのみ有意に負の値となった。補助金である地方交付税および国庫支出金については、距離および所得ウェイトを用いた推定において有意に正の値となったが、政治的要因として加えたいずれのダミーも有意な値とならなかった。また、1人当り土木費でも距離ウェイトを用いたときに β は有意に正の値となった⁸²。第二次産業比率と高齢者比率は距離および所得のウェイトで正に有意となっ

⁸² 1人当り土木費の推定のみ、質的近似性を捉えた所得ウェイトと可住人口ウェイトの推定結果が大きく異なった。可住人口ウェイトの推定では、 β は有意に正の値を得た。また、政党ダミ

たが、引退ダミーは距離ウェイトを用いた推定でのみ負に有意となり、官僚出身ダミーは所得ウェイトを用いた推定でのみ負に有意となった。しかし、任期ダミーはどちらのウェイトを用いた推定においても有意とならなかった。そして1人当り教育費では距離ウェイトの推定のみ β は有意に負の値を得た。地方交付税および国庫支出金については、距離ウェイト、所得ウェイトを用いた推定とも有意に正の値となったが、1人当り民生費と同様に政治的要因として加えたいずれのダミーも有意とならなかった。けれども、1人当り目的別歳出については全体的に修正済み決定係数 $\bar{R}^2$ の値が低く、特に1人当り民生費では0.474から0.481と非常に低いものとなっているため、説明変数の見直しが必要であると考えられる。任期の長さの違いが地方政府の歳出に影響するかをみるために加えた任期ダミーについては、いずれの推定においても有意な結果を得られなかった⁸³。しかしながら、その他の政治的要因として加えた引退ダミー、選挙年ダミーおよび官僚出身ダミーについては有意な結果を得た。

なお、政権交代前については、1人当り歳出決算総額が、距離ウェイトを用いたときのみ β は有意に負の値となった。第二次産業比率はどちらのウェイトを用いた場合でも有意に負となった。1人当り県民所得、1人当り地方税および1人当り国庫支出金についてはどちらのウェイトを用いた場合でも有意に正の値となったが、政治的要因として加えたいずれのダミーも有意な値とならなかった。なお、一次接近として行ったウェイトを用いないOLSによる推定のみ、選挙年ダミーが有意に正の値となっている。そして、1人当り民生費では、所得ウェイトを用いたときのみ β は有意に正の値となった。また、1人当り県民所得と1人当り地方交付税についてはどちらのウェイトを用いた場合でも正に有意となった。さらに、任期ダミーもどちらのウェイトを用いた推定でも負に有意となっている。加えて、官僚出身ダミーは距離ウェイトを用いた場合のみ負に有意となった。

1人当り土木費はどちらのウェイトを用いた場合でも負に有意となった。第二次産業比率はどちらのウェイトを用いた場合でも有意に負となり、1人当り県民所得、1人当り地方税および1人当り国庫支出金についてはどちらのウェイトを用いた場

一は負に有意となり、符号の向きが異なる結果となった。土木費の歳出に関しては、所得水準よりも人口密度の類似がより密接な関係をあらわしている可能性が考えられる。

⁸³ 本章で用いた地方政府における歳出競争論に依拠したモデルとの比較のためにウェイトを用いないOLSによる推定を行っている。任期ダミーは1人当り土木費でのウェイトを用いないOLSによる推定でのみ有意に正の値を示している。

合でも有意に正の値となった。任期ダミーは距離ウェイトを用いた場合のみ負に有意、引退ダミーは所得ウェイトを用いた場合のみ正に有意となった。そして、1人当り教育費は、距離ウェイトおよび所得ウェイトとも、1人当り県民所得、1人当り地方交付税、1人当り国庫支出金、および選挙年ダミーとも有意に正の値となった。なお、政権交代を経た後の期間を対象とした場合に、問題となった修正済み決定係数 $\bar{R}^2$ の値は0.936から0.986と、いずれの推定においてもモデルのあてはまりが良いものとなっている。これらの結果を踏まえると、比較対象とした2期間では、政治的体制の変化に伴い、地方政府の歳出構造にも何らかの変化があった可能性が伺える。

表 8. 政治要因として加えた他のダミー変数の結果

		1980年度から1992年度			1996年度から2008年度		
		OLS	距離 固定効果	所得 固定効果	OLS	距離 固定効果	所得 固定効果
1人当り 歳出決算 総額	引退ダミー	(+)	(+)	(+)	+	+	+
	官僚出身ダミー	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
	選挙年ダミー	+	(+)	(+)	+	+	+
	政党ダミー	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(+)
1人当り 民生費	引退ダミー	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(+)
	官僚出身ダミー	-	-	(-)	(+)	(+)	(+)
	選挙年ダミー	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
	政党ダミー	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(+)
1人当り 土木費	引退ダミー	(+)	(+)	+	(-)	-	(-)
	官僚出身ダミー	+	(+)	(+)	-	(-)	-
	選挙年ダミー	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(+)
	政党ダミー	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)
1人当り 教育費	引退ダミー	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)
	官僚出身ダミー	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
	選挙年ダミー	+	+	+	(+)	(+)	(+)
	政党ダミー	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(+)

注：() 内は有意ではない
出所：筆者作成

表 9. 推定結果（1人当り歳出決算総額・都道府県財政分）

	1980～1992			1996～2008		
	OLS	距離 固定効果	所得 固定効果	OLS	距離 固定効果	所得 固定効果
定数項	-0.053 (-0.746)	0.778*** (4.746)	-0.045 (-0.493)	0.284*** (4.031)	0.162*** (1.958)	0.262*** (3.720)
β		-2.385*** (-6.179)	-0.013 (-0.663)		0.266 (1.629)	0.031*** (3.437)
1人当り 県民所得	0.084*** (8.096)	0.054*** (4.081)	0.083*** (4.350)	0.004 (0.228)	0.001 (0.049)	0.007 (0.406)
第二次 産業比率 (ポイント変換)	-0.044*** (-2.961)	-0.033*** (-2.614)	-0.047*** (-2.881)	0.020 (1.017)	0.022 (1.063)	0.020 (1.011)
高齢者比率 (ポイント変換)	0.007 (0.258)	0.036 (1.148)	0.008 (0.220)	0.044** (2.404)	0.034* (1.711)	0.042** (2.151)
1人当り 地方交付税	1.345*** (11.647)	1.250*** (13.328)	1.347*** (11.039)	0.800*** (4.739)	0.788*** (4.958)	0.783*** (4.662)
1人当り 国庫支出金	1.085*** (11.185)	1.148*** (12.720)	1.087*** (9.607)	1.788*** (11.658)	1.781*** (12.222)	1.782*** (11.548)
任期ダミー	-0.000 (-0.133)	-0.003 (-1.372)	-0.000 (-0.123)	-0.001 (-0.587)	-0.001 (-0.622)	-0.002 (-0.682)
引退ダミー	0.002 (1.564)	0.001 (1.195)	0.002 (1.416)	0.006** (2.342)	0.006** (2.326)	0.006** (2.417)
官僚出身 ダミー	-0.000 (-0.025)	-0.002 (-1.066)	-0.000 (-0.109)	-0.002 (-1.079)	-0.003 (-1.080)	-0.002 (-1.038)
選挙年 ダミー	0.003** (2.345)	0.001 (0.667)	0.003 (1.609)	0.003* (1.870)	0.003* (1.858)	0.003* (1.830)
政党ダミー	-0.000 (-0.399)	-0.001 (-0.680)	-0.000 (-0.370)	0.001 (0.374)	0.001 (0.403)	0.001 (0.452)
サンプル数	611	611	611	611	611	611
$\overline{R^2}$	0.980	0.986	0.980	0.982	0.982	0.982

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることを表す

注 2) () 内はt値を表す

表 10. 推定結果（1人当り民生費・都道府県財政分）

	1980～1992			1996～2008		
	OLS	距離 固定効果	所得 固定効果	OLS	距離 固定効果	所得 固定効果
定数項	-0.004 (-0.625)	0.001 (0.122)	-0.008 (-1.149)	-0.002 (-0.078)	-0.067** (-1.997)	0.004 (0.164)
β		-0.333 (-0.883)	0.072** (2.359)		2.521*** (3.162)	-0.135 (-1.248)
1人当り 県民所得	0.004*** (3.159)	0.004*** (2.800)	0.004*** (3.504)	-0.004 (-0.799)	-0.006 (-1.093)	-0.005 (-0.952)
第二次 産業比率 (ポイント変換)	-0.001 (-1.143)	-0.001 (-1.214)	-0.001 (-0.824)	-0.000 (-0.082)	0.001 (0.154)	-0.001 (-0.170)
高齢者比率 (ポイント変換)	-0.004 (-1.332)	-0.004 (-1.621)	-0.005 (-1.642)	-0.020* (-1.772)	-0.008 (-0.716)	-0.020* (-1.771)
1人当り 地方交付税	0.085*** (9.955)	0.085*** (10.163)	0.085*** (10.040)	0.124*** (2.690)	0.107** (2.324)	0.131*** (2.822)
1人当り 国庫支出金	0.012 (1.122)	0.013 (1.290)	0.011 (1.042)	2.255*** (14.575)	2.212*** (14.285)	2.260*** (14.557)
任期ダミー	-0.001* (-1.845)	-0.001* (-1.812)	-0.001* (-1.806)	-0.002 (-1.332)	-0.002 (-1.367)	-0.002 (-1.327)
引退ダミー	-0.000 (-1.278)	-0.000 (-1.355)	-0.000 (-1.050)	0.001 (0.830)	0.001 (0.653)	0.001 (0.814)
官僚出身 ダミー	-0.000* (-1.743)	-0.000* (-1.786)	-0.000 (-1.422)	0.000 (0.303)	0.000 (0.434)	0.000 (0.292)
選挙年 ダミー	-0.000 (-1.145)	-0.000 (-1.179)	-0.000 (-1.182)	-0.000 (-0.489)	-0.001 (-0.949)	-0.000 (-0.510)
政党ダミー	-0.000 (-1.430)	-0.000 (-1.414)	-0.000 (-1.513)	0.001 (0.800)	0.001 (0.864)	0.001 (0.752)
サンプル数	611	611	611	611	611	611
$\overline{R^2}$	0.974	0.974	0.974	0.474	0.481	0.474

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることを表す

注 2) () 内はt値を表す

表 11. 推定結果（1人当たり土木費・都道府県財政分）

	1980～1992			1996～2008		
	OLS	距離 固定効果	所得 固定効果	OLS	距離 固定効果	所得 固定効果
定数項	-0.105** (-2.499)	-0.005 (-0.090)	-0.097** (-2.291)	-0.001 (-0.079)	0.086*** (3.134)	-0.014 (-0.756)
β		-1.704*** (-3.597)	-0.068* (-1.867)		-0.582*** (-3.959)	0.069 (1.413)
1人当たり 県民所得	0.033*** (3.926)	0.029*** (4.159)	0.033*** (3.837)	0.011*** (4.687)	0.004 (1.490)	0.012*** (4.935)
第二次 産業比率 (ポイント変換)	-0.026*** (-3.428)	-0.026*** (-3.901)	-0.027*** (-3.534)	0.007*** (3.307)	0.006*** (2.814)	0.008*** (3.537)
高齢者比率 (ポイント変換)	-0.019 (-1.073)	-0.027* (-1.769)	-0.017 (-0.988)	-0.006 (-0.719)	0.004 (0.505)	-0.008 (-1.005)
1人当たり 地方交付税	0.381*** (6.431)	0.335*** (5.654)	0.381*** (6.444)	0.062** (2.353)	0.037 (1.378)	0.066** (2.469)
1人当たり 国庫支出金	0.308*** (4.146)	0.300*** (4.185)	0.306*** (4.105)	1.264*** (27.109)	1.242*** (26.319)	1.263*** (27.034)
任期ダミー	-0.002 (-1.627)	-0.003** (-1.965)	-0.002 (-1.574)	0.003* (1.697)	0.002 (0.983)	0.003 (1.612)
引退ダミー	0.000 (0.534)	0.000 (0.350)	0.000* (0.436)	-0.003 (-1.479)	-0.003* (-1.737)	-0.003 (-1.419)
官僚出身 ダミー	0.002** (2.132)	0.001 (1.248)	0.002 (1.924)	-0.004** (-2.259)	-0.003 (-1.603)	-0.004** (-2.154)
選挙年 ダミー	-0.000 (-0.056)	-0.000 (-0.265)	-0.000 (-0.031)	0.001 (0.427)	0.001 (0.480)	0.001 (0.368)
政党ダミー	-0.000 (-0.194)	-0.000 (-0.187)	-0.000 (-0.084)	-0.000 (-0.056)	-0.000 (-0.040)	0.000 (0.037)
サンプル数	611	611	611	611	611	611
$\overline{R^2}$	0.934	0.940	0.934	0.765	0.770	0.765

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることを表す

注 2) () 内はt値を表す

表 12. 推定結果（1人当り教育費・都道府県財政分）

	1980～1992			1996～2008		
	OLS	距離 固定効果	所得 固定効果	OLS	距離 固定効果	所得 固定効果
定数項	0.057*** (3.683)	0.054** (2.025)	0.059*** (3.964)	-0.013 (-0.492)	0.169*** (2.732)	-0.006 (-0.211)
β		0.032 (0.118)	-0.020 (-0.490)		-1.813*** (-3.409)	-0.049 (-0.679)
1人当り 県民所得	0.004** (2.179)	0.004** (2.141)	0.004** (2.185)	0.000 (0.029)	0.001 (0.263)	-0.000 (-0.060)
第二次 産業比率 (ロジット変換)	-0.004 (-1.463)	-0.004 (-1.468)	-0.004 (-1.353)	0.001 (0.196)	0.001 (0.170)	0.001 (0.198)
高齢者比率 (ロジット変換)	-0.001 (-0.159)	-0.001 (-0.155)	-0.001 (-0.138)	-0.000 (-0.027)	0.001 (0.058)	0.000 (0.018)
1人当り 地方交付税	0.116*** (5.278)	0.116*** (5.282)	0.116*** (5.300)	0.102** (2.122)	0.112** (2.361)	0.105** (2.178)
1人当り 国庫支出金	0.060* (1.792)	0.059* (1.777)	0.059* (1.767)	4.703*** (31.313)	4.704*** (31.861)	4.708*** (31.120)
任期ダミー	-0.000 (-0.069)	-0.000 (-0.062)	-0.000 (-0.120)	0.001 (0.967)	0.001 (0.938)	0.001 (0.976)
引退ダミー	0.000 (0.044)	0.000 (0.045)	0.000 (0.016)	0.001 (0.843)	0.000 (0.408)	0.001 (0.802)
官僚出身 ダミー	-0.001 (-1.530)	-0.001 (-1.528)	-0.001 (-1.519)	-0.001 (-0.857)	-0.001 (-1.008)	-0.001 (-0.869)
選挙年 ダミー	0.001* (1.728)	0.001* (1.720)	0.001* (1.684)	0.000 (0.084)	0.000 (0.408)	0.000 (0.078)
政党ダミー	-0.000 (-0.620)	-0.000 (-0.602)	-0.000 (-0.578)	0.000 (0.114)	0.000 (0.094)	0.000 (0.088)
サンプル数	611	611	611	611	611	611
$\overline{R^2}$	0.968	0.968	0.968	0.808	0.812	0.808

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることを表す

注 2) () 内はt値を表す

4.5 本章のまとめ

本章では、任期を重ねることにより、現職知事の行動に変化が生じるのか、あるいは、生じた結果、任期という点から同じ立場にある他の知事の政策がどのような影響を与えているのかについて明らかにすることを目的とし、これを行うにあたり長期政権となる知事を好むか、あるいは短期政権となる知事を好むのかという地域性に着目した。そして、任期の長短の差を任期制限の有無とみなすことでそれぞれの地域により歳出政策が異なるかについて、歳出競争論に基づいたモデルによる回帰分析を行った。具体的には、前章でも対象とした 1980 年度から 1992 年度と、新たに政治的体制の変化に伴う影響を確認するため 1996 年度から 2008 年度のそれぞれ 13 年間の 2 期間について、①地方政府における歳出構造の現状について都道府県を短期政権の傾向が見受けられる地域と長期政権の傾向が見受けられる地域とに分けてそれぞれ比較しながら概観すること、②知事の任期の長さが地方政府の歳出に対し何らかの影響を与えているかについて回帰分析を行った。

まず、①について、歳出決算総額では、政治的体制の変化にかかわらず長期政権の傾向が見受けられる地域、すなわち、経験の蓄積が行われた地域で財政運営が効率化された可能性を得た。このことから、知事を再選させるという投票行動を通じた住民の意思決定によって地方政府における効率的な財政運営を促しているとも考えられる。これは、第 3 章で費目は異なるものの同じ期間を扱った際、任期が短いグループでヤードスティック競争が確認されたことと反する。しかしながら政権交代を経た後の目的別歳出でみると、2002 年度または 2003 年度以降、民生費や土木費の歳出が増加しており、総額から得られた結果は安定的ではないことも示された。他方、短期政権の傾向が見受けられる地域において財政歳出が増えていたが、これが予算のばらまきが行われた、あるいはレイムダック状況となった結果であるかは任期の長さと 1 人当たり一般歳出決算額からだけでは判別は困難である。また、全体としての歳出決算総額は削減傾向にあったにもかかわらず、2003 年度または 2004 年度以降の長期政権の傾向が見受けられる地域で目的別の 1 人当たり歳出額が増加していることが確認された。このため、長期にわたって政権をとることの弊害の 1 つとされる利益誘導による歳出の増加が生じた可能性が考えられる。よって、わが国においても知事の任期の長さが地方政府の歳出に何らかの影響を与えている可能性があると考えられる。

次に②の推定結果から、政権交代前に短期政権であることは、土木費や民生費の歳出削減に対し影響することを確認した。しかし、政権交代を経た後の1人当り歳出決算総額では、質的近似性を捉えた所得ウェイトを用いたとき β は有意に正の値となったものの、任期ダミーは有意な値を得られなかったため、任期の長さによる影響を確認することができなかった。これは、本章の推定で用いた任期ダミーが知事ごとに定義したものであるため、①で地域をタイプ分けして比較した結果と異なると考えられる。そして、引退ダミーおよび選挙年ダミーについては有意となる結果が得られていることから、わが国でも選挙年や引退後に何らかの政治的影響力を残すために歳出を増加させた可能性が確認された。つまり、地方政府の財政政策における歳出額決定には知事の政治的背景が影響することが伺えた。

これらを踏まえると、歳出決算総額では、政治的体制の変化にかかわらず長期政権の傾向が見受けられる地域、すなわち、経験の蓄積が行われた地域で財政運営が効率化されている可能性を得た。けれども、政権交代を経た後において歳出総額から得られた結果が安定的ではないことが示されたことより、わが国でも政治的体制の変化した後では、引退を行う際に何らかの政治的影響力を残すために歳出総額を増加させる傾向があるという結果を得た。つまり、知事を再選させるという投票行動を通じた住民の意思決定によって地方政府における効率的な財政運営を促しているとも考えられる。これは、第3章で費目は異なるものの同じ期間を扱った際、任期が短いグループでヤードスティック競争が確認されたことと反した結果であるが、ヤードスティック競争が厚生改善をもたらすものという側面から論ずるならば、この結果は整合的である可能性は否めない。

以上の推定結果を踏まえ、本章の課題として以下を考える。本章では、政治的体制の変化の中で知事の政策決定に際し、任期やその他の政治的要因や他地域から影響を受けていることが示唆された。加えて、その影響は時間の経過とともに変化する可能性も示された。しかし、この相互作用が時間の経過とともに変化するかについては十分な議論の蓄積がなされていない。そのため、次章では本論の主な理論的枠組みである歳出競争論に基づいたモデルにより、財政的な変化のもとでも相互作用が時間の経過とともに変化するかについて確認を行う⁸⁴。

⁸⁴ 補論4にて、政治的体制の変化のもとで相互作用が変化するかについて再確認を行っている。

5. 歳出政策における相互作用の変化⁸⁵

前章では、政治的体制が変化した政権交代を引き起こした 55 年体制の崩壊前後の 2 期間を対象として、地方政府の財政政策における歳出政策の決定と知事の政治的経歴との関係を明らかにすることを目的し、在職年数、つまり、任期の長さに着目して統計的な手法を用いた実証分析を行った。そして、歳出政策の決定において、在職年数を重ねることによって現職知事の行動に変化が生じることと、その影響は歳出費目によって異なることが示唆された。また、ここでも在職年数以外の知事の政治的背景も影響を持つことが示された。しかし、この相互作用が時間の経過とともに変化するかについてはまだ十分な議論の蓄積がなされていない。そのため、本章では本論の主な理論的枠組みである歳出競争論に基づいたモデルにより、財政的体制の変化、すなわち、地方分権化の進展による財政面の転換によっても相互作用が時間の経過とともに変化するかについて確認を行う。

5.1 はじめに

2000 年の地方分権一括法の施行以来、機関委任事務制度が廃止されるなど、少しずつではあるが地方自治体への税源の移譲と行政的裁量の移譲とが行われていることは周知のとおりである。そして、歳出面においては地方政府の自主的・裁量的な政策選択を行える可能性が高まりつつある。そもそも、自治体の歳出決定は、地方政府の権限の拡大と責任の拡大のもとに住民選好や地域の特性に合ったサービスの提供が行われている。また、貝塚（2008）などでも述べられているように、分権化が政治的な側面を有していることを鑑みると、歳出政策選択において政治的要因から受ける影響が大きくなった可能性も伺える。もし、分権化の進展により地方政府とその意思決定者である知事の裁量が増加するならば、裁量の働く余地がある地方経費の歳出割合を政策手段の 1 つとして操作することが考えられる。よって、地方経費のうち普通建設事業費など裁量の働く余地があると考えられる投資的経費については、分権化の進展によってその歳出割合を変化させる可能性があると考ええる。

分権化についてはこれまで多くの議論がなされているが、本章では、地方分権一括法の施行された 2000 年度以降を分権化進展期と位置付け、財政的体制の変化と

⁸⁵ 本章は、日本財政学会第 72 回大会(2015, mimeo)および金田(2015b)を元に大幅に加筆・修正したものである。このため、このため、金田(2015, mimeo) および金田(2015b)より再掲の上、加筆・修正を行った記述を含んでいる。

なる分権化前後での首長、すなわち知事の裁量の変化について定量的な分析を行うことを目的とした。また、知事の歳出に関する裁量とは分権化推進によって拡大した歳出面で戦略的な政策決定が行える余地であり、その裁量性の変化については、地方政府間の相互作用の変化にあらわれると考えた。これは、意思決定者である知事が地方政府の政策水準を決定するとき近隣の地方政府の政策水準に反応するならば、自主的・裁量的な政策選択を行える可能性が高まり、これにより、地方政府間の相互作用においても分権化前後ではその関係に変化があらわれると考えたからである。

したがって、本章は、地方政府の政策決定者である知事の裁量の変化に着目し、地方政府間の相互作用が変化したのかについて検証することを目的としている。そのために、財政的体制の変化となる分権化前後となる 1980 年度から 2012 年度の 33 年間を対象とし、都道府県財政の通常収支分の歳出決算総額に占める普通建設事業費の割合について地方政府間の相互作用を考慮した本論で扱う歳出競争論に依拠したモデルを用いた。

財政政策に関する研究は多岐にわたり、特に、米国を中心として政治経済学的なアプローチを用いた財政支出に関する研究が盛んに行われており、分権化との関連に着目した研究も主要なテーマの 1 つとなっている。Fiva (2006) では、分権化の進展に伴う裁量性の変化によってもたらされる影響は歳入面と歳出面では異なることが示された。そして、歳入面では政府規模の拡大による歳出構造の変化が生じることが示唆されている。わが国でも、歳入面に限らず歳出面でも多くの議論がなされている。地方分権一括法施行前ではあるが、地域間の費目別歳出構造の差異を検証した矢吹 (1993) では、歳出面は地方政府が戦略的な政策決定を行うため不均一である可能性が指摘された。しかしながら、東京都など都市圏を対象としているため、これがわが国全体でも生じることであるかは不明である。また、地方政府の歳出に関する裁量性を前提とし、分権的歳出モデルを用いた中澤 (2007) では、都市費目別歳出構造の検証するなかで裁量性は費目によりその強さに違いがあることと、地方分権一括法施行の 2000 年度以降は、この傾向がさらに強まることを示唆されている。そして、財政分権度指標と予算配分率に焦点をあて、地方歳出構造の変化を検証した菅原 (2008) は、地方圏がより分権化していること、つまり税収面、歳出面ともに裁量の程度は不均一であることに加えて、都市圏と地方圏、および分割した期間によって歳出構造が変化することを示した。そして、わが国の地方分権化

においては、裁量の地域間格差を是正する政策が必要であると示唆したものなどがある。しかし、分権化前後で裁量性に变化が生じたかについては十分な議論がなされていない。そのため本章は地方政府の政策決定者である知事に着目し、分権化前後で地方政府間の相互作用が变化したのかについて検証する。

よって、次節で本章の分析対象である 1980 年度から 2012 年度における地方経費についてその傾向を概観する。つづく第 3 節の「使用データ」は、本章で用いたデータを示す。そして第 4 節の「分析結果」で主な推定結果を示し、最後に分析より得られた含意について要約し、今後の課題を示す。

5.2 普通建設事業費の推移

本章での知事の裁量とは、政治状況の変化や分権化推進によって拡大した歳出面で戦略的な政策決定が行える余地である。また、この裁量は地方政府の政策決定者である知事の政治的経歴によっても変化すると仮定する。そして、相互作用の変化を確認する対象は、地方公共団体の経費をその経済的な性質によって分類した性質別歳出のうち、第 3 章でもその一部を扱っているが、公共または公用施設の新増設などの建設事業に要する経費である普通建設事業費に着目し、都道府県財政分の歳出決算総額通常収支分（以下、歳出決算総額）に占めるその割合（以下、普通建設事業費割合）を選択した。なぜなら、投資的経費のうちその殆どを占めるとされる普通建設事業費は地方政府の意思決定者である知事の裁量の働く余地が最も大きいと考えたからである。そして、歳出額そのものでは、好況期や不況期に行われた財政政策などの外生的な変化と政治状況の変化との関係があるように見えてしまう、すなわち、みかけの相関が生じている可能性が否定できないとする菅原（2008）に倣い、本章でも割合に着目した⁸⁶。

この普通建設事業費の内訳をみると、その約半分を単独事業費が占め、補助事業費、国直轄事業負担金となっている。補助事業費は、国からの負担金または補助金を受けて地方公共団体が実施する事業に要する経費であり、国管轄事業負担金は、国が道路、河川、砂防、湾岸等の土木事業等を直轄で実施する場合において、法令の規定により地方公共団体がその一部を負担する経費である。一方、単独事業費は、地方公共団体が国の援助を受けずに自主的・主体的に地域の実情等に応じて実施す

⁸⁶ しかしその反面、割合だけでは景気変動によって投資的経費が縮減した結果、相対的に扶助費の割合が大きくなる場合もあるため、結果の解釈する際、この点について考慮が必要と考える。

る事業、いわゆる、地方政府の財源で任意に実施する事業である。このような性質を踏まえると、裁量の変化は単独事業費により明確にあらわれると考えられるが、本論では普通建設事業費全体を俯瞰する。そして、景気上昇期と後退期、地方分権化の推進期にまたがった 1980 年度から 2012 年度を分析対象としている⁸⁷。

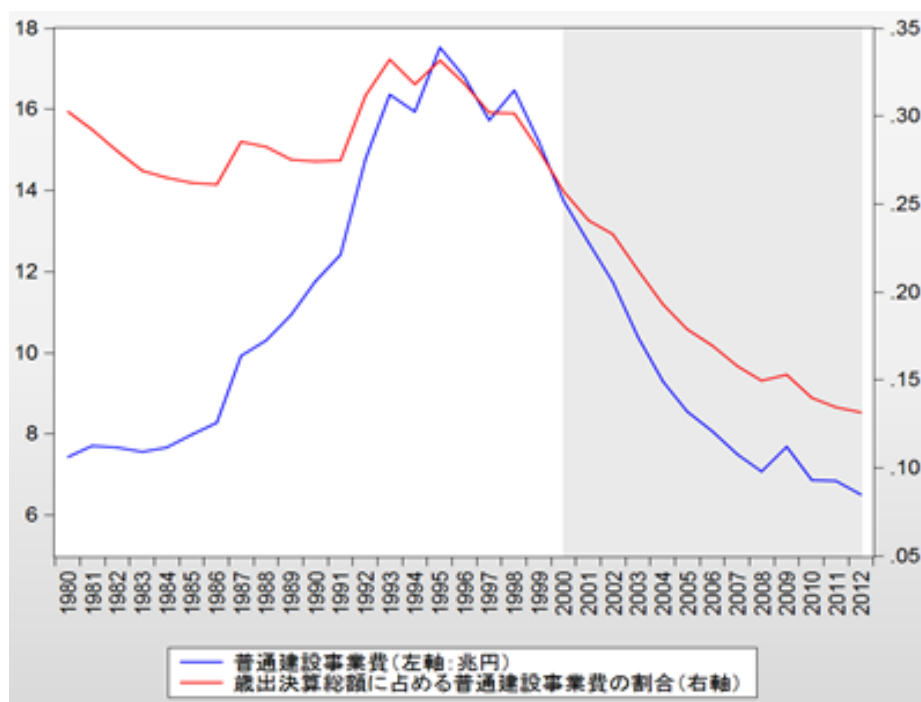
なお、本章で分権化進展期と位置付けてはいるものの、2000 年度以降も都道府県レベルの地方政府において、その半数以上では自主財源割合が一度も 50%に達しておらず、歳入面を見る限りでは地方分権一括法の施行から 15 年を経た現在も中央集権的な制度から分権的な制度への移行期とも考えられる。よって、分析の前にこの期間の都道府県財政分について普通建設事業費と普通建設事業費割合の推移を概観する。

まず、図 19.は 1980 年度から 2012 年度における 47 都道府県の普通建設事業費（左軸）と普通建設事業費割合（右軸）の推移、および分権化進展期（網掛け；2000 年度から 2012 年度）を示したものである⁸⁸。図からも明らかなように、地域の社会資本となる道路・橋梁、公園、学校、庁舎など公共または公用施設の新増設などの建設事業の施策に要する経費である普通建設事業のピークは 1995 年度、普通建設事業費割合のピークは 1993 年度と 1995 年度であり、バブル崩壊期近辺であり、このことは、投資的経費である普通建設事業費が有する性質に即するものとなっている。これは、景気後退期に増加、景気拡大期には減少するという一般的に言われている性質である。しかし、バブル崩壊後の景気後退期においてはその歳出決算額を減じ、景気の動きに同調している。また、ピーク時は 33.2%であったその割合も 2000 年度に 25.7%、そして 2001 年度には 24.0%と 25%を切り、2012 年度では 13.2%と大きく減じている。

⁸⁷ 第 4 章でも述べたように、この期間は自由民主党が政権与党（連立を含む）であった第 2 次大平内閣から政権交代前（55 年体制崩壊前）の宮澤内閣までの期間と、政権交代を経た後に再び自由民主党が政権与党（連立を含む）であった第 1 次橋本内閣から政権交代前の麻生内閣まで期間を含んでもいる。

⁸⁸ 分析期間内における一般歳出における通常収支分の歳出決算総額のピークは 1998 年度で近年は減少傾向にある。

図 19. 普通建設事業費と普通建設事業費割合の推移



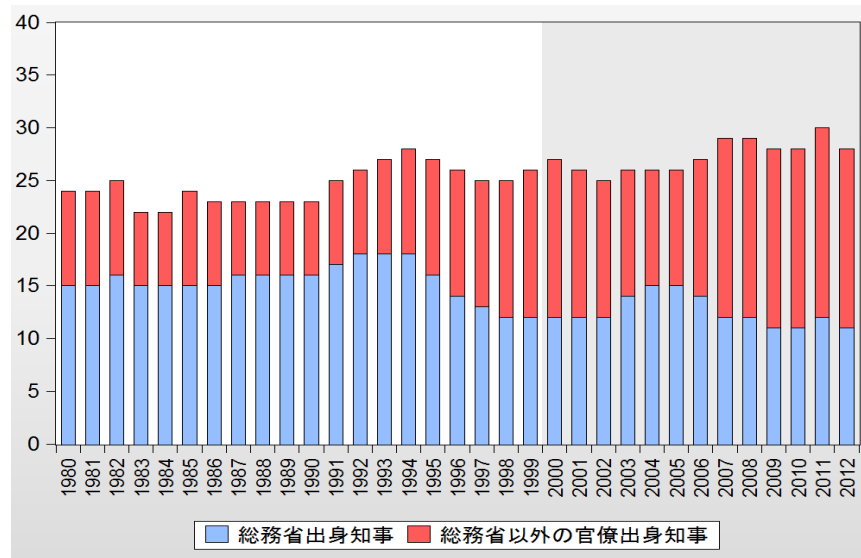
出所：総務省データより筆者作成

また、本章では、知事の裁量は地方政府の政策決定者である知事の政治的経歴からも何等かの影響を受けていると仮定している。そのため、普通建設事業費に関する政策決定を行った地方政府の意思決定者である知事の政治的キャリアの1つである官僚出身知事数の推移についても確認する（図 20.参照）。

総務省出身知事と総務省以外の官僚出身知事の人数比については変化があるものの、官僚出身知事の総人数については緩やかな増加傾向にあるとも考えられる⁸⁹。1983年度と1984年度には22人と期間内の最低となったものの2007年度および2008年度では全国47都道府県のうち29人と全体の6割を超え、以降は約6割で推移している。しかし、同じ地方財政計画の所轄である総務省出2007年度および2008年度で総務省出身知事12人とそれ以外の官僚出身知事17人となり、以降は出身省庁間での数の逆転がみられる。なお、総務省出身となる知事は1992年度から1994年度の18人がピークとなり、普通建設事業費割合のピーク期と一致しているが、総務省出身知事と総務省以外の官僚出身知事の割合の変化との関係は明らかではない。

⁸⁹ 2015年度の統一地方選挙の結果では、全国47知事のうち29人が官僚出身知事である。

図 20. 官僚出身知事数の推移と分権化



出所：全国知事会 HP 他資料より筆者作成

したがって、本論でも第 2 章で述べた歳出競争論に依拠したモデルを用いて次節にて、示すデータを用いて分析を行う。そして、二元配置固定効果推定法 (two-way fixed-effects model) による推定を行う。また、地域ウェイト w_{ij} としても距離ウェイト w_{ij}^{DIS} と所得ウェイト w_{ij}^{INC} をそれぞれ用いる。

5.3 使用データ

本章は、地方分権一括法の施行された 2000 年度以降を分権化進展期と位置付け、第 2 節で示した景気上昇期と後退期、地方分権化の進展期にまたがった ① 1980 年度から 2012 年度の 33 年間 (サンプル数 1,551) をフル・サンプルとした⁹⁰。そして、サブ・サンプルとして、② 地方分権一括法施行前の 1980 年度から 1999 年度 (サンプル数 940) と、③ 地方分権一括法施行後の 2000 年度から 2012 年度 (サンプル数 611) を対象とし、それぞれの分析結果を比較した。なお、政策決定者である知事の政治的背景からの影響をみるため都道府県財政分のパネルデータとした。また、説明変数と被説明変数は、以下の変数を用いた。

⁹⁰ 本章のモデルではラグの作成用として 1979 年度のデータも用いた。よって、これを含む総サンプル数は 47 都道府県 × 34 年間の 1,598 サンプルとなる。

5.3.1 説明変数

説明変数としては、ウェイトをかけた他地域の普通建設事業費割合の他に地域特性 X_i として、総務省出身ダミー、総務省以外の官僚出身ダミー、支持・支援政党ダミー、自主財源の割合、地方交付税交付金のうち普通交付税、国庫支出金、実質収支比率、預貯金残高総額、第1次産業比率、第3次産業比率、有効求人倍率、若年者比率、高齢者比率、および可住地面積1km²当たり人口密度を説明変数とした⁹¹。これらの説明変数がどのような特性を踏まえているかについては、以下の通り3つに分類する。なお、以降の部分（説明変数と被説明変数）については、一部、同じ変数を用いているため金田（2015）の当該箇所を再録する。

第1に、知事の政治的キャリアおよび背景といった政治的要因をあらわす代理変数として総務省出身ダミー（以下、総務省ダミー）、総務省以外の官僚出身ダミー（以下、総務省以外の官僚ダミー）、支持・支援政党ダミー（以下、政党ダミー）の3つをダミー変数と自主財源の割合を加えた。知事の前職や支持基盤をあらわすものとして、前者は総務省ダミーと総務省以外の官僚ダミー、そして後者は政党ダミーを用いた。何れの変数も地方分権一括法の施行前後で、地方政府の歳出に与える影響が異なると仮定して加えている。総務省ダミーと総務省以外の官僚ダミーは、知事の政治的な経歴が財政運営、特に、歳出政策決定に影響をおよぼす可能性があるとは仮定したものである。さらに、その出身省庁により中央への影響が異なる可能性があるとは仮定し、総務省ダミーでは総務省（旧自治省、旧総務庁、旧郵政省）出身を「1」、その他を「0」とし、総務省以外の官僚ダミーでは、前出の総務省出身以外の官僚出身を「1」、その他を「0」とした。よって、官僚出身でない場合はどちらのダミー変数でも「0」となる。

後者の政党ダミーは、知事の背景の1つである所属政党や選挙時の支持・支援政党が政権与党であるのかによって、知事の歳出政策に影響する可能性があるとは仮定して政権与党を「1」、野党を「0」として加えた。地方分権一括法の施行後においては支持あるいは所属政党を無所属とする傾向が強まっている。しかし、選挙時には無所属のまま政権与党側からの支援を受ける、あるいは、当選後に政権与党との関連を色濃くすることも見受けられる。このような中央政府との繋がりが政策決定に影響し、地方政府間の相互作用を変化させると仮定して加えたものである。そし

⁹¹ 預貯金残高総額は、総務省データとして提供される人口1人当たりの預貯金残高が人口総数で除しているため、国勢調査と人口推計により作成される人口総数を用い算出した。

て政治的側面も有する分権化の進展から受ける影響をコントロールする変数として自主財源の割合を用いた。自らの裁量を行使して調達しうる財源の多寡をあらわす自主財源の割合は、地方政府の財政運営の自主性や安定性を図る指標の1つであるため、分権化が進展するほど自主財源の割合が高くなると考えて加えた。つまり、分権化の進展度合いが歳出政策に影響し、裁量を変化させると仮定している。

第2に地域の財政状況、すなわち、地方政府の税収に大きく影響してその財政状況に与える影響を考慮するものとして、財政力指数と同様に地方政府の財政運営状態を表す指標の1つである実質収支比率をコントロール変数として加えた⁹²。これは、財政の運営状況もまた、歳出政策に影響すると仮定したからである。さらに前述したように、都道府県財政分においても歳入面は地方交付税や国庫支出金といった補助金などの移転財源にほとんどの都道府県が大きく依存しているため、地方交付税交付金のうち普通交付税（以下、普通交付税）（百万円）、国庫支出金（百万円）も財政運営状況を表すコントロール変数として加えている⁹³。これは、公共財提供システムとして中心的な役割を担う地方政府の歳出政策を変化させる要因としては、他地域の歳出政策や先に述べた政治的要因だけでなく地域の財政状況や経済状況といった様々なものも考えられるためである。

そして第3には、地域の経済状況、すなわち、公共財需要の地域特性を考慮するものとして、預貯金残高総額（百万円）、第1次産業比率、第3次産業比率、有効求人倍率、若年者比率、高齢者比率、可住地面積1km²当り人口密度（千人）（以下、人口密度）をコントロール変数として用いた。これらのうち、預貯金残高総額（百万円）、第1次産業比率、第3次産業比率、有効求人倍率は地域の経済状況のうち特にその経済構造をあらわす変数と位置付け、若年者比率、高齢者比率、人口密度は人口構造をあらわす変数と位置付け加えた。なお、本章では、地域の経済構造をあらわすコントロール変数として1人当り県民所得ではなく、預貯金残高総額を用いているが、これは、質的近似性をあらわすウェイトとして所得ウェイトを用いていることに加え、1人当り県民所得が他の説明変数と相関が高いためである。よっ

⁹² 実質収支比率は標準財政規模に対する実質収支額の割合を示したものであり、実質収支が赤字の場合は負の数で表される。なお、都道府県であれば3%~5%が一般的には望ましいとされている。本稿の分析対象とした期間内で5%を越えたものは、1980年度の富山県（6.3%）、2003年度の鳥取県（5.8%）、2006年度の東京都（6%）のみである。

⁹³ 本章は現職知事の裁量を扱っているため、普通交付税および国庫支出金（何れも単位は百万円）も都道府県財政分のみとした。そのため、東京都は全期間を通して普通交付税0円となっている。

て、他の説明変数との相関が高くなく、かつ、1 人当り県民所得との相関が高くその代理変数となるものとして、預金残高総額を用いた。

5.3.2 被説明変数

本章では、第 2 章(8)式の地域ウェイト w_{ij} をかけた推定パラメータ β の符号によって示される相互作用が時間の経過により変化すると仮定している。つまり、分権化の進展によって、地方経費の歳出政策について他地域から受ける影響が財政的体制の変化となる分権化前後で変化していると考ええる。したがって、被説明変数としては、地方経費のうち都道府県財政分の歳出決算総額に占める普通建設事業費割合を用いた。これは先に述べたとおり、歳出費目の決算額そのものよりも歳出費目の割合を用いることで予算配分率の決定において地方政府の意思決定者である知事の裁量を反映させることが可能であると考えたからである。特に裁量が働く余地が大きい、あるいは働くと考えられる普通建設事業費は分権化の進展に伴い、地方政府間に確認される相互作用は地方分権一括法施行前後で変化すると仮定した。言い換えれば、地域ウェイト w_{ij} をかけた推定パラメータを β の符号によって示される相互作用は時間の経過により変化すると仮定している。そして、これらの変数を用いて、先に述べたフル・サンプルとサブ・サンプルでの推定をそれぞれ行った。

5.4 分析結果

前節のパネルデータを用い、地方政府の政策決定者である知事の裁量の変化に着目し、財政的体制の変化となる分権化前後でも地方政府間の相互作用が変化したのかについて、地方政府における歳出競争論に依拠した回帰モデルを用いて推定を行った。表 14.は、その推定結果の詳細である。推定結果の詳細からも明らかなように、用いたウェイトにより異なるものの、財政的体制の変化となる分権化前後でも地方政府間の相互作用は時間とともに変化することが示された。よって、本章の裁量性の仮定にしたがって、普通建設事業費の歳出決定における裁量性については分権化前後で変化が生じていることが示された。

また、相互作用の変化のみならず、どの推定パターンでも、地方政府の財政状況や地域の経済状況、および政治的要因からの影響度合いは財政的な体制の変化となる地方分権一括法の施行前後でも変化するものがあることが推定の結果が示された。

以下に主な結果を述べる。

5.4.1 相互作用の変化

地方分権一括法の施行された 2000 年度以降を分権化進展期と位置付け、財政的体制の変化となる分権化前後で歳出政策決定において他地域からの影響、つまり、時間の経過により相互作用が変化したのか、否かについて述べる。相互作用の変化についてまとめた表 13.からも明らかなように、空間的近接性を捉えた距離ウェイトと質的近似性を捉えた所得ウェイトを用いた結果は異なるものとなった。

表 13. 相互作用の変化

期間: 年度	距離ウェイト	所得ウェイト
1980～2012	+	(－)
1980～1999	(＋)	(＋)
2000～2012	(－)	+

注：表中の符号は有意となった β の符号である。ただし、() 付で表している符号は有意とならなかったものである。

出所：推定結果より筆者作成

まず、距離ウェイトを用いた結果から、1980 年度から 2012 年度のフル・サンプルを対象としたとき、有意に $\beta > 0$ となった。したがって、歳出競争論に依拠したこのモデルの仮定にしたがい、この期間においてはその背景に歳出競争が存在していたと考えられる。しかし、この期間を財政的体制の変化のきっかけの 1 つとなる地方分権一括法の施行前後でわけたサブ・サンプルではどちらも有意とならなかった。この結果からは分権化前後で相互作用の変化は生じていない可能性が否めないと考えられる。言い換えれば、分析対象とした期間については、普通建設事業費の歳出政策を決定するにあたり、知事は常に近隣地域の歳出政策からの影響を受けながら、自らの地域の歳出政策を決定している可能性が伺えた。そして、この行動については分権化進展の影響を受けていないと考えられる。

他方、質的ウェイトを用いた結果から、1980 年度から 2012 年度のフル・サンプルでは有意とならなかったものの、本章で分権化の進展期と位置付けた 2000 年度から 2012 年度のサブ・サンプルを対象としたとき、有意に $\beta > 0$ となったことから、歳出競争論に依拠したこのモデルの仮定にしたがい、この期間においてはその背景

に歳出競争あるいはヤードスティック競争が存在していたと考えられる。つまり、地方分権一括法の施行前後で相互作用の変化が生じている可能性が否めない。換言すれば、分権化の進展期では、普通建設事業費の歳出政策を決定するにあたり、知事は質的に同じような地域の歳出政策からの影響を受けながら、自らの地域の歳出政策を決定している可能性が伺えた。そして、この行動は地方分権一括法の施行前には確認できなかったことを踏まえると、分権化進展によって生じた影響とも考えられる。よって、本章の裁量性の仮定にしたがって、普通建設事業費の歳出決定における知事の裁量性については分権化後に変化が生じていることが示されたと考える。次に、その他の変数の主な結果について述べる。

5.4.2 その他変数の結果

まず、知事の政治的キャリアおよび背景といった政治的要因をあらわす代理変数の両ウェイトの結果から、総務省出身であることは仮定のとおりに、地方分権一括法の施行前後で、地方政府の歳出に与える影響が変化している。この影響は分権化が進展前において正の影響が確認されたが、進展期では確認されていない。また、仮定に反し、支持・支援政党が与党であることは分権化進展からの影響は受けず、常に正の影響を持つことが確認された。そして、自主財源の割合は仮定のとおりに分権化進展の影響は受けることが確認されたが、予想に反し、負の影響を持つことが示された。

次いで、地方政府の税収に大きく影響してその地域の財政状況に与える影響をコントロールする変数の両ウェイトの結果は、国庫支出金分権化進展期において負に有意、実質収支比率分権化進展前に正に有意となったことから、地方分権一括法の施行前後で影響が変化したことがそれぞれ示された。なお、普通交付税は全ての推定において負に有意となったため、分権化進展の影響は受けていないことが示された。そして、地域の経済状況、すなわち、公共財需要の地域特性をコントロールする変数の両ウェイトの結果からは、高齢者比率が全ての推定において正に有意となったことから、分権化進展の影響は受けていないことが示された。しかし、第3次産業比率と人口密度については地方分権一括法の施行前後で有意となる符号が逆転している結果を得、若年者比率についても施行後に正に有意となる結果を得たことより、これらは分権化進展の影響を受けている可能性があると考えられる。

これらの結果から、裁量が働く余地が大きい、あるいは働くと考えられる普通建設事業費は、地方政府の財政状況や地域の経済状況、および政治的要因からの影響度合いは財政的な体制の変化となる地方分権一括法の施行前後でも変化するものがあることが示された。

表 14. 推定結果詳細

説明変数	歳出決算総額に占める普通建設事業費								
	距離ウェイト			所得ウェイト			参考: ウェイトを用いないOLS		
	1980～2012	1980～1999	2000～2012	1980～2012	1980～1999	2000～2012	1980～2012	1980～1999	2000～2012
係数	-0.0190 (-0.3514)	0.0992 (1.1754)	-0.1666 * (-1.7968)	0.1678 *** (3.8540)	0.1251 ** (1.9841)	-0.1772 ** (-1.9786)	0.1604 *** (3.7529)	0.1328 ** (2.1356)	-0.1775 ** (-1.9599)
ウェイト	0.5787 *** (4.6371)	0.0986 (0.4967)	-0.2291 (-1.1738)	-0.0390 (-1.2996)	0.0265 (0.7490)	0.0768 * (1.7384)			
総務省ダミー	0.0058 *** (3.2828)	0.0094 *** (4.0565)	-0.0059 (-1.3016)	0.0058 *** (3.2852)	0.0093 *** (4.0815)	-0.0062 (-1.3900)	0.0059 *** (3.3339)	0.0093 *** (4.0234)	-0.0063 (-1.3927)
総務省以外の官僚ダミー	-0.0029 * (-1.6941)	0.0014 (0.6486)	0.0020 (0.7713)	-0.0027 (-1.5298)	0.0015 (0.6670)	0.0018 (0.6680)	-0.0027 (-1.5175)	0.0014 (0.6587)	0.0019 (0.7312)
政党ダミー	0.0034 ** (2.3094)	0.0035 ** (1.9953)	0.0047 ** (2.5716)	0.0036 ** (2.4356)	0.0035 ** (1.9770)	0.0047 ** (2.5659)	0.0036 ** (2.4419)	0.0035 ** (1.9966)	0.0048 *** (2.6116)
自主財源の割合	-0.0497 ** (-2.0589)	0.0152 (0.5066)	-0.1129 *** (-2.5989)	-0.0511 ** (-2.0846)	0.0164 (0.5533)	-0.1196 *** (-2.7456)	-0.0512 ** (-2.0859)	0.0175 (0.5966)	-0.1177 *** (-2.7197)
普通交付税	-0.0000 *** (-5.8715)	-0.0000 *** (-9.1561)	-0.0000 *** (-3.6981)	-0.0000 *** (-5.8102)	-0.0000 *** (-9.2673)	-0.0000 *** (-3.7502)	-0.0000 *** (-5.8735)	-0.0000 *** (-9.2127)	-0.0000 *** (-3.7315)
国庫支出金	-0.0000 *** (-3.5019)	0.0000 (0.0695)	-0.0000 ** (-2.3353)	-0.0000 *** (-3.7857)	0.0000 (0.0890)	-0.0000 ** (-2.3544)	-0.0000 *** (-3.7207)	0.0000 (0.0687)	-0.0000 ** (-2.4381)
実質収支比率	-0.0098 (-0.0915)	0.4528 *** (3.4768)	-0.0480 (-0.3608)	-0.0244 (-0.2225)	0.4521 *** (3.4457)	-0.0533 (-0.4070)	-0.0278 (-0.2531)	0.4562 *** (3.4860)	-0.0380 (-0.2883)
預貯金残高総額	0.0000 *** (7.0683)	0.0000 (0.7756)	0.0000 (1.0650)	0.0000 *** (7.4947)	0.0000 (0.7550)	0.0000 (1.0766)	0.0000 *** (7.4818)	0.0000 (0.7524)	0.0000 (1.2561)
第1次産業比率	0.4296 *** (4.2523)	0.2153 * (1.7547)	-0.4200 (-0.6832)	0.3868 *** (3.8179)	0.2000 (1.6320)	-0.2480 (-0.4174)	0.3805 *** (3.7613)	0.2098 * (1.7154)	-0.3334 (-0.5594)
第3次産業比率	-0.0288 (-0.8142)	0.1753 *** (3.6721)	-0.1033 * (-1.7717)	-0.0407 (-1.1606)	0.1742 *** (3.6760)	-0.0981 * (-1.7078)	-0.0431 (-1.2301)	0.1736 *** (3.6738)	-0.1025 * (-1.7691)
有効求人倍率	0.0246 *** (6.8240)	0.0031 (0.7883)	0.0108 (1.5123)	0.0263 *** (7.2825)	0.0030 (0.7642)	0.0122 * (1.7008)	0.0261 *** (7.2848)	0.0031 (0.7940)	0.0118 * (1.6664)
若年者比率	0.3949 *** (2.9522)	-0.0310 (-0.1825)	1.9364 *** (4.7354)	0.3522 *** (2.6080)	-0.0464 (-0.2696)	1.9434 *** (4.8515)	0.3488 ** (2.5809)	-0.0481 (-0.2798)	1.9140 *** (4.7189)
高齢者比率	0.5773 *** (5.5260)	1.1482 *** (6.3510)	0.4810 ** (2.2724)	0.5476 *** (5.3596)	1.1417 *** (6.3558)	0.4025 ** (2.0558)	0.5425 *** (5.3004)	1.1486 *** (6.3669)	0.3832 * (1.9419)
人口密度	-0.0019 (-0.1892)	-0.0526 *** (-3.5585)	0.1522 *** (8.6922)	0.0016 (0.1505)	-0.0517 *** (-3.6093)	0.1462 *** (9.2277)	0.0015 (0.1415)	-0.0519 *** (-3.6139)	0.1430 *** (9.0991)
sample	1551	940	611	1551	940	611	1551	940	611
Adjusted R-squared	0.9399	0.9336	0.9427	0.9390	0.9337	0.9429	0.9389	0.9337	0.9427

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

5.5 本章のまとめ

本章は、財政的な体制の変化の中で地方政府の政策決定者である知事の裁量が変化するか否かについて着目し、歳出政策決定における他地域からの影響、すなわち、地方政府間の相互作用が分権化の進展という時間の経過により変化するのか否かについて検証することを目的とした。そして、決算額そのものよりもその割合でみた方が、予算配分率の決定において地方政府の意思決定者である知事の裁量を反映させることが可能であると考えたため、歳出決算総額に占める普通建設事業費の割合を用いた推定を行った。なお、先にも述べたとおり、分権化についてはこれまで多くの議論がなされているが、本章では、地方分権一括法の施行された 2000 年度以降を分権化進展期と位置付けた。以下に前節の繰り返しとなるが相互作用の変化に対する考察のまとめを述べる。

まず、距離ウェイトを用いた結果からは、有意に $\beta > 0$ となったことから、地方政府間の相互作用の背景に歳出競争が存在する可能性が示された。しかし、地方分権一括法の施行前後でわけたサブ・サンプルではどちらも有意とならなかった。したがって、分権化前後での相互作用の変化は生じていないと考えられる。すなわち、普通建設事業費の歳出政策を決定するにあたって、知事は常に近隣地域の歳出政策からの影響を受けながら、自らの地域の歳出政策を決定しており、この行動については分権化進展の影響、つまり、財政的体制の変化による影響を受けていないことが示唆された。

他方、分権化後の質的ウェイトを用いた結果のみ有意に $\beta > 0$ となったことから、その背景に歳出競争、あるいはヤードスティック競争が存在していたことが示されたため、地方分権一括法の施行前後で相互作用の変化が生じた可能性があると考えられる。このことから、分権化の進展期には普通建設事業費の歳出政策を決定するとき、知事は質的に同じような地域の歳出政策からの影響を受けながら自らの地域の歳出政策を決定しており、分権化進展前には生じていなかったこの行動については、財政的体制の変化からの影響を受けている可能性が示された。

本章では、裁量性の変化は地方政府間の相互作用の変化にあらわれると仮定している。そして、知事の歳出に関する裁量が分権化推進によって拡大した歳出面で戦略的な政策決定が行える余地であるならば、これらの推定結果より、普通建設事業費の歳出決定における知事の裁量性は分権化後に変化が生じることが示されたと考

える。加えて、ヤードスティック競争である可能性が示されたことから普通建設事業費と普通建設事業費のうち単独事業費を扱った第 3 章と対象とする期間および費目は異なるものの、整合的であると考えられる。

以上、第 3 章から 5 章の推定結果を踏まえ、次章にて本論のまとめを述べる。

6. おわりに

本論の目的は、地方政府の財政政策のうち政策決定における相互作用について歳出面に対する政治的体制の変化からの影響と財政的体制の変化からの影響とに着目し、(1) 歳出政策に関する地方政府間の相互作用の背景が何であるのかを明らかにすること(第3章)と、(2) 歳出費目別歳出政策の決定と知事の政治的経歴との関係を明らかにすること(第4章および補論3)、そして、(3) 相互作用は時間の経過とともに変化するかについて(第5章および補論4)の3つであった。そのために、地方政府における歳出競争論に依拠したモデルによって、政治過程および分権化過程を含んだ統計的な手法を用いた実証分析を行った。

なぜなら、近年、わが国の地方政府においても歳出面では自主的・裁量的な政策選択しうる範囲は広がりつつあるが、そのことで、地方政府間において歳出政策の相互依存といった外部性を生じさせてしまう可能性が高まったためである。また、これまでの地方政府間の相互作用を扱った歳出競争論に依拠する数多くの研究では、相互に示された反応が有意に正となった場合、その相互作用の要因が歳出競争であるのかヤードスティック競争であるのかの識別を行うことについてあまり議論がなされていない。加えて、地方政府の意思決定の最高責任者である知事の政治的経歴からの影響や、55年体制の終焉を契機とする政治的体制やの変化、地方分権一括法を契機とする財政的体制の変化からの影響などを受け、地方政府間の相互作用が時間の経過とともに変化する蓋然性についても十分な議論の蓄積なされているとはいえない。そのため、これらを明らかにすることで、わが国の地方政府の政策決定について、よりいっそう明らかにすることができると考えた。そして、わが国でも知事の裁量性を高めることで地方政府間の政策競争を促すことができ、財政の効率化や社会厚生 of 改善につながることを確認できると考えられる。

まず、第2章の「基本モデル」では、本論における歳出の外部性の分類と本論の基本となる歳出競争論に依拠したモデルについて、その理論的な枠組みと分析モデル、および用いるウェイトについて述べた。この歳出競争論に依拠したモデルは、他地域の歳出水準の決定が自地域の歳出政策の決定に影響し、戦略的行動をとらせるのかについて調べるものである。そして、地方政府間でとられる政策行動が戦略的であるならば、補完となっているのか、あるいは代替となっているのかについて確認を行うことを目的としたものである。なお、この回帰モデルには2つの基本となるモデル(要素が移動しないモデルと要素が移動するモデル)がある。これらの理論的枠組みと、地方政府間のそれぞれの反応を、地方政府間の相互連関における戦略的代替と戦略的補完として説明を行った。さらに、基本モ

デルとなる回帰モデルに内在する計量経済学上の 3 つの諸問題、すなわち「同時性による内生性」の問題、「空間誤差の依存性」の問題、「説明変数 X_i と攪乱項の相関」の問題、と先行研究の中でこれらの問題を解決するため提示されている解決策について解説した。先行研究の中で提示されたこれらの解決策をベンチマークとし、本論では、タイムラグを用いることに加え、パネルデータによる二元配置誤差構成要素 (two-way error component) モデルでの推定を行うことで、先に述べた計量経済学上の諸問題への対処を行った。その上で、分析モデルにおけるウェイトの考え方と推定結果として得られる β の符号の読み方について検討した。それというのも、自地域 (第 i 地域) と他地域 (第 j 地域) の相互連関の方向が、地域特性をあらわす指標によってウェイトづけられた β の符号より示されているからに他ならない。したがって、本論で用いるウェイトは、空間的近接性を捉えるウェイトとして距離ウェイトを、質的近似性を捉えるウェイトとして所得ウェイトとした。

第 3 章の「歳出政策における相互作用の識別」は、第 2 章で示した地方政府における歳出競争論に依拠したモデルに関する実証分析を行うことで、「(1) 歳出政策に関する地方政府間の相互作用の背景が何であるのか」について確認した。そして、わが国でも長期にわたって再選を確実にしたい知事は、ヤードスティック競争を背景とした近隣地域の政策を意識した行動をとっている可能性が認められた。

具体的には、Esteller-Moré and Rizzo (2010) を基本とし、先行研究と同様に反応関数を推定することで、わが国の政策競争における相互作用の識別が可能であるか否かについて分析を行った。その際、サンプルの分割を行う方法として、新たに、知事の当選回数の多寡を基準とすることによって相互作用の識別方法を示した。そして、当選回数の多寡を基準として分割したサブ・サンプルごとに、空間的近接性と質的近似性とをそれぞれ捉えたウェイトを用いて推定を行い、それぞれの反応関数の係数の結果からその相互作用が歳出競争であるのか、あるいはヤードスティック競争であるかの識別を行っている。なお、フル・サンプルを分割する方法であるが、これは Esteller-Moré and Rizzo (2010) の多選制限有無を基準とする発想を踏襲するものである。しかしながら、周知のとおり、わが国では多選制限有無の基準は存在していない。そのため、当選回数は再選結果を示すものではないが、知事の当選回数の多寡を当選意欲、すなわち、再選誘因とみなし、当選回数が 3 回以上であるか未満であるかをサンプルの分割基準とした。加えて、知事の当選回数を見ることによって、当該地域の政治的傾向を捉えることも可能であると仮定した。この理由は、当選回数が 3 回未満の知事は、当選回数を増やすことによるメリットがより大きな

るため、当選意欲もより強くなると考え、他方、当選回数が3回以上の知事は、既に政治的な影響力を確かなものとし、年金の受給資格も得ており、当選回数を増やすことで得る追加的なメリットは相対的に小さいと考えたためである。そして推定の結果、限定的ではあるが、当選回数3回未満のグループにて55年体制崩壊後となる1996年度から2008年度の普通建設事業費単独事業費は、本章の仮定に基づきその相互作用の背景がヤードスティック競争であると識別した。これにより、裁量の働く余地が大きいと考えられる普通建設事業単独事業費の歳出決定の相互作用の背景には、類似団体に対する住民の参照行動が存在すること、すなわち、ヤードスティック競争モデルと整合的な行動がとられているという結果を得た。つまり、わが国でもヤードスティック競争にもとづいた都道府県間の政策競争によって、住民の意向が反映されるという意味において財政の効率化がなされ、社会厚生 of 改善につながる可能性が高まったと考えられる。しかし、知事の行動そのものを厳密に捉える、言い換えれば、任期を重ねることによって現職知事の行動に変化が生じるのか否か、また生じたならば、任期という点から同じ立場にある他の知事の政策がどのような影響を与えているのかについては確認できていない。

そこで、続く第4章「歳出政策の決定要因の検証」では、前章と同じモデルを用いて55年体制の崩壊を契機とした政治的体制の変化の中で「(2) 歳出費目別歳出政策の決定と知事の政治的経歴との関係を明らかにすること」について検証を行った。分析の結論としては、わが国でも在職年数そのものが知事の政策決定に影響し、何期目であるかによって行動が変化すること、そして、歳出総額全体でみれば、長期政権の傾向が見受けられる地域では、知事を再選させるという投票行動（住民の意思決定）によって、都道府県における効率的な財政運営を促しうる可能性があると示された。また、わが国における先行研究となる小林・近藤（2008）で導き出された「長期政権下では経験が蓄積され、財政運営が効率化する可能性がある」という結論もまた安定的ではなく、分析対象とする期間により導き出される結果が変化することが確認された、つまり、どの時期における長期政権であるのか、あるいは短期政権であるのかによって長期政権、あるいは短期政権であることの効果は変化するという結論を得た。

具体的には、長期政権となる知事を好むか、あるいは短期政権となる知事を好むのかという地域性に着目し、任期という点から同じ立場にある他の知事の政策から影響を受けるのか、すなわち、歳出面の財政的外部性の効果が地域外におよぶのかについて、歳出競争論に基づいたモデルによって政権交代前後の期間を対象として回帰分析を行った。推定の

結果、その影響は歳出費目によって異なるものの、政策決定者である知事の任期が歳出政策決定に対して影響することが確認された。そして、短期政権の傾向が見受けられる地域と長期政権の傾向が見受けられる地域とに都道府県をタイプ分けして比較した場合、長期政権の傾向が見受けられる地域、すなわち、経験の蓄積が行われた地域では、知事を再選させるという投票行動を通じた住民の意思決定によって地方政府における効率的な財政運営を促しているとも考えられる。一方、短期政権の傾向が見受けられる地域において財政歳出が増えていることから、予算のばらまきが行われた、あるいは長期にわたって政権をとることの弊害の 1 つとされる利益誘導による歳出の増加が生じた可能性が示された。これは第 3 章で費目は異なるものの同じ期間を扱った際、任期が短いグループでヤードスティック競争が確認されたことと反した結果が示されたといえる。しかし、ヤードスティック競争が厚生改善をもたらすものという側面から論ずるならば、この結果が整合的である可能性も否めない。また、推定の結果から、わが国でも体制崩壊後では、引退を行う際に何らかの政治的影響力を残すために歳出総額を増加させる傾向が伺えた。よって、ここでも在職年数以外の知事の政治的背景も影響を持つことが示された。なお、個々の知事の在職年数の違いによる行動が変化については補論 3 にて非線形モデルによる回帰分析を行った。

最後に、第 5 章の「歳出政策の相互作用の変化」では、地方分権改革が進み、地方自治体を取り巻く財政制度がより自律的なものへ変化した後、すなわち財政的体制の変化する中で「(3) 歳出競争論に依拠したモデルを用いて、相互作用が時間の経過とともに変化するか」についての検証を行った。そして、普通建設事業費の歳出決定における知事の裁量性が分権後に変化し、ヤードスティック競争と整合的な傾向が顕在化したことが示された。

具体的には、歳出決算総額に占める普通建設事業費の割合を用い、第 3 章および第 4 章と同じ歳出競争論に基づいたモデルでの推定を行った。これは、決算額そのものよりもその割合でみた方が、予算配分率の決定において地方政府の意思決定者である知事の裁量を反映させることが可能であると考えたためである。また、先にも述べたとおり、分権化についてはこれまで多くの議論がなされているが、本章では、地方分権一括法の施行された 2000 年度以降を分権化進展期と位置付けた。そして、知事の歳出に関する裁量が分権化推進によって拡大した歳出面で戦略的な政策決定が行える余地であるならば、普通建設事業費の歳出決定における知事の裁量性は分権化後に変化が生じたことが示されたと考える。加えて、ヤードスティック競争である可能性が示されたことから、普通建設事業費と普通

建設事業費のうち単独事業費を扱った第3章と対象とする期間および費目は異なるものの、整合的であると考え。さらに、相互作用の変化のみならず、どの推定パターンでも、地方政府の財政状況や地域の経済状況、および政治的要因からの影響度合いについては財政的な体制の変化となる地方分権一括法の施行前後でも変化することが示された。しかしながら、本格的な税源移譲の行われていない現在の状況下では、中央政府からの地方税交付金や国庫支出金の影響が大きいと、得られた推定結果が戦略的行動によって生じたものというよりも、これらの補助金行政の効果が反映されている可能性についても今後、検討が必要である。なお、補論4にて政治的体制が変化する中での地方政府間の相互作用の変化について検証を行った。

これらの結果より、地方政府の政策決定において、裁量の働く余地が大きいと考えられる普通建設事業費については、普通建設事業単独事業費の歳出決定の相互作用の背景がヤードスティック競争であると本論での仮定に従い識別された。これによって、わが国においても、ヤードスティック競争モデルにて仮定される類似地域に対する住民の参照行動をとることが確認された。そして、政治的体制の変化した中で、長期政権の傾向が見受けられる地域では、知事を再選させるという投票行動（住民の意思決定）によって都道府県における効率的な財政運営を促しうる可能性と、知事の政治的経歴が地方政府の歳出政策の選択に影響を与えうることを示唆された。これらのことから、わが国の地方政府の政策決定における外部性の重要な要因に政治が存在し、特に、知事の政治的な影響力は軽視できないものであると考える。そして、その相互作用は時間の経過とともに変化することを確認した。また、分権化前後の財政的体制が変化する中でも、普通建設事業費の歳出決定においてその相互作用は時間の経過とともに変化することと分権化後にヤードスティック競争と整合的な傾向が顕在化したことも確認された。

つまり、わが国の地方自治体の政策決定では、自律的な個々の団体の意思決定の相互作用が重要な役割を果たしており、その背景には、住民による他団体の参照行動や、住民が強い知事を作ろうとしている行動などが隠されていたことが示唆されたと考える。一般に、わが国は中央集権的な国家であると考えられているが、地域住民による突き上げに動かされる地方自治体の自律的な意思決定を軽視することはできないこととなる。

したがって、わが国でも知事の裁量性を高めることで、ヤードスティック競争にもとづいた地方自治体間の政策競争をいっそう強めること、また、各団体の政策へ地域住民の意向をいっそう反映させることによって、財政の効率化や社会厚生 of 改善を促す可能性があ

と考えられる。そのためには、今後、政治の変化が地方政府の政策決定に対し良い影響をもたらすか、あるいは悪い影響をもたらすかを検証し、加えて、分権化進展の影響についても長期的な検証を行っていく必要がある。さらに、地方自治体間の相互作用は時間の経過とともに変化することも示されたことから、これらの議論を蓄積していくことがわが国の地方財政の健全化への 1 つの要素となると考える。

謝辞

本研究を遂行し、学位論文をまとめるにあたり、多くの方々よりご指導ならびに助言を賜りました。退官されるまで主指導教員であり、学部ゼミより長年にわたって真摯なご指導をいただいた青山学院大学の堀場勇夫名誉教授に深く感謝しております。社会人学生として経済学部二部に入学した私が、研究活動が続けることができたのは、時に厳しく、時に寛大に、そして常に的確なアドバイスを戴いたことに心より感謝しております。ご多忙の中、学位論文審査においても貴重なご指導と今後の研究に関する貴重なご助言を戴いた大阪経済法科大学の中井英雄教授、関東学院大学の望月正光教授に心より感謝申し上げます。また、博士課程での論文執筆において多大なご支援、ご指導を賜りました青山学院大学の中川辰洋教授に深く感謝いたします。

宮原勝一教授には博士前後期課程を通じて副指導教員として、特に計量分析の詳細なご指導を戴きました。改めて感謝申し上げます。吉岡祐次准教授にも理論面での丁寧な指導と論文構成へのアドバイスを戴きましたことに心より感謝しております。博士前期課程では中村まづる教授より副指導教員としてご指導を戴きましたこと、感謝いたします。そして、堀場名誉教授の退官後に快く指導教員をお引き受けいただいた西川雅史教授、副指導教員をお引き受けいただいた高橋朋一教授の両教授にはお忙しい中、熱心に指導をしていただきましたこと、深く感謝いたします。

学会報告で討論者を引き受けてくださいました、京都産業大学の菅原宏太教授、株式会社ニッセイ基礎研究所の石川達哉主任研究員、東洋大学の中澤克佳教授、西南学院大学の近藤春生教授と上智大学の中里透准教授から数々の有益なコメントや助言をいただきました。また、学会誌採択の過程では、匿名の査読者の先生方から大変建設的なご意見をいただきました。

また、本研究を行うにあたり、外部研究会への参加および報告の機会をいただきましたことも感謝いたします。特に、明治学院大学の江川雅司教授、中央大学の篠原正博教授、独協大学の野村容康教授や立正大学の川口真一教授をはじめとする多摩財政研究会の諸先生方、そして愛知大学の國崎稔教授をはじめとする財政外部性研究会の諸先生方には深く感謝しております。

なにより、同じ指導教員のもと先輩として研究内容への的確なアドバイスと指導をしていただいた千葉経済大学の河原礼修専任講師に心から深く感謝いたします。

最後になりますが、学位授与を心待ちにしながら、平成 27 年 4 月 25 日に永眠した父にこの論文をささげるとともに、いつも心の支えとなってくれた母に深い感謝の意を表して謝辞といたします。

参考文献

- Alt, J., E. Bueno de Mesquita and S. Rose (2011) “Disentangling Accountability and Competence in Elections: Evidence from U.S. Term Limits”, *The Journal of Politics*, 73 (1), pp. 171-186.
- Allers, M. A. and J. P. Elhorst (2005) “Tax Mimicking and Yardstick Competition among Local Governments in the Netherlands”, *International Tax and Public Finance*, 12, pp.493-513.
- Ansolabehere, S. and J. M. Snyder (2004) “Using term limits to estimate incumbency advantages when officeholders retire strategically”, *Legislative Studies Quarterly*, 29 (4), pp.487-515.
- Baker, T. J. and D. M. Hedge (2013) “Term Limits and Legislative-Executive Conflict in the American States”, *Legislative Studies Quarterly*, 38 (2), pp.237-258.
- Bartolini, D. and R. Santolini (2011) “Political yardstick competition among Italian municipalities on spending decisions”, *The Annals of Regional Science*, 49 (1), pp.213-235.
- Beck, N., and J. Katz (1995) “What to do (and not to do) with Time-Series Cross-Section Data”, *The American Political Science Review*, 89 (3), pp.634-647.
- Besley, T. and A. C. Case (1995a) “Incumbent Behavior: Vote-Seeking, Tax-Setting, and Yardstick Competition”, *American Economic Review*, 85 (1), pp.25-45.
- Besley, T. and A. C. Case (1995b) “Does electoral accountability affect economic policy choices? Evidence from gubernatorial term limits”, *Quarterly Journal of Economics*, 110 (3), pp.769-798.
- Besley, T. and A. C. Case (2003) “Political Institutions and Policy Choices: Evidence from the United States”, *Journal of Economic Literature*, 41 (1), pp.7-73.
- Bessho, S. and K. Terai (2011) “Competition for private capital and central grants: the case of Japanese industrial parks”, *Economics of Governance*, 12 (2), pp.135-154.
- Brueckner, J. K. (1998) “Testing for strategic interaction among local governments: The case of growth controls”, *Journal of Urban Economics*, 44 (3), pp.438-467.
- Brueckner, J. K. (2003) “Strategic Interaction Among Governments: An Overview of

- Empirical Studies”, *International Regional Science Review* 26 (2), pp.175-188.
- Brueckner, J. K. (2006) "Strategic interaction among governments", *A Companion to Urban Economics*, Blackwell Publishing Ltd, pp.332-347.
- Carey, J. M., R. G. Niemi, L. W. Powell, G. F. Moncrief. (2006) “The Effects of Term Limits on State Legislatures: A New Survey of the 50 States”, *Legislative Studies Quarterly*, 31 (1), pp.105-134.
- Case, A. C., H. S. Rosen, and J. R. Hines (1993) “Budget spillovers and fiscal policy interdependence: Evidence from the states”, *Journal of Public Economics*, 52 (3), pp.285-307.
- Claudio, F. and F. Finan (2011) “Electoral Accountability and Corruption: Evidence from the Audits of Local Governments”, *American Economic Review*, 101 (4), pp.1274-1311.
- Costa-Font, J., F. De-Albuquerque and H. Doucouliagos (2014) “Do jurisdictions compete on taxes? A meta-regression analysis”, *Public Choice*, 161 (3), pp.451-470.
- Cummins, J. (2013) “The Effects of Legislative Term Limits on State Fiscal Conditions”, *American Politics Research*, 41 (3), pp.417-442.
- Dal Bó, E. and M. A. Rossi (2011) “Term Length and the Effort of Politicians”, *Review of Economic Studies*, 78 (4), pp.1237–1263.
- Dandoy, R. and A. H. Schakel (Ed.) (2013) *Regional and National Elections in Western Europe: Territoriality of the Vote in Thirteen Countries (Comparative Territorial Politics)*, Palgrave Macmillan.
- Devereux, M.P., B. Lockwood and M. Redoano (2007) “Horizontal and vertical indirect tax competition: Theory and some evidence from the USA”, *Journal of Public Economics*, 91 (3-4), pp.451-79.
- Devereix, M. P., B. Lockwood and M. Redoano (2008) “Do Countries Compete over Corporate Tax Rates? ”, *Journal of Public Economics*, 92 (5-6), pp.1210-1235.
- Donovan, C. (2010) “Direct democracy, term limits, and fiscal decisions in U.S. municipalities”, Paper presented at the 49th Annual Meeting of the Western Regional Science Association, Sedona, AZ.

- Erler, H.A. (2007) "Legislative term limits and state spending", *Public Choice*, 133 (3), pp.479-494.
- Ermini, B. and R. Santolini (2010) "Local Expenditure Interaction in Italian Municipalities: Do Local Council Partnerships Make a Difference?", *Local Government Studies*, 36 (5), pp.655-677.
- Esteller-Moré, A., and L. Rizzo (2010) "Politics or Mobility? evidence from US excise taxation", *Document de treball de l'IEB* 2010/3.
- Fiva, J. H. (2006) "New evidence on the effect of fiscal decentralization on the size and composition of government spending", *FinanzArchiv*, 62 (2), pp.250-280.
- Fox, W. F., B. C. Hill and M. N. Murray (2014) "Vertical Competition, Horizontal Competition, and Mobile Capital: An Empirical Investigation", *Public Finance Review*, pp.1-27.
- Fox, J. (2007) "Government Transparency and Policymaking", *Public Choice*, 131 (1), pp.23-44.
- Fredriksson, P. G. and D. L. Millimet (2002) "Strategic interaction and the determinants of environmental policy across US states", *Journal of Urban Economics*, 51 (1), pp.101-122.
- Garri, I. (2010) "Political short-termism: a possible explanation", *Public Choice*, 145 (1), pp.197-211.
- Gérard, M., H. Jayet and S. Paty (2010) "Tax interactions among Belgian municipalities: Do interregional differences matter?", *Regional Science and Urban Economics*, 40 (5), pp.336-342.
- Hayashi, M. and R. Boadway (2001) "An empirical analysis of intergovernmental tax interaction: The case of business income taxes in Canada", *Canadian Journal of Economics*, 34 (2), pp.481-503.
- Johnson, J. M. and W. M. Crain (2004) "Effects of term limits on fiscal performance: Evidence from democratic nations", *Public Choice*, 119 (1), pp.73-90.
- Keele, L., N. Malhotra and C. H. McCubbins (2013) "Do term limits restrain state fiscal policy? Approaches for causal inference in assessing the effects of legislative institutions", *Legislative Studies Quarterly*, 38 (3), pp.291-326.

- Lambert M. S., M. T. Tennoe and S. F. Henssonow (Ed.) (2011) *Second-Order Elections: European Economic Community, First-Order Elections, European Union*, Betascript Publishing.
- Leibrecht, M., and C. Hochgatterer (2012) "Tax competition as a cause of falling corporate income tax rates: A survey of the empirical literature", *Journal of Economy Surveys*, 26 (4), pp.616–648.
- LeSage, J. P. and M. M. Fischer (2008) "Spatial growth regressions: Model specification, estimation and interpretation", *Spatial Economic Analysis*, 3 (3), pp.275-304.
- Lewis, D. (2012) "Legislative Term Limits and Fiscal Policy Performance", *Legislative Studies Quarterly*, 37 (3), pp.305-328.
- Lockwood, B. (2005) "Fiscal Decentralization: A Political Economy Perspective", Working Paper, *Warwick economic research papers*, No.721.
- López, E. J. (2003) "Term limits: Causes and consequences", *Public Choice*, 114 (1), pp.1-56.
- Mooney, C. Z. (2009) "Term limits as a boon to legislative scholarship: a review", *State Politics & Policy Quarterly*, 9 (2), pp.204-228.
- Murdoch, J. C., T. Sandler and K. Sargent (1997) "A tale of two collectives: sulphur versus nitrogen oxide emission reduction in Europe", *Economica*, 64 (2), pp.281-301.
- Overesch, M. and J. Rincke (2011) "What Drives Corporate Tax Rates Down? A Reassessment of Globalization, Tax Competition and Dynamic Adjustment to Shocks", *Scandinavian Journal of Economics*, 113 (3), pp.579-602.
- Revelli, F. (2005) "On Spatial Public Finance Empirics", *International Tax and Public Finance*, 12 (4), pp.475-492.
- Salmon, P. (1987) "Decentralisation as an Incentive Scheme", *Oxford Review of Economic Policy*, 3 (2), pp.24-43.
- Shleifer, A. (1985) "A theory of yardstick competition", *Rand Journal of Economics*, 16 (3), pp.319-327.
- Smart, M. and D. M. Sturm (2013) "Term limits and electoral accountability",

- Journal of Public Economics*, 107, pp.93-102.
- Tabarrok, A. (1994) “A survey, critique, and new defense of term limits”, *Cato Journal*, 14, pp.667-703.
- Tien, C. (2001). “Representation, Voluntary Retirement, and Shirking in the Last Term”, *Public Choice*, 106 (1), pp.117-130.
- Will, G. F.(1992) *Restoration: Congress, Term Limits, and the Recovery of Deliberative Democracy*. New York: Free Press.
- Wildasin, D. E. (1988) “Nash Equilibria in Models of Fiscal Competition”, *Journal of Public Economics*, 35 (2), pp.229-240.
- Wilson, J. D. (1986) “A theory of interregional tax competition”, *Journal of Urban Economics*, 19 (3), pp.296-315.
- Wooldridge, J. M, (2008) *Introductory Econometrics: A Modern Approach Fourth Edition*, South-Western, Cengage Learning.
- Yakovlev, P., M. S. Tosun. and W. P. Lewis (2012) “Legislative Term Limits and State Aid to Local Governments”, *Institute for the Study of Labor (IZA) Discussion Paper Series*, No. 6456.
- Yakovlev, P., M. S. Tosun. and W. P. Lewis (2015) “State Government Finances and Legislative Term Limits Revisited”, *Institute for the Study of Labor (IZA) Discussion Paper Series*, No. 89557.
- Zodrow, R. G. and P. Mieszkowski (1996) “Pigou, Tiebout, Property Taxation, and the Underprovision of Local Public Goods”, *Journal of Urban Economics*, 19 (3), pp.356-370.
- 赤井伸郎・佐藤主光・山下耕治 (2003) 「地方交付税制度に潜むインセンティブ効果—ボランティア費用関数による検証—」『地方交付税の経済学』有斐閣, 第 5 章, pp.139-159.
- 猪口孝(1983)『現代日本政治経済の構図—政府と市場—』東洋経済新報社.
- 大島考介・國崎稔・菅原宏太 (2008) 「固定資産税の土地評価に関する自治体間相互依存の実証分析」『愛知大学経済論集』(愛知大学) 第 176 巻, pp.1-19.
- 小川光 (2006) 「地方政府間の政策競争—税・支出の競争と外部効果—」『フィナンシャルレビュー』No.82, 財務省財務総合研究所, pp.10-36.

- 貝塚啓明・財務省財務総合政策研究所（編著）（2008）『分権化時代の地方財政』中央経済社.
- 金田美加（2013）「わが国の政策競争における相互作用の識別—普通建設事業単独事業費を用いた実証分析—」『大都市制度・震災復興と地方財政』日本地方財政学会研究叢書 20 号, 勁草書房, pp.103-124.
- 金田美加（2014）「知事の任期が地方財政に与える影響—地方政府の歳出（都道府県財政分）を用いた実証分析—」日本地方財政学会第 22 回大会報告論文・mimeo.
- 金田美加（2015a）「知事の政治的経歴が政策選択に与える影響」『青山経済論集』青山学院大学経済学会 第 67 巻第 1 号, pp.1-29.
- 金田美加（2015b）「歳出構造の変化と相互作用の変化—地方政府の性質別歳出を用いた実証分析—」『青山経済論集』青山学院大学経済学会 第 67 巻第 2 号, pp.1-30.
- 金田美加（2015c）「分権化と知事の裁量性的変化」日本財政学会第 72 回大会報告論文・mimeo.
- 北村行伸(2005)『パネルデータ分析』岩波書店.
- 木寺元（2012）『地方分権改革の政治学—制度・アイディア・官僚制—』有斐閣.
- 小林良彰(1997)『現代日本の政治過程—日本型民主主義の計量分析—』東京大学出版会.
- 小林航・近藤春生（2008）「知事の在職期間と財政運営」『財政再建と財政改革』日本財政学会 財政研究 第 4 巻,有斐閣, pp.218-232.
- 小西秀樹(2009)『公共選択の経済分析』東京大学出版会.
- 近藤春生（2006）「地方財政支出に関する政治経済分析」PRI Discussion Paper Series (No.06A-16).
- 近藤春生（2007）「社会資本における政治経済学的側面」KUMQRP DISCUSSION PAPER SERIES DP2007-005.
- 近藤春夫（2010）「地方財政運営の時系列分析 —都道府県財政における歳入・歳出関係—」『経済学論集』第 44 巻 4 号, 西南学院大学学術研究所, pp.141-158.
- 齊藤淳（2010）『自民党長期政権の政治経済学—利益誘導政治の自己矛盾—』勁草書房.
- 齊藤慎（1989）『政府行動の経済分析—国・地方の相互依存関係を中心として—』創文社.
- 佐藤主光（2006）「政府間財政関係の政治経済学」『フィナンシャルレビュー』No.3, 財務省財務総合研究所, pp.103-137.
- 菅原宏太・國崎稔（2005）「都道府県の歳出決定における相互連関の検証」『日本財政学

会第 62 回報告論文』.

菅原宏太・國崎稔 (2006) 「財政競争の実証分析—日本の都道府県のケース—」『経済論集』(愛知大学) 第 171 卷, pp.1-29.

菅原宏太 (2008) 「地方財政制度の改革と地方歳出構造の変化」Discussion Paper Series (No.2008-03).

鷲見英司 (2000) 「補助金の地域配分における政治・官僚要因の検証」『三田学会雑誌』93(1), pp.33-50.

砂原庸介 (2006) 「地方政府の政策決定における政治的要因の影響—制度的観点からの分析—」日本財政学会編『少子化時代の政策形成』(財政研究第 2 卷) 有斐閣, pp.161-178.

総務省 (2007) 「首長の多選問題に関する調査研究会報告書」.

曾我謙悟・待鳥聡史 (2007) 『日本の地方政治— 二元代表制政府の政策選択—』名古屋大学出版会.

田中宏樹 (2013) 『政府間競争の経済分析—地方自治体の戦略的相互依存の検証—』勁草書房.

千木良弘朗・早川和彦・山本拓(2011) 『動学的パネルデータ分析』知泉書館.

土井丈朗(2000) 『地方財政の政治経済学』東洋経済新報社.

中澤克佳 (2007) 「地方公共需要関数の推定を通じた費目別歳出の構造の検証」『三田学会雑誌』100 卷 3 号, pp.233-254.

長峯純一・片山泰輔 (編著) (2001) 『公共投資と道路政策』勁草書房.

西川雅史・林正義 (2006) 「政府間財政関係の実証分析」『フィナンシャルレビュー』第 82 卷, 財務省財務総合研究所, pp.197-222.

林宜嗣 (2006) 『新・地方分権の経済学』日本評論社.

東裕三・西垣泰幸 (2013) 「地方政府間におけるヤードスティック競争の実証分析」『社会科学研究年報』(龍谷大学) 第 43 号, pp.21-33.

樋渡展洋・斉藤淳 (編著) (2011) 『政党政治の混迷と政権交代』東京大学出版会.

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, pp.20-33, 勁草書房.

堀要 (1996) 『日本政治の実証分析』東海大学出版会.

堀場勇夫 (1999) 『地方分権の経済分析』東洋経済新報社.

- 堀場勇夫 (2008)『地方分権の経済理論：第1世代から第2世代へ』東洋経済新報社.
- 待鳥聡史 (2012)『首相政治の制度分析—現代日本政治の権力基盤形成—』千倉書房.
- 松本睦 (2006)「政府間税競争の理論—資本税競争を中心として—」『フィナンシャルレビュー』第82号, 財務省財務総合研究所, pp.37-78.
- 矢吹初 (1993)「地方政府の歳出構造の均一性について—わが国における実証的考察—」『公共選択の研究』第21号, pp.54-60, 勁草書房.
- 湯之上英雄・倉本宜史・小川亮 (2012)「交付・不交付団体における歳出構造の相違に関する実証分析」, 齊藤愼(編)『地方分権化への挑戦—「新しい公共」の経済分析—』, 大阪大学出版会, 第4章, pp.77-98.
- 吉田素教・赤井伸郎 (2003)「地方財政需要の見直しによる地方財政健全化シミュレーション—基準財政需要の算定手法を用いた地方交付税と国庫支出金の削減—」『会計検査研究第27号』会計検査院, pp.61-88.

参考資料・参照 URL

- 国土地理院 HP (URL: <http://www.gsi.go.jp/KOKUJYOHO/kenchokan.html>)
- 全国知事会 HP (URL: <http://www.nga.gr.jp/app/chijifile/>)
- 総務省(各実施年)『国勢調査報告』
(URL: <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/GL02100104.do?tocd=00200521>)
- 総務省「指定都市一覧」(URL: http://www.soumu.go.jp/main_sosiki/jichi_gyousei/bunken/shitei_toshi-ichiran.html)
- 総務省(各年度版)『住民基本台帳人口移動報告年報』総務省統計局.
- 総務省(各年度版)「人口推計・長期時系列データ」(URL: <http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000000090004&cycode=0>
<http://www.e-stat.go.jp/SG1/estat/List.do?bid=000001039703&cycode=0>)
- 総務省(各年度版)『地方財政統計年報』地方財務協会.
- 総務省(各年度版)『地方財政白書』総務省.
- 総務省(各年度版)『都道府県決算状況調』総務省自治財政局財務調査課.
- 総務省(各年度版)『日本統計年鑑』総務省統計局.
- 内閣府(各年度版)『県民経済年報』内閣府経済社会総合研究所国民経済計算部.

Appendix

1 ヤードスティック競争モデル⁹⁴

本補論では、要素が移動しないモデルに分類したヤードスティック競争モデルについて Seabright (1996) のモデルを参考とした小西(2009)の説明を試みる。小西(2009)では、Tiebout (1956)が提示した「足による投票」と Oates (1972)の「分権化定理」のどちらも中央集権と地方分権の本質的な違いをとらえきれていないのではないかと指摘し、地方政府の裁量性が拡大することによってヤードスティック競争にもとづいた地方財政論では、相対的な成果にもとづく投票行動が地方政府間の競争を生み出すと示唆している。

1.1 アカウンタビリティ

1.1.1 モデルの仮定

このモデルでは、ある国が同質な 2 地域 $i = 1, 2$ から成り、かつその国には中央政府と地方政府が存在する。そして、地域の政策は分権的あるいは集権的に決定され、地域住民は移動しない。地域 i については以下を仮定する。政治家の努力水準（公共財の量や質） x_i は努力する H と努力しない L の 2 つからなり ($H > L$)、どちらか 1 つが必ず選択される。よって、努力水準 $x \in \{H, L\}$ を投入したとき、政治家が負担するコスト c_x は、 $\Delta c := c_H - c_L > 0$ を満たす。なお、どちらが選択されているのか住民は観測することはできない。

このとき、住民が観測できる地域 i の代表的な住民の所得水準（効用水準）は次式で示される。

$$\tilde{y}_i = q(x_i) + \tilde{\varepsilon}_i \quad (10)$$

ここで、 $q(x_i)$ は、住民の所得水準のうち政治家の努力に依存する部分、 $\tilde{\varepsilon}_i$ は攪乱項であり(期待値 0、累積分布関数を $F(\varepsilon) := \text{Prob}(\tilde{\varepsilon}_i \leq \varepsilon)$)、その実現値を住民は観測できない。また、政治家も努力水準を決定する時には $\tilde{\varepsilon}_i$ の実現値を知らない。そして、政治家の努力により決定される部分は $\Delta q := q_H - q_L > 0$ を満たす。なお、政治家の努力によって生み出される社会的余剰の期待値は $q_x - c_x$ で示すことができ、政

⁹⁴ 本補論 3 は、小西(2009), pp.245-261. もとに解釈を加えてまとめを行った。

政治家の努力水準はそれぞれの地域において H が投入された方が社会的に望ましいため、次式が成り立つと仮定される。

$$\Delta q > \Delta c \quad (11)$$

1.1.2 実績投票

ここで仮定される実績投票の戦略は、次のとおりである。まず、政治家が努力水準を選択する。次に、政治家の努力に依存する観測可能な住民の所得水準が決定される。そして、住民は所得水準を判断材料として選挙によって政権継続するか否かを決定する。このとき、所得水準の実現値が $\bar{y}$ 以上ならば政権継続に賛成票を投じるが、 $\bar{y}$ 未満ならば政権継続に反対票を投じる。したがって、賛成の条件は $\hat{y}_i \geq \bar{y}$ となる。政治家は選挙の結果、政権を維持できれば支配者レントを得ることができるが、落選すれば利得は 0 となる。住民が政権維持に賛成する確率 ϕ_x は、 $\hat{\varepsilon}_i \geq \bar{y} - q_x$ を満たす確率に一致する。

したがって、

$$\phi_x = 1 - F(\bar{y} - q_x), \quad x \in \{H, L\} \quad (12)$$

となる。また、 $q_H > q_L$ であることから、攪乱項の分布のサポートが $\bar{y}$ に比べて十分に大きいとき、 $\phi_H > \phi_L$ が成り立つ。すなわち、努力水準が高いほど政権維持が支持される確率が大きくなる。

次に、政治家の努力水準の選択について地方分権と中央集権との場合で確認する。

1.1.3 地方分権

地方分権のとき、地域 i の政治家の努力水準 x_i は地方政府の長である政治家の裁量で決定され、地域の政治家が直面する支配者レントは $r > 0$ である。このとき政治家は、 $\phi_x r - c_x$ とあらわされる自身の期待利得を最大化する努力水準 x を選択する。つまり、努力水準 H を選択する政治家の期待利得は $\phi_H r - c_H$ で示され、努力水準 L を選択する政治家の期待利得は $\phi_L r - c_L$ と示される。

したがって、努力水準 H が選択される条件は、

$\phi_H > \phi_L$ であることから

$$\phi_H r - c_H \geq \phi_L r - c_L$$

$$\phi_H r - \phi_L r \geq c_H - c_L$$

$$(\phi_H - \phi_L)r \geq c_H - c_L$$

$\Delta c := c_H - c_L > 0$ より

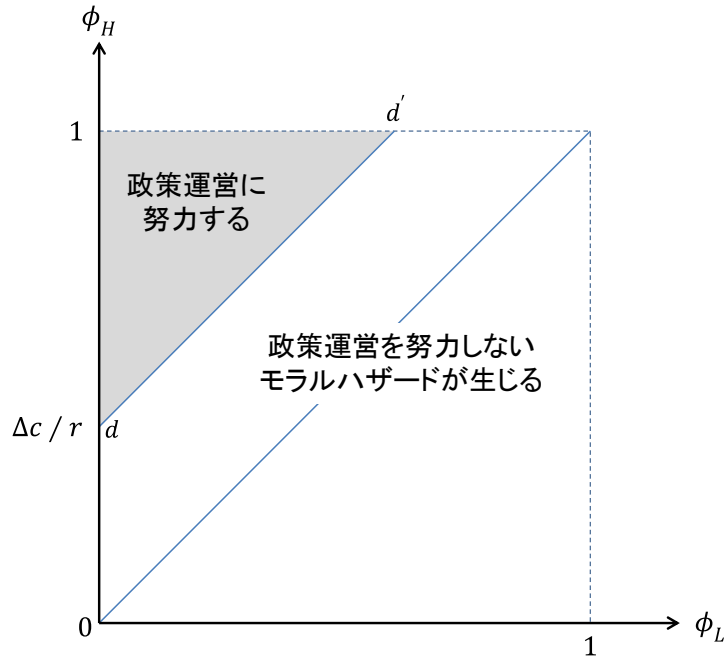
$$(\phi_H - \phi_L)r \geq \Delta c \tag{13}$$

である。

よって、この式では努力水準を変化させることで生じる期待利得の変化分が政治家の負担するコストの変化分より大きいとき、政治家は努力水準 H を選択することが上式により示される。そして、両地域で努力水準 H が選択されるか、両地域で努力水準 L が選択されるかのいずれかのとき、(13)式が成り立つ。

なお、 $r > \Delta c$ を仮定するならば、 $(\phi_H - \phi_L)r = \Delta c$ を成立させるような政権維持の確率の組み合わせ (ϕ_H, ϕ_L) は図 21.の曲線 dd' で示される。つまり、曲線 dd' より左上方の領域では両地域の政権が維持される確率が高いため、現行政権は政策運営に対して努力することが示されている。しかし、曲線 dd' より右下方の領域では両地域の政権が維持されない確率が高いため、現行政権は政策運営に対して努力せず、モラルハザードが生じることが示される。

図 21. 地方分権と政治家の努力



出所：小西(2009), p.250, 図 13.1 より転載の上、筆者加筆

1.1.4 中央集権

中央集権のとき、地域 i の政治家の努力水準 x_i は中央政府の長である政治家の裁量で決定される。このとき政治家は、地域住民を満足させなくても中央政府の政権維持は可能である。つまり、過半数の有権者の選好に応えるよう行動し、その結果として政治的責任を負う努力の低下が生じている。

ここで仮定される政府のアカウンタビリティが低下するケースでは、国会は各地域から1名ずつ選出された議員（小選挙区を想定）によって構成され、国会議員の過半数を占める政党が政権をとり、地域政策を決める。そして政治家の選択肢はすべての地域で努力水準 H を投入するか、いずれか一方の地域だけで H を投入する、あるいは、すべての地域で L を投入するかの3つである。

したがって、地域1で努力水準 x 、地域2で努力水準 x' を選択したときの再選確率 $\phi_{xx'}$ は両地域の確率に依存する（攪乱項は地域間で独立の分布を持つ）ため、

$$\begin{aligned} 1 - (1 - \phi_x)(1 - \phi_{x'}) &= 1 - 1 - \phi_x - \phi_{x'} + \phi_{xx'} \\ &= \phi_{xx'} \end{aligned}$$

となる。ここで、中央集権下の支配者レントは $R > 0$ であり、地方分権化の支配者レント r との関係は $R > r$ である。そして、中央集権下において（地方）政治家が直面する期待利得 $\Pi_{xx'}$ は、

$$\Pi_{xx'} = \Phi_{xx'}R - c_x - c_{x'} \quad x, x' \in \{H, L\}$$

と示される。つまり、中央集権下で（地方）政治家が直面する期待利得は地方分権のときの再選確率に中央集権下の支配者レントを乗じて、そこから政治家が負担するコストを減じたもので示される。具体的には以下の組み合わせとなる。

$$\begin{aligned} \Pi_{HH} &= \Phi_{HH}R - c_H - c_H \\ &= [1 - (1 - \phi_H)(1 - \phi_H)]R - c_H - c_H \\ &= R[1 - (1 - \phi_H)^2] - 2c_H \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Pi_{HL} &= \Pi_{LH} = \Phi_{HL}R - c_H - c_L \\ &= [1 - (1 - \phi_H)(1 - \phi_L)]R - c_H - c_L \\ &= R[1 - (1 - \phi_H)(1 - \phi_L)] - c_H - c_L \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Pi_{LL} &= \Phi_{LL}R - c_L - c_L \\ &= [1 - (1 - \phi_L)(1 - \phi_L)]R - c_L - c_L \\ &= R[1 - (1 - \phi_L)^2] - 2c_L \end{aligned}$$

そして、政治家はこれらの中で最大の期待利得を生み出す努力水準 H, L の組み合わせを選択する。

この努力水準の組み合わせによる期待利得の Π_{HL} と Π_{LL} の差は、

$$\begin{aligned} \Pi_{HL} - \Pi_{LL} &= [R[1 - (1 - \phi_H)(1 - \phi_L)] - c_H - c_L] - [R[1 - (1 - \phi_L)^2] - 2c_L] \\ &= R[1 - (1 - \phi_H)(1 - \phi_L) - [1 - (1 - \phi_L)^2]] - c_H - c_L + 2c_L \\ &= R[-(1 - \phi_H)(1 - \phi_L) + (1 - \phi_L)^2] - (c_H - c_L) \\ &= R(1 - \phi_L)(-1 + \phi_H + 1 - \phi_L) - (c_H - c_L) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= R(1 - \phi_L)(\phi_H - \phi_L) - (c_H - c_L) \\
&= (\phi_H - \phi_L)(1 - \phi_L)R - (c_H - c_L)
\end{aligned}$$

となる。

したがって、 $(\phi_H - \phi_L)r \geq \Delta c$ であることを踏まえると、中央集権下で（地方）政治家が少なくともどちらか一方の地域で政策運営に努力するための条件は次式となる。

$$(\phi_H - \phi_L)(1 - \phi_L)R \geq \Delta c \quad (14)$$

このとき、地域 1 のみ政策運営を努力すると、(14)式の左辺に地域 1 の期待利得の上昇分が示される。ここで、 $(\phi_H - \phi_L)$ は地域 1 で勝利する確率の上昇分であり、 $(1 - \phi_L)$ は地域 2 で敗北する確率である。したがって、地域 2 で敗北する確率が高いほど地域 1 で努力する誘因は強まることが示されている。

なお、中央集権と地方分権における政治家の努力の違いは、(14)式と(13)式より求めることができるが、そのためには次式が成り立たなければならない。

$$(1 - \phi_L)R > r \quad (15)$$

中央集権下の支配者レントが大きければ政策運営を努力する誘因は強まる。しかし、中央集権と地方分権で支配者レントに差がない($R = r$)とき、地方分権の方が政策運営に対する努力を引出やすい。そして、政権維持となるか否かの分かれ目となる確率は $(1 - \phi_L)$ で示される。

また、期待利得の Π_{HL} と Π_{LL} の差は、

$$\begin{aligned}
\Pi_{HH} - \Pi_{HL} &= [R[1 - (1 - \phi_H)^2] - 2c_H] - [R[1 - (1 - \phi_H)(1 - \phi_L)] - c_H - c_L] \\
&= R[[1 - (1 - \phi_H)^2] - [1 - (1 - \phi_H)(1 - \phi_L)]] - 2c_L + c_H + c_L \\
&= R[(1 - \phi_L)^2 + (1 - \phi_H)(1 - \phi_L)] - (c_H - c_L) \\
&= R(1 - \phi_H)(\phi_H - \phi_L) - (c_H - c_L) \\
&= (\phi_H - \phi_L)(1 - \phi_H)R - (c_H - c_L)
\end{aligned}$$

となる。

したがって、 $(\phi_H - \phi_L)r \geq \Delta c$ であることを踏まえると、中央集権下で（地方）政治家が両方の地域で政策運営に努力するための条件は次式となる。

$$(\phi_H - \phi_L)(1 - \phi_H)R \geq \Delta c \quad (16)$$

このとき、両地域で政策運営を努力する。そして、政権維持となるか否かの分かれ目となる確率は $(1 - \phi_H)$ で示される。

つまり、努力水準の組み合わせによる期待利得の差の組み合わせを比較することで、中央集権下では政治家の努力が支持率上昇につながりやすいが、それが努力水準の引き上げ誘因になるとは限らないことが示されている。

なお、(16)式を満足させる (ϕ_H, ϕ_L) の条件は、

(16)式より

$$(\phi_H - \phi_L)(1 - \phi_H)R \geq \Delta c$$

$$\phi_H - \phi_L \geq \frac{\Delta c}{(1 - \phi_H)R}$$

$$\phi_L \geq \phi_H - \frac{\Delta c}{(1 - \phi_H)R}$$

$$\left(\phi_H - \frac{\Delta c}{(1 - \phi_H)R} \right)' = 0$$

$$1 - \frac{\Delta c}{R(1 - \phi_H)^2} = 0$$

$$(1 - \phi_H)^2 = \frac{\Delta c}{R}$$

$$1 - \phi_H = \sqrt{\frac{\Delta c}{R}}$$

$$\phi_H = 1 - \sqrt{\frac{\Delta c}{R}}$$

$$\begin{aligned}
\left(1 - \sqrt{\frac{\Delta c}{R}}\right) - \frac{\Delta c}{1 - \left(1 - \sqrt{\frac{\Delta c}{R}}\right)R} &= 1 - \sqrt{\frac{\Delta c}{R}} - \frac{\Delta c}{\sqrt{\frac{\Delta c}{R}}R} \\
&= 1 - \sqrt{\frac{\Delta c}{R}} - \frac{\Delta c}{\sqrt{\Delta c R}} \\
&= 1 - \sqrt{\frac{\Delta c}{R}} - \sqrt{\frac{\Delta c}{R}} \\
&= 1 - 2\sqrt{\frac{\Delta c}{R}} > 0
\end{aligned}$$

$$1 > 2\sqrt{\frac{\Delta c}{R}}$$

$$1 > 4 \cdot \frac{\Delta c}{R}$$

よって

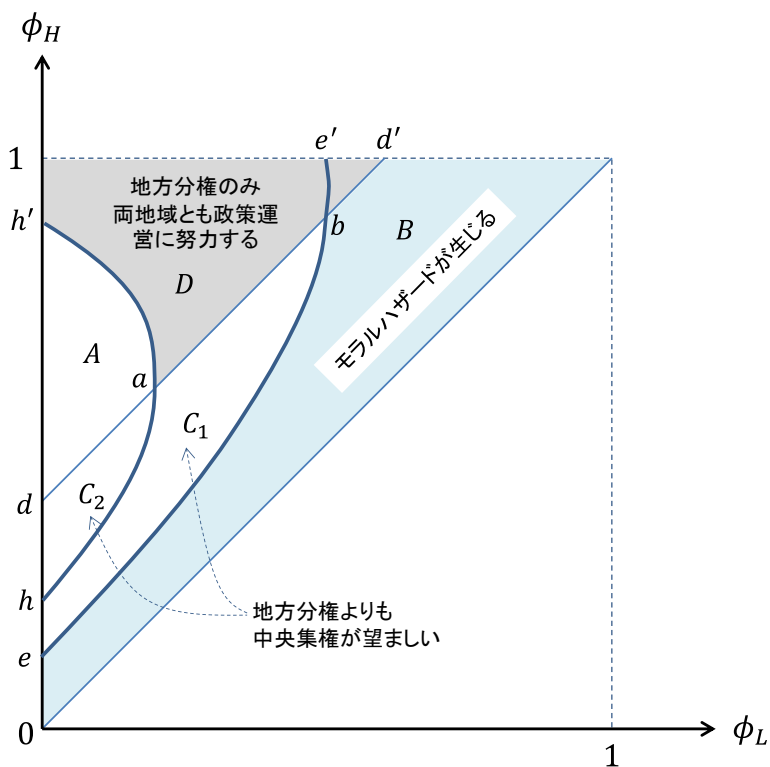
$$R > 4\Delta c \tag{17}$$

となる。そして、 ϕ_H が十分に低ければ、中央集権のときだけ両地域で政策運営に努力が投入される必要条件 $(1 - \phi_H)R \geq r$ が成り立つ。つまり、中央集権では個々の政治家の勝率確率に反映されにくいことが示されている。

1.1.5 中央と地方の役割分担

$R \geq r$ と $R > 4\Delta c$ の条件を仮定し、1.1.3 および 1.1.4 のまとめを図示したものが図 22.である。

図 22. 集権か分権化



出所：小西(2009), p.254, 図 13.2 より転載の上、筆者加筆

ここで、曲線 ee' は、 $(\phi_H - \phi_L)(1 - \phi_L)R \geq \Delta c$ を等号で成立させる成立させるような政権維持の確率の組み合わせ (ϕ_H, ϕ_L) の軌跡をあらわしている。つまり、領域 A, C_2 で不等式条件は満たされる。また、曲線 hh' は、 $(\phi_H - \phi_L)(1 - \phi_H)R \geq \Delta c$ を等号で成立させる成立させるような政権維持の確率の組み合わせ (ϕ_H, ϕ_L) の軌跡を示している。したがって、領域 D, C_1 で不等式条件は満たされる。よって各領域で示される状況は以下となる。

領域 A は、地方分権でも中央集権でも両地域とも政策運営に努力する。そして、領域 B は、地方分権でも中央集権でも両地域ともモラルハザードが生じる。領域 C_1 では、地方分権ならば両地域でモラルハザードとなり、中央集権のときはどちらか一方の地域で政権運営に努力することになる。領域 C_2 は、地方分権ならば両地域でモラルハザードとなり、中央集権のとき両地域で政権運営に努力する。つまりは、地方分権より中央集権が望ましいことが示される。また、領域 D は、地方分権のみ両地域とも政策運営に努力するため、社会的余剰の観点からは地方分権が中央集権よりも優位である。

したがって、規模の経済やスピルオーバー効果が大きい公共財の供給は、国で供給するのが最も効率的であるが、領域 B に属するような生活に直結する公共サービスや施策については、地域住民にその努力が見えやすいため地方政府に政策の決定権限を委譲することが望ましい。また、領域 C_1 、 C_2 に属するような治山治水や河川管理などの政策については、政治家の努力が反映しにくいため中央政府が政策の決定権限を持つことが望ましい。

1.2 ヤードスティック競争

前節のアカウンタビリティ・モデルでは、政治家が直面する報酬、すなわち、支配者レントの構造を確認し、これが相対的な成果主義に基づく契約に似ていることが示された。つまり、契約理論ではヤードスティック競争モデルである。そして、ヤードスティック競争にもとづいた地方財政理論では、相対的な成果にもとづく投票行動が地方政府間の競争を生み出すことが示される。

1.2.1 モデルの仮定

このモデルも、前節のモデルと同様に同質な 2 地域 $i = 1, 2$ から成り、かつその国には中央政府と地方政府が存在する。そして、地域の政策は分権的あるいは集権的に決定され、地域住民は移動しないと仮定するが、アカウンタビリティ・モデルと異なり、攪乱項 ε_i は相関してもよい。このとき、地域 i の住民は地域 j の住民の所得 y_j と所得 y_i を比較し、 $y_i \geq y_j$ ならば政権継続に賛成するが、 $y_i < y_j$ ならば政権継続を反対する。そして、地域 1, 2 で政策運営に投入される努力水準をそれぞれ x, x' として、地域 1 で政権継続が支持される確率 $\phi_{xx'}$ とし、次式とする。なお、地域 2 で政権継続が支持される確率は $1 - \phi_{xx'}$ とする。

$$\phi_{xx'} = \text{Prob}(\Delta\tilde{\varepsilon} \leq q_x - q_{x'}), \quad x, x' \in \{H, L\} \quad (18)$$

ただし、 $\Delta\tilde{\varepsilon} := \varepsilon_2 - \varepsilon_1$ とする。このとき、 $\Delta\tilde{\varepsilon}$ の期待値は 0、密度関数は期待値を軸に左右対称である。したがって、(18)式より、各地域で政権継続が支持される確率は、他地域での努力水準にも依存することと、相互依存関係が地方政府間の競争関係を作りだすことが示される。

1.2.2 ナッシュ均衡

地域 2 の努力水準 x' を所与とし、地方分権のもとでの地域 1 の政治家の期待利得は $\phi_{xx'}r - c_x$ となり、地域 1 の努力水準 x を所与として地域 2 の政治家の期待利得は $(1 - \phi_{xx'})r - c_x$ となる。そして、期待利得をそれぞれ最大化するように x と x' を選択する。なお、期待利得関数は正規分布を仮定する。このとき、両地域で同じ努力水準が選択される、つまり、 HH か LL 、どちらか一方の均衡しか存在しない対称的ナッシュ均衡を考察する。

両地域で H が選択される均衡（ HH 均衡）について考える。これは、地域 2 の選択が H のとき、地域 1 にとっても H が最適となっている。したがって、地域 1 が H で地域 2 も H のとき $\phi_{HH}r - c_H$ となり、地域 1 が L で地域 2 も H のとき $\phi_{LH}r - c_L$ であることより HH 均衡は、

$$\begin{aligned}\phi_{HH}r - c_H - (\phi_{LH}r - c_L) &\geq 0 \\ r(\phi_{HH} - \phi_{LH}) &\geq c_H - c_L \\ \phi_{HH} - \phi_{LH} &\geq \frac{\Delta c}{r}\end{aligned}\tag{19}$$

となる。

同じように、両地域で L が選択される均衡（ LL 均衡）についても考える。つまり、地域 2 の選択が L のとき、地域 1 は L から H に引き上げてもその費用に見合う期待値の増加は望めない。したがって、地域 1 が L で地域 2 も L のとき $\phi_{LL}r - c_L$ となり、地域 1 が H で地域 2 は L のとき $\phi_{HL}r - c_H$ であることにより LL 均衡は、

$$\begin{aligned}\phi_{LL}r - c_L - (\phi_{HL}r - c_H) &\geq 0 \\ \phi_{LL}r - \phi_{HL}r &\geq -c_H + c_L \\ r(\phi_{HL} - \phi_{LL}) &\geq c_H - c_L \\ \phi_{HL} - \phi_{LL} &\geq \frac{\Delta c}{r}\end{aligned}\tag{20}$$

となる。

そして、(18)式より

$$\phi_{HH} = Prob(\Delta\tilde{\varepsilon} \leq q_H - q_H)$$

$$\phi_{LH} = Prob(\Delta\tilde{\varepsilon} \leq q_L - q_H)$$

である。

よって、

$$\phi_{HH} - \phi_{LH} = Prob(\Delta\tilde{\varepsilon} \leq 0) - Prob(\Delta\tilde{\varepsilon} \leq q_L - q_H)$$

となる。

ただし、 $q_L - q_H$ を Δq とする。そして、次式が成立することで HH か LL 、どちらか一方の均衡しか存在しない⁹⁵。

$$\phi_{HH} - \phi_{LH} = \phi_{HL} - \phi_{LL} = Prob(-\Delta q \leq \Delta\tilde{\varepsilon} \leq 0) \quad (21)$$

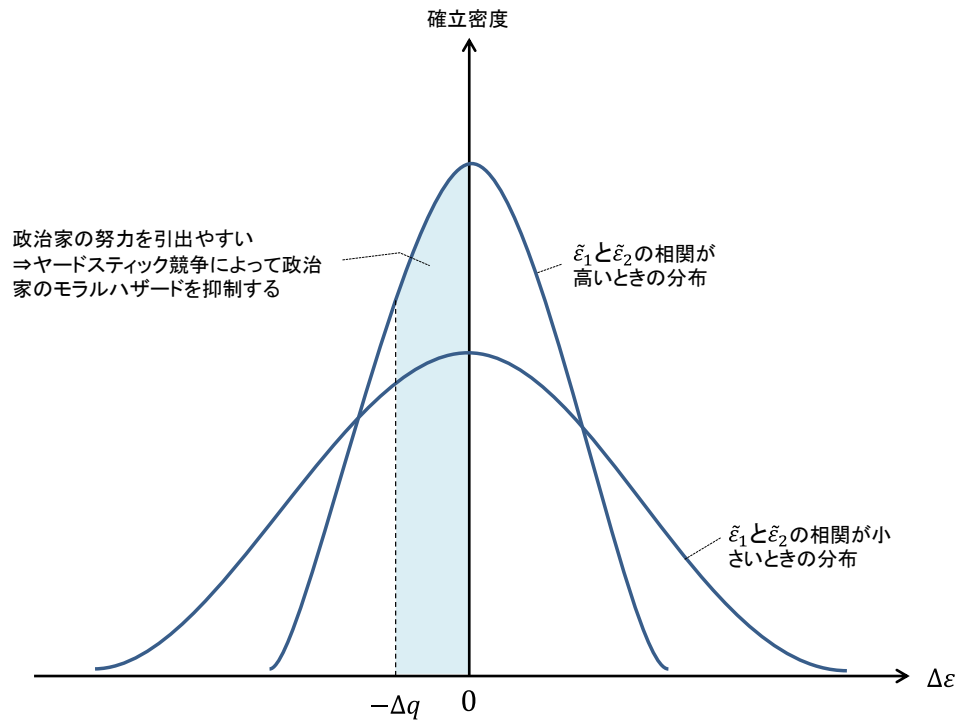
なお、(21)式の $\Delta\tilde{\varepsilon}$ が $-\Delta q$ と 0 の間に収まると HH 均衡が実現しやすい。また、相関が小さいと LL 均衡が実現しやすい。このことから、社会経済的条件や地理的条件が似通った地域間で効果が相関しやすい政策は、ヤードスティック競争のメリットを発揮させることができる一方で、相関が小さいとヤードスティック競争による政治家のモラルハザードの抑制というメリットを発揮させにくいことが示唆される。そして、ヤードスティック競争が有効に機能する、すなわち、外部経済効果を発生させるためには、地方政府が非協力的に行動していることが必要となる⁹⁶。なぜなら、中央集権のとき LL 均衡となるからである。

なお、図 23.は $\Delta\tilde{\varepsilon}$ の分布とヤードスティック競争のメリットとの関係を図示している。

⁹⁵ (19)式で等号が成立するときは、 HH と LL 、どちらの均衡も存在する。なお、ヤードスティック競争を通じた HH 均衡となるのは(19)式で不等号 $>$ が成立するときのみである。

⁹⁶ 外部性に注目するなら本補論で仮定した中央集権システムはわが国のような地方政府間の結託を許す分権システムと同じである。

図 23. $\Delta\tilde{\varepsilon}$ の分布



出所：小西(2009), p.258, 図 13.3 より転載の上、筆者加筆

Appendix

2 要素が移動しないモデル：その他事例

本補論では、要素が移動しないモデルに分類されるスピルオーバー・モデルの事例として Murdoch, Sandler, and Sargent (1997)と Fredriksson and Millimet (2002)の汚染対策モデルも同じ式が導出されるかの確認を行う⁹⁷。

2.1 汚染対策モデル

このモデルでは、地域 i の効用は $U(c_i, P)$ で示される。ここで c_i 消費、大気汚染のレベル P は全ての地域で均一であると仮定する。また、 $P = P(\sum_j a_j)$ で示されるすべての地域の歳出削減は公害対策に依存し、 a_j は管轄する区域 j 内の削減支出であり、 $P' < 0$ を仮定する。つまり、汚染を削減するための支出 a_j が増えると大気汚染は減少する。そして、単純化のため、各地域のそれぞれの地域住民の所得は y_i で示すことができ、 $c_i = y_i - a_i$ が成り立つ。

ここで、これらを U に代入すると次式となる。

$$V(a_i, a_{-i}; y_i) \equiv U\left(y_i - a_i, P\left(\sum_j a_j\right)\right) \quad (22)$$

このとき、 a_i の1階の条件は

$$\frac{\partial V}{\partial a_i} = \frac{\partial U}{\partial c_i} \cdot \frac{\partial c_i}{\partial a_i} + \frac{\partial U}{\partial P} \cdot \frac{\partial P}{\partial a_i} = 0 \quad (23)$$

$$V_{a_i} \equiv -U_{c_i} + U_p P' = 0 \quad (24)$$

となる。また、単純化のため、 P 関数は $\tau - \gamma \sum_j a_j$ で示される線形を仮定し、 P を a_i について微分すると $P' = -\gamma < 0$ となる。よって、(24)式は次のように書き換えることができる。

$$V_{a_i} = -U_{c_i} + U_p \cdot (-\gamma) = 0$$

⁹⁷ 本補論は Brueckner (2006, pp.335-337.)を参照し解釈を加えたものである。

$$\begin{aligned}
-U_{c_i} - \gamma U_p &= 0 \\
-\gamma U_p &= U_{c_i} \\
-\frac{\gamma U_p}{U_{c_i}} &= 1
\end{aligned} \tag{25}$$

(25)式によって、管轄する地域 i 内の汚染対策の限界便益は限界費用に等しい（ただし、 $U_p < 0$ ）ことが示される。また、 U_p と U_{c_i} のどちらも a_i と a_{-i} をパラメータとしているため、(25)式は(2)式と同じように地域 i の反応関数を意味している。

次に、社会的最適を分析するために、対象地域を仮定する。したがって、所得 y は一定とする。その結果、最適な削減レベルは均一となり、最適値は $U(y - a, \tau - \gamma na)$ を最大化させる。したがって、1階の条件は次式となる。

$$\begin{aligned}
V_{a_i} &= -U_{c_i} + U_p \cdot (-\gamma n) = 0 \\
-U_{c_i} - \gamma n U_p &= 0 \\
-\gamma n U_p &= U_{c_i} \\
-\frac{\gamma n U_p}{U_{c_i}} &= 1
\end{aligned} \tag{26}$$

つまり、このスピルオーバーは個々の決定に考慮されていないため、個別地域の削減レベルのナッシュ均衡は社会的最適に比べ過小となる。

2.2 反応関数

このモデルの反応関数を分析するにあたり、 U はコブ・ダグラス型 $c_i^\rho P^\lambda$ を仮定する。ここで、 $\rho > 0$, $\lambda < 0$ とする。

$$U = c_i^\rho P^\lambda \tag{27}$$

(27)式を c_i と P で偏微分すると、

$$U_p = \lambda c_i^\rho P^{\lambda-1} \tag{28}$$

$$U_{c_i} = \rho c_i^{\rho-1} \cdot P^\lambda \tag{29}$$

(25)式より、

$$-\frac{\gamma U_p}{U_{c_i}} = 1$$

であるから、(28)式と(29)式を代入すると、

$$-\frac{\gamma \lambda c_i^\rho P^{\lambda-1}}{\rho c_i^{\rho-1} \cdot P^\lambda} = 1 \quad (30)$$

となる。そしてこれを整理すると、

$$\begin{aligned} -\frac{\gamma \lambda c_i^\rho P^\lambda \cdot P^{-1}}{\rho c_i^\rho \cdot c_i^{-1} \cdot P^\lambda} &= 1 \\ -\frac{\gamma \lambda c_i}{\rho P} &= 1 \\ -\gamma \lambda c_i &= \rho P \end{aligned} \quad (31)$$

である。

ところで、 $c_i = y_i - a_i$ 、 $P = \tau - \gamma \sum_j a_j$ を(31)式に代入すると、次式となる。

$$-\gamma \lambda (y_i - a_i) = \rho \left(\tau - \gamma \sum_j a_j \right) \quad (32)$$

そして、(32)式の a_i について解くと、

$$\begin{aligned} -\gamma \lambda y_i + \gamma \lambda a_i &= \rho \tau - \rho \gamma \sum_j a_j \\ &= \rho \tau - \rho \gamma \sum_j a_j \\ &= \rho \tau - \rho \gamma \left(a_i + \sum_{j \neq i} a_j \right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \rho\tau - \rho\gamma a_i - \rho\gamma \sum_{j \neq i} a_j \\
\gamma\lambda a_i + \rho\gamma a_i &= \rho\tau - \rho\gamma \sum_{j \neq i} a_j + \gamma\lambda y_i \\
\gamma(\rho + \lambda)a_i &= \rho\tau + \gamma\lambda y_i - \rho\gamma \sum_{j \neq i} a_j \\
a_i &= \frac{\rho\tau + \gamma\lambda y_i}{\gamma(\rho + \lambda)} - \frac{\rho\gamma \sum_{j \neq i} a_j}{\gamma(\rho + \lambda)} \\
a_i &= \frac{\rho\tau + \gamma\lambda y_i}{\gamma(\rho + \lambda)} - \frac{\rho \sum_{j \neq i} a_j}{(\rho + \lambda)} \\
a_i &= \Gamma_i - \frac{\rho}{\rho + \lambda} \sum_{j \neq i} a_j \tag{33}
\end{aligned}$$

となる。ただし、 $\Gamma_i = \frac{\rho\tau + \gamma\lambda y_i}{\gamma(\rho + \lambda)}$ とする。

このとき、 Γ_i は y_i に依存する定数である。2階の条件を満足するため、 $\rho + \lambda < 0$ を保持する必要がある。そして、(33)式の反応関数の a_j は右上がりの関数とする。そして、 $V_{a_i a_j} > 0$ は $\rho\gamma > 0$ がコブ・ダグラス型である限り、この正の傾きは上記の一般的な分析と一致する。なお、ナッシュ均衡での削減レベルは、(33) 式の a を置き換えることで求められる（対称性により Γ の添え字は不要となる）。

Appendix

3 歳出政策に対する知事の政治的経歴の影響⁹⁸

本論の第4章では、地方政府の財政政策における歳出政策の決定と知事の政治的経歴との関係を政治的体制が変化する中で明らかにすることを目的とし、第2章にて示した歳出競争論に基づいたモデルによる回帰分析によって、長期政権となる知事を好むか、あるいは短期政権となる知事を好むのかという地域性に着目し、それぞれの地域によって歳出政策が異なるかについて検証を行った。しかしながら、個々の知事の在職年数の違いによる行動の変化については十分には検証できていない。そのため、本補論にて、個々の知事の在職年数に着目し、3期目に入った知事の行動が変化するかについて非線形モデルによる回帰分析を行う。

3.1 はじめに

移転財源に大きく依存する状況が続くわが国においても、歳出面では地方政府が戦略的な政策決定が行う余地があるとし、知事の在職年数や所属政党といった政治的経歴が地方政府の歳出政策選択に影響を与える可能性があるとした研究が行われていることは第1章でも述べたとおりである⁹⁹。そして、多選の弊害や知事の在職期間と財政支出との関係も重要なテーマの1つとなっており、わが国でも在職年数を扱った研究としては藤澤（2004）、砂原（2006）、小林・近藤（2008）などが広く知られている。そして、これらの研究では、地方政府の財政パフォーマンスに対する政権の長期化による影響が扱われている。しかしながら、各歳出費目に対し在職年数がどのような影響を与えているかについては明らかにされていない。

そのため本補論は、景気上昇期と後退期、地方分権化の推進期にまたがった1980年度から2008年度において、地方政府が各歳出費目割合を決定する知事の在職年数といった政治的経歴がその政策決定に影響を与えるかについて計量経済学的手法を用いて検証することを目的としている。加えて、政治的経歴から影響を受けているならば、政治的体制の変化、つまり、政権交代期を経ることによって、それが変化したのかについて検証することを目的としている。具体的には、①1980年度から2008年度の29年間と、②55年体制崩壊前の1980年度から1992年度、③体制崩

⁹⁸ 補論3は本論第4章の補論である。また、本補論は筆者の金田（2015）より再録の上、加筆・修正を行った。

⁹⁹ 各都道府県の歳出決算総額と自主財源の割合についての推移については図25.から図27.を参照いただきたい。

壊後に自由民主党が再び政権与党（連立を含む）となった 1996 年度から 2008 年度のそれぞれ 13 年間を対象とし、各期間で推定を行いその結果を比較する。なお、体制崩壊後の 1996 年度から 2008 年度は第 3 章の分析対象とした期間でもある¹⁰⁰。また、本補論の第 3 章では当選回数が 3 回未満（在職 1 年目～8 年目）の地方政府間の相互作用がヤードスティック競争であることを識別しが、ここでは在職年数そのものをみることで、3 期目に入ったときにどう変化していくかを確認する。そして、この変化が体制崩壊前後でも同じか、あるいは違うのかをする。

したがって、次節の補論 3.2「先行研究と地方政府の歳出割合」で、わが国における先行研究の概要と、本節で分析対象とした 1980 年度から 2008 年度における在職年数と地方政府の歳出費目別割合についてその傾向を概観する。つづく 3.3「分析モデルとデータ」は、本補論 3 の分析モデルと用いたデータを示す。そして 3.4「分析結果」で主な推定結果を示し、最後に分析より得られた含意について要約する。

3.2 先行研究と地方政府の歳出割合

在職年数と財政赤字の関連を扱った藤澤（2004）は、1976 年度から 1999 年度におけるデータを用いて one-way fixed-effects model による分析を行い、多選の弊害として、在職年数の長期化に伴って財政赤字が拡大することを示唆した。さらに、この分析期間における知事の在職期間と行財政運営の非効率性との間には、知事の在職年数が 10 年から 12 年の時点を過ぎると非効率化するという U 字型の関係があることを示した。そして、藤澤（2004）を基本枠組として発展させた小林・近藤（2008）では、経済状況（バブル経済崩壊）や地方財政状況（地方債発行の急増）の変化を踏まえ 1981 年度から 2004 年度、1981 年度から 1991 年度、1992 年度から 2004 年度の 3 期間ごとに、砂原（2006）で示された地方政府の政策決定における政治的要因等を加味した two-way fixed-effects model による分析を行うことで、基礎的財政赤字は在職 11 年目にかかるまでは減少し、11 年目以降になると増加に転じるが、20 年目以降になると再び減少すること、換言すれば、地方政府の政策決定において政治的要因から影響を受けていることを示した。つまり、長期政権は経験の蓄積によって財政運営を効率化させる可能性があり、藤澤（2004）で導き出された

¹⁰⁰ 第 3 章と同じ 1996 年度から 2008 年度と比較するため、サンプル数と政権与党が同じとなるよう、比較する期間を 55 年体制崩壊前の 1980 年度から 1992 年度とした。

結論は安定的でない可能性があることを示唆している。また、辻（2013）では、多選をめぐる議論の中で大阪府内の多選市長に着目し、全国の市長における財政運営の水準との比較を行っている。なお、その他の知事の政治的経歴と地方財政を扱った研究としては、公共投資政策への影響を扱った近藤（2006, 2007）などがあげられる。

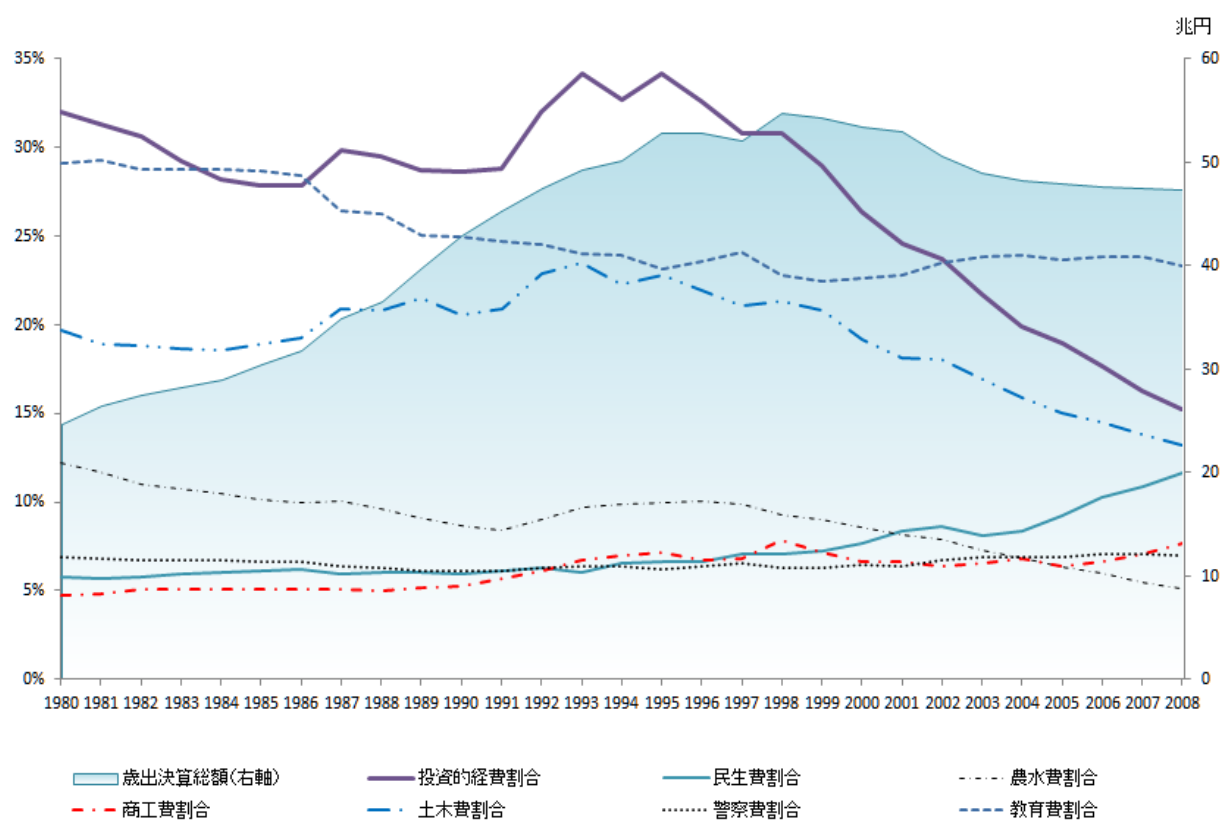
本補論は、在職年数との関係を中心とした知事の政治的経歴が地方政府の各歳出費目割合の政策決定に影響するか、また、政治的体制の変化によってその影響が変化するかをみることを目的としている。そして、そのために、景気上昇期と後退期、地方分権化の推進期にまたがった 1980 年度から 2008 年度を対象とし、影響の変化については、自由民主党が政権与党（連立を含む）であった第 2 次大平内閣から政権交代前（55 年体制崩壊前）の宮澤内閣までの 1980 年度から 1992 年度と、同じく自由民主党が政権与党（連立を含む）であった第 1 次橋本内閣から政権交代前の麻生内閣までの 1996 年度から 2008 年度を分析の対象としている。55 年体制の終了時期については、自・社・さ連立政権が発足した 1994 年 6 月であるとするものや、衆議院第 2 党が社会党から新進党へと代わった 1994 年 12 月であるとするものもあるが、本補論では、一般的な細川内閣成立の 1993 年 8 月を 55 年体制の崩壊時期とした。また、地方政府の意思決定者である知事の歳出に対する裁量を反映すると考え、地方公共団体の経費をその経済的な性質によって分類した性質別歳出のうち、裁量の働く余地があると考えた都道府県財政分の歳出決算総額（通常収支分）に占める投資的経費の決算額の割合（以下、投資的経費割合）と目的別歳出から農林水産業費決算額の割合（以下、農水費割合）、商工費決算額の割合（以下、商工費割合）、土木費決算額の割合（以下、土木費割合）、そして、制度上から裁量が働きにくいと考えた民生費決算額の割合（以下、民生費割合）、警察費決算額の割合（以下、警察費割合）、教育費決算額の割合（以下、教育費割合）を用いている。なお、歳出額では、好況期や不況期に行われた財政政策などの外生的な変化と政治的経歴との関係があるように見えてしまう可能性が否定できないとする菅原（2008）に倣い歳出費目の割合に着目した。

図 24. は 1980 年度から 2008 年度における 47 都道府県の歳出費目割合の推移を示したものである¹⁰¹。図からも明らかなように、分析期間内における通常収支分の

¹⁰¹ 各歳出費目割合は左軸（単位：％）、歳出決算総額は右軸（単位：兆円）を用いている。

歳出決算総額のピークは 1998 年度である。本来、投資的経費や地域の基盤整備を図るための施策に要する経費である土木費は、景気後退期に増加、景気拡大期には減少する性質を有すると一般的には言われている。したがって、バブル崩壊期である 1993 年度に都道府県全体の投資的経費割合と土木費割合のピークが一致することはその性質に即している。しかし、バブル崩壊前までの景気上昇期に高い割合を示し、景気後退期にその割合を減じていることは、その性質に反していると考えられる。一方、民生費割合と商工費割合のピークは 2008 年度となり、長引く不況の中、その割合を上昇させている。なお、民生費は市町村分の決算額が都道府県分の 2.5 倍（2008 年度決算分）となっているため、都道府県分では低い割合となっている。農水費割合と教育費割合のピークは 1980 年度である。これは少子・高齢化による影響を受けたものと考えられる。そして、警察費割合は 2007 年度をピークとしている。

図 24. 歳出決算総額に占める歳出費目割合の推移（1980 年度～2008 年度）



出所：総務省データより筆者作成

これらの全都道府県における各歳出費目割合の傾向を踏まえ、知事の在職年数やその他の政治的経歴の違いが歳出政策決定に対しどのような影響を及ぼしているかについて、パネルデータ分析による推定を行う¹⁰²。そのため、次の 3.3 にて分析モデルと用いたデータについて述べる。

3.3 回帰モデルとデータ

3.3.1 回帰モデル

本補論の回帰モデルは、在職年数について二乗項をとった非線形モデルと線形モデルの 2 式を考える。また、観測不可能な経済主体独自の個別効果を横断面の固有効果として取り除き、観測不可能な時間効果を時系列の固有効果として取り除くために、二元配置誤差構成要素モデルを用いる¹⁰³。なお、3.3.1 および 3.3.2 については、同様のモデルおよび説明変数を用いているため、金田（2014）の当該箇所の一部を再録する。

非線形モデルを次の諸式とし、

$$\begin{aligned} z_{it} = & TENU_{it} + (TENU)_{it}^2 + D_MIC_{it} + D_NOMIC_{it} \\ & + D_PARY_{it} + D_RETIRE_{it} + D_POLIHE_{it} + D_ELEC_{it} \\ & + OLD_{it} + IND_2nd_{it} + INCOME_{it} + CURRE_{it} \\ & + D_NOGRANT_{it} + u_{it} \end{aligned} \quad (34)$$

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T) \quad (35)$$

線形モデルを次の諸式とする。

$$\begin{aligned} z_{it} = & TENU_{it} + D_MIC_{it} + D_NOMIC_{it} + D_PARY_{it} \\ & + D_RETIRE_{it} + D_POLIHE_{it} + D_ELEC_{it} + OLD_{it} \end{aligned} \quad (36)$$

¹⁰² 分析対象期間内における在職年数の最長は石川県（35 年間）である。

¹⁰³ 固定効果、変量効果のどちらの固有効果を採択するかに関しては、ハウスマン検定を実施した。その結果、歳出決算総額に占める割合を被説明変数としたとき、全ての推定において **two-way fixed effect estimation** が採択された。また、1 人当り歳出費目額を被説明変数としたときは、フル・サンプルで用いた 1 人当り商工費のみ **two-way random effect estimation** が採択されたが、それ以外の推定については **two-way fixed effect estimation** が採択された。

$$\begin{aligned}
& +IND_2nd_{it} + INCOME_{it} + CURRE_{it} \\
& +D_NOGRANT_{it} + u_{it} \\
u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T)
\end{aligned} \tag{37}$$

ここで、 z_{it} は都道府県財政分の歳出決算総額に占める各歳出費目費の割合として、投資的経費割合、民生費割合、農水費割合、商工費割合、土木費割合、警察費割合、または、教育費割合である。これを分析パターン 1 とし、次いで、参考とする分析パターン 2 の z_{it} は、都道府県財政分の 1 人当り歳出決算総額と 1 人当り投資的経費、1 人当り民生費、1 人当り農水費、1 人当り商工費、1 人当り土木費、1 人当り警察費、または、1 人当り教育費である。そして、 $TENU_{it}$ は在職年数、 $(TENU)_{it}^2$ は在職年数の 2 乗項、 D_MIC_{it} は総務省出身ダミー、 D_NOMIC_{it} は総務省以外の官僚出身ダミー、 D_PARY_{it} は支持・支援政党ダミー、 D_RETIRE_{it} は引退ダミー、 D_POLIHE_{it} は後継者ダミー、 D_ELEC_{it} は選挙年ダミー、 OLD_{it} は高齢者比率、 IND_{it} は第二次産業比率、 $INCOME_{it}$ は 1 人当り県民所得、 $D_NOGRANT_{it}$ は不交付団体ダミー、 $CURRE_{it}$ は経常収支比率、である。いずれも添え字 i は地域、添え字 t は年次をあらわしている。

3.3.2 データ

本補論は、①1980 年度から 2008 年度の 29 年間（サンプル数 1,363）をフル・サンプルの対象期間とした。そしてサブ・サンプルとして、自由民主党が政権与党（連立を含む）であるかに着目し、②体制崩壊前の 1980 年度から 1992 年度と、③体制崩壊後に自由民主党が再び政権与党（連立を含む）となった 1996 年度から 2008 年度のそれぞれ 13 年間（各サンプル数 611）を対象として分析を行い、その結果を比較した。なお、知事の政治的経歴の影響をみるため都道府県財政分のパネルデータを用いた。

説明変数と被説明変数は、以下の変数を用いた。まず、説明変数としては、在職年数、在職年数の 2 乗項、総務省出身ダミー、総務省以外の官僚出身ダミー、支持・支援政党ダミー、引退ダミー、後継者ダミー、選挙年ダミー、高齢者比率、第 2 次産業比率、1 人当り県民所得、経常収支比率、および、普通交付税不交付団体ダミーを説明変数とした。これらの説明変数がどのような特性を踏まえているかについては、以下の通り 4 つに大別する。

第1に、本節で最も注目する政治的影響力の代理変数として、知事の政治的経歴をあらわす在职年数と以下の6つのダミー変数を加えた¹⁰⁴。在职年数は、初回当選年を1とした連続変数である。これは、知事としての政治的な経験の蓄積を表すものとして加えている。なぜなら、知事としての経験の違いが歳出政策の決定に影響すると仮定したためである。さらに、知事の前職や支持基盤をあらわすものとして、前者については総務省出身ダミーと総務省以外の官僚出身ダミー、そして後者については支持・支援政党ダミーを用いた。総務省出身ダミーと総務省以外の官僚出身ダミーは、政治的な経歴が財政運営、特に、歳出政策決定に影響を及ぼす可能性があるとは仮定したものである。さらに、その出身省庁により中央への影響が異なる可能性があるとは仮定し、総務省出身ダミーでは総務省（旧自治省、旧総務庁、旧郵政省）出身を「1」、その他を「0」とし、総務省以外の官僚出身ダミーでは、前出の総務省出身以外の官僚出身を「1」、その他を「0」とした。よって、官僚出身でない場合はどちらのダミー変数でも「0」となる。後者の支持・支援政党ダミーは、知事の経歴の1つである所属政党や選挙時の支持・支援政党が政権与党であるのかによって、知事の歳出政策に影響する可能性があるとは仮定して政権与党を「1」、野党を「0」として加えた。

また、引退ダミーは現職知事が次の選挙公示前に何らかの事由により引退宣言を行った場合に「1」とし、それ以外は「0」とした¹⁰⁵。これは、選挙によって落選するよりも選挙前に引退宣言することで何らかの政治的影響力を残すか、あるいは、レイムダック状態となるかをみることができると仮定して加えた。後継者ダミーは、前任の知事の引退時に後継者として指名されるか前任の知事が任期の途中で死亡した際に副知事であった場合を「1」とし、それ以外は「0」とした。これは、前知事の政策を引き継いだ後任知事は前知事と同じ歳出水準を保つと仮定したものである。特に、後継者指名を行って引退したときにその傾向が強くと考えられる。そして、選挙年ダミーは当該地域において知事選挙が行われる年度であるのか否かによって歳出政策に与える影響が異なる可能性があるとは仮定し、知事選挙が行わ

¹⁰⁴ 知事や議員の政治的な経歴を加えた多くの実証分析において、政治的影響力の代理変数として与党議員の「得票率」、「当選回数」、「一票の格差」、などさまざまな変数が用いられるが、いずれが適切であるのか検討が必要であると長山・片山(2001)などで指摘されている。本章では藤澤(2004)および小林・近藤(2008)を踏まえ、代理変数の選択を行った。

¹⁰⁵ 引退表明を行った知事の最終任期の全てを「1」とした。例えば、A知事が3期12年務めている途中で、翌期(4期目)にあたる選挙を不出馬とした場合、3期目の9年目から12年目の4年間に對し「1」を設定する。

れる年度を「1」、それ以外を「0」として加えた。なお、これらの政治的経歴をあらわす代理変数は政権交代期を経ることによって政治的経歴からの影響が変化すると考えて加えているため、それぞれのサブ・サンプルを用いた推定で得られる結果には違いがあると仮定する。

公共財提供システムとして中心的な役割を担う地方政府の歳出政策を変化させる要因としては、先に述べた政治的経歴だけでなく地域の経済状況や財政状況、および、地方分権化の影響といった様々なものが考えられる。そのため第2に、地域の経済状況、すなわち、公共財需要の地域特性を考慮するものとして、第二次産業比率と高齢者比率をコントロール変数として用いた。第3に、地方政府の税収に大きく影響し、その財政状況に与える影響を考慮したものとして1人当り県民所得をコントロール変数として用いた。そして第4には、地方分権の影響を踏まえ、財政のゆとりの度合いを表す指標の1つとして経常収支比率、そして移転財源への依存状況を示すものの1つとして普通交付税不交付団体ダミーをコントロール変数とした。普通交付税の不交付団体であるときにより分権化が推進していると仮定し、不交付団体であった年度を「1」、それ以外を「0」として加えている。

被説明変数としては、3.3.1 で述べたように分析パターン1として、地方政府の意思決定者である知事の歳出に対する裁量を反映すると考え、都道府県財政分の歳出決算総額に占める各歳出費目費の割合を用いている。つまり、歳出費目の決算額そのものよりも、歳出費目の割合を用いることで予算配分率の決定において地方政府の意思決定者である知事の裁量を反映させることが可能であると考えたからである。そしてそれらは、投資的経費割合、民生費割合、農水費割合、商工費割合、土木費割合、警察費割合、教育費割合である。これらのうち、投資的経費割合、農水費割合、商工費割合、土木費割合については知事の裁量の働く余地があると考え、政治的経歴や政権交代からの影響を受けると仮定した。また、民生費割合、警察費割合、教育費割合については裁量が働きにくいと考え、政治的経歴や政権交代からの影響は受けないと仮定している。

次いで、割合との比較用の分析パターン2として、歳出費目額を用いている。割合だけでは景気変動によって投資的経費が縮減した結果、相対的に扶助費の割合が大きくなる場合もあるため、次節の推定では総額と1人当り総額についても考慮する。この理由は、割合だけでは景気変動によって当該経費が縮減した結果、相対的

に他の経費の割合が大きくなる場合もあることから、1人当たりについても考慮する必要があると考えた。よって、都道府県財政分の1人当たり歳出決算総額と1人当たり投資的経費、1人当たり民生費、1人当たり農水費、1人当たり商工費、1人当たり土木費、1人当たり警察費、1人当たり教育費を被説明変数とし、前述のフル・サンプルとサブ・サンプルで扱った3つの期間に対して非線形モデルと線形モデルについてそれぞれ推定を行った。

3.4 分析結果

以下に、本補論の関心事である在職年数と知事の政治的経歴として加えたダミー変数の主な結果を述べる¹⁰⁶。表 19.から表 33.は推定結果の詳細である。

まず、歳出決算総額に占める割合の結果から確認する¹⁰⁷（表 15.参照）。フル・サンプルを対象としたとき非線形モデルの推定では、投資的経費割合と土木費割合で1次項が正に有意、2乗項が負に有意の値となり、商工費割合と警察費割合では1次項が負に有意、2乗項が正に有意の値となった。一方、線形モデルの推定では、民生費割合と土木費割合で正に有意となり、教育費でのみ負に有意となった。1980年度から1992年度のサブ・サンプルを対象とした非線形モデルの推定では、警察費割合のみ1次項が負に有意、2乗項が正に有意の値となった。線形モデルの推定では、投資的経費割合と農水費割合で負に有意となった。また、1996年度から2008年度のサブ・サンプルを対象としたときの非線形モデルでは、投資的割合と農水費割合で1次項が正に有意、2乗項が負に有意の値となった。線形モデルの推定では、投資的割合と農水費割合、および土木費割合で正に有意となり、商工費割合で負に有意の値となった。

¹⁰⁶ 説明変数のうち、公共財需要の地域特性として加えた変数（第2次産業比率と高齢者比率）と地方政府の財政政策に与える影響考慮して加えた変数（経常収支比率と不交付団体ダミー）の結果については主な分析結果の解釈からは省略した。これら符号結果については表 19 から 33 を参照されたい。

¹⁰⁷ 小林・近藤（2008）では、在職年数と在職年数の2乗項がともに有意となるとときには非線形モデルの結果について解釈を行い、そうでないときには線形モデルの結果について解釈を行っている。そのため、本章でも主な結果についてはこれに倣い、解釈を述べる。

表 15. 在職年数についての推定結果のまとめ ①歳出決算総額に占める割合

分析パターン1		1980~2008年度		1980~1992年度		1996~2008年度	
		非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
投資的経費割合	1次項	+	(+)	(+)	-	+	+
	2乗項	-		(-)		-	
民生費割合	1次項	(+)	+	(-)	(+)	(-)	(+)
	2乗項	(+)		(+)		(+)	
農水費割合	1次項	+	(+)	(-)	-	+	+
	2乗項	(-)		(-)		-	
商工費割合	1次項	-	(-)	(+)	(-)	-	-
	2乗項	+		(-)		(+)	
土木費割合	1次項	+	+	(-)	(-)	(+)	+
	2乗項	-		-		(-)	
警察費割合	1次項	-	(+)	-	(+)	(-)	(+)
	2乗項	+		+		(+)	
教育費割合	1次項	(-)	-	(-)	(+)	(-)	(+)
	2乗項	(-)		(+)		(+)	

注 1. () 内は有意ではない
出所：推定結果より筆者作成

また、比較用とした分析パターン 2 では以下の結果を得た（表 16.参照）。フル・サンプルを対象としたとき非線形モデルの推定では、1 人当り歳出決算総額と 1 人当り投資的経費、1 人当り農水費、および、1 人当り教育費で 1 次項が正に有意、2 乗項が負に有意の値となった。線形モデルの推定では、1 人当り民生費と 1 人当り農水費で正に有意となり、1 人当り商工費でのみ負に有意となった。1980 年度から 1992 年度のサブ・サンプルを対象とした非線形モデルの推定では、1 人当り歳出決算総額、1 人当り民生費、および、1 人当り教育費において 1 次項が正に有意、2 乗項が負に有意の値となった。線形モデルでは 1 人当り投資的経費と 1 人当り農水費、および、1 人当り土木費において負に有意となり、1 人当り民生費のみ正で有意な値となった。そして、1996 年度から 2008 年度のサブ・サンプルを対象としたときの非線形モデルでは、1 人当り農水費のみ 1 次項が正に有意、2 乗項が負に有意の値となった。線形モデルの推定では、1 人当り投資的経費、1 人当り民生費、および、1 人当り農水費のいずれも正に有意となった。

表 16. 在職年数についての推定結果のまとめ ② 1人当り歳出費目額

分析パターン2		1980~2008年度		1980~1992年度		1996~2008年度	
		非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
1人当り 歳出決算総額	1次項	+	(-)	+	(-)	(+)	(+)
	2乗項	-		-		(-)	
1人当り 投資的経費	1次項	+	(+)	(+)	-	(+)	+
	2乗項	-		-		(-)	
1人当り民生費	1次項	(+)	+	+	+	(+)	+
	2乗項	(-)		-		(+)	
1人当り農水費	1次項	+	+	(-)	-	+	+
	2乗項	-		(-)		-	
1人当り商工費	1次項	(-)	-	(-)	(-)	(+)	(-)
	2乗項	(+)		(+)		(-)	
1人当り土木費	1次項	(+)	(+)	(+)	-	(-)	(+)
	2乗項	(-)		(-)		(+)	
1人当り警察費	1次項	(-)	(+)	(-)	(-)	(+)	(+)
	2乗項	+		(+)		(-)	
1人当り教育費	1次項	+	(+)	+	(+)	(-)	(-)
	2乗項	-		-		(+)	

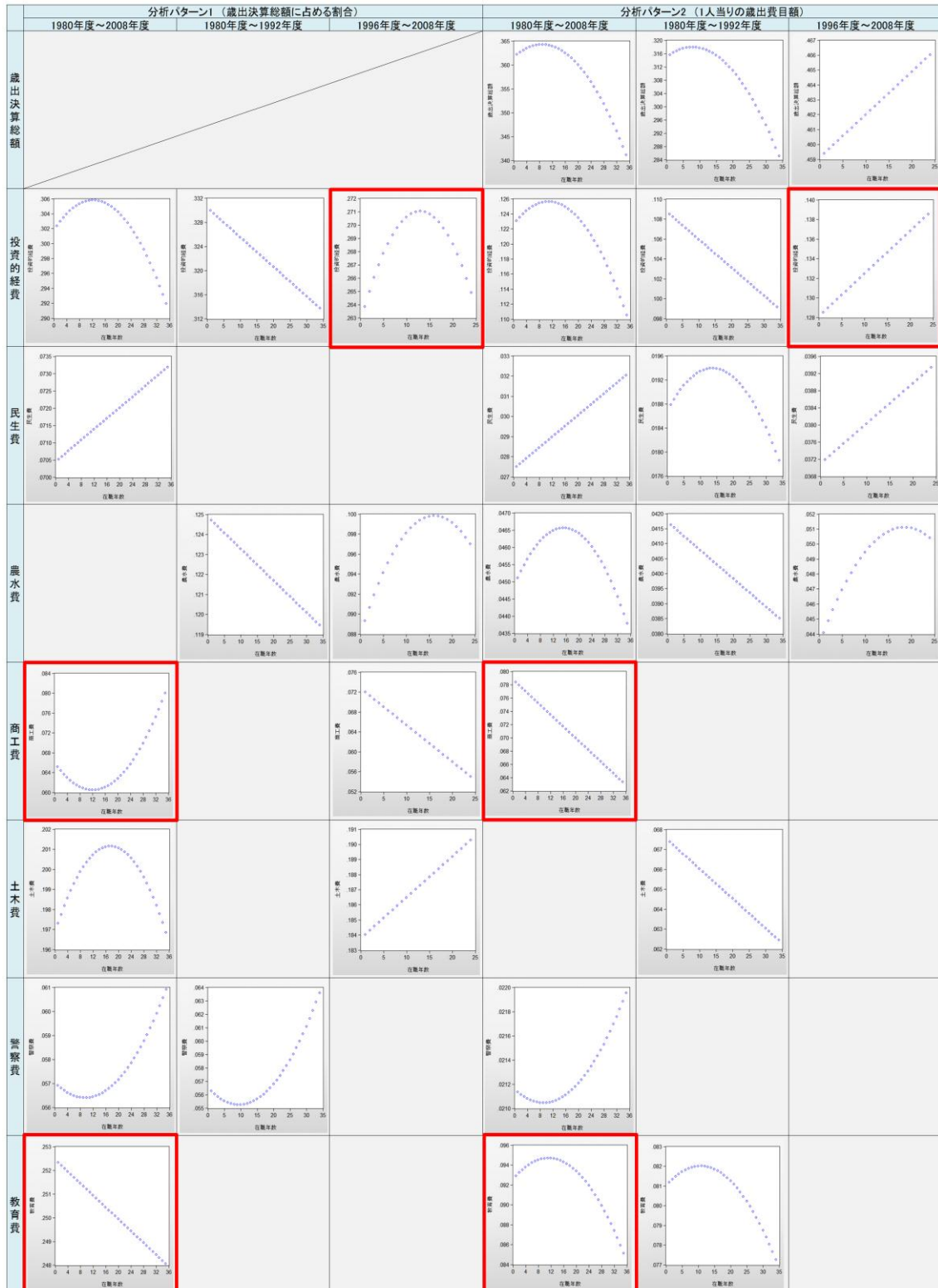
注 1. () 内は有意ではない

出所：推定結果より筆者作成

これらの有意となった在職年数の符号条件から想定される被説明変数との関係をプロットし、その比較を行ったものが表 17.である¹⁰⁸。両サブ・サンプルとも在職年数が有意となった投資的経費割合、農水費割合、1人当り投資的経費、1人当り民生費、および、1人当り農水費のいずれについても、政治的体制が変化した2つの期間において、政治的経歴の1つと位置付けた在職年数と被説明変数とした歳出費目額との関係がグラフの形状からも変化したことが確認された。

¹⁰⁸ 表 17 は以下の一般的な手順にて作成を行った。①在職年数以外の各データの平均値を求める。②OLS で求めた係数、①で求めた平均値、在職年数のデータから y を求めてグラフ上にプロットする。

表 17. 在職年数の符号条件から想定される被説明変数との関係



出所：推定結果より筆者作成

歳出費目額よりも歳出決算総額に占める各歳出費目の割合をみることによって、より地方政府の意思決定者である知事の裁量、すなわち、歳出政策決定への影響をはかることが可能であるとして定義した分析パターン 1 と分析パターン 2 の比較から得られた主な結果については以下のとおりである¹⁰⁹。

1996 年度から 2008 年度では、知事としての在職年数が長くなるに伴い 1 人当たり投資的経費の歳出は増加するという結果を得た。しかし、これを投資的経費割合でみると、4 期目となる 13 年から 14 年目をピークとした逆 U 字の関係になっており、むしろ、在職年数が長くなるにつれて、その割合を減じさせている。また、1980 年度から 2008 年度の 1 人当たり商工費については、知事としての在職年数が長くなるにしたがい減少し、商工費割合を用いた結果からは 3 期目の終わり頃を底とした U 字の関係となり、在職年数がさらに長期化するにしたがって商工費割合を増加させることが確認された。そして、フル・サンプルを対象とした 1 人当たり教育費は、3 期目の終わりとなる 12 年目をピークとした逆 U 字の関係となることが確認され、教育費割合でみると在職年数の長期化に伴い割合を減少させる可能性が示された。これらの分析パターン間で異なる結果となったことから、歳出費目額では、不況期に行われた財政政策などの外生的な変化と在職年数の関係があるように見えてしまう可能性が否定できないと考えられる。

例えば、1 人当たり民生費は、全ての期間において在職年数が民生費の歳出に影響していることが示されているが、民生費割合ではサブ・サンプルで対象とした期間については在職年数からの影響は受けていないことが示されている。制度上からも、民生費の歳出決定に際しては知事の裁量が働く余地が少なく、教育費割合についても同様であると考えられる。しかしながら、制度上裁量の働く余地が少ないと思われた警察費の歳出では、体制崩壊前の警察費割合で、10 年目を底とした U 字の関係が確認された。なお、歳出決算総額を俯瞰するために行った 1 人当たり歳出総額では、全ての期間において在職年数が歳出決算総額に影響していることが示された。

次いで、その他の政治的経歴として加えたダミー変数の主な結果を述べる（表 18. 参照）。まず、分析パターン 1 の歳出決算総額に占める割合から確認する。総務省出身ダミーはフル・サンプルを対象としたとき、投資的経費割合、民生費割合、および、土木費割合で非線形と線形モデルの双方において正に有意となり、商工費割

¹⁰⁹ 該当箇所については表 17 内の太枠で示している。

合のみ負に有意となった。つまり、知事の出身省庁が地方財政計画の所轄である総務省の場合では投資的経費、民生費、および、土木費の割合を増加させ、商工費ではその影響がマイナスとして表れたと考えられる。けれども、自民党が政権与党であったか否かに着目したサブ・サンプルでの結果をみると、フルサンプルで得られた傾向が変化していることが確認された。投資的経費割合と土木費割合は政権交代前のフル・サンプルと同じ有意となる結果が得られたものの、政権交代を経た後では有意とはならず、総務省出身であることの影響を受けなくなったと考えられる。さらに、農水費では 1980 年度から 1992 年度のみ正に有意となっていることから、政権交代前の自民党政権下では、総務省出身の知事であることが農水費の割合増加に影響を持っていたと考えられる。なお、商工費割合についてはどの対象期間の推定でも負に有意となった。

一方、総務省以外の官僚出身ダミーは民生費割合と商工費割合で非線形と線形モデルの双方において負に有意となった。よって、官僚出身であっても総務省の出身でなければ地方財政計画に対し中央政府からの民生費と商工費の割合を削減する効果を持つ可能性が否めないと考えられる。しかし、これについても、サブ・サンプルでの結果をみると、フルサンプルでの傾向が変化していることが確認された。特に、投資的経費割合はサブ・サンプルのみ有意となり、1980 年度から 1992 年度は正に有意、1996 年度から 2008 年度では負に有意となっている。すなわち、自民党政権下では総務省以外の官僚出身であることが影響し、投資的費目の割合を増減させていたことが否めない。そして、政権交代前では総務省出身であるか否かにかかわらず、官僚出身であることが割合を増加させる効果を持っていたこと。政権交代を経た後では総務省以外の官僚出身であることが割合を減少させる効果を持っていたと考えられる。

支持・支援政党ダミーはフル・サンプルを対象としたとき、商工費割合のみ非線形モデルと線形モデルの双方で正に有意となったものの、民生費割合、農水費割合、土木費割合、および、教育費の割合で非線形モデルと線形モデルの双方において負に有意となった。つまり、知事が政権与党に属しているか、あるいは支援されているときは、商工費を除いてその割合を減少させる効果があった。これらのうち、民生費割合と農水費割合、および商工費割合については、サブ・サンプルの結果も、フルサンプルと同様の傾向を示しているが、警察費割合と教育費割合については、政

権交代前では正に有意となっており、政権交代を経た後では負に有意となり、その傾向が変化している。ここでも、制度上、裁量が働く余地が少ないとした警察費や教育費の歳出割合に対し、知事が政権与党に属しているか支援されていることが何等かの影響を与えている可能性が考えられる。

引退ダミーは、フル・サンプルを対象としたときに投資的経費割合と土木費割合で非線形モデルと線形モデルの双方において負に有意となり、教育費割合のみ正に有意となった。サブ・サンプルを用いた推定では、投資的経費割合と土木費割合が政権交代を経た 1996 年度から 2008 年度でフル・サンプルと同じく負に有意となっているが教育費割合では有意にならなかった。また、フル・サンプルで有意とならなかった農水費割合と商工費割合および土木費割合は、サブ・サンプルのみ有意となり、さらに政権交代前は正に有意となり、農水費割合のみ政権交代を経た後では負に有意となった。これらを踏まえると、政権交代前にはわが国でも引退によって何らかの政治的影響力を残す行動が行われていた可能性があるものの、政権交代を経た後では、その可能性は少なく、引退時に歳出割合を増加させて歳出をばら撒くといった可能性も低いと考えられる。フル・サンプルを対象としたとき、引退ダミーとともに後継者ダミーが有意となったのは投資的経費割合のみであり、前者は負に有意、後者では正に有意であった。これは、前知事の政策を引き継いだ後任知事であっても前任者と同じ投資的経費について歳出政策を踏襲しない可能性が伺える。なお、政権交代を経た後における土木費割合のみ有意に正となった。

そして、選挙年ダミーであるが、フル・サンプルを用いた推定では何れの歳出費目の割合も有意とならなかった。1980 年度から 1992 年度のサブ・サンプルでは投資的経費割合のみ負に有意となった。また、1996 年度から 2008 年度では農水費割合が正に有意、商工費割合が負に有意とり、これらは、47 都道府県全体で示された歳出割合の推移とは異なる傾向を示した。つまり、景気上昇期の選挙年では増加傾向にあった投資的経費割合が削減され、政権交代を経た景気下降期を含んだ際の選挙年では削減傾向にあった農水費の割合が増加した。このことから、歳出政策の決定に際し費目によっては知事選挙という政治要因から影響を受けた可能性が伺えた。

なお、有意となった符号条件のうち分析パターン 1 と分析パターン 2 とで異なる結果となったものは、政権交代前の 1 人当り民生費における支持・支援政党ダミーの符号である。このとき、民生費割合では有意に負となっているが、1 人当りでは

正に有意となっている。これは、少子・高齢化の進行に伴って民生費の歳出額が増加するという、すなわち、外生的な変化を受けたため、あたかも制度上、裁量が働く余地が少ないと考えられる 1 人当り民生費を増加させたと考えられる。しかしながら、先にも述べたとおり、裁量が働く余地が少ないとした民生費の歳出割合に対し、知事が政権与党に属しているか、あるいは支援されていることによって負の影響を有する可能性が否めない。

表 18. 政治的経歴として加えた他のダミー変数の推定結果まとめ

		分析パターン1 (歳出決算額に占める割合)						分析パターン2 (1人当りの歳出費目額)					
		1980～2008		1980～1992		1996～2008		1980～2008		1980～1992		1996～2008	
		非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
歳出決算総額	総務省出身ダミー							(+)	(+)	(+)	(+)	(-)	(-)
	総務省以外の官僚出身ダミー							-	-	-	-	-	-
	支持・支援政党ダミー							+	+	+	+	(+)	(+)
	引退ダミー							(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	(-)
	後継者ダミー							(+)	+	(+)	(+)	(-)	(-)
	選挙年ダミー							(+)	(+)	(-)	(-)	(+)	(+)
投資的経費	総務省出身ダミー	+	+	+	+	(+)	(+)	(+)	(+)	+	+	-	-
	総務省以外の官僚出身ダミー	(+)	(+)	+	+	-	-	(-)	(-)	(+)	(+)	-	-
	支持・支援政党ダミー	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	+	+	(-)	(-)
	引退ダミー	-	-	(+)	(+)	-	-	-	-	(+)	(+)	-	-
	後継者ダミー	+	+	(+)	(+)	(+)	(+)	+	+	(+)	(+)	(-)	(-)
	選挙年ダミー	(-)	(-)	(-)	-	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
民生費	総務省出身ダミー	+	+	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(-)	(-)	(+)	(+)
	総務省以外の官僚出身ダミー	-	-	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	-	-	(-)	(-)
	支持・支援政党ダミー	-	-	-	-	-	-	(+)	(+)	(+)	+	(-)	(-)
	引退ダミー	(+)	(+)	(-)	(-)	+	+	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)
	後継者ダミー	+	+	(+)	(+)	(-)	(-)	+	+	+	+	(-)	(-)
	選挙年ダミー	(+)	(+)	(-)	(-)	(+)	(+)	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)
農水費	総務省出身ダミー	-	-	+	+	(-)	(-)	-	-	+	+	-	-
	総務省以外の官僚出身ダミー	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	-	-	-	-
	支持・支援政党ダミー	-	-	-	-	-	-	(-)	(-)	(+)	(+)	-	-
	引退ダミー	(-)	(-)	+	+	-	-	-	-	(+)	(+)	-	-
	後継者ダミー	-	-	-	-	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)
	選挙年ダミー	(+)	(+)	(-)	(-)	+	+	(+)	(+)	(-)	(-)	(+)	(+)
商工費	総務省出身ダミー	-	-	-	-	-	-	(+)	(+)	(-)	(-)	(+)	(+)
	総務省以外の官僚出身ダミー	-	-	(-)	(-)	-	-	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)
	支持・支援政党ダミー	+	+	+	(+)	+	+	(+)	(+)	+	+	(-)	(-)
	引退ダミー	(+)	(+)	+	+	+	+	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)
	後継者ダミー	-	-	(+)	(+)	-	-	(+)	(+)	(-)	(-)	(+)	(+)
	選挙年ダミー	(-)	(-)	(-)	(-)	-	-	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)
土木費	総務省出身ダミー	+	+	+	+	(+)	(+)	(+)	(+)	+	+	(+)	(+)
	総務省以外の官僚出身ダミー	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
	支持・支援政党ダミー	-	-	(-)	(-)	(+)	(+)	-	-	+	+	(-)	(-)
	引退ダミー	-	-	(+)	(+)	-	-	(-)	(-)	(+)	(+)	(+)	(+)
	後継者ダミー	(+)	(+)	+	+	+	+	(+)	(+)	(+)	(+)	(-)	(-)
	選挙年ダミー	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
警察費	総務省出身ダミー	(-)	(-)	-	-	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	(-)
	総務省以外の官僚出身ダミー	(+)	(-)	(+)	(+)	(+)	(+)	-	-	-	-	+	+
	支持・支援政党ダミー	-	-	+	(+)	-	-	(+)	(+)	(+)	(+)	-	-
	引退ダミー	(+)	(+)	(+)	(+)	(-)	(+)	(+)	(+)	+	+	(-)	(-)
	後継者ダミー	(+)	(+)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	-	(+)	(+)	(-)	(-)
	選挙年ダミー	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)	(-)
教育費	総務省出身ダミー	(+)	(+)	-	-	(-)	(+)	(+)	(+)	(-)	(-)	(+)	(+)
	総務省以外の官僚出身ダミー	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	(-)	-	-	-	-
	支持・支援政党ダミー	(-)	(-)	+	+	-	-	(-)	(-)	+	+	(-)	(-)
	引退ダミー	+	+	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	(+)	+	+
	後継者ダミー	(+)	(+)	(+)	(+)	(-)	(-)	(+)	+	(+)	(+)	(-)	(-)
	選挙年ダミー	(+)	(+)	(+)	(+)	(-)	(-)	(-)	(-)	(+)	(+)	(-)	(-)

出所：推定結果より筆者作成

3.5 補論 3 のまとめ

本補論は、景気上昇期と後退期、地方分権化の推進期にまたがった 1980 年度から 2008 年度において、地方政府が各歳出費目割合を決定するにあたり、知事の在職年数といった政治的経歴がその政策決定に影響を与えるかについてと、もし、政治的経歴から影響を受けるならば、政治的体制を変化させた政権交代期を経ることによって、その影響は変化したのかについて検証し、本論の第 4 章を補うことを目

的とした。これらを行うために用いた手法は前述のとおりである。以下に分析結果のまとめを述べる。

地方公共団体の経費をその経済的な性質によって分類した性質別歳出のうち裁量の働く余地があると考えた投資的経費の割合を用いた際、政権交代前後を経たことで、在職年数との関係からの影響の受け方が変化していることを確認した。そして、政権交代を経た後の投資的経費割合では4期目となる13年から14年目をピークとした逆U字の関係が示された。つまり、在職年数がさらに長くなると、その割合を減じさせている。このことから、知事を再選させるという投票行動を通じた住民の意思決定によって地方政府に効率的な財政運営を促しているとも考えられる。この結果は、第3章で費目は異なるものの同じ期間を扱った際、任期が短いグループでヤードスティック競争が確認されたことと反している。しかしながら、歳出額でみると在職年数が長くなるにつれて増加しており、第3章で得た結果と整合的ともいえる。

しかし、本補論の推定では、在職年数が長期となる知事であっても、あるいは短期となる知事も同じ1年目として扱っていることに加え、割合を用いた推定では景気変動によって投資的経費が縮減した結果が強く表れた可能性も否めない。さらに、識別されたヤードスティック競争が厚生改善をもたらすものならば、割合を用いた結果が整合的であり、歳出額を用いた結果が反したものである可能性も否定できない。

なお、土木費の割合は在職年数の長くなるにつれて増加している一方で、制度の仕組み上、裁量が働きにくいと考えた民生費割合や警察費割合、および教育費割合でも知事としての経歴の長さが政策決定に影響を与えている可能性が伺えた。したがって、各歳出費目によってその歳出を増加させるか、あるいは、減少させるのかは異なるものの、在職年数を重ねることによって歳出政策決定における現職知事の行動に変化が生じることが確認された。また、在職年数以外の知事の政治的経歴、すなわち、知事の出身省庁が地方財政計画の所轄である総務省であるか、あるいは総務省以外の官僚出身であるのか、政権与党が支持・支援政党であるかについても、投資的経費割合や裁量の余地が少ないと考えられる目的別経費割合に対して影響を持つことが示された。そして、ここでも政権交代という政治的体制の変化を経たことで、影響の仕方が変化したことが確認された。特に、支持・支援政党が政権与党

であるかは、割合ベースでは有意となっており、中央との繋がりを持つことが地方政府の歳出政策決定に対し大きな影響を持つ可能性が考えられる。しかし、政権交代前を除いたわが国では、引退により何らかの政治的影響力を残す行動が行われる可能性は少なく、引退時の歳出割合を増加させて歳出をばら撒くといった可能性も低いと考えられた。

以上の割合ベースの分析より、わが国においても費目によっては知事選挙年であるということが歳出政策の決定に影響を受けている可能性が伺えた。つまり、在職年数以外の知事の政治的要因からも歳出政策の決定に対し影響を持つ可能性が示唆されたと考える。

表 19. 推定結果 ① 歳出決算総額に占める投資的経費の割合

	歳出決算総額に占める投資的経費の割合					
	1980年度～2008年度		1980年度～1992年度		1996年度～2008年度	
	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
係数	0.3387 *** (12.0466)	0.3429 *** (12.1770)	0.3273 *** (5.6289)	0.3256 *** (5.5846)	0.3216 *** (4.4281)	0.3236 *** (4.5049)
在職年数	0.0007 ** (2.2315)	0.0001 (0.7064)	0.0000 (0.0974)	-0.0005 ** (-2.1124)	0.0013 ** (2.4631)	0.0004 * (1.7569)
在職年数(二乗項)	-0.0000 ** (-2.0474)		-0.0000 (-1.6465)		-0.0001 ** (-1.9997)	
総務省出身ダミー	0.0034 * (1.7443)	0.0033 * (1.6753)	0.0076 ** (2.2923)	0.0073 ** (2.1770)	0.0023 (0.4579)	0.0020 (0.4013)
総務省以外の官僚出身 ダミー	0.0025 (1.1801)	0.0026 (1.2266)	0.0137 *** (3.6055)	0.0137 *** (3.5838)	-0.0057 * (-1.9075)	-0.0058 * (-1.9320)
支持・支援政党ダミー	0.0013 (0.7389)	0.0013 (0.7585)	0.0004 (0.1459)	0.0006 (0.2307)	0.0024 (0.8657)	0.0024 (0.8462)
引退ダミー	-0.0045 *** (-2.7671)	-0.0044 *** (-2.7125)	0.0013 (0.6379)	0.0014 (0.6718)	-0.0074 *** (-3.0103)	-0.0076 *** (-3.1098)
後継者ダミー	0.0055 *** (3.0581)	0.0061 *** (3.4530)	0.0032 (1.2752)	0.0029 (1.1840)	0.0008 (0.2084)	0.0016 (0.4001)
選挙年ダミー	-0.0011 (-0.8410)	-0.0013 (-1.0348)	-0.0024 (-1.5640)	-0.0026 * (-1.6728)	-0.0000 (-0.0010)	-0.0003 (-0.1749)
高齢者比率	0.3089 ** (2.5421)	0.2992 ** (2.4524)	-0.1291 (-0.4096)	-0.1059 (-0.3355)	0.6060 ** (2.3483)	0.6353 ** (2.4881)
第2次産業比率	-0.0116 (-0.3234)	-0.0087 (-0.2440)	-0.1023 (-1.2230)	-0.1072 (-1.2837)	0.1419 * (1.8576)	0.1500 ** (1.9769)
1人当り県民所得	0.0371 *** (6.7816)	0.0371 *** (6.7527)	0.0391 *** (3.1794)	0.0388 *** (3.1446)	0.0137 (0.9448)	0.0123 (0.8580)
経常収支比率	-0.2153 *** (-11.7108)	-0.2174 *** (-11.8031)	-0.0473 (-1.3857)	-0.0435 (-1.2751)	-0.2876 *** (-11.8183)	-0.2914 *** (-12.0564)
普通交付税不交付団体 ダミー	-0.0063 (-1.2852)	-0.0058 (-1.1908)	0.0042 (0.6852)	0.0044 (0.7204)	0.0013 (0.1568)	0.0020 (0.2436)
サンプル数	1363	1363	611	611	611	611
Adjusted R-squared	0.9413	0.9412	0.9317	0.9316	0.9575	0.9574

注1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注2) () 内はt値をあらわす

表 20. 推定結果 ② 歳出決算総額に占める民生費割合

	歳出決算総額に占める民生費の割合					
	1980年度～2008年度		1980年度～1992年度		1996年度～2008年度	
	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
係数	0.1048 *** (11.7702)	0.1046 *** (11.7763)	0.0491 *** (3.8462)	0.0494 *** (3.8685)	0.0390 * (1.6685)	0.0388 * (1.6585)
在職年数	0.0000 (0.5563)	0.0001 ** (2.1167)	-0.0000 (-0.5135)	0.0000 (0.4908)	-0.0000 (-0.1951)	0.0001 (0.8480)
在職年数(二乗項)	0.0000 (0.3793)		0.0000 (0.8159)		0.0000 (0.5617)	
総務省出身ダミー	0.0009 * (1.7058)	0.0009 * (1.7168)	0.0003 (0.5066)	0.0003 (0.5730)	0.0006 (0.4988)	0.0006 (0.5192)
総務省以外の官僚出身 ダミー	-0.0014 *** (-2.7946)	-0.0014 *** (-2.8138)	-0.0006 (-0.9428)	-0.0006 (-0.9236)	-0.0009 (-0.8492)	-0.0009 (-0.8414)
支持・支援政党ダミー	-0.0020 *** (-4.8390)	-0.0020 *** (-4.8521)	-0.0011 * (-1.9629)	-0.0012 ** (-2.0471)	-0.0029 *** (-3.7277)	-0.0029 *** (-3.7206)
引退ダミー	0.0001 (0.1467)	0.0001 (0.1375)	-0.0005 (-0.8810)	-0.0005 (-0.9003)	0.0012 * (1.7124)	0.0013 * (1.7426)
後継者ダミー	0.0011 ** (2.0889)	0.0010 ** (2.0227)	0.0006 (1.0816)	0.0006 (1.1558)	-0.0018 (-1.5201)	-0.0019 (-1.6165)
選挙年ダミー	0.0000 (0.0801)	0.0000 (0.1138)	-0.0002 (-0.5621)	-0.0002 (-0.4873)	0.0003 (0.6669)	0.0004 (0.7310)
高齢者比率	-0.1851 *** (-5.9968)	-0.1846 *** (-5.9943)	-0.1374 ** (-2.4260)	-0.1406 ** (-2.4941)	0.1309 * (1.6881)	0.1283 (1.6415)
第2次産業比率	-0.0615 *** (-5.2859)	-0.0617 *** (-5.3084)	0.0389 *** (2.7994)	0.0396 *** (2.8428)	-0.0080 (-0.2764)	-0.0088 (-0.3024)
1人当り県民所得	0.0053 ** (2.5017)	0.0053 ** (2.5011)	0.0039 * (1.9181)	0.0039 * (1.9258)	0.0076 (1.2577)	0.0077 (1.2811)
経常収支比率	0.0044 (0.6594)	0.0045 (0.6754)	0.0075 (1.0900)	0.0070 (1.0018)	0.0025 (0.2676)	0.0028 (0.3023)
普通交付税不交付団体 ダミー	-0.0060 *** (-4.6024)	-0.0061 *** (-4.6287)	0.0019 ** (2.2246)	0.0018 ** (2.1954)	-0.0042 ** (-2.0698)	-0.0043 ** (-2.1074)
サンプル数	1363	1363	611	611	611	611
Adjusted R-squared	0.9024	0.9024	0.9256	0.9256	0.9285	0.9286

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 21. 推定結果 ③ 歳出決算総額に占める農水費割合

	歳出決算総額に占める農水費の割合					
	1980年度～2008年度		1980年度～1992年度		1996年度～2008年度	
	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
係数	0.2348 *** (14.1291)	0.2362 *** (14.0403)	0.1789 *** (7.8054)	0.1785 *** (7.8117)	0.1775 *** (3.7110)	0.1793 *** (3.7654)
在職年数	0.0003 * (1.7285)	0.0001 (1.5367)	-0.0000 (-0.2600)	-0.0002 ** (-2.2632)	0.0015 *** (4.0362)	0.0006 *** (4.4890)
在職年数(二乗項)	-0.0000 (-1.2623)		-0.0000 (-0.9033)		-0.0000 *** (-2.8770)	
総務省出身ダミー	-0.0022 * (-1.8398)	-0.0022 * (-1.8624)	0.0059 *** (5.3242)	0.0059 *** (5.3433)	-0.0026 (-1.1039)	-0.0029 (-1.2316)
総務省以外の官僚出身 ダミー	0.0020 (1.5789)	0.0020 (1.5968)	-0.0009 (-0.6055)	-0.0009 (-0.6135)	-0.0010 (-0.6165)	-0.0011 (-0.6539)
支持・支援政党ダミー	-0.0020 ** (-2.3590)	-0.0019 ** (-2.3424)	-0.0026 ** (-2.1892)	-0.0025 ** (-2.1518)	-0.0037 ** (-2.4300)	-0.0038 ** (-2.4741)
引退ダミー	-0.0004 (-0.4240)	-0.0003 (-0.3885)	0.0015 * (1.7659)	0.0015 * (1.7793)	-0.0040 *** (-2.9172)	-0.0041 *** (-3.0100)
後継者ダミー	-0.0025 ** (-2.5640)	-0.0023 ** (-2.3473)	-0.0034 *** (-3.0188)	-0.0035 *** (-3.0726)	-0.0011 (-0.5639)	-0.0005 (-0.2357)
選挙年ダミー	0.0006 (0.6684)	0.0005 (0.5754)	-0.0001 (-0.1520)	-0.0001 (-0.2246)	0.0021 * (1.6584)	0.0018 (1.4379)
高齢者比率	-0.0976 (-1.2631)	-0.1008 (-1.3008)	-0.4514 *** (-3.5066)	-0.4461 *** (-3.4897)	0.2262 (1.3096)	0.2528 (1.4969)
第2次産業比率	-0.1180 *** (-6.9233)	-0.1171 *** (-6.8613)	-0.0956 *** (-4.3715)	-0.0967 *** (-4.4363)	0.1244 ** (2.4008)	0.1319 ** (2.5166)
1人当り県民所得	0.0148 *** (5.2675)	0.0148 *** (5.2627)	0.0148 *** (4.8124)	0.0148 *** (4.7890)	-0.0097 (-0.9300)	-0.0109 (-1.0466)
経常収支比率	-0.1272 *** (-13.7325)	-0.1279 *** (-13.7071)	0.0053 (0.4897)	0.0061 (0.5740)	-0.1541 *** (-10.6691)	-0.1576 *** (-10.8936)
普通交付税不交付団体 ダミー	-0.0035 (-1.6272)	-0.0033 (-1.5464)	0.0072 *** (3.6750)	0.0073 *** (3.7013)	-0.0095 *** (-2.7782)	-0.0088 *** (-2.6710)
サンプル数	1363	1363	611	611	611	611
Adjusted R-squared	0.9444	0.9443	0.9837	0.9837	0.9351	0.9344

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 22. 推定結果 ④ 歳出決算総額に占める商工費割合

	歳出決算総額に占める商工費の割合					
	1980年度～2008年度		1980年度～1992年度		1996年度～2008年度	
	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
係数	-0.0382 (-1.5995)	-0.0441 * (-1.8499)	0.0080 (0.3552)	0.0076 (0.3317)	0.0985 (1.3881)	0.0981 (1.3851)
在職年数	-0.0009 *** (-3.4621)	-0.0001 (-1.0908)	0.0000 (0.0793)	-0.0001 (-1.3094)	-0.0010 * (-1.8409)	-0.0007 *** (-3.8137)
在職年数(二乗項)	0.0000 *** (3.1936)		-0.0000 (-0.8935)		0.0000 (0.4619)	
総務省出身ダミー	-0.0043 *** (-2.7166)	-0.0041 *** (-2.5934)	-0.0032 ** (-2.3380)	-0.0033 ** (-1.9800)	-0.0112 ** (-2.1830)	-0.0111 ** (-2.1817)
総務省以外の官僚出身 ダミー	-0.0051 *** (-3.4075)	-0.0053 *** (-3.4823)	-0.0016 (-1.1614)	-0.0017 (-1.2796)	-0.0097 *** (-3.0445)	-0.0097 ** (-3.0374)
支持・支援政党ダミー	0.0030 ** (2.2402)	0.0030 ** (2.2024)	0.0018 * (1.6516)	0.0018 (1.4369)	0.0075 *** (3.0164)	0.0075 ** (3.0266)
引退ダミー	0.0017 (1.3062)	0.0015 (1.2064)	0.0024 *** (2.6068)	0.0024 *** (2.6581)	0.0063 *** (3.1387)	0.0064 *** (3.1687)
後継者ダミー	-0.0051 *** (-3.1472)	-0.0059 *** (-3.6614)	0.0009 (0.7898)	0.0009 (0.6636)	-0.0100 ** (-2.3394)	-0.0102 ** (-2.3842)
選挙年ダミー	-0.0011 (-0.9907)	-0.0007 (-0.6721)	-0.0002 (-0.3204)	-0.0003 (-0.3895)	-0.0031 * (-1.9177)	-0.0030 * (-1.8694)
高齢者比率	0.4366 *** (4.8780)	0.4501 *** (5.0244)	0.3382 *** (2.9319)	0.3440 * (2.7855)	-0.0148 (-0.0473)	-0.0216 (-0.0693)
第2次産業比率	0.0529 (1.5616)	0.0490 (1.4435)	0.0073 (0.3468)	0.0061 (0.2980)	-0.0874 (-1.0131)	-0.0893 (-1.0341)
1人当り県民所得	-0.0022 (-0.5086)	-0.0021 *** (-0.5053)	-0.0000 (-0.0143)	-0.0001 (-0.0281)	0.0010 (0.0614)	0.0013 (0.0816)
経常収支比率	0.0298 * (1.7806)	0.0326 * (1.9464)	0.0042 (0.3416)	0.0052 (0.4391)	0.0044 (0.1535)	0.0053 (0.1838)
普通交付税不交付団体 ダミー	-0.0092 ** (-2.1243)	-0.0099 ** (-2.2787)	-0.0029 (-1.1285)	-0.0029 (-1.3509)	-0.0171 ** (-2.2332)	-0.0173 ** (-2.2519)
サンプル数	1363	1363	611	611	611	611
Adjusted R-squared	0.5362	0.5325	0.8375	0.8376	0.6840	0.6844

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 23. 推定結果 ⑤ 歳出決算総額に占める土木費割合

	歳出決算総額に占める土木費の割合					
	1980年度～2008年度		1980年度～1992年度		1996年度～2008年度	
	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
係数	0.1891 *** (8.9274)	0.1913 *** (9.1193)	0.1422 *** (3.5220)	0.1409 *** (3.4829)	0.2427 *** (4.9994)	0.2429 *** (5.0085)
在職年数	0.0005 ** (2.4095)	0.0002 ** (2.1859)	-0.0003 (1.1757)	-0.0001 (-0.6446)	0.0004 (1.0317)	0.0003 * (1.8112)
在職年数(二乗項)	-0.0000 * (-1.7567)		-0.0000 ** (-2.0406)		-0.0000 (-0.3890)	
総務省出身ダミー	0.0028 ** (2.0923)	0.0028 ** (2.0411)	0.0062 *** (2.9841)	0.0060 *** (2.9261)	0.0018 (0.5538)	0.0018 (0.5411)
総務省以外の官僚出身 ダミー	-0.0001 (-0.0676)	-0.0000 (-0.0271)	-0.0017 (-0.8360)	-0.0017 (-0.8482)	0.0016 (0.7102)	0.0016 (0.7075)
支持・支援政党ダミー	0.0033 *** (3.0884)	0.0033 *** (3.1125)	-0.0020 (-1.1841)	-0.0018 (-1.0918)	0.0011 (0.5687)	0.0011 (0.5651)
引退ダミー	-0.0042 *** (-3.6666)	-0.0041 *** (-3.6308)	0.0003 (0.2415)	0.0004 (0.2845)	-0.0053 *** (-2.9895)	-0.0053 *** (-3.0180)
後継者ダミー	0.0012 (0.9294)	0.0015 (1.1967)	0.0030 * (1.8192)	0.0029 * (1.7257)	0.0081 *** (2.8258)	0.0082 *** (2.9151)
選挙年ダミー	-0.0000 (-0.0376)	-0.0002 (-0.1731)	-0.0003 (-0.2824)	-0.0004 (-0.4163)	0.0003 (0.2041)	0.0002 (0.1711)
高齢者比率	0.2258 *** (2.9217)	0.2207 *** (2.8630)	0.4009 * (1.9230)	0.4189 ** (1.9958)	0.0213 (0.1209)	0.0254 (0.1452)
第2次産業比率	-0.0213 (-1.0027)	-0.0199 (-0.9314)	-0.1872 *** (-4.2246)	-0.1911 *** (-4.2994)	-0.0162 (-0.2856)	-0.0150 (-0.2668)
1人当り県民所得	0.0120 *** (2.6099)	0.0120 *** (2.6061)	0.0309 *** (3.4692)	0.0308 *** (3.4263)	0.0144 (1.3295)	0.0142 (1.3177)
経常収支比率	-0.0656 *** (-4.8880)	-0.0667 *** (-4.9914)	0.0174 (0.7321)	0.0203 (0.8670)	-0.1125 * (-5.8007)	-0.1131 *** (-5.8806)
普通交付税不交付団体 ダミー	0.0052 * (1.6490)	0.0055 * (1.7444)	0.0050 (1.1835)	0.0052 (1.2197)	0.0017 (0.2741)	0.0018 (0.2896)
サンプル数	1363	1363	611	611	611	611
Adjusted R-squared	0.8554	0.8553	0.8527	0.8522	0.9049	0.9050

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 24. 推定結果 ⑥ 歳出決算総額に占める警察費割合

	歳出決算総額に占める警察費の割合					
	1980年度～2008年度		1980年度～1992年度		1996年度～2008年度	
	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
係数	0.0520 *** (9.0579)	0.0509 *** (8.8703)	0.0458 *** (4.2631)	0.0466 *** (4.2491)	0.0389 *** (2.6826)	0.0387 *** (2.6741)
在職年数	-0.0001 *** (-2.6174)	0.0000 (0.6977)	-0.0003 *** (-3.8364)	0.0000 (0.1413)	-0.0001 (-0.6647)	0.0000 (0.4250)
在職年数(二乗項)	0.0000 *** (3.3385)		0.0000 *** (4.9231)		0.0000 (0.9905)	
総務省出身ダミー	-0.0001 (-0.2970)	-0.0001 (-0.2002)	-0.0021 *** (-3.0702)	-0.0020 *** (-2.7662)	-0.0008 (-1.0994)	-0.0007 (-1.0725)
総務省以外の官僚出身 ダミー	0.0000 (0.0317)	-0.0000 (-0.0522)	0.0004 (0.5895)	0.0004 (0.6144)	0.0008 (1.5628)	0.0008 (1.5820)
支持・支援政党ダミー	-0.0005 * (-1.7301)	-0.0005 * (-1.7516)	0.0009 * (1.9097)	0.0007 (1.6411)	-0.0019 *** (-3.8718)	-0.0019 *** (-3.8658)
引退ダミー	0.0003 (0.8790)	0.0002 (0.7962)	0.0005 (1.4855)	0.0005 (1.3583)	-0.0000 (-0.0200)	0.0000 (0.0246)
後継者ダミー	0.0002 (0.5937)	0.0001 (0.1767)	-0.0003 (-0.5423)	-0.0001 (-0.2997)	0.0000 (0.0216)	-0.0000 (-0.0599)
選挙年ダミー	-0.0002 (-0.8102)	-0.0001 (-0.5525)	0.0001 (0.4408)	0.0002 (0.8123)	-0.0002 (-0.7429)	-0.0002 (-0.6612)
高齢者比率	-0.0044 (-0.1998)	-0.0019 (-0.0858)	0.0338 (0.5712)	0.0219 (0.3628)	-0.0175 (-0.2914)	-0.0201 (-0.3355)
第2次産業比率	0.0192 *** (2.6503)	0.0185 ** (2.5426)	0.0239 ** (2.2587)	0.0264 ** (2.4322)	0.0075 (0.4721)	0.0067 (0.4283)
1人当り県民所得	-0.0062 *** (-4.7675)	-0.0062 *** (-4.7137)	-0.0105 *** (-5.4078)	-0.0104 *** (-5.1470)	0.0005 (0.1473)	0.0006 (0.1839)
経常収支比率	0.0183 *** (4.4805)	0.0188 *** (4.5876)	0.0276 *** (3.9783)	0.0256 *** (3.5636)	0.0231 *** (4.2399)	0.0235 *** (4.3388)
普通交付税不交付団体 ダミー	-0.0009 (-0.7916)	-0.0010 (-0.9063)	-0.0064 *** (-4.1751)	-0.0066 *** (-4.1244)	-0.0039 *** (-2.6791)	-0.0040 *** (-2.7238)
サンプル数	1363	1363	611	611	611	611
Adjusted R-squared	0.9586	0.9583	0.9806	0.9799	0.9689	0.9689

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 25. 推定結果 ⑦ 歳出決算総額に占める教育費割合

	歳出決算総額に占める教育費の割合					
	1980年度～2008年度		1980年度～1992年度		1996年度～2008年度	
	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
係数	0.2543 *** (14.1503)	0.2545 *** (14.2229)	0.2196 *** (6.8515)	0.2204 *** (6.8323)	0.2445 *** (6.2610)	0.2440 *** (6.2769)
在職年数	-0.0001 (-0.5432)	-0.0001 * (-1.9007)	-0.0003 (-1.1771)	0.0000 (0.0564)	-0.0002 (-0.6394)	0.0000 (0.4590)
在職年数(二乗項)	-0.0000 (-0.2073)		0.0000 (1.4784)		0.0000 (0.9017)	
総務省出身ダミー	0.0016 (1.3141)	0.0016 (1.3124)	-0.0051 ** (-2.2018)	-0.0049 ** (-2.1740)	-0.0000 (-0.0032)	0.0001 (0.0250)
総務省以外の官僚出身 ダミー	-0.0008 (-0.6954)	-0.0008 (-0.6894)	-0.0006 (-0.3328)	-0.0006 (-0.3154)	0.0013 (0.8092)	0.0014 (0.8254)
支持・支援政党ダミー	-0.0007 (-0.6945)	-0.0007 (-0.6933)	0.0032 ** (2.0736)	0.0031 ** (2.0165)	-0.0066 *** (-4.4164)	-0.0066 *** (-4.4050)
引退ダミー	0.0027 *** (2.9165)	0.0027 *** (2.9239)	0.0015 (1.1830)	0.0015 (1.1557)	0.0016 (1.3944)	0.0017 (1.4469)
後継者ダミー	0.0010 (0.9337)	0.0011 (0.9762)	0.0007 (0.4021)	0.0008 (0.4738)	-0.0023 (-0.9841)	-0.0025 (-1.0791)
選挙年ダミー	0.0000 (0.0424)	0.0000 (0.0263)	0.0009 (1.0411)	0.0010 (1.1331)	-0.0002 (-0.1574)	-0.0001 (-0.0790)
高齢者比率	-0.0825 (-1.0759)	-0.0831 (-1.0845)	0.3142 * (1.7658)	0.3024 * (1.6982)	-0.2854 * (-1.8811)	-0.2926 * (-1.9272)
第2次産業比率	0.0406 * (1.8380)	0.0407 * (1.8462)	0.0442 (1.1520)	0.0467 (1.2213)	0.0325 (0.7953)	0.0304 (0.7482)
1人当り県民所得	-0.0137 *** (-4.1092)	-0.0137 *** (-4.1118)	-0.0119 ** (-2.5522)	-0.0118 ** (-2.5289)	-0.0045 (-0.4870)	-0.0041 (-0.4509)
経常収支比率	0.0377 *** (3.3001)	0.0376 *** (3.3044)	0.0306 * (1.7229)	0.0287 (1.6053)	0.0633 *** (4.5939)	0.0642 *** (4.7031)
普通交付税不交付団体 ダミー	0.0006 (0.1699)	0.0007 (0.1770)	-0.0092 * (-1.8037)	-0.0093 * (-1.8254)	-0.0127 *** (-4.2282)	-0.0129 *** (-4.2839)
サンプル数	1363	1363	611	611	611	611
Adjusted R-squared	0.9345	0.9345	0.9633	0.9632	0.9521	0.9521

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 26. 推定結果 ⑧ 1人当り投資的経費

	1人当り投資的経費					
	1980年度～2008年度		1980年度～1992年度		1996年度～2008年度	
	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
係数	0.0757 *** (3.2227)	0.0797 *** (3.4240)	0.0026 (0.0706)	0.0017 (0.0441)	0.0813 (1.1119)	0.0820 (1.1321)
在職年数	0.0006 *** (2.5856)	0.0000 (0.1703)	0.0000 (0.0826)	-0.0003 ** (-2.0382)	0.0008 (1.4959)	0.0004 ** (2.2001)
在職年数(二乗項)	-0.0000 *** (-3.0101)		-0.0000 * (-1.7256)		-0.0000 (-0.7123)	
総務省出身ダミー	0.0013 (0.8772)	0.0011 (0.7913)	0.0046 ** (2.1861)	0.0044 ** (2.0950)	-0.0097 *** (-2.5925)	-0.0098 *** (-2.6329)
総務省以外の官僚出身 ダミー	-0.0022 (-1.3442)	-0.0021 (-1.2840)	0.0022 (0.8568)	0.0022 (0.8439)	-0.0089 *** (-3.1614)	-0.0089 *** (-3.1676)
支持・支援政党ダミー	0.0012 (0.9183)	0.0012 (0.9471)	0.0041 ** (2.1252)	0.0043 ** (2.2185)	-0.0019 (-0.7885)	-0.0019 (-0.8037)
引退ダミー	-0.0034 *** (-2.8380)	-0.0033 *** (-2.7658)	0.0011 (0.8950)	0.0011 (0.9315)	-0.0068 *** (-3.1454)	-0.0069 *** (-3.1901)
後継者ダミー	0.0056 *** (4.3629)	0.0062 *** (4.8427)	0.0016 (0.9784)	0.0014 (0.9048)	-0.0027 (-0.7398)	-0.0024 (-0.6868)
選挙年ダミー	-0.0005 (-0.5199)	-0.0007 (-0.7639)	-0.0009 (-1.0748)	-0.0010 (-1.1893)	-0.0004 (-0.2278)	-0.0005 (-0.3060)
高齢者比率	1.0354 *** (9.8718)	1.0260 *** (9.8640)	1.0872 *** (5.1052)	1.1006 *** (5.1927)	1.2188 *** (4.6766)	1.2294 *** (4.6731)
第2次産業比率	0.1320 *** (5.3091)	0.1347 *** (5.3943)	0.0311 (0.5342)	0.0283 (0.4870)	0.2264 *** (3.1323)	0.2294 *** (3.2119)
1人当り県民所得	0.0049 (1.0500)	0.0049 (1.0414)	0.0064 (0.7439)	0.0062 (0.7255)	0.0007 (0.0492)	0.0002 (0.0147)
経常収支比率	-0.2138 *** (-15.6875)	-0.2158 *** (-15.7485)	-0.0739 *** (-3.5344)	-0.0717 *** (-3.4128)	-0.2863 *** (-13.4307)	-0.2876 *** (-13.4871)
普通交付税不交付団体 ダミー	0.0026 (1.0068)	0.0031 (1.1820)	-0.0073 ** (-2.3421)	-0.0072 ** (-2.3047)	-0.0036 (-0.6494)	-0.0033 (-0.6004)
サンプル数	1363	1363	611	611	611	611
Adjusted R-squared	0.9408	0.9406	0.9529	0.9528	0.9490	0.9491

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 27. 推定結果 ⑨ 1人当り民生費

	1人当り民生費					
	1980年度～2008年度		1980年度～1992年度		1996年度～2008年度	
	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
係数	0.0868 *** (8.7195)	0.0868 *** (8.7623)	0.0089 ** (2.0483)	0.0087 ** (1.9842)	0.0484 (1.4515)	0.0482 (1.4503)
在職年数	0.0001 (1.3428)	0.0001 *** (3.0407)	0.0001 *** (3.1433)	0.0000 * (1.8368)	0.0000 (0.1028)	0.0001 (0.9056)
在職年数(二乗項)	-0.0000 (-0.0202)		-0.0000 ** (-2.5637)		0.0000 (0.2909)	
総務省出身ダミー	0.0007 (1.0257)	0.0007 (1.0246)	-0.0001 (-0.3882)	-0.0001 (-0.5073)	0.0008 (0.4166)	0.0008 (0.4271)
総務省以外の官僚出身 ダミー	-0.0000 (-0.0101)	-0.0000 (-0.0096)	-0.0010 *** (-3.7677)	-0.0010 *** (-3.7767)	-0.0016 (-1.0863)	-0.0016 (-1.0844)
支持・支援政党ダミー	0.0001 (0.1117)	0.0001 (0.1121)	0.0003 (1.5652)	0.0004 * (1.7163)	-0.0003 (-0.2946)	-0.0003 (-0.2902)
引退ダミー	-0.0004 (-0.6307)	-0.0004 (-0.6313)	-0.0003 (-1.4344)	-0.0002 (-1.3682)	0.0013 (1.0919)	0.0013 (1.1070)
後継者ダミー	0.0025 *** (3.9549)	0.0025 *** (3.9466)	0.0007 *** (3.2999)	0.0007 *** (3.1451)	-0.0021 (-1.1779)	-0.0022 (-1.2073)
選挙年ダミー	0.0000 (0.0055)	0.0000 (0.0038)	-0.0001 (-0.5676)	-0.0001 (-0.7554)	-0.0005 (-0.5351)	-0.0004 (-0.5149)
高齢者比率	-0.2331 *** (-6.3318)	-0.2331 *** (-6.3494)	0.1395 *** (6.3089)	0.1427 *** (6.4312)	-0.0423 (-0.3587)	-0.0444 (-0.3771)
第2次産業比率	-0.0176 * (-1.8594)	-0.0176 * (-1.8591)	0.0051 (1.2642)	0.0044 (1.0925)	-0.0456 (-1.2522)	-0.0462 (-1.2722)
1人当り県民所得	-0.0057 *** (-2.9872)	-0.0057 *** (-2.9889)	-0.0002 (-0.2692)	-0.0002 (-0.3130)	0.0019 (0.2815)	0.0020 (0.2982)
経常収支比率	-0.0034 (-0.4925)	-0.0034 (-0.4924)	-0.0116 *** (-4.8957)	-0.0111 *** (-4.6670)	0.0066 (0.4928)	0.0068 (0.5157)
普通交付税不交付団体 ダミー	-0.0017 (-1.1911)	-0.0017 (-1.1926)	-0.0008 (-1.5020)	-0.0007 (-1.4401)	0.0071 * (1.6775)	0.0070 * (1.6717)
サンプル数	1363	1363	611	611	611	611
Adjusted R-squared	0.6983	0.6985	0.9697	0.9694	0.3120	0.3131

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 28. 推定結果 ⑩ 1人当り農水費

	1人当り農水費					
	1980年度～2008年度		1980年度～1992年度		1996年度～2008年度	
	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
係数	0.0611 *** (6.3527)	0.0622 *** (6.4633)	0.0153 * (1.6813)	0.0152 * (1.6716)	0.0641 * (1.7533)	0.0650 * (1.7928)
在職年数	0.0002 ** (2.3063)	0.0001 * (1.7409)	-0.0001 (-0.8818)	-0.0001 *** (-2.6890)	0.0008 *** (3.2147)	0.0004 *** (4.4032)
在職年数(二乗項)	-0.0000 * (-1.9044)		-0.0000 (-0.6311)		-0.0000 * (-1.8239)	
総務省出身ダミー	-0.0017 *** (-2.7318)	-0.0017 *** (-2.7722)	0.0015 *** (2.9928)	0.0015 *** (2.9719)	-0.0066 *** (-4.0768)	-0.0068 *** (-4.2608)
総務省以外の官僚出身 ダミー	-0.0003 (-0.5086)	-0.0003 (-0.4681)	-0.0009 ** (-2.0150)	-0.0009 ** (-2.0267)	-0.0031 ** (-2.4141)	-0.0032 ** (-2.4309)
支持・支援政党ダミー	-0.0006 (-1.1108)	-0.0006 (-1.0948)	0.0005 (1.0350)	0.0005 (1.0725)	-0.0022 ** (-1.9923)	-0.0022 ** (-2.0348)
引退ダミー	-0.0012 ** (-2.4891)	-0.0012 ** (-2.4416)	0.0005 (1.4102)	0.0005 (1.4279)	-0.0031 *** (-3.2437)	-0.0032 *** (-3.3325)
後継者ダミー	0.0006 (1.0250)	0.0007 (1.3466)	-0.0004 (-0.9010)	-0.0004 (-0.9375)	-0.0024 (-1.4537)	-0.0021 (-1.2943)
選挙年ダミー	0.0002 (0.3846)	0.0001 (0.2426)	-0.0000 (-0.1642)	-0.0001 (-0.2104)	0.0007 (0.9066)	0.0006 (0.7263)
高齢者比率	0.3342 *** (7.2796)	0.3316 *** (7.2650)	0.2832 *** (5.4782)	0.2846 *** (5.5333)	0.3302 ** (2.4967)	0.3435 *** (2.6073)
第2次産業比率	0.0490 *** (4.6864)	0.0497 *** (4.7828)	0.0334 *** (4.4282)	0.0331 *** (4.3970)	0.1028 *** (2.9741)	0.1065 *** (3.0992)
1人当り県民所得	-0.0030 (-1.5568)	-0.0030 (-1.5616)	-0.0064 *** (-5.2037)	-0.0064 *** (-5.2019)	-0.0011 (-0.1618)	-0.0018 (-0.2552)
経常収支比率	-0.0934 *** (-16.6688)	-0.0939 *** (-16.6820)	-0.0090 ** (-2.0974)	-0.0088 ** (-2.0540)	-0.1196 *** (-11.4832)	-0.1213 *** (-11.6281)
普通交付税不交付団体 ダミー	0.0007 (0.7070)	0.0009 (0.8277)	-0.0004 (-0.6976)	-0.0004 (-0.6794)	-0.0053 ** (-2.3267)	-0.0049 ** (-2.2033)
サンプル数	1363	1363	611	611	611	611
Adjusted R-squared	0.9436	0.9435	0.9867	0.9867	0.9360	0.9357

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 29. 推定結果 ⑪ 1人当り商工費

	1人当り商工費					
	1980年度～2008年度		1980年度～1992年度		1996年度～2008年度	
	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
係数	0.0668 ** (2.3304)	0.0668 ** (2.3293)	0.4333 *** (3.4419)	0.4357 *** (3.4624)	-0.0532 (-0.3415)	0.0143 (0.1999)
在職年数	-0.0005 (-0.7417)	-0.0004 * (-1.8050)	-0.0014 (-1.3460)	-0.0007 (-1.3174)	0.0004 (0.2920)	-0.0008 (-1.6469)
在職年数(二乗項)	0.0000 (0.0175)		0.0000 (0.7535)		-0.0001 (-0.8925)	
総務省出身ダミー	0.0012 (0.3306)	0.0013 (0.3320)	-0.0075 (-0.9217)	-0.0072 (-0.8941)	0.0143 (1.4515)	0.0139 (1.4552)
総務省以外の官僚出身 ダミー	-0.0050 (-1.4418)	-0.0050 (-1.4423)	-0.0079 (-1.0289)	-0.0078 (-1.0221)	0.0003 (0.0355)	0.0010 (0.1366)
支持・支援政党ダミー	0.0039 (1.4007)	0.0039 (1.4002)	0.0195 *** (3.1069)	0.0192 *** (3.0752)	-0.0017 (-0.2898)	-0.0019 (-0.3413)
引退ダミー	0.0024 (0.7318)	0.0024 (0.7325)	0.0013 (0.2458)	0.0012 (0.2264)	0.0082 (1.4762)	0.0088 (1.6138)
後継者ダミー	0.0011 (0.3254)	0.0011 (0.3299)	-0.0030 (-0.4533)	-0.0026 (-0.4073)	0.0124 (1.3702)	0.0135 (1.5053)
選挙年ダミー	-0.0003 (-0.1049)	-0.0003 (-0.1036)	-0.0005 (-0.1087)	-0.0002 (-0.0508)	0.0033 (0.8942)	0.0031 (0.8502)
高齢者比率	-0.0048 (-0.0673)	-0.0048 (-0.0684)	-0.7124 (-1.1419)	-0.7441 (-1.1967)	0.2619 (0.4131)	0.0396 (0.2481)
第2次産業比率	0.0099 (0.2319)	0.0099 (0.2321)	-0.1611 (-1.3496)	-0.1544 (-1.2904)	-0.1617 (-0.9073)	-0.0732 (-0.4784)
1人当り県民所得	0.0023 (0.5626)	0.0023 (0.5705)	-0.0483 ** (-2.3911)	-0.0480 ** (-2.3716)	0.0313 (0.9762)	0.0263 (0.9372)
経常収支比率	0.0025 (0.1064)	0.0024 (0.1059)	-0.1408 * (-1.9425)	-0.1460 ** (-2.0171)	0.0324 (0.5577)	-0.0010 (-0.0203)
普通交付税不交付団体 ダミー	-0.0181 ** (-2.0304)	-0.0181 ** (-2.0306)	-0.0457 *** (-2.6245)	-0.0460 *** (-2.6127)	-0.0174 (-0.9930)	-0.0206 (-1.2712)
サンプル数	1363	1363	611	611	611	611
Adjusted R-squared	0.1796	0.1802	0.2000	0.2004	0.1630	0.1746

注1) *** は1%, ** は5%, * は10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注2) () 内はt値をあらわす

注3) Hausman Test の結果、1980 年度から 2008 年度の分析では変量効果モデルが採択された

表 30. 推定結果 ⑫ 1人当たり土木費

	1人当たり土木費					
	1980年度～2008年度		1980年度～1992年度		1996年度～2008年度	
	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
係数	0.2295 *** (5.2930)	0.2335 *** (5.4072)	-0.0410 * (-1.7689)	-0.0418 * (-1.8006)	0.1641 (1.1799)	0.1628 (1.1746)
在職年数	0.0006 (1.4220)	0.0001 (0.4190)	0.0001 (0.5339)	-0.0002 * (-1.7055)	-0.0005 (-0.4760)	0.0001 (0.2891)
在職年数(二乗項)	-0.0000 (-1.3982)		-0.0000 (-1.6025)		0.0000 (0.6405)	
総務省出身ダミー	0.0021 (0.8147)	0.0020 (0.7646)	0.0038 *** (2.6908)	0.0037 *** (2.6143)	0.0043 (0.6125)	0.0045 (0.6325)
総務省以外の官僚出身 ダミー	-0.0024 (-0.9238)	-0.0023 (-0.8861)	-0.0018 (-1.2459)	-0.0018 (-1.2618)	-0.0068 (-1.1792)	-0.0068 (-1.1730)
支持・支援政党ダミー	-0.0057 *** (-2.6448)	-0.0056 *** (-2.6366)	0.0019 * (1.7434)	0.0020 * (1.8421)	-0.0052 (-1.1348)	-0.0052 (-1.1279)
引退ダミー	-0.0016 (-0.6821)	-0.0015 (-0.6454)	0.0007 (0.7974)	0.0008 (0.8335)	0.0061 (1.3474)	0.0062 (1.3814)
後継者ダミー	0.0028 (1.0845)	0.0034 (1.3050)	0.0011 (0.9121)	0.0010 (0.8224)	-0.0087 (-1.2294)	-0.0092 (-1.3006)
選挙年ダミー	-0.0009 (-0.4504)	-0.0011 (-0.5766)	-0.0004 (-0.5719)	-0.0005 (-0.6913)	-0.0016 (-0.4608)	-0.0014 (-0.4086)
高齢者比率	0.0136 (0.0850)	0.0044 (0.0273)	0.9980 *** (8.4578)	1.0087 *** (8.5498)	-0.0072 (-0.0142)	-0.0257 (-0.0505)
第2次産業比率	-0.3237 *** (-7.3963)	-0.3210 *** (-7.3615)	-0.0753 *** (-3.5009)	-0.0775 *** (-3.6088)	-0.1673 (-1.0216)	-0.1725 (-1.0580)
1人当たり県民所得	0.0016 (0.2041)	0.0016 (0.2017)	0.0196 *** (5.5620)	0.0195 *** (5.5265)	-0.0099 (-0.3439)	-0.0090 (-0.3141)
経常収支比率	-0.0579 * (-1.8599)	-0.0598 * (-1.9292)	-0.0395 *** (-3.1292)	-0.0377 *** (-2.9972)	0.0087 (0.1633)	0.0110 (0.2087)
普通交付税不交付団体 ダミー	-0.0115 * (-1.6674)	-0.0111 (-1.6038)	-0.0060 ** (-2.2624)	-0.0059 ** (-2.2254)	0.0527 *** (3.8956)	0.0522 *** (3.8605)
サンプル数	1363	1363	611	611	611	611
Adjusted R-squared	0.3829	0.3825	0.9317	0.9315	0.2543	0.2553

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 31. 推定結果 ⑬ 1人当り警察費

	1人当り警察費					
	1980年度～2008年度		1980年度～1992年度		1996年度～2008年度	
	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
係数	0.0101 *** (5.5325)	0.0099 *** (5.4101)	0.0151 *** (3.9263)	0.0151 *** (3.9309)	0.0122 *** (3.1609)	0.0122 *** (3.1698)
在職年数	-0.0000 (-1.4126)	0.0000 (0.5333)	-0.0000 (-0.2826)	-0.0000 (-0.4751)	0.0000 (0.1867)	0.0000 (0.2970)
在職年数(二乗項)	0.0000 * (1.9245)		0.0000 (0.0233)		-0.0000 (-0.0686)	
総務省出身ダミー	-0.0000 (-0.2758)	-0.0000 (-0.2316)	0.0001 (0.4657)	0.0001 (0.4668)	-0.0002 (-0.8171)	-0.0002 (-0.8259)
総務省以外の官僚出身 ダミー	-0.0003 *** (-3.2971)	-0.0003 *** (-3.3410)	-0.0009 *** (-4.9344)	-0.0009 *** (-4.9419)	0.0001 (0.5944)	0.0001 (0.5948)
支持・支援政党ダミー	0.0001 (0.5346)	0.0001 (0.5187)	0.0001 (0.8140)	0.0001 (0.8128)	-0.0004 *** (-2.9176)	-0.0004 *** (-2.9237)
引退ダミー	0.0001 (0.5920)	0.0001 (0.5501)	0.0002 * (1.9582)	0.0002 ** (1.9673)	-0.0000 (-0.1010)	-0.0000 (-0.1044)
後継者ダミー	-0.0001 (-1.3541)	-0.0002 * (-1.6823)	0.0001 (0.7279)	0.0001 (0.7350)	-0.0002 (-1.0127)	-0.0002 (-1.0358)
選挙年ダミー	-0.0000 (-0.3411)	-0.0000 (-0.1864)	-0.0001 (-0.6287)	-0.0001 (-0.6260)	-0.0001 (-1.0902)	-0.0001 (-1.0986)
高齢者比率	0.0481 *** (7.2972)	0.0486 *** (7.3734)	0.0400 * (1.9480)	0.0399 * (1.9487)	0.0355 ** (2.5317)	0.0356 ** (2.5333)
第2次産業比率	-0.0022 (-0.8050)	-0.0024 (-0.8582)	-0.0136 *** (-3.4909)	-0.0136 *** (-3.5088)	0.0055 (1.3162)	0.0055 (1.3216)
1人当り県民所得	0.0015 ** (1.9783)	0.0015 ** (1.9841)	0.0023 *** (2.7850)	0.0023 *** (2.7874)	0.0000 (0.0502)	0.0000 (0.0472)
経常収支比率	0.0005 (0.2771)	0.0006 (0.3353)	-0.0046 ** (-2.4946)	-0.0046 ** (-2.5290)	0.0048 *** (3.7518)	0.0048 *** (3.7750)
普通交付税不交付団体 ダミー	0.0005 (1.2940)	0.0004 (1.2289)	-0.0005 * (-1.7141)	-0.0005 * (-1.7138)	0.0003 (1.0945)	0.0003 (1.0947)
サンプル数	1363	1363	611	611	611	611
Adjusted R-squared	0.9596	0.9595	0.9649	0.9650	0.9608	0.9608

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 32. 推定結果 ⑭ 1人当り教育費

	1人当り教育費					
	1980年度～2008年度		1980年度～1992年度		1996年度～2008年度	
	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
係数	0.1673 *** (8.7810)	0.1700 *** (8.9174)	0.0707 *** (6.6751)	0.0702 *** (6.6343)	0.1644 *** (2.7328)	0.1641 *** (2.7315)
在職年数	0.0004 ** (2.1283)	0.0000 (0.2852)	0.0002 *** (2.5847)	0.0000 (0.4561)	-0.0002 (-0.5222)	-0.0001 (-0.6460)
在職年数(二乗項)	-0.0000 ** (-2.2645)		-0.0000 *** (-2.8729)		0.0000 (0.2740)	
総務省出身ダミー	0.0007 (0.6330)	0.0006 (0.5557)	-0.0001 (-0.1328)	-0.0002 (-0.2189)	0.0001 (0.0416)	0.0002 (0.0528)
総務省以外の官僚出身 ダミー	-0.0005 (-0.4350)	-0.0004 (-0.3790)	-0.0019 *** (-2.5999)	-0.0020 *** (-2.6354)	-0.0048 * (-1.7397)	-0.0048 * (-1.7384)
支持・支援政党ダミー	-0.0011 (-1.2354)	-0.0011 (-1.2198)	0.0013 ** (2.5738)	0.0014 *** (2.6911)	-0.0015 (-0.7073)	-0.0015 (-0.7031)
引退ダミー	0.0003 (0.2911)	0.0004 (0.3477)	0.0000 (0.0563)	0.0000 (0.1163)	0.0047 ** (2.2466)	0.0047 ** (2.2714)
後継者ダミー	0.0016 (1.5289)	0.0020 * (1.8848)	0.0002 (0.2404)	0.0001 (0.1252)	-0.0022 (-0.6972)	-0.0023 (-0.7280)
選挙年ダミー	-0.0000 (-0.0427)	-0.0002 (-0.2336)	0.0001 (0.2985)	0.0000 (0.0691)	-0.0005 (-0.3344)	-0.0005 (-0.3103)
高齢者比率	-0.1328 * (-1.8374)	-0.1389 * (-1.9198)	0.1698 ** (2.5392)	0.1773 *** (2.6534)	-0.2134 (-0.9598)	-0.2170 (-0.9781)
第2次産業比率	-0.1383 *** (-7.4397)	-0.1366 *** (-7.3735)	0.0089 (0.8062)	0.0073 (0.6641)	-0.0800 (-1.1219)	-0.0810 (-1.1386)
1人当り県民所得	-0.0006 (-0.1903)	-0.0006 (-0.1937)	-0.0022 (-1.3332)	-0.0023 (-1.3485)	0.0054 (0.4171)	0.0056 (0.4328)
経常収支比率	-0.0079 (-0.7053)	-0.0092 (-0.8225)	-0.0124 ** (-1.9991)	-0.0112 * (-1.8247)	-0.0068 (-0.3168)	-0.0063 (-0.2974)
普通交付税不交付団体 ダミー	-0.0010 (-0.3724)	-0.0007 (-0.2582)	-0.0002 (-0.2506)	-0.0002 (-0.1779)	0.0102 * (1.6689)	0.0101 * (1.6572)
サンプル数	1363	1363	611	611	611	611
Adjusted R-squared	0.5855	0.5844	0.9649	0.9645	0.1400	0.1415

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

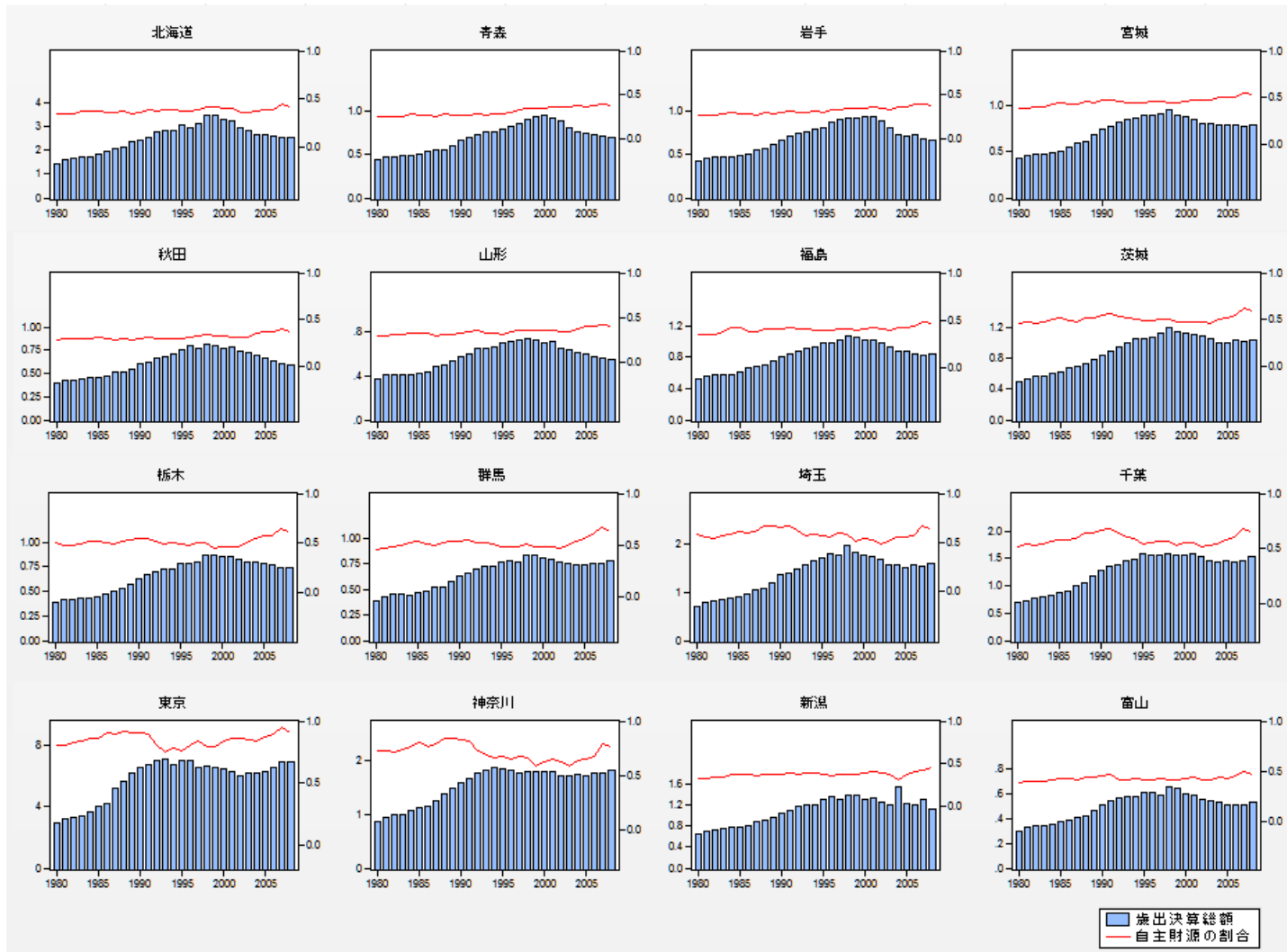
表 33. 推定結果 ⑮ 1人当り歳出決算総額

	1人当り歳出決算総額					
	1980年度～2008年度		1980年度～1992年度		1996年度～2008年度	
	非線形	線形	非線形	線形	非線形	線形
係数	0.0428 (1.0320)	0.0481 (1.1687)	0.0690 (1.0883)	0.0659 (1.0328)	0.1721 * (1.8537)	0.1728 * (1.8702)
在職年数	0.0006 * (1.6607)	-0.0001 (-0.7575)	0.0008 * (1.6880)	-0.0002 (-0.7200)	0.0007 (0.8937)	0.0003 * (1.1190)
在職年数(二乗項)	-0.0000 ** (-2.4724)		-0.0000 *** (-3.0070)		-0.0000 (-0.5643)	
総務省出身ダミー	0.0040 (1.6298)	0.0038 (1.5705)	0.0050 (1.4323)	0.0046 (1.2686)	-0.0083 (-1.3836)	-0.0084 (-1.4064)
総務省以外の官僚出身 ダミー	-0.0067 ** (-2.5352)	-0.0066 ** (-2.4929)	-0.0085 ** (-2.1912)	-0.0086 ** (-2.2036)	-0.0112 *** (-2.6663)	-0.0112 *** (-2.6729)
支持・支援政党ダミー	0.0039 * (1.8647)	0.0040 * (1.8898)	0.0086 *** (2.7673)	0.0090 *** (2.9281)	0.0023 (0.5911)	0.0022 (0.5852)
引退ダミー	-0.0021 (-1.0720)	-0.0020 (-1.0157)	0.0012 (0.6247)	0.0014 (0.6908)	-0.0043 (-1.4012)	-0.0044 (-1.4328)
後継者ダミー	0.0034 (1.5151)	0.0042 * (1.8702)	0.0030 (0.9120)	0.0026 (0.8009)	-0.0059 (-1.0641)	-0.0056 (-1.0396)
選挙年ダミー	0.0005 (0.2643)	0.0002 (0.0894)	-0.0008 (-0.5207)	-0.0011 (-0.7283)	0.0002 (0.0598)	0.0000 (0.0102)
高齢者比率	2.4802 *** (14.8073)	2.4680 *** (14.8735)	2.9943 *** (8.2698)	3.0355 *** (8.3425)	1.8280 *** (6.1290)	1.8394 *** (6.1118)
第2次産業比率	0.2551 *** (5.6795)	0.2587 *** (5.7217)	-0.0397 (-0.4627)	-0.0484 (-0.5581)	0.1428 (1.3033)	0.1460 (1.3390)
1人当り県民所得	0.0132 (1.2683)	0.0132 (1.2597)	0.0244 (1.4055)	0.0240 (1.3680)	0.0251 (1.0818)	0.0245 (1.0688)
経常収支比率	-0.2029 *** (-8.3114)	-0.2055 *** (-8.3626)	-0.2116 *** (-5.7267)	-0.2048 *** (-5.4607)	-0.2092 *** (-6.1720)	-0.2106 *** (-6.1937)
普通交付税不交付団体 ダミー	0.0149 *** (3.3097)	0.0155 *** (3.4018)	-0.0152 ** (-2.5216)	-0.0148 ** (-2.4461)	0.0164 ** (2.0059)	0.0167 ** (2.0376)
サンプル数	1363	1363	611	611	611	611
Adjusted R-squared	0.9636	0.9635	0.9744	0.9741	0.9668	0.9491

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

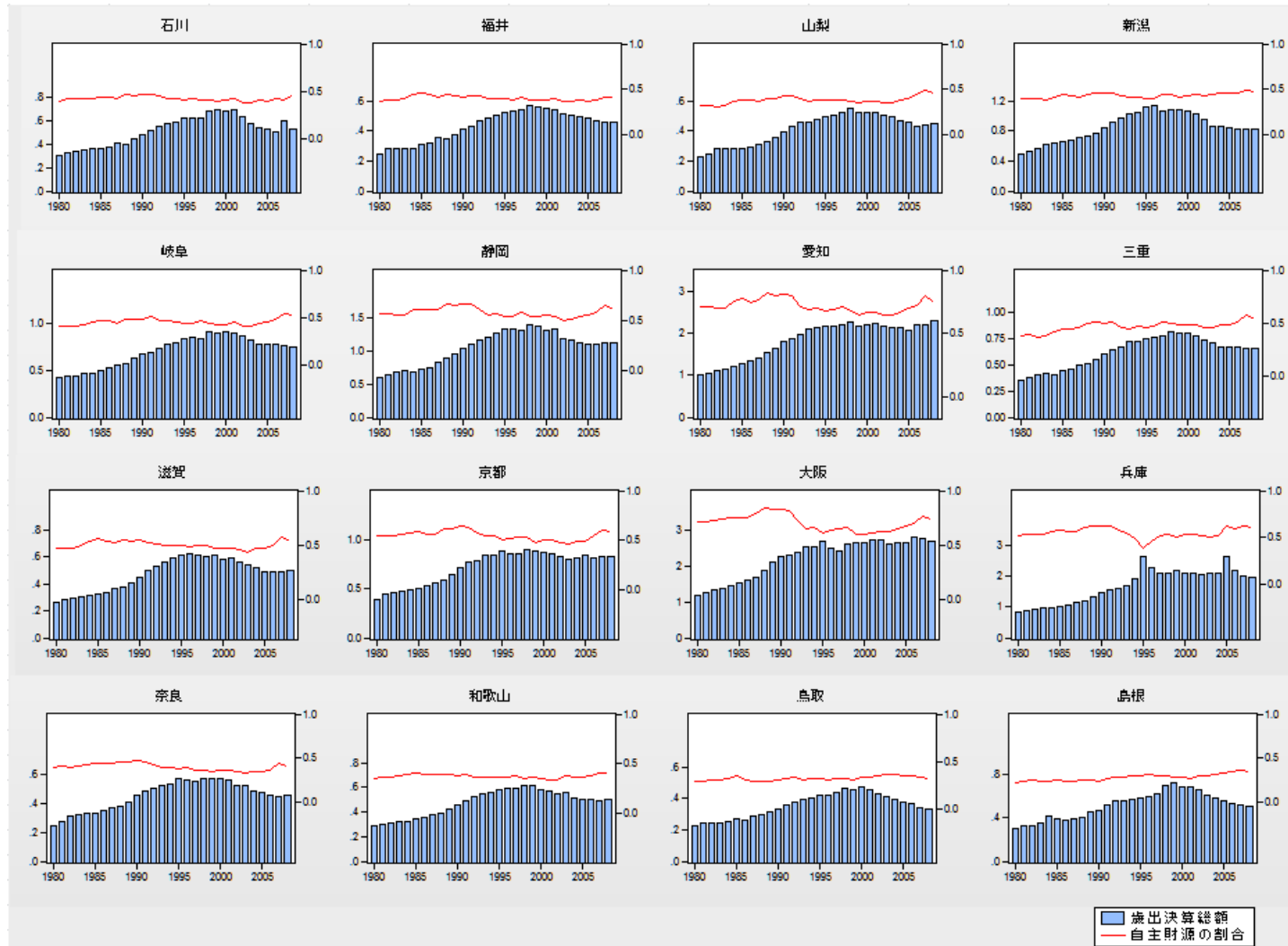
注 2) () 内はt値をあらわす

図 25. 歳出決算総額と自主財源の割合について①



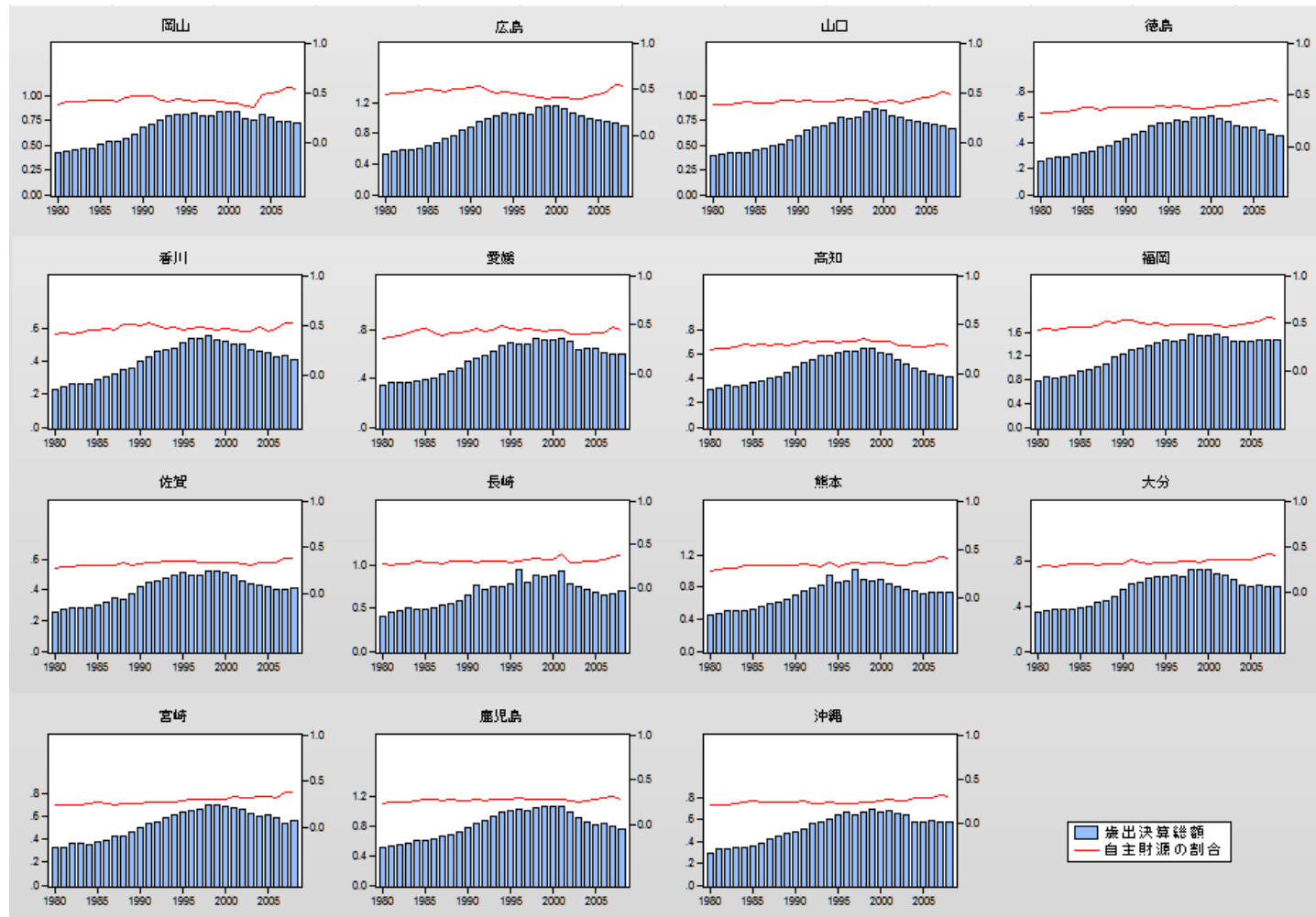
出所：総務省データより筆者作成（左軸：兆円、右軸：割合）

図 26. 歳出決算総額と自主財源の割合について②



出所：総務省データより筆者作成（左軸：兆円、右軸：割合）

図 27. 歳出決算総額と自主財源の割合について③



出所：総務省データより筆者作成（左軸：兆円、右軸：割合）

Appendix

4 政治的体制の変化に伴う相互作用の変化¹¹⁰

第5章では、本論の主な理論的枠組みである歳出競争論に基づいたモデルによって、財政的体制の変化に伴い相互作用も時間の経過とともに変化するのかについて確認した。そして、推定結果より財政的体制の変化する中で外部性も変化することが示された。しかしながら、政治的体制の変化に伴った外部性の変化についてはまだ十分な議論の蓄積がなされていない。そのため、本補論4にて、55年体制崩壊による政権交代を政治的体制の転換点、すなわち、政治的要因から受ける影響度合いの転換点とみなし、この体制崩壊前後の政治状況が変化する中でも相互作用が変化するか否かについて検証する。したがって、裁量の働く余地がある地方経費と裁量の働く余地が少ない地方経費のそれぞれについて検証を行う。

4.1 はじめに

移転財源に大きく依存する状況が続くわが国においても、歳出面では地方政府が戦略的な政策決定が行う余地があるとし、知事の在職年数や所属政党といった政治的経歴が地方政府の歳出政策選択に影響を与える可能性があるとした研究が行われていることは、本論の第4章および補論3にて述べたとおりである。また、わが国では政治的な体制の変化と分権化の進展による財政的体制の変化がほぼ同時期に生じていることも第5章にて述べたとおりである。そして、これら体制の変化は、歳出政策選択に変化をもたらした可能性が考えられるが、その影響がどのように変化したのかについては明らかではない。加えて、もし歳出政策に変化が生じるならば地方政府の政策手段として、その経費割合の変更を選択することは適さない、すなわち、裁量の働くことが望ましくない地方経費に対する影響も変化するのかについても明らかではない。つまり、投資的経費などの歳出は、体制の変化により歳出割合を変化させる可能性がある一方で、人件費や扶助費のような義務的経費などの歳出は、地域の経済状況によってその割合を変化させる必要はあるが特に政治的体制の変化によって経費割合を変化させる可能性は小さいと考える。

そのため、本補論では、景気上昇期と後退期、地方分権化の推進期にまたがった1980年度から2008年度の29年間をフル・サンプルとし、前述の転換点となる55

¹¹⁰ 本章は、日本地方財政学会第23回大会報告論文(2015,mimeo)および金田(2015b)に対し加筆・修正したものである。

年体制崩壊による政権交代を政治状況の変化の基準としてフル・サンプルを分割してそれぞれ分析した。これは、政治的体制の変化によって裁量的な政策選択の可能性が高まるならば、地方政府間の相互作用もその関係に変化があらわれると考えたからである。

したがって、次節で、本補論で分析対象とした 1980 年度から 2008 年度における性質別にみた地方経費と、知事を取りまく政治状況の変化についてその傾向を概観する。つづく第 3 節の「使用データ」は用いたデータを示す。そして第 4 節の「分析結果」で主な推定結果を示し、最後に分析より得られた含意について要約を示す。

4.2 性質別にみた地方経費の推移

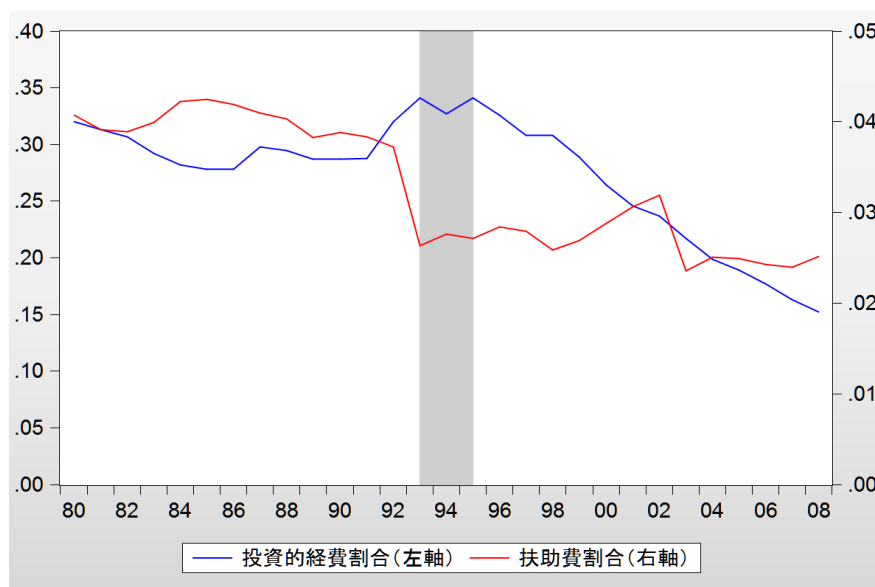
本補論における知事の裁量とは、政治状況の変化や分権化推進によって拡大した歳出面で戦略的な政策決定が行える余地である。そして、この裁量は地方政府の政策決定者である知事の政治的経歴によっても変化すると仮定している。そして、相互作用の変化を確認する対象は、地方公共団体の経費をその経済的な性質によって分類した性質別歳出のうち、投資的経費と消費的経費に分類される扶助費に着目し、都道府県財政分の歳出決算総額通常収支分（以下、歳出決算総額）に占めるそれぞれの割合（以下、投資的経費割合と扶助費割合）と決算総額、1 人当たり決算総額を選択した。なぜなら、投資的経費は地方政府の意思決定者である知事の裁量の働く余地が最も大きいと考えたからであり、一方の扶助費は義務的経費に占める割合は都道府県財政分では少ないものの、制度上から裁量が働きにくいと考えたからである¹¹¹。そのため、景気上昇期と後退期、地方分権化の推進期にまたがった 1980 年度から 2008 年度を分析対象としている。

次に、分析の前にこの期間の都道府県財政分について投資的経費割合と扶助費割合の推移を概観する。これは、歳出額そのものでは、好況期や不況期に行われた財政政策などの外生的な変化と政治状況の変化とに関係があるように見えてしまう、すなわち、みかけの相関が生じている可能性が否定できないとする菅原（2008）に倣い、歳出決算額の割合に本補論では着目したためである。しかしその反面、割合

¹¹¹ 2013（平成 25）年度決算では、都道府県分と市町村分を合算した場合の義務的経費の歳出総額に占める割合は 48.7%であり、その内訳は人件費が 46.7%、公債費が 27.6%、扶助費が 25.7%（歳出総額に占める割合では 12.5%）であるが、都道府県と市町村では歳出額は約 1：14 と市町村が都道府県を上回る。なお、都道府県財政分の歳出総額に占める扶助費割合は 2.0%、市町村財政分は 20.4%である。

だけでは景気変動によって投資的経費が縮減した結果、相対的に扶助費の割合が大きくなる場合もあるため、次節の推定では総額と1人当り総額についても考慮する。

図 28. 投資的経費割合と扶助費割合の推移、政権交代期



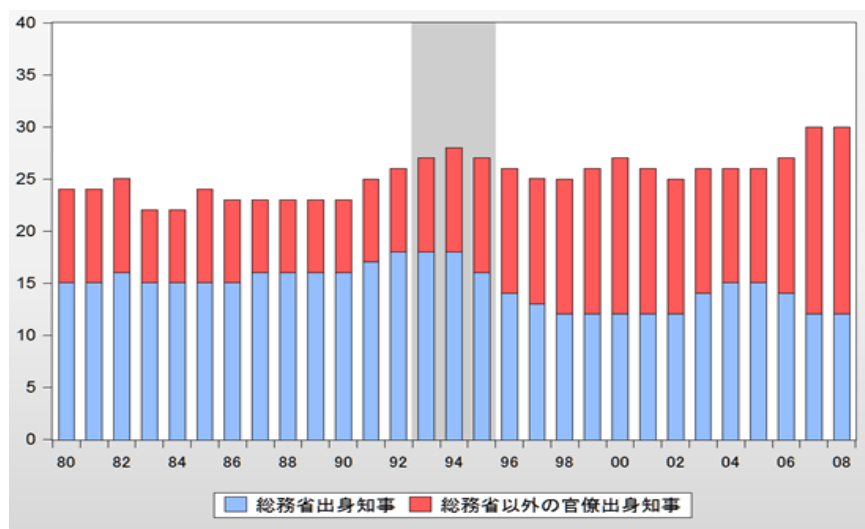
出所：総務省データより筆者作成

図 28.は 1980 年度から 2008 年度における 47 都道府県の投資的経費（左軸）と扶助費割合（右軸）の推移、および政権交代期（網掛け；1993 年度から 1995 年度）を示したものである。図からも明らかなように、地域の社会資本となる道路・橋梁、公園、学校、公営住の建設などの整備を図るための施策に要する経費である投資的経費の割合のピークは 1993 年度と 1995 年度であり、バブル崩壊期近辺であることは、投資的経費が有する性質に即するものとなっている。つまり、景気後退期に増加、景気拡大期には減少するという一般的に言われている性質である。しかし、バブル崩壊後の景気後退期においてはその割合を減じ、景気の動きに同調している。他方、社会保障制度として生活困窮者や児童、障害者などを援助するために要する経費である扶助費の割合は、ピークとなる 1985 年度でも 4.3%と小さいものである。これは、市町村で児童手当の支給、生活保護に関する事務などの社会福祉関係事務が行われているためと考えられるが、扶助費が有する性質に反し、都道府県財政分に限れば 1992 年度から 2002 年度までの景気後退期に歳出割合を減じている。特に、

政権交代のタイミングで扶助費の割合としては大きく減じている¹¹²。

次いで、図 29.は本論の第 5 章でも確認を行っているが、この期間におけるこれらの歳出政策を決定した知事の政治的経歴の 1 つとして、官僚出身知事数の推移と政権交代期をあらわしたものである。

図 29. 官僚出身知事数の推移と政権交代期



出所：全国知事会 HP 他資料より筆者作成

総務省出身知事と総務省以外の官僚出身知事の人数比については変化があるものの、官僚出身知事の総人数については緩やかな増加傾向にある。1983 年度と 1984 年度には 22 人と期間内の最低となったものの 2007 年度および 2008 年度では全国 47 都道府県のうち 30 人と全体の 6 割を超えている。しかし、地方財政計画の所轄である総務省出身知事 12 人とそれ以外の官僚出身知事 18 人となり出身省庁間での数の逆転がみられる¹¹³。なお、総務省出身となる知事は 1992 年度から 1994 年度の 18 人がピークとなり、投資的経費割合のピーク期と一致している。1993 年度から 1995 年度の政権交代期は期間内における官僚出身知事の 1 回目のピークともいえる。前述のとおり、扶助費はこの期間にその割合を減じているが、総務省出身知事と総務省以外の官僚出身知事の割合の変化との関係は明らかではない¹¹⁴。

¹¹² 1992 年度の 0.37%から 1993 年度は 0.26%に減じている。

¹¹³ 2015 年度の統一地方選挙の結果では、全国 47 知事のうち 29 人が官僚出身知事である。

¹¹⁴ 1980 年度から 2008 年度の総務省出身知事数と扶助費割合の相関係数は 0.417 であり、官僚出身知事数と扶助費割合の相関係数は-0.804 である。しかしながら、1980 年度から 1992 年度の総務省出身知事数と扶助費割合の相関係数は-0.748、官僚出身知事数と扶助費割合の相関係数は

したがって、本補論でも第2章で述べた歳出競争論に依拠したモデルを用いて次節に示すデータを用いて分析を行う。なお、本補論では二元配置固定効果推定法(two-way fixed-effects model)による推定を行う。また、地域ウェイト w_{ij} としては第2章で述べた距離ウェイト w_{ij}^{DIS} と所得ウェイト w_{ij}^{INC} をそれぞれ用いる。

4.3 使用データ

本補論は、第4章と同じ、景気上昇期と後退期、地方分権化の推進期にまたがった①1980年度から2008年度の29年間(サンプル数1,363)をフル・サンプルとした¹¹⁵。そして、サブ・サンプルとして、自由民主党が政権与党(連立を含む)であるかに着目し、②55年体制崩壊前の1980年度から1992年度と、③体制崩壊後に自由民主党が再び政権与党(連立を含む)となった1996年度から2008年度のそれぞれ13年間(各サンプル数611)を対象として分析を行い、その結果を比較した。サブ・サンプルの分割基準は、政権交代を政治的体制の変化とみなしたものである。なお、政策決定者である知事の政治的背景の変化からの影響をみるため都道府県財政分のパネルデータを用いた。そして、説明変数と被説明変数は、以下の変数を用いた¹¹⁶。

4.3.1 説明変数

説明変数としては、第2章(8)式のウェイトをかけた他地域の歳出の他に地域特性 X_i として、総務省出身ダミー、総務省以外の官僚出身ダミー、支持・支援政党ダミー、自主財源の割合、普通交付税(あるいは1人当たり普通交付税)、国庫支出金(あるいは1人当たり国庫支出金)、実質収支比率、預貯金残高総額(あるいは1人当たり預貯金残高)、第1次産業比率、第3次産業比率、有効求人倍率、若年者比率、高齢者比率、および可住地面積1km²当たり人口密度を説明変数とした¹¹⁷。これらの説明

は-0.557となる。1996年度から2008年度では前者の相関係数が-0.439、後者の相関係数が-0.441となる。これらのことから、総務省出身知事数と扶助費割合および官僚出身知事数と扶助費割合にはみかけの相関が生じている可能性が否めない。

¹¹⁵ 本補論のモデルではラグの作成用として1979年度のデータも用いた。よって、これを含む総サンプル数は47都道府県×30年間の1,410サンプルとなる。

¹¹⁶ 説明変数の記述統計と相関係数は、表41～表43を参照されたい。

¹¹⁷ 1人当たり普通交付税、1人当たり国庫支出金については、住民基本台帳の人口を用い、これらの説明変数の算出を行った。これは、住民基本台帳が当該地域の住民に関する事務処理の基礎となっているためである。また、国勢調査などを用いる場合と異なり、毎年の実数を住民基本台帳から取得することが可能となるため、より都道府県の現状に則したものとなると考えたためであ

変数がどのような特性を踏まえているかについては、以下の通り 4 つに大別する。なお、以降の部分（説明変数と被説明変数）については、一部、同じ変数を用いているため本論の第 4 章および第 5 章の当該箇所を再録する。

第 1 に、本章で最も注目する政治的要因のうち政治状況の変化をあらわす代理変数として第 4 章と同じ総務省出身ダミー（以下、総務省ダミー）、総務省以外の官僚出身ダミー（以下、総務省以外の官僚ダミー）、支持・支援政党ダミー（以下、政党ダミー）の 3 つをダミー変数として加えた。知事の前職や支持基盤をあらわすものとして、前者は総務省ダミーと総務省以外の官僚ダミー、そして後者は政党ダミーを用いた。何れの変数も 55 年体制崩壊前後で、地方政府の歳出に与える影響が異なると仮定して加えている¹¹⁸。なお、後者の政党ダミーは、55 年体制崩壊後は支持あるいは所属政党を無所属とする傾向が強まっている。しかし、選挙時には無所属のまま政権与党側からの支援を受ける、あるいは、当選後に政権与党との関連を色濃くすることも見受けられる。このような中央政府との繋がりが政策決定に影響し、その歳出構造を変化させると仮定して加えている。そして第 2 に、政治的要因のいま 1 つとして分権化の進展から受ける影響をコントロールする変数として自主財源の割合を用いた。自らの裁量を行使して調達しうる財源の多寡をあらわす自主財源の割合は、地方政府の財政運営の自主性や安定性を図る指標の 1 つであるため、分権化が進展するほど自主財源の割合が高くなると考え、地方分権化からの影響を表すコントロール変数として加えた。つまり、分権化の進展度合いが歳出政策に影響し、裁量を変化させると仮定している。

公共財提供システムとして中心的な役割を担う地方政府の歳出政策を変化させる要因としては、先に述べた政治的要因だけでなく地域の財政状況や経済状況といった様々なものも考えられる。そのため第 3 に、地方政府の税収に大きく影響してその財政状況に与える影響を考慮するものとして、財政力指数と同様に地方政府の財政運営状態を表す指標の 1 つである実質収支比率をコントロール変数として加えた¹¹⁹。これは、財政の運営状況もまた、歳出政策に影響すると仮定したからである。

る。なお預貯金残高総額は、総務省データとして提供される人口 1 人当りの預貯金残高が人口総数で除しているため、国勢調査と人口推計により作成される人口総数を用い算出した。

¹¹⁸ これらのダミー変数については第 4 章を参照されたい。

¹¹⁹ 実質収支比率は標準財政規模に対する実質収支額の割合を示したものであり、実質収支が赤字の場合は負の数で表される。なお、都道府県であれば 3%~5%が一般的には望ましいとされている。本章の分析対象とした期間内で 5%を越えたものは、1980 年度の富山県（6.3%）、2003 年度の鳥取県（5.8%）、2006 年度の東京都（6%）のみである。

さらに前述したように、都道府県財政分においても歳入面は地方交付税や国庫支出金といった補助金などの移転財源にほとんどの都道府県が大きく依存しているため、地方交付税交付金のうち普通交付税（あるいは 1 人当り普通交付税）、国庫支出金（あるいは 1 人当り国庫支出金）も財政運営状況を表すコントロール変数として加えている¹²⁰。

そして第 4 には、地域の経済状況、すなわち、公共財需要の地域特性を考慮するものとして、預貯金残高総額（あるいは 1 人当り預貯金残高）、第 1 次産業比率、第 3 次産業比率、有効求人倍率、若年者比率、高齢者比率、可住地面積 1 km²当り人口密度（千人）（以下、人口密度）をコントロール変数として用いた。これらのうち、預貯金残高総額（あるいは 1 人当り預貯金残高）、第 1 次産業比率、第 3 次産業比率、有効求人倍率は地域の経済状況のうち特にその経済構造をあらわす変数と位置付け、若年者比率、高齢者比率、人口密度は地域の人口構造をあらわす変数と位置付けて加えた¹²¹。なお、本章では、地域の経済構造をあらわすコントロール変数として 1 人当り県民所得ではなく、預貯金残高総額（あるいは 1 人当り預貯金残高、何れも単位は百万円）を用いている。これは、質的近似性をあらわすウェイトとして所得ウェイトを用いていることに加え、1 人当り県民所得が他の説明変数と相関が高いためである。よって、他の説明変数との相関が高くなく、かつ、1 人当り県民所得との相関が高くその代理変数となるものとして、預貯金残高総額（あるいは 1 人あたり預貯金残高）を用いた。

4.3.2 被説明変数

被説明変数としては、まず、地方経費のうち都道府県財政分の歳出決算総額に占める投資的経費割合と扶助費割合を用いた。これは先に述べたとおり、歳出費目の決算額そのものよりも歳出費目の割合を用いることで予算配分率の決定において地方政府の意思決定者である知事の裁量を反映させることが可能であると考えたからである。特に裁量が働く余地が大きい、あるいは働くと考えられる投資的経費は政

¹²⁰ 本章は現職知事の裁量を扱っているため、普通交付税および国庫支出金（何れも単位は百万円）も都道府県財政分のみとした。そのため、東京都は全期間を通して普通交付税 0 円となっている。また、被説明変数が 1 人当りの投資的経費と扶助費となっているときには、それぞれ 1 人当り普通交付税と 1 人当り国庫支出金を用いている。

¹²¹ 被説明変数が 1 人当りの投資的経費と扶助費となっているときには、人口密度は説明変数より除外した。

治状況の変化といった政治的体制は、政治要因の変化によって相互作用が変化すると仮定した。一方、制度上からも知事の裁量が働く余地が小さい、あるいはないと考えられる扶助費割合については、政治的体制が変化しても相互作用には影響せず、むしろ地域の経済状況からの影響を強く受けると仮定した。

次いで、割合との比較として都道府県財政分の性質別決算額（百万円）として、投資的経費決算総額（以下、投資的経費）と扶助費決算総額（以下、扶助費）、そして1人当り投資的経費と1人当り扶助費もそれぞれ用いた。これらも割合と同様に、投資的経費と1人当り投資的経費は政治的体制の変化によって相互作用が変化すると仮定し、扶助費と1人当り扶助費は政治的な体制が変化しても相互作用は変化せず、むしろ地域の経済状況からの影響を強く受けると仮定した。

そして、これらの変数を用いて、先に述べたフル・サンプルとサブ・サンプルでの推定をそれぞれ行った。

4.4 分析結果

前節のパネルデータを用いた二元配置誤差構成要素モデルによって、地方政府の政策決定者である知事の政治的経歴や政権交代といった政治的な体制が変化したことによって、相互作用が変化するのかについて地方政府における歳出競争論に依拠した回帰モデルを用いて推定を行った。表 35.から表 40.は、その推定結果の詳細である。詳細からも明らかなように、どの推定パターンでも地方政府の財政状況や地域の経済状況だけからではなく、政治的要因などの政治的体制の変化から何らかの影響を受けている。また、それらは費目や用いたウェイトにより異なるものの、相互作用は時間とともに変化する可能性があることが示された。したがって、以下に相互作用の変化について主な結果を述べる。

4.4.1 相互作用の変化

まず、歳出政策決定において他地域からの影響が政治的体制の変化となる政権交代前後、つまり、時間の経過により相互作用が変化したのか、否かについて述べる。表 34.は相互作用の推定結果についてまとめたものである。

表 34. 相互作用の変化

		距離			所得		
		1980-2008	1980-1992	1996-2008	1980-2008	1980-1992	1996-2008
投資的経費	割合	+	+	+	(-)	(+)	-
	総額	+	+	+	+	(-)	(+)
	1人当り	-	-	-	(-)	(-)	(-)
扶助費	割合	+	+	+	-	-	(-)
	総額	+	(+)	(-)	(+)	(+)	(-)
	1人当り	+	+	+	+	-	(+)

注：表中の符号は有意となった β の符号である。ただし、() 付で表している符号は有意とならなかったものである。

出所：推定結果より筆者作成

表 34. から明らかなように、空間的近接性を捉えた距離ウェイトを用いた結果は、フル・サンプルを対象としたときに投資的経費と扶助費の割合と総額はどちらも有意に $\beta > 0$ となったことから、この期間の相互作用の背景には歳出競争が存在していたと考えられる。しかし、この期間を政治的体制の変化のきっかけとなる 55 年体制崩壊前後で分けたサブ・サンプルでは投資的経費と扶助費の総額では異なる結果となった。まず、投資的経費であるが、割合と決算総額の何れの場合も仮定に反し政治的な体制が変化する中でも相互作用が変化しなかったことを確認した。よって、どの時期においても知事は常に近隣地域の歳出政策からの影響を受けながら、自らの地域の投資的経費に関して歳出政策を決定している可能性が伺えた。けれども、扶助費の決算総額をそれぞれの期間でみると、その相互作用は認められなくなっており、知事が常に近隣地域の歳出政策から影響を受けているとは確認できなかった。なお、投資的経費の 1 人当りでは有意に $\beta < 0$ となった。本補論は相互作用の背景に着目するものではないが、本論の仮定に従えば、相互作用の背景はスピルオーバーであると考えられる。しかしながら、このように同じ投資的経費の影響を検証しながら異なる符号結果を導き出したのは、総額や割合と 1 人当りでは分布が異なるためと考えられる。

一方、質的近似性を捉えた所得ウェイトを用いた結果からは、投資的経費と扶助費の双方で政治的体制の変化をきっかけとし、相互作用が変化している可能性が示された。まず、投資的経費であるが 1 人当りで有意とならなかったが、割合と決算総額では分析対象とした期間によって異なる結果となった。つまり、割合では体制崩壊後のみ有意に $\beta < 0$ 、総額ではフル・サンプルのみ有意に $\beta > 0$ という結果を得

ていることから、相互作用がなんらかの変化を生じた可能性が否めない。そして扶助費も同様に相互作用が変化しており、特に 1 人当りの結果では、フル・サンプルの長期では有意に $\beta > 0$ 、55 年体制崩壊前のみでは有意に $\beta < 0$ となり、相互作用の有無だけではなく、その背景も変化している可能性がある。

したがって、これら投資的経費と扶助費の結果から、経費費目によっては、歳出政策決定において他地域からの影響が政治状況の変化、すなわち、時間の経過により相互作用が変化する可能性を有することが示された。次に、その他の変数の主な結果について述べる。

4.4.2 その他変数の結果

(投資的経費)

地方政策の政策決定者である知事の裁量の働く余地があるとした 1980 年度から 2008 年度の投資的経費については、知事が総務省出身の官僚であることで、長期的にはその大きさを増加させることが示された。また、知事の支持・支援政党が与党であることも投資的経費を増加させる可能性が示唆されている。そして、中央政府からの移転財源であり、地方政府の財政状況に影響する普通交付税と国庫支出金の割合では、普通交付税が減ると投資的経費の割合が大きくなるが、1 人当たりでは普通交付税が増えると投資的経費が増えることが示された。また、国庫支出金は決算総額と 1 人当たりで、その額が増えると投資的経費が増えることが示されている。つまり、投資的経費と移転財源との間には、財政政策などの外生的な変化と政治状況の変化との関係があるように見えてしまう、みかけの相関が生じたために割合を用いた場合と異なる結果を得た可能性が考えられる。何れにせよ、歳出政策を行うに際し、投資的経費については移転財源の多寡から影響を受けている可能性が示された。また、実質収支比率については 1 人当りのみ負に有意となったことから、地方政府の財政運営状態がよくなるほど裁量性が大きくなるため投資的経費を増やすと考えられる。

地域の経済状況を示す預貯金残高は、全ての推定において有意に正となっているため、経済力が大きくなると投資的経費は増えると考えられる。また、第 3 次産業比率は割合と決算総額で符号が逆となり、若年者比率は決算総額と 1 人当たりで符号が逆となっている。前者についてはみかけの相関が生じたためと考えられ、後者に

についてはデータの分布の違いが影響したと考えられる。

次に 1980 年度から 1992 年度の 55 年体制崩壊前と、1996 年度から 2008 年度の体制崩壊後の結果を確認する。まず、崩壊前に官僚出身であることは、投資的経費の大きさを増加させる可能性が示されたが、55 年体制崩壊後はその影響力が弱くなり、むしろ知事の支持・支援政党が政権与党であることが影響力を持つ可能性が示された。また、分権化が進展するならば裁量は大きくなるはずと仮定し、その代理変数とした自主財源の割合は、決算総額と 1 人当りで体制崩壊前は自主財源の割合が減ると投資的経費が増え、体制崩壊後は自主財源の割合が増えると投資的経費が増えるという結果を得た。したがって、影響が変化した。普通交付税と国庫支出金の割合では、体制崩壊前のみ普通交付税が減ると投資的経費の割合が大きくなり、国庫支出金が増えると投資的経費の割合が大きくなるという、一般財源と特定財源で異なる影響となった。しかし、体制崩壊後にはこれらからの影響は受けなくなっている。実質収支比率の結果からは、体制崩壊前は地方政府の財政運営状態がよくなるほど裁量性が大きくなるため投資的経費を増やす影響を有していた可能性が伺えた。

（扶助費）

地方政策の政策決定者である知事の裁量が働かないとした 1980 年度から 2008 年度の扶助費の総額は、両ウェイトともに同じ結果からは仮定と異なり知事が官僚出身であることや、政権与党とのつながりの太さが長期的にはその大きさを減少させる可能性が示されている。また、自主財源の割合が減ると扶助費割合が増えるという結果を得ている。つまり、扶助費も歳出決定を行う際にも政治的要因からの影響を受けている可能性がある。そして、普通交付税と国庫支出金は、普通交付税が減ると扶助費を大きくし、国庫支出金が増えると扶助費を大きくする影響を有する可能性が示された。扶助費も投資的経費と同様には移転財源の多寡から影響を受けている可能性が示された。また、実質収支比率の結果から、地方政府の財政運営状態がよくなるほど裁量性が大きくなるため扶助費を増やす影響を有している可能性が伺えた。

地域の経済状況を示す変数では、仮定のとおりに預貯金残高や産業比率、有効求人倍率や若年者、および高齢者の比率から影響を受けている。有効求人倍率と若年者

比率が低くなれば扶助費は大きくなり、高齢者比率が高くなれば扶助費は大きくなる。けれども預貯金残高総額が増えても扶助費が大きくなっており、経済力が大きくても扶助費を増やす要因となっている。

次いで 1980 年度から 1992 年度と、1996 年度から 2008 年度の扶助費の結果を確認する。投資的経費と同様に扶助費も体制崩壊前は総務省出身であることで、扶助費の大きさを増加させる可能性が示された。そして、体制崩壊前のみ総務省以外の官僚出身であることによって扶助費の大きさを減じさせる影響を持っていたが、これら官僚出身であることの影響力が体制崩壊後には弱くなった可能性がある。むしろ、政権交代を経た後では、政権与党が支持・支援政党であることの影響が大きくなった可能性が否めない。また、分権化の進展は影響しないと仮定した自主財源の割合も扶助費に対し影響を与えており、特に、55 年体制崩壊前にそれが強くあらわれている。これらのことから、扶助費についても仮定とは異なり政治状況から影響を受け、かつ変化していることが確認された。

また、中央政府からの移転財源であり、地方政府の財政状況に影響する国庫支出金と財政運営状態をあらわす実質収支比率は、決算総額では 2 期間で変化が殆どみられないものの、割合と 1 人当りは 2 期間ではその影響が変化している。また、普通交付税についてはどの推定でも 55 年体制崩壊前後でその影響が変化している。これら割合、決算総額、1 人当りで異なる結果を得たことで、投資的経費と同様にそれぞれの期間でも扶助費と移転財源との間には、財政政策などの外生的な変化と政治状況の変化との関係があるように見えてしまうという、みかけの相関が生じている可能性があることと、体制崩壊前後ではそれぞれの要因から受ける影響が変化していることが確認された。そして、地域の経済状況を示す変数は、体制崩壊前後で符号が逆とあることが確認されたことを踏まえると、体制崩壊後の景気後退期においては経済力が減じたことで扶助費が大きくなるという地域の経済状況からの影響が確認された。

これら投資的経費と扶助費の結果によって、地方政府の政策決定者である知事の政治的経歴や政権交代といった政治的要因の変化が地方の歳出政策の決定に対し影響を与えている可能性が示された。

表 35. 推定結果① 投資的経費の割合

		歳出決算総額に占める投資的経費の割合(都道府県財政分)								
		距離ウェイト			所得ウェイト		参考: ウェイトを用いないOLS			
説明変数		1980～2008	1980～1992	1996～2008	1980～2008	1980～1992	1996～2008	1980～2008	1980～1992	1996～2008
係数		0.0865 (1.0999)	-0.0115 (-0.1090)	-0.2237 ** (-2.3216)	0.2901 *** (5.0774)	0.1492 * (1.9464)	-0.1123 (-1.1406)	0.2877 *** (5.1011)	0.1516 ** (2.0154)	-0.1191 (-1.2153)
ウェイト		0.6028 *** (3.7604)	0.4869 ** (2.2655)	0.5538 ** (2.4366)	-0.0094 (-0.3347)	0.0064 (0.2356)	-0.0701 * (-1.7528)			
政治状況	総務省ダミー	0.0078 *** (4.3152)	0.0073 *** (2.7837)	0.0011 (0.1887)	0.0078 *** (4.3817)	0.0069 *** (2.6414)	0.0026 (0.4698)	0.0079 *** (4.3844)	0.0068 *** (2.6271)	0.0029 (0.5205)
	総務省以外の 官僚ダミー	-0.0011 (-0.5218)	0.0076 *** (2.7461)	-0.0057 * (-1.6917)	-0.0006 (-0.2733)	0.0071 ** (2.5743)	-0.0047 (-1.4232)	-0.0006 (-0.2645)	0.0071 ** (2.5704)	-0.0041 (-1.2393)
	政党ダミー	0.0022 (1.3156)	0.0039 (1.6451)	0.0054 * (1.9430)	0.0025 (1.4519)	0.0038 (1.5534)	0.0047 * (1.6660)	0.0025 (1.4541)	0.0037 (1.5570)	0.0044 (1.5811)
分権化	自主財源の 割合	-0.0907 *** (-3.5457)	-0.1386 *** (-3.0235)	-0.1341 *** (-2.9212)	-0.0869 *** (-3.3434)	-0.1420 *** (-3.0646)	-0.1328 *** (-2.8474)	-0.0869 *** (-3.3436)	-0.1426 *** (-3.0726)	-0.1321 *** (-2.8362)
財政状況	普通交付税	-0.0000 *** (-6.3004)	-0.0000 *** (-3.7409)	-0.0000 (-1.5705)	-0.0000 *** (-6.2133)	-0.0000 *** (-4.0576)	-0.0000 (-1.2736)	-0.0000 *** (-6.2731)	-0.0000 *** (-4.0603)	-0.0000 (-1.4790)
	国庫支出金	0.0000 (1.1806)	0.0000 *** (4.1292)	0.0000 (1.5351)	0.0000 (1.3904)	0.0000 *** (4.2281)	0.0000 * (1.7209)	0.0000 (1.4230)	0.0000 *** (4.2326)	0.0000 * (1.9098)
	実質収支比率	-0.0228 (-0.1869)	-0.1189 (-1.0373)	-0.0253 (-0.2122)	-0.0182 (-0.1438)	-0.1495 (-1.2941)	-0.0062 (-0.0511)	-0.0195 (-0.1545)	-0.1483 (-1.2872)	-0.0058 (-0.0475)
地域の 経済状況	預貯金残高 総額	0.0000 *** (7.0376)	0.0000 *** (11.1743)	-0.0000 ** (-2.1289)	0.0000 *** (6.2584)	0.0000 *** (10.2016)	-0.0000 ** (-2.4406)	0.0000 *** (6.2634)	0.0000 *** (10.2150)	-0.0000 ** (-2.3223)
	第1次産業比率	0.1178 (1.0017)	0.0576 (0.3408)	1.0643 *** (2.7835)	0.1168 (0.9710)	0.0897 (0.5188)	0.9119 ** (2.3351)	0.1155 (0.9588)	0.0937 (0.5471)	0.9107 ** (2.3346)
	第3次産業比率	-0.0922 ** (-2.1351)	-0.0599 (-1.1127)	-0.3030 *** (-4.6078)	-0.1057 ** (-2.4917)	-0.0460 (-0.8518)	-0.3250 *** (-4.8935)	-0.1065 ** (-2.5192)	-0.0460 (-0.8521)	-0.3378 *** (-5.1218)
	有効求人倍率	0.0197 *** (5.1524)	0.0008 (0.1689)	0.0254 *** (3.0061)	0.0211 *** (5.4794)	0.0001 (0.0272)	0.0257 *** (3.0098)	0.0210 *** (5.4916)	0.0001 (0.0220)	0.0246 *** (2.9042)
	若年者比率	0.1324 (0.9022)	1.0786 *** (6.0770)	0.3419 (0.6542)	0.0764 (0.5187)	1.0332 *** (5.8875)	0.6019 (1.1955)	0.0755 (0.5124)	1.0320 *** (5.8840)	0.5963 (1.1792)
	高齢者比率	0.6722 *** (4.7375)	-0.1451 (-0.4937)	1.3393 *** (4.5189)	0.6295 *** (4.4236)	-0.2222 (-0.7570)	1.4194 *** (4.8250)	0.6302 *** (4.4365)	-0.2221 (-0.7568)	1.4351 *** (4.8831)
	人口密度(可住 地)	-0.0122 (-1.0233)	-0.0178 (-1.4367)	0.2051 *** (4.8167)	-0.0088 (-0.7323)	-0.0139 (-1.1994)	0.2236 *** (5.2057)	-0.0088 (-0.7294)	-0.0139 (-1.2040)	0.2180 *** (5.1096)
sample		1,363	611	611	1,363	611	611	1,363	611	611
Adjusted R-squared		0.9396	0.9570	0.9554	0.9387	0.9565	0.9551	0.9388	0.9566	0.9550

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 36. 推定結果② 扶助費割合

		歳出決算総額に占める扶助費の割合(都道府県財政分)								
		距離ウェイト			所得ウェイト			参考: ウェイトを用いないOLS		
説明変数		1980～2008	1980～1992	1996～2008	1980～2008	1980～1992	1996～2008	1980～2008	1980～1992	1996～2008
係数		0.0072 (1.0299)	0.0671 *** (5.3760)	0.0251 ** (2.0358)	0.0253 *** (3.2547)	0.1122 *** (8.3423)	0.0454 *** (4.4272)	0.0247 *** (3.2492)	0.1120 *** (10.7864)	0.0451 *** (4.1753)
ウェイト		1.1681 *** (16.5703)	0.9419 *** (6.0941)	0.7912 *** (3.2519)	-0.0522 ** (-2.3257)	-0.0307 * (-1.7590)	-0.0198 (-0.7638)			
政治状況	総務省ダミー	-0.0006 ** (-1.9999)	0.0008 * (1.8469)	-0.0002 (-0.4619)	-0.0002 (-0.6416)	0.0007 * (1.7350)	-0.0003 (-0.5324)	-0.0002 (-0.5640)	0.0007 * (1.6491)	-0.0003 (-0.6614)
	総務省以外の 官僚ダミー	-0.0005 * (-1.7945)	-0.0021 *** (-4.7259)	0.0007 ** (2.0749)	-0.0008 ** (-2.2275)	-0.0022 *** (-4.1860)	0.0005 (1.6068)	-0.0008 ** (-2.5807)	-0.0022 *** (-4.8421)	0.0005 (1.5694)
	政党ダミー	-0.0003 (-1.4678)	-0.0004 (-1.0220)	-0.0006 ** (-2.0784)	-0.0006 *** (-2.5949)	-0.0003 (-0.7193)	-0.0004 * (-1.7554)	-0.0006 ** (-2.3603)	-0.0003 (-0.7255)	-0.0004 (-1.4223)
	分権化	-0.0371 *** (-10.3759)	-0.0287 *** (-4.7916)	-0.0216 *** (-5.4821)	-0.0416 *** (-9.6212)	-0.0332 *** (-4.3497)	-0.0208 *** (-5.2970)	-0.0414 *** (-10.5359)	-0.0332 *** (-5.4126)	-0.0208 *** (-5.2477)
財政状況	普通交付税	-0.0000 *** (-5.4639)	-0.0000 (-0.9911)	-0.0000 *** (-2.8581)	-0.0000 *** (-6.0470)	-0.0000 (-0.8448)	-0.0000 *** (-3.1143)	-0.0000 *** (-5.8078)	-0.0000 (-1.2033)	-0.0000 *** (-2.9412)
	国庫支出金	0.0000 * (1.9367)	-0.0000 *** (-3.5163)	0.0000 (0.4065)	0.0000 * (1.9430)	-0.0000 *** (-2.7125)	0.0000 (0.3823)	0.0000 ** (2.0156)	-0.0000 *** (-4.2048)	0.0000 (0.2405)
	実質収支比率	0.0017 (0.1083)	-0.0092 (-0.4589)	-0.0043 (-0.2746)	-0.0183 (-1.0911)	-0.0117 (-0.6554)	-0.0078 (-0.5236)	-0.0172 (-0.9997)	-0.0119 (-0.5719)	-0.0080 (-0.5166)
地域の 経済状況	預貯金残高 総額	0.0000 (1.0027)	0.0000 (0.2589)	-0.0000 (-0.1132)	0.0000 ** (2.3469)	0.0000 (1.4022)	0.0000 (0.5232)	0.0000 ** (2.3274)	0.0000 (1.2324)	0.0000 (0.4422)
	第1次産業比率	0.0577 *** (3.2701)	-0.0134 (-0.5568)	0.0378 (0.9296)	0.1319 *** (6.8228)	-0.0061 (-0.2275)	0.0517 (1.2164)	0.1253 *** (6.6256)	-0.0082 (-0.3305)	0.0504 (1.2347)
	第3次産業比率	0.0226 *** (4.1411)	0.0004 (0.0654)	0.0292 *** (4.1270)	0.0345 *** (6.5535)	0.0029 (0.4602)	0.0313 *** (4.5212)	0.0339 *** (5.6694)	0.0022 (0.3226)	0.0313 *** (4.4025)
	有効求人倍率	0.0003 (0.5752)	0.0013 * (1.7232)	0.0003 (0.4111)	-0.0017 *** (-3.3173)	0.0022 *** (2.7939)	0.0003 (0.3635)	-0.0016 ** (-2.5476)	0.0022 *** (2.7775)	0.0003 (0.3433)
	若年者比率	-0.0940 *** (-4.8048)	-0.2033 *** (-7.2756)	-0.1590 *** (-3.6070)	-0.0897 *** (-3.6908)	-0.2199 *** (-5.7766)	-0.1736 *** (-3.5306)	-0.0922 *** (-4.2764)	-0.2210 *** (-7.6948)	-0.1731 *** (-3.9106)
	高齢者比率	0.0363 * (1.8142)	-0.0541 (-1.2249)	-0.0121 (-0.4202)	0.0526 ** (2.4032)	-0.1331 *** (-3.4113)	-0.0137 (-0.4891)	0.0530 ** (2.4015)	-0.1344 *** (-3.0860)	-0.0150 (-0.5172)
	人口密度(可住 地)	-0.0001 (-0.0629)	0.0022 (1.1910)	-0.0027 (-0.5836)	0.0034 ** (2.2981)	0.0021 (1.2970)	-0.0044 (-1.0471)	0.0034 ** (2.0983)	0.0020 (1.0449)	-0.0043 (-0.9220)
sample		1,363	611	611	1,363	611	611	1,363	611	611
Adjusted R-squared		0.9336	0.9754	0.9495	0.9196	0.9739	0.9485	0.9193	0.9738	0.9486

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 37. 推定結果 ③ 投資的経費

		投資的経費(都道府県財政分)								
		距離ウェイト			所得ウェイト			参考:ウェイトを用いないOLS		
説明変数		1980～2008	1980～1992	1996～2008	1980～2008	1980～1992	1996～2008	1980～2008	1980～1992	1996～2008
係数		566675.7 ** (2.5305)	-60622.1 (-0.3831)	-1252961.0 *** (-4.6047)	731953.2 *** (3.2928)	32480.5 (0.1983)	-900461.1 *** (-3.6294)	755148.2 *** (3.3948)	30934.0 (0.1885)	-892431.5 *** (-3.6702)
ウェイト		0.3261 *** (4.9655)	0.3510 *** (2.9176)	0.4125 *** (3.2611)	0.0414 * (1.7732)	-0.0092 (-0.2950)	0.0080 (0.4359)			
政治状況	総務省ダミー	33369.6 *** (4.6309)	-8159.8 (-1.3657)	17106.3 *** (2.9601)	33719.8 *** (4.7003)	-8949.7 (-1.4526)	15627.8 ** (2.5591)	33437.9 *** (4.6664)	-8832.0 (-1.4423)	15533.4 ** (2.5539)
	総務省以外の 官僚ダミー	398.0 (0.1043)	1128.0 (0.2092)	3246.0 (0.8868)	3261.9 (0.8421)	3794.8 (0.7103)	4662.7 (1.2555)	3535.3 (0.9150)	3766.0 (0.7056)	4761.3 (1.2882)
	政党ダミー	-1422.9 (-0.3453)	1927.6 (0.5110)	-2622.0 (-0.5538)	797.6 (0.1964)	-164.2 (-0.0434)	1215.6 (0.2448)	795.4 (0.1959)	-132.1 (-0.0350)	1265.6 (0.2555)
	分権化	-44191.3 (-0.3878)	-481618.2 ** (-2.1752)	130331.0 ** (2.5714)	-32926.2 (-0.2897)	-481077.8 ** (-2.1462)	132443.7 ** (2.5456)	-37541.1 (-0.3301)	-480206.4 ** (-2.1432)	131091.8 ** (2.5345)
財政状況	普通交付税	-0.0436 (-0.4093)	0.0430 (0.4361)	0.3299 * (1.9562)	-0.0614 (-0.5761)	0.0227 (0.2209)	0.2948 * (1.7107)	-0.0669 (-0.6284)	0.0234 (0.2282)	0.2926 * (1.7030)
	国庫支出金	0.8528 *** (4.2694)	0.7823 *** (5.3285)	1.4892 *** (15.6628)	0.8781 *** (4.4009)	0.7809 *** (5.1213)	1.4492 *** (15.5606)	0.8754 *** (4.3871)	0.7814 *** (5.1297)	1.4486 *** (15.5830)
	実質収支比率	-807253.2 (-1.1760)	-2315841.0 *** (-3.2538)	591682.2 (1.1250)	-849936.3 (-1.2424)	-2501492.0 *** (-3.3642)	669815.4 (1.2781)	-844784.5 (-1.2348)	-2499762.0 *** (-3.3693)	671979.6 (1.2840)
地域の 経済状況	預貯金残高 総額	0.0064 *** (4.9442)	0.0137 *** (11.4592)	-0.0190 *** (-3.7212)	0.0063 *** (4.8914)	0.0136 *** (11.4079)	-0.0187 *** (-3.6708)	0.0063 *** (4.8978)	0.0136 *** (11.4232)	-0.0187 *** (-3.6718)
	第1次産業比率	-1433358.0 *** (-3.0375)	103984.6 (0.3050)	-534925.8 (-0.7220)	-1574970.0 *** (-3.3689)	-153461.5 (-0.4891)	-1446288.0 * (-1.9332)	-1596235.0 *** (-3.4099)	-153179.1 (-0.4886)	-1450057.0 * (-1.9328)
	第3次産業比率	595447.5 *** (3.9425)	-87324.1 (-1.0938)	-3029.3 (-0.0236)	562965.9 *** (3.7462)	-17185.6 (-0.2165)	-98851.3 (-0.8121)	558407.6 *** (3.7192)	-15969.3 (-0.2016)	-101037.6 (-0.8363)
	有効求人倍率	-5172.2 (-0.4917)	-16417.5 (-0.8836)	40.2 (0.0029)	-9057.2 (-0.8500)	-14670.9 (-0.7915)	-3072.5 (-0.2096)	-9546.6 (-0.8974)	-14714.5 (-0.7940)	-3196.0 (-0.2177)
	若年者比率	-1651880.0 *** (-3.2162)	2580001.0 *** (4.7788)	586479.2 (0.9117)	-2054111.0 *** (-4.0545)	2089074.0 *** (4.3114)	1110735.0 (1.6122)	-2082987.0 *** (-4.1020)	2082822.0 *** (4.3325)	1087841.0 (1.6078)
	高齢者比率	-86453.5 (-0.2179)	-416755.1 (-0.9090)	1821193.0 *** (3.8825)	-223788.6 (-0.5665)	-540927.9 (-1.1140)	1155524.0 ** (2.2099)	-231431.2 (-0.5862)	-538214.1 (-1.1087)	1157409.0 ** (2.2178)
	人口密度(可住 地)	-468759.9 *** (-4.8351)	-174591.0 ** (-2.4157)	629742.6 *** (4.1642)	-453486.4 *** (-4.6964)	-122568.5 ** (-2.3018)	562701.4 *** (3.6396)	-453449.4 *** (-4.7001)	-122925.2 ** (-2.3069)	562464.1 *** (3.6429)
sample		1,363	611	611	1,363	611	611	1,363	611	611
Adjusted R-squared		0.8959	0.9688	0.9660	0.8948	0.9679	0.9648	0.8948	0.9680	0.9648

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 38. 推定結果 ③ 扶助費

		扶助費(都道府県財政分)								
		距離ウェイト			所得ウェイト			参考: ウェイトを用いないOLS		
説明変数		1980～2008	1980～1992	1996～2008	1980～2008	1980～1992	1996～2008	1980～2008	1980～1992	1996～2008
係数		-488.0 (-0.0371)	42799.7 *** (3.7562)	36289.1 (1.5486)	3221.1 (0.2516)	44851.2 *** (3.8844)	27800.4 (1.3621)	3297.0 (0.2564)	44184.9 *** (3.8273)	26748.1 (1.3491)
ウェイト		0.3869 *** (3.9511)	0.0554 (0.2446)	-0.1201 (-0.8537)	0.0038 (0.2552)	0.0146 (1.5924)	-0.0102 (-0.5082)			
政治状況	総務省ダミー	-1558.7 *** (-3.3881)	-860.1 ** (-2.1850)	495.8 (0.8552)	-1297.3 *** (-2.9580)	-830.4 ** (-2.0892)	530.6 (0.9127)	-1298.2 *** (-2.9657)	-864.2 ** (-2.1790)	542.0 (0.9382)
	総務省以外の 官僚ダミー	-1287.2 *** (-3.6119)	-2049.8 *** (-3.8365)	-84.9 (-0.1969)	-1294.0 *** (-3.6358)	-2006.3 *** (-3.7580)	-8.3 (-0.0194)	-1292.9 *** (-3.6344)	-2023.3 *** (-3.7682)	-37.8 (-0.0871)
	政党ダミー	-1276.9 *** (-3.0342)	-211.5 (-0.6196)	-465.9 (-1.1953)	-1236.3 *** (-2.9456)	-209.9 (-0.6293)	-565.5 (-1.4928)	-1236.9 *** (-2.9496)	-225.9 (-0.6750)	-563.2 (-1.4875)
	分権化	-14737.4 *** (-2.7594)	-17926.1 * (-1.7521)	6099.3 (0.9892)	-16977.5 *** (-3.1210)	-18506.3 * (-1.7770)	6761.1 (1.0886)	-16967.3 *** (-3.1208)	-18033.0 * (-1.7316)	6838.8 (1.1043)
財政状況	普通交付税	-0.0294 *** (-2.7698)	0.0466 *** (6.8840)	0.0084 (0.6801)	-0.0279 *** (-2.6921)	0.0464 *** (6.7304)	0.0081 (0.6509)	-0.0279 *** (-2.7073)	0.0464 *** (6.7337)	0.0084 (0.6798)
	国庫支出金	0.1182 *** (7.8774)	0.0435 *** (3.2110)	0.1054 *** (14.1654)	0.1203 *** (7.8069)	0.0428 *** (3.1808)	0.1066 *** (14.3001)	0.1203 *** (7.8175)	0.0433 *** (3.2118)	0.1064 *** (14.3840)
	実質収支比率	-130371.2 ** (-2.2138)	-63095.3 ** (-2.4423)	-149170.8 *** (-2.8612)	-140542.5 ** (-2.3424)	-63053.3 ** (-2.3320)	-150073.8 *** (-2.8836)	-140797.6 ** (-2.3571)	-64223.9 ** (-2.3782)	-150441.7 *** (-2.8885)
地域の 経済状況	預貯金残高 総額	0.0006 *** (7.7041)	0.0005 *** (8.7899)	-0.0011 *** (-4.6079)	0.0006 *** (7.6954)	0.0005 *** (8.7679)	-0.0012 *** (-4.8354)	0.0006 *** (7.7003)	0.0005 *** (8.7819)	-0.0012 *** (-4.8798)
	第1次産業比率	35813.9 (1.1467)	62959.2 *** (2.6356)	118038.3 ** (2.1202)	36164.8 (1.1391)	60835.8 *** (2.6840)	122818.7 ** (2.1876)	36389.4 (1.1503)	61539.9 *** (2.7132)	121376.8 ** (2.1865)
	第3次産業比率	46912.1 *** (4.5949)	-588.7 (-0.1082)	44846.3 (4.0647)	52288.9 *** (4.9065)	-177.5 (-0.0328)	43659.6 *** (3.8396)	52269.8 *** (4.9081)	-53.0 (-0.0098)	44132.3 *** (3.9704)
	有効求人倍率	-3778.0 *** (-4.1738)	-1558.7 * (-1.7694)	-1335.7 (-1.2280)	-4502.1 *** (-4.9947)	-1562.6 * (-1.7585)	-1452.3 (-1.3497)	-4517.1 *** (-5.0715)	-1565.2 * (-1.7578)	-1437.8 (-1.3416)
	若年者比率	-15946.6 (-0.4014)	-91589.9 *** (-2.7394)	-256349.3 *** (-3.2606)	-31963.5 (-0.8051)	-98159.4 *** (-3.0229)	-258382.2 *** (-3.2810)	-31881.7 (-0.8053)	-93826.3 *** (-2.8895)	-256007.5 *** (-3.2654)
	高齢者比率	37661.3 (1.2459)	-109643.1 *** (-2.9938)	-16784.3 (-0.3656)	32751.4 (1.1301)	-109060.1 *** (-2.9893)	1280.0 (0.0282)	32655.5 (1.1260)	-112042.0 *** (-3.0689)	721.1 (0.0159)
	人口密度(可住 地)	-22562.2 *** (-3.7133)	1156.8 (0.3292)	-3346.7 (-0.3256)	-18071.2 *** (-3.3397)	1353.0 (0.4303)	-970.4 (-0.0979)	-18048.7 *** (-3.3408)	1420.1 (0.4519)	-760.1 (-0.0773)
sample		1,363	611	611	1,363	611	611	1,363	611	611
Adjusted R-squared		0.9608	0.9890	0.9862	0.9600	0.9890	0.9862	0.9600	0.9890	0.9862

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 39. 推定結果 ⑤ 1人当り投資的経費

		1人当り投資的経費(都道府県財政分)								
		距離ウェイト			所得ウェイト			参考: ウェイトを用いないOLS		
説明変数		1980～2008	1980～1992	1996～2008	1980～2008	1980～1992	1996～2008	1980～2008	1980～1992	1996～2008
係数		-0.1707 *** (-6.6318)	-0.0777 ** (-2.1048)	-0.0729 (-1.3576)	-0.1949 *** (-8.5309)	-0.1173 *** (-4.2414)	-0.0843 (-1.5928)	-0.1943 *** (-8.4507)	-0.1168 *** (-4.2012)	-0.0841 (-1.5871)
ウェイト		-0.1854 * (-1.9308)	-0.4331 * (-1.7609)	-0.2498 ** (-2.1929)	-0.0066 (-0.4191)	-0.0270 (-1.5292)	-0.0010 (-0.0482)			
政治状況	総務省ダミー	0.0032 *** (3.4978)	0.0012 (1.0549)	0.0001 (0.0364)	0.0034 *** (3.6605)	0.0014 (1.1993)	-0.0003 (-0.1272)	0.0034 *** (3.6655)	0.0015 (1.2683)	-0.0003 (-0.1270)
	総務省以外の 官僚ダミー	-0.0014 (-1.4806)	0.0005 (0.3531)	-0.0028 (-1.5095)	-0.0018 * (-1.8909)	0.0004 (0.2600)	-0.0034 * (-1.8544)	-0.0018 * (-1.8811)	0.0005 (0.3470)	-0.0034 * (-1.8583)
	政党ダミー	0.0023 *** (2.6400)	0.0032 *** (3.1907)	0.0001 (0.0873)	0.0024 *** (2.7553)	0.0035 *** (3.3966)	0.0005 (0.3759)	0.0024 *** (2.7552)	0.0035 *** (3.3452)	0.0005 (0.3759)
分権化	自主財源の 割合	0.1039 *** (7.5526)	-0.0126 (-0.4545)	0.0822 *** (4.4083)	0.0995 *** (7.4117)	-0.0202 (-0.6672)	0.0766 *** (4.0886)	0.0991 *** (7.4106)	-0.0192 (-0.6351)	0.0765 *** (4.0782)
財政状況	1人当り普通交付 税	0.3477 *** (8.9307)	0.2931 *** (5.7168)	0.2528 *** (3.1245)	0.3397 *** (8.7555)	0.2859 *** (5.3270)	0.2585 *** (3.1716)	0.3392 *** (8.7514)	0.2861 *** (5.3270)	0.2581 *** (3.1636)
	1人当り国庫支出 金	1.4395 *** (25.0159)	1.0243 *** (20.3393)	1.6971 *** (19.7069)	1.4290 *** (25.3218)	1.0199 *** (19.7221)	1.6732 *** (20.1591)	1.4287 *** (25.3382)	1.0183 *** (19.5077)	1.6733 *** (20.1903)
	実質収支比率	-0.3023 *** (-4.1532)	-0.3048 *** (-4.5997)	-0.2535 *** (-3.0934)	-0.3152 *** (-4.3861)	-0.3014 *** (-4.4181)	-0.2807 *** (-3.4884)	-0.3163 *** (-4.4177)	-0.3054 *** (-4.4452)	-0.2807 *** (-3.4916)
地域の 経済状況	1人当り預貯金残 高	0.0086 *** (6.0171)	0.0133 *** (11.9050)	0.0061 (1.3160)	0.0088 *** (6.3177)	0.0141 *** (11.0831)	0.0058 (1.2355)	0.0088 *** (6.3723)	0.0141 *** (11.0427)	0.0058 (1.2384)
	第1次産業比率	-0.0824 (-1.2202)	0.0177 (0.2519)	0.4454 ** (2.0188)	-0.0827 (-1.2308)	0.0091 (0.1307)	0.4612 ** (2.0788)	-0.0835 (-1.2447)	-0.0046 (-0.0663)	0.4601 ** (2.0897)
	第3次産業比率	-0.0135 (-0.8045)	-0.0119 (-0.6163)	-0.0523 (-1.5985)	-0.0072 (-0.4492)	-0.0141 (-0.7242)	-0.0542 * (-1.6779)	-0.0079 (-0.4920)	-0.0150 (-0.7647)	-0.0545 * (-1.6905)
	有効求人倍率	0.0001 (0.0404)	0.0038 (1.3552)	0.0111 ** (2.5735)	-0.0006 (-0.2902)	0.0035 (1.1747)	0.0107 ** (2.4629)	-0.0007 (-0.3301)	0.0036 (1.2310)	0.0107 ** (2.4630)
	若年者比率	0.1510 ** (2.1115)	0.5260 *** (6.1995)	-0.3348 (-1.2390)	0.1660 ** (2.3151)	0.5590 *** (6.1511)	-0.4065 (-1.5007)	0.1629 ** (2.2678)	0.5539 *** (6.1055)	-0.4075 (-1.5083)
	高齢者比率	0.4443 *** (6.0427)	-0.0968 (-0.5883)	0.3554 ** (1.9783)	0.4411 *** (6.0104)	-0.1161 (-0.7042)	0.3324 * (1.8559)	0.4402 *** (5.9904)	-0.1298 (-0.7945)	0.3327 * (1.8613)
	人口密度									
sample		1,363	611	611	1,363	611	611	1,363	611	611
Adjusted R-squared		0.9723	0.9829	0.9805	0.9722	0.9827	0.9803	0.9722	0.9827	0.9804

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 40. 推定結果 ⑤ 1人当り扶助費

		1人当り扶助費(都道府県財政分)								
		距離ウェイト			所得ウェイト			参考:ウェイトを用いないOLS		
説明変数		1980～2008	1980～1992	1996～2008	1980～2008	1980～1992	1996～2008	1980～2008	1980～1992	1996～2008
係数		-0.0030 (-1.1427)	0.0070 ** (2.0650)	-0.0148 *** (-3.0357)	-0.0009 (-0.3502)	0.0246 *** (5.9362)	-0.0143 ** (-2.1808)	-0.0001 (-0.0349)	0.0116 *** (4.2567)	-0.0093 ** (-1.9930)
ウェイト		0.5097 *** (3.6346)	0.6840 *** (2.7445)	1.0223 *** (4.8206)	0.0519 * (1.7611)	-0.2928 *** (-4.1549)	0.2352 (1.5367)			
政治状況	総務省ダミー	-0.0003 *** (-2.8478)	0.0002 (1.2080)	-0.0001 (-0.2326)	-0.0003 *** (-2.8819)	0.0001 (0.6911)	-0.0001 (-0.5568)	-0.0003 *** (-2.7617)	0.0001 (0.7896)	-0.0002 (-0.6849)
	総務省以外の 官僚ダミー	-0.0003 *** (-3.3562)	-0.0008 *** (-6.1441)	0.0001 (0.9149)	-0.0003 *** (-3.4799)	-0.0009 *** (-6.3852)	0.0002 (1.1652)	-0.0003 *** (-3.6692)	-0.0008 *** (-6.3199)	0.0001 (0.9287)
	政党ダミー	-0.0001 (-1.6414)	0.0001 (1.2855)	-0.0002 ** (-2.2721)	-0.0001 (-1.6012)	0.0001 (1.1826)	-0.0002 (-1.3741)	-0.0001 * (-1.6985)	0.0001 (0.7007)	-0.0001 (-0.9182)
分権化	自主財源の 割合	-0.0044 *** (-3.7357)	-0.0023 (-1.0918)	0.0006 (0.3541)	-0.0042 *** (-3.5402)	-0.0035 * (-1.6610)	0.0025 (1.4119)	-0.0045 *** (-3.7698)	-0.0016 (-0.7695)	0.0027 (1.5097)
財政状況	1人当り普通交付 税	0.0060 (1.5750)	0.0260 *** (5.7803)	0.0045 (0.6512)	0.0077 ** (2.0298)	0.0238 *** (5.6773)	0.0042 (0.5807)	0.0067 * (1.7756)	0.0279 *** (6.4419)	0.0023 (0.3286)
	1人当り国庫支出 金	0.0238 *** (5.4970)	0.0227 *** (2.9870)	0.0350 *** (5.7750)	0.0248 *** (5.6274)	0.0193 *** (3.0435)	0.0372 *** (6.0788)	0.0248 *** (5.6240)	0.0250 *** (3.1089)	0.0361 *** (5.9893)
	実質収支比率	-0.0053 (-0.7844)	-0.0082 (-1.3993)	-0.0179 *** (-2.6224)	-0.0046 (-0.6902)	-0.0091 (-1.5665)	-0.0148 ** (-2.1326)	-0.0050 (-0.7501)	-0.0085 (-1.4053)	-0.0157 ** (-2.3186)
地域の 経済状況	1人当り預貯金残 高	0.0000 (0.1781)	0.0003 *** (3.8466)	-0.0015 *** (-5.7255)	-0.0000 (-0.0568)	0.0003 *** (4.3757)	-0.0015 *** (-5.5398)	0.0000 (0.0560)	0.0002 *** (3.2589)	-0.0014 *** (-5.5044)
	第1次産業比率	0.0344 *** (5.5479)	-0.0010 (-0.1140)	0.0225 (1.1986)	0.0386 *** (6.7165)	0.0038 (0.4821)	0.0240 (1.2516)	0.0416 *** (6.8185)	0.0052 (0.6293)	0.0284 (1.5227)
	第3次産業比率	0.0111 *** (6.8097)	0.0044 ** (2.3946)	0.0139 *** (5.0337)	0.0122 *** (7.5387)	0.0050 *** (2.7374)	0.0163 *** (5.6453)	0.0129 *** (8.2638)	0.0045 ** (2.3944)	0.0166 *** (5.5527)
	有効求人倍率	0.0001 (0.5128)	-0.0001 (-0.6078)	0.0008 ** (2.1691)	0.0001 (0.6712)	0.0000 (0.1346)	0.0010 *** (2.7762)	0.0000 (0.2720)	-0.0002 (-0.8184)	0.0010 *** (2.7789)
	若年者比率	-0.0075 (-0.8368)	-0.0280 *** (-2.8555)	0.0006 (0.0287)	-0.0059 (-0.6588)	-0.0234 ** (-2.5340)	-0.0017 (-0.0723)	-0.0055 (-0.6167)	-0.0197 ** (-2.0881)	-0.0046 (-0.2035)
	高齢者比率	0.0043 (0.6074)	-0.0271 (-1.4920)	0.0392 *** (3.2851)	0.0051 (0.7245)	-0.0484 *** (-2.8270)	0.0485 *** (4.0301)	0.0061 (0.8557)	-0.0330 * (-1.7855)	0.0489 *** (4.1253)
	人口密度									
sample		1,363	611	611	1,363	611	611	1,363	611	611
Adjusted R-squared		0.9523	0.9841	0.9646	0.9517	0.9849	0.9624	0.9515	0.9837	0.9622

注 1) *** は 1%, ** は 5%, * は 10%の有意水準で棄却されることをあらわす

注 2) () 内はt値をあらわす

表 41. 説明変数の記述統計

① 1980年度～2008年度

	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.
総務省ダミー	0.313	0.000	1.000	0.000	0.464
総務省以外の官僚ダミー	0.226	0.000	1.000	0.000	0.418
政党ダミー	0.632	1.000	1.000	0.000	0.483
自主財源の割合	0.435	0.411	0.952	0.194	0.135
普通交付税	163977	152788	850147	0	101778
1人当り普通交付税	0.098	0.093	0.294	0.000	0.058
国庫支出金	166726	142897	724548	39569	97865
1人当り国庫支出金	0.083	0.077	0.232	0.018	0.036
実質収支比率	0.007	0.006	0.063	-0.031	0.008
預貯金残高総額	12126004	5866560	184000000	808448	21988012
1人当り預貯金残高	3.788	3.822	14.219	0.828	1.852
第1次産業比率	0.032	0.026	0.123	0.000	0.024
第3次産業比率	0.663	0.664	0.890	0.413	0.083
有効求人倍率	0.745	0.660	2.440	0.130	0.389
若年者比率	0.177	0.168	0.295	0.113	0.035
高齢者比率	0.161	0.156	0.285	0.062	0.049
人口密度	1.352	0.864	9.290	0.250	1.610

② 1980年度～1992年度

	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.
総務省ダミー	0.336	0.000	1.000	0.000	0.473
総務省以外の官僚ダミー	0.167	0.000	1.000	0.000	0.373
政党ダミー	0.615	1.000	1.000	0.000	0.487
自主財源の割合	0.433	0.411	0.916	0.194	0.151
普通交付税	125146	114480	770073	0	84239
1人当り普通交付税	0.077	0.075	0.240	0.000	0.048
国庫支出金	153609	130970	659745	61064	84035
1人当り国庫支出金	0.078	0.076	0.232	0.023	0.031
実質収支比率	0.009	0.007	0.063	-0.013	0.008
預貯金残高総額	8560029	3713005	166000000	808448	17960608
1人当り預貯金残高	2.589	2.234	13.985	0.828	1.501
第1次産業比率	0.045	0.041	0.123	0.001	0.028
第3次産業比率	0.623	0.620	0.834	0.413	0.076
有効求人倍率	0.877	0.790	2.440	0.130	0.468
若年者比率	0.209	0.209	0.295	0.141	0.024
高齢者比率	0.121	0.121	0.197	0.062	0.025
人口密度	1.331	0.863	9.100	0.258	1.583

③ 19960年度～2000年度

	Mean	Median	Maximum	Minimum	Std. Dev.
総務省ダミー	0.277	0.000	1.000	0.000	0.448
総務省以外の官僚ダミー	0.288	0.000	1.000	0.000	0.453
政党ダミー	0.781	1.000	1.000	0.000	0.414
自主財源の割合	0.440	0.415	0.952	0.214	0.122
普通交付税	201143	186788	850147	0	104599
1人当り普通交付税	0.117	0.118	0.294	0.000	0.061
国庫支出金	171678	143369	724548	39569	105191
1人当り国庫支出金	0.084	0.076	0.213	0.018	0.039
実質収支比率	0.006	0.005	0.060	-0.031	0.008
預貯金残高総額	15369219	7623216	184000000	2638492	24801238
1人当り預貯金残高	4.861	4.688	14.219	2.547	1.502
第1次産業比率	0.021	0.019	0.065	0.000	0.013
第3次産業比率	0.702	0.711	0.890	0.490	0.072
有効求人倍率	0.623	0.560	1.940	0.160	0.270
若年者比率	0.146	0.145	0.215	0.113	0.013
高齢者比率	0.202	0.204	0.285	0.106	0.035
人口密度	1.371	0.865	9.290	0.250	1.641

表 42. 説明変数の相関係数(1)

① 1980年度～2008年度（被説明変数：投資的経費割合、扶助費割合、投資的経費、扶助費）

	総務省 ダミー	総務省以外 官庁ダミー	政党ダミー	自主財源の 割合	普通交付税	国庫支出金	実質収支 比率	預貯金残高 総額	第1次産業 比率	第3次産業 比率	有効求人 倍率	若年者比率	高齢者比率	人口密度
総務省ダミー	1													
総務省以外の 官庁ダミー	-0.364	1												
政党ダミー	0.052	0.129	1											
自主財源の 割合	0.128	-0.094	0.061	1										
普通交付税	-0.142	0.134	0.047	-0.341	1									
国庫支出金	-0.037	0.003	-0.062	0.318	0.492	1								
実質収支比率	-0.028	-0.070	-0.004	0.040	-0.219	-0.182	1							
預貯金残高 総額	0.036	-0.053	0.021	0.680	-0.145	0.581	-0.071	1						
第1次産業 比率	-0.169	0.014	-0.117	-0.669	0.065	-0.164	0.012	-0.407	1					
第3次産業 比率	-0.083	0.069	-0.019	-0.116	0.347	0.360	-0.202	0.357	-0.092	1				
有効求人倍率	0.088	-0.060	0.083	0.321	-0.259	-0.171	0.166	0.050	-0.191	-0.445	1			
若年者比率	-0.014	-0.079	-0.097	-0.166	-0.345	-0.120	0.222	-0.290	0.503	-0.444	0.062	1		
高齢者比率	-0.039	0.139	0.137	-0.261	0.362	-0.195	-0.100	-0.096	-0.201	0.377	-0.118	-0.819	1	
人口密度	0.060	-0.058	-0.053	0.757	-0.337	0.441	-0.094	0.865	-0.468	0.270	0.020	-0.123	-0.270	1

② 1980年度～1992年度（被説明変数：投資的経費割合、扶助費割合、投資的経費、扶助費）

	総務省 ダミー	総務省以外 官庁ダミー	政党ダミー	自主財源の 割合	普通交付税	国庫支出金	実質収支 比率	預貯金残高 総額	第1次産業 比率	第3次産業 比率	有効求人 倍率	若年者比率	高齢者比率	人口密度
総務省ダミー	1													
総務省以外の 官庁ダミー	-0.318	1												
政党ダミー	0.035	0.137	1											
自主財源の 割合	0.213	-0.148	0.046	1										
普通交付税	-0.116	0.013	-0.049	-0.429	1									
国庫支出金	0.110	-0.034	-0.052	0.324	0.476	1								
実質収支比率	-0.155	0.041	0.034	0.143	-0.195	-0.066	1							
預貯金残高 総額	0.231	-0.098	0.032	0.658	-0.235	0.523	-0.035	1						
第1次産業 比率	-0.227	0.093	-0.037	-0.798	0.288	-0.170	-0.198	-0.423	1					
第3次産業 比率	0.119	-0.075	-0.048	-0.198	0.263	0.357	-0.221	0.302	0.199	1				
有効求人倍率	0.076	-0.023	0.193	0.367	-0.069	-0.093	0.045	0.159	-0.456	-0.360	1			
若年者比率	-0.143	0.173	-0.012	-0.229	-0.210	-0.132	0.304	-0.348	0.218	-0.156	-0.491	1		
高齢者比率	0.038	-0.049	0.052	-0.502	0.340	-0.315	-0.325	-0.268	0.289	0.113	0.276	-0.596	1	
人口密度	0.199	-0.104	-0.096	0.776	-0.445	0.401	-0.003	0.843	-0.556	0.225	0.042	-0.180	-0.455	1

③ 1996年度～2008年度（被説明変数：投資的経費割合、扶助費割合、投資的経費、扶助費）

	総務省 ダミー	総務省以外 官庁ダミー	政党ダミー	自主財源の 割合	普通交付税	国庫支出金	実質収支 比率	預貯金残高 総額	第1次産業 比率	第3次産業 比率	有効求人 倍率	若年者比率	高齢者比率	人口密度
総務省ダミー	1													
総務省以外の 官庁ダミー	-0.393	1												
政党ダミー	0.195	0.101	1											
自主財源の 割合	0.008	-0.065	0.068	1										
普通交付税	-0.135	0.163	-0.011	-0.316	1									
国庫支出金	-0.181	0.015	-0.058	0.345	0.507	1								
実質収支比率	0.097	-0.139	-0.076	-0.081	-0.165	-0.250	1							
預貯金残高 総額	-0.120	-0.059	-0.010	0.759	-0.185	0.613	-0.043	1						
第1次産業 比率	-0.231	0.097	-0.209	-0.685	0.315	-0.104	0.119	-0.450	1					
第3次産業 比率	-0.262	0.101	-0.183	-0.083	0.208	0.358	-0.050	0.345	0.110	1				
有効求人倍率	0.080	-0.023	0.054	0.403	-0.352	-0.219	0.246	0.121	-0.336	-0.381	1			
若年者比率	-0.057	-0.066	0.071	-0.352	0.017	0.034	-0.164	-0.317	0.211	-0.110	-0.197	1		
高齢者比率	0.012	0.120	-0.039	-0.416	0.021	-0.508	0.351	-0.371	0.376	0.003	0.143	-0.509	1	
人口密度	-0.096	-0.031	-0.013	0.753	-0.283	0.489	-0.177	0.907	-0.556	0.351	0.074	-0.249	-0.444	1

表 43. 説明変数の相関係数(2)

④ 1980年度～2008年度 (被説明変数: 1人当り投資的経費, 1人当り扶助費)

	総務省 ダミー	総務省以外 官庁ダミー	政党ダミー	自主財源の 割合	普通交付税	国庫支出金	実質収支 比率	預貯金残高 総額	第1次産業 比率	第3次産業 比率	有効求人 倍率	若年者比率	高齢者比率
総務省ダミー	1												
総務省以外の 官庁ダミー	-0.364	1											
政党ダミー	0.052	0.129	1										
自主財源の 割合	0.128	-0.094	0.061	1									
1人当り 普通交付税	-0.132	0.054	-0.036	-0.745	1								
1人当り 国庫支出金	-0.114	0.028	-0.140	-0.784	0.824	1							
実質収支比率	-0.028	-0.070	-0.004	0.040	-0.053	-0.070	1						
1人当り 預貯金残高	0.100	0.002	0.113	0.510	-0.035	-0.199	-0.144	1					
第1次産業 比率	-0.169	0.014	-0.117	-0.669	0.322	0.491	0.012	-0.624	1				
第3次産業 比率	-0.083	0.069	-0.019	-0.116	0.296	0.243	-0.202	0.418	-0.092	1			
有効求人倍率	0.088	-0.060	0.083	0.321	-0.192	-0.236	0.166	0.066	-0.191	-0.445	1		
若年者比率	-0.014	-0.079	-0.097	-0.166	-0.314	0.012	0.222	-0.737	0.503	-0.444	0.062	1	
高齢者比率	-0.039	0.139	0.137	-0.261	0.650	0.301	-0.100	0.415	-0.201	0.377	-0.118	-0.819	1

⑤ 1980年度～1992年度 (被説明変数: 1人当り投資的経費, 1人当り扶助費)

	総務省 ダミー	総務省以外 官庁ダミー	政党ダミー	自主財源の 割合	普通交付税	国庫支出金	実質収支 比率	預貯金残高 総額	第1次産業 比率	第3次産業 比率	有効求人 倍率	若年者比率	高齢者比率
総務省ダミー	1												
総務省以外の 官庁ダミー	-0.318	1											
政党ダミー	0.035	0.137	1										
自主財源の 割合	0.213	-0.148	0.046	1									
1人当り 普通交付税	-0.183	0.012	-0.067	-0.767	1								
1人当り 国庫支出金	-0.152	0.105	-0.085	-0.855	0.855	1							
実質収支比率	-0.155	0.041	0.034	0.143	-0.268	-0.186	1						
1人当り 預貯金残高	0.244	-0.127	0.098	0.599	-0.141	-0.313	-0.113	1					
第1次産業 比率	-0.227	0.093	-0.037	-0.798	0.560	0.686	-0.198	-0.535	1				
第3次産業 比率	0.119	-0.075	-0.048	-0.198	0.271	0.325	-0.221	0.235	0.199	1			
有効求人倍率	0.076	-0.023	0.193	0.367	-0.010	-0.212	0.045	0.469	-0.456	-0.360	1		
若年者比率	-0.143	0.173	-0.012	-0.229	-0.281	-0.022	0.304	-0.684	0.218	-0.156	-0.491	1	
高齢者比率	0.038	-0.049	0.052	-0.502	0.801	0.629	-0.325	0.120	0.289	0.113	0.276	-0.596	1

⑥ 1996年度～2008年度 (被説明変数: 1人当り投資的経費, 1人当り扶助費)

	総務省 ダミー	総務省以外 官庁ダミー	政党ダミー	自主財源の 割合	普通交付税	国庫支出金	実質収支 比率	預貯金残高 総額	第1次産業 比率	第3次産業 比率	有効求人 倍率	若年者比率	高齢者比率
総務省ダミー	1												
総務省以外の 官庁ダミー	-0.393	1											
政党ダミー	0.195	0.101	1										
自主財源の 割合	0.008	-0.065	0.068	1									
1人当り 普通交付税	-0.038	0.021	-0.124	-0.853	1								
1人当り 国庫支出金	-0.072	-0.030	-0.132	-0.764	0.833	1							
実質収支比率	0.097	-0.139	-0.076	-0.081	0.224	0.068	1						
1人当り 預貯金残高	0.061	-0.064	0.086	0.646	-0.399	-0.324	0.035	1					
第1次産業 比率	-0.231	0.097	-0.209	-0.685	0.707	0.664	0.119	-0.493	1				
第3次産業 比率	-0.262	0.101	-0.183	-0.083	0.125	0.172	-0.050	0.180	0.110	1			
有効求人倍率	0.080	-0.023	0.054	0.403	-0.306	-0.356	0.246	0.182	-0.336	-0.381	1		
若年者比率	-0.057	-0.066	0.071	-0.352	0.119	0.452	-0.164	-0.390	0.211	-0.110	-0.197	1	
高齢者比率	0.012	0.120	-0.039	-0.416	0.596	0.216	0.351	-0.209	0.376	0.003	0.143	-0.509	1

4.5 補論 4 のまとめ

本補論は、55 年体制崩壊による政権交代を政治的体制の変化、すなわち、政治的要因から受ける影響度合いの転換点とみなし、この体制崩壊前後の政治状況が変化する中でも相互作用が変化するか否かについて確認することを目的とした。そして、地方経費のうち裁量の働く余地がある地方経費と裁量の働く余地が少ない地方経費のそれぞれについて性質別経費の推定を行った。その際、景気上昇期と後退期、地方分権化の推進期にまたがった 1980 年度から 2008 年度の 29 年間をフル・サンプルとし、前述の転換点となる 55 年体制崩壊による政権交代を政治状況の変化の基準としてサブ・サンプルを分割してそれぞれ分析した。これは、政治的体制の変化によって裁量的な政策選択の可能性が高まるならば、地方政府間の相互作用もその関係に変化があらわれると考えたためである。そして、決算額そのものよりもその割合でみた方が、予算配分率の決定において地方政府の意思決定者である知事の裁量を反映させることが可能であると考えたため、歳出決算総額に占める投資的経費と扶助費の割合と、その比較として決算総額、および 1 人当りを用いた。以下に分析結果に対するまとめを述べる。

投資的経費と扶助費の結果から、経費費目や用いる地域ウェイトによっては、歳出政策決定において他地域からの影響が時間の経過により相互作用が変化することが示された。その変化は影響の大きさが変化する場合と、相互作用の背景そのものが変化する可能性も示唆された。そして、体制崩壊前とは異なり崩壊後は、政策手段の 1 つとして扶助費などの義務的経費の割合を操作するようになった可能性が伺えた。また、在職年数以外の知事の政治的経歴や分権化の進展などの政治的要因からの影響も 55 年体制崩壊前後で変化していることも示唆された。これは、地方政府の政策決定者である知事の裁量が働くと仮定した投資的経費と、知事の裁量が働かないと仮定した扶助費のどちらも政治的体制の変化から影響を受け、また、その影響度合いが変化していることから、政治的体制の変化する中でも外部性は変化することが示されたと考えられる。

なお、投資的経費の割合は、体制崩壊前では総務省出身であることの影響が大きかったものの、崩壊後では影響がなくなっていることが示されている。けれども、総額では崩壊後に総務省出身であることの影響が大きくなっていることが示されている。つまり、想定されていた好況期や不況期に行われた財政政策などの外生的な

変化と政治的な体制の変化との関係があるように見えてしまう、すなわち、みかけの相関が生じている可能性が否めない。何れにしても投資的経費の歳出決定を行う際にも政治的体制の変化からの影響を受けた可能性がある。また、移転財源の多寡からも影響を受けることが示された。

他方、扶助費についても総務省以外の官僚出身であることは体制崩壊前のみ扶助費の大きさを減じさせる影響を持っていたが、体制崩壊後には官僚出身であることの影響力が弱くなった可能性がある。むしろ、政権交代を経た後では、政権与党が支持・支援政党であることが影響力を大きくした可能性が否めない。また、分権化の進展は影響しないと仮定した自主財源の割合からも影響を受けており、特に、体制崩壊前にそれが強くあらわれていることから、仮定とは異なり、扶助費についても影響が変化していることが示された。また、投資的経費と同様にそれぞれの期間でも扶助費と移転財源との間には、財政政策などの外生的な変化と政治状況の変化との関係があるように見えてしまうという、みかけの相関が生じている可能性と、55 年体制崩壊前後ではそれぞれの要因から受ける影響が変化している可能性が確認された。さらに、投資的経費と同様にそれぞれの期間でも扶助費と移転財源との間にも、みかけの相関が生じている可能性と、体制崩壊前後ではそれぞれの要因から受ける影響が変化している可能性が確認された。

これら投資的経費と扶助費の結果によって、地方政府の政策決定者である知事の政治的経歴や政権交代といった政治的体制の変化が地方の歳出政策に対し影響を与えている可能性が示唆されたと考える。