The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	与党は公共投資の配分に影響を与えるのか : 自然実験を用いた実証分析
Author(s)	玉田, 桂子
Citation	国際公共政策研究. 2011, 16(1), p. 99-112
Version Type	VoR
URL	https://hdl.handle.net/11094/23025
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

与党は公共投資の配分に影響を与えるのか
―自然実験を用いた実証分析

Does the Majority Party affect the Allocation of Public Investment?

玉田桂子 *

Keiko TAMADA *

Abstract

This paper investigates the causal effect of the majority party's seats share on public investment allocation, using prefectural data from 1981 to 1999. To take endogeneity into consideration, we use the amount of rainfall on election days as an instrumental variable. We show that the majority party has a positive impact on public investment allocation. More specifically, the majority party has positive impacts on "investment in agriculture, forestry, and fishery," investment in the conservation of national land share, and other investment, but has no impact on livelihood investment and industrial investment.

キーワード：与党、公共投資、利益誘導政治、自然実験

Keywords： majority party, public investment, pork-barrel politics, natural experiment

JEL Classification Numbers：H54, D72

* 福岡大学経済学部准教授

1．はじめに

本論文では、与党が公共投資の配分に与える影響を分析する[1)]。公共投資の配分に関しては、メディア等では利益誘導政治が行われているとの指摘があり、常に批判にさらされてきた。こうした批判を受けて、小泉政権から公共投資見直しの動きが高まり、民主党が政権をとってからは公共投資の新しいあり方が検討されている。2010年６月の「新成長戦略」では、公共投資のあり方について、従来の公共投資のあり方である第１の道、市場原理主義に基づく第２の道、現在の状況に即している道として第３の道の３つに分類し、第３の道を選択するとしている。第３の道とは、財政・社会保障制度を充実させることで雇用を創出し、経済成長させるとする考え方である。

公共投資のあり方、特に配分のあり方については常に議論されてきた。本論文では、長期に渡って一つの政党が与党であるときに、与党が公共投資の配分にどのような影響を与えるのかを明らかにする。具体的には、自民党政権が長期に渡って存続していたときに、自民党が公共投資の配分に影響を与えたのか否か、利益誘導政治が行われたのかを明らかにする。利益誘導政治が行われると、本来公共投資を必要としている地域に公共投資が行われず、経済的に発展することが難しくなる可能性がある。したがって、利益誘導政治が行われているか否かについて分析することは有益であろう。

公共投資の配分についての研究は多く蓄積されてきた。中でも、政党の得票率と補助金の分配に注目したのがLevitt and Snyder（1995）である。彼らは米国の大統領選挙での民主党の得票率が補助金にどのような影響を与えたのかを分析した。補助金を便益が及ぶ範囲やフォーミュラに従ったものであるか否かなどで分類しクロスセクションで推定を行ったところ、1976年、1980年、1984年の大統領選挙での民主党の得票率が1984年から1990年までの補助金の配分に正の影響を与えていることが示された。しかし、与党の得票率など選挙の結果と補助金の配分については、内生性の問題が指摘されてきた。例えば、Levitt and Snyder（1997）は観測されない議員の当選のための努力がomitted variable となるとしている。また、議員がｔ期に補助金を多く獲得すると、t+1期の選挙で票を集めやすくなるが、逆に、t+1期の選挙予想が自分にとって不利であると補助金を獲得する努力を行わなくなるため、補助金の配分と選挙の結果については同時性の問題が発生するという指摘もある（Fiorina 1981）。Levitt and Snyder（1995）ではこうした内生性の問題を考慮していないため、得られた結果にはバイアスがかかっている可能性がある。

日本においても公共投資の地域間配分と自民党得票率や自民党議席シェアなど政治的要因の関係について研究が重ねられてきた[2)]。自民党得票率と自民党議席シェアに着目した研究に注目すると、自民党得票率については、土居（2000）、土居・芦谷（1997）が都道府県を分析単位として1956年から1993年の選挙時の国庫支出金シェアに自民党得票率を回帰させた分析を行った。推定の結果か

1） 本論文はTamada（2009）を大幅に加筆・修正したものである。
2） 日本における公共投資の地域間配分と政治的要因についてのサーベイについては、長峯（2001）参照。

ら、自民党得票率が高くなると国庫支出金シェアが低くなることが示された。同様の結果を得たのが長峯（2001）で、都道府県を分析単位とした分析を行って、自民党得票率が高くなると１人当たり道路投資の額が減少することを示している。また、自民党議席シェアについては、土居（2000）、土居・芦谷（1997）、Tamada（2009）は自民党議席シェアが高くなると国庫支出金シェアが高くなることを示した。Meyer and Naka（1998）は1957年度から1990年度までを分析期間とし、１人当たりの補助金を被説明変数として都市圏と地方圏に分けて推定を行い、自民党議席シェアは１人当たり補助金に正の効果を与えていることを示した。一方、1990年代の市町村を対象としてクロスセクションで分析を行ったHoriuchi and Saito（2003）では、自民党議席シェアが高くなると補助金の額は減少するとの結果を得ている。玉田（2005）では都道府県を対象としてパネル分析を行い、自民党議席シェアは公共投資シェアに影響を与えないことを示した。

上記の先行研究は自民党と公共投資について正の関係を仮定しているが、Horiuchi and Saito（2009）、斉藤（2010、第６章）は異なった仮説を立てている。２つの研究は、交通インフラを整備してしまうと、有権者はインフラを誘致する政治家に投票するインセンティブがなくなるため、政治家は得票を目的とする場合にはあえて交通インフラの整備を遅らせるという仮説を検証している。分析の結果、交通インフラは自民党得票率に負の影響を与えるという興味深い結果を示している。

以上のように、自民党と公共投資の地域間配分の関係については確定的な結論は得られていない。その理由として、自民党の政治力の指標について自民党得票率や自民党議席シェアなどさまざまな指標が用いられていること、推定に用いられる被説明変数が国庫支出金、行政投資額、公共工事着工額などと異なっていることなどが考えられる。さらに、アメリカの場合と同様に、日本においても自民党議席や得票率が内生変数となっている可能性があるが、筆者の知る限り政治変数の内生性に考慮した分析は長峯（2001）、山下（2001）、玉田（2005）、Tamada（2009）に留まっている。長峯（2001）は、道路の需要要因、供給要因、政策要因、政治要因を考慮して同時方程式体系で推定を行った。しかし、長峯（2001）の同時方程式体系において識別変数が外生であることに疑問が持たれる。山下（2001）は、omitted variablesに対する対処法としてパネル分析を行っているが、変動効果モデルを用いているため、観測されない効果と説明変数は相関しないことが仮定されており、観測されない変数と説明変数が相関していることが問題となる内生性への対処にはなっていない。そこで、本論文ではTamada（2010）をベースとし、操作変数法や固定効果モデルによって内生性に対処し、OLSとの結果を比較し、内生性を考慮することの重要性を示す。

本論文の構成は以下の通りである。第２節では1990年代の日本の政治状況と予算の編成過程について解説する。第３節は推定モデルについて説明する。第４節ではデータについて説明する。第５節では推定結果について解釈し、第６節で結論を述べる。

２．1990年代の政治状況及び予算の編成過程

1990年代の政治状況を自民党と公共投資との関わりを中心として概観してみよう[3)]。自民党が衆議院で安定多数を維持していた時期には、与党が公共投資の予算に関する委員会の委員を務めていたことから、自民党が公共投資の予算に関与出来た。このことは、1990年に自民党道路調査会長を務める金丸信が米国からの公共投資の増額要請に対して、「米国のGNP比10%増は無理でも、８%なら不可能ではない」と発言していることから示される[4)]。

自民党が安定多数を確保した1990年の衆議院選挙後、政治スキャンダルが続出した。1992年には共和事件、また佐川急便事件を契機として金丸信自民党副総裁が逮捕され、有権者の自民党に対する不満を募らせ、高まる政治不満に刺激されて日本新党、新生党、さきがけといった新党が結成された。

複数の新党が結成された後、1993年の衆議院議員選挙では38年間続いた自民党一党体制が覆った。新党は政治改革関連法案を成立させ、これまでの衆議院の選挙制度に小選挙区比例代表並立制が導入された。しかし、新党自身には政権担当能力を育てる期間がなかったとされている（蒲島 2004）。そのため、新党で結成された連立政権は崩壊し、ほとんどの新党は結党からまもなく解党に至った。新党の連立政権の崩壊を受け、一度は野に下った自民党が、1994年には社会党、さきがけとの連立政権を成立させ、政権を取り戻した。自民党が与党に復帰すると、自民党幹部が「野党議員が選出された選挙区に有利になるような予算配分はしない」との報復発言を行った。この発言は撤回されたが、自民党の公共投資配分の方針が示されることとなった（土居 2000）。さらに、1994年、「新幹線検討委員会」が設置されたが、委員は自民党４人、社会党２人、新党さきがけ１人と自民党が過半数を占めていた[5)]。1993年以前と比較して自民党の議員数は減少したが、自民党議員は依然として公共投資の配分決定に影響力を持っていたと考えられる。

政治改革関連法案成立後初めての選挙となった1996年衆議院選挙では、自民党議員は利益誘導を口にした。梶山官房長官は、自民党主軸の内閣ができることは間違いないとした上で「他の党の人を（国会に）出したって、ここのことは何もやりませんよ」と、利益誘導発言をした。野中幹事長代理も「やっぱり地方の景気を引っ張っていくのは公共事業」と、公共投資依存の政策を繰り返した[6)]。その結果、自民党は前回選挙より議席数を伸ばした。ただし、この自民党の議席獲得には選挙制度改革も影響していると考えられる。小選挙区比例代表並立制が導入され、自民党の得票率は38.6%だったにも関わらず議席シェアでは56.3%と、有権者の選好と乖離した選挙結果となったのである（井堀・土居 2001）。

3） 自民党の動きについては蒲島（2004）、新党の動きについては東大法・蒲島郁夫ゼミ編（1998）参照。
4） 朝日新聞1990年３月29日付。
5） 朝日新聞1994年８月27日付。
6） 朝日新聞1996年10月21日付。

次に、当時の日本の予算編成の過程についても触れておこう[7)]。日本では予算の単年度主義をとっており、会計年度（４月１日～３月31日）ごとに予算を作成することになっている。予算の編成権は内閣に属するが、実際に編成を行っているのは財務省（旧大蔵省）となっている。予算の編成過程スケジュールは以下の通りである。まず、各省庁が予算の見積もりを行い、財務省に見積り要求を提出する。これが概算要求と呼ばれるものである。次に、財務省は各省庁の概算要求を検討し、財務省原案をまとめ、予算案を決定する。しかし、この時点で個別の事業のどれをやるか、いくら出すかは決定されていない。産業基盤や農林水産などの分野別に予算額が決定されるだけである。どの事業を行うのか、またいくら支出するかについては改めて決定することになっている。これは「箇所付け」と呼ばれる。この「箇所付け」で政治力が予算の配分に影響を及ぼす。そのため、政治家は選挙で利益誘導政治を口にすることができるのである。

予算の政府案が国会に提出されると予算の審議が始まるが、予算の審議はまず衆議院から始まる。予算が衆議院で可決すると、参議院での議決に入る。参議院で可決されると予算が成立し、４月１日より予算が執行される。参議院が衆議院の可決した予算案を受け取ってから、30日以内に議決しない場合は、予算は衆議院で可決された予算案の通りに執行されることになる。以上の予算の編成スケジュールより、t年度に国会に議席を有している議員がt+１年度の予算を計画することになる。

３．推定モデル

本論文では以下のモデルを推定する。

$$GShare_{it} = \beta_0 + \beta_1 LDPSeatShare_{it-1} + X_{it-1}\ \beta_2 + year_dummy\beta_3 + c_i + u_{it} \qquad (1)$$

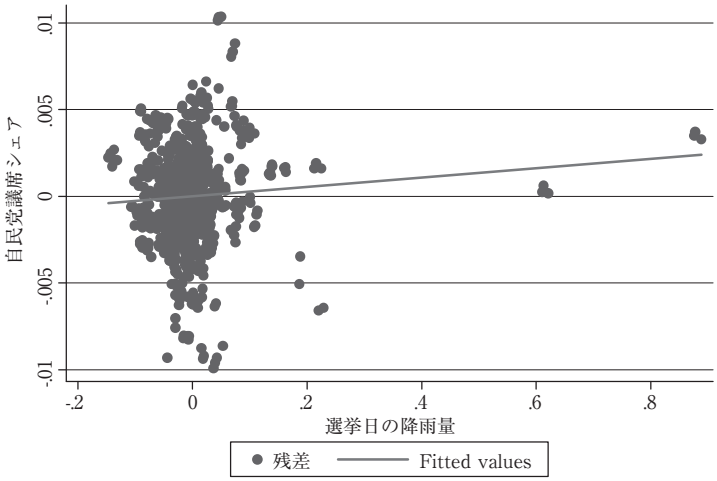
ここで、*GShare*は行政投資のシェア、*LDPSeatShare*は自民党の議席シェア、Xはその他の政治・経済変数ベクトル、*year_dummy*は年ダミーベクトル、*c*は観測されない都道府県の固定効果、*u*は誤差項である。t-1年の自民党議席シェア、経済変数を用いる理由は、t-1年の衆議院の議員がt-1年の経済変数を参考にｔ年の行政投資の配分を決定すると考えられるからである。

βが一致推定量となるのは、観測されない都道府県の固定効果が説明変数と相関せず($E(c_i \mid LDPSeatShare_{it-1},\ X_{it-1}) = 0$)、誤差項が説明変数と相関しない場合である($E(u_{it} \mid LDPSeatShare_{it-1},\ X_{it-1}) = 0$)。１つ目の仮定である$E(c_i \mid LDPSeatShare_{it-1},\ X_{it-1}) = 0$は満たされない可能性がある。日本では、沖縄など長期的に不況の地域に重点的に公共投資を行う傾向にある上に、そのような地域で自民党支持者が多い。したがって、観測されない時間に関して不変の自民党への選好が自民党議席シェアと正の相関を持つことが考えられる。c_iが説明変数と相関している場合、OLS推定量は上方バイアスを持つことになる。

7）予算の編成に関する詳細については井堀・土居（2001）参照。

２つ目の仮定であるE $(u_{it} \mid LDPSeatShare_{it-1}, X_{it-1}) = 0$ についても仮定が満たされない可能性がある。与党は選挙で勝った地域に公共投資を配分する可能性があり、公共投資を多く配分された地域はさらに公共投資を配分してもらおうと与党に投票する可能性がある。したがって、OLSで推定された係数は操作変数で推定された係数は上方バイアスを持つと考えられる。固定効果操作変数モデル（以降、FEIV）は上記二つの条件が満たされない場合に一致性をもつ。したがって、本論文ではFEIVを最も望ましいモデルとする。

操作変数として、選挙日の降雨量を考える。選挙日の降雨量が行政投資の配分に影響を与えるとは考えにくい。一方、選挙日の降雨量が多いと、投票率が下がるため、強固な支持基盤を持つ政党が票を得やすく、その結果として支持基盤の強い政党から立候補した議員が当選しやすいと考えられる。自民党は強固な支持団体を持っており、支持団体に属している投票者は自民党に投票する。その結果、雨で投票率が低くなると、自民党に属する候補者が当選しやすくなり、自民党議席シェアも高くなると考えられる。図１を見ると、選挙日の降雨量が自民党議席シェアに正の影響を与えているように見える[8)]。



注：両変数ともに政治・経済変数の影響は取り除かれている。

図１：自民党議席シェアと選挙日の降雨量

４．データ

本論文では都道府県のデータを用いる。都道府県データを用いる理由は、第１に、中選挙区制導入の間、47都道府県中10県が１つの中選挙区を形成しており、選挙区が都道府県と一致している地

8） 操作変数に選挙日の天気を用いた分析は本論文の他にTamada（2009）、Horiuchi and Saito（2009）、斉藤（2010）がある。

域があること、第２に、ある選挙区への公共投資は周辺選挙区に便益をもたらす場合があり、特に小選挙区比例代表並立制導入後は便益が複数の選挙区に及ぶと考えられることからである。例えば、高速道路の建設などは複数の選挙区に便益をもたらすだろう。

分析期間は1981年から1999年とした。1979年、1980年に２年連続で選挙が行われているが、1979年に選出された議員は1980年度の予算配分に影響を及ぼすことが出来たのか否かが不明である。また、小泉政権となった2000年以降は公共投資の配分方法が変わった可能性があるため、1999年までを分析対象とする。

被説明変数として、行政投資シェアを用いる。さらに、自民党が特定の目的の投資に影響を及ぼしているか否かを確認するために、事業目的別の行政投資シェアの分析も行う。事業目的は、生活基盤投資、産業基盤投資、農林水産投資、国土保全投資、その他の投資の５つに分類されている。

都道府県別自民党議席シェアは、各都道府県の自民党議員の議席数を衆議院議席数で割ったものとしている。他の政治変数として、自民党内でも重要な役職を考慮する。具体的には、自民党総裁ダミー、自民党三役ダミー、自民党農林部長ダミー、自民党商工部長ダミー、自民党建設部長ダミーを用いる。これらの変数は、自民党の重要な役職についた議員を選出した都道府県については選出した年以降を１、その他の都道府県については０とする。自民党では、一旦重要な役職につくと役職の任務を終えた後も影響力を持ち続けることがあるからである。

降雨量（ミリメートル）については、都道府県庁所在地の選挙日の降雨量を用いる。衆議院議員選挙は解散によるものが多く、実施時期にはばらつきがあり、降雨量についても推定を行うに当たり十分なバリエーションがあると考えられる。

表１に記述統計、表２にデータの出所を示している。行政投資シェアの平均は0.021となっている。自民党議席シェアの最小値は０となっており、自民党議員が選出されていない地域があったことがわかる。

表 1：記述統計

	平　均	標準偏差	最小値	最大値
行政投資シェア	0.021	0.018	0.004	0.121
生活基盤投資シェア	0.021	0.024	0.004	0.206
産業基盤投資シェア	0.021	0.015	0.006	0.091
農林水産投資シェア	0.021	0.019	0.004	0.147
国土保全投資シェア	0.021	0.012	0.006	0.087
その他投資シェア	0.021	0.025	0.004	0.222
自民党議席シェア	0.011	0.006	0	0.047
自民党総裁ダミー	0.353	0.478	0	1
自民党三役ダミー	0.150	0.357	0	1
自民党農林部長ダミー	0.106	0.308	0	1
自民党商工部長ダミー	0.123	0.329	0	1
自民党建設部長ダミー	0.681	0.466	0	1
１人当たり議員数	4.495	1.232	2.026	6.623
log（人口）	7.575	0.714	6.404	9.384
log（１人当り課税所得額）	13.804	0.329	12.893	14.611
有効求人倍率	0.815	0.419	0.130	2.440
第１次産業比率	3.984	2.725	0.057	12.867
第２次産業比率	35.752	8.092	17.560	60.228
財政力指数	0.489	0.237	0.207	1.640
14歳以下人口比率	0.195	0.030	0.126	0.295
65歳以上人口比率	0.135	0.034	0.062	0.238
選挙日の降雨量	0.031	0.090	0	1.065
阪神淡路大震災ダミー	0.002	0.047	0	1

注：観測数は893。

表２：データ出所

	出　　典
行政投資シェア	『行政投資実績』
生活基盤投資シェア	
産業基盤投資シェア	
農林水産投資シェア	
国土保全投資シェア	
その他投資シェア	
自民党議席シェア	『国会便覧』
自民党総裁ダミー	
自民党三役ダミー	
自民党農林部長ダミー	
自民党商工部長ダミー	
自民党建設部長ダミー	
１人当たり議員数	『衆議院総選挙』
log（人口）	『住民基本台帳人口要覧』
log（１人当り課税所得額）	『個人所得指標』
有効求人倍率	『職業安定業務統計』
第１次産業比率	『県民経済計算年報』
第２次産業比率	
財政力指数	『都道府県財政指数表』
14歳以下人口比率	『国勢調査』　調査年以外は線形補間を行っている。
65歳以上人口比率	
選挙日の降雨量	気象庁ホームページ　http://www.data.jma.go.jp/obd/stats/etrn/index.php

5．推定結果

5－1　第1段階の推定結果

操作変数法を用いるための第1段階の推定式である自民党議席シェアを決定する推定結果が表3に示されている。

表3：自民党議席シェアの決定要因（第1段階目の推定）

サンプル：47都道府県、1981年-1999年
被説明変数：自民党議席シェア

	（1）	（2）
推定モデル	OLS	Fixed effects
選挙日の降雨量	0.003	0.003
	(0.001)	(0.001)
年ダミー	yes	yes
R-squared	0.73	0.29
操作変数のF値	12.88	4.35
観測数	893	

注：括弧内は分散不均一性に対して頑健な標準誤差。
全ての推定モデルには(1)式の説明変数を含めている。

列（1）のOLS推定の結果を見ると、選挙日の降雨量が1ミリメートル増加すると自民党議席シェアの0.3パーセントポイントの増加をもたらす。この影響は統計的にも有意である。列（2）は、固定効果モデルによる推定結果が示されている。固定効果モデルでも、選挙日の降雨量が1ミリメートル増加すると自民党議席シェアの0.3パーセントポイントの増加をもたらすことが示されている。以上より、OLSの結果も固定効果モデルの結果も、選挙日の降雨量が自民党議席シェアに正の影響を与えることを示しており、仮説と一致している。選挙日の降雨量が自民党議席シェアに影響を与えないという帰無仮説を検定すると、OLSモデルでF値が12.88、固定効果モデルでF値が4.35となっており、帰無仮説は棄却される[9)]。選挙日の降雨量が行政投資の配分に影響を与えるとは考えにくく、選挙日の降雨量が自民党議席シェアと因果関係の意味で相関しており、選挙日の降雨量は自民党議席シェアの操作変数として機能すると考えても良いだろう。

5－2　第2段階の推定結果

表4に第2段階の推定結果を示している。列（1）にOLSの推定結果を示している。自民党議席シェアの係数は0.326であり、統計的にも5％水準で有意である。しかし、この係数の値が第3節で議論したように上方バイアスを持っているのであれば、この値は大きすぎることになる。操作変数法を用いた推定結果（列（2））と比較すると、係数の大きさは0.260であり、OLSで推定した時

9）Olea and Pflueger（2011）では、分散不均一性が存在するときはF値が17以上あることが望ましいとされている。

表４：行政投資シェアの決定要因

サンプル：47都道府県、1981年-1999年
被説明変数；行政投資シェア

	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）
推定モデル	OLS	IV	Fixed Effects	Fixed-effects IV	LIML
操作変数	-	選挙日の降雨量	-	選挙日の降雨量	選挙日の降雨量
自民党議席シェア	0.326	0.260	-0.154	1.416	1.416
	(0.100)	(0.825)	(0.071)	(0.618)	(0.618)
自民党総裁ダミー	-0.003	-0.003	-0.001	-0.002	-0.002
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
自民党三役ダミー	-0.002	-0.002	0.000	0.003	0.003
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
自民党農林部長ダミー	0.003	0.003	-0.001	-0.001	-0.001
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
自民党商工部長ダミー	-0.002	-0.002	-0.001	-0.003	-0.003
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
自民党建設部長ダミー	-0.003	-0.003	-0.001	-0.003	-0.003
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
１人当たり議員数	0.001	0.001	0.000	-0.003	-0.003
	(0.001)	(0.002)	(0.000)	(0.001)	(0.001)
log（人口）	0.017	0.017	-0.016	-0.011	-0.011
	(0.002)	(0.008)	(0.010)	(0.015)	(0.015)
log（１人当り課税所得額）	0.021	0.022	0.005	-0.008	-0.008
	(0.005)	(0.010)	(0.013)	(0.016)	(0.016)
有効求人倍率	-0.003	-0.003	0.001	0.000	0.000
	(0.001)	(0.003)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
第１次産業比率	0.000	0.000	0.001	0.001	0.001
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
第２次産業比率	-0.001	-0.001	0.000	0.001	0.001
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
財政力指数	0.022	0.021	0.044	0.047	0.047
	(0.006)	(0.007)	(0.014)	(0.014)	(0.014)
14歳以下人口比率	0.011	0.013	0.019	0.113	0.113
	(0.040)	(0.048)	(0.035)	(0.052)	(0.052)
65歳以上人口比率	0.131	0.131	-0.005	-0.079	-0.079
	(0.028)	(0.031)	(0.060)	(0.082)	(0.082)
阪神淡路大震災ダミー	0.013	0.012	0.009	0.014	0.014
	(0.009)	(0.011)	(0.004)	(0.006)	(0.006)
R-squared	0.85	0.85	-	-	-
観測数			893		

注：括弧内は分散不均一性に対して頑健な標準誤差。
全てのモデルには年ダミーと定数項が含まれている。

の係数の大きさと比べると小さくなっている。さらに、標準誤差が大きくなっており、統計的には有意ではない。上方バイアスが小さくなっていると考えられる。観測されない時間に関して不変の都道府県の選好を考慮した固定効果モデルの推定結果を見てみると（列(３)）、係数の符号は負、標準誤差は小さくなっており、５％水準で有意となっている。誤差項と説明変数との相関、固定効果を考慮した（FEIVを用いた）推定結果と見ると（列(４)）、係数は1.416とOLS推定量と比較して大きくなっており、統計的にも有意である。自民党議席シェアが高くなると行政投資シェアが高くなることが示された。FEIVの係数がOLSの係数より大きくなっており、上方バイアスが小さくなっていないが、これは操作変数が弱いことが原因である可能性がある。

その他の変数を見てみよう。自民党総裁ダミーの係数は多くのモデルで負かつ統計的にも有意である。仮説では、政治力のある政治家を輩出した都道府県により行政投資が配分されると考えたが、仮説とは異なる結果となった。これは、自民党総裁になるためには当選回数を重ねる必要があり、総裁の役職についた時には選挙において当選可能性がかなり高くなっていると考えられる。したがって、再選目的で行政投資を選挙区の属する都道府県に配分しようとするインセンティブは持たないのかもしれない。自民党三役ダミーについては、固定効果を考慮すると係数の符号は正となる。農林部会長ダミーの係数は固定効果を考慮しない場合は、符号は正かつ統計的にも有意であるが、固定効果を考慮すると符号は負となり、統計的には有意ではない。商工部会長ダミーの係数はFEIVの場合のみ負かつ統計的に有意となる。建設部長ダミーの係数は負かつ統計的に有意である。

以上より、政務調査会部長ダミーについては、行政投資の配分に影響を及ぼさないか、行政投資シェアに対して負の影響を与えていることが示された。この結果は仮説とは異なるが、政務調査会部長になると、自民党総裁同様選挙の当選可能性が高くなるため、再選目的で自分の選挙区に行政投資を誘致するインセンティブがないのかもしれない。さらに、１人当たり議員数が増えると行政投資シェアは減少することが示されている。

その他の経済変数を見てみよう。列(４)を見ると、第２次産業比率、14歳以下人口比率が高くなると行政投資シェアが高くなることが示されている。財政力指数については、全てのモデルについて行政投資シェアに正の影響を与えている。その他の変数については行政投資シェアに影響を与えていないことが示された。

表５に事業目的別行政投資シェアの決定の推定結果を示した。

表５：自民党議席シェアが行政投資シェアに与える影響

サンプル:47都道府県、1981年-1999年
被説明変数: 事業目的別行政投資シェア

	（１） 生活基盤投資	（２） 産業基盤投資	（３） 農林水産投資	（４） 国土保全投資	（５） その他投資
（１）OLS	0.356	0.079	0.399	-0.282	1.072
	(0.156)	(0.118)	(0.164)	(0.085)	(0.208)
（２）操作変数法	0.303	-1.634	-0.784	-0.779	3.323
	(0.878)	(0.880)	(1.089)	(0.600)	(1.899)
（３）固定効果モデル	-0.148	-0.034	-0.052	-0.097	0.154
	(0.212)	(0.151)	(0.055)	(0.050)	(0.143)
（４）Fixed-effects IV	0.744	0.999	1.251	1.613	3.716
	(0.629)	(0.653)	(0.507)	(0.673)	(1.664)

注：括弧内は分散不均一性に対して頑健な標準誤差。
全ての推定式には表２で用いた説明変数、年ダミー、定数項を含めている。
操作変数法、固定効果操作変数法モデルで用いた操作変数は、選挙日の降雨量である。

列（１）に生活基盤投資シェアを被説明変数とした推定結果を示している。自民党議席シェアの係数を見ると、OLSでは正かつ統計的に有意であるが、操作変数法、固定効果モデル、FEIVでは統計的に有意ではなく、自民党議席シェアは生活基盤投資シェアに影響を与えないことが示された。産業基盤投資シェアについては、全てのモデルにおいて統計的に有意ではない。自民党議席シェアは産業基盤投資シェアにも影響を与えていない。農林水産投資シェアはOLSで0.399と正かつ有意である。操作変数法、固定効果モデルで推定を行うと、係数の符号は負となるが、統計的には有意ではない。FEIVを用いると、係数は1.25であり、標準誤差も小さく、自民党議席シェアが高くなると、農林水産投資シェアは高くなることが示された。国土保全投資シェアは、OLSで推定を行うと自民党議席シェアの係数は-0.282で統計的には有意である。操作変数法、固定効果モデルで推定すると、符号は負のままであるが、統計的には有意ではない。FEIVを用いると、符号は正となり、統計的に有意となり、自民党議席シェアが高くなると国土保全投資シェアが高くなることが示された。その他投資については、OLSでは係数が1.072となっており、標準誤差も小さく統計的に有意となっている。操作変数法、固定効果モデルでは係数はそれぞれ3.3、0.15となっているが、統計的には有意ではない。FEIVを用いると、係数は3.716となり、統計的にも有意である。以上より、自民党議席シェアは生活基盤投資、産業基盤投資シェアには影響を与えないが、農林水産投資シェア、国土保全投資シェア、その他投資シェアに対しては正の影響を与えることが明らかになった。

以上より、自民党議席シェアは行政投資シェアに正の影響を与えることが示された。Horiuchi and Saito（2009）では、ある地域に自民党政治家が政治力を行使して交通インフラを整備すると、当該地域の選挙民は次回選挙で交通インフラを整備してもらうために自民党候補者に投票する必要がなくなるため、長期に渡って集票するために交通インフラを整備しないという仮説を検証し、仮説を支持する結果を得た。本論文でも、生活基盤投資、産業基盤投資など道路に関わる投資に対しては自民党議席シェアが影響を与えないことが示されており、Horiuchi and Saito（2009）で得られ

た結果を支持していると言えよう。ただし、農林水産投資シェア、国土保全投資シェア、その他投資シェアについては自民党議席シェアの影響を受けていることが明らかになった。

自民党議員個人の政治力を見ると、行政投資シェアに負の影響を与えることが示された。すでに盤石な基盤を持っている政治家は再選を目指して利益配分をする必要がないのかもしれない。その他の経済変数については、財政力指数、第２次産業比率、14歳以下人口比率が高くなると行政投資シェアが高くなることが示された。人口、65歳以上人口比率、第１次産業比率等は行政投資シェアに影響を与えないことが明らかになった。

６．結論

本論文では、与党の公共投資の配分への影響を分析した。47都道府県、1980年代、1990年代を対象とし、内生性の問題に配慮しながら分析を行った結果、衆議院全議席に自民党議員が占めるシェアは全行政投資に占める当該都道府県の行政投資のシェアを増加させることが示された。自民党議席シェアが事業目的別で行政投資シェアに与える影響が異なる可能性を考慮して、事業目的毎に推定を行ったが、自民党議席シェアは道路など交通インフラに関わる生活基盤投資、産業基盤投資には影響を与えていないが、農林水産投資、国土保全投資、その他投資については正の影響を与えていることが示された。

公共投資の配分に関する政治の力その他の政治力の変数として、自民党内で重要なポジションである自民党総裁、三役、政務調査会の農林部長、商工部長、建設部長の影響についても分析を行ったが、これらの重要な役職についている自民党政治家を輩出した都道府県にはおおむね行政投資の配分が少なくなっていることが示された。

今後の研究の方向性として、小泉政権以降の公共投資の配分を分析する必要がある。小泉政権以降公共投資の全体の額を減らしている。その結果、これまでの配分とは異なる戦略で配分を行っている可能性がある。さらに、民主党政権についても分析を行う必要があろう。

参考文献

土居丈朗（2000）「国庫支出金分配と政権与党の関係」『地方財政の政治経済学』東洋経済新報社、pp. 61-94.

土居丈朗・芦谷政浩（1997）「国庫支出金分配と政権与党の関係」『日本経済研究』34号、pp. 180-195.

Fiorina, M. (1981) “Some Problems in Studying the Effects of Resource Allocation in Congressional Elections,” *American Journal of Political Science*, 25(3), pp. 543–567.

Horiuchi, Y., and J. Saito (2009) “Rain, Election, and Money: the Impact of Voter Turnout on Distributive Policy Outcomes,” http://pantheon.yale.edu/~js454/rain.pdf.

Horiuchi, Y., and J. Saito (2003) “Reapportionment and Redistribution: Consequences of Electoral Reform in Japan,” *American Journal of Political Science*, 47(4), pp. 669–682.

井堀利宏・土居丈朗（2001）『財政読本』東洋経済新報社.

蒲島郁夫（2004）『戦後政治の軌跡』岩波書店.

Levitt, S., and J. Snyder (1995) “Political Parties and the Distribution of Federal Spending,” *American Journal of Political Science*, 39(4), pp. 958-980.

Meyer, S. A., and S. Naka (1998) “Legislative Influences in Japanese Budgetary Politics,” *Public Choice*, 94 (3–4), pp. 367-383.

長峯純一（2001）「公共投資の地域間配分：実証分析のサーベイ」『公共投資の道路政策』勁草書房、pp. 114-139.

Olea, J., and C. Pfluegar (2011) “Is F>10 Enough? A Heteroskedasticity and Autocorrelation Robust Pre-Test for Weak Instruments,” http://www.people.fas.harvard.edu/~pflueger/oleapfluegeriv.pdf.

斉藤淳（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.

Tamada, K.(2009) “The Effect of Election Outcomes on the Allocation of Government Spending in Japan,” *The Japanese Economy*, 36(1), pp. 3-26.

玉田桂子（2005）「公共投資の地域間配分と自民党」『福岡大学経済学論叢』50巻第2・3号、pp. 111-138.

東大法・蒲島郁夫ゼミ編（1998）『新党全記録』第Ⅰ巻－第Ⅲ巻、木鐸社.

山下耕治（2001）「公共投資の政治的意思決定　パネルデータによる仮説検証」『公共選択の研究』36号、pp. 21-30.