

## 汚職発覚による歳出への影響の検証

—都道府県別データによる実証分析—\*1

金坂 成通\*2  
倉本 宜史\*3  
赤井 伸郎\*4

### 要 約

汚職は、予算権限を持った個人主体が、ある特定の団体に利益(資金)を誘導・配分する代わりに、個人での利益を得る仕組みであり、公益とは乖離し、社会全体での効率的な資源配分を歪める要因となる。新たな資金を配分する場合には、歳出総額は拡大し、また、資金配分が非効率になる場合には、特定分野の資金が拡大し、歳出の無駄が発現すると考えられる。本稿は、汚職の存在と歳出の増加との関係について、汚職は発覚するまで存在がわからないという点に注意しながら、統計データを用いて明らかにする。

先行研究の多くがクロスカントリーデータを用いており、国家間の財政制度の違いを考慮できていないという限界を踏まえ、日本国内のデータを用いたことが、本稿の新規性である。本稿では、初めて日本の都道府県データを用いて、汚職発覚が歳出(歳出総額、土木費および落札率)に与える影響を検証している。

推定結果から、汚職の発覚後に歳出を抑える可能性がある事が示された。加えて、政治的状況による汚職発覚の影響を分析した結果、選挙において得票率が高かった知事のいる地方自治体ほど(競合する候補者の得票率が低いほど)、汚職発覚による歳出削減の効果は抑制されることを示唆する結果となった。この結果より、政治構造次第では、汚職発覚が直ちに歳出削減に繋がるわけではなく、知事の行動についても注視すべきという含意も得られる。

キーワード：汚職，歳出，政治，実証分析

JEL Classification：D72，D73，H72

\*1 本稿は日本地方財政学会第24回大会、公共選択学会第20回全国大会における報告論文を大幅に加筆修正したものである。本稿の改訂にあたり、赤木博文先生(名城大学)、山下耕治先生(福岡大学)、石田三成先生(東洋大学)、金子憲先生(東京都立大学)、宮下量久先生(拓殖大学)などの先生方から有益なご指摘を頂戴し、財務省財務総合政策研究所におけるフィナンシャル・レビュー論文検討会議の参加者からも貴重なコメントを頂戴した。また、本稿の作成にあたり、総務省自治行政局担当者様と武田ひろみ様(地方自治総合研究所)より電子データの提供を受け、ある地方自治体の担当者様には聞き取り調査にご協力を頂いた。ここに記して感謝を申し上げたい。本研究はJSPS科研費JP20H01450の助成を受けたものである。

\*2 甲南大学マネジメント創造学部准教授

\*3 京都産業大学経済学部准教授

\*4 大阪大学大学院国際公共政策研究科教授

## I. はじめに

少子高齢化時代の到来とともに、地方自治体の財政は厳しい局面にある。この問題に対処するために1990年代に日本の地方自治体の行財政改革の方向性として導入された考え方は、「新しい公的部門マネジメント（NPM）」であった（稲沢 2006）。その後、2000年代に入り、企業やNPOなど多様な主体を政府が広く巻き込み、政策形成や実施の過程に参加してもらうガバナンスのあり方「ニュー・パブリック・ガバナンス（NPG）」が注目された（Osborne 2006）。しかし、NPMによる公共サービスの質の改善や効率化への取り組みを進めた地方自治体や、NPGによる民間企業・地域住民の参画が進んだ地方自治体は一部であった。

なぜ地方自治体において改革の進展に差が生まれるのであろうか。本研究では、地方自治体の腐敗に着目する。溝口（2017）は、「非効率的なシステムから利益を得ている個人は現行のシステムを改善するインセンティブを持たない」として、腐敗の影響の1番目に「官僚制度の非効率性」を挙げている。腐敗した地方自治体は、様々な改革に抵抗する可能性がある。

腐敗の影響は、自明のことだが、それだけではない。公職を私利私欲のために濫用することである腐敗が存在する場合、例えばプロジェクトの選定にキックバックや縁故採用の機会が反映され、公共サービスやインフラの質が低下するなど、最終的には経済成長や人々の生活の質に影響を与える（IMF 2019）。

このため、国際的に汚職・腐敗への取り組み

が不可欠であることは広く認識され、SDGsにおいて「あらゆる形態の汚職や贈賄を大幅に減少させる」が盛り込まれるなど、世界的に取り組みが促されている。また、汚職の要因と影響について『コラプション—なぜ汚職は起こるのか—』（Fisman and Golden 2017=2019）が発刊され、注目が高まっている。このように、腐敗が歳出を非効率化し、行政改革の進展を妨げる要因になっている可能性があり、その実態は喫緊に明らかにするべきであると整理できる。

さて、総務省の「平成25年度における地方公務員の懲戒処分等の状況」<sup>1)</sup>によると、日本において、「汚職とは、私利私欲のために職に関して不正をなすこと。」とされている。この公務員（特別職と一般職）の汚職は、特に国や地方自治体の歳出との関係から、これまでもいくつかの事例が指摘されてきた。例えば、第二次世界大戦後に日本国憲法が公布され、新たな日本の制度設計が始まって間もない頃からすでに汚職と歳出の問題が指摘されており（清水 2013）<sup>2)</sup>、現在でも国、地方自治体を問わず毎年のように汚職に関する事件が確認されている<sup>3)</sup>。汚職により、本来ならば不要な歳出を支出しなくてはならない状況になっているとすれば、それは汚職が「歳出の無駄」を引き起こしていることを意味する。実際に、特定の団体が公共事業の入札や受注で有利になるように便宜を図るといった「収賄」において、歳出が適切な規模より拡大した可能性を示す報道が、近年も続いている<sup>4)</sup>。

1) 総務省ウェブサイト「平成25年度における地方公務員の懲戒処分等の状況」（URL：[http://www.soumu.go.jp/menu\\_news/s-news/01gyosei11\\_02000048.html](http://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/01gyosei11_02000048.html)）を参照。2016年5月6日閲覧。

2) 清水（2013）では、戦後から平成23年度までの不適正経理についての事例がいくつか紹介されている。

3) 例えば、日本経済新聞2015年7月4日大阪朝刊16ページ「政務費、透明性確保に躍起、地方議会、市民の目厳しく、ネット公開や一時停止も。」では2014年の兵庫県議会議員や東大阪市議会議員の政務活動費の不適切な使用について言及されている。

また、報道だけでなく、汚職の一つとして談合によって公共工事の落札率が高まり地方自治体の歳出が膨らんだ可能性を示す事例研究も存在する。たとえば西川(2017)では、日本のある小さな地方自治体の公共事業における落札率(=落札価格/予定価格)の分布を2010年4月から2015年11月まで時系列データで検証し、談合行為で逮捕された町長の影響力下においてのみ、公共事業の落札率が異常に高まったことを指摘している<sup>5)</sup>。落札率が適正な水準よりも高くなることは、歳出規模の拡大につながる。実際に、全国市民オンブズマン連絡会議の談合に関するウェブサイト<sup>6)</sup>によると、1999年(判決日)から「談合が発覚した自治体発注の公共工事に対し、全国一斉に住民訴訟を起こし、多額の税金を自治体に返却させた」としている<sup>7)</sup>。

このような状況下で、本稿の第1の目的は、汚職の発覚と歳出の削減との関係について、初めて日本の統計データを用いて明らかにすることである。なお、公務員の汚職に関しては、国と地方自治体ともに存在すると思われるが、国家公務員の汚職に関するデータを用いて、国別

の汚職を比較することは、汚職に対する国家間の考え方の違いや統計データの整理の方法の違いを踏まえると分析が困難であることから、本稿では、地方自治体に勤める公務員(特別職と一般職)データに基づき、分析を行う。また、本稿では日本の地方自治体を分析対象とし、地方自治体間の違いから、汚職に与える要因を分析する。

なお、本稿では汚職に関する指標の基になるデータとして、総務省が毎年度行っている調査である「地方公務員の懲戒処分等の状況について」に記された汚職の公表件数を、「汚職発覚件数」として用いる。そして、汚職発覚というイベントが歳出に与える影響を実証分析によって明らかにする。

以下では、総務省ウェブサイト「令和2年度における地方公務員の懲戒処分等の状況(令和2年4月1日～令和3年3月31日)」<sup>8)</sup>に基づき、近年の日本の汚職状況を概観する。令和2年度に発覚した地方公共団体等における汚職事件は、全国で61件であり、団体数は53団体、関係職員数は63人となっている。これらの汚職は、都道府県等<sup>9)</sup>、市町村等および、公社等

- 
- 4) 例えば、日本経済新聞2006年12月9日朝刊39ページ「談合列島3知事逮捕(上) 仲介役通じ「天の声」、県トップ主導またも。」では、賄賂を伴う談合がおり、公共事業が歪められた実態が報じられている。また、日本経済新聞2016年1月6日夕刊15ページ「福岡県職員 収賄疑い 堤防工事、業者に便宜」では、堤防などの工事に関する情報漏えいの見返りに、飲食接待を受ける行為や、金品を受け取る行為があったと報じている。情報漏えいの結果として、適切な競争入札が行われなければ、工事の単価が膨らんだ可能性があるだろう。
  - 5) 西川(2016)においても、福岡県川崎町の詳細な事例分析と情報公開請求により得た情報により、談合に関与した町長の政権期において落札率が高まっていたことを明らかにしている。また柳川ほか(2005)では公正取引委員会が談合事件として認定した、地方自治体が発注した建設工事等4つのケースを取り上げ、公正取引委員会の立入検査前と検査後の二つの時期に分けてデータ分析を行い、競争状態にあったと考えられる時期には各事業者の決める入札価格が、企業の費用条件と正の相関を持っていたのに対して、談合を行っていたと考えられる時期には、そのような相関がみられなかったことを報告し、談合の時期には競争的な状況ではなかったことを間接的に示しているとしている。
  - 6) 全国市民オンブズマン連絡会議は、2002年度から独自のアンケートを行い「落札率・談合疑惑度調査」により全国の都道府県・政令市・中核市・県庁所在地市を対象に落札率調査を行っている。
  - 7) このような世論の高まりを受け、2006年に全国知事会による談合撲滅宣言が発せられるなど、入札制度改革は全国で進められた。日本における談合と入札制度改革、地方自治体における実態については鈴木(2004)、鈴木(2008)を参照。
  - 8) URL: [https://www.soumu.go.jp/menu\\_news/s-news/01gyosei11\\_02000170.html](https://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/01gyosei11_02000170.html) 2022年5月22日閲覧。
  - 9) 「都道府県等」には、二以上の都道府県が設立している一部事務組合等が、「市町村等」には、特別区及び一部事務組合等(二以上の都道府県が設立しているものを除く。)が含まれる。「公社等」は、地方三公社、地方公務員共済組合及び公益的法人等である(脚注8資料の「2. 汚職事件について」)。

に分かれる。それらごとに件数、団体数、人数を見てみると、以下ようになる。都道府県等では、8件、7団体、8人の汚職が発覚しており、全国での発覚件数ベースでの都道府県割合は約13.1%、団体数ベースでは13.2%、人員で12.7%になっている。市町村等では、52件、45団体、54人の汚職が発覚しており、割合も85.2%、84.9%、85.7%である。単純な数値の比較では市町村等の汚職が多いと言えるが、都道府県の数47、市町村の数1,718であることを考えると、都道府県等における汚職の発覚は市町村等よりも頻度が高いことが分かる。

図1では、全地方公共団体等における、汚職の発覚「件数」、「団体数」、「関係職員（当事者）数」について、1999年度から2020年度まで22年にわたる変化が示されている。

図1より、2006年度から2008年度辺りを境に、汚職発覚の件数、団体数、関係職員数ともに減少傾向にあることが分かる。

参考までに、図1で示した地方自治体における汚職発覚の「件数」と「団体数」、「関係職員（当事者）数」の推移について、表1で示す。

以上は、日本全体の傾向であったが、総務省の調査では地域性には触れていない。そこで、

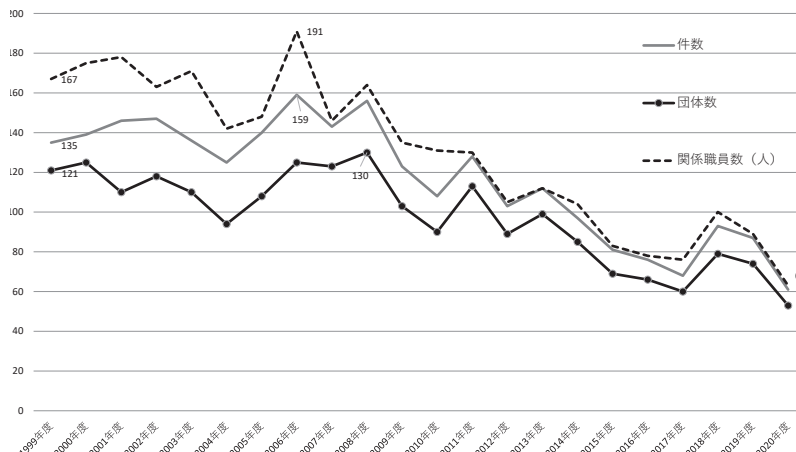
汚職の地域性を把握するため、2003年度から2018年度の汚職発覚件数を、都道府県別に合計し、図2で示す。

図2より、件数では東京都（48件）、北海道（28件）、大阪府（27件）、千葉県（21件）、神奈川県（18件）、愛知県（15件）、福岡県（14件）などで多くなっていることがわかる。北海道を除き、人口や企業数の多い地方自治体において汚職発覚件数が多くなることは分かるものの、これらからそれ以上の地域的な傾向を見ることは難しい。

そこで、本稿では、様々な要因を考慮した上で、汚職発覚による歳出への効果を明らかにする。また、歳出は総額のみではなく、分野別の歳出についても着目する。加えて、地方自治体の歳出の意思決定に影響を与えらる政治的な要因も考慮した分析もおこなう。

本稿は以下のように構成される。第Ⅱ節では先行研究を紹介し、汚職発覚の影響仮説を提示する。第Ⅲ節では、パネルデータによる実証分析を行う。第Ⅳ節では、分析結果を提示する。最後に、第Ⅴ節において、本稿の結論と今後の課題を述べる。

図1 汚職の発覚件数、団体数、関係職員数の推移



(出所) 総務省「地方公務員の懲戒処分等の状況」「地方公共団体等における汚職事件に関する調査」各年版より筆者作成

表1 汚職の発覚件数、団体数、関係職員数の推移

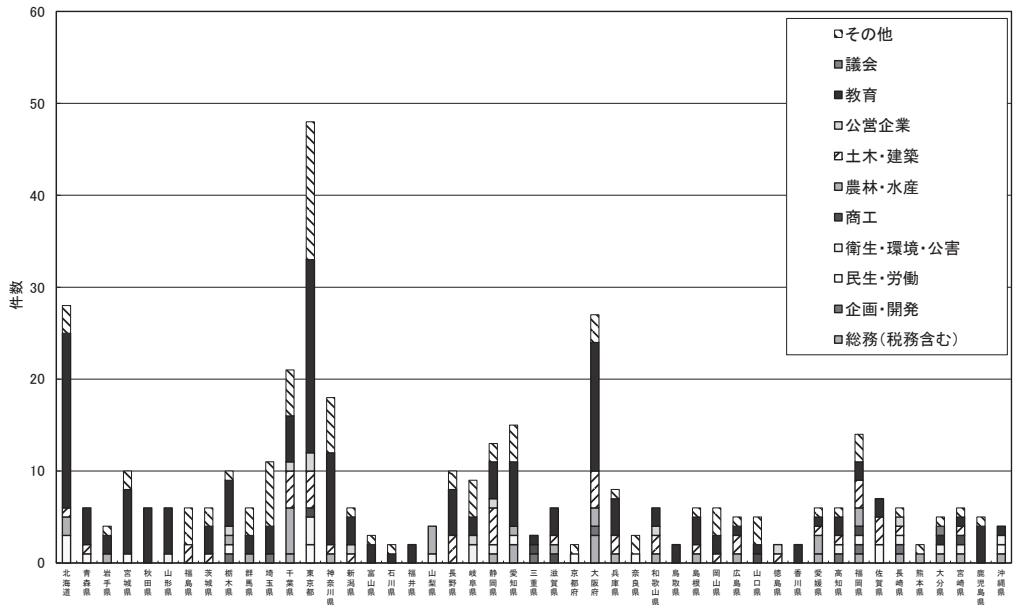
		1999年度	2000年度	2001年度	2002年度	2003年度	2004年度	2005年度	2006年度	2007年度	2008年度	2009年度
件数 (件)	都道府県等	28	29	42	38	31	33	16	32	21	33	25
	市町村等	101	107	98	106	104	92	124	126	120	122	98
	公社等	6	3	6	3	1	0	0	1	2	1	0
	計	135	139	146	147	136	125	140	159	143	156	123
団体数 (団体)	都道府県等	16	23	24	20	19	15	10	19	11	22	11
	市町村等	99	99	80	95	90	79	98	105	110	107	92
	公社等	6	3	6	3	1	0	0	1	2	1	0
	計	121	125	110	118	110	94	108	125	123	130	103
関係職員 (当事者) 数 (人)	都道府県等	42	39	45	45	33	36	16	41	21	40	27
	市町村等	117	133	127	115	137	106	132	149	123	123	108
	公社等	8	3	6	3	1	0	0	1	2	1	0
	計	167	175	178	163	171	142	148	191	146	164	135

		2010年度	2011年度	2012年度	2013年度	2014年度	2015年度	2016年度	2017年度	2018年度	2019年度	2020年度
件数 (件)	都道府県等	21	21	23	32	22	19	17	16	19	20	8
	市町村等	87	106	80	80	75	62	59	52	74	67	52
	公社等	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
	計	108	128	103	112	97	81	76	68	93	87	61
団体数 (団体)	都道府県等	16	17	17	25	13	16	13	11	11	16	7
	市町村等	74	95	72	74	72	53	53	49	68	58	45
	公社等	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
	計	90	113	89	99	85	69	66	60	79	74	53
関係職員 (当事者) 数 (人)	都道府県等	21	21	24	32	28	19	17	16	20	20	8
	市町村等	110	108	81	80	76	64	61	60	80	69	54
	公社等	0	1	0	0	0	0	0	0	0	0	1
	計	131	130	105	112	104	83	78	76	100	89	63

(出所) 総務省「地方公務員の懲戒処分等の状況」「地方公共団体等における汚職事件に関する調」各年版より筆者作成

図2 都道府県別・部門別・汚職件数



(注) 2003～2018年度の汚職件数を合計したものである。

(出所) 総務省「地方公務員の懲戒処分等の状況」「地方公共団体等における汚職事件に関する調」各年版の元データより筆者作成

## II. 先行研究と本稿の新規性

汚職の影響に関する実証分析としては、経済成長への影響を分析する研究や、歳出への影響を分析する研究がある。

第一に、経済成長に影響を与える効果を分析した研究においては、いわゆる“sand the wheels” hypothesis（鉄道の車輪とレール間の摩擦力を増加させるための砂まき行為）と呼ばれる効果に着目し、汚職の拡大により経済成長を阻害するかどうかを検証されている。代表的な研究として、Mauro (1995) や Mo (2001) が挙げられる。これらの研究では、クロスカントリーデータを用いた分析により、汚職の存在が経済成長に負の影響を与えるという結果が示されている<sup>10)</sup>。

第二に、政府の歳出に影響を与えるとした研究には、Mauro (1998) や Gupta et al. (2001)、福味 (2002)、近年の米国の州データを用いたものでは Cordis (2014)、Liu and Mikesell (2014) などがある。Mauro (1998) では、歳出の配置 (Government spending allocation) への影響を検討し、教育費へ負の影響があるという結果が示されている。Mauro (1998) や Gupta et al. (2001) では、軍事費 (military spending) に正の影響があるという結果が示されている。福味 (2002) では、汚職が公共投資の経済成長への効果を阻害するという結果が示されている。理論分析では、汚職の発生に伴い引き起こされると考えられる、政府支出に占める公共投資の配分率の増大や政官による着服率の上昇、そして公共資本の生産効果減少をモデルの中で定式

化していることが特徴的である。結果として、汚職は、民間・公共投資の水準を引き下げ、均斉成長率を引き下げることが示されている。また、実証分析では、「汚職は、公共投資率において最適レベルを超えて増大させ、結果として、成長率を低下させる。」と「汚職は公共投資一単位当たりが持ちうる効果を阻害し、結果として、成長率を低下させる。」という2つの仮説を検証している。なお、用いる汚職のデータとして International Country Risk Guide (ICRG) の提供する国別の「政府の腐敗」指数 (7段階、政官が清廉な国ほど高い値) を代理変数としている。分析結果としては、最初の仮説である、「汚職による公共投資率の上昇」を示すことは出来なかったものの、「公共投資率と成長率との逆U字の関係」、ならびに「政府の腐敗の度合いが高いほど、公共投資の効果が低くなる」ことを示している。ただし、この研究は、汚職の代理変数として政府の腐敗指数を用いており、直接的に汚職の発覚が政府支出に及ぼす影響を考慮した分析ではない<sup>11)</sup>。近年では、米国における有罪判決を受けた公務員数を用いた研究に、Cordis (2014) と Liu and Mikesell (2014) がある。前者は、米国における汚職と州政府支出の構成との関係を調査している。1986年から2008年までの全50州を対象とし、汚職は、州政府の支出のうち高等教育に充てられる割合を低下させること、矯正と公共福祉への支出割合を低下させ、保健・病院、住宅・地域開発、天然資源への支出割合を上昇させるとしている。後者は、汚職

10) また溝口 (2017) では、「腐敗が経済成長を促進するという「潤滑剤仮説」は昨今の実証研究によって否定されている」としている。

11) 本稿で着目する汚職発覚に近い指標として、「法的な訴追」が挙げられる。Fisman and Golden (2017 = 2019) では、司法が国の中で地域ごとにあまり格差のない標準的な形で行動しているなら、法的な訴追は、その国の地域ごとに汚職がどう変動しているかの指標としてそれなりに使えるとし、アメリカの州ごとの汚職を見るために訴追件数を使う研究として Alt and Lassen (2008) などを紹介している。

が米国の州支出の規模と配分に与える影響について、1997年から2008年を対象に、汚職は公的支出を増加させたことを実証した。汚職は、社会部門を犠牲にして、より「賄賂を生む」支出や、資本、建設、高速道路、借入、総給与・賃金といった公務員に直接有利な項目を優先し、公的資源配分を歪める可能性があることを報告している。

また、汚職の効果が、政治的競争の水準によって異なることを示した研究に、Baraldi (2008)がある。1980年から2003年までのイタリア20州のパネルデータを用いて、選挙制度の比例効果、政治的競争、官僚機構の腐敗が公共支出に及ぼす量的効果と配分効果を推定した。より少ない政治的競争(政党の得票集中)と汚職がそれぞれ支出を増やし、また交差項も正であり、汚職と政治状態が合わさって公共支出の総量が増加することを示した。

このように、先行研究の実証分析は、その多くが、クロスカントリーデータを使用したものである。同一の財政制度を考慮した、一国内部

での汚職の影響を分析したものには米国の州政府のデータを用いた研究があるものの、日本において汚職の歳出への効果を検証する実証分析、特に日本の地方自治体のデータを用いて、汚職と歳出との関係を研究したものは、知る限り存在しない<sup>12)</sup>。また、「汚職発覚が歳出に与える影響は、政治的效果を受ける」という視点での論文としては、Baraldi (2008)が存在するが、日本のデータを用いた研究は、知る限り存在しない<sup>13)</sup>。

以上より、これまでの研究の限界として、同一の財政制度内部において、政治的要素を考慮しつつ汚職発覚が歳出に与える影響を分析したものは無いということが挙げられる。この限界を克服するために、日本国内のデータを用いることに本稿の新規性がある。本稿では、日本の財政制度の下での歳出行動を確認できる都道府県データを用い、汚職発覚が歳出総額、土木費および落札率に与える影響を(政治的要素も考慮し)検証する。

### Ⅲ. 実証分析

#### Ⅲ-1. 検証仮説

地方自治体における汚職は、予算権限を持った個人主体が、ある特定の団体に利益(資金)を誘導・配分する代わりに、個人での利益を得る仕組みであり、公益とは乖離し、社会全体での効率的な資源配分を歪める要因となる。新たな資金を配分する場合には、歳出総額は拡大し、資金配分が非効率になる場合には、特定分野の資金が拡大する。汚職が実際に行われているのかどうかは、汚職が発覚するまではわからないものの、汚職発覚後には、歳出総額の拡大(新

たな資金配分のケース)の是正および、特定分野の歳出拡大(資金配分の非効率化の場合)の是正がなされると考えられる。もし是正がなされたとすれば、汚職発覚前には、過剰な歳出がなされたと言うこともできよう。この考えに基づけば、以下の仮説が成立すると考えられる。

#### 検証仮説1

「汚職の発覚は、歳出を減少させる」

この仮説が検証されれば、汚職の発覚後に歳

12) 本稿で用いる汚職発覚に関する総務省調査のデータを用いて、汚職(地方公務員の不祥事)の発生要因を実証分析したものに、石田・菅銘(2017)、米岡(2020)、米岡・石田(2020)、米岡・江夏(2022)がある。いずれも汚職の発生要因として職員の給与水準に着目する分析であり、本稿の汚職発覚の与える影響を分析する方向性とは異なる。

出が適正化されることが明らかにされるだけでなく、汚職により、発覚前に歳出が拡大していたことも明らかにすることが出来る。

なお、ある都道府県の総務部への聞き取り調査<sup>14)</sup>において、得られた以下の知見からも、この仮説が成立すると考えられる。第一の知見は、都道府県で発覚する汚職の件数は、市町村よりも少ないものの、都道府県の総数が47団体であり、市町村の総数が1,718団体であることを

考慮すると、都道府県の方が頻度は高くなっている。その原因として、権限と予算の大きさが関係しているだろうということである。

第二の知見は、汚職事件の種類を確認すると、領収書を偽造するなど、架空の支出を作る横領が多く<sup>15)</sup>、その背景には、横領は収賄や職権乱用の様に相手を必要とせず、一人で行えることにあるからだろうということである。以上より、扱う権限と予算が大きい都道府県において、架

13) 地方自治体の政治的要因が歳出に与える直接的な影響を分析した研究はいくつか存在する。先行研究としては、先駆的には飽戸・佐藤(1986)があり、与党議席シェアと歳出総額、普通建設事業費、国庫補助金との関係に着目した菊地(1989)、都道府県データによる知事と議会の党派構成に着目した曾我・待鳥(2001)、普通建設事業費と公共投資として都道府県事業費の2つを被説明変数とし、県内の就業者に占める建設事業従事者の割合や議会自民党占有率などを説明変数とした山下(2001)が存在する。また、都道府県のパネルデータを用い、単独事業費と補助事業に分けて、扶助費合計額と目的別普通建設事業費の合計額、ならびに各項目を被説明変数とし、議会の特性としての、議会構成(政党シェア)の4変数や知事の党派性を示す7変数のほか、知事の前職(自治省(総務省)、その他中央官僚、地方行政職、政治家)を表すダミー変数を説明変数として用いている加藤(2010)が挙げられる。

特に、本稿の関心である歳出総額および土木費(公共投資)を政治要因において検証する方向として近い研究としては、近藤(2007)が存在する。近藤(2007)では、公共投資として、各都道府県の数値を集計した全国の生活基盤型投資、産業基盤型投資、農林水産行政投資、国土保全行政投資、行政投資総額、政府最終消費支出のそれぞれの1期前からの変化率を被説明変数とし、選挙年(参議院選挙、衆議院選挙のそれぞれの実施年)をダミー変数とする説明変数で政治的景気循環を検証する回帰分析を行っている。分析結果としては、衆議院選挙に関しては有意でない、もしくは符号条件が合わない、参議院選挙に関しては産業基盤、農林水産関連の公共投資に影響を与える、そして「政策操作仮説」型の政治的景気循環が成り立つ状況にあること導いている。また事業目的別行政投資額に関して都道府県データを用いて、自民党議席数の影響も分析している。さらに、普通建設事業費を総額ベース、単独事業、補助事業、総額のシェアの4つに分け、それぞれを被説明変数とした分析も行っており、利益団体の影響力を表す変数(建設業就業者比率、建設業公的支出依存度)が正に有意な結果となっている。

加藤(2003)では、都道府県のデータをプールデータとして扱い、知事の公認・推薦・支持政党を6タイプに分けたダミー変数を説明変数にしているほか、知事の当選回数、議会内の政党シェア(4政党)と議会内与党比率も説明変数とした分析を行っている。分割政府に関する指標として、議会内与党比率を採用している点が特徴である。土木費を被説明変数とした場合、与党比率は負に有意な結果となっている。

藤澤(2004)では、1976年度から1999年度までの24年間の47都道府県のパネルデータを用い、財政規律(純債務残高を県内総生産で除した値の階差)を被説明変数、在職期間を説明変数とした区分線形モデル、もしくは在職期間と在職期間の2乗項を説明変数として推定している。いずれも、在職期間が長くなるほど、純債務残高を県内総生産で除した値(の階差)は高くなるのが支持される結果となっている。

砂原(2006)では、被説明変数を開発政策と再分配政策に分け、さらに開発政策をインフラ整備費と農林水産費、再分配政策を教育費と福祉費としている。説明変数に、都道府県議会の政党別の議席率や知事の支持基盤や経歴等を採用している。特に、知事の任期に着目し、1年目から3年目までのダミーと任期最終年ダミーを採用している点が他の研究と異なる。

また、歳出に与える効果ではないが、汚職が不平等に与える効果が、政治的競争の水準によって異なることを示した研究も存在する。Wong(2017)では、1996年から2009年までのアジア16カ国とラテンアメリカ18カ国のデータに基づき、政府支出と汚職が所得の不平等(ジニ係数)に影響を与えるかを検証している。汚職の効果を決定しているのは、地域差よりもむしろ政治的競争のレベルであることを、汚職と政治的競争の交差項が負に有意であることを報告するなどして、政治的競争の水準が汚職の効果を決定する重要な要因であること主張している。

14) 2022年3月14日に実施。

15) 種類別で見ると、多い順に、横領(57%)、収賄(13%)、職権濫用(6%)となっている。



空の支出を作る，つまり歳出を増やす横領が行われやすいことがわかった。さらに，過去の事例では，汚職発覚後は，電話などを通じた住民からの意見や問い合わせが増える傾向にあったとのことである。

第三の知見は，土木・建築部門においても基本的には汚職の発覚後も工期の関係で，既に決まった歳出額を変えることはないものの，事業の開始前に予定価格の漏えいが発覚した場合は，事業を変えて（一つの工事を分割して）再度入札をし直すことで，事業を遅らせることはあり得るだろうということである。つまり，次年度以降の歳出計画が延期されることで，これまでの歳出の傾向からの変化が起きやすいことがわかった。

また，地方自治体の歳出には様々な政治要因が影響しうる。本稿では汚職の発覚を検証するが，同時に政治要因がそれに影響を与えたかも合わせて検証する。以下の仮説を設定する。

## 検証仮説 2

「汚職の発覚による歳出の減少は，政治的要因の影響を受ける」

第一に，知事の属性に関しては，汚職が発覚した際に，政治的に弱い立場の知事の場合，事業の見直しを実行することは困難である可能性がある。そのため，知事の属性は汚職発覚の際の歳出の減少を困難とさせる可能性がある。

第二に，予算と決算を審議する都道府県議会の属性に関しては，都道府県議会議員の再選動機による歳出拡大行動が，汚職発覚による歳出削減にも影響すると考えられる。今回の都道府県議会選挙までの期間が短いほど（当選後の経過月数が長いほど）当選確率を上げるため，汚職発覚による歳出の減少は行われない可能性がある<sup>16)</sup>。

一方で，聞き取り調査においては，以下の知見も得られた。第一に，首長の汚職があり首長が交代した場合，新たに就任した首長が，前首長の肝いりの事業に価値を見出さず，事業規模の縮小や事業を廃止する可能性はあるということである。第二は，「土木工事」では，住民から特別職へ管理責任を問う声があがる可能性があり，住民からのクレームを考慮すると，選挙に係る首長や議員にとっては再選確率を高めるために，汚職の発覚から選挙までの期間が近いと歳出を一旦止めるインセンティブはあるかもしれないとのことである。以上の知見からは，政治が，汚職発覚後の歳出の変化に及ぼす効果には，正と負の両論があるといえる。

## Ⅲ-2. 実証モデル

本稿では都道府県データを用いて，地方自治体の歳出に汚職の発覚がどのような影響を与えるかを統計的に明らかにする。以下では，前節で提示した仮説を検証するために用いる実証モデルを説明する。実証モデルの設定において，今回の検証が汚職の有無ではなく，汚職の発覚に着目しているという点に，注意が必要である。汚職は発生しているとしてもそれが発覚しなければ，その有無が明らかとはならず，データで汚職の効果を把握することは困難である。一方で，発覚は，時点が明確であり，その時点での地方自治体への影響を捉えることは可能である。前節で述べたように，発覚後に歳出が適正化されると考えることが出来る。そこで，本稿では，汚職発覚時の都道府県別の歳出に着目し，以下のように，その効果を捉えるパネルデータを用いるモデルを設定した。

$$G_{it} = a_i + \lambda_t + \beta d_{it} + X_{it} \gamma + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ここで， $G_{it}$  は，都道府県  $i$  の  $t$  年度における歳出である。そして， $a_i$  は，地域の個別効果， $\lambda_t$  は，時間効果である。本稿が最も着目して

16) 統一地方選挙によって，多くの知事と議会議員の選挙の日時が重複することにより，選挙からの経過月数のデータが，知事選挙と議会選挙で相関が大きく，推計においては多重共線性の問題が起こる。そのため本稿では，選挙からの経過月数は，議会の属性を表す変数として用いることにし，知事の属性では用いないことにした。

いるものは、汚職発覚ダミー $d_{it}$ の係数 $\beta$ であり、この $\beta$ が有意に負であれば、検証仮説が成立することになる。 $X_{it}$ は、歳出の変化に影響を与える他の変数ベクトルであり、 $\gamma$ は、その係数ベクトルである。なお、推定は、次節で述べるように、2005年から2019年の47都道府県別パネルデータを用いて行う。

なお、発覚後に、歳出の歪みが是正されるまでには時間がかかると考えられるため、タイムラグを考慮して検証を進める<sup>17)</sup>。具体的には、汚職の発覚がT年度にあった場合、翌年度の予算編成に影響を与え、さらにその翌年度の執行結果で歳出が決定されると想定することが自然である(図3参照)。そこで、汚職データは2期ラグをとり、2003年度から2017年度のデータを用いて分析を行う。

### Ⅲ-3. データ

本節では推定に用いるデータ及び変数の詳細について説明する。(以下、データの定義と出

所は表2、記述統計は表3を参照)

まず、推定は、2005年から2019年の47都道府県別パネルデータ(汚職データは2期ラグをとるため2003年から2017年)を用いて行う。検定により、固定効果モデルを採用した<sup>18)</sup>。

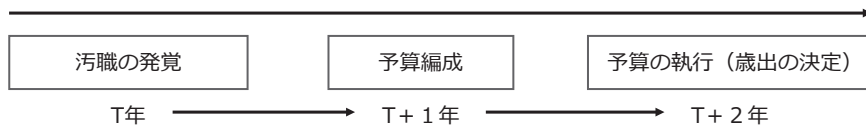
まず、被説明変数について説明する。本稿では汚職の発覚が歳出に与える影響を適確に捉えるために、歳出を被説明変数として用いることを前節のモデルで述べた。

具体的には、以下の①と②の2つの歳出を、歳出総額と土木費で作成し、被説明変数として用いる。また、合わせて落札率を被説明変数とする。

#### ① 歳出

基礎的な指標として、歳出を用いる。ただし、都道府県別の歳出必要額の多寡をコントロールするため、都道府県別の歳出( $TG_{it}$ )を、基準財政需要額で除して基準化した値を算出し用いる。基準財政需要額は、地方自治体ごとの様々

図3 汚職の発覚と歳出への影響の想定



(注) 右向きの矢印は時間の流れを表している。T年度に汚職が発覚すると、翌年度の地方自治体の予算編成に影響があり、その結果はT+2年度の予算執行(歳出額)に影響すると想定する。

(出所) 筆者作成

17) 「観察される汚職」と「観察されない汚職」があるのは、仮説検証を行ううえで、データ上の大きな制約であるという指摘がありうる。しかし、本稿で扱う期間において汚職事件は全ての都道府県で発覚しており、全ての都道府県で汚職があったことから、発覚が少ない都道府県も汚職が潜在している可能性が高い。つまり、潜在化している汚職が歳出の歪みを引き起こしており、発覚によってその歳出が適正化されると考えるのが自然であろう。また、仮に汚職が存在しない都道府県があった場合、その都道府県では歳出の増加は時系列的に起こっていないことになるが、本稿はパネル分析であり、地域特有の効果は、捉えられていると考えられる。

18) パネル分析は大きく分けて2つに分けられる。 $\alpha_i$ 、 $\lambda_t$ が定数であるとする固定効果モデルと、それらが確率変数であるとする変量効果モデルである。また、モデル選択の検定の結果、プーリング回帰モデルが選ばれる場合もある。これらについてはF検定、ハウスマン検定、Breusch-Pagan検定により、固定効果モデルの選択が統計的に支持されたため、固定効果モデルを採用した。さらに、固定効果モデルによるパネル推定には、説明変数に採用したデータでは捉えきれない都道府県ごとの性質を個体効果として、また、分析期間におけるそれぞれの時間(年)にある効果を年効果として捉え考慮できるという利点がある。「固定効果モデルは、測定されていない、あるいは測定できない変数の統制を可能にするのである」(Allison(2009=2021))。

表2 データの定義と出所

	変数名	定義	出所
被説明変数	歳出／基準財政需要	当該年度の歳出総額／当該年度の基準財政需要額	「都道府県決算状況調」各年度版
	国庫支出金を除く歳出／基準財政需要	当該年度の国庫支出金を除く歳出総額／当該年度の基準財政需要額	「都道府県決算状況調」各年度版
	歳出(土木)／基準財政需要(土木)	当該年度の土木費／当該年度の土木・建築に関する基準財政需要額	「都道府県決算状況調」各年度版、総務省交付税課より入手
	国庫支出金を除く歳出(土木)／基準財政需要(土木)	当該年度の国庫支出金を除く土木費／当該年度の土木・建築に関する基準財政需要額	「都道府県決算状況調」各年度版、総務省交付税課より入手
	落札率	各都道府県の落札率(%)	全国市民オンブズマン連絡会議「落札率・談合疑惑度調査」各年度版
説明変数	汚職発覚ダミー	全部門で2期前の汚職発覚を1、その他を0とするダミー変数	「地方公務員の懲戒処分等の状況について」の元データを総務省公務員課より入手
	土木汚職発覚ダミー	土木・建築部門で2期前の汚職発覚を1、その他を0とするダミー変数	同上
	15歳未満人口割合	都道府県内の(15歳未満人口／総人口)	総務省ウェブサイト「統計でみる都道府県のすがた」各年度版
	65歳以上人口割合	都道府県内の(65歳以上人口／総人口)	同上
	財政力指数	財政力指数	同上
	知事当選回数	4月30日時点での知事の当選回数(1期前)	『全国首長名簿』各年版
	知事得票率	知事の当選した選挙での得票率。無投票は1とする。(1期前)	『全国首長名簿』各年版
	議員当選経過月数	4月30日時点での都道府県議会議員の選挙当選後の経過月数(1期前)	『全国首長名簿』各年版

(出所) 著者作成

表3 データの記述統計

Variable	Obs	Mean	Std. Dev.	Min	Max
歳出／基準財政需要	799	2.296	0.443	1.787	5.948
国庫支出金を除く歳出／基準財政需要	799	1.951	0.343	1.468	3.885
歳出(土木)／基準財政需要(土木)	799	4.186	1.921	2.140	20.042
国庫支出金を除く歳出(土木)／基準財政需要(土木)	799	3.347	1.742	1.755	18.409
落札率	846	0.900	0.052	0.724	0.982
汚職発覚ダミー	752	0.052	0.222	0.000	1.000
土木汚職発覚ダミー	752	0.052	0.222	0.000	1.000
15歳未満人口割合	799	0.132	0.012	0.098	0.190
65歳以上人口割合	799	0.255	0.041	0.149	0.372
財政力指数	799	0.479	0.196	0.203	1.406
知事当選回数	846	2.298	1.217	1.000	7.000
知事得票率	846	0.681	0.164	0.291	1.000
議員当選経過月数	846	17.569	13.704	0.000	48.000

(出所) 著者作成

な自然条件を考慮した地方自治体に求められる標準的な歳出額を計算したものであり、その値で実際の歳出額を除した値は、標準的な地方自治体の歳出からの乖離ということができらう。この場合、都道府県  $i$  の  $t$  年における基準財政需要額を  $FN_{it}$  とすると、(1) 式の  $G_{it}$  を以下のように表すことになる。

$$G_{it} = \frac{TG_{it}}{FN_{it}}$$

## ② 国庫支出金を除く歳出

次に、基準化する際に用いる基準財政需要額の特性を考慮し、国庫支出金を除く歳出を用いる<sup>19)</sup>。その変数名を、都道府県別の国庫支出金を除く歳出 ( $LG_{it}$ ) とする。①と同様に都道府県別の歳出必要額の多寡をコントロールするため、基準財政需要額で除して基準化した値を算出し用いる。この場合、都道府県  $i$  の  $t$  年における基準財政需要額を  $FN_{it}$  とすると、(1) 式の  $G_{it}$  を以下のように表すことになる。

$$G_{it} = \frac{LG_{it}}{FN_{it}}$$

以上の歳出指標は、「都道府県決算状況調」各年版と、総務省より入手した都道府県別の基

準財政需要額より作成した。(土木費については、その費目に対応する基準財政需要額を用いた。)

次に、説明変数について説明する。まず、最も重要視する汚職発覚のダミーは、汚職発覚の地域及び年度に1(再発時にも1)を取るダミー変数である。2004年度から2018年度における総務省調査「地方公務員の懲戒処分等の状況」内の「汚職事件について」(旧調査名:「地方公共団体等における汚職事件に関する調」)で把握されている2003年から2017年の47都道府県別パネルデータから構築した。本データでは、汚職の発覚が地方自治体ごと、年ごとに掲載されており、この汚職データを用いる<sup>20)</sup>。データは、総務省「地方公務員の懲戒処分等の状況」総務省「地方公共団体等における汚職事件に関する調」各年版の元データを情報公開請求により総務省から入手し、作成した<sup>21)</sup>。具体的には、部門別(全部門<sup>22)</sup>、土木・建築<sup>23)</sup>の汚職発覚のダミー変数を用いて、都道府県別の汚職発覚をとらえる。

次に、検証仮説2「汚職の発覚による歳出の減少は、政治的要因の影響を受ける」を検証するため、政治的要因については、知事の政治的な状況を代理する変数として、知事の当選回数および知事選挙での知事得票率を、また、議会の

19) 基準財政需要額は、「単位費用×測定単位×補正係数」から計算される。このうち、「単位費用×測定単位」によるベースとなる部分は、各地方自治体の必要な財政需要を捉え、補正係数による調整部分は、各地方自治体の特性を捉えている。ここで、基準財政需要額を基準化に用いる際、補正係数は地域特性の調整という意味で問題がないが、必要な財政需要を捉える「単位費用×測定単位」のベース部分は、歳出の範囲と一致している必要がある。基準財政需要額における財政需要の範囲は、国庫支出金を省いた残りの財政需要であることに注意が必要である。分子の歳出も、その範囲にそろえるほうが望ましいとも考えられる。そこで、国庫支出金を除く歳出を用いた分析も加えて行うこととしている。また、本稿では、パネル分析により固定効果を捉えることができていると見られる地域間で国庫支出金割合に差が存在したとしても、その差が年度間で変わらない限り、その差は固定効果で吸収できていると見られる。その場合は、歳出全体の結果と変わらない結果となるであろう。実際、地域間で国庫支出金割合の差はあるが年度間ではそれほどの変化は見られないこともあり、分析結果に大きな差は出ていない。(第IV節を参照。)

20) なお、総務省調査では、汚職に関わった個々の職員の業種を調査しておらず、あくまで事件が発生した部門のみを調査している。したがって、たとえば、教育部門については、事務職員と教職員の間の区別がないという限界がある。

21) 汚職データには、収賄が含まれる。収賄は、企業が見返りを求めて行うものであり、収賄の背後で、企業に配慮した形で、歳出が歪められていると考えるのが自然であろう。

22) 全部門の汚職については、2003～2017年度中に47団体で、374件の汚職が発覚している。

23) 土木・建築分野の汚職については、2003～2017年度中に23団体で45件の汚職が発覚している。

状況を代理する変数として、議員の当選後の経過月数を用いる<sup>24)</sup>。知事の当選回数は、政治的な安定性を、また、知事選挙での知事得票率は、選挙における競争性を、さらに、議会議員の当選後経過月数は、選挙の影響を捉える。それらのデータは、『全国首長名簿』の各年版より入手した(無投票選挙となった場合の得票率は1

とする)。

加えて、地域特性をコントロールする変数として、65歳以上人口割合と、15歳未満人口割合および財政力指数を用いた<sup>25)</sup>。これらのデータは、総務省ウェブサイト「統計でみる都道府県の姿」(各年版)を用いて作成した。

## IV. 分析結果と解釈

### IV-1. 歳出全体の推定結果と解釈

まず、都道府県別の歳出全体についての分析を行った。結果は、表4、表5(国庫支出金を除く歳出を用いた推定結果)に示されている。本稿で採用している、汚職ダミーと政治変数の交差項のそれぞれは、相関が強く、お互いに、多重共線性の問題を引き起こす可能性が高い。この問題を避け、推定の頑健性を確認するために式(2)から(4)においては、それぞれの交差項を一つずつ採用して定式化をおこなった。

本稿で最も注目する汚職発覚の影響について見てみよう。推定の結果、いくつかの推定において汚職ダミー(2期前)が負に有意な効果を持つという結果となった(表4の(3)式及び(5)式、および表5の(3)式)。その他の推定においては、汚職ダミーは、全て係数が負となっているものの、有意な効果は示されていない。すなわち、一部の推定においては、汚職の発覚が歳出を有意に減少させるという結果が

得られ、仮説で想定したとおり、2期のタイムラグを置いて歳出を抑制する方向で影響を与えたことが示された<sup>26)</sup>。

本稿で2番目に注目する汚職発覚と政治要因が複合して生じる影響について見てみよう。表4の(3)式と表5の(5)式において、「汚職ダミー×知事得票率」が正に有意であった。これは、汚職発覚の歳出削減効果はあるが、知事の高得票率が高い都道府県においては、その歳出削減効果が抑制されることを意味している。すなわち、政治的な競合相手が不在の都道府県においては、汚職発覚の歳出削減効果は限定的になることを示唆している。

また、政治変数については、全ての推定において知事の当選回数が負に有意であった。これは、当選回数が多く在職期間が長い知事において歳出を抑制していることを示している。また、表5のいくつかの推定において議会議員の当選後経過月数の係数が正に有意であり、再選動機

24) いくつかの先行研究において、知事の「党派性」を歳出に影響する要因として検証しているが、90年代以降に財政資源の制約により徐々に党派性の影響が見られなくなった(砂原 2011)。本稿の分析対象となるデータは2000年代以降であり、本稿では知事の党派性には着目しない。

25) 本稿の分析においては、情報公開の状況についての変数は用いていない。その理由は以下のとおりである。汚職の発生及び発覚には、情報公開の状況が影響を与えられと考えられるが、汚職が発生し歳出を歪ませる効果(汚職発覚後に歳出が適正化される度合い)に関しては、情報公開の状況が影響しているとは考えにくい。情報公開の状況に関する、より丁寧な検証は今後の課題としたい。

26) 本稿では、汚職変数として、汚職ダミー(汚職が1件以上発覚した場合に1を、発覚しなかった場合0を取る)を採用しているが、発覚した件数データを汚職変数に採用した場合でも、歳出変数に対して係数が負に有意であることを確認している。

表4 推定結果（歳出／基準財政需要）

変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
汚職ダミー	-0.0340 (0.0256)	-0.0643 (0.0534)	-0.206* (0.107)	-0.0299 (0.0448)	-0.206* (0.115)
汚職ダミー ×知事当選回数		0.0141 (0.0218)			0.00321 (0.0230)
汚職ダミー ×知事得票率			0.257* (0.154)		0.249 (0.163)
汚職ダミー ×議員当選経過月数				-0.000206 (0.00186)	-0.000137 (0.00187)
知事当選回数	-0.0435*** (0.0125)	-0.0483*** (0.0146)	-0.0426*** (0.0125)	-0.0435*** (0.0126)	-0.0438*** (0.0149)
知事得票率	0.0404 (0.0900)	0.0409 (0.0900)	-0.0507 (0.105)	0.0403 (0.0901)	-0.0480 (0.107)
議員当選からの 経過月数	0.000876 (0.000869)	0.000876 (0.000869)	0.000877 (0.000868)	0.000945 (0.00107)	0.000922 (0.00107)
15歳未満人口割合	-42.43*** (5.828)	-42.28*** (5.835)	-42.39*** (5.820)	-42.43*** (5.832)	-42.35*** (5.834)
65歳以上人口割合	-9.462*** (1.199)	-9.418*** (1.202)	-9.457*** (1.198)	-9.460*** (1.200)	-9.446*** (1.202)
財政力指数	0.507 (0.313)	0.502 (0.313)	0.482 (0.313)	0.506 (0.313)	0.481 (0.314)
定数項	10.10*** (1.079)	10.08*** (1.080)	10.17*** (1.078)	10.10*** (1.080)	10.16*** (1.081)
観測値数	705	705	705	705	705
決定係数	0.113	0.114	0.117	0.113	0.117
個体数	47	47	47	47	47

(注) 括弧内の数値は標準誤差である。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%有意水準で係数がゼロであるとの帰無仮説を棄却したことを意味する。

(出所) 著者作成

による歳出拡大の可能性が示唆される。

本節の分析により、汚職が発覚しても、政治構造次第では、直ちに歳出削減に繋がるわけではないことを示唆する結果になった。汚職発覚の後の、知事の行動についても注視するべきということがいえよう。

#### IV-2. 土木費の推定結果と解釈

本稿での狙いは、地方自治体歳出への影響を分析することであるが、汚職の発覚の歳出への影響が歳出全体のデータで観察できるかは不明

である。そのため、聞き取り調査に基づき、より効果が現れやすい分野として、土木・建築分野を対象を絞ったモデルを検証する。

結果は、表6と表7(国庫支出金を除く土木歳出を用いた推定結果)に示されている。ここでも、多重共線性の問題を避け、推定の頑健性を確認するために式(2)から(4)においては交差項を一つずつ採用して定式化をおこなった。

本稿で最も注目する汚職発覚の影響について土木・建築分野を対象を絞ったモデルでも見てみよう。表6においては(4)式を除き全ての

表5 推定結果(国庫支出金を除く歳出/基準財政需要)

変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
汚職ダミー	-0.00910 (0.0160)	-0.00112 (0.0334)	-0.115* (0.0668)	-0.0132 (0.0280)	-0.114 (0.0717)
汚職ダミー ×知事当選回数		-0.00371 (0.0136)			-0.0120 (0.0144)
汚職ダミー ×知事得票率			0.158 (0.0966)		0.185* (0.102)
汚職ダミー ×議員当選経過月数				0.000211 (0.00117)	0.000318 (0.00117)
知事当選回数	-0.0292*** (0.00785)	-0.0279*** (0.00914)	-0.0287*** (0.00784)	-0.0291*** (0.00786)	-0.0244*** (0.00933)
知事得票率	0.0714 (0.0563)	0.0712 (0.0564)	0.0154 (0.0659)	0.0714 (0.0564)	0.00526 (0.0670)
議員当選からの 経過月数	0.000931* (0.000544)	0.000931* (0.000544)	0.000931* (0.000543)	0.000861 (0.000668)	0.000826 (0.000667)
15歳未満人口割合	-21.24*** (3.647)	-21.28*** (3.652)	-21.21*** (3.642)	-21.24*** (3.650)	-21.34*** (3.649)
65歳以上人口割合	-5.058*** (0.750)	-5.069*** (0.752)	-5.055*** (0.749)	-5.060*** (0.751)	-5.095*** (0.752)
財政力指数	0.482** (0.196)	0.483** (0.196)	0.467** (0.196)	0.483** (0.196)	0.469** (0.196)
定数項	5.798*** (0.675)	5.803*** (0.676)	5.839*** (0.675)	5.800*** (0.676)	5.865*** (0.676)
観測値数	705	705	705	705	705
決定係数	0.098	0.099	0.102	0.099	0.103
個体数	47	47	47	47	47

(注) 括弧内の数値は標準誤差である。\*\*\*は1%, \*\*は5%, \*は10%有意水準で係数がゼロであるとの帰無仮説を棄却したことを意味する。

(出所) 著者作成

推定において、汚職ダミーが負に有意な効果を持ち、表7においても、(1)(3)(5)式の推定において汚職ダミー(2期前)が負に有意な効果を持つという結果が示された。その他の推定においては、全て係数が負となっているものの、有意な効果は示されていない。すなわち、多くの推定においては、汚職の発覚が歳出を有意に減少させるという結果が得られ、仮説で想定したとおり、2期のタイムラグにおいて歳出を抑制する方向で影響を与えた可能性があることが示された。

次に、本稿で2番目に注目する汚職発覚と政治要因が複合して生じる影響について見てみよう。表6の(3)と(5)式において、「汚職ダミー×知事得票率」が正に有意な効果を示した。これは、前節の歳出全体に関する分析結果と同様の結果が得られている。すなわち、汚職発覚の歳出削減効果はあるが、知事の得票率が高い都道府県においては、その歳出削減効果が抑制されること、政治的なライバルが不在の都道府県においては、汚職発覚の歳出削減効果は限定的になることを示唆している。

表6 推定結果（歳出（土木）／基準財政需要（土木））

変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
土木汚職ダミー	-0.282** (0.126)	-0.514* (0.263)	-1.570*** (0.559)	-0.331 (0.225)	-1.568*** (0.570)
土木汚職ダミー ×知事当選回数		0.109 (0.109)			0.0307 (0.118)
土木汚職ダミー ×知事得票率			2.083** (0.881)		2.023** (0.938)
土木汚職ダミー ×議員当選経過月数				0.00251 (0.00953)	-0.00155 (0.00983)
知事当選回数	-0.0831*** (0.0298)	-0.0905*** (0.0307)	-0.0832*** (0.0297)	-0.0830*** (0.0298)	-0.0854*** (0.0308)
知事得票率	-0.134 (0.214)	-0.128 (0.214)	-0.233 (0.218)	-0.136 (0.215)	-0.228 (0.219)
議員当選からの 経過月数	0.00103 (0.00207)	0.000907 (0.00207)	0.000786 (0.00206)	0.000904 (0.00212)	0.000837 (0.00212)
15歳未満人口割合	-67.71*** (13.87)	-66.83*** (13.90)	-67.56*** (13.82)	-67.60*** (13.88)	-67.39*** (13.87)
65歳以上人口割合	-3.907 (2.855)	-3.649 (2.867)	-3.881 (2.845)	-3.897 (2.858)	-3.815 (2.862)
財政力指数	3.579*** (0.749)	3.568*** (0.749)	3.631*** (0.747)	3.583*** (0.750)	3.624*** (0.748)
定数項	12.61*** (2.567)	12.44*** (2.572)	12.63*** (2.558)	12.59*** (2.570)	12.59*** (2.568)
観測値数	705	705	705	705	705
決定係数	0.224	0.225	0.230	0.224	0.230
個体数	47	47	47	47	47

(注) 括弧内の数値は標準誤差である。\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%有意水準で係数がゼロであるとの帰無仮説を棄却したことを意味する。

(出所) 著者作成

前節と同様、政治変数に関しては、全ての推定において知事の当選回数が負に有意な効果を持つという結果が示された。これは、当選回数が多く在職期間が長い知事において歳出を抑制していることを示している。議員の当選後経過月数は、その係数は同様に正であるものの有意ではない効果を持つという結果となった。

本節の、土木の分野に限定した分析においても前節の分析と同様に、汚職が発覚しても、政治構造次第では、直ちに歳出削減に繋がるわけではない可能性があることが示された。

#### Ⅳ-3. 頑健性の確認：落札率に関する推定結果と解釈

本小節では、これまでの検証結果の頑健性を確認するために、汚職発覚の効果を捉える変数として、落札率に着目した分析を、追加的に行う。歳出額は、予定価格による事業費と落札率の掛け算に分解できる。汚職発覚の影響は、落札率からも検証できる。

落札率に注目した先行研究としては、泉田（2005）や中西（2020）などがある。泉田（2005）は、地方自治体の落札率に入札制度や政治的な



表7 推定結果(国庫支出金を除く歳出(土木)/基準財政需要(土木))

変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
土木汚職ダミー	-0.262** (0.123)	-0.418 (0.258)	-1.136** (0.548)	-0.170 (0.220)	-1.069* (0.558)
土木汚職ダミー ×知事当選回数		0.0732 (0.107)			0.0366 (0.116)
土木汚職ダミー ×知事得票率			1.412 (0.863)		1.430 (0.919)
土木汚職ダミー ×議員当選経過月数				-0.00474 (0.00932)	-0.00793 (0.00963)
知事当選回数	-0.0612** (0.0291)	-0.0662** (0.0300)	-0.0613** (0.0291)	-0.0615** (0.0291)	-0.0642** (0.0302)
知事得票率	-0.224 (0.210)	-0.220 (0.210)	-0.291 (0.213)	-0.221 (0.210)	-0.285 (0.215)
議員当選からの 経過月数	0.00192 (0.00202)	0.00183 (0.00203)	0.00175 (0.00202)	0.00215 (0.00208)	0.00210 (0.00207)
15歳未満人口割合	-58.04*** (13.56)	-57.45*** (13.60)	-57.94*** (13.55)	-58.25*** (13.58)	-57.99*** (13.59)
65歳以上人口割合	-6.524** (2.792)	-6.350** (2.805)	-6.506** (2.789)	-6.543** (2.794)	-6.451** (2.804)
財政力指数	5.161*** (0.733)	5.154*** (0.733)	5.196*** (0.732)	5.154*** (0.733)	5.181*** (0.733)
定数項	10.39*** (2.510)	10.29*** (2.516)	10.41*** (2.507)	10.42*** (2.513)	10.40*** (2.516)
観測値数	705	705	705	705	705
決定係数	0.175	0.176	0.179	0.176	0.180
個体数	47	47	47	47	47

(注) 括弧内の数値は標準誤差である。\*\*\*は1%, \*\*は5%, \*は10%有意水準で係数がゼロであるとの帰無仮説を棄却したことを意味する。

(出所) 著者作成

ガバナンスが影響するかどうかを2002年度の横断データにより実証分析している。具体的には都道府県などの落札率を被説明変数に、入札制度の相違や首長や議会の情報を説明変数として、その効果を分析している。その結果、入札制度の相違は落札率に影響をほとんど与えていないこと、地方自治体の首長が議員出身であるときや議会議員の自民党構成比が高まるほど落札率が上昇することが観察された。しかし、この研究は入札制度の相違と首長のガバナンスに着目した研究であるため、直接的に汚職を考慮

していない。また中西(2020)では、国土交通省航空局が公開している入札結果データをもとに、個別工事の落札率に影響する要因を重回帰分析により検証している。要因としては、応札者数、案件特殊性、使用不明瞭性、発注時期、案件規模、落札者属性などを用い、応札者数が少ないほど落札率が高まることなどを明らかにしている。しかしながら、これは個別事業の入札の落札率に競争環境が影響することを検証することを目的とした研究であり、直接的に汚職の落札率への影響を分析するものではない。

汚職・腐敗が落札率に影響することが、西川（2017）などにより指摘されているが、汚職発覚が落札率に影響するかどうかを、日本の都道府県データで検証したものはない。そこで、被説明変数として、歳出を構成する要素としての落札率を用い、同様の仮説を検証し、前小節で得られた結果の頑健性を確認する。落札率については、各都道府県の落札率（%）を全国市民オンブズマン連絡会議の「落札率・談合疑惑度調査」の各年度版より入手し、用いる<sup>27)</sup>。

歳出総額の構成要素としての落札率に着目した分析を行った結果は、表8に示されている。ここでも、多重共線性の問題を避け、推定の頑健性を確認するために式（2）から（4）においては交差項を一つずつ採用して定式化をおこなった。

被説明変数に落札率を用いた分析の結果、まず、多くの推定において汚職ダミーが負に有意

な効果を持つことが示された。すなわち、一部の推定においては、汚職の発覚が落札率を有意に減少させるという結果が得られ、仮説で想定したとおり、2期のタイムラグにおいて歳出を抑制する方向に影響を与えたことが示された。

次に、本稿で2番目に注目する汚職発覚と政治要因が複合して生じる影響について見てみよう。いくつかの推定において、知事の当選回数と知事の得票率が正に有意な効果を持つことが示された、これは、前節までの分析結果と同様の傾向である。すなわち、この結果は、汚職発覚の落札率の低下効果はあるが、知事の当選回数が多い場合、また、得票率が高い都道府県においては、その低下効果が抑制されることを示唆している。落札率に関する分析においても、汚職が発覚しても、政治構造次第では、直ちに歳出削減に繋がるわけではないことを示唆する結果になった。

## V. 結論と今後の課題

これまでの研究においては、同一の財政制度を考慮した、一国内部での汚職の影響に関する分析が日本のデータを用いてなされていないことに着目し、本稿では、初めて、一国内部として、日本の（都道府県別の）データを用いて汚職発覚の歳出への影響に関する実証分析を行った。推定結果から、以下の可能性が示された。

まず、汚職発覚と歳出全体について分析したところ、汚職発覚が歳出を抑制することを示唆する結果になった。土木分野に限定した分析でも同様の結果が得られた、また、落札率を用いた分析からも、この結果は頑健であることが示された。逆に言い換えれば、汚職は、歳出を拡大してきたともいえよう。

本稿では、政治的状況による汚職発覚の影響を検討するために、政治要因と汚職の交差項による分析も同時に行った。推定結果から、知事の高得票率が高いほど（言い換えれば、競合する候補が弱いほど）、歳出を減らす効果が抑制される可能性のあることが示された。

また、頑健性の観点から行った、落札率に関する分析においては、知事の当選回数が多い場合に、落札率を低下させる効果を抑制させることがわかった。汚職が発覚しても、政治構造次第では直ちに歳出削減に繋がるわけではなく、改革がなされない場合があることに注意が必要であろう。

なお、本稿に残された課題としては、以下が

27) 調査対象となるのは、東京都は予定価格税抜き3億円以上、その他は予定価格税抜き1億円以上の工事である（業務委託を含むPFI等の入札は除く）。

表8 推定結果(落札率)

変数	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
土木汚職ダミー	-0.000146 (0.00614)	-0.0278** (0.0128)	-0.0572** (0.0273)	-0.000872 (0.0110)	-0.0632** (0.0278)
土木汚職ダミー ×知事当選回数		0.0131** (0.00532)			0.0101* (0.00575)
土木汚職ダミー ×知事得票率			0.0923** (0.0430)		0.0635 (0.0457)
土木汚職ダミー ×議員当選経過月数				0.000438 (0.000465)	0.000118 (0.000479)
知事当選回数	-0.00190 (0.00145)	-0.00278* (0.00149)	-0.00190 (0.00145)	-0.00187 (0.00145)	-0.00258* (0.00150)
知事得票率	-0.000879 (0.0105)	-0.000172 (0.0104)	-0.00528 (0.0106)	-0.00115 (0.0105)	-0.00343 (0.0107)
議員当選からの 経過月数	-0.000175* (0.000101)	-0.000189* (0.000101)	-0.000185* (0.000101)	-0.000196* (0.000104)	-0.000199* (0.000103)
15歳未満人口割合	-1.067 (0.677)	-0.961 (0.676)	-1.060 (0.676)	-1.047 (0.678)	-0.975 (0.676)
65歳以上人口割合	1.002*** (0.139)	1.033*** (0.140)	1.003*** (0.139)	1.004*** (0.140)	1.027*** (0.140)
財政力指数	-0.326*** (0.0366)	-0.327*** (0.0365)	-0.324*** (0.0365)	-0.325*** (0.0366)	-0.325*** (0.0365)
定数項	0.937*** (0.125)	0.917*** (0.125)	0.938*** (0.125)	0.934*** (0.125)	0.922*** (0.125)
観測値数	705	705	705	705	705
決定係数	0.465	0.470	0.469	0.466	0.471
個体数	47	47	47	47	47

(注) 括弧内の数値は標準誤差である。\*\*\*は1%, \*\*は5%, \*は10%有意水準で係数がゼロであるとの帰無仮説を棄却したことを意味する。

(出所) 著者作成

挙げられよう。まず、汚職のデータの制約により、汚職をすべて同じものとして取り扱っており、汚職の質を現段階では把握できていないという点である。また、汚職の発覚の内生性が考

慮できていない。当該地方自治体の職員のモラルは汚職発覚を促す一つの要因と考えられる。これらは、今後、より詳細なデータを入手し、研究することが望まれる。

## 参 考 文 献

鮎戸弘・佐藤誠三郎(1986)「政治指標と財政支出: 647市の計量分析」, 大森彌・佐藤誠三郎編『日本の地方政府』東京大学出版会, pp. 141-179

石田三成・菅銘めぐみ(2017)「地方公務員の汚職と給与の関係」『日本地方財政学会研究業書』第24号, pp. 101-124

- 泉田成美 (2005) 「地方自治体の公共工事入札・契約制度やガバナンスの相違が、落札率に与える影響に関する実証分析」『研究年報経済学』66(4), pp. 769-789
- 稲沢克祐 (2006) 『英国地方政府会計改革論—NPM改革による政府間関係変容の写像』ぎょうせい
- 加藤美穂子 (2003) 「地方財政における政治的要因の影響—地方歳出と地方の政治的特性に関する計量分析—」『関西学院経済学研究』第34号, pp. 261-285
- 加藤美穂子 (2010) 「地方単独事業に関する規定要因の検証—地方政治要因を含めた計量分析—」『会計検査研究』No. 41, pp. 136-151
- 菊地和博 (1989) 「政府支出の地域配分からみた政策運営の推移」『レヴュアサン』4, pp. 78-99
- 近藤春生 (2007) 「地方財政支出に関する政治経済分析」『公共選択の研究』第48号, pp. 4-17
- 清水雅典 (2013) 「国及び地方自治体における不適正経理と再発防止への取組—決算検査報告に見る不適正経理の歴史的変遷—」『立法と調査』No. 342, pp. 75-89
- 鈴木満 (2004) 『入札談合の研究—その実態と防止策— (第2版)』信山社
- 鈴木満 (2008) 『談合を防止する自治体の入札改革』学陽書房
- 砂原庸介 (2006) 「地方政府の政策決定における政治的要因—制度的観点からの分析—」『財政研究』第2巻, pp. 161-178
- 砂原庸介 (2011) 『地方政府の民主主義：財政資源の制約と地方政府の政策選択』有斐閣
- 曾我謙悟・待鳥聡史 (2001) 「改革自治体の終焉と政策変化」『年報行政研究』第36号, pp. 156-176
- 中西善信 (2020) 「落札率と応札者数に影響する要因：1者応札批判の「前提」の統計的検証」『経営と経済』第99巻, 第1・2・3・4号, pp. 25-47
- 西川雅史 (2016) 「公共調達の実状と課題」『租税研究』796号, pp. 78-85
- 西川雅史 (2017) 「ある町における談合の発生と伝染」『青山経済論集』68(4), pp. 81-113
- 福味敦 (2002) 「制度・公共投資・経済成長：理論と実証」『国際協力論集』第9巻, 第3号, pp. 147-166
- 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
- 溝口哲郎 (2017) 「腐敗の実証研究の最近の動向について」『高崎経済大学論集』第60巻, 第2・3号, pp. 89-104
- 柳川範之・木村友二・鈴木淑子 (2005) 「入札談合の経済分析」公正取引委員会競争政策研究センター共同研究 [https://www.jftc.go.jp/cprc/reports/index\\_files/cr-0305.pdf](https://www.jftc.go.jp/cprc/reports/index_files/cr-0305.pdf) (最終閲覧：2022年5月27日)
- 山下耕治 (2001) 「公共投資の政治的意思決定—パネルデータによる仮説検証—」『公共選択の研究』第36号, pp. 21-30
- 米岡秀眞 (2020) 「わが国の地方自治体における汚職の要因分析」『年報行政研究』55巻, pp. 100-120
- 米岡秀眞・石田三成 (2020) 「地方自治体における不祥事と職員給与の減額：公務員の労働インセンティブに着目して」『日本経済研究』第78号, pp. 35-61
- 米岡秀眞・江夏幾多郎 (2022) 「地方自治体における不祥事に関する実証分析—不祥事の動機の違いに着目して」『会計検査研究』65巻, pp. 9-31
- Allison, Paul D. (2009), *Fixed Effects Regression Models*, Sage Publications, Inc. (アリソン (著) 太郎丸博 (監訳) 池田裕・田藤裕祐・永瀬圭・藤田智博・山本耕平 (訳) (2021) 『計量分析 One Point 固定効果モデル』共立出版
- Alt, J.E. and D.D. Lassen (2008), "Political and Judicial Checks on Corruption: Evidence from the American State Governments", *Economics & Politics*, Vol. 20 No. 1, pp. 33-61
- Baraldi, Laura (2008), "Effects of Electoral Rules, Political Competition and Corruption on the Size and Composition of Government

- Consumption Spending: An Italian Regional Analysis”, *B.E. Journal of Economic Analysis and Policy*, Vol. 8 No. 1, pp. 1-37
- Cordis, Adriana S. (2014), “Corruption and the Composition of Public Spending in the United States”, *Public Finance Review*, Vol. 42 No. 6, pp. 745-773
- Fisman, Ray and Miriam A. Golden (2017), *Corruption: What everyone needs to know*, First Edition, Oxford University Press, New York (レイ・フィスマン&ミリアム・A・ゴールデン(著)山形浩生・盛岡桜(訳)(2019)『コラプション——なぜ汚職は起こるのか』慶應義塾大学出版会株式会社)
- Gupta, S., L de Mello, R. Sharan (2001), “Corruption and military spending”, *European Journal of Political Economy*, Vol. 17, pp. 749-777
- IMF (2019), ‘Fiscal Monitor: Curbing Corruption’ <https://www.imf.org/-/media/Files/Publications/fiscal-monitor/2019/April/English/text.ashx> (最終閲覧：2022年5月22日)
- Liu, Cheol and L. Mikesell (2014), “The Impact of Public Officials’ Corruption on the Size and Allocation of U.S. State Spending”, *Public Administration Review*, Vol. 74 No. 3, pp. 346-359
- Mauro, P. (1995), “Corruption and Growth”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110 No. 3, pp. 681-712
- Mauro, P. (1998), “Corruption and composition of government expenditure”, *Journal of Public Economics*, Vol. 69, pp. 263-279
- Mo, Pak Hung (2001), “Corruption and Economic Growth” *Journal of Comparative Economics*, Vol. 29, pp. 66-79
- Osborne, S.P. (2006), “The New Public Governance?”, *Public Management Review*, Vol. 8 Issue 3, pp. 377-387
- Wong, Mathew YH. (2017), “Public spending, corruption, and income inequality: A comparative analysis of Asia and Latin America”, *International Political Science Review*, Vol. 38 Issue 3, pp. 298-315

## 参 考 資 料

- 全国市民オンブズマン連絡会議「落札率・談合疑惑度調査」各年版
- 全国市民オンブズマン連絡会議「談合」ウェブページ <https://www.ombudsman.jp/dangou> (最終閲覧：2022年5月27日)
- 総務省(2014)「平成25年度における地方公務員の懲戒処分等の状況」平成26年12月22日報道資料 [http://www.soumu.go.jp/menu\\_news/s-news/01gyosei11\\_02000048.html](http://www.soumu.go.jp/menu_news/s-news/01gyosei11_02000048.html) (最終閲覧：2016年3月30日)
- 総務省「地方公務員の懲戒処分等の状況」各年版
- 総務省「地方公共団体等における汚職事件に関する調」各年版
- 総務省「都道府県決算状況調」各年度版(項目別の基準財政需要額は総務省交付税課への情報提供依頼により入手)
- 地方自治総合研究所「全国首長名簿」各年版