

入札制限があるオークションにおける 談合行為¹ ～公共調達を用いた実証検証～

大阪経済大学
岡島研究会
行政①
菰田瞳
土井遥斗
福本千笑
守屋耕平
米田理乃

2025 年 11 月

¹ 本稿は、本稿は、2025 年 12 月 13 日、12 月 14 日に開催される ISFJ 日本政策学生会議「政策フォーラム 2025」のために作成したものである。本稿にあり得る誤り、主張の一切の責任はいうまでもなく筆者たち個人に帰するものである。本稿の執筆に際し、岡島成治准教授、岡島広子講師、瀬戸口丈博氏、弦間一雄教授、中村健太准教授、西立野修平教授、赤井伸郎教授、竹内憲司教授、二本杉剛准教授、萩原誠准教授、片山東教授、森本敦志講師、藤井大輔講師、釜賀浩平教授、松木佑介准教授、岡島成治研究会卒業生から貴重なコメント等を頂戴した。ここに記して感謝の意を表したい。

要約

談合は、政府や納税者に深刻な損失を与えている。公正取引委員会の試算によれば、契約金額の16.5%が不正利得とされ、仮にこれを日本の公共事業費8.5兆円に当てはめれば、年間約1.4兆円が談合によって失われている可能性がある。談合が発生する要因のひとつとして、最低制限価格(品質確保のために下回ると失格となる基準価格)が予測可能であることが指摘されている。入札は一般的に最安値を提示した企業が落札者となるが、最低制限価格を下回った場合には失格となる。したがって、最低制限価格が企業に把握されている場合、その価格を下回って落札に失敗するリスクは存在しない。このように、落札の確実性が高まることで企業間での信頼関係が形成されやすくなり、談合が成立しやすくなる。

こうした問題への対策として、比較的新しい取り組みに「ランダム係数」の導入がある。これは、最低制限価格に乱数的に決まる係数を掛け合わせることで、最低制限価格の予測を困難にする仕組みである。しかしながら、その取り組みが実際に談合抑止に効果を持つのかについては、これまで検証されていない。

本稿では、ランダム係数を導入している大阪府の公共入札に関するパネルデータ(2006年～2017年)を使用し、その制度効果を実証的に検証する。大阪府は2011年にランダム係数を導入しており、導入前後で談合の発生に変化があったかを検証する。分析手法は、Kawai et al.(2022)を参考に、不連続回帰デザインを用いた局所線形回帰を使用し、接戦における勝者と敗者の受注残高に注目することで談合の有無を検出した。

分析の結果、ランダム係数導入前は受注残高の少ない企業に落札が統計的に集中しており、談合の存在が示唆された。他方、導入後にはその偏りが解消され、談合の可能性が低下していることが確認された。これは、最低制限価格の予測が困難になったことで、企業間での談合が難しくなったことを示唆している。さらに、回帰分析を用いて導入後の落札率の変化を推定すると、ランダム係数導入は落札率を平均4.7%低下させる効果を有することが明らかとなった。以上の結果から、ランダム係数の導入は一定の談合抑止効果を有することが示された。

本稿の分析結果を踏まえ、以下の政策提言を行う。

【政策提言Ⅰ ランダム係数の全国導入】

【政策提言Ⅱ 日本型フレームワーク方式の導入】

まず、全国の地方公共団体に対して、全国的なランダム係数導入を提言する(政策提言Ⅰ)。次に、政策提言Ⅰでは解決できないと考えられる地方部などの競争性が低い地域に対しては、日本型フレームワーク方式の導入を提言する(政策提言Ⅱ)。フレームワーク方式とは、一定期間にわたる複数案件を包括的に契約し、登録企業間でその都度入札を行う仕組みである。これらの政策提言を通じて、談合の抑止を図るとともに、公共入札の健全化および公共事業費の削減が達成される。

目次

要約	2
目次	3
第1章 現状・問題意識.....	5
第1節 はじめに	5
第2節 日本の入札制度	5
第1項 入札の契約方式	5
第2項 入札参加資格の等級区分	7
第3節 日本における談合の実態	8
第1項 談合の特徴	8
第2項 談合の動機	9
第4節 地方公共団体の制度的工夫	10
第1項 変動型最低制限価格制度	10
第2項 算定式の非公表	10
第3項 ランダム係数の導入	10
第5節 都市部と地方部による談合構造の差異.....	11
第6節 問題意識	12
第2章 先行研究および本稿の位置づけ.....	13
第1節 先行研究	13
第1項 最低制限価格制度が公共入札および談合に与える影響.....	13
第2項 異質性が談合に与える影響	13
第3項 持ち回り型入札の談合	14
第2節 本稿の位置づけ	15
第3章 分析	17
第1節 分析の方向性	17
第2節 使用データ	17
第3節 モデル式	17
第1項 推定式と backlog.....	18
第2項 ランニング変数	18
第3項 バンド幅の設定	19
第4項 期待される結果の解釈	19
第4節 記述統計	19

第5節 分析1	20
第1項 可視化の検証	21
第2項 ランダム係数導入前の推定結果	22
第3項 ランダム係数導入後の推定結果	22
第6節 分析1の頑健性の確認	23
第1項 次数変更	23
第2項 プラセボ検証	25
第7節 分析2	26
第8節 分析3	28
第1項 データの概要	28
第2項 ランダム係数導入前の推定結果	28
第3項 ランダム係数導入後の推定結果	29
第9節 比較分析：地方市場における入札競争の特性	30
第10節 分析のまとめ	32
第4章 政策提言	33
第1節 政策提言の方向性	33
第2節 政策提言I：ランダム係数の全国導入	33
第3節 政策提言II：日本型フレームワーク方式の導入	37
第5章 おわりに	41
参考文献・データ出典	42
付録	45

第1章 現状・問題意識

第1節 はじめに

日本の公共事業は年間で極めて大きな額に達しており、この巨額の事業を実施する企業を選定するために入札制度が運用されている。2024 年度における公共事業関連費は国の発注分のみで 8.5 兆円(国土交通省, 2025)にのぼり、主要先進国と比較しても高い水準にある。公共事業費の原資が税収である以上、低廉な価格と高品質の実現、すなわち効率性の確保が強く要請される。

しかしながら、公共入札において談合が深刻な問題となっている。公正取引委員会(2017)の試算によれば、談合による不正利得は契約金額の約 16.5%に相当するとされ、仮にこれを当てはめれば、年間で約 1.4 兆円が不正に流出している可能性がある。すなわち、公共事業における談合は、政府財政や納税者に対して甚大な負担をもたらしている。

談合が発生する要因の一つとして、「最低制限価格(品質確保のために設定される下限の基準価格)」が予測可能である点が指摘されている(OECD, 2010)。入札は一般的に最安値を提示した企業が落札者となるが、最低制限価格を下回った場合には失格となる。したがって、最低制限価格が企業に把握されている場合、その価格を下回って落札に失敗するリスクは存在しない。このように、落札の確実性が高まることで企業間での信頼関係が形成されやすくなり、談合が成立しやすくなる。

そこで、一部の地方公共団体では最低制限価格の予測を困難にする独自の制度的工夫で談合抑止を試みている。たとえば、最低制限価格の算定式の非公表化や、算定式にランダム係数を導入するなど、地域ごとに多様な取り組みがある。

留意すべきは、これらの制度的工夫が実際に談合抑止や公共入札の健全化にどの程度寄与しているのかについては、依然として明らかではない点である。その背景には、談合の実態を検出すること自体が困難であることに加え、制度導入効果を定量的に把握した実証研究が乏しいという問題がある。したがって、最低制限価格制度やその拡張的な運用が公共入札に与える影響を厳密に検証することは、学術的に意義を有するのみならず、公共事業の効率化や公共入札の健全化、さらには納税者の負担の軽減を実現するうえで極めて重要な政策課題である。

本稿の目的は、この政策的課題に対して、「最低制限価格制度の拡張的な運用であるランダム係数の導入が公共入札における談合発生を抑止するか」を検証することである。具体的には、ランダム係数を導入している大阪府の公共入札データを用いて、制度導入前後で談合の発生に変化があったかを検証する。

第2節 日本の入札制度

第1項 入札の契約方式

日本の公共調達制度には、一般競争入札、指名競争入札、随意契約といった複数の契約方式が存在している(図1参照)。その中でも最も広く採用されているのは一般競争入札である。国土交通省(2024)によれば、2022 年度に実施された国発注の公共工事は約 93.8%が一般競争入札によるものであり、他の契約方式を大きく上回っている。一般競争入札が主流である背景には、参加者間の競争を通じて、より低廉な価格で高品質なサービスや工事が提供されることへの期待がある。すなわち、公共調達制度の目的は、財政支出を抑制しつつ、一定水準以上の品質を確保する点にある。他方、指名競争入札とは、発注者があら

はじめ複数の参加企業を選定し、その間で競争を行わせる方式である。随意契約とは、競争入札を経ずに発注者が直接企業と契約を締結する方式である。これらの方式は、専門性や緊急性が求められる案件など、一般競争入札の適用が不適切と判断される場合に用いられる。

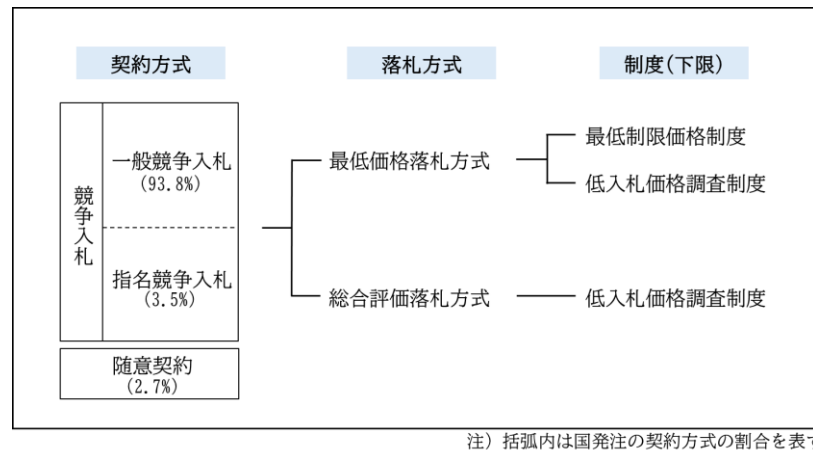


図1 日本の公共工事における契約方式の体系
(国土交通省(2024)「効果的な入札・契約方式の選定について」より筆者作成)

さらに、一般競争入札の方式には、価格のみを評価対象とする最低価格落札方式と、価格に加えて品質・履行能力等を考慮する総合評価落札方式が存在する。しかしながら、総合評価落札方式は審査に伴う負担が大きいため、地方公共団体による発注においては、依然として最低価格落札方式が主流である。特に、地方公共団体の調達現場においては、この方式が談合の温床となりやすいとの指摘(Pesendorfer, 2000)もあり、その制度設計が談合抑止の観点から重要な意味を持つ。以上を踏まえ、本稿は、日本の公共調達制度のうち最も広く用いられている一般競争入札の中でも、地方公共団体において主流となっている最低価格落札方式を分析対象とする。

この最低価格落札方式の基本的な仕組みは以下の通りである。まず、予定価格と最低制限価格の範囲内で最安値を提示した企業が落札資格を得る。予定価格とは、発注者が当該案件に対して支払可能と判断する上限額を意味し、これを上回る価格での応札は無効となる。一方、最低制限価格とは、過度に低い価格による品質低下を防止することを目的として設定される下限額であり、これを下回る入札も無効となる。図2に示す事例では、A社およびD社の入札は無効とされ、許容範囲内で最安値を提示したC社が落札者となる。これらの価格は発注者によって事前に設定された基準値であるが、通常は入札後に事後的に公表される形式がとられているため、入札時点において参加者がその具体的な金額を把握することはできず、不確実情報として扱われる。

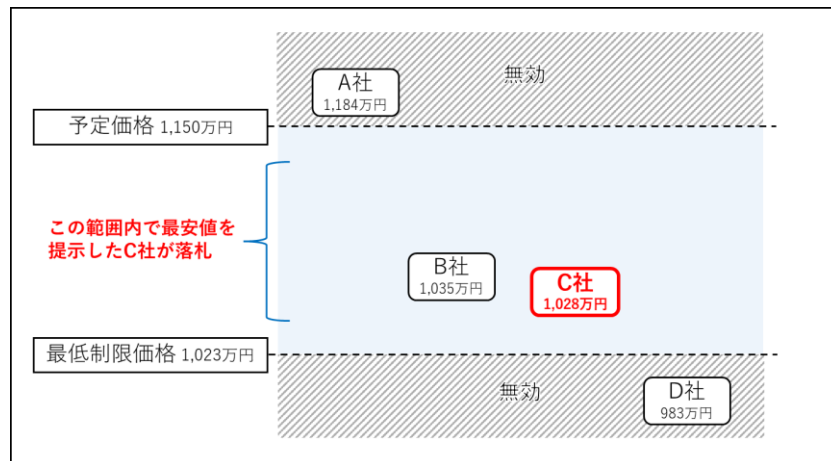


図2 最低価格落札方式における有効入札と落札の仕組み

(使用データより筆者作成)

なお、最低制限価格制度については、代替制度として低入札価格調査制度を採用する地方公共団体も存在する。同制度では、事前に設定された基準価格を下回った入札であっても直ちに失格とはせず、その後履行能力等に関する調査を実施し、適正と判断された場合に限り落札資格を認める制度である。これにより、最低制限価格制度においては失格とされていた価格でも落札が可能となるため、費用抑制が期待される。ただし、低入札価格調査制度は最低制限価格制度に比して審査負担が大きいため、約9割の地方公共団体は一部案件²にのみ適用している(総務省, 2025)。

予定価格および最低制限価格の算定式自体は、一般に事前公表されている。これは、公共工事の原資が市民の税金である以上、行政がその用途を説明する責任を負うとともに、算定ルールを明らかにすることで発注者の恣意的な操作を防ぎ、透明性を確保する必要があるためである。

しかしながら、算定式の公開により企業による価格の予測可能性が高まることで、談合を助長する懸念がある。したがって、公共調達制度は説明責任の観点から透明化を求められる一方で、その透明化は談合を助長する可能性を孕んでおり、制度的ジレンマを内包している。本稿では、このジレンマを解消するための制度的工夫について、第4節で検討する。

第2項 入札参加資格の等級区分

日本では、1950年に入札参加資格の等級区分が規定された。等級区分制度とは、発注機関が企業の経営規模や施工実績などに基づいて格付けを行い、その等級に応じて入札参加を制限することで、適正な競争を確保する仕組みである。格付けはA～Dなどの等級で表され、企業は自らの等級区分に応じた発注金額の案件にのみ入札参加が認められる。したがって、B等級の企業は他の等級案件には参加できず、B等級の案件にのみ入札が許される(表1参照)。

² 渡邊(2022)は、施工能力調査にかかる業務上コストを考慮すると、大規模案件では低入札価格調査制度を用い、小規模案件には最低制限価格制度を用いることが合理的であると指摘している。しかしながら、本稿で使用する大阪府の入札データによると、調査基準価格以下での入札は485件であり、そのうち調査基準価格未満での入札は全て失格となっていた。また、岡山県でも同様に460件のうちわずか3件しか落札できていない。これらの結果から、同制度は実質的にはあまり機能していない可能性がある。

表 1 土木一式工事における等級区分

等級	等級区分評点	発注工事金額
AA	1,410以上	13億5,000万円以上
A	1,150～1,409	3億5,000万円～13億5,000万円未満
B	900～1,149	9,000万円～3億5,000万円未満
C	750～899	2,000万円～9,000万円未満
D	749以下	2,000万円未満

(大阪府庁(2025)「令和7年度大阪府建設工事競争入札参加資格審査における等級区分及び工事金額」より筆者作成)

等級区分制度の目的は、主に2つある。第1に、工事の遅延や途中放棄といったリスクを防止することである。単に有効入札の範囲内で最安値を提示した企業と契約する方式では、小規模企業であっても大規模案件を落札することが可能となる。しかしこの場合、企業の規模に見合わない案件を受注することで、人員や技術の不足から工事の履行が困難となるおそれがある。同制度は、事前に企業の能力を格付けすることにより、入札段階で不相応な企業を自動的に排除する仕組みとして機能している。第2に、下位等級企業の保護である。上位等級企業が下位等級の案件に参加することを制限することで、大企業と中小企業が同一案件で競争することを防ぐ。これにより、中小企業にも一定の受注機会が確保されるよう住み分けを行い、企業間の健全な競争関係の形成に寄与している。

第3節 日本における談合の実態

談合の定義は以下の通りである。談合とは、国や地方公共団体が実施する公共工事や物品の公共調達に際して、入札に参加する企業間で事前に受注企業や落札金額などを決め、競争を形骸化させる行為を指す。特に、発注者が談合に関与する場合は官製談合と呼ばれる。

談合は、公正かつ自由な競争を阻害する極めて悪質な行為であり、刑法や独占禁止法により禁止されている。発覚した場合には、巨額の課徴金や最大2年の指名停止措置が課される。

もっとも、こうした法的規制があるにもかかわらず、談合は依然として発生している。本節では、第1項で日本の談合の特徴を整理し、第2項で談合の動機について検討する。

第1項 談合の特徴

日本における談合は、主に持ち回り型入札によって行われると言われている(Arai et al., 2011; Ishii, 2009; Kawai et al., 2022)。これは、複数の企業間で落札者の順序を事前に決定し、各企業が自らの順番に従って落札権を取得するよう調整する協調的行動である(図3参照)。Ishii(2009)は、この持ち回り型入札によって企業間の「貸し借り」を繰り返し、長期的に維持されていることを指摘している。当該案件の落札企業となった勝者役は予定通りの金額で入札し、敗者役であるその他の企業は高値で入札することにより落札を譲る。その際、敗者役の企業は単に高値で入札するのではなく、勝者役の企業に僅差で追随する入札を行うことで、外形上の競争性を保持していると考えられる。これは、同一企業がある案件では非常に高い金額で入札を行い、別の案件では非常に低い金額で入札を行った場合、本来コストに基づくべき入札価格の変動の説明がつかず、公正取引委員会から談合の疑念を招きやすくなるためである。Harrington and Chen(2006)が指摘するように、こうした疑惑の発生は、最

最終的にグループの崩壊や巨額の課徴金につながりうるため、公正取引委員会からの疑念を回避することは非常に重要である。この仕組みにより、談合グループは価格のつり上げと確実な落札を両立させることが可能になる。

企業/案件 (入札価格)	電気工事1	電気工事2	電気工事3
A社	勝者役 (1,000万円)	敗者役 (1,210万円)	敗者役 (1,080万円)
B社	敗者役 (1,070万円)	勝者役 (1,200万円)	敗者役 (1,050万円)
C社	敗者役 (1,030万円)	敗者役 (1,250万円)	勝者役 (1,000万円)

図3 持ち回り型入札

(筆者作成)

持ち回り型入札における談合では、最低価格落札方式の入札が企業にとって好都合となる。この方式では、入札価格のみで落札者が決定されるため、談合グループによる価格調整が容易となる。

加えて、談合グループが価格調整を行う際には下限となる最低制限価格の把握が重要である。その把握方法としては、主に2つの経路が想定される。第1に、発注者が談合に関与し、最低制限価格を漏洩する場合である。第2に、過去の落札結果や算定式に基づいて最低制限価格を予測する場合である。特に、算定式は内訳や係数が詳細に公開されていることから、予測可能性を高める要因となっている。

このような問題に対処するため、現在、国が発注する公共工事は、原則として総合評価落札方式が採用されている。この方式は、入札価格に加えて品質や履行能力などの要素を考慮するため、必ずしも最安値を提示した企業が落札するとは限らない。また、下限は低入札価格調査制度が採用されているため、仮に基準価格が企業に把握されたとしても談合に利用されにくい構造となっている。したがって、総合評価落札方式は談合における落札順序を攪乱し、談合維持を困難にする可能性がある。

しかしながら、地方公共団体では、依然として最低価格落札方式が主流である。総合評価落札方式は前述のとおり審査に伴う負担が大きいため、地方公共団体が発注する全ての案件に採用することは現実的ではない。したがって、地方公共団体は独自の制度的工夫を通じて、企業による最低制限価格の把握を防止する必要がある。

第2項 談合の動機

企業が談合を行う動機は多様である。第1に、契約金額を不正に押し上げることによる利得の追求がある。Porter and Zona(1997)は、談合が発覚したオハイオ州の学校用牛乳の入札データを分析し、学校側の支払価格が平均で約6.5%上昇していたことを指摘している。第2に、リスク回避と地理的棲み分けの維持を目的とする場合がある。Gagnepain and Martimort(2025)によれば、フランスの公共交通入札で発生した談合は価格を押し上げておらず、むしろ企業は競争激化による赤字受注のリスク回避と、落札失敗に伴う入札提案書作成コスト³を削減するために共謀し、地理的棲み分けを維持していたことが指摘されている。

ただし、談合は動機の如何にかかわらず違法行為であり、政府や納税者に不利益を与える

³ 当該論文では、1回の入札準備で46,000～760,000ユーロのコストがかかるとされている。

点で決して容認されるものではない。その理由は以下の通りである。第1に、たとえ最低制限価格付近で落札が行われたとしても、談合によって契約金額がわずかでも押し上げられた場合、税金の一部が不正流出している事実には変わりはない。第2に、競争入札の目的は低廉な価格と高品質の実現にあるため、競争の阻害は本来達成されるべき品質の低下を招く恐れがある。したがって、談合が契約金額を大幅に押し上げていない場合であっても抑止すべきである。

第4節 地方公共団体の制度的工夫

地方公共団体は企業による最低制限価格の把握を防止するため、様々な制度的工夫を行っている。本節では、最低制限価格に不確実性を付与させる3つの制度的工夫について述べる。

第1項 変動型最低制限価格制度

1つ目の制度的工夫は、変動型最低制限価格制度である。同制度は、事前に最低制限価格を設定するのではなく入札終了後に各企業が提示した入札価格を基に、一定の算定式で設定する仕組みである。この制度下では、企業の技術向上による費用低下や物価高騰による費用増加に即応できる利点がある。したがって、従来よりも合理的な価格設定が可能となり、品質低下防止や談合抑止への効果が一層期待される。

しかし、変動型最低制限価格制度はむしろ談合行動を助長するという指摘もある(Conley and Decarolis, 2016)。これは、企業が協調的に行動することで落札基準を操作でき、最低制限価格を引き上げられるためである。現に、この制度を採用している地方公共団体はごく少数であり、導入後に廃止された事例も少なくない。

第2項 算定式の非公表

2つ目の制度的工夫は、算定式の非公表である。現在、高知県と岡山県がこの制度的工夫を採用している。算定式を公開しなければ、企業が最低制限価格を予測するための材料が減るため、一定の談合抑止効果が期待される。

しかしながら、算定式の非公表のみでは、企業の予測可能性を十分に低下させることができない可能性がある。元業界関係者によれば、過去の入札結果からでもある程度の価格を推測できるとされており(広中, 1994)、加えて現在では電子契約システムの普及により、過去の入札結果の収集は容易になっている。したがって、過去の入札結果から最低制限価格を十分に推測できる場合には、この制度的工夫は形骸化するおそれがある。

第3項 ランダム係数の導入

3つ目の制度的工夫は、ランダム係数の導入である。ランダム係数とは、算定式にあらかじめ定められた範囲から無作為に抽出される数値を組み込むことで、最終的な基準価格に一定の不確実性を付与する仕組みである。現在、11都道府県がこの制度的工夫を導入している(図4参照)。

この制度的工夫により、算定式を公開する場合でも企業が最低制限価格を正確に把握することが困難となるため、第2節で述べた制度的ジレンマを克服し得るという利点がある。さらに、発注者自身も開札までその価格を把握できないことから、前述した2つの経路をいずれも遮断することができる。この係数の幅は非常に小さいものの、談合においては勝者役と敗者役の入札価格が僅差となる傾向があるため、この変動によって勝者役が落

札に失敗するリスクが生じる。これにより、談合の信頼性が低下し、企業の裏切りインセンティブが強まることで一定の談合抑止効果が期待できる。さらに、係数の幅を±の範囲で設定すれば、発注額全体の期待値は導入前とほぼ変わらず、発注者が不利益を被るリスクは限定的である。

もっとも、ランダム係数の導入効果については、実証的な検証が十分になされておらず、地方公共団体が導入を判断するための根拠も乏しい。加えて、以下の課題も存在する。たとえば、本来であれば落札者となるはずだった企業が、予期せぬ係数の影響で失格となる場合がある。この場合、企業は入札価格を引き下げるインセンティブを弱め、導入前よりも契約金額が上昇することが懸念される。

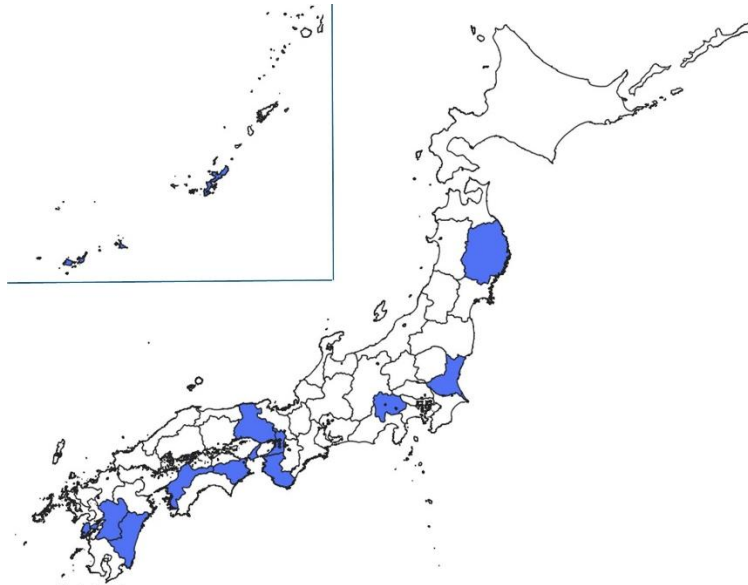


図4 ランダム係数を導入している地方公共団体

(筆者作成)

第5節 都市部と地方部による談合構造の差異

公共入札の状況は地域によって異なり、特に都市部と地方部の間ではその差異が顕著に表れている。この差異は、地域の企業数の違いに起因する部分もあるが、都市部では国発注と同様に一般競争入札が主流であるのに対し、地方部では依然として指名競争入札の割合が相対的に高いことも重要な要因であると考えられる。

特に、指名競争入札は実質的な地元企業優遇制度として機能しており、閉鎖的な市場構造を形成することから談合発生に影響を及ぼす可能性がある。指名競争入札などの地理的制約により県外企業の新規参入が困難となる場合、地元内企業間での繰り返し取引が可能となるため、談合が成立しやすい環境が整備される(Ishii, 2009; Ohashi, 2009)。

また、地域の企業数を踏まえると地方部の談合は都市部よりも小規模であると考えられるため、維持が容易である。Polemis(2025)は、カルテルの参加者数が少ない場合、多くの利益を得られることから協定を遵守し、強い維持インセンティブが発生することを指摘しており、小規模な談合ほど崩壊しにくい傾向があると示唆される。したがって、都市部のように入札に参加する企業数が多数存在する場合には、ランダム係数による予測困難性が談合抑止に一定の効果を持ちうるとしても、地方部でも同様の効果が発揮されとは限らない。

このように、公共入札の談合構造は地域によって一様ではない可能性がある。本稿で

は、この点を考慮し、都市部と地方部の公共入札データを用いて地域間における談合構造の差異についても検証する。

第6節 問題意識

これまで見てきたように、地方公共団体で広く採用されている最低価格落札方式は、談合を生みやすい制度となっている。この方式では入札価格のみで落札者が決定されるため、談合グループによる価格調整を容易にし、談合の温床となるおそれがある。さらに価格調整を行う際には最低制限価格の把握が重要であるが、その算定式は透明性確保の観点から詳細に公開されており、企業による価格予測を容易にしている。

こうした状況を踏まえ、地方公共団体は独自の制度的工夫を通じて、企業による最低制限価格の把握を防止し、談合を抑制する試みを行っている。具体的には、1.変動型最低制限価格制度、2.算定式の非公表化、3.ランダム係数の導入といった3つの方策が挙げられる。このうち、ランダム係数は制度的ジレンマを克服し得る制度的工夫として近年注目されている。しかしながら、その効果を実証的に検証した研究は我々の知る限り存在しない。

ランダム係数の談合抑止メカニズムは次の通りである。最低制限価格が事前に把握できる場合、落札の失敗リスクが存在しないため談合は成立しやすい。他方、ランダム係数の導入により価格の完全な予測が困難となると、談合時の勝者役が落札に失敗するリスクが生じる。この不確実性が、談合の信頼性を低下させ、企業に裏切りのインセンティブを与えることで一定の抑止効果を発揮すると考えられる。

よって本稿では、「最低制限価格制度の拡張的な運用であるランダム係数の導入が公共入札における談合発生を抑止するか」を問題意識とし、大阪府の建設工事における公共入札データを用いて定量分析を行う。これにより、ランダム係数の導入が談合に与える影響を明らかにし、日本における談合抑止に向けた制度設計のあり方を検討する。

第 2 章 先行研究および本稿の位置づけ

第 1 節 先行研究

本稿では、最低制限価格制度の拡張的な運用であるランダム係数の導入が談合抑止に効果的であるかを検証する。そこで、先行研究を 3 点に分類する。1 点目は、最低制限価格制度が公共入札および談合に与える影響を分析した研究である。2 点目は、異質性が談合に与える影響を分析した研究である。3 点目は、持ち回り型入札の談合を分析した研究である。

第 1 項 最低制限価格制度が公共入札および談合に与える影響

本項では、最低制限価格制度が公共入札および談合に与える影響を分析した研究を紹介する。Chassang and Ortner(2018)は、日本の公共工事入札データを用いて、最低制限価格制度が談合に与える影響を分析した。分析の結果、裏切り行為に対する制裁である極端な低価格入札が制限されることで談合の力が弱まり、企業に裏切りのインセンティブを生じさせることが示された。さらに、裏切りの発生によって協力に対する将来的な見返りへの信頼が低下し、談合の維持が困難となることが明らかにされた。一方で、最低制限価格を高く設定しすぎる場合には、談合にとって好都合な価格調整の機会を提供し、談合を助長するおそれがあることも指摘されている。Akai et al.(2009)は、公共入札における変動型最低制限価格制度の影響を理論・実証検証した。その結果、同一コスト条件では制度効果に有意な差はなかったが、異なるコスト条件では入札価格情報公開下において契約金額を上昇させることが確認された。したがって、同制度は公開環境では政府支出を増大させる可能性があることと示された。Conley and Decarolis(2016)は、イタリアの公共機関が実施した入札データを用いて、変動型最低制限価格制度が談合インセンティブを与えていたかを検証した。分析の結果、企業が協調的に行動することで落札基準を操作できるため、談合インセンティブが強まることが示された。

これらの研究から、最低制限価格の設定が適切である場合には談合抑止に正の影響を与える一方で、その設定が高すぎる場合や企業が落札基準を操作できる場合には、むしろ談合を助長することがわかっている。

第 2 項 異質性が談合に与える影響

本項では、入札環境の異質性が談合に与える影響を分析した研究を紹介する。異質性は主に企業参入、市場規模の 2 つの観点から検討される。

まず企業参入に関して、Lewis-Faupel et al.(2016) は、インドおよびインドネシアの公共入札データを用いて、電子調達導入が調達成果に与える影響を差の差分析により検証した。分析の結果、契約金額の低下は確認されなかったものの、域外の優良企業の参入を容易にしたことで公共事業の成果が改善されたことが示された。Estache and Iimi(2008)は、ODA(政府開発援助)によるインフラ調達の入札データを用いて、新規参入で実績が乏しく弱い企業が、既存の強い企業がいる状況でどのように入札行動を変えるかを回帰分析により検証した。分析の結果、強い企業の存在は弱い企業の入札価格を引き下げることが明らか

かになった。また、強い企業の占有率が高い入札では競争が弱まることで契約金額の上昇を招くことが示された。

次に市場規模に関して、Polemis(2025)は、国際的なカルテルデータを用いて、カルテルの存続期間に影響を与える要因を分位点回帰手法により実証的に検証した。分析の結果、企業数の増加が短期カルテルでは抑止効果を有する一方、長期カルテルでは存続期間を延長させることが示された。Granlund and Rudholm(2023)は、スウェーデンのジェネリック医薬品市場データを用いて、企業数がカルテルの発生率に与える影響や価格上昇幅を推定することを目的にベイズ推定を行った。分析の結果、競争市場からカルテル状態への移行は平均価格を約 65% 上昇させることが明らかになった。また、企業数の増加はカルテルの発生率を低下させる一方で、依然としてカルテル発生リスクは懸念されることが示唆された。

これらの研究から、域外企業の参入、企業間の実力差、参加企業数の多寡といった入札環境の異質性が、談合の発生および維持に重要な影響を与えることを明らかにした。

第3項 持ち回り型入札の談合

本項では、持ち回り型入札の談合を分析している研究を紹介する。Arai et al.(2011)は、日本の入札談合事件を用いて、日本における談合メカニズムを分析した。分析の結果、効率性重視の方式と、持ち回り型に相当する公平な配分を重視する方式が多く確認された。特に後者は、効率性よりも企業間の公平性や談合の安定性を重視する傾向が示唆された。Pesendorfer(2000)は、談合が発覚したフロリダ州およびテキサス州における学校用牛乳入札データを用いて、談合下の入札行動を分析した。分析の結果、フロリダ州では金銭のやり取りによる談合が、テキサス州では持ち回り型入札の談合が確認された。後者は、案件数が十分に多い場合には効率のかつ安定的に配分が可能であることが示された。

Aoyagi(2003)は、繰り返し入札モデルを構築し、金銭のやり取りが禁止されている状況でも談合が成立するかを理論的に分析した。分析の結果、将来の落札順や入札機会を調整することで、金銭のやり取りがなくても談合の持続が可能であることが示された。したがって、持ち回り型入札は談合を示唆する兆候となり得る。Ishii(2009)は、沖縄県の公共入札データを用いて、便宜(見せかけの高値入札により他社に落札させる行為)が談合にどのように関与するかを計量的に分析した。分析の結果、過去の入札で多くの企業に便宜を与えてきた企業ほど、次の入札で落札する確率が高いことが明らかになった。これは、企業間で便宜を交換しながら、将来の落札を見返りに談合を維持する構造であることを示している。

これらの研究の多くは談合が存在したという前提条件に依存している。これは、Kawai et al.(2022)が指摘するように、談合による割当パターンと、単なる企業のコスト差に起因する割当パターンとを識別することが困難であるためである。たとえば、単に受注残高量に注目するだけでは、談合による持ち回り型入札によって落札者の受注残高が少ない傾向にあるのか、それとも受注残高が少なく施工余力があるために限界費用が低く落札しやすいのかを識別できない。また、落札率の高止まりは談合の兆候と解釈されることもあるが、発注者が予定価格をコスト付近に設定している場合も考えられる。したがって、分析結果のみから談合の存在を断定することは困難であり、これを補うために研究の多くは実際に摘発された談合事件のデータを用いている。

しかしながら、Kawai et al.(2022)は勝敗が僅差で決まる入札に限定して分析を行うことで、競争的パターンと談合的パターンの識別を可能にしている。Kawai et al.(2022) は、不

連続回帰デザインによる持ち回り型入札の談合を検出する手法の開発を目的に、談合が発覚したオハイオ州の学校用牛乳入札データと、談合の疑いはあるが立件されていない日本の公共入札データを分析した。同研究では接戦時の勝者と敗者の受注残高の差に着目し、その差異を談合の識別指標として利用している。この差異を談合と結びつける理論的根拠については、次章で詳述する。分析の結果、接戦における勝者と敗者の受注残高に統計的有意差が確認され、勝者の受注残高が敗者に比べ少ない傾向が見られることから、不連続回帰デザインによる談合識別の有効性を示した。本稿でもこの手法に倣い、分析期間中に談合が存在していたかを確認する。

第2節 本稿の位置づけ

先行研究では、最低制限価格制度が談合に与える影響について重要な示唆を提供してきた。特に、最低制限価格の設定が適切な場合には談合抑止効果を持つ一方で、設定が高すぎる場合や企業が落札基準を操作できる場合には、むしろ談合を助長する可能性があることが明らかになった。また、入札環境の異質性、特に参加企業数の多寡が談合の発生および維持に影響を及ぼすことも示された。さらに、持ち回り型入札の検出手法に関する研究も蓄積されつつある。

しかしながら、これらの先行研究には以下2つの限界がある。第1に、最低制限価格制度そのものの効果は検証されているものの、日本の地方公共団体が実施している拡張的な運用、特にランダム係数の導入が談合に与える影響については実証分析が行われていない。日本では最低制限価格制度が広く導入されているにもかかわらず談合が依然として発生していることから、制度が十分な抑止効果を発揮できていない可能性がある。その要因として、最低制限価格が企業に把握されていることが考えられ、地方公共団体はこの問題に対処するために様々な制度的工夫を行っているが、その効果検証は十分になされていない。第2に、入札環境の異質性が談合に影響を与えることは示されているが、談合が入札環境によってどのように変化するかを比較分析した研究は乏しい。特に、地方公共団体では、工事規模に応じて入札参加資格の等級区分が設定されており、この区分によって入札環境の異質性が生じている可能性がある。たとえば、予定価格が億単位になる大規模案件(B等級以上)では総合評価落札方式の採用割合が高く、最低価格落札方式での入札は少ない。案件数が限られる場合、持ち回り型入札の談合は安定しにくく、そもそも談合が発生していない可能性がある。一方で、案件数が多く、とりわけ反復的に発注される小規模案件(C等級以下)では公平な配分が容易となるため、談合が成立しやすいと考えられる。

これらの先行研究で得られた成果を発展させる形で、本稿では次の3つ仮説を検証する。

仮説1：ランダム係数の導入により最低制限価格の予測可能性が低下することで、談合の維持が困難となり、談合発生率が低下する。

仮説2：談合抑止を通じて、ランダム係数導入後には平均落札率が低下し、より競争的な価格形成が進む。

仮説3：総合評価落札方式を多く採用する市場では、談合が発生しない。

以上を踏まえ、本稿の新規性は以下3つである。第1に、ランダム係数導入が談合に与える影響を実証的に分析する点である。これにより、地方公共団体が実施する制度的工夫の有効性を定量的に評価する。第2に、入札参加資格の等級区分別に分析を行うことで入札環境の異質性による談合発生の有無を確認し、制度効果の変化を明らかにする点である。ランダ

ム係数導入がどのような条件下で効果的であるかを示すことで、より精緻な政策提言を可能にする。第3に、制度導入前後での談合発生の変化を検証する点である。先行研究が談合の存在を前提とした分析や検出手法の開発に焦点を当てるのに対し、本稿では制度変更を自然実験として捉え、因果推論の枠組みから制度効果を明らかにする。

これらの分析を通じて、本稿は日本における公共入札の健全化と談合抑止に向けた制度設計のあり方について、実証的根拠に基づく政策的示唆を提供することを目指す。

第3章 分析

第1節 分析の方向性

本稿の目的は、入札制度におけるランダム係数の導入が談合を抑制する効果を実証的に検証することである。談合抑制効果の分析手法としては、制度導入前後を比較する差の差分法(Difference-in-Differences: DID)が一般的に用いられる。しかしながら、この手法は制度全体に対する平均的な効果を推定するものであり、個々の入札において競争が公正か、談合によって歪められているかを直接的に識別することはできない。

そこで本稿では、Kawai et al.(2022)が採用した不連続回帰デザイン(Regression Discontinuity Design: RDD)を用いて、公平な競争が行われているかを検証する。検証にあたり、ランダム係数の導入前後でデータを分割し、それぞれの期間にて推定を行う。また、導入後において落札価格の減少による公共工事支出の削減率を算出する。

加えて、公共入札で定められる等級ごとに推定を行い、市場環境による談合の有無を検証する。

第2節 使用データ

本稿では、2006年～2017年までの公共入札に関わるパネルデータを使用する。予定価格および最低制限価格に対して2011年にランダム係数の導入を始めた大阪府の入札データを用いる。入札データから入札価格、最低制限価格、予定価格、結果の情報を取得する。

なお、ランダム係数以外の公共入札関連の制度変更による影響を取り除くために、導入前期間を2006年6月～2010年12月、導入後期間を2011年1月～2017年5月と設定した。大阪府を選択した理由は、他の地方公共団体に比べて長期のデータが入手でき、ランダム係数の導入前後を含む分析ができるためである。

対象の入札案件は、一般競争入札の最低価格落札方式で行われた案件のうち、建設業法上で29種類に分類される建設工事全てとし、大阪府電子契約ポータルサイトから分析で使用する変数を取得した。また、過去の談合事件から40社規模で行われた事例があることから、入札参加者数が40社以内の案件に限定した。

第3節 モデル式

本稿では、Kawai et al.(2022)が採用したRDDを用いて推定を行う。RDDは、ある地点を境に処置の有無が決定される状況において、その直前と直後の観測を比較することで同等の特性をもつ観測同士で処置による平均的な効果を推定する手法である。

公共工事において企業が提示する入札価格は、工事に必要な資材費や人件費、機械経費等の積算によって決定され、入札価格が僅差における勝敗では、積算の過程における微細な差額に依存することから実質的にはランダムに決まると考えられる。

本稿では、この僅差における勝敗のランダム性を活用する。具体的には、処置の有無を入札の勝敗に対応させることで、僅差で勝った企業と僅差で負けた企業の間で稼働状況や受注余力(以下、backlog)の比較を通じて、僅差勝者が実質的にランダムに決まっているか、つまり競争が公平に行われているかを検出することができる。一方で、backlogに有意差が検出された場合、通常の競争では発生しづらい傾向であり、勝敗は偶然ではなく計画的に勝者が決定される意味をもつことから談合の可能性が示唆される。仮に談合が存在す

る場合、グループ内で受注順序を調整するために、backlog 水準に応じて意図的に落札者が決定される。したがって、本稿の推定結果を通じて入札の公正性や談合の有無を実証的に評価する有効な手段となる。

第1項 推定式と backlog

推定式は以下の通りである。

$$Y_{it-1} = \delta_0 + \tau D_{it} + \beta_0 m_{it} + \beta_1 D_{it} m_{it} + \varepsilon_{it}.$$

被説明変数である Y_{it-1} は backlog とし、企業 i の案件 $t-1$ 時点における直近 n 日間の累計落札金額を用いる。backlog は、企業の稼働状況や受注余力を示す指標であり、これを企業が抱える未完了工事量として表す。この backlog は、持ち回り型の談合が存在する場合、落札者の決定に利用されると考えられる。

談合グループ内では案件の受注機会を順番に回すことから、直近で工事を受注し未完了工事を抱える企業が負け役、未完了工事が無い企業に順番が回って勝ち役(落札者)となるように調整される。負け役は、あたかも価格競争が起こっているように見せかけるために、勝ち役の僅差で入札する。したがって、僅差勝者と僅差敗者の backlog に系統的な差が観察される場合、入札結果が偶然ではなく、談合による意図的な調整が行われている可能性を示唆する。なお、内生的な相関が発生しないように、落札がまだ確定していない入札時点(前回時点)の backlog である $t-1$ 時点を backlog とする。また、工事の進行状況に関する詳細データが得られないため、工期の長短を考慮する目的で観測期間 n を以下の4水準に設定する。

$$n=90,180,270,360 \text{ (日)}$$

これにより、3 か月から 12 か月相当までの異なる期間における backlog を捉えることができる。さらに、案件規模の違いを補正するため backlog を対数化し、落札実績がない企業(backlog = 0)も含めるために 1 を加算した値 $\log(\text{backlog} + 1)$ を被説明変数とする。

第2項 ランニング変数

ランニング変数 m_{it} には、入札価格の僅差を測る指標として勝敗マージンを用いる。具体的には、企業 i が案件 t において落札者(勝者)の場合、

$$m_{it} = \frac{(\text{2位入札}_t - \text{入札価格}_{it})}{\text{最低制限価格}_t}$$

と定義する。

一方、企業 i が落札できなかった(敗者)場合、

$$m_{it} = \frac{(\text{落札価格}_t - \text{入札価格}_{it})}{\text{最低制限価格}_t}$$

と定義する。ここで、2 位入札価格とは落札価格に次いで安い入札価格を指す。この定義により、 $m_{it} > 0$ なら勝者、 $m_{it} < 0$ なら敗者となり、 $m_{it}=0$ (以下、cutoff)を境として入札結果が勝敗で分かれる構造を捉えることができる。なお、入札価格の差が案件規模に依存しないよう、最低制限価格で基準化している。また、cutoff に近づくほど、価格競争によって僅差

で落札者が決定した入札であることを示す。入札価格が僅差の場合、落札者は実質的にランダムに決まると考えられるため、**cutoff** 付近では入札の勝敗以外の要因が **backlog** に与える影響は、連続的に変化しているとみなせる。したがって、RDD に必要な連続性条件が成立すると考えられる。

そして、処置変数である D_{it} には、案件 t において落札(勝ち)を処置とする僅差勝者ダミーを使用する。

$$D_{it} = \begin{cases} 1 & \text{if } m_{it} > 0 \\ 0 & \text{if } m_{it} < 0 \end{cases}$$

勝者は 1、敗者は 0 と定義する。**cutoff** を境に勝者と敗者が明確に分かれるため、**cutoff** 直前と直後の観測を比較することで、RDD に基づいている。 ε_{it} は誤差項を表す。

第 3 項 バンド幅の設定

RDD では勝敗マージンの幅(以下、バンド幅)を用いて、僅差の意味をもつ **cutoff** 付近をどの範囲までと定義するかを設定する必要がある。

本稿では、Imbens and Kalyanaraman(2012)に基づく最適バンド幅の自動算出法を用いてバンド幅を決定した。この方法は、推定の偏りと分散のバランスを最適化するものである。

第 4 項 期待される結果の解釈

推定されるパラメータ τ は、**cutoff** 付近における僅差勝者と僅差敗者の **backlog** の平均的な差を表し、僅差で勝つことの因果効果を示す。

公平な競争下では、**cutoff** における **backlog** の期待値は連続であり、 $\tau \approx 0$ となるはずである。一方、 $\tau < 0$ かつ有意である場合、僅差勝者の **backlog** が僅差敗者よりも小さいことを意味する。これは、受注余力がある企業ほど落札する傾向があることを示し、持ち回り型の談合が発生している可能性がある。

本稿では、ランダム係数導入前後で、僅差勝者の **backlog** に関する推定値(τ)とその統計的有意性がどのように変化したかを検証する。これにより、ランダム係数の談合抑制効果を評価する。

第 4 節 記述統計

表 2 は記述統計量およびランダム係数導入前後の各変数の平均値の差の検定結果を示す。

表 2 記述統計量

変数名	観測値		平均値		変化率
	導入前	導入後	導入前	導入後	導入前 - 導入後
入札価格（円）	28,521	62,529	26,521,698	37,088,099	-26.3970***
最低制限価格（円）	28,521	62,529	24,679,137	38,015,794	-31.4466***
予定価格（円）	28,521	62,529	31,723,026	43,741,676	-24.3224***
落札価格（円）	1,793	3,940	26,054,818	38,720,137	-27.6339***
2位入札（円）	1,793	3,940	26,376,464	39,251,677	-27.6284***
3位入札（円）	1,789	3,922	26,567,797	39,471,196	-26.1273***
backlog 360 days	28,521	62,529	18,162,769	36,437,796	-22.7770***
backlog 270 days	28,521	62,529	13,736,096	26,524,257	-19.0239***
backlog 180 days	28,521	62,529	10,676,487	19,143,427	-14.4460***
backlog 90 days	28,521	62,529	7,048,509	11,559,109	-9.9584***
勝敗マージン	28,521	62,529	-0.0650	-0.1153	23.1029***
勝敗マージン(2位,3位入札)	3,582	7,862	0.0000	0.0000	0.0000
勝者ダミー	28,521	62,529	0.0565	0.0554	0.5417
落札率	1,793	3,922	1.0730	1.0293	-6.4744***
入札参加者数（社）	28,521	62,529	22.4940	22.4449	-4.7363***

注)括弧内は変数の単位を示す。***は1%有意水準を示す。

平均値は、導入前は2006/6～2010/12、導入後は2011/1～2017/5の観測を用いて平均値を算出した。

最低制限価格、予定価格は、各入札参加者ごとに観測値が記録されており、同一案件内では予定価格や最低制限価格は共通の値をとる。

1 に近づくほど最低制限価格に近い水準で落札されたことを意味する落札率(落札価格/最低制限価格)は、導入前と比較して約 4.4%減少していることが分かる。仮に談合によって落札価格の低下が阻害されていた場合、ランダム係数によってその影響が解消されている可能性がある。なお、ランダム係数の最低制限価格が変動する範囲($\pm 0.25\%$)内に該当する案件が全体の約 53.5%存在した。

変化率は、各変数の平均値の差の検定結果を示す。入札価格、最低制限価格、落札価格、落札率などの価格関連変数は、いずれも導入後に負に有意であった。

したがって、落札率は減少していることが言える。しかしながら、この減少が談合の抑制によるものかは記述統計のみでは判断できない。そこで分析では、RDD を用いて僅差勝者と僅差敗者の backlog に体系的な差が存在するかに加えて、ランダム係数導入前後でどのように変化したかを検証する。

第5節 分析 1

分析 1 では、以下の仮説を検証する。

仮説1：ランダム係数の導入により最低制限価格の予測可能性が低下することで、談合の維持が困難となり、談合の抑止につながる。

検証においては、ランダム係数導入前後の RDD の推定結果を比較し、cutoff において backlog の不連続性の変化を確認する。

第1項 可視化の検証

図5は、ランダム係数導入前における勝敗マージンと **backlog** の関係を示す。横軸は勝敗マージンで、縦軸は90日の **backlog** の対数値を表す。黒い実線は局所線形回帰による適合曲線を表す。

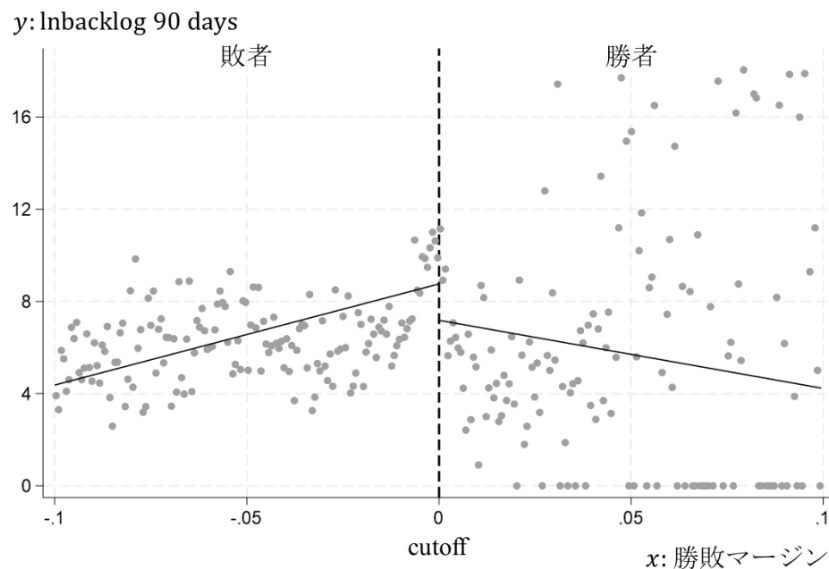


図5 ランダム係数導入前の回帰不連続プロット

適合曲線は、**cutoff** を境に敗者側から勝者側へと下にジャンプしており、僅差勝者の **backlog** が僅差敗者よりも体系的に低いことを示している。この不連続の大きさは、約2ポイント(対数値)に相当する。公平な競争下であれば、僅差入札では落札者が実質ランダムで決定されるため、**cutoff** の差は0になるはずであり、公平な競争が行われていないことが示唆される。また、勝者側に **backlog** = 0 の観測が存在している。これは、直近90日間に落札実績のない企業が多く存在することを示している。

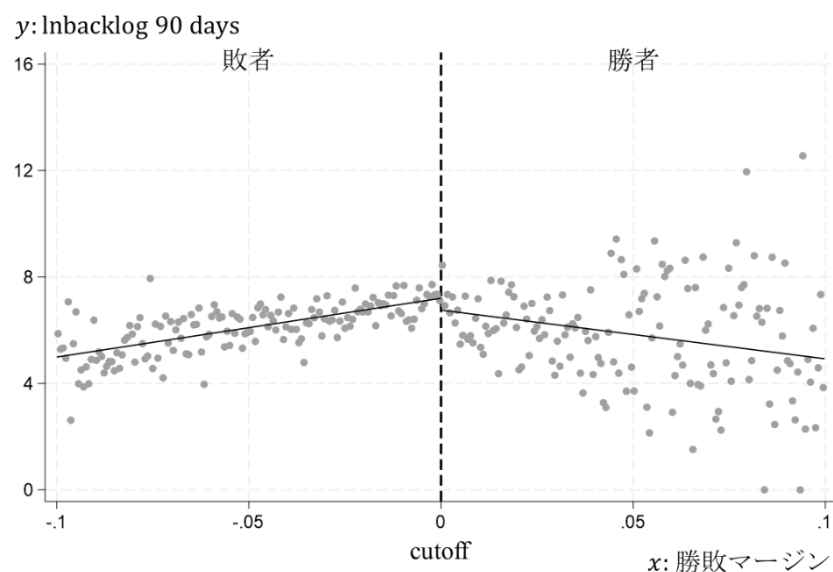


図6 ランダム係数導入後の回帰不連続プロット

図 6 は、ランダム係数導入後における勝敗マージンと backlog の関係を示す。

導入前の図 5 と比較すると、cutoff における backlog の不連続が縮小していることが確認できる。また、導入前は勝者側に偏在していた落札実績のない企業が存在していたが、導入後は減少している。これは backlog に基づく選別が行われていないことを示唆している。敗者側では、導入後は導入前と比較して分散が少ないことから、入札行動の均一化が進んだ可能性がある。

第 2 項 ランダム係数導入前の推定結果

表 3 は、ランダム係数導入前において RDD 推定を行った結果である。

表 3 ランダム係数導入前の不連続回帰の推定結果

	backlog 90 days	180 days	270 days	360 days
	(1)	(2)	(3)	(4)
僅差勝者ダミー	-0.6673** (0.2596)	-0.5715** (0.2694)	-0.8032*** (0.2572)	-0.4667 (0.2765)
勝敗マージン	33.0458*** (3.0168)	26.0429*** (3.1123)	20.1746*** (2.2887)	13.6289 (3.1362)
僅差勝者ダミー× 勝敗マージン	-67.7588*** (9.9164)	-54.0640*** (10.3344)	-26.1999*** (7.4018)	-23.0648** (10.5208)
定数項	5.4567*** (0.1125)	6.7550*** (0.1160)	7.5769*** (0.1081)	8.4955*** (0.1177)
観測値	15,205	15,371	17,060	15,469
バンド幅	0.078	0.080	0.112	0.082
決定係数	0.01	0.0056	0.0047	0.0058

注) 括弧内は頑健標準誤差を表す。***は1%有意水準,**は5%有意水準であることを示す。データ期間は、2006/6～2010/12である。バンド幅は、Imbens and Kalyanaraman (2012)の自動算出による最適値を採用した。(1)(2)(3)(4)列はそれぞれ90日、180日、270日、360日間のbacklogを被説明変数での結果を示す。

僅差勝者ダミーは(1)(2)(3)の列において負に有意であることが示された。(1)を影響の大きさを指数関数で算出すると、 $e^{-0.6673} - 1 = -0.4869$ となり、僅差勝者の backlog は僅差敗者よりも約 48.7%低い。したがって、持ち回り型の談合が行われている可能性がある。

勝敗マージンは(1)(2)(3)の列で正に有意である。これは敗者側の傾きが正であることを示す。一方、交差項(僅差勝者ダミー×勝敗マージン)は全ての列において負に有意である。これは、勝者側の cutoff 付近の傾きが負であることを示す。これらの結果を併せると、backlog の高い企業は極端な価格設定を避ける入札行動をとり、一方で backlog が低い企業は価格競争に弱く大差で敗北するか、確実に落札できるよう安値入札を行う市場の構造を反映している可能性がある。

第 3 項 ランダム係数導入後の推定結果

表 4 は、ランダム係数導入後の RDD 推定結果を示している。

表 4 ランダム係数導入後の不連続回帰の推定結果

	backlog 90 days	180 days	270 days	360 days
	(1)	(2)	(3)	(4)
僅差勝者ダミー	-0.2471 (0.1783)	-0.2434 (0.1846)	-0.2796 (0.1872)	-0.0843 (0.1865)
勝敗マージン	22.7027*** (2.2257)	19.7670*** (2.2073)	19.1244*** (2.2559)	15.9232*** (2.2689)
僅差勝者ダミー× 勝敗マージン	-40.6548*** (5.9635)	-41.7792*** (5.9167)	-40.9043*** (6.0373)	-34.3370*** (6.0643)
定数項	5.3407*** (0.0787)	7.4752*** (0.0812)	8.9322*** (0.0826)	10.1486*** (0.0825)
観測値	42,605	39,620	38,609	37,461
バンド幅	0.102	0.086	0.082	0.077
決定係数	0.0034	0.0027	0.0027	0.0059

注) 括弧内は頑健標準誤差を表す。***は1%有意水準,**は5%有意水準であることを示す。
データ期間は、2011/1～2017/5である。バンド幅は、Imbens and Kalyanaraman (2012)の自動算出による最適値を採用した。(1)(2)(3)(4)列はそれぞれ90日、180日、270日、360日間のbacklogを被説明変数での結果を示す。

僅差勝者ダミーは、全ての列において統計的に有意でないことが明らかとなった。これは、cutoff付近における backlog の不連続が解消されたことを示す。したがって、ランダム係数により談合が解消された可能性があることから、仮説 1 は支持された。

勝敗マージンおよび交差項は、導入前と導入後で結果に大きな差はみられなかった。

これらの結果は、第 1 項で視覚的に確認された変化を統計的に裏付けており、ランダム係数の導入が最低制限価格の予測可能性を低下させ、談合維持を困難にすることで、談合の発生を抑制したことを示唆している。

第 6 節 分析 1 の頑健性の確認

第 1 項 次数変更

RDD の推定結果は、採用する関数形に依存してバイアスが生じる可能性がある。そこで本稿では、1 次、2 次、3 次の多項式を用いて推定を行い、頑健性を確認する。これら 3 つの推定値が大きく変動しなければ、推定結果は頑健であると判断できる。なお、分析 1 と同様に、自動算出された最適バンド幅を使用する。

表 5 は、ランダム係数導入前の 1 次、2 次、3 次関数を用いた RD 推定値を示している。

表 5 ランダム係数導入前の次数変更を行った際の推定結果

	被説明変数: backlog			
	90 days (1)	180 days (2)	270 days (3)	360 days (4)
1次関数				
推定値	-0.7072*** (0.2704)	-0.5837** (0.2750)	-0.7089*** (0.2634)	-0.4597 (0.2805)
バンド幅	0.078	0.08	0.112	0.082
観測数	15,205	15,371	17,060	15,469
2次関数				
推定値	-0.8205** (0.3246)	-0.7122** (0.3264)	-0.9404*** (0.3237)	-0.5738 (0.3187)
バンド幅	0.086	0.09	0.102	0.108
観測数	15,769	16,038	16,640	16,899
3次関数				
推定値	-0.8105** (0.3377)	-0.6881** (0.3446)	-0.9652*** (0.3450)	-0.6537 (0.3470)
バンド幅	0.136	0.136	0.146	0.14
観測数	17,790	17,790	18,040	17,884

注) 括弧内は頑健標準誤差を表す。***は1%有意水準,**は5%有意水準であることを示す。上段から、1次関数、2次関数、3次関数における推定結果を表す。データ期間は、2006/6～2010/12である。バンド幅は、Imbens and Kalyanaraman (2012)の自動算出による最適値を採用した。(1)(2)(3)(4)列はそれぞれ90日、180日、270日、360日間のbacklogを被説明変数での結果を示す。

推定値は僅差勝者ダミーと同様の性質を持つ変数に対する推定結果である。ランダム係数導入前は、(1)(2)(3)の列において負に有意な結果が得られた。これは、backlog が低い企業ほど落札されやすい傾向を示している。したがって、推定値が大きく変動しなかったため、推定結果の頑健性が確認された。

表 6 は、ランダム係数導入後の 1 次、2 次、3 次関数を用いた RD 推定値を示す。

表 6 ランダム係数導入後の次数変更を行った際の推定結果

	被説明変数: backlog			
	90 days (1)	180 days (2)	270 days (3)	360 days (4)
1次関数				
推定値	-0.205 (0.1601)	-0.1302 (0.2998)	-0.1224 (0.3326)	0.0889 (0.1297)
バンド幅	0.102	0.086	0.082	0.077
観測数	42,605	39,620	38,609	37,461
2次関数				
推定値	-0.1874 (0.2091)	-0.0424 (0.3256)	-0.0166 (0.1652)	0.1377 (0.1720)
バンド幅	0.168	0.133	0.126	0.139
観測数	51,033	47,197	46,216	47,976
3次関数				
推定値	-0.1769 (0.2238)	-0.0313 (0.3303)	0.1034 (0.1822)	0.3246 (0.2204)
バンド幅	0.256	0.24	0.174	0.157
観測数	57,662	56,556	51,572	49,955

注) 括弧内は頑健標準誤差を表す。***は1%有意水準,**は5%有意水準であることを示す。上段から、1次関数、2次関数、3次関数における推定結果を表す。データ期間は、2011/1～2017/5である。バンド幅は、Imbens and Kalyanaraman (2012)の自動算出による最適値を採用した。(1)(2)(3)(4)列はそれぞれ90日、180日、270日、360日間のbacklogを被説明変数での結果を示す。

ランダム係数導入後は、全ての関数形において統計的に有意な差が確認されなかった。これは、backlog に偏りのある差が存在しないことを示している。これらの結果から、推定値が大きく変動しなかったため、頑健であると判断できる。以上の結果から、次数を変更しても推定値の整合性が保たれており、特定の次数に依存した結果ではないことが確認された。したがって、表 6 の推定結果の頑健性が確認され、仮説 1 は支持された。

第 2 項 プラセボ検証

次に、談合の可能性が示唆されたランダム係数導入前のデータを用いて、敗者側において backlog に不連続な差が存在しないかをプラセボ検証を行う。分析対象を 2 位入札と 3 位入札に限定し、分析 1 と同様の推定を行う。

持ち回り型の談合では、全ての企業が定期的に落札できるよう勝ち役が選定される。そのため、勝者と敗者の間では backlog に差が現れるが、敗者同士の間では backlog を基にした入札価格の順位付けは行われない。したがって、2 位入札と 3 位入札のような敗者同士の間では、backlog の差は統計的に現れないと考える。

推定にあたり、勝敗マージンの算出を以下のように変更する。 i が 2 位入札の場合は、

$$m_{it} = \frac{(3 \text{ 位入札}_t - \text{入札価格}_{it})}{\text{最低制限価格}_t}$$

と定義する。一方、 i が 3 位入札である場合は、

$$m_{it} = \frac{(2\text{位入札}_t - \text{入札価格}_{it})}{\text{最低制限価格}_t}$$

と定義する。これにより、正の値は 2 位入札、負の値は 3 位入札を表す。この定義を用いて、談合の可能性のあるランダム係数導入前において、2 位入札の企業と 3 位入札の企業の間に **backlog** の不連続な差が存在しないか検証する。さらに、関数形の次数を変更することで結果の頑健性を確認する。

表 7 は、プラセボ検証による推定結果を示している。

表 7 ランダム係数導入前の 2 位と 3 位の推定結果

	被説明変数: backlog			
	90 days	180 days	270 days	360 days
	(1)	(2)	(3)	(4)
1次関数				
推定値	-0.7051 (0.4810)	-0.4333 (0.4585)	-0.0506 (0.3096)	0.0493 (1.8048)
バンド幅	0.013	0.016	0.019	0.021
観測数	2,107	2,183	2,251	2,304
2次関数				
推定値	-0.799 (0.5225)	-0.5855 (0.5250)	-0.1524 (0.4807)	-0.0667 (0.4569)
バンド幅	0.026	0.028	0.033	0.032
観測数	2,374	2,403	2,463	2,457
3次関数				
推定値	-0.7656 (0.5109)	-0.5558 (0.5220)	-0.155 (0.4926)	-0.0437 (0.4934)
バンド幅	0.062	0.061	0.066	0.083
観測数	2,617	2,611	2,629	2,675

注)2位入札と3位入札のbacklogの差の比較である。

括弧内は頑健標準誤差を表す。***は1%有意水準**は5%有意水準であることを示す。上段から、1次関数、2次関数、3次関数における推定結果を表す。データ期間は、2006/6～2010/12である。バンド幅は、Imbens and Kalyanaraman (2012)の自動算出による最適値を採用した。(1)(2)(3)(4)列はそれぞれ90日、180日、270日、360日間のbacklogを被説明変数での結果を示す。

全ての推定値において統計的に有意な差は確認されず、**backlog** に偏りのある差は存在しないことが明らかになった。この結果は、敗者同士の間では **backlog** に不連続な差が存在しないことを示しており、データの歪みやバイアスが存在しないことを示唆している。さらに、**backlog** の不連続な差が勝者と敗者の間にのみ存在し、敗者間には見られなかったことは、持ち回り型の談合が発生している可能性を裏付ける結果となった。

第 7 節 分析 2

分析 1 から、ランダム係数導入前では談合の兆候が確認されたが、導入後では解消されていることが明らかとなった。以上のことからランダム係数の導入は談合の抑止に効果的であることが示された。

導入前は、談合による入札価格の高止まりが生じた可能性があるため、分析 2 ではランダム

ム係数導入後に、落札価格がどの程度低下したのかを以下の仮説に基づき検証する。

仮説2： ランダム係数導入後には、談合抑止を通じて平均落札率が低下し、より競争的な価格形成が進む。

推定式は以下のとおりである。

$$Y_t = \alpha + \beta_1 D_t + \beta_2 N_t + \gamma_m + \varepsilon_t.$$

被説明変数である Y_t は、案件 t の落札価格を最低制限価格で除した落札率を表す。落札率は落札価格が最低制限価格に対してどの水準で決定したかを示す変数である。

説明変数である D_t は、ランダム係数ダミーを示し、案件 t の時期が導入前であれば 0、導入後であれば 1 とする。この変数で、導入後が導入前と比較して落札率がどの程度の変化をもたらしたのかを推定する。

N_t は、案件 t に入札参加した企業の数である。案件によって競争度の差をコントロールするために用いる。一般的に、競合他社が多いと入札の接戦になりやすいことから落札率が低下し、一方で競合他社が少ないと高い入札価格でも落札される傾向にある。したがって、競争環境の違いによる影響を除き、制度導入効果をより正確に識別が可能になる。

γ_m は、月次のダミー変数である。地方公共団体は制度の関係上、単一年度内に完成を目指すため年度末において案件が多くなる傾向にある。この結果、公共工事の発注件数は月ごとに変動し、案件数は入札市場における需給バランスを反映する重要な要因となる。こうした時期的な偏りを考慮するため、月別でコントロールを行う。 ε は誤差項を表す。

表 8 は、重回帰分析の推定結果である。

表 8 重回帰分析の推定結果

	被説明変数: 落札率	
	(1)	(2)
ランダム係数ダミー	-0.0506*** (0.0017)	-0.047*** (0.0017)
入札参加者数	- -	-0.0015*** (0.0002)
月次ダミー	Yes	Yes
観測数	6,012	6,012
決定係数	0.1041	0.1454

注)括弧内は頑健標準誤差を表す。***は1%有意水準を示す。

データ期間は、2006/6～2017/5である。

(1)は説明変数がランダム係数ダミーのみで、(2)はランダム係数ダミーと入札参加者数を用いた推定結果を示す。

ランダム係数ダミーは(1)(2)ともに、有意水準 1%で負に有意であることが明らかとなった。(2)では、ランダム係数導入後は導入前と比較して落札率が 4.7%減少していることが示唆された。(1)においても (2)とほぼ同様の結果が得られた。したがって、仮説 2 を支持する結果となった。

第 8 節 分析 3

分析 3 では、以下の仮説を検証する。

仮説3： 総合評価落札方式を多く採用する市場では、談合が発生しない。

大規模な案件になるにつれ、入札価格だけでなく技術力や施工力の提案が評価される総合評価落札方式を採用される傾向にある。実際に大阪府のガイドラインによると、総合評価落札方式の採用は土木一式工事においては 9000 万円以上、つまり B 等級以上の規模が大きい工事のみに限定される。そのため案件規模が大きくなるほど最低価格落札方式が減少し、代わりに総合評価落札方式が採用されるような談合の形成が困難な市場では、企業にとって談合を行うメリットが薄まっていることが背景にあると考えられる。

そこで、分析 3 では公共工事で区分される等級別にデータを分割し、分析 1 と同様の推定を行う。

第 1 項 データの概要

分析 1 では大阪府の建設工事全体のデータで推定を行ったが、分析 3 ではさらに詳細に検証するため、等級別に分割して推定を行い、談合の可能性が存在する市場の特徴を明らかにする。加えて、ランダム係数導入後は談合が解消されているかを検証する。なお、AA 等級の案件が存在しないため、A～D 等級を対象とする。また、大阪府にて等級制度が適用されている土木一式、建築一式、電気、管、舗装工事に該当する工種にデータを限定する。

第 2 項 ランダム係数導入前の推定結果

表 9 は、等級ごとにデータを分割したランダム係数導入前の RD 推定値である。

表 9 ランダム係数導入前における等級別の推定結果

	被説明変数: backlog			
	90 days (1)	180 days (2)	270 days (3)	360 days (4)
A等級				
推定値	2.6993** (1.3364)	2.8791** (1.4575)	3.0283** (1.5102)	4.1428** (1.7242)
バンド幅	0.027	0.028	0.033	0.034
観測数	323	333	359	359
B等級				
推定値	-1.8046 (1.0497)	-1.7686 (1.0124)	-1.8566 (1.0722)	-0.6692 (1.2816)
バンド幅	0.038	0.05	0.052	0.051
観測数	1,653	2,137	2,217	2,182
C等級				
推定値	-0.2558 (0.2857)	-0.9363** (0.3967)	-1.1890*** (0.4199)	-1.4634*** (0.4434)
バンド幅	0.059	0.055	0.058	0.05
観測数	6,986	6,721	6,915	6,315
D等級				
推定値	-1.3239*** (0.4608)	-0.9542** (0.4112)	-1.6697*** (0.4450)	-1.9704*** (0.4742)
バンド幅	0.047	0.072	0.06	0.051
観測数	5,454	7,029	6,369	5,751

注) 括弧内は頑健標準誤差を表す。***は1%有意水準,**は5%有意水準であることを示す。上段から、A等級、B等級、C等級、D等級の公共入札における推定結果を表す。データ期間は、2006/6～2010/12である。バンド幅は、Imbens and Kalyanaraman (2012)の自動算出による最適値を採用した。(1)(2)(3)(4)列はそれぞれ90日、180日、270日、360日間のbacklogを被説明変数での結果を示す。

C、D 等級では、全ての列において負に有意な結果が得られた。これらの結果から、C、D 等級において持ち回り型の談合が発生している可能性が明らかになった。一方、A 等級では全ての列において正に有意な結果が得られた。また、B 等級では有意差は確認できなかった。

A 等級が、正に有意になった要因として、該当する企業は大規模であることから、高い施工能力や資金余力、多くの人員を持ち複数案件を同時に受注できる体制を備えている。その結果、比較的有力な企業の受注余力の高さや価格競争における優位性が推定結果として反映されたと考えられるため、談合とは考えづらい。

これらの結果から、総合評価落札方式を採用しない C、D 等級においては、談合の兆候が確認される結果となった。反対に、A、B 等級のような総合評価落札方式を多く採用する市場においては、談合の兆候が確認できなかったことから、仮説 3 は支持された。

第 3 項 ランダム係数導入後の推定結果

表 10 は、等級ごとにデータを分割したランダム係数導入後の RD 推定値である。

表 10 ランダム係数導入後における等級別の推定結果

	被説明変数: backlog			
	90 days	180 days	270 days	360 days
	(1)	(2)	(3)	(4)
A等級				
推定値	0.4829 (0.7193)	0.8186 (0.8443)	0.491 (1.0375)	-0.4265 (0.9157)
バンド幅	0.079	0.076	0.071	0.076
観測数	1,656	1,638	1,615	1,638
B等級				
推定値	-0.1449 (0.7188)	0.3621 (0.5586)	-0.0535 (0.8515)	0.1068 (0.6699)
バンド幅	0.107	0.105	0.1	0.095
観測数	6,230	6,187	6,048	5,888
C等級				
推定値	0.1035 (0.4975)	0.3095 (0.3827)	0.0494 (0.5910)	0.4194 (0.3920)
バンド幅	0.093	0.109	0.099	0.099
観測数	13,010	13,805	13,321	13,321
D等級				
推定値	0.2771 (0.5730)	0.2762 (0.4809)	0.6196 (0.4341)	0.8458** (0.4188)
バンド幅	0.14	0.148	0.14	0.157
観測数	7,277	7,437	7,277	7,627

注) 括弧内は頑健標準誤差を表す。***は1%有意水準,**は5%有意水準であることを示す。上段から、A等級、B等級、C等級、D等級の公共入札における推定結果を表す。データ期間は、2011/1～2017/5である。バンド幅は、Imbens and Kalyanaraman (2012)の自動算出による最適値を採用した。(1)(2)(3)(4)列はそれぞれ90日、180日、270日、360日間のbacklogを被説明変数での結果を示す。

導入前で談合の可能性が示唆された C、D 等級において、導入後では統計的に有意差は確認できなかったため、談合が解消されている可能性が明らかになった。また、導入前は正に有意であった A 等級においても統計的に有意差は確認できなかった。B 等級においても統計的に有意差は確認できなかった。

第 9 節 比較分析：地方市場における入札競争の特性

大阪府のような大都市圏と地方の過疎地域では、入札市場の構造や企業間関係の特性が異なることが指摘されている。そこで比較分析では、本州から隔っており、建設業者が少ない高知県を対象に、取得可能であった 2024 年以降の公共工事の入札データ(939 件)を用いる。高知県の入札データは、高知県電子入札共同利用システムから入札企業、入札価格、最低制限価格、予定価格、結果の情報を取得する。さらに、比較対象として大都市圏でかつ談合が解消された大阪府の入札データ(1,017 件)を用い、地域間における入札競争構造の差を検証する。

図 7 は、2024 年 1 月～2025 年 6 月の案件における両地域の落札率の確率密度を示す。

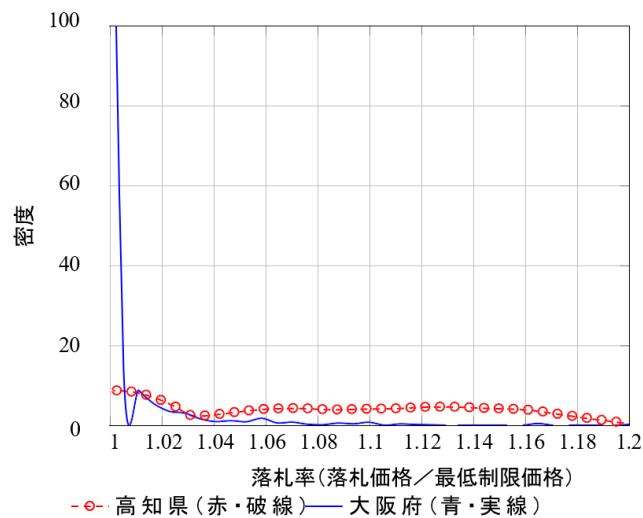


図7 大阪府と高知県の落札率の確率密度

(使用データより筆者作成)

平均値の差の検定を用いて落札率を比較すると、高知県の平均 1.068 は、大阪府の平均 1.007 より有意に高いことが確認された($t = 25.63$, $p < 0.01$)。したがって、高知県は大阪府に比べて落札価格が高い水準にあることが示された。加えて、大阪府と高知県における落札率分布の差異を検証するために、Kolmogorov-Smirnov 検定を行った結果、有意差が確認された($D = -0.543$, $p < 0.01$)。この結果は、両地域の落札率分布全体に統計的に差があることが示された。すなわち、平均値の違いにとどまらず、分布の形状やばらつきにも差が確認された。

入札結果の詳細を確認すると、高知県の入札では、1 社のみが入札価格を提示し、他の企業は辞退する実質的な単独入札が 240 件(全体の 25.6%)見られた(表 11 参照)。単独入札に限定した場合の平均落札率は、1.097 と更に高い水準にあったことから、価格競争が抑制されているといえる。仮にこの単独入札の行動が談合による手段である場合、ランダム係数の変動による効果を得ることができない。

これらの結果から、大都市圏では参加企業が多く、入札がより競争的に機能している一方、地方の過疎地域では参加企業が限定的で、予定価格に近い水準での落札が多いことが明らかになった。したがって、市場規模・企業ネットワークなどの地域市場の構造的特性が価格競争の激しさに影響を与えている可能性がある。

表 11 高知県の入札一例

入札調書		企業名	第1回入札金額（円）	
契約番号	*****01	A社	3,600,000円	落札
入札機関	▲▲土木事務所	B社		辞退
契約機関	▲▲土木事務所	C社		辞退
件名	□□河川改修工事	D社		辞退
工事場所 又は履行場所	高知県○○郡△△町	E社		辞退
開札日時	令和x年08月xx日 午後-:--	F社		辞退
予定価格 (税抜)	3,610,000円	G社		辞退
最低制限価格 (税抜)	3,230,000円	H社		辞退
		I社		辞退
		J社		辞退
		K社		辞退
		L社		辞退

(高知県「高知県電子入札共同利用システム」より筆者作成)

第 10 節 分析のまとめ

本稿では、大阪府の公共入札において談合の兆候がないかを RDD を用いて実証的に検証した。

分析 1 では、ランダム係数導入前において、勝者と敗者の境目である cutoff 付近で backlog に不連続な差があることが明らかとなり、持ち回り型の談合が発生している可能性が示唆された。一方、導入後においては、cutoff での backlog の差が縮まったことが示された。推定結果からも、僅差付近において、backlog に統計的に有意差は得られなかったことから、仮説 1 である「ランダム係数の導入により最低制限価格の予測可能性が低下し、談合維持が困難になる」が支持された。

分析 2 では、談合が解消されたと考えられる導入後では、導入前と比べ落札率が約 4.7% 減少したことが明らかとなり、仮説 2 が支持された。

分析 3 では、案件の規模に応じて区分される等級別にデータを分割して推定を行った結果、導入前は C、D 等級の入札市場において、cutoff 付近で backlog が低い企業ほど落札しやすい傾向が確認された。一方、導入後では、同様の等級においても有意な差は確認されず、談合が抑制されたことが示唆された。また、A、B 等級の入札市場においては、導入前後ともに有意差は確認できなかった。したがって、仮説 3 である「総合評価落札方式を多く採用する市場では、談合が発生しない」が支持された。

比較分析では、大阪府と高知県のデータを用いて都市部と地方の入札市場を比較した。その結果、高知県の平均落札率は大阪府に比べて約 6% 高く、競争性が低いことが示された。

以上の分析結果から、ランダム係数制度は公共入札における談合を効果的に抑制し、価格競争を促進する有効な手段であることが示された。これらの結果を踏まえ、次章では、地域特性に応じた制度設計のあり方と今後の公共調達制度の方向性について、政策提言を行う。

第 4 章 政策提言

第 1 節 政策提言の方向性

本稿では、大阪府の公共入札データを用いて、ランダム係数の導入が談合にどのような影響を与えるかを実証的に分析した。分析 1 では、導入前には談合が示唆されていたのに対し、導入後にはその可能性が解消していることが確認され、ランダム係数が談合抑止効果を有することが明らかになった。分析 2 では、導入前後で落札率が 4.7%減少していることが確認され、入札の健全化を通じた公共事業費の削減効果も示された。

一方で、高知県のように辞退が多発し競争が十分に機能していない地域においては、ランダム係数によっても入札の健全化には必ずしもつながらない可能性がある。これは、最低制限価格に不確実性を付与しても、単一入札では落札に失敗するリスクが生じないため、その抑止効果が実質的に発現しないからである。

これらの結果を踏まえ、以下の 2 つの政策提言を行う。

【政策提言Ⅰ ランダム係数の全国導入】

【政策提言Ⅱ 日本型フレームワーク方式の導入】

まず、全ての地方公共団体に対してランダム係数の導入を提言する(政策提言Ⅰ)。次に、政策提言Ⅰによっても効果が限定的であると考えられる地域については、日本型フレームワーク方式の導入を提言する(政策提言Ⅱ)。政策提言の概要は図 8 の通りである。

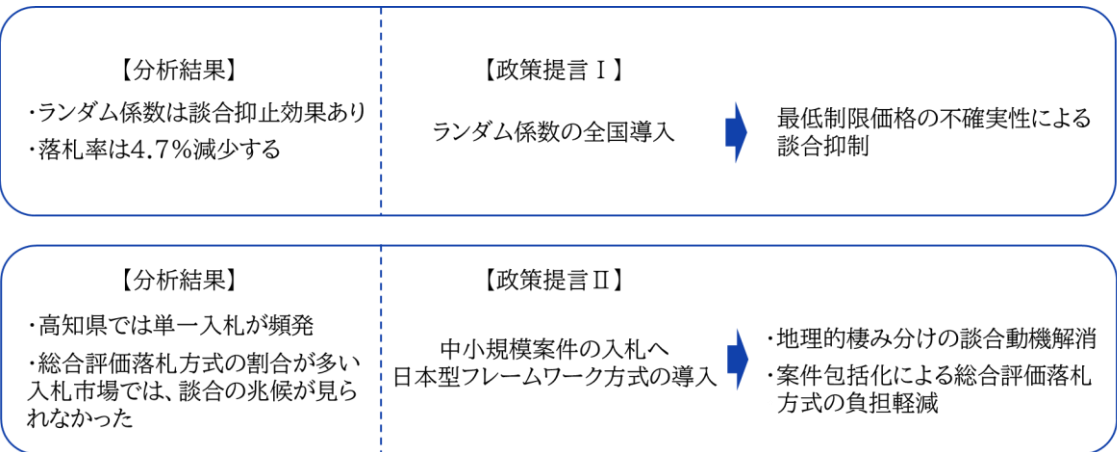


図 8 政策提言の概要

(筆者作成)

第 2 節 政策提言Ⅰ：ランダム係数の全国導入

・提言

持ち回り談合抑止のため、ランダム係数導入を提言する。

・提言対象

提言対象は、全国の地方公共団体である。

・提言を打ち出す理由

本稿の分析結果から、ランダム係数導入は公共工事における談合抑止に有効であること

が明らかになった。さらに、落札率に着目すると、導入後に減少が確認されたことから、談合崩壊を通じた公共支出の削減効果が得られたと考えられる。

地方公共団体のランダム係数導入・未導入の理由は、県庁へのヒアリング調査の結果により明らかである(表 12, 表 13 参照)。導入団体⁴では、職員による情報漏洩防止および入札参加者からの不当要求対策を目的としている。また、最低制限価格を予測困難とすることで談合抑止および入札の透明性確保を狙いとしている。一方で、未導入団体⁵においては「導入に足る根拠が乏しいため」として未導入であることが判明した。したがって、本稿の分析結果は、ランダム係数導入の有効性を裏付ける根拠を提供し、導入促進に資するものである。

表 12 ランダム係数導入の理由と導入コスト

都道府県	導入理由	導入コスト
発注機関 A	一般競争入札の適用範囲拡大（1 億円→4,500 万円）による価格競争激化が想定され、それに伴って企業による最低制限価格の情報の不正入手および発注者への圧力などが懸念されたため	発生しない
発注機関 B	最低制限価格を事前に予測できないようにし、談合の防止や入札の透明性を確保するため	不明
発注機関 C	職員による情報漏洩の防止 企業等からの不当要求対策	不明
発注機関 D	開札まで最低制限価格を発注者側も含め誰も知り得ないようにし、入札の透明性や公正性を確保するため	不明
発注機関 E	開札まで最低制限価格を受発注者双方が知り得ない仕組みを構築し、入札の透明性や公正性の確保するため	算出不可能
発注機関 F	低価格競争での同価格抽選（くじ引き）の増加 企業による最低制限価格の情報の不正入手防止	不明
発注機関 G	ダンピング対策の強化	発生しない

(ヒアリング調査より筆者作成)

⁴ 発注機関 C ヒアリング調査 2025 年 10 月 27 日実施、発注機関 B ヒアリング調査 2025 年 10 月 17 日実施、発注機関 D ヒアリング調査 2025 年 10 月 24 日実施、発注機関 E ヒアリング調査 2025 年 10 月 16 日実施、発注機関 F ヒアリング調査 2025 年 10 月 16 日実施

⁵ 発注機関 H ヒアリング調査 2025 年 10 月 14 日実施、発注機関 N ヒアリング調査 2025 年 10 月 16 日実施、発注機関 O ヒアリング調査 2025 年 10 月 15 日実施、発注機関 Q ヒアリング調査 10 月 17 日実施

表 13 ランダム係数未導入の理由

都道府県	未導入理由
発注機関 H	導入に足る根拠が乏しいため
発注機関 I	入札制度の透明性を確保するため
発注機関 J	入札制度の透明性を確保するため
発注機関 K	入札制度の透明性を確保するため
発注機関 L	企業の見積努力が損なわれてしまうため
発注機関 M	企業の混乱を防ぐため
発注機関 N	導入に足る根拠が乏しいため
発注機関 O	導入に足る根拠が乏しいため
発注機関 P	最低制限価格を事前公表しており必要性がないため
発注機関 Q	導入に足る根拠が乏しいため 入札不調が予想されるため

(ヒアリング調査より筆者作成)

・提言内容

最低制限価格へのランダム係数導入を提言する。具体的には、ランダム係数の幅を±で設定することが望ましい。これは、係数を＋方向のみに設定すると契約金額の上昇を招く可能性があるためである。実際、愛媛県では 1.000～1.005 の範囲で係数を設定しており、県庁も契約金額の上昇を懸念点として挙げている⁶。しかしながら、第 1 章で述べたように、係数の幅を±で設定すれば、発注額全体の期待値は導入前とほぼ変わらず、契約金額の上昇は生じにくいと考えられる。したがって、±幅によるランダム係数設定は、談合抑止効果を維持しつつ、契約金額上昇のリスクを最小化できる運用方法として推奨される。

・期待される効果

本稿では、談合崩壊を通じた公共支出の削減効果を明らかにするため、回帰分析を用いてランダム係数導入前後で落札率の変化率を推計した。その結果、ランダム係数導入によって落札率がおおよそ 4.7%減少することが明らかになった。効果の振れ幅を確認するため、頑健性標準誤差 0.0017 を用いた 95%信頼区間を算出した。その範囲は以下の通りである。

【95%信頼区間】

$$\begin{aligned}
 &= \text{【落札率の減少率】} \pm \text{【信頼区間を求めるときの臨界値】} \times \text{【頑健性標準誤差】} \\
 &= 4.7 \text{ 【\%】} \pm 1.96 \times 0.0017 \\
 &= [4.37, 5.03] \text{ 【\%】}
 \end{aligned}$$

この信頼区間に基づき、ランダム係数導入の効果が 1 年を通して変わらないと仮定して未導入の 36 団体に導入した場合の年間公共事業費の削減額を算出する。

⁶ 2025 年 4 月 10 日に開催された定例記者会見の会見要旨(愛媛県庁, 2025)

【年間公共事業費の削減額】

$$= \text{【未導入団体の年間公共事業費の合計】} \times \text{【落札率の減少率】}$$

$$= 6,301,170,000 \text{ 【円】} \times [4.37, 4.70, 5.03] \text{ 【\%】}$$

ここで年間公共事業費⁷は、当初予算額(普通会計)における維持修繕費と普通建設工事費の合計とする。なお、本稿では提言対象の未導入団体に発注機関 P および G を含めている。発注機関 P では、過去の官製談合を契機に最低制限価格の事前公表を実施しているが、2024 年度に総合評価落札方式における調査基準価格が事後公表へと移行したことから、同様の対応が取られる可能性が高い。また、発注機関 G では、建設関係委託業務に限定してランダム係数を導入しており、本稿の分析対象である建設工事には導入していない。したがって、これら 2 県は未導入団体として推計に含めている。表 14 は、下限・中央・上限の 3 通りの算出結果である。

表 14 ランダム係数の公共事業費削減額

	落札率減少率 (%)	削減額 (千円)
下限 (最小効果)	4.37	275,361,129
中央 (点推定)	4.70	296,154,990
上限 (最大効果)	5.03	316,948,851

以上より、ランダム係数導入により年間の公共事業費は、約 2961.5 億円減少する。

・実現可能性

ランダム係数導入の障壁は、制度の有効性に関する根拠の不足であると考えられる。現状、多くの団体では導入の目的は記載されているものの、なぜ最低制限価格の不確実性が談合抑止に有効であるかについては明確化されていない。また、これまでランダム係数導入の効果を定量的に分析した研究は存在しなかった。

他方で、制度運用上の障壁は極めて低い。ヒアリング調査によれば、ランダム係数は表計算ソフトによる簡易なプログラムで導入可能であり、特別な導入コストは発生しない。また、制度導入に当たっては国の認可を要さず、各地方公共団体の裁量で決定できることから実現可能性は極めて高い。したがって、本稿の分析結果は、制度導入を後押しする根拠として機能し、政策実装の促進に寄与することが期待される。

・実施に当たっての課題

導入後の課題としては、第 1 に、ランダム係数によって最低制限価格が上昇し、導入以前には発生しなかった入札不調が生じる可能性がある。有効入札が存在しない場合、再度入札公告が必要となり、発注者・企業双方に追加的な事務負担や工期遅延をもたらすリスクがある。

この課題への対応策としては、茨城県神栖市の運用方法が参考となる。神栖市では、最低制限価格にランダム係数を乗じた額を上回る有効入札がない場合、変動幅の下限内に入札があればその企業を落札者とする。たとえば、最低制限価格が 806 万円で有効入札がない場合に、ランダム係数で変動する価格範囲が 792～808 万円とすると、792～806 万円未満の入札を失格とせず落札とする。図 9 においては有効入札がないためこの対策が適用され、B 社が落札者となる。この運用方式により、ランダム係数導入による入札不調を効果的に回避で

⁷ 出典：総務省(2024)「令和 6 年度 都道府県・政令指定都市 当初予算額(普通会計)」

きると考えられる。

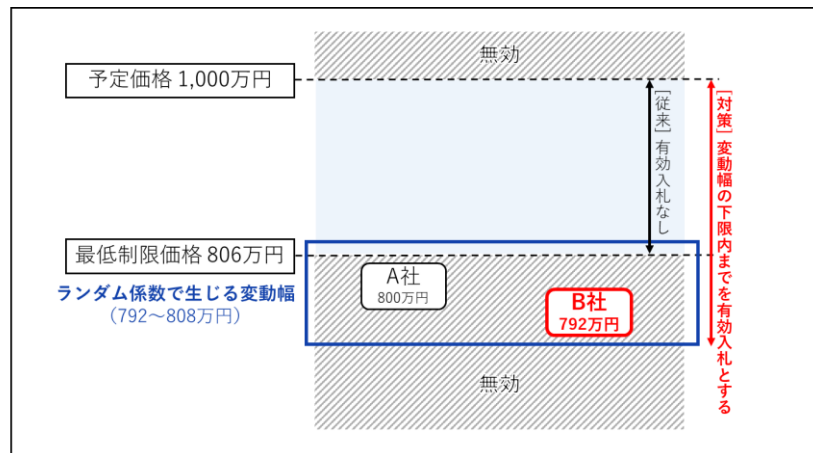


図5 ランダム係数導入による入札不調懸念への対策
(神栖市(2020)「ランダム係数を用いた最低制限価格適用の入札における 入札不調対策について(お知らせ)」より筆者作成)

第2に、入札の透明化をどのように捉えるのかに関しては検討の余地がある。ヒアリング調査において、ランダム係数導入・未導入団体の双方が、導入理由として「入札の透明化を確保するため」と回答している点は示唆的である。すなわち、ランダム係数の導入によって価格に不確実性を持たせ、誰も事前に知りえない状況を「透明」とみなす団体がある一方で、算定式や基準価格を事前に公表し、全ての情報が明らかである状態こそを「透明」と捉える団体も存在する。このように、「入札の透明化」という概念は多様な解釈が存在し、情報の非対称性を排除することと、情報の非確実性を担保することのいずれを重視するかによって、その意味が大きく異なる。本稿で示した分析結果を踏まえるならば、入札の透明化を「全ての関係者が同等に予測困難である状態」として再定義する必要があると考えられる。

第3節 政策提言Ⅱ：日本型フレームワーク方式の導入

・提言

日本型フレームワーク方式の導入を提言する。

・提言対象

提言対象は、ランダム係数の効果が見込めない地方公共団体である。また、案件は道路維持補修や小規模工事、災害対応など、反復的・定型的な業務に限定する。

・提言を打ち出す理由

比較分析より、高知県の入札データでは単一入札が多発しており、ランダム係数の効果が機能しない地域が存在することが明らかになった。仮に単独入札の行動が談合であったとすれば、政策提言Iでは効果がでない。したがって、談合の根本的な要因を解消する取り組みを行う必要がある。

第1章でも述べたように、談合の動機は単なる不正利得獲得にとどまらず、経営存続のた

めの地理的棲み分けを目的とする場合もある。公共事業費の歳出規模が少ない地方部においては、案件数の少ない点が企業の生存圧力を高め、談合しなければ経営が成り立たないという構造的問題を生んでいる。

そこで、企業に安定的な受注機会を保証し、構造的な談合インセンティブを解消する制度設計が求められる。もっとも、指名競争入札や随意契約では透明性が低く、かえって談合を助長するおそれがある。一方、分析3から、総合評価落札方式を多く採用する入札市場においては、談合の兆候が見られなかったことが示された。しかしながら、同方式は審査負担が大きい。そこで本稿では、総合評価落札方式のコスト面を解決でき、安定的な受注機会を保証できる日本型フレームワーク方式の導入を提言する。

・提言内容

フレームワーク方式とは、一定期間にわたる複数案件を包括的に契約し、登録企業(以下、フレームワーク企業)間でその都度入札を行う仕組みである。

制度設計にあたっては、EU におけるフレームワーク方式を参考にする。EU では契約期間は原則 4 年以内とされ、発注機関は企業を選定したうえで各発注時に入札を実施し、価格や技術条件に基づいて受注業者を選定する。しかしながら、日本の地方部では発注機関の職員数が限られており、同様の運用は審査コストの面で現実的ではない。

そこで本稿では、地方部の地方公共団体での実装を想定した「日本型フレームワーク方式」を提言する(図 10 参照)。フレームワーク企業の審査は EU と同様に一括で行い、各発注時には最低価格落札方式での入札を行う 2 段階構成を採用する。これにより、談合を困難にさせる総合評価落札方式の長所を維持しつつ、審査コストを大幅に軽減できる。また、フレームワーク企業の構成については、域内中小企業を一定割合含めることを要件とすることで地元企業に一定の受注機会を確保させる。

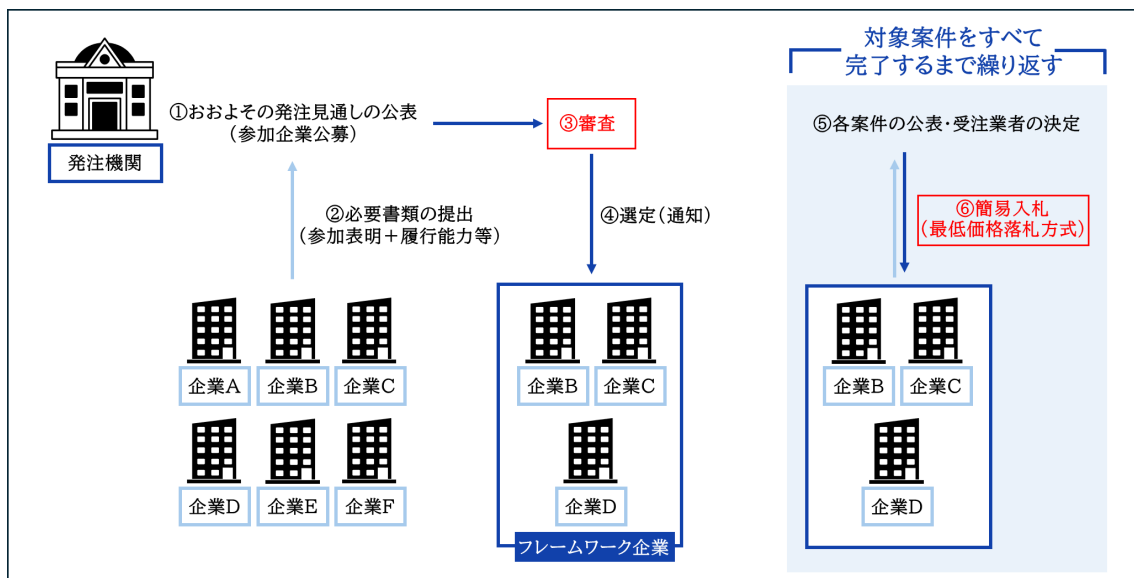


図 6 日本型フレームワーク方式の入札フロー

(筆者作成)

・期待される効果

まず、業務効率化による総合評価落札方式の採用拡大が挙げられる。同一種別の業務を複数年度分まとめて契約することにより、審査・契約事務作業を契約期間全体で一括処理

できる。これにより、従来は審査コストの大きさから最低価格落札方式に依存していた小規模案件に対しても、総合評価落札方式を採用する余地が生まれる。同方式では単純な価格競争に依存しないため、談合の維持を困難にする。

次に、受注機会の安定化による談合動機の構造的解消が挙げられる。フレームワーク企業は複数年度にわたる受注見通しを立てることが可能となり、人員確保や設備投資の計画性が向上する。これにより、地域の建設企業が長期的な雇用を維持しやすくなり、「案件を分け合わなければ生き残れない」という談合の構造的動機を解消できる。

これらを踏まえ、日本型フレームワーク方式導入による調達効率の改善効果を試算する。本稿の分析では、ランダム係数導入により落札率が平均 4.7%低下することが示された。この推定値を談合抑止による価格削減効果として適用する。本稿で使用した高知県の入札データによると、2000 万円以下案件の年間調達費は平均 3,066,762,441 円であった。この数値を使用し、日本型フレームワーク方式導入による価格削減効果は以下の通り推定される。

【公共事業費の削減額】

$$\begin{aligned}
 &= \text{【高知県 2000 万円以下案件の年間調達費】} \\
 &\quad \times \text{【日本型フレームワーク方式導入による価格削減効果】} \\
 &= 3,066,762,441 \text{ 【円】} \times 4.7 \text{ 【\%】} \\
 &= 144,137,834 \text{ 【円】}
 \end{aligned}$$

以上より、導入によって年間約 1.4 億円の公共事業費削減効果が見込まれる。

・実現可能性

EU 型フレームワーク方式は、国土交通省ですでに試行されている。現在は参加企業数が少数で技術的難易度が低い工事を対象に実施されており、この条件は本提言が想定する地方部の反復的・定型的な小規模案件と一致している。また、フレームワーク企業選定後の各発注時に、競争入札または随意契約が採用されていることから、本提言が示す 2 段階構成の運用も可能である。さらに、総合評価落札方式は大規模案件に限るものの既に全国導入されているため審査運用上の障壁はないと考えられる。

導入に伴う追加コストについては、「期待される効果」で算出した削減額を財源とすることで十分に賄うことができる。主な増加コストは、フレームワーク企業選定に伴う審査回数の増加である。国土交通省関東地方整備局の試行モデル(国土交通省, 2020)を参考に、本提言で想定する契約期間(4 年間)に基づき算出すると次の通りである。

$$\begin{aligned}
 \text{【増加する総合評価落札方式の回数】} &= \frac{\text{【高知県の 4 年間総案件数】}}{\text{【フレームワークで包括する案件数】}} \\
 &= \frac{1920 \text{ 【件】}}{120 \text{ 【件】}} \\
 &= 16 \text{ 【件】}
 \end{aligned}$$

したがって、4 年間で 16 回分の審査コストが発生する。国土交通省(2009)によれば、総合評価方式に要する審査は小規模工事では約 3 週間とされている。これを金額換算し、導入コストを算出すると、以下の通りである。

【導入コスト】

$$\begin{aligned}
 &= \text{【総合評価落札方式の審査期間】} \times \text{【1週間あたりの給与】} \\
 &\quad \times \text{【増加する総合評価落札方式の回数】} \\
 &= 3 \text{ 【週間】} \times \frac{492 \text{ 【万円(年収)】}}{52 \text{ 【週間】}} \times 16 \text{ 【件】} \\
 &= 454.2 \text{ 【万円】}
 \end{aligned}$$

なお、審査は初年度に一括で行われるが、各フレームワークの公募時期によって審査時期は異なるため、本稿では年間の審査回数は一定とする。したがって年間換算で 113.5 万円となり、削減効果 1.4 億円で十分に賄うことができる。

・実施に当たっての課題

日本型フレームワーク方式の導入にあたっては、発注者の裁量拡大による新たな談合リスクが懸念される。Ohashi (2009) が指摘するように、裁量権の拡大は企業に賄賂提供のインセンティブを生じさせる可能性があり、同方式は新たな談合の温床になりうる。しかしながら、企業選定の審査は国の基準に基づいて厳密に実施されるため、恣意的な操作は困難である。それでもなお、一定の裁量が残る以上、審査過程における透明性をいかに確保するかが今後の重要な課題である。

第5章 おわりに

本稿では、大阪府の公共入札データを用いて、最低制限価格制度の拡張的な運用であるランダム係数導入が談合発生を抑止するかを検証した。分析には、Kawai et al.(2022)が開発したRDDを用いて、持ち回り型入札における談合の発生有無を識別した。分析の結果、ランダム係数導入前には、受注残高の少ない企業が順番に落札しているパターンが確認され、談合の存在が示唆された。一方で、ランダム係数導入後にはこうしたパターンが消失しており、談合が抑止された可能性が高いことが示された。さらに、談合抑止による経済効果を把握するため、差の差分分析によって落札率の変化を推計した結果、年間約4.7%の契約金額削減効果が確認された。

加えて、高知県の入札データを用いて、地域間における入札競争構造の差異を検証した。分析の結果、地方の過疎地域では単一入札が多々見られ、競争性が低い傾向が明らかになった。

これらの結果を踏まえ、本稿では入札の健全化および公共事業費の削減を達成するため、次の2点を政策提言として提示した。第1に、ランダム係数の全国導入である。第2に日本型フレームワーク方式の導入である。本提言を通して、談合抑止とともに、本稿のビジョンである「公共事業費の削減」が達成されることが期待できる。

しかしながら、ランダム係数の導入による談合抑止効果には限界があり、決して万能ではない。第1章で示したように、談合による不正利得は契約金額の約16.5%と推定されるが、本稿で確認された削減効果は4.7%にとどまった。この要因のひとつとして、予定価格付近で行われる談合にはランダム係数の抑止効果が及ばない点が挙げられる。落札率が高止まりしている入札では、企業間の「共通の基準(focal point)」が最低制限価格ではなく予定価格となっている可能性が高い。そのため、最低制限価格に不確実性を付与したとしても、談合が予定価格を基準に行われている場合には、実質的な効果は発現しない。さらに、最低制限価格付近での談合よりも、予定価格付近での談合の方が不正利得率が大きい傾向にあると考えられることから、削減効果が限定的であったと推察される。本稿では、ランダム係数導入の効果が限定的となる地域に対して日本型フレームワーク方式の導入を提言したが、同方式は反復的・定型的な小規模案件への適用を想定しているため全ての談合形態に対応できるわけではない。したがって、予定価格を基準とした談合を抑止する制度的設計の検討は今後の研究課題といえる。

最後に我々の研究が公共入札の健全化および公共事業費の削減につながり、より安全で質の高い国民生活の実現を願って本稿の締めとする。

参考文献・データ出典

主要参考文献

- Akai, K., T. Saigo, and S. Serizawa. (2009) “An Experimental Study of Procurement Auctions with Endogenous Minimum Prices,” *ISER Discussion Paper*, 743, pp. 47.
- Aoyagi, M. (2003) “Bid rotation and collusion in repeated auctions,” *Journal of Economic Theory*, 112(1), pp. 79-105.
- Arai, K., I. Ishibashi, and R. Ishii. (2011) “Research and analysis on bid rigging mechanisms,” *Japan and the World Economy*, 23(1), pp. 1-5.
- Chassang, S., and J. Ortner. (2018) “Collusion in Auctions with Constrained Bids: Theory and Evidence from Public Procurement,” *Journal of Political Economy*, 127(5), pp. 2269-2300.
- Conley, T.G., and F. Decarolis. (2016) “Detecting Bidders Groups in Collusive Auctions,” *American Economic Journal: Microeconomics*, 8(2), pp. 1-38.
- Estache, A., and A. Iimi. (2008) “Bidder Asymmetry in Infrastructure Procurement: Are there Any Fringe Bidders?,” *Review of Industrial Organization*, 36, pp. 163-187.
- Gagnepain, P., and D. Martimort. (2025) “Collusion in Bidding Markets: The Case of the French Public Transport Industry.” PARIS SCHOOL OF ECONOMICS working paper N° 2025 – 15.
- Granlund, D., and N. Rudholm. (2023) “A Method for Calculating the Probability of Collusion Based on Observed Price Patterns,” Available at SSRN 4605725, pp. 68.
- Harrington, J. E. Jr., and J. Chen. (2006) “Cartel pricing dynamics with cost variability and endogenous buyer detection,” *International Journal of Industrial Organization*, 24(6), pp. 1185-1212.
- Imbens, G., and K. Kalyanaraman. (2012) “Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator,” *The Review of Economic Studies*, 79(3), pp. 933-959.
- Ishii, R. (2009) “Favor exchange in collusion: Empirical study of repeated procurement auctions in Japan,” *International Journal of Industrial Organization*, 27(2), pp. 137-144.
- Kawai, K., J. Nakabayashi, and D. Shimamoto. (2022) “A Study of Bid-rigging in Procurement Auctions: Evidence from Indonesia, Georgia, Mongolia, Malta, and State of California,” NBER Working Paper 30271.
- Lewis-Faupel, S., Y. Neggers, B. A. Olken, and R. Pande. (2016) “Can Electronic Procurement Improve Infrastructure Provision? Evidence from Public Works in India and Indonesia,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 8(3), pp. 258-283.
- Ohashi, H. (2009) “Effects of Transparency in Procurement Practices on Government Expenditure: A Case Study of Municipal Public Works,” *Review of Industrial Organization*, 34, pp. 267-285.
- Pesendorfer, M. (2000) “A Study of Collusion in First-Price Auctions,” *The Review of Economic*

Studies, 67(3), pp. 381-411.

・ Polemis, M. L. (2025) “What Determines Cartel Duration? Global Evidence Using Quantile Regression Analysis,” *Journal of Industry, Competition and Trade*, 25(7).

・ Porter, R. H., and J. D. Zona. (1997) “OHIO SCHOOL MILK MARKETS AN ANALYSIS OF BIDDING,” NBER Working Paper 6037.

・ 広中克彦(1994)『それでも談合はなくなる——「代理談合」の時代がやってきた!』東洋経済新報社。

・ 渡邊有希乃(2022)『競争入札は合理的か:公共事業をめぐる行政運営の検証』勁草書房。

引用文献

・ OECD(2010)「Collusion and corruption in public procurement」
(https://www.oecd.org/en/publications/collusion-and-corruption-in-public-procurement_ef957f70-en.html) 2025/10/1 データ取得

・ 愛媛県庁「(会見要旨)調査基準価格・最低制限価格算出方法の見直し(ランダム係数の導入)について」
(<https://www.pref.ehime.jp/site/nyusatsu/108343.html>) 2025/9/10 データ取得

・ 大阪府庁「令和7年度大阪府建設工事競争入札参加資格審査における等級区分及び工事金額」
(https://www.pref.osaka.lg.jp/o040100/keiyaku_2/e-nyuusatsu/toukyuukubun.html) 2025/10/15 データ取得

・ 大槻文俊 (2009)「独占禁止法1年の動き」
(https://www.jstage.jst.go.jp/article/jael/30/0/30_148/_pdf/-char/en) 2025/11/1 データ取得

・ 神栖市「ランダム係数を用いた最低制限価格適用の入札における入札不調対策について(お知らせ)」
(https://www.city.kamisui.ibaraki.jp/_res/projects/default_project/_page_/001/006/101/r5randomkeisuu.pdf) 2025/10/28 データ取得

・ 公正取引委員会「独占禁止法研究会報告書」
(https://www.jftc.go.jp/houdou/pressrelease/h29/apr/170425_1.html) 2025/09/04 データ取得

・ 国土交通省 (2009)「総合評価方式の総点検 ～価格及び品質が総合的に優れた工事の契約の実現にむけて～」
(<https://www.mlit.go.jp/common/000036996.pdf>) 2025/11/1 データ取得

・ 国土交通省 (2020)「関東地方整備局におけるフレームワークモデル工事(総合評価落札方式)の導入による効果分析等について」
(https://kenmane.kensetsu-plaza.com/bookpdf/268/fa_06.pdf) 2025/11/1 データ取得

・ 国土交通省「インフラメンテナンスにおける包括的民間委託導入の手引き」

(https://www.mlit.go.jp/report/press/sogo03_hh_000294.html) 2025/10/31 データ取得

- ・国土交通省「効果的な入札・契約方式の選定について」

(<https://www.nilim.go.jp/lab/peg/img/file2160.pdf>) 2025/8/1 データ取得

- ・国土交通省「公共事業関係費(政府全体)の推移」

(<https://www.mlit.go.jp/page/content/001858214.pdf>) 2025/07/30 データ取得

- ・総務省「令和6年地方公務員給与実態調査結果等の概要」

(https://www.soumu.go.jp/main_content/000983537.pdf) 2025/11/1 データ取得

- ・総務省「令和6年度 都道府県・政令指定都市 当初予算額(普通会計)」

(https://www.soumu.go.jp/main_content/000959548.pdf) 2025/10/30 データ取得

- ・総務省「低入札価格調査制度及び最低制限価格制度に関する実態調査の結果(概要)」

(https://www.soumu.go.jp/main_content/001033459.pdf) 2025/8/7 データ取得

データ出典

- ・大阪府「電子契約システム」

(<https://www.e-nyusatsu.pref.osaka.jp/CALS/Publish/EbController?Shori=KekkaInfo>) 2025/8/31 データ取得

- ・岡山県「岡山県電子入札共同利用システム」

(<https://www.e-okayama.t-elbs.jp>) 2025/9/15 データ取得

- ・高知県「高知県電子入札共同利用システム」

(<https://ppi.pref.kochi.lg.jp/portal/>) 2025/9/18 データ取得

- ・総務省統計局「統計でみる都道府県・市町村のすがた」

(<https://www.stat.go.jp/data/ssds/index.html>) 2025/8/31 データ取得

付録

付表1 ランダム係数導入前の記述統計

変数名	観測値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	Q1	Q2	Q3
入札価格（円）	28,521	26,521,698	30,925,127	443	301,000,000	8,737,000	16,950,000	31,265,000
最低制限価格（円）	28,521	24,679,137	30,168,573	711,000	278,400,000	7,706,000	15,070,000	28,560,000
予定価格（円）	28,521	31,723,026	36,938,388	874,000	328,700,000	10,580,000	19,840,000	37,640,000
落札価格（円）	1,793	26,054,818	31,235,898	780,000	279,100,000	8,248,000	16,400,000	30,340,000
2位入札（円）	1,793	26,376,464	31,649,351	870,000	289,600,000	8,330,000	16,600,000	30,690,000
3位入札（円）	1,789	26,567,797	32,000,782	1,039,000	290,000,000	8,423,500	16,836,000	30,670,000
backlog 360 days	28,521	18,162,769	56,974,845	0	2,674,570,000	0	0	18,310,000
backlog 270 days	28,521	13,736,096	45,230,558	0	2,051,400,000	0	0	12,710,000
backlog 180 days	28,521	10,676,487	37,844,708	0	1,567,199,936	0	0	7,842,000
backlog 90 days	28,521	7,048,509	29,057,391	0	1,567,199,936	0	0	0
勝敗マージン	28,521	-0.0650	0.1625	-10.4927	1.3022	-0.0772	-0.0298	-0.0048
勝敗マージン(2位,3位入札)	3,582	0.0000	0.0459	-1.0926	1.0926	-0.0019	0.0000	0.0019
勝者ダミー	28,521	0.0565	0.2309	0	1	0	0	0
入札参加者数（社）	28,521	22.4940	8.9992	2	39	15	22	31

注) 括弧内は変数の単位を示す。データ期間は、2006/1～2010/12である。
最低制限価格、予定価格は、各入札参加者ごとに観測値が記録されており、同一案件内では予定価格や最低制限価格は共通の値をとる。

付表2 ランダム係数導入後の記述統計

変数名	観測値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	Q1	Q2	Q3
入札価格（円）	62,529	37,088,099	52,307,377	453	1,206,800,000	10,531,500	20,180,000	38,559,500
最低制限価格（円）	62,529	38,015,794	53,413,694	832,000	445,555,000	10,016,000	19,993,000	39,331,000
予定価格（円）	62,529	43,741,676	60,241,791	1,182,000	497,054,000	11,920,000	23,730,000	45,835,000
落札価格（円）	3,940	38,720,137	54,514,520	833,000	487,000,000	10,331,000	20,450,000	39,880,000
2位入札（円）	3,940	39,251,677	55,282,531	843,000	515,000,000	10,590,000	20,910,000	40,500,000
3位入札（円）	3,922	39,471,196	56,736,099	1,180,000	1,206,800,000	10,787,000	21,150,000	40,606,000
backlog 360 days	62,529	36,437,796	94,016,602	0	4,098,000,000	0	0	35,935,000
backlog 270 days	62,529	26,524,257	75,736,600	0	2,735,000,064	0	0	24,460,000
backlog 180 days	62,529	19,143,427	60,560,069	0	2,160,800,000	0	0	14,500,000
backlog 90 days	62,529	11,559,109	43,395,256	0	1,575,000,064	0	0	0
勝敗マージン	62,529	-0.115331	0.237957	-10.3775	1.0575	-0.1570	-0.0510	-0.0106
勝敗マージン(2位,3位入札)	7,862	0.000000	0.183828	-10.2357	10.2357	-0.0035	0.0000	0.0035
勝者ダミー	62,529	0.0554	0.2288	0	1	0	0	0
入札参加者数（社）	62,529	22.4449	8.8359	2	39	16	21	30

注) 括弧内は変数の単位を示す。データ期間は、2011/1～2017/12である。
最低制限価格、予定価格は、各入札参加者ごとに観測値が記録されており、同一案件内では予定価格や最低制限価格は共通の値をとる。

付表 3 比較分析で用いた大阪府の記述統計

変数名	観測値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	Q1	Q2	Q3
入札価格（円）	49,833	69,508,835	94,807,409	1,839,000	2,183,700,000	22,609,000	41,350,000	84,360,000
最低制限価格（円）	49,833	66,679,202	84,965,432	2,146,000	1,323,443,000	21,776,000	40,777,000	81,858,000
予定価格（円）	49,833	74,968,603	101,507,015	2,496,000	1,540,185,000	24,513,000	44,942,000	91,232,000
落札価格（円）	1,017	70,352,237	96,319,102	2,231,000	1,474,800,000	22,620,000	43,084,000	84,360,000
入札参加者数（社）	1,017	45	21.6443	2	85	28	43	65
落札率	1,017	1.0077	0.0221	1	1.0996	1.0001	1.0004	1.0033

注) データ期間は2024/1～2025/6である。括弧内は変数の単位を示す。案件数は1,017件である。

最低制限価格、予定価格は、各入札参加者ごとに観測値が記録されており、同一案件内では予定価格や最低制限価格は共通の値をとる。

付表 4 比較分析で用いた高知県の記述統計

変数名	観測値	平均値	標準偏差	最小値	最大値	Q1	Q2	Q3
入札価格（円）	3,558	32,895,214	92,014,213	505	1,548,000,000	4,700,000	10,840,000	32,800,000
最低制限価格（円）	10,029	18,179,771	55,457,835	390,000	1,275,120,000	3,440,000	7,100,000	16,900,000
予定価格（円）	10,037	20,180,873	60,321,211	448,000	1,386,000,000	3,950,000	8,280,000	19,000,000
落札価格（円）	939	24,759,929	70,263,419	440,000	1,288,000,000	3,650,000	8,200,000	24,030,000
入札参加者数（社）	10,037	13	9	2	83	9	12	14
落札率	939	1.0689	0.0621	1	1.1797	1.002	1.06523	1.1223

注) データ期間は2024/1～2025/6である。括弧内は変数の単位を示す。案件数は939件である。

最低制限価格、予定価格は、各入札参加者ごとに観測値が記録されており、同一案件内では予定価格や最低制限価格は共通の値をとる。