

# ある自治体における公共調達の入札価格分析

An analysis of bid data in a municipal procurement

丹野忠晋\*・平井貴幸\*\*

Tadanobu TANNO and Takayuki HIRAI

## 要 旨

この論文ではある自治体の公共入札の価格分布の分析を行う。談合状態から競争状態の移行によって平均入札・落札価格は減少するが、変動係数は上昇する。競争をもたらした大きな特徴として公取委から摘発されていない企業の高い落札が挙げられる。談合の崩壊後には公共工事発注主体は下半期よりも上半期に多くの入札を実施している。また談合期よりも競争期の方が入札参加者数、受注残高、距離及び参入要素に大きく入札及び落札価格が影響を受けていることを解明した。

*Keywords:* 公共入札, 談合, カルテル。

*JEL classifications :* D44, H57.

## 1 はじめに

公共調達において入札に参加する事業者間あるいは発注者と事業者との間の談合がこれまで数多く指摘されてきた。このような共謀行動をどのように発見しそして阻止するかは、競争当局のみならず経済学者からも熱心に探求されている<sup>1</sup>。本論は、そのような政策的な重要性和経済理論的な興味に対して基礎的な知見をもたらす、将来のモデル化や談合発見のための基礎的な事実の蓄積に寄与することを目的としている。本論ではある自治体の公共入札データに基づ

---

\* 跡見学園女子大学マネジメント学部准教授。本研究は、平成 23 年度跡見学園女子大学特別研究助成費及び科研費 (21530231) の助成を受けたものである。mail: tanno@atomi.ac.jp 〒 352-8501 埼玉県新座市中野 1-9-6 跡見学園女子大学。

\*\* 東京国際大学国際交流研究所研究員。

<sup>1</sup> 例えば代表的な文献として Porter and Zona (1993), Pesendorfer (2000) 及び Bajari and Ye (2003) が挙げられる。

いて「談合」と「競争」における入札行動の変化あるいはその相違を探る<sup>2</sup>。当該自治体の公共工事において公正取引委員会（以後、公取委）より勧告を受けた企業を含む入札参加者が実際に談合期間中と談合崩壊後で入札行動に変化が生じていたかを確認するために入札データの記述統計を整理し実証的な分析を行う。この分析によって談合から競争へと形態が変化した際に入札率と落札率の大幅な下落とそれらの変動係数の上昇が観察された。より競争的な入札構造となることで価格は低下しその散らばりが大きくなるという結果は先行研究でも認められている現象である<sup>3</sup>。さらに、非談合企業の競争状態をもたらす機能は、談合から競争状態への移行期間（過渡期）における非談合企業の落札割合の上昇によって、談合が維持できなくなったという新しい知見が得られた。従来の研究では競争期と談合期の比較を行って談合を探ることを目的としていたり或いは企業の構造推計を実施する研究が殆どである。この研究では公取委の調査が切っ掛けであっても非談合企業の行動が談合を崩壊させて入札市場が競争的に変化したことを示す。しかしながら、様々な企業の入札分布の特性や回帰分析の結果に対してまだ分析が足りない部分も少なくない。このさらなる分析は今後の課題としたい。またこの分析では談合が発覚した後の自治体の入札制度設計に対する変化も盛り込んでいる。

年度毎に入札を実施して予算の消化を企図するならば、競争市場において不調が続き入札や契約が年度内に終わらない場合がある。ここで分析する官製談合のような場合は、上半期と下半期ではほぼ半数の入札を行っても大丈夫であろう。しかし、市場が競争的になれば不調になる恐れがあるので上半期により多くの入札を実施することもあろう。このような公共調達側の入札実施方法の違いを談合発覚前後で発見した。これはまだ仮説の域を出ないが官製談合の誘因を説く一つのヒントになるかもしれない。

最後の実証分析では企業の特性或入札市場の特徴を代表する様々な変数が入札価格及び落札価格に与える影響を分析する。両価格について全期間では立入調査後のダミーが強く効いており構造変化も談合期、過渡期、競争期の中で起こっていることが確認できた。この3期間で個別に回帰分析を実施したところ幾つかの変数で既存文献と異なる結果が出たもののほぼ談合と競争期間で対照的な結果が得られた。談合期間では入札に関わる諸変数は効かない或いは敏感には反応していない。しかし、競争期では多くの変数が直感的に競争状態を招来させていることを窺わせる。特に入札者数が大きく入札及び落札価格を下落させる効果がある。

本論の構成は以下の通りである。第2節では、本論で使用するデータについて概観する。第3節では、入札価格の記述統計を談合期間と競争期間に分けて分析する。また第4節では、過渡期におけるそれについて考察する。第5節の分析では各入札主体の勝率を考察する。第6節では、年度を二つに分けた場合の入札行動を観察する。第7節では、最初に示した記述統計の

<sup>2</sup>このデータは丹野他(2008)とKato and Tanno(2010)で用いられたものを使用している。データの出所からの要請により、自治体名は伏せることとする。

<sup>3</sup>例えばAbrantes-Metz et al.(2006)参照。

ある自治体における公共調達の入札価格分析

表 1 分析対象の期間

	期 間
全期間	2000 (H12) 年 4 月 - 2006 (H18) 年 3 月
A 調査前 談合期	2000 (H12) 年 4 月 - 2002 (H14) 年 5 月
B 調査後	2002 (H14) 年 7 月 - 2006 (H18) 年 3 月
C 過渡期	2002 (H14) 年 7 月 - 2003 (H15) 年 1 月
D 競争期	2003 (H15) 年 4 月 - 2006 (H18) 年 3 月

有意性を確かめる。第 8 節は、入札価格に与える要因を回帰分析で解明する。最後に、第 9 節において、まとめと今後の課題を述べる。

## 2 データ

本論の分析対象とその期間は、ある自治体の公共工事における 2000 年 4 月から 2006 年 3 月までの一般土木工事と造園工事の入札である<sup>4</sup>。2002 年 5 月、公取委は各事業者と自治体に立入調査を行ったのであるが、新聞報道によるとこの談合は当初から官製談合であると疑われていた。しかし、自治体は談合が官製であることを否定し、談合状態に陥りやすい入札制度を改革するべく入札を当分の間停止した。その自治体では、公取委の立入調査以前には予定価格を公表していなかったが、入札再開後予定価格を公表するという入札制度改革を実施している。その後 2003 年 1 月、公取委は勧告審決を行い、さらにこの談合は官製談合であったと認定した。入札談合等関与行為防止法に基づき、この自治体に対して改善措置を要求した。

分析対象の工事契約数は、一般土木工事が 865 件と造園工事が 139 件の合計 1004 件であり、実際に単独の企業が入札したすべての有効な入札数は 7814 件である<sup>5</sup>。ここで分析対象期間を整理したものを表 1 に示す。

2002 年 5 月の公取委による調査開始前後を「談合期 A」と「調査後 B」とする。公取委が調査に入ってから談合の実態が明らかになったのであるが、その後も一部の入札参加者が談合を行っていた可能性がある。立入調査後、談合を取りやめた企業も存在すると考えられるが、実際

<sup>4</sup>一般土木工事と造園工事に同じ企業が入札に参加しており同じ入札市場と判断した。公取委の審決でも同じ趣旨が書かれている。

<sup>5</sup>入手した原データの工事件数はそれぞれ、一般土木工事 901 件、造園工事 145 件の計 1046 件である。このデータから、辞退（入札数 79）、不参加（入札数 2）、無効（入札数 1）の入札を除いた。さらに共同体によって落札された 34 件の工事（一般土木 30 件、造園 4 件；入札数 283）、見積もり合わせて発注された 8 件の工事（一般土木 6 件、造園 2 件；入札数 24）をサンプルから除外した。

表2 基本統計量：全期間と調査開始前後（A, B）

(i) 入札率

	全期間	期間 A	期間 B
入札数	7814	2257	5557
平均	0.963	0.998	0.949
標準偏差	0.052	0.032	0.052
変動係数	0.054	0.032	0.055
歪度	-1.641	0.928	-1.979
尖度	4.408	2.602	3.777
中央値	0.973	0.997	0.967
最大値	1.180	1.180	1.082
最小値	0.716	0.886	0.716
範囲	0.464	0.294	0.365
参加者 <sup>a)</sup>	7.791	5.858	8.998

(ii) 落札率

	全期間	期間 A	期間 B
落札数	1004	386	618
平均	0.921	0.965	0.894
標準偏差	0.066	0.018	0.071
変動係数	0.072	0.018	0.079
歪度	-1.354	-0.445	-0.806
尖度	0.840	0.587	-0.543
中央値	0.946	0.967	0.921
最大値	1.000	1.000	1.000
最小値	0.716	0.886	0.716
範囲	0.284	0.114	0.284

注) 入札率は入札価格/予定価格, 落札率は落札価格/予定価格. 変動係数は標準偏差を平均で除した値.

a) 参加者とは, 1 競売当たりの平均入札参加者数を表しており, 入札参加者総数を競売数で割った値.

には入札市場全体が競争的になったのは勧告審決が行われてからだと推測される. さらに, 自治体の入札制度改革が順次実施されているため調査後から勧告審決までの期間は, 競争的な市場への過渡期と見なすことができよう. そこで期間 B については調査開始から勧告審決までの期間を「過渡期 C」と勧告審決以降を「競争期 D」に分けて考察することにする.

### 3 入札価格と落札価格

本節では, 前節で述べた分析期間ごとの入札価格と落札価格の動向やその特性を, 記述統計に基づいて考察する. 入札案件ごとに予定価格が違うため, ここでは入札価格や落札価格をその予定価格で除した入札率と落札率によって価格の高低を判別することにしよう.

まず, 全期間と調査開始前後における入札率と落札率の記述統計量を表 2 に示す. 全期間の入札率の平均は 0.963 であり, 落札率のそれは 0.921 となっている. 一方で, 談合期間ではすべてが上昇し, 競争期間ではそれらが下落している. また価格のばらつき具合を見る変動係数は, 入札率が 0.054, 落札率が 0.072 であり, 落札率の方が大きな変動を示している. 談合期間と競争期間の両方において, 入札率よりも落札率の方が変動が激しい<sup>6</sup>. 談合期と競争期で比較すると, 競争期の入札及び落札率のばらつきが大きくなっていることがわかる. 競争時における大きな分散は Abrantes-Metz et al. (2006) の分析結果と整合的である. 特に競争期の落札率の変動係数は 0.079 と大変大きい. 談合期間のその 4 倍もの大きさを持っている. 前述のように公取委が調査に入る前は予定価格は非公開であった. そのために予定価格を上回る付け値が現れるにも関わらず, 散らばりが小さいのは談合が起こっている確たる状況証拠と言えよう.

競争期の中央値は入札率・落札率共に下落している. 談合期における中央値は, 入札率と落

<sup>6</sup>各入札において, 落札率は最低の入札率になるので少し直感に反するよう思われる. これは, 各入札の入札率全体がその入札の特徴に従って動く事と推察できるが, その違いについてはさらなる考察が必要と考えられる.

札率の平均値とほぼ同じ値となっていた。その後の競争によって、中央値はそれぞれの平均値よりも高い値になっている。例えば、競争期の落札率の平均が89.4%であるのに対して、その中央値は92.1%である。極端に競争的な入札によって落札率が下落して平均値が下がっていることが伺える。これは歪度がマイナスであることにも対応している。実際の落札価格の趨勢を捉えるためには、分布が非対称であるため、平均値よりも中央値を参照した方がよいかもしれない。談合を行っていれば平均値と中央値はほぼ等しいが、競争時にはそれらは乖離して中央値が平均値を上回るという仮説を検証してもよいだろう。

入札及び落札率の範囲は、談合から競争への移行に伴って広がっている。入札率と落札率の範囲を比較すると、もちろん前者の方が範囲は大きいですが、入札市場が競争的になることで、落札率の範囲がより大きく拡大していることがわかる。これは競争的な期間の落札率の変動係数が大きくなることに関係している。

分布の対称性の尺度である歪度をみると、入札及び落札率ともマイナスである。これは、左つまり低い率の方へ裾野が広がっていることを示している。市場には競争があるため、平均的な行動よりも落札を強く望む企業が低い入札価格を提示していることを意味している。しかし、談合期の入札率は正の歪度を持っている。これは、談合しているのであまり真剣に入札を行わず、さらに予定価格が非公開であるので高い入札価格が出ていることを示唆している。しかし、談合期であっても落札率の歪度はマイナスになる。これは、予定価格が落札価格の上限となることによるものと考えられる。競争期間における落札率の歪度は入札率のそれよりも高く、実際に落札するための競争が価格の分布を対称的なものに近づける効果を有しているのかもしれない。また、落札率のマイナスの歪度は競争期間においてより小さくなる。これは価格の低い方へ裾野が伸びていることを示しているので直感と合致する。

全期間の入札及び落札率の尖度は正である。これは、これらの分布が正規分布に比べて尖っていることを示す。落札率の尖度は入札率の尖度に比して小さいので、より正規分布の形状に近づいていくことを意味している。談合期の尖度は、入札及び落札率とも正である。しかし、落札率のそれは小さくなって0に近づき正規分布に似か寄る傾向がある。競争期の尖度は符号が変化している。入札率が正で落札率が負であるが、よく見ると落札率の尖度は $-0.543$ であり符号の交代よりもより正規分布に近づいていることの方が重要であろう。入札率の尖度は談合から競争への移行で大きくなっている。つまりより平たい分布に変化している。一方で、落札率の尖度は談合から競争への移行でプラスからマイナスになっている。しかし、精細な統計的な検定を実施しないと確たることを言うことはできないが、それらの絶対値はほぼ0.5であるため0近辺にあると推論しても良いのではないか<sup>7</sup>。

<sup>7</sup>歪度や尖度の検定は存在するが、本論の目的は簡単な記述統計でその傾向をみることにある。その検定については今後の研究課題としたい。

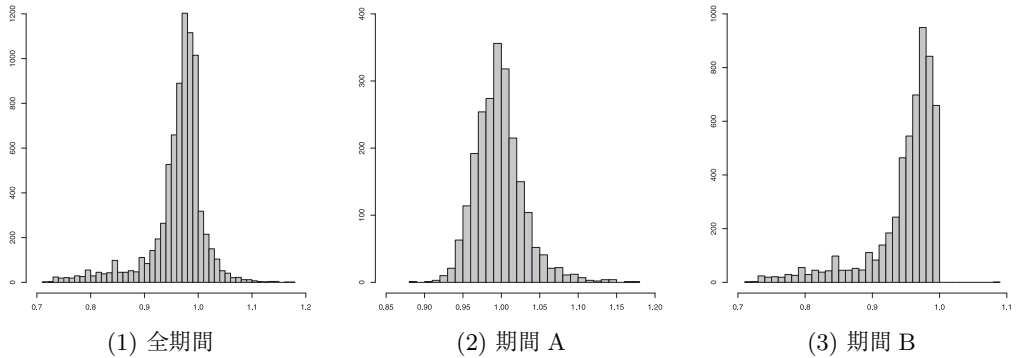


図1 入札率に関するヒストグラム（全期間、A、B）

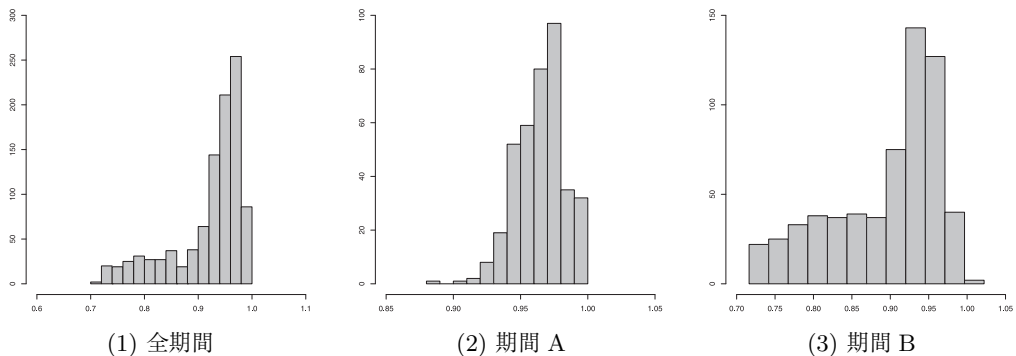


図2 落札率に関するヒストグラム（全期間、A、B）

また、入札当たりの入札者数の平均が、談合から競争への移行によって5.585から8.998に上昇している。これはこの自治体の入札制度改革の一つの現れだといえるだろう。入札者数の増加によって入札率が下がった割合も無視できないと推察される。さらに落札率の範囲をみると、談合期のから競争期にかけて、0.114から0.284へと拡大している。最大値が共に1.000であることを勘案すれば、競争期では談合期と比較して、安値で落札したケースの存在がわかる。

以上の記述統計に基づく考察を直観的に把握するために、入札率と落札率とヒストグラムを見ることにしよう。それは、図1と図2に示されている。横の幅が二つの図で異なっているが、全期間におけるヒストグラムで明らかなことは、入札率の形状はほぼ対称的な山型であるが、落札率のそれは左に長い裾野を持つ形状となることである。全期間の入札率と落札率の歪度が、それぞれ-1.641と-1.354であるということと一見矛盾するようではあるが、子細に眺めるとそれぞれの尖度が4.408と0.840であることはその奇妙な形状を説明しているものと理解できる。入札率は落札率よりも左に偏っているが、前者の尖度が後者のそれに対して5倍である

ことはかなり鋭いピークを持つことを意味している。つまり、この歪度は平均値よりも少し小さい値に入札率が集中していることによって、分布が左に偏っているということを示唆しているのである。この入札率の歪度の小ささは、期間 B によってもたらされている。このような観察は、平均値や分散あるいは歪度の数値から分布の形状を想像するのではなく、きちんとヒストグラムを描いてその傾向性を考察することの重要性を示している。

談合期間 A では、予定価格が開示されていなかったため、入札率では 1 を超える長い裾野が形成され、一方落札率では 1 で切断されている著しい相違が見出される。入札率の方が高い尖度を示しているが、それは落札率が平均値の周りに塊のように分布していることによるものである。

一方、期間 B に関しては、入札率の尖度はさらに高くなるが、落札率のそれはマイナスになる。この期間では、予定価格が公表されているため、入札・落札率の両分布は 1 で切断されるような形状となる。それでも符号が反転していることは、特徴的であるといえよう。これは、極端に低い価格では落札されずに価格分布の裾野が広くないことが第一の理由である。第二に、競争状態に移行したことによって、平均値は大幅に下がったものの中央値はそれほど下がらなかったことに関連する。少なくない入札案件において高い価格で落札している案件もあり低くなった平均値の周りに落札率が多く寄り集まっていることを示している。このようなことから競争期の予定価格開示の落札率の分布は正規分布よりも丸みを帯びた形状になる。一方でその入札率是对称的に鋭い形状を持つ。

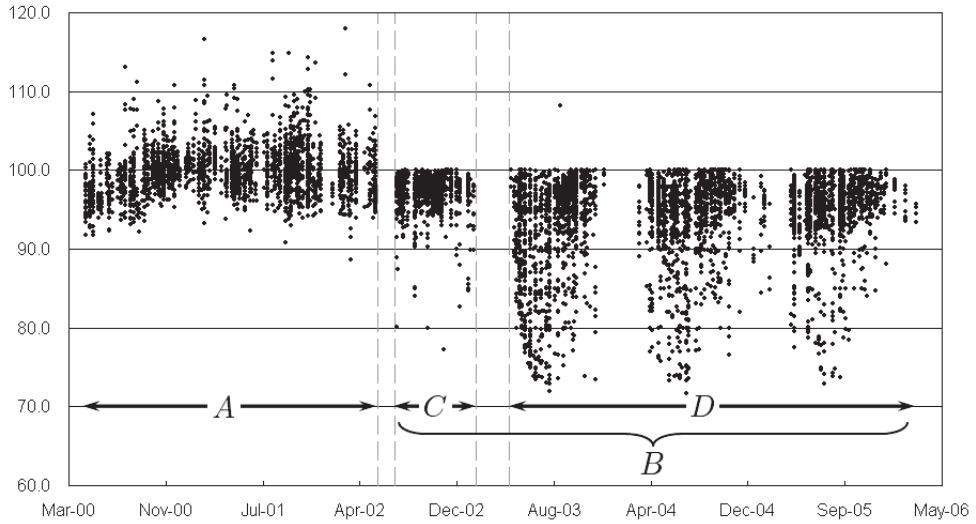
#### 4 過渡期の入札

談合期と競争期の分析が第 3 節で行われたが、入札・落札率の下落と分散の拡大という直感的に合い且つ先行文献での研究結果を支持する現象が見られた。この節では談合から競争への移行がどのようになされたのか競争期を公取委の調査開始時から勧告までの過渡期 (C) とその勧告以降の競争期 (D) に分けて分析してみよう<sup>8</sup>。

入札率及び落札率の推移を図 3 及び図 4 に見ると明らかに談合期から競争期へ各価格が下落したことが観察される。しかし、詳細に見ると過渡期にかけて段々と落札・入札率が落ちていった様子が分かる。この過渡期における入札の統計量を子細に考察することにより行動変化の決定要因を探っていこう。公取委が調査開始後も談合が行われている多くの証拠があったが、談合を取りやめると公取委に誓約した勧告まで様々な行動変化があったはずである。それを簡単な記述統計から抽出してみよう。表 3 にこの談合期 (A)、過渡期 (C) 及び競争期 (D) の入札の基本統計量がまとめられている。

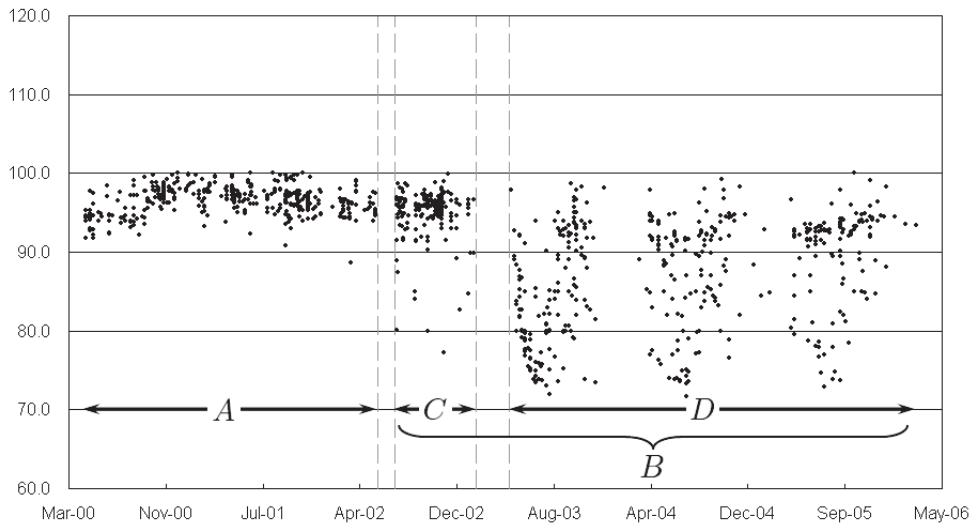
入札率及び落札率の平均は期間 A から期間 C さらに期間 D に至るほど落ちている。入札率

<sup>8</sup>期間 B と期間 D が同じく競争期とあるのは紛らわしいが文脈から明らかに峻別できるのでそのままにする。



注：縦軸は入札率（入札価格/予定価格，単位：％），横軸は入札日。

図3 2000年4月－2006年3月における入札率の推移



注：縦軸は落札率（落札価格/予定価格，単位：％），横軸は入札日。

図4 2000年4月－2006年3月における落札率の推移

の変動係数は期間Cで一旦下落してから期間Dで急上昇している。他方、落札率のそれは理論通り時間を経るに従い大きくなっている。また、特徴的なのは入札率及び落札率の尖度が期間Cにおいて大変高くなっていることである。特に、落札率の尖度9.128と比較して入札率の尖度が20.886にも上っている。この二つの統計量における大きな違いは入札者の行動が大きく



ある自治体における公共調達の入札価格分析

表 3 基本統計量：談合期 (A)・過渡期 (C)・競争期 (D)

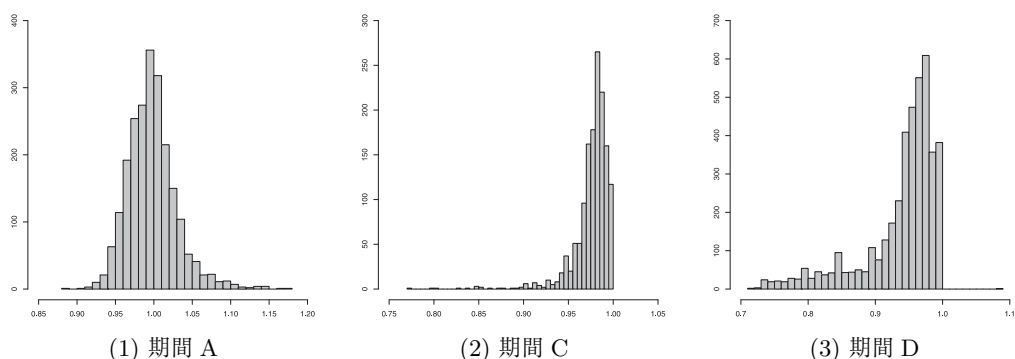
(i) 入札率

	期間 A	期間 C	期間 D
入札数	2257	1435	4122
平均	0.998	0.976	0.939
標準偏差	0.032	0.021	0.057
変動係数	0.032	0.022	0.060
歪度	0.928	-3.562	-1.663
尖度	2.602	20.886	2.340
中央値	0.997	0.981	0.957
最大値	1.180	1.000	1.082
最小値	0.886	0.773	0.716
範囲	0.294	0.227	0.365
参加者 <sup>a)</sup>	5.858	8.276	9.282

(ii) 落札率

	期間 A	期間 C	期間 D
落札数	386	174	444
平均	0.965	0.949	0.873
標準偏差	0.018	0.034	0.070
変動係数	0.018	0.036	0.080
歪度	-0.445	-2.705	-0.499
尖度	0.587	9.128	-0.963
中央値	0.967	0.959	0.895
最大値	1.000	0.999	1.000
最小値	0.886	0.773	0.716
範囲	0.114	0.226	0.284

注) 表 2 に同じ。



注：縦軸は度数，横軸は各期間における入札率。

図 5 入札率に関するヒストグラム (期間 A, C, D)

変わったことを示唆している。

この点はヒストグラムでも確認できる。確かに図 5 と図 6 を比較すると期間 C の入札率の方が落札率に比べて先端が細く尖る形態を有している。そうした平均値の周りに一部が蟻集する形状は確かに変動が小さいことが見て取れるだろう。これはこの期間にまだ談合が完全に崩壊しておらず少し入札率を下げたところで落札するよう談合企業が図っていることを意味しているかもしれない。談合の維持からどのように競争状態がもたらされたかは次節で詳しく分析する。

#### 4.1 過渡期の入札におけるインサイダーとアウトサイダー

この談合期から競争期への移行において特徴的な入札行動は何によって引き起こされたのだろうか？公取委は入札参加業者が独占禁止法第 3 条 (不当な取引制限の禁止) の規定に違反していたとして 126 名 (延べ 138 名) に対し勧告を行った。これらの談合企業と公取委が独禁法に

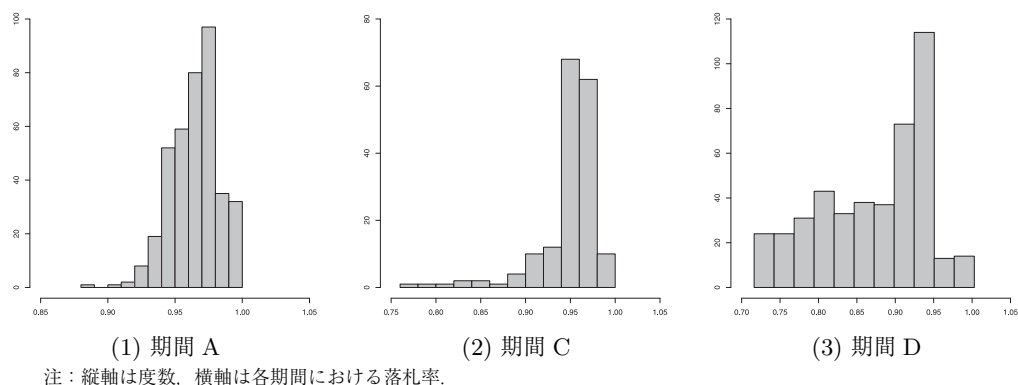


図6 落札率に関するヒストグラム（期間 A, C, D）

違反しているとは認めていない企業に大きな入札行動の違いがあることをこれから示す。そのために独禁法違反業者をインサイダー、違反していない企業をアウトサイダーと呼ぶことにしよう<sup>9</sup>。このアウトサイダーの特異な行動がこの入札市場に競争状態をもたらしたと認めることができるのである。

まず表4に全期間と公取委による調査開始前後の期間の入札率及び落札率の基本統計量を掲げる。注意しなければならないのはこの入札市場では殆どの参加者が談合に荷担していたので、談合期間におけるアウトサイダーの入札数や落札数のインサイダーのそれらに対する比率がとても低いことである。入札数に対しては2.1%であり、落札数に対しては1.0%である。しかし、競争期間に移行するとそれらの値が51.8%と44.7%に跳ね上がる。この数字を取ってみても談合崩壊後の激しい競争と新規参入が分かるだろう。談合期間の入札率の平均はアウトサイダーの方がインサイダーよりも高い。これは予定価格が分からない前者は予定価格を大幅に上回ってしまう入札をしてしまうことを意味している。談合企業は落札予定価格を分かっているから落札予定企業ではなくても大幅に高い価格を付けないのであろう。しかし、競争期間に移行するとアウトサイダーの方が低い価格を付けている。これは勧告後の新規参入企業に加えて市場が競争的になり予定価格に対する情報の非対称性が解消した効果であろう。変動係数に関しては談合期にはアウトサイダーの方が小さいが、競争期にはそれが大きくなっている。談合期における解釈は難しい。サンプルサイズが小さいのでその影響が出ているのかも知れない。このサンプルサイズに関する注意は落札件数にもさらに考える必要がある。談合期間においてインサイダーに対するアウトサイダーの落札割合はたった1.0%である。入札率は高かったが落札率では逆にアウトサイダーの方が低くなっている。情報の非対称性により入札率は高いが落札する案件に対しては極端に低い付け値(0.956)をしていることが分かる。しかし、インサ

<sup>9</sup>公取委の勧告後に参入した企業はアウトサイダーと見なす。

ある自治体における公共調達の入札価格分析

表 4 基本統計量：インサイダーとアウトサイダー（全期間・A・B）

(i) 入札率

	インサイダー			アウトサイダー		
	全期間	期間 A	期間 B	全期間	期間 A	期間 B
入札数	5857	2197	3660	1957	60	1897
平均	0.969	0.998	0.952	0.945	1.007	0.943
標準偏差	0.048	0.032	0.048	0.060	0.030	0.060
変動係数	0.050	0.032	0.050	0.064	0.029	0.064
歪度	-1.467	0.950	-2.039	-1.741	0.155	-1.783
尖度	4.892	2.678	4.377	2.564	0.623	2.525
中央値	0.977	0.996	0.968	0.965	1.008	0.964
最大値	1.180	1.180	1.082	1.090	1.090	1.000
最小値	0.729	0.886	0.729	0.716	0.943	0.716
範囲	0.450	0.294	0.352	0.374	0.147	0.284

(ii) 落札率

	インサイダー			アウトサイダー		
	全期間	期間 A	期間 B	全期間	期間 A	期間 B
落札数	809	382	427	195	4	191
平均	0.935	0.965	0.909	0.864	0.956	0.862
標準偏差	0.055	0.018	0.063	0.078	0.015	0.078
変動係数	0.059	0.019	0.069	0.090	0.016	0.090
歪度	-1.765	-0.458	-1.088	-0.257	1.455	-0.228
尖度	2.635	0.610	0.180	-1.244	2.222	-1.246
中央値	0.952	0.967	0.929	0.882	0.952	0.879
最大値	1.000	1.000	1.000	0.992	0.978	0.992
最小値	0.730	0.886	0.730	0.716	0.943	0.716
範囲	0.270	0.114	0.270	0.276	0.034	0.276

注) 入札率は入札価格/予定価格、落札率は落札価格/予定価格。変動係数は標準偏差を平均で除した値。

インサイダーの平均落札率は 0.965 でありあまり差がないことからアウトサイダーもこの談合にフリーライドしている可能性がある。またアウトサイダーの落札率の変動係数は相変わらず小さい。

次に前節で分析したように過渡期におけるインサイダーとアウトサイダーの効果を表 5 を参照しつつ考察を行おう。入札率に関しては過渡期にインサイダーとアウトサイダーはほぼ同じ入札率 (0.975) になる行動を取っている。しかし、変動係数は幾分アウトサイダーの方が大きい。談合期から過渡期には両者とも変動係数が下がっているのが特徴的である。競争的になれば変動係数が上がるのが普通であるがこの場合は例外になっている。一方、両者の落札に関しては共に下落しているが、アウトサイダーの下落が大きい (インサイダー 0.950, アウトサイダー 0.852)。また、アウトサイダーの過渡期における落札件数は 70 件と談合期に比べて 18 倍の増大を示している。変動係数は両者とも大きくなっているが、アウトサイダーの増加割合がとても激しい (インサイダーは 0.034, アウトサイダーは 0.099)。さらにこのアウトサイダーの変動係数は入札率のそれよりも約 3.6 倍の大きさになっている。過渡期における落札率の歪度

表5 基本統計量：インサイダーとアウトサイダー (A・C・D)

(i) 入札率

	インサイダー			アウトサイダー		
	期間 A	期間 C	期間 D	期間 A	期間 C	期間 D
入札数	2197	1339	2321	60	96	1801
平均	0.998	0.976	0.937	1.007	0.975	0.942
標準偏差	0.032	0.021	0.053	0.030	0.026	0.061
変動係数	0.032	0.021	0.057	0.029	0.027	0.065
歪度	0.950	-3.593	-1.605	0.155	-3.162	-1.729
尖度	2.678	21.923	2.342	0.623	12.562	2.294
中央値	0.996	0.981	0.952	1.008	0.981	0.962
最大値	1.180	1.000	1.082	1.090	1.000	1.000
最小値	0.886	0.773	0.729	0.943	0.840	0.716
範囲	0.294	0.227	0.352	0.147	0.160	0.284

(ii) 落札率

	インサイダー			アウトサイダー		
	期間 A	期間 C	期間 D	期間 A	期間 C	期間 D
落札数	382	160	267	4	70	177
平均	0.965	0.950	0.884	0.956	0.852	0.856
標準偏差	0.018	0.033	0.064	0.015	0.084	0.076
変動係数	0.019	0.034	0.072	0.016	0.099	0.089
歪度	-0.458	-2.893	-0.693	1.455	0.089	-0.166
尖度	0.610	10.830	-0.624	2.222	-1.425	-1.270
中央値	0.967	0.959	0.914	0.952	0.840	0.866
最大値	1.000	0.999	1.000	0.978	0.986	0.992
最小値	0.886	0.773	0.730	0.943	0.719	0.716
範囲	0.114	0.226	0.270	0.034	0.267	0.276

注) 表4に同じ。

はインサイダーはマイナスであるが、アウトサイダーのそれはプラスである。その尖度についてはインサイダーはプラスであるが、アウトサイダーのそれはマイナスである。この大きな非対称性が談合を切り崩した大きな動因であったことが以下の考察から推察されよう。

## 5 勝率

企業が入札を行う際には自らが見積もりを作り落札した時の労働力や資材の調達準備の費用がかかる。入札数に対して落札数の割合をここで「勝率」と呼ぶならば、この値が低いほど入札市場は競争的であると言えよう。各期の勝率を表6より読み取ると談合期間から過渡期そして競争期Dを経るに従って勝率が下落してより競争的になったことが分かる。期間Aから期間Dへ勝率が40%近く下がったのはこの入札市場に大きな競争圧力が加わったことであろう。それはこの自治体の入札改革による地域要件の緩和や一般競争入札の導入によるものであろう。また、この地域の談合が崩れたためより積極的に新規参入を呼び込んで入札数が増えた

表 6 各期の勝率

	全期間	期間 A	期間 B	期間 C	期間 D
勝率 (%)	12.85	17.10	11.12	12.13	10.77

表 7 インサイダーとアウトサイダーの各期の勝率

	全期間		期間 A		期間 B		期間 C		期間 D	
	In	Out	In	Out	In	Out	In	Out	In	Out
勝率 (%)	13.81	9.96	17.39	6.67	11.67	10.07	11.95	72.92	11.50	9.83

注) In はインサイダーの略, Out はアウトサイダーの略である。

ためでもあるかも知れない。

次に表 7 に示されている分析対象期間を 3 期に分けたインサイダーとアウトサイダー別の勝率に考察を加える。全期間を通じてインサイダー即ち談合企業の方が勝率が高い。特に談合期間ではアウトサイダーの 2.6 倍の勝率を誇っている。しかし、競争期間へ移行するとインサイダーは高々 1% ほどアウトサイダーの勝率を上回るだけである。最も大きな特徴は過渡期 C の勝率である。インサイダーのそれは約 12% であり競争期の平均とあまり変わらないが、アウトサイダーの勝率は約 73% に急上昇している。具体的な入札数は 96 件であり、落札件数は 70 件である。このような談合が破れた後の積極的なアウトサイダーの入札行動がこの市場に競争をもたらしたとと言える。勧告審決後の競争期間ではアウトサイダーの勝率は約 10% に下落しており、この過渡期の行動を際立たせている。このような過渡期の異常な行動は一つの状態から他の状態への遷移で有り通常の静的な経済理論では分析は難しいと思われる。しかしながらこのインサイダーの行動こそがこの市場に競争をもたらし大きな原動力だと言えるだろう。

## 6 上半期と下半期

通常、公共事業は単年度単位で実施される。企業の会計も計画された期間内の売り上げや利益を計上する。年度の上半期に多く受注した企業は下半期にはあまり積極的に入札には参加しないだろう。また自治体もその土地の季節性や年度末の繁忙などにより入札案件を上半期により多く行うことも容易に理解されよう。このような年度内の上半期と下半期での入札行動を確認しよう。表 8 と表 9 に各期間の年度を 4 月から 9 月の上半期と 10 月から 3 月までの下半期に分けた入札価格の基本統計量が記載されている。

表 8 基本統計量：上半期と下半期（全期間・A・B）

(i) 入札率

	上半期			下半期		
	全期間	期間 A	期間 B	全期間	期間 A	期間 B
入札数	5046	1142	3904	2768	1115	1653
平均	0.953	0.992	0.942	0.981	1.004	0.965
標準偏差	0.056	0.031	0.057	0.039	0.032	0.036
変動係数	0.059	0.031	0.060	0.040	0.032	0.037
歪度	-1.634	0.873	-1.747	-1.034	1.025	-2.596
尖度	3.315	2.081	2.614	6.320	3.207	8.320
中央値	0.968	0.990	0.960	0.982	1.001	0.974
最大値	1.149	1.149	1.082	1.180	1.180	1.000
最小値	0.716	0.909	0.716	0.734	0.886	0.734
範囲	0.433	0.240	0.365	0.446	0.294	0.266
参加者 <sup>α)</sup>	8.363	6.005	9.453	6.928	5.713	8.083

(ii) 落札率

	上半期			下半期		
	全期間	期間 A	期間 B	全期間	期間 A	期間 B
落札数	604	191	413	400	195	205
平均	0.905	0.961	0.879	0.946	0.969	0.925
標準偏差	0.073	0.018	0.074	0.045	0.017	0.053
変動係数	0.080	0.019	0.084	0.048	0.017	0.058
歪度	-0.985	-0.255	-0.552	-2.060	-0.612	-1.392
尖度	-0.250	-0.282	-0.991	4.539	2.211	1.403
中央値	0.929	0.964	0.910	0.959	0.969	0.945
最大値	1.000	1.000	1.000	1.000	1.000	0.999
最小値	0.716	0.909	0.716	0.734	0.886	0.734
範囲	0.284	0.091	0.284	0.266	0.114	0.266

注) 表 2 に同じ。

まず最初に特徴的なのは入札数の変化である。談合期では上半期と下半期でほぼ同じ数の入札数であったが、競争期では上半期が下半期のほぼ約 2.4 倍の入札数になっている。この談合は官製談合であったので、談合が崩壊した後に入札が不調になった場合に工事の完遂を危ぶんだこの自治体が上半期に入札を行ったと推察できる。もちろんこの推論は正しいとは限らないが一つ言えることは、競争状態を維持する公共調達を実施する官公庁は不調を恐れてはいけな

いし、さらに不調を予想して予め入札を前倒しするなどの施策をすべきだろうという事である。第二点は入札・落札率は上半期よりも下半期の方が競争期であっても談合期であっても高いということである。これは年度毎に事業を考えている企業は、上半期に工事を受注していたのならば下半期にはそれ程積極的に入札には参加していないことを意味するだろう。競争期の方がそれらの率の上昇が大きいことはそれを証拠づけている。競争がある方が工事受注残高の効果が効いていることは Bajari and Ye (2003) の観察を裏付けている。特に落札率は 0.061 ポイントも上昇していることは特筆に値する。

ある自治体における公共調達の入札価格分析

表 9 基本統計量：上半期と下半期（期間 A・C・D）

(i) 入札率

	上半期			下半期		
	期間 A	期間 C	期間 D	期間 A	期間 C	期間 D
入札数	1142	758	3146	1115	677	976
平均	0.992	0.977	0.933	1.004	0.976	0.957
標準偏差	0.031	0.021	0.059	0.032	0.021	0.042
変動係数	0.031	0.022	0.063	0.032	0.021	0.044
歪度	0.873	-3.367	-1.533	1.025	-3.805	-2.071
尖度	2.081	18.307	1.741	3.207	24.190	4.917
中央値	0.990	0.981	0.952	1.001	0.980	0.970
最大値	1.149	1.000	1.082	1.180	1.000	1.000
最小値	0.909	0.799	0.716	0.886	0.773	0.734
範囲	0.240	0.201	0.365	0.294	0.227	0.266
参加者 <sup>α)</sup>	6.005	8.713	9.650	5.713	7.839	8.263

(ii) 落札率

	上半期			下半期		
	期間 A	期間 C	期間 D	期間 A	期間 C	期間 D
落札数	191	87	326	195	87	118
平均	0.961	0.947	0.861	0.969	0.952	0.906
標準偏差	0.018	0.035	0.071	0.017	0.032	0.057
変動係数	0.019	0.037	0.082	0.017	0.034	0.063
歪度	-0.255	-2.341	-0.359	-0.612	-3.230	-0.871
尖度	-0.282	6.557	-1.209	2.211	13.698	0.126
中央値	0.964	0.958	0.877	0.969	0.959	0.929
最大値	1.000	0.987	1.000	1.000	0.999	0.992
最小値	0.909	0.799	0.716	0.886	0.773	0.734
範囲	0.091	0.187	0.284	0.114	0.226	0.258

注) 表 2 に同じ。

さらに価格の変動についても前に考察した結論を補強する材料になる。談合期は上半期も下半期もほぼ同じ変動係数である。しかし、競争期 B には大幅な変動係数の低下がある。もっとも過渡期 C については変動係数は談合期と同様ほぼ同じと見て良い。過渡期は一年弱の期間なのでサンプル数が少ないため変わらなかったかもしれない。移行期の価格の動向は平均価格の下落から始まりその後には散らばりの度合いの拡大があるのかも知れない。

歪度と尖度に関しては一つ指摘するならば、談合と競争期において入札率及び落札率の尖度が上半期から下半期で大きくなっていることである。これは入札率が高くなり競争が弱まっているが、それは高い平均の周りにそれが集まりより高いピークを形成していることに対応している。

年度毎に入札を実施して予算の消化を企図するならば、競争的な入札において不調になる恐れがある。ここで分析している官製談合のような場合は、上半期と下半期でほぼ半数の入札を行うだろうが、市場が競争的になれば不調になる恐れがあるので上半期により多くの入札を実

施するという見方をこれらのデータは裏付けている。この観察は自治体側の順調な予算の消化を意図する公共調達に官製談合を助長する。この研究の結果を活用するならば年度内の半期毎の単純な入札数の違いが官製談合の防止に役立つかも知れないということである<sup>10</sup>。さらに不調や入札辞退の特徴を良く調べることによって入札に談合があるかないかを発見することが可能かも知れない。この点についてはさらに今後の課題としたい。

## 7 入札行動の変化

これまで、入札率と落札率に関する記述統計量を期間ごとに整理し、それらの特徴をみてきた。ここでは、談合期間と競争期間における入札参加者の行動の差異を、統計的な仮説検定に基づいて考察することにしよう<sup>11</sup>。

まず、2群の平均値に差があるか否かを検定する。ここで、分析対象の2群とは、公取委の立入調査開始前の期間Aと、その後の期間Bにおける入札率（あるいは落札率）である。

2群の平均値の差の検定方法とは、一般的にt検定を利用することを指す。これは、分析対象の2群の分散が等しいという仮定の下で「平均値の差」を検定するものである。しかし、これまでにもみたように、期間Aと期間Bにおける入札率（あるいは落札率）の分散（標準偏差）は、等しいとは考えにくい。そこで、各期間の入札率（または落札率）が正規分布に従っていると考え、まず「等分散性の検定」を行うことにしよう。

等分散性の検定では、2群の母分散が等しいという帰無仮説に対して検定統計量を計算する。その検定統計量はF分布に従うことが知られており、それを用いて検定するのである。表10に、期間Aと期間Bにおける入札率および落札率の等分散性の検定結果を示す。この結果は、各期間における分散が互いに等しいとはいえないことを示している。

つぎに、入札行動が期間を通じて変化してきたか否かを確認するために、期間Aと期間Bの入札率（または落札率）の平均値の差を検定するのであるが、等分散性の検定結果より、通常のt検定は利用できない。そこで、分散が異なる場合の検定方法として知られている、Welchの方法を援用することにしよう。その結果を示したものが、表11である。

表11は、期間Aと期間Bにおける入札率（および落札率）の平均は、統計的に有意な差があることを表している。すなわち入札参加者の行動（入札率の平均）は、公取委による調査前の談合期間と調査後の競争期間とは異なること、また落札者の行動（落札率の平均）も同様に異なることを示唆している。

以上の検定結果は、公取委の立入調査前後における入札行動の変化をみたものである。以下では、談合期A、過渡期C、競争期Dの3期間において、入札参加者の行動に差異が生じたか

<sup>10</sup> 武藤 (2003, p.39) はこのような行動を行政側の事なかれ主義と呼んでいる。

<sup>11</sup> 本節で用いる統計的手法に関しては、石村・石村 (2008) などを参照されたい。



ある自治体における公共調達の入札価格分析

表 10 等分散性の検定結果

	検定統計量	
	入札率	落札率
$H_0$ : 期間 A の分散 = 期間 B の分散	0.37**	0.06**

注) 入札率と落札率に関する検定統計量は、それぞれ自由度 (2256, 5556), (385, 617) の F 分布に基づいて検定されている。 \*\* は 1%水準で有意であることを示す。

表 11 Welch の方法による検定結果

	検定統計量	
	入札率	落札率
$H_0$ : 期間 A の平均値 = 期間 B の平均値	50.32**	23.60**

注) 入札率と落札率に関する検定統計量は、それぞれ自由度 6646, 736 の t 分布に基づいて検定されている。 \*\* は 1%水準で有意であることを示す。

表 12 等分散性の検定結果 (Bartlett の検定)

	検定統計量	
	入札率	落札率
$H_0$ : 期間 A, C, D の母分散は全て等しい	1969.12**	626.85**

注) 自由度 2 の  $\chi^2$  分布に基づいて検定されている。 \*\* は 1%水準で有意であることを示す。

表 13 等分散性を仮定しない一元配置分散分析の結果

	検定統計量	
	入札率	落札率
$H_0$ : 期間 A, C, D の母平均に差がない	1397.00**	363.38**

注) 入札率と落札率に関する検定統計量は、それぞれ自由度 (2, 4871), (2, 398) の F 分布に基づいて検定されている。 \*\* は 1%水準で有意であることを示す。

について分析する。

3 群以上の平均の差をみる場合、前述の方法ではなく一元配置分散分析を用いる。前述のように、等分散性の有無を確認する必要があるため、ここでは Bartlett の検定を行うことにしよう。この結果を表 12 に示す。表 12 は、入札率と落札率に関する帰無仮説は共に棄却されることを表している。すなわち、入札率の母分散も落札率のそれも、少なくとも一つの期間における母分散は異なることを示唆している。

談合期 A、過渡期 C、競争期 D の 3 期間における入札率（あるいは落札率）の平均の差異をみるために、ここでは等分散性を仮定しない一元配置分散分析を行う。表 13 は、その分析結果を示したものである。この分析結果をみると、入札率の平均についても落札率のそれについて

表 14 Games-Howell の多重比較の結果

	検定統計量	
	入札率	落札率
AC 間	24.53**	5.75**
AD 間	52.86**	26.76**
CD 間	35.63**	18.26**

注) 検定統計量はそれぞれ、以下の自由度の  $t$  分布に基づいて検定されている。入札率 AC 間：3685, AD 間：6370, CD 間：5531, 落札率 AC 間：218, AD 間：508, CD 間：592。 \*\* は 1%水準で有意であることを示す。

も A, C, D 間で少なくとも一つの差があることがわかる。しかし、表 13 の結果からは、どの期間について差が生じているかは明らかではない。そこで、Tukey 型対比の方法であり Welch の統計量を基礎とした Games-Howell の多重比較法を用いて、平均値の差が生じている期間を確認することにしよう。

Games-Howell の多重比較の結果を表 14 に示す。この結果から、AC, AD, CD 間での入札率および落札率の平均値は統計的に有意な差があるということが明らかとなった。

## 8 入札価格への影響

本節では、これまでの考察を踏まえて、入札価格に関する簡単な実証分析を行う<sup>12</sup>。まず最初に全期間での入札価格と落札価格の分析を行う。その上で 3 つの期間の構造変化を調べさらに各期間での入札価格に影響を与える各種要因を探求する。

### 8.1 入札価格と構造変化

ここでは入札価格がいかなる要因によって決定づけられるかを検討するために、以下の回帰モデルを考察する ( $i$  は各入札に対する添字,  $N$  はサンプルサイズ) :

$$\begin{aligned}
 Y_i = & \alpha + \beta_1 SIZE_i + \beta_2 NBIDDER_i + \beta_3 BACKLOG_i \\
 & + \beta_4 OUTCITY_i + \beta_5 ENTRANT_i + \beta_6 AFTER_i + \epsilon_i \quad (1) \\
 & (i \in \{1, 2, \dots, N\})
 \end{aligned}$$

但し、 $Y_i$  は従属変数であり、以下では  $BID_i$  (入札価格の自然対数値) と  $WIN_i$  (落札価格の自然対数値) の 2 つのケースについて考察する。 $\alpha$  は定数項、 $SIZE_i$  は工事にかかる費用 (予定価格) の自然対数値、 $NBIDDER_i$  は各競売における入札参加者数、 $BACKLOG_i$  は 90 日以内に落札した工事の合計額に 1 を加えた値の自然対数値<sup>13</sup>、 $OUTCITY_i$  は工事発注の自治

<sup>12</sup>以下の分析では、統計パッケージ EViews 6 を使用した。

<sup>13</sup>本論で用いたデータには、工事日数が含まれていなかった。そのため、先駆的な研究として挙げられる Porter and Zona (1993, p.533) に倣って 90 日間とした。

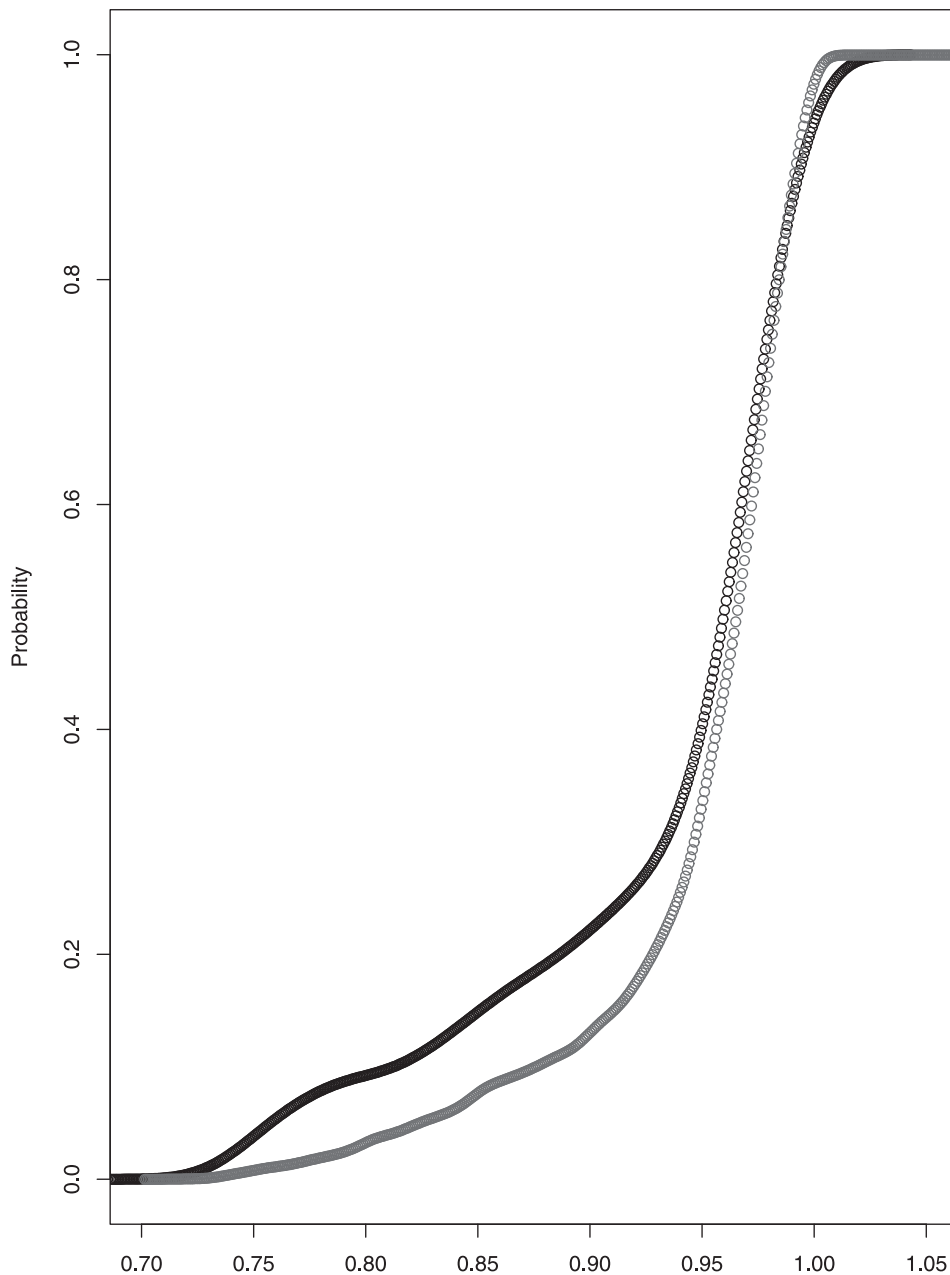


図7 既存企業と新規参入企業の入札率の累積分布関数

体外に入札参加者の事業所がある場合に1をとるダミー変数,  $ENTRANT_i$  は新規参入事業者である場合に1をとるダミー変数である。ここで新規参入企業とは公取委の立入調査前に入札に参加していなかった業者で立入調査後に初めて入札を行った企業である。その後の2回目以降の入札に関しては既存業者として扱う。この新規参入企業と既存企業の入札率の累積分布関

表 15 全期間における推定結果

	従属変数 Y	
	(i) <i>BID</i>	(ii) <i>WIN</i>
<i>CONST</i>	-0.0444** (0.0110)	-0.2432** (0.0334)
<i>SIZE</i>	1.0025** (0.0007)	1.0148** (0.0023)
<i>NBIDDER</i>	-0.0011** (0.0002)	-0.0060** (0.0010)
<i>BACKLOG</i>	0.0016** (0.0002)	0.0016** (0.0006)
<i>OUTCITY</i>	0.0137** (0.0031)	-0.0231 <sup>†</sup> (0.0136)
<i>ENTRANT</i>	-0.0075** (0.0020)	-0.0441** (0.0078)
<i>AFTER</i>	-0.0437** (0.0014)	-0.0476** (0.0045)
<i>N</i>	7812	1004
$\bar{R}^2$	0.9972	0.9964

注) *CONST* は定数項. \*\*, <sup>†</sup> は、それぞれ 1%、10%水準で有意であることを示す。括弧内の数値は、White (1980) の不均一分散頑強標準誤差。

数を描いたのが図 7 である。明らかに新規参入企業の方が比較的低い入札価格を提示していることが一目瞭然である。これは De Silva et al. (2003) が行った入札市場での参入行動の分析と整合的である。*AFTER<sub>i</sub>* は公取委の調査開始後の入札に対して 1 をとるダミー変数であり、 $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_6$  は独立変数の各々の係数である。そして  $\epsilon_i$  は誤差項を表す。

まず、全期間における入札価格と落札価格に関する推定結果を表 15 に示す。以下の推定結果は、分散が不均一である場合の White (1980) の修正方法によって、標準誤差を修正している<sup>14</sup>。表 15 の結果は、談合期間と競争期間を含むため、それらを区別するためのダミー変数 *AFTER* が含まれている。入札価格に関するモデル (i) においても、落札価格のモデル (ii) においても 1% で有意であり、ともに公取委の調査以降、価格が低下する傾向にあることが示されている。またモデル (ii) の *OUTCITY* 以外、すべての係数が 1% で有意となっている。

各独立変数について詳しくみていこう。各工事の予定価格 (*SIZE*) の係数は正となっており、予定価格が高く設定されると、入札価格および落札価格は高くなる傾向にあることを示している。各工事の入札参加者数 (*NBIDDER*) の係数は負である。これは、入札参加者数が増加すればするほど、その工事に対する入札は競争的になり、価格が低下する可能性を示唆している。

<sup>14</sup>前節までの議論は、サンプルを各期間に分けて、それぞれの分散が等しくないことを確認していた。ここでの分散不均一性という概念は、それとは異なることに注意されたい。しかし、従属変数として扱う入札価格や落札価格の分散が、期間を通じて変化していることを勘案すれば、推計された誤差項も均一ではないと推測されるため、以下では White の修正方法を援用することにする。不均一分散と White の不均一分散頑強標準誤差に関しては、浅野・中村 (2009)、北村 (2009) などを参照されたい。

表 16 構造変化の検定結果 (Chow テスト)

	F 統計量	
	(i) <i>BID</i>	(ii) <i>WIN</i>
$H_0$ : 3 期間に構造変化はない	68.72**	21.41**

注) 3 期間 A, C, D の境をブレイクポイントとした。それぞれ自由度 (10, 7795), (10, 987) の F 分布に基づいて検定されている。\*\* は 1%水準で有意であることを示す。

また、入札参加者の生産能力が制約されているか否かを測るための代理変数として用いた *BACKLOG* の係数は、どちらの回帰モデルにおいても正であった。この結果は、90 日以内に工事を受注した企業は、そうでない企業に比して入札価格を高く設定する、つまり積極的な入札を行わない傾向があるといえよう<sup>15</sup>。そして、入札参加者の費用構造の違いを制御するためのダミー変数 *OUTCITY* の係数は、モデル (i) では有意に正、モデル (ii) では負となった。工事発注の自治体外の企業は自治体内の企業と比較して高い入札価格を付けるという結果は、De Silva et al. (2003) が行った実証研究では費用の高い企業ほど積極的な入札を行うという結論に反している。また、Maskin and Riley (2000) の非対称オークションの理論においても後者の結果を支持している。これらの結論と一見矛盾しているようではあるが、落札価格については反対に 10% 有意水準ではあるが市外企業の方が低い付け値をしている。この市場は情報の非対称性が大きく市外企業は極端に高い価格を付けざるを得ないが、落札を真剣に考える企業や案件に対しては市内企業よりも低い価格を付けていると考えられる。さらに、新規参入事業者ダミー (*ENTRANT*) の係数は、モデル (i), (ii) とともに負の値となっており、新規参入者は既存の事業者よりも積極的な入札をする傾向があることを示唆している。これらの結果は、直感的にも適合しているといえよう。

公取委による立入調査や勧告審決が行われたことによって、競売構造に変化が生じたと考えることは妥当であろう。そこで、構造的な変化があったか否かを確認するために、構造変化の検定として一般的に用いられている Chow テストを行う<sup>16</sup>。その結果を表 16 に示す。これは、公取委の調査開始前後と勧告審決前後では構造変化が認められるという結果を示している。ただしこの結果は 3 つの期間を通してある 1 期間が構造的に変化しているかどうかを確かめた結論である事に注意されたい。

## 8.2 各期間の入札価格

以下では、期間を細分化した入札（落札）価格形成に影響を与える要因を考察する。まず、

<sup>15</sup>これは、Bajari and Ye (2003) などの先行研究における結果と一致している。

<sup>16</sup>Chow テストは、構造変化があった時点が明確でなければ用いることができない。Chow テストの概要については、牧 (2001)、浅野・中村 (2009) などを参照されたい。

表 17 談合期間と競争期間における推定結果

	談合期間 A		競争期間 B	
	(A-i) <i>BID</i>	(A-ii) <i>WIN</i>	(B-i) <i>BID</i>	(B-ii) <i>WIN</i>
<i>CONST</i>	0.0975** (0.0177)	-0.1408** (0.0188)	-0.1539** (0.0152)	-0.3585** (0.0612)
<i>SIZE</i>	0.9923** (0.0014)	1.0066** (0.0015)	1.0066** (0.0010)	1.0192** (0.0041)
<i>NBIDDER</i>	0.0031** (0.0012)	-0.0005 (0.0013)	-0.0014** (0.0002)	-0.0067** (0.0012)
<i>BACKLOG</i>	0.0009** (0.0002)	0.0007* (0.0003)	0.0019** (0.0002)	0.0023* (0.0009)
<i>OUTCITY</i>	0.0102† (0.0053)	-0.0018 (0.0074)	0.0120** (0.0034)	-0.0311† (0.0172)
<i>ENTRANT</i>			-0.0051* (0.0021)	-0.0400** (0.0083)
<i>N</i>	2257	386	5557	618
$\bar{R}^2$	0.9990	0.9997	0.9963	0.9944

注) *CONST* は定数項. \*\*, \*, † はそれぞれ, 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す. 括弧内の数値は, White (1980) の不均一分散頑強標準誤差.

全期間を公取委の調査開始前後, すなわち談合期間 A と競争期間 B に分けて推計したものを表 17 に示す. 入札価格の談合期間の推定結果 (A-i) およびその競争期間の推定結果 (B-i) を比較検討する. ここで, 談合期間 A では *ENTRANT* を外していることに注意せよ. 両期間における各入札の予定価格 *SIZE* の係数は, 1%水準で有意であり, 正の値を示している. この係数の符号は, 公取委の調査開始前後で変化しておらず, どちらの期間においても, 予定価格が高いと入札価格は高くなる傾向があると言える. *NBIDDER* の係数は, モデル (A-i) では有意に正, (B-i) では有意に負である. 談合期間 A では, 直観的な符号とは一致せず, 各工事への入札参加者の増加が入札価格を押し上げる傾向にあることを示す. 談合が行われているので入札参加者数が競争をもたらさなくても不思議はないだろう. また競争期間 B では入札参加者が増えれば, 当該工事に対する入札価格は低下することを示している. 競争的な入札が行われていることは第 7 節の分析を裏付けている. *BACKLOG* の係数は, 両モデルにおいて有意に正である. この結果は, 新たな工事に入札する際, 以前の工事費用が大きければ, 入札価格を上昇させる傾向があることを示している. また *OUTCITY* の係数も正であり, これは自治体外の企業であれば入札価格を高く設定する可能性を示唆している. モデル (B-i) の *ENTRANT* は, 5%水準で有意に負である. これは, 公取委の立入調査後に新規参入した事業者は低い価格を付ける傾向があることを意味している. 係数の大きさを比べると予定価格, 受注残高及び市外ダミーの全てで談合期よりも競争期間の係数が大きくなっている. 入札に関連する変数に入札価格が敏感に反応しておりこれは一つの競争の効果と言えよう.

落札価格の談合期間の推定結果 (A-ii) およびその競争期間の推定結果 (B-ii) は, 入札価格のそ

表 18 過渡期と競争期における推定結果

	過渡期 C		競争期 D	
	(C-i) <i>BID</i>	(C-ii) <i>WIN</i>	(D-i) <i>BID</i>	(D-ii) <i>WIN</i>
<i>CONST</i>	-0.0474** (0.0109)	-0.1754** (0.0467)	-0.2075** (0.0200)	-0.4715** (0.0771)
<i>SIZE</i>	1.0013** (0.0007)	1.0092** (0.0031)	1.0094** (0.0013)	1.0250** (0.0050)
<i>NBIDDER</i>	-0.0007** (0.0002)	-0.0041** (0.0010)	-0.0014** (0.0003)	-0.0065** (0.0012)
<i>BACKLOG</i>	0.0013** (0.0003)	0.0016 (0.0010)	0.0003 (0.0003)	0.0001 (0.0011)
<i>OUTCITY</i>	-0.0075 (0.0076)	-0.0089 (0.0078)	0.0094** (0.0035)	-0.0244 (0.0177)
<i>ENTRANT</i>	0.0041 (0.0029)	0.0101 (0.0078)	0.0053* (0.0023)	-0.0214* (0.0091)
<i>N</i>	1435	174	4122	444
$\bar{R}^2$	0.9995	0.9987	0.9956	0.9941

注) 表 17 に同じ。

れとは少し異なった傾向性をみせる。両モデル (A-ii) および (B-ii) における *SIZE*, *BACKLOG* の係数、そしてモデル (B-ii) の *NBIDDER*, *ENTRANT* の係数は、それぞれ入札価格に関する結果と同じ符号である。談合期の落札価格に対する *NBIDDER* の係数の符号は統計的に有意ではないマイナスである。これは談合によって競争の機能が働いていないことを示している。また、談合期間の市外ダミーは有意ではない負の符号を持っていて、一方競争期間のそれは 10% 水準の有意水準で負の符号を有している。距離変数については議論のあるところである。例えば、Bajari and Ye (2003) や Jofre-Bonet and Pesendorfer (2000) は有意に価格を引き上げる効果を距離変数は持っている結論を得ている。一方で De Silva, Dunne, and Kosmopoulou (2003) は距離は入札価格及び落札価格には有意な影響を与えていないと論じている。距離の変数として市外ダミーを用いたがもっと詳細な距離変数を用いれば結果が変わる可能性がある。また、この入札市場はある都道府県の中規模都市であるため市外の大規模な都市に本店を置く競争的な企業によって落札が行われた場合に価格が低くなるという説も成り立つ可能性がある。第 5 節の分析で過渡期にインサイダーが高い勝率を示したことを発見したが、多くのインサイダーは市外企業であるので談合を突き破った低価格がこのダミーに負の符号を与えているとも推察できよう。

過渡期 C の入札価格 (C-i), その落札価格 (C-ii), 競争期 D の入札価格 (D-i) およびその落札価格 (D-ii) における各変数の影響度を推定結果の表 18 を用いて考察する。両期の *SIZE* と *NBIDDER* の係数は、全て 1% 水準で有意であり符号はそれぞれ正と負になり競争状態の結果と一致する。特に競争期 D の符号の絶対値が最も高く通常の入札競争が働いていると思慮できる。受注残高の係数である *BACKLOG* は、過渡期の入札価格のみ統計的に有意であるプラス

の符号を持っている。他のケースでは正の符号が現れているものの統計的に有意ではない。

この推計結果の際だった特徴は、過渡期 C における入札価格及び落札価格の市外ダミー *OUTCITY* と参入ダミー *ENTRANT* である。どちらの係数も統計的な有意性は満たされないが、係数の符号をみると競争的な状態の符号とは逆の値—それぞれ負と正—が出てきている。談合期間での入札価格の市外ダミーは 10% の有意水準で正の符号で有り、落札価格のそれは有意ではない負の符号である。市外ダミーは過渡期においては入札価格及び落札価格にはそれ程有意な影響を与えないという結論を得た。これは過渡期における一つの特徴なのかも知れないが、これは先に紹介した第 5 節の分析での過渡期にインサイダーが高い勝率を示した観察によって説明できる。通常は経済理論的にはコストが高まり正となるはずであるが、談合状態を崩すために市外企業の一部が低い入札を実施したことを反映してマイナスの符号を付けたのである。もっとも符号に有意性を与えるほど大きな力ではないが市外企業の費用のディスアドバンテージを相殺する以上の低い付け値だったのである。

しかし、競争期 D の入札価格に対しては市外ダミーは有意な正の符号を持っているが、落札価格に関しては有意ではない。それは談合期の入札価格に関しては幾分正の影響を与えているから市外企業の行動は入札価格に対して大きく市内企業と異なっているが、落札価格に関しては他の変数の影響の方が強くこの変数に関しては市内企業と余り変わらない。競争期 D については、入札価格に対する市外ダミーが正の影響を与えており、落札価格に対して新規参入ダミーが負の影響を与えている。しかし、入札価格に対して新規参入ダミーは有意水準 5% で正の影響を与えている。これは長い競争期間 B であれば負の影響を与えており解釈が難しいところである。一部に符号の逆転はあるものの実際に契約される落札価格ベースで見ると新規参入企業は競争期間 B と D において積極的に低い入札を行っていると言えるだろう。

## 9 おわりに

本研究ではある自治体の入札価格を詳細に調べることによって共謀と競争の違いを浮き彫りにした。さらに官製談合期と崩壊後の入札を観察することにより公共調達をする側の行動変化をも観察できた。つまり円滑な事業遂行が官製談合の誘因になるかも知れないのである。これはまだ仮説の域を出ないがさらに詳しく調べることによって日本の談合は殆どが官製談合と言われる中でその防止の糸口を見つけることができる可能性が大いにある。さらに簡単な平均価格や変動係数で競争と談合を区別することができるのは実務家にとっても大いに役立つ知見だと思われる。入札や落札価格についてはほぼ既存研究と整合的な結果が得られた。しかし、有意性や他の変数の導入などの課題はまだ残されている。また、この論文の大きな特徴は談合期から競争期への過渡期を設定することによって競争へのダイナミックな動きを記述できたことである。過渡期においてインサイダーの高い勝率は公取委の調査が談合発覚の引き金になった



としても市場を安定的な競争へ導いた大きな力になっていると考えられる。競争当局や調達者は特に競争を維持するために独禁法の非摘発企業の行動をアシストすることによって日本の自由で公正な競争を維持できるであろう。

## 参考文献

Abrantes-Metz, R. M., L. M. Froeb, J. Geweke, and C. T. Taylor (2006) “A Variance Screen for Collusion,” *International Journal of Industrial Organization*, vol. 24, pp. 467–486.

Bajari, P. and L. Ye (2003) “Deciding Between Competition and Collusion,” *Review of Economics and Statistics*, vol. 85, no. 4, pp.971–989.

De Silva, D. G., T. Dunne, and G. Kosmopoulou (2003) “An Empirical Analysis of Entrant and Incumbent Bidding in Road Construction Auctions,” *Journal of Industrial Economics*, vol. 51, pp. 295–316.

Jofre-Bonet, M. and M. Pesendorfer (2000) “Bidding behavior in a repeated procurement auction: A summary,” *European Economic Review*, vol. 44, pp. 1006–1020.

Maskin, E. and J. Riley (2000) “Asymmetric Auctions,” *Review of Economic Studies*, vol. 67, no. 3, pp. 413–438.

Kato, M. and T. Tanno (2010) “Determinants of Bid Rigging in Public Procurement Auctions,” 日本経済政策学会 第 67 回 (2010 年度) 発表論文.

Pesendorfer, M. (2000) “A Study of Collusion in First-Price Auctions,” *Review of Economic Studies*, vol. 67, pp. 413–438.

Porter, R. H. and D. Zona (1993) “Detection of Bid-Rigging in Procurement Auctions,” *Journal of Political Economy*, vol. 101, pp. 518–538.

White, H. (1980) “A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity,” *Econometrica*, vol. 48, pp. 817–838.

浅野 哲・中村 二郎 (2009) 『計量経済学』(第 2 版), 有斐閣.

石村 貞夫・石村 光資郎 (2008) 『入門はじめての分散分析と多重比較』, 東京図書.

北村 行伸 (2009) 『ミクロ計量経済学入門』, 日本評論社.

丹野 忠晋・横田 武・宇野 貴士・加藤 雅俊 (2008) 『カルテルの実態調査と経済理論分析』, 競争政策研究センター共同研究報告書 CR03-07.

牧 厚志 (2001) 『応用計量経済学入門』, 日本評論社.

武藤 博己 (2003) 『入札改革』, 岩波書店.