

イベント開催へのコミットメントと災害リスクが
地価に与える影響の分析

2020年 3月

香川 涼亮

イベント開催へのコミットメントと災害リスクが
地価に与える影響の分析

香川 涼亮

システム情報工学研究科

筑波大学

2020年 3月

目次

第1章 序論	1
1. 研究の背景および目的	1
2. スポーツ施設と災害リスクが地価に与える影響に関する既存研究	2
3. 本論文の位置付けと構成	4
第2章 東京オリンピック・パラリンピックの開催決定で住宅地地価は上昇するか?	5
1. はじめに	5
2. 背景	8
3. データ	10
4. 推定方法	13
5. 推定結果	15
6. 結論	26
第3章 災害リスクが地価に与える影響の理論・実証分析	28
1. はじめに	28
2. モデル	29
3. 理論分析結果と政策的示唆	37
4. 実証分析：東京23区における中小河川の洪水ハザードマップ公表を例に	38
5. 地価関数の推定モデル	41
6. データセット	43
7. 地価関数の推定結果	46
8. 結論	51
第4章 結論	53
1. 本論文で得られた結果および政策的示唆	53
2. 今後の課題	54
参考文献	56
謝辞	61

表目次

表 2-1	記述統計（選手村から 25km 以内）	12
表 2-2	標識設置届の年別推移（件数）	12
表 2-3	オリンピック・パラリンピック開催決定と地価（主たる推定結果）	20
表 2-4	オリンピック・パラリンピック開催決定と標識設置届数	23
表 2-5	開催決定と地価（標識設置届によるコントロール）	25
表 3-1	比較静学分析結果	38
表 3-2	記述統計量	44
表 3-3	推定結果（住宅・近隣商業地域）	47
表 3-4	推定結果（商業地域）	48
表 3-5	推定結果（工業地域）	49

図目次

図 2-1	会場配置図及び輸送インフラ地図	7
図 2-2	選手村からの距離と地価の上昇率（アナウンス前（2012・13）と後（2015）の比較）	18
図 2-3	選手村からの距離と地価の上昇率（アナウンス前（2012・13）とより前（2010・11）の比較）	19
図 3-1	$0 \leq \alpha \leq h_s$ における付け値曲線	35
図 3-2	$h_s \leq \alpha \leq k$ における付け値曲線	36
図 3-3	$k \leq \alpha \leq 1$ における付け値曲線	37
図 3-4	予想浸水深分布	45
図 3-5	各区のハザードマップ公表年	45

第1章 序論

1. 研究の背景および目的

不動産取引において、買い手が土地の性質に関する情報を正確には知ることができないという不確実性が存在する。不確実性の状況が地価に与える影響に関する実証研究が進められている一方、都市における経済主体の立地選択とその結果としての都市構造に関して、不確実性を考慮して理論的に解明する研究はあまりなされていないのが現状である。

筆者の修士論文である香川（2012）は特に、災害リスクに関する情報の不完全性を取り上げ、災害リスクに関する情報の有無が家計の立地選択行動および均衡立地に与える影響について分析した。都市経済学における土地利用モデルは Fujita, M. (1989) にモデルの構造と主要な性質がまとめられており、この枠組みを用いて山口ほか（1999）が理論的に分析を行っている。これを基に、災害リスクに関する情報の家計への普及率が任意の割合をとる場合の均衡立地を求めた。その結果、リスク情報の普及によって①安全地域の地価上昇と危険地域の地価下落を通して、大部分の家計の安全地域への移動が実現する②既に情報を持っていた家計の厚生が低下するが、家計間の厚生格差が縮小する③家計全体の平均的な厚生は僅かに向上することを明らかにした。

本研究では引き続き理論的分析を行うだけでなく、東京の公示地価を用いた実証分析を行い、政策的示唆を得ることを目指す。特色としては、オリンピック・パラリンピック開催決定というポジティブなコミットメントと、浸水リスクというネガティブな情報公表の両面にわたって分析したことである。

2. スポーツ施設と災害リスクが地価に与える影響に関する既存研究

広くスポーツ施設が地価に与える影響を研究したものとして、以下が挙げられる。

Dehring et al. (2007) は新しいスポーツ会場が住宅の資産価値に与える影響について、Difference-in-difference (DID) 手法によるヘドニック分析を行った。ダラス市の住宅地価は、市内に新しいスタジアムが建設される可能性があることを発表した後に上昇し、同時に、スタジアムの代金を支払うことになるダラス郡の残りの部分で下落した。スタジアムの建設計画が破棄されたとき、これらのパターンが逆転した。

Ahlfeldt and Maennig (2010) はベルリンの地価を説明するヘドニックモデルを分析し、スポーツアリーナが半径約 3,000 m 以内に大きな正の影響を与えることを示した。

Huang and Humphreys (2014) は 1995 年から 2008 年の間に開設された 56 のプロスポーツ施設のデータから、新しい施設の開設により近隣地域での住宅ローンの申し込みが約 20% 増加したことを明らかにした。また国勢調査地区レベルのデータを使用した回帰分析によると、地元の収入と貧困率を調整すると効果が半減することが分かり、場所の特性が新しいスポーツ施設に関連する住宅ローン申請の増加に影響することを示した。

Wang and Bao (2018) は条件付評価法によって、経済、社会、環境の観点から北京オリンピックによる都市再生の効果を定量化した。アクセス可能な公共交通機関、気分の良さ、空気の質、交通渋滞の緩和、および緑のスペースが、上位 5 つの福祉向上要因であることを示した。

災害リスクが地価に与える影響を研究した近年の研究として、以下が挙げら

れる。

Bin and Landry (2013) は DID 分析を用いて、暴風雨の前後の不動産販売価格を評価した。結果として、大規模な洪水イベントであるハリケーンフランの後で 5.7%、ハリケーンフロイドの後で 8.8% の大幅な価格下落があることを明らかにした。これにより、災害リスクの低い地域の不動産価格にはプレミアム価格がつくことが示された。しかしこの効果は永久的なものではなく、時間とともに減少するものであることも明らかになっており、これは住宅購入者が不動産を購入する際にリスクを正しく認識していないことを示唆するとしている。

Rajapaksa et al. (2016) は洪水リスクマップ情報の公開が資産価格に与える影響を評価している。分析の結果、不動産購入者は洪水に関する情報の公開よりも実際の洪水が発生することによる影響を受けることを明らかにした。

Votsis and Perreels (2016) では情報の非対称性がある住宅価格において、洪水リスクの公開によるフィンランドの 3 つの都市の沿岸住居の価格変動についての分析を行った。推定結果は、洪水が発生しやすい地域において、洪水情報の公開により価格が大幅に下がったことを明らかにしている。結果として洪水リスクが低い住居へ需要が転換し、これに関連して、市場価格に短期的・局所的なショックが発生した。リスク情報に関連するショックをより広い範囲の都市で分担する可能性を示唆した。

Hidano et al. (2015) は東京の不動産市場が地震リスクに関する情報をどのように評価するかについての研究を行った。その結果、地震リスクが低い住宅の価格は、リスクが高い住宅と比較して、13970～17380 円高いことを明らかにした。また新しく建築された地震の被害に強いアパートの価格には、地震リスクは影響を与えないことも明らかにしている。

3. 本論文の位置付けと構成

スポーツ施設やイベントの地価への影響に関する数ある研究と比べ、本研究ではイベント開催決定のコミットメントに着目した点が独自のである。災害リスクが地価に与える影響の分析としては、既存の理論の拡張と、実証分析をあわせて行った点が特徴である。一般に地価関数の推定においては、地価決定要因の内、環境質だけの効果を抜き出す必要がある。本研究ではパネルデータを構築したことで、分析期間において時間を通じて変化しないような地点固有の要因をすべて除去できており、既存研究と比べて正確な推定を行っている。

本論文の構成は次の通りである。第2章では、2010年から2015年までの公示地価のデータを使用して、オリンピック選手村が建設された地点周辺の地価上昇の程度を推定した。第3章の前半では、都市経済学の単一中心都市モデルの枠組みにおいて、リスク情報に従う家計の占める割合と都市の均衡状態を分析した。第3章の後半では、公示地価のパネルデータを用いて、東京23区における浸水リスク公表が地価に与える影響を分析した。第4章で、本論文で得られた結果と政策的示唆をまとめ、今後の課題を示した。

第2章 東京オリンピック・パラリンピックの開催決定で住宅地地価は上昇するか？¹

1. はじめに

オリンピックなどの大規模スポーツイベントがどの程度の経済効果を持つのかという問題に対して、政治家だけでなく多くの国民が関心をもっている。大規模なスポーツイベントには税金を財源とした公的な補助金が支払われるからである。長期的な、もしくは大きな経済効果が期待できないためか、2020年に開催予定の夏季オリンピックの開催地決定までの流れのなかで、イタリアのローマは立候補申請をし、国際オリンピック委員会（IOC）から立候補を受理されていたにも関わらず、イタリアの財政難を理由に当時の首相が招致計画を承認しなかった。確かに、オリンピック・パラリンピックの開催期間は合わせて30日ほどしかないため、多くの人々が経済効果は小さいのではないかと疑念を持つのは当然のように思える。

本研究の目的は、2020年の夏季オリンピック・パラリンピックの東京開催決定が居住地価格に与えた影響を明らかにすることである。もし、人々が合理的であるならば、オリンピックの開催決定直後から都市開発や長期的な経済効果に対する期待の現在価値が地価の上昇分として観察されるはずである。もちろん、長期的な経済効果はないと期待されるのであれば地価は上昇しない。分析では、2010年から2015年までの公示地価の情報を用いて、2013年9月の開催決定直後に開催地域の地価がどの程度上昇したのかを測る。本研究で利用できるデータは、オリンピック開催決定後に僅かな期間しか無いため、仮に地価の上昇が観察されたとしても、長期的な地価の上昇を確認した事にはならない。

¹ 本章の内容は、香川ほか(2017)を修正したものである。

そこで、開催決定後に申請された都市（再）開発の影響を取り除くことで、ファンダメンタルズの向上として長期的に地価を上昇させる都市再開発とは関係の無い地価上昇が影響どの程度なのかについても調べる。

推定では、グラフィカル分析に基づいて選手村から半径 12km を処置効果の範囲と定義し、地価の上昇を測った。推定の結果、2015 年には、選手村付近では 8.8%、半径 12km 以内では平均で 3.0%の地価上昇が確認された。さらに都市再開発の代理指標を変数として加えて地価の上昇を測ったところ、選手村から半径 12km 以内の地価が平均 1.6%ほど有意に上昇していることが確認された。つまり、選手村周辺の地価の上昇のうちファンダメンタルズの向上に伴う地価の上昇は少なくとも半分程度ある可能性が示唆された。

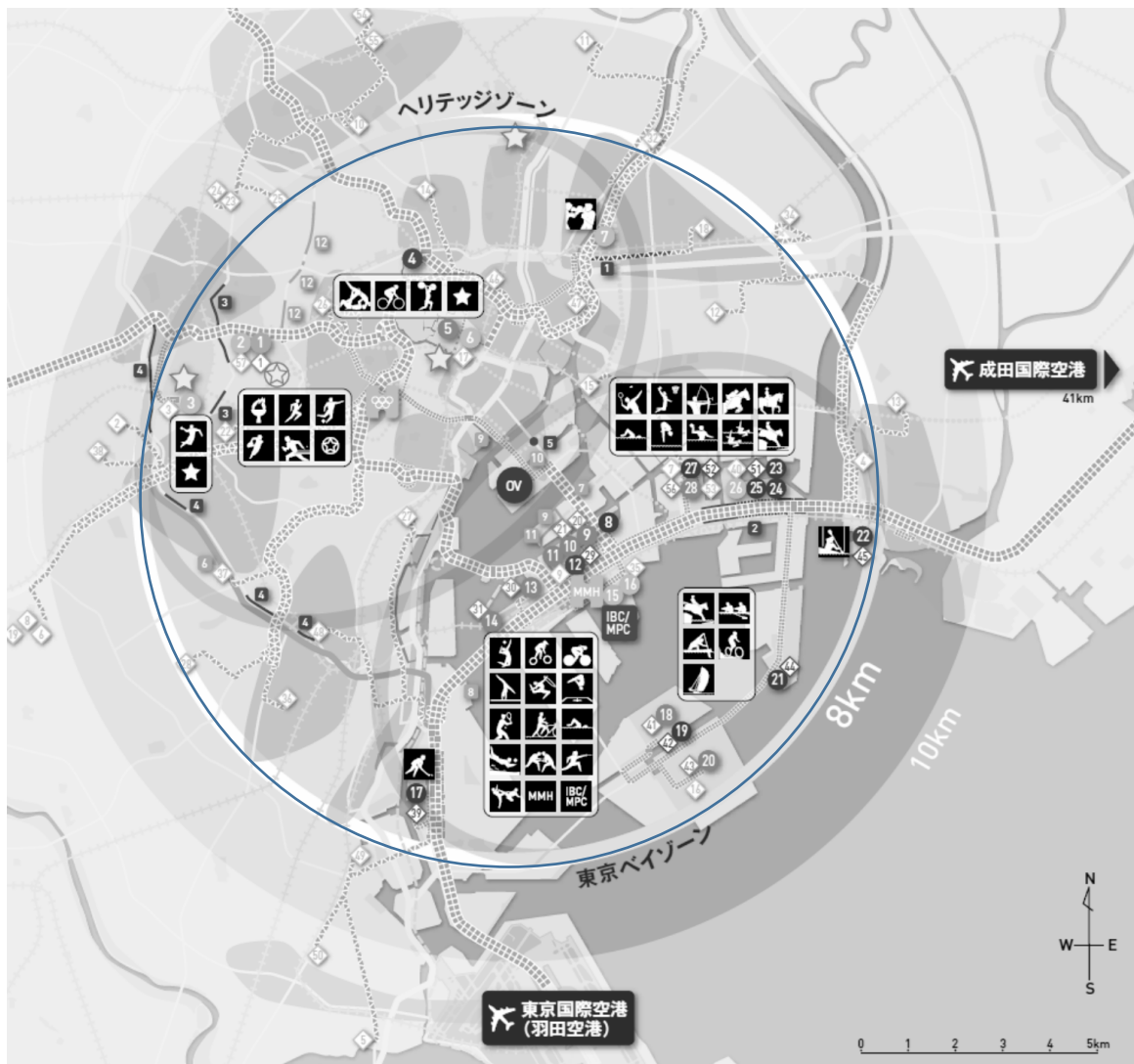


図1：会場配置図及び輸送インフラ地図（出典：大会計画立候補ファイル2、12頁）

（8kmの境界線は筆者が追加）

2. 背景

(1) オリンピックの経済効果

オリンピックには長期的な経済効果がある、という意外な証拠がある。Rose and Spiegel (2011) によれば、オリンピックの開催は恒常的に貿易量を増加させる。さらに驚くことに、開催国だけでなく、候補国も同様の影響を受けていることがわかっている。また、この効果はワールドカップなどの大規模イベントでも類似の効果があることが確認されている。彼らの説明によれば、オリンピックを招致することへのコミットメントが国際化のシグナルとして貿易協定の締結に良い影響を与えるため、結果として貿易量が増加した。

オリンピックの不動産市場に与えた長期の影響の研究では、Lu and Yang (2015) を挙げることができる。彼らは、都市のオリンピック招致の立候補期間、開催決定後、そして開催後の3期間に注目した分析を行った。彼らは開催都市とそうでない都市の間で住宅地価格の上昇傾向が異なることを示したが、彼らの分析ではその結果に対する十分な説明がなされていない。

短期的な資産価格の変動に着目した研究ではあるが、地価上昇の一つの可能性として、オリンピック開催が都市の構造に影響を与えることに着目した研究がある。Kavetsos (2012) は、2005年にロンドンが2012夏季オリンピックの開催都市に決定したことに着目し、決定直後の住宅の資産価格の上昇について調べた。分析の結果、オリンピック開催前に、開催地域の資産売却価格は2.1%～3.3%ほど上昇していることが明らかになっている。

本研究はKavetsos (2012) と同様の視点で、東京オリンピック・パラリンピックの開催決定が地価に与えた影響を測る。ただし、本研究はKavetsos (2012) と同様にオリンピック開催前の地価の情報しか用いることができないため、観察された地価の上昇が長期的なものなのか短期的なものなのか本来は議論する

ことができない。そこで、ファンダメンタルズの長期的な向上として都市開発に着目する。ファンダメンタルズの向上は長期的な地価の上昇を意味するので、都市開発と関係しない地価上昇がどの程度の規模なのかを測ることでこの問題についても議論することができる。

(2)東京オリンピック・パラリンピックと地価

2020年の東京オリンピック・パラリンピックの開催決定が地価に与えた影響を測るために、2つの問題、地価が上昇し始める時期と地価の上昇する範囲、に注意しなければならない。

本研究は、オリンピック・パラリンピックに伴う地価上昇のタイミングは、2013年9月の開催決定以降であったと仮定して分析を行う。2020年の夏季オリンピック・パラリンピックは、2011年9月に立候補都市の申請が締め切られ、2013年9月に開催都市が東京に決定した。オリンピック開催都市は、開催都市決定以前からブックメーカーのオッズに注目が集まるが、必ずしも一番人気の都市に開催が決まるわけではないため、2013年9月に開催が決定するまでは影響を受けていないとする。この仮定の妥当性については後ほど確認する。

地価が上昇する範囲の中心は選手村の建設予定地とする。2020年東京オリンピック・パラリンピックが都市構造に与える特徴は、立候補ファイル(第8章)で主張されている。要約すると、競技会場の約85%(28/33)や関連施設は選手村を中心とした8km圏内に立地することで、効率性の高い東京の公共交通ネットワークを移動手段とした物理的に極めてコンパクトな大会となる、というものである(図1を参照)。東京オリンピック・パラリンピックに関連する施設、都市再開発およびユニバーサルデザインに基づく都市基盤、乗り物や建物の整備は選手村を中心としたエリアにおいて計画されている。すなわち、本研

究は 2013 年 9 月以降に選手村を中心とするエリアでどの程度地価が上昇したのかを測る。選手村を中心とすることの妥当性についても後で確認する。

3. データ

分析には公示地価と標識設置届の 2 つのデータを用いる。公示地価は 2010 年から 2015 年までの情報をもとにパネルデータを構築し、主たる分析及び頑健性の確認のために用いる。また、本研究はヘドニック・アプローチによって分析するため、分析対象は用途地域規制に従って住宅を建設できる地点に限定する。公示地価は、土地取引状況調査という政府調査などに基づいて専門家によって評価された 1 月 1 日時点の土地価格である。毎年同一地点に関して調査することが可能となるため、個別パネルデータを構築することができる。分析では、個別固定効果を用いることができるので、観測地点に固有の time-invariant な要因をコントロールすることが可能となる。

ただし、公示地価は実際の取引価格ではなく、前年の観測地点および近隣の取引価格を参考に、評価される値のため、例えば、2013 年 9 月以降に取引価格が上昇していたとしても、それ以前の取引価格も参考にして 2014 年 1 月 1 日時点の公示地価を評価する事になる。そのため、2013 年 9 月以降の取引価格の変化は、2014 年 1 月 1 日時点の報告値には十分には反映されず、2015 年 1 月 1 日時点以降の報告値に十分に反映されると考えられる。従って分析では、2014 年の公示地価を含めないものを報告する。この地価が受ける影響のラグの傾向は公示地価を用いた他のプログラム評価の研究 (Kanasugi and Ushijima, 2018) でも観察されている。ちなみに、本研究において 2014 年の情報を加えて分析した場合も、上記の説明を反映するような分析結果が得られる。

表 1 に分析に用いるデータの記述統計を示す。標本は選手村から半径 25km

以内に限定したものである。興味深いことにこのエリアの1m²あたりの平均地価は2010年から2013年までほぼ70万円から73万円であったが、2015年には81万円にまで上昇している。この単純な比較から、アベノミクスなどのマクロ経済状況の影響を含んでいる可能性はあるが、オリンピック・パラリンピックのアナウンス後に選手村周辺で地価が上昇した可能性が示唆される。

標識設置届を東京再開発の代理指標として利用する。標識設置届は建築紛争の予防と調整のために各自治体が一定以上規模の建築物を建築する際に提出を義務付けているものである。標識設置届数は、株式会社建設データバンク首都圏版の2010年から2014年までの全ての情報を収集し、追加的な分析のためのデータセットとして構築した。

表2は標識設置届数の年別推移を延床面積が1万m²以上と3千m²以上1万m²未満に分けて示している。東京の場合、設置届の提出先は1万m²以上で東京都となるため、1万m²を閾値とした。延べ床面積が1万m²以上かつ選手村から10km以内において都市開発・再開発の緩やかな増加傾向があるように見える。

表1:記述統計(選手村から25km以内)

	平均	標準偏差
平均地価(千円)		
2010～2015(2014を除く)	735.2	1841.5
2015	816.6	2144.0
2012～2013	706.9	1739.4
2010～2011	729.3	1801.1
選手村までの距離(km)	15.1	6.4
その他の属性		
地積	446	3992
建ぺい率	63	13
容積率	272	186
年度		
2015	2383	
2013	2942	
2012	2788	
標本数	8113	

表2:標識設置届数の年別推移(件数)

	2010	2011	2012	2013	2014
延床面積が1万m2以上					
選手村から 5km	21	35	34	38	38
5～10km	28	31	37	37	34
10～15km	25	22	33	25	34
15～20km	11	8	18	24	30
延床面積が3千m2以上1万m2未満					
選手村から 5km	57	87	77	74	70
5～10km	136	138	160	152	120
10～15km	86	109	133	121	106
15～20km	31	47	61	77	66

4. 推定方法

(1) 識別問題と識別戦略

観察データを用いて統計的因果推論を行う際には識別問題を解決しなければならない。オリンピック・パラリンピックの開催決定が地価に与えた影響を調べる場合であれば、例えば、大会がファンダメンタルズの高いエリアを中心に開催されるならば、大会が開催される地域と開催されない地域の地価の違いを比較しても、それがオリンピックを開催する・しないの違いだけを意味するわけではないため、オリンピック開催決定の効果を測ることはならない。これは内生性の問題と呼ばれる。本研究はこの問題を二つの場合に分けて解決する。第一は開催する地域とそうでない地域固有の属性の違いが地価の違いに影響を与える場合、第二はそれぞれの地域の地価の変動のトレンドが異なる場合である。

第一の問題の解決については、パネルデータを構築し、固定効果を用いた **Difference-in-difference** モデル（以下、**DID** モデル）によって推定を行う。この分析方法は労働経済学の分野で発展した手法であるが、近年、都市経済学や地域科学の研究でも用いられるようになってきた。本研究と関連するテーマの研究であれば、ロンドンオリンピックのアナウンスメント効果を測った **Kavetsos (2012)**、大規模スポーツイベントと家賃の関係を調べた **Coates and Matheson (2011)**、そして、スポーツスタジアムの建設と住宅価格の関係を調べた **Carlino and Coulson (2004)** や **Tu (2005)** などがある。本研究は、個票レベルのパネルデータを構築することができるため、観測地点に固有の時間を通じて変化しない因子（例えば、用途地域規制や最寄り駅までの距離、など）であれば全てコントロールすることが可能となる。これによりどの関連する先行研究よりも信頼性の高い推定量を導くことができる。

第二の問題は DID モデルで分析をする際には必ず確認しなければならない問題である。DID モデルによる推定は、処置群と対照群を定義し、処置前後におけるアウトカムの変化の差をとることで、処置効果の大きさを測る。この時、理想的には対照群は処置を受けないけれども処置群と同様のアウトカムのトレンドを持つグループを採用しなければならない。これは一般に **common trend** の仮定と呼ばれる。そのように対照群を定義することで、単純な時系列分析では解決できなかった、処置効果と時間を通じたアウトカムの変化を分けて測る事が可能となる。

しかしながら、オリンピックのような大規模イベントのインパクト評価においてこの問題を解決するのは容易ではない。**Common trend** の仮定は、あたかも処置が処置群と対照群にランダムに割当てられるような状況で満たされる。大規模イベントは国の主要都市で開催されることが多いため、処置群が強い選択の結果として決まっているからである。そのような理由からか本研究と関連する先行研究において、この問題に十分に対処した研究は残念ながら存在しない。

本研究はこの問題を考慮するために、各観測地点における地価の変動を観察し、特に選手村の付近で大きく不連続な地価上昇が起きているかを確認する。つまり、オリンピック・パラリンピック開催決定前後の比較だけでなく、開催決定以前の地価の変動についても注意深く調べることで、処置群と対照群のアウトカムのトレンドに注意する。もし、開催決定以前には地価変動が存在せず、開催決定にともなって不連続に地価が上昇する傾向があるならば、それはオリンピック・パラリンピック開催決定のアナウンスによる効果と言える。

ただし、選手村周辺地区と離れた地区では共変量がバランスしていないため、短期的に **common trend** が観察されたとしても、異なるトレンドが発生してい

る可能性は否定できない。例えば、マクロな資産市場の影響によって土地の属性に対する需要が時間を通じて変化する可能性がある。この問題を明示的に観察することは難しいが、問題がある場合、コモントレンドの仮定は満たされていない。そこで、頑健性の確認として、土地属性と年度固定効果の交差項を加えた分析および、宅地のみの標本を用いた分析も行う。さらに、処置群として選手村周辺の千代田区、中央区、港区の都心3区と、対照群として、新宿区、渋谷区、豊島区の副都心地区を標本とした相対的な DID 分析も行う。

(2)分析の手順

DID モデルによって分析をするためには、処置群と対照群を定義しなければならない。繰り返しになるが、本研究では、処置効果を定義する際に、処置効果の中心は各地点に対して外生的に決められ、効果が発生するタイミングはオリンピック・パラリンピックの開催決定直後、と仮定する。さらに処置効果の範囲を定義する際には、地価の変動をノンパラメトリック回帰で調べる。これは Gibbons and Machin (2005)が鉄道の価値が資本化しやすい範囲を定義したのと類似の手続きである。オリンピック・パラリンピック開催の影響なので、立候補ファイル（第8章）で述べられているように、選手村から遠くなるほど処置効果が小さくなることが期待される。地価の上昇がほぼ0と思われる地点までを処置効果の範囲とする。この時、処置群と対照群で地価の変動のトレンドがよく似ているかについても確認する。

次に、上記の処置群の定義をもとに、以下の DID モデルによって、オリンピック・パラリンピック開催決定の効果を測る。

$$\ln(P_{it}) = \alpha_i + \beta \text{Treat}_i \times \text{Post}_t + \text{YearFE}_t + \varepsilon_{it}$$

P_{it} は t 期における観測地点 i の地価、 $Treat_i$ は観測地点 i が処置群であれば 1、それ以外は 0 となるダミー変数、 $Post_t$ はオリンピック・パラリンピック開催決定後ダミー変数（すなわち、2015年であれば 1、それ以外は 0）、 α_i は観測地点固有の固定効果、 $YearFE_t$ は年固定効果を意味する。DID 推定量である β に着目することで地価上昇の規模を測る。さらに、DID 推定量は処置効果の範囲内で一定ではなく、選手村に近いほど大きい可能性があるので、DID 項と選手村からの距離を交差項としたモデルも分析する。

分析では加える変数に十分に注意しなければならない。プログラム評価を行う際には、処置の影響を受ける可能性のある情報をモデルに加えてはいけない。なぜなら、処置の影響を受けるということはその情報自体がアウトカムだからである。アウトカムを説明変数に加えて処置効果を測る事は **Bad control** (Rosenbaum, 1984; Angrist and Pischke, 2009; 末石 2015) とよばれる。本研究のようにヘドニック・アプローチで分析を行う際には、土地の属性はしばしば互いに相関しあうので特に注意が必要である。例えば、東京オリンピック・パラリンピックのために地域の再開発を行うことが決まった場合、それらは開催決定の影響を受ける変数なので、開催決定の処置効果を測るモデルには加えない。

5. 推定結果

(1)開催決定による地価の上昇

この公示地価のデータを用いて、オリンピック・パラリンピック開催決定に伴う地価上昇の効果がどの程度の規模でどの範囲に広がっているか調べる。図 2 の上は、選手村からの距離と地価の上昇率の関係を示したグラフである。この時、地価の上昇は 2012 年と 2013 年に比べた 2015 年の値を報告している。このグラフは残差対数価格の変化分を被説明変数とし、選手村からの距離を説明変数として、Local polynomial smoothing したものである。この残差対数価格の差は、対数地価を被説明変数とし個別固定効果と年度固定効果を用いたモデルの残差を求め、各観測地点における 2015 年の残差と 2012 年および 2013 年の残差の平均値の差を求めたものである。

図 2 の上から明らかなように、選手村を中心として地価が上昇しており、選手村付近では約 10% 上昇し、距離が離れるほど徐々に上昇率は下がり、およそ 10~12km 辺りでほぼ 0 となっている。また 12km より遠い範囲では上昇率はほぼ 0 である。この 10~12 km という範囲は、興味深いことに大会立候補ファイルにおける図 1 のなかでコンパクトなオリンピックとして定義した範囲とほぼ同様のエリアである。つまり、選手村を中心としたエリアにオリンピック・パラリンピックの計画通りの広がり方で地価が影響を受けている可能性が確認された。

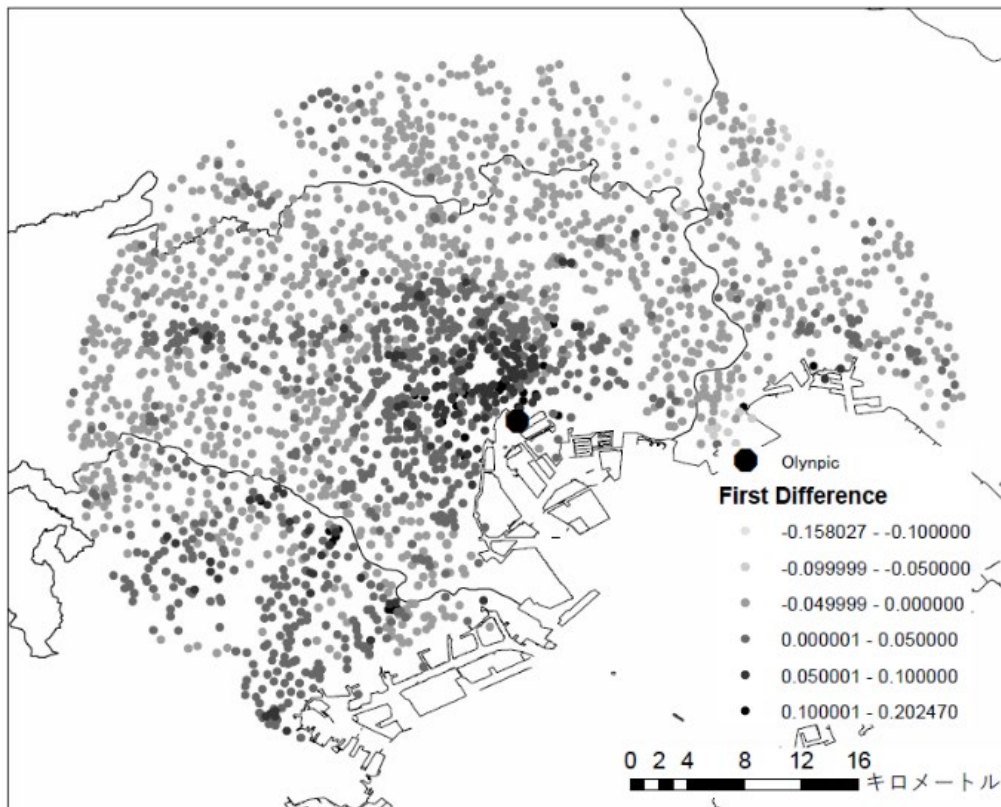
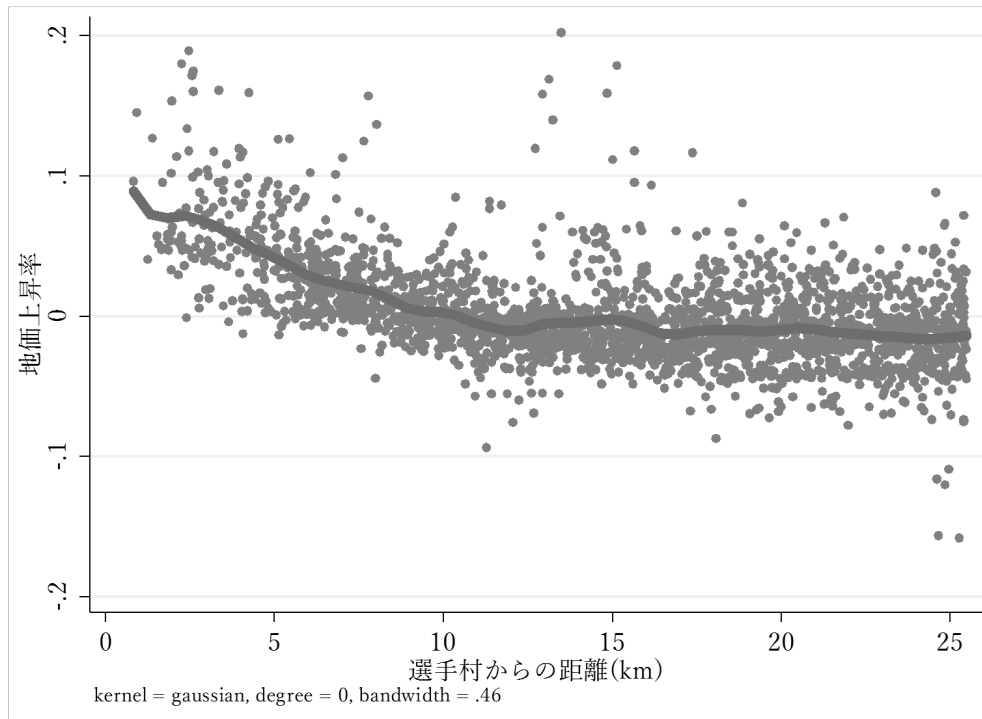


図2：選手村からの距離と地価の上昇率（アナウンス前（2012・13）と後（2015）の比較）

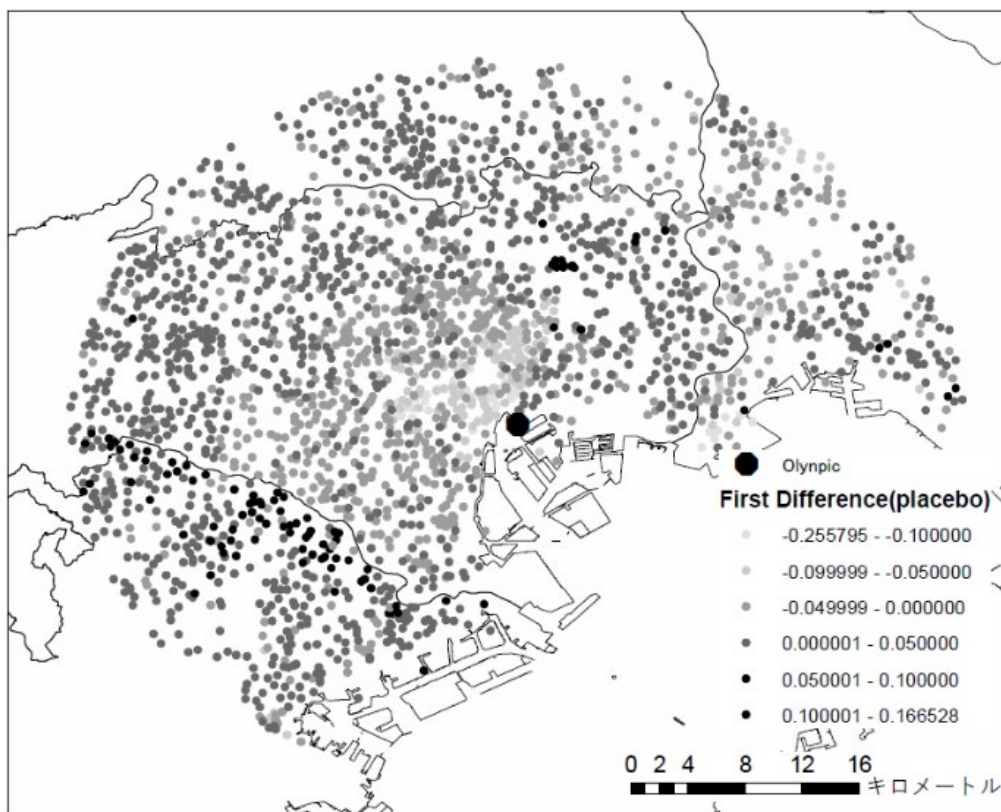
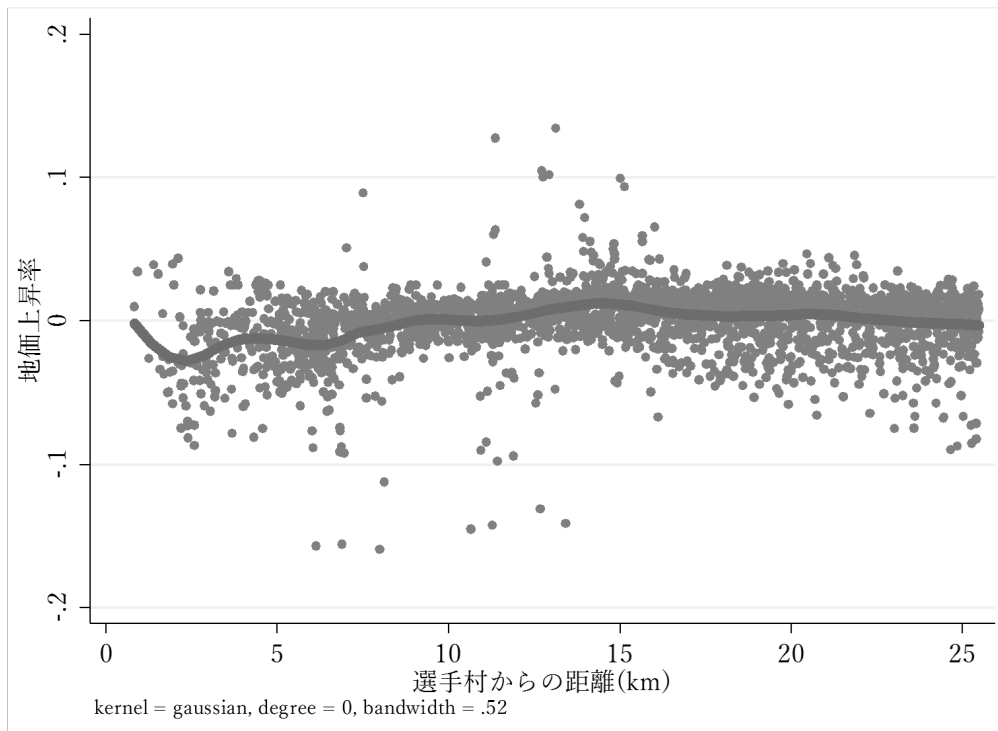


図3：選手村からの距離と地価の上昇率（アナウンス前（2012・13）とより前（2010・11）の比較）

表3:オリンピック・パラリンピック開催決定と地価(主たる推定結果)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
DID推定量					
処置効果*	0.0300 *** (0.0015)	0.0803 *** (0.0053)	0.0683 *** (0.0061)	0.0731 *** (0.0062)	0.0402 *** (0.0037)
処置効果×選手村から距離		-0.0077 *** (0.0004)	-0.0066 *** (0.0005)	-0.0077 *** (0.0006)	
用途地域ダミー×年度固定効果	No	No	Yes	-	No
用途地域指定を住居専用に限定	No	No	No	Yes	No
within R2	0.5714	0.6519	0.6533	0.6235	0.8882
Number of obs.		8113	7574	6248	979

注:コントロール変数として、年度固定効果および個別固定効果を含んでいる。(1)~(4)の処置効果は選手村から12km以内を処置群としたときの値である。(5)の処置効果は千代田区・中央区・港区を処置群、新宿区、渋谷区、豊島区を対照群とした時の値である。標本を半径30km以内に拡大しても類似の推定結果が得られる。括弧の中は観測地点の clustered standard errorである。*, **, ***はそれぞれ10%、5%、そして1%の有意水準を意味する。

図 2 の下は、図 2 上の値を地図にプロットしたものである。この図から処置効果の中心を選手村とする妥当性について検討する。選手村の北西のエリアは標本の空間分布が密であり、地価の上昇が大きい。他方で、選手村の北東のエリアの標本の空間分布が粗であるためややわかりにくいだが、選手村に近いほど地価が上昇する傾向が確認できる。ただし、選手村から離れるにつれ地価上昇率は低くなる傾向が観察される。これは、交通利便性が地価の上昇と関係している可能性を示唆している。何れにせよ、選手村が処置効果の中心であることと矛盾する傾向は観察されていない。

4 節(1)の識別問題でも述べたように、図 2 における地価上昇の値を解釈する時の問題は、選手村周辺で地価が上昇するトレンドがあり、その影響を受けている可能性である。例えば、マクロな資産市場からの影響で晴海周辺に地価上昇のトレンドがある時にこれをオリンピックの効果として解釈すれば過大評価であるし、2013 年 9 月の開催決定以前からオリンピックの影響で地価が上昇する傾向があったのならばオリンピックの影響を過小評価する事になる。

そこで、2010 年 2011 年から 2012 年 2013 年までの地価上昇を図 2 と同様の方法で調べた。図 3 がそのグラフおよびマップである。興味深いことに、2013

年以前選手村から半径 25km 以内では、地価の変動が殆どなかったことが確認できる。すなわち、東京オリンピック・パラリンピックの開催決定直後に選手村付近を中心として地価上昇が起きた。さらに、短期的なコモントレンドの確認として、東京オリンピック・パラリンピックの開催決定以前においては地価の変動がそれほどなく、開催決定後に選手村を中心として地価の上昇がトレンドとは関係なく起きていると言える。ちなみに、図 2 および図 3 は選手村から半径 25km 以内の標本に限定しているが、これを半径 30km 以内にしても同様の傾向が観察される。ただし、選手村周辺とそれ以外の地域では共変量がバランスしていないので、分析の際には、長期的にコモントレンドが維持されない可能性にも注意する必要がある。

表 3 は DID モデルの主たる推定結果を報告している。(1)列の結果より、選手村から半径 12km 以内での地価上昇は平均で約 3.0%ポイント上昇していることが分かる。(2)列の結果より、選手村のすぐ近くでは約 8.0%ポイント地価上昇が起きており、1km 離れる毎に約 0.77%ポイントずつ地価の上昇率が下がっている。選手村から 10km ほど地価上昇がほぼ 0 になることを示唆する。これは図 2 とよく一致した結果であるだけでなく、驚くべきことに図 1 の選手村から 10km 以内とも一致する。すなわち、この結果は、選手村から 10km 以内がオリンピックの影響を受ける範囲であるというコミットメントが信頼されている可能性を示唆する。(3)列は、時間を通じて土地属性に対する需要が変化することの影響が推定結果に含まれている可能性を考慮するために、用途地域指定ダミーと年度固定効果の交差項をコントロールに加えたものである。推定結果に大きな変化は見られない。ちなみに、用途地域指定の分類は住居専用、商業、工業、それ以外の 4 つとした。(4)列は同様の理由で、用途地域指定が住居専用の標本に限定して分析したものである。やはり、推定結果の値に大きな変化は

みられない。(5)列は、千代田区・中央区・港区を処置群、新宿区、渋谷区、豊島区を対照群として推定した時の結果である。この時の対照群の大部分が選手村から 12 km以内に位置しているので、この値は相対的な処置効果を表している。このような標本に限定しても選手村の周辺において処置効果があったと解釈できる。また、この地価上昇の規模は、Kavetsos (2012)が 2012 年ロンドンオリンピックのアナウンスメント効果として測った資産価格の上昇率とほぼ同等である。

(2)地価を上昇させた要因は何か

オリンピック・パラリンピックが開催される 30 日間の熱狂の影響で、東京の中心地域の地価が約 3.0%ポイントも上昇するのだろうか。それともファンダメンタルズの向上によるものだろうか。もし、ファンダメンタルズの向上によるものであれば、長期的な地価の上昇を意味することになる。ファンダメンタルズの向上の一因として、都市の再開発が挙げられる。都市再開発によって人口が増加し、公共交通機関、公共無線 LAN の整備、そして、ユニバーサルデザインに基づく都市機能の改善が行われるならば、対象地域経済の活性化や利便性の改善が期待できる。

そこで、基本となる DID モデルに都市再開発の代理指標を加えて分析することで、都市再開発の影響ではない地価の上昇がどのくらいかを測る。この分析で重要なことは、東京の再開発自体がオリンピック招致活動の影響を受けている可能性があるということである。4 節 (2) で述べたように都市再開発はオリンピック開催決定のアウトカムの可能性があり、特に地価との関係においては中間特性と呼べる(宮川、2004)。中間特性とは、処置とアウトカムの因果関係の途中に存在する変数のことである。例えば、農薬散布(処置)と農作物の

収穫量（アウトカム）の関係を調べる際に、農薬によって駆除される害虫の数は中間特性である。既に述べたように、処置効果を測る際には、モデルに中間特性は決して加えないが、敢えてモデルに加える事で、中間特性とは相関しない効果の大きさを測ることができる（Rosenbaum, 1984）。

表4:オリンピック・パラリンピック開催決定と標識設置届数

	延床面積1万m ² 以上の 標識設置届		延床面積3千～1万m ² の標識設置届	
	2km以内	2～5km	2km以内	2～5km
DID推定量(選手村から12km以内ダミー×処置後ダミー)				
住宅関連	-0.606 *** (0.073)	-2.185 *** (0.143)	-2.719 *** (0.180)	-8.295 *** (0.368)
商業施設関連	0.569 *** (0.092)	3.029 *** (0.184)	0.861 *** (0.115)	3.145 *** (0.204)
公共施設関連	0.227 *** (0.038)	1.200 *** (0.068)	-0.279 *** (0.047)	-0.408 *** (0.116)
それ以外	0.208 *** (0.061)	0.335 *** (0.102)	-1.050 *** (0.099)	-4.124 *** (0.199)
Number of obs.	8113			

注:括弧の中は観測地点のclustered standard errorである。*, **, ***はそれぞれ10%、5%、そして1%の有意水準を意味する。

3節で述べたように、本研究では都市再開発の代理指標として公示地点周辺の標識設置届数の情報を用いる。まず標識設置届の内容に従い、住宅関連、商業施設関連、公共施設関連、それ以外の4種類に分類した。さらに、開発の規模として延床面積が1万m²以上と3千m²以上1万m²未満の2種類、公示地点から距離として2km以内、2～5km以内の2分類で集計した。この都市開発の代理指標も内生性の問題に直面するが、本研究では公示地点固有の固定効果を用いることができる。例えば、地価の高いところほど普段から都市開発が多いという逆の因果関係などを取り除いて推定することができる。

まずは本当にオリンピック・パラリンピックの開催にともなって都市の再開発が活発化しているかを確認する。表4は、オリンピック・パラリンピック開催決定後における公示地点周辺における標識設置届数の変化を分析したものである。分析結果は選手村から半径12km以内の公示地点周辺における各分類の

標識設置届数がどの程度増加したのかを示している。この表から、(1)選手村12km以内の公示地点周辺では小規模な開発が減少し、大規模な開発が増加していること、(2)ただし、選手村12km以内の公示地点周辺でも大規模な住宅関連の開発は減少しており、逆に商業施設関連は小規模な開発も増加していること、が分かる。つまり、オリンピック・パラリンピックの開催決定に伴って、確かに選手村周辺の商業施設関連を中心とした再開発がより行われるようになっている。

表5の分析結果は、表3の分析に表4で示した標識設置届を変数として加えたものである。推定の結果、都市開発とは関連しない選手村12km以内の地価の上昇はおよそ1.6%であることが分かった。この結果は地価を上昇させる商業施設関連の開発の増加と、地価を減少させる住宅関連の開発の減少が大きな影響を与えているためと類推できる。紙面の都合で詳細は省略するが、標識設置届の変数をより細かい分類にしたり、公示地点から5~10kmで行われる開発の影響をさらに変数として加えたりすると、選手村周辺の地価の上昇はより小さくなることを確認している。つまり、ここで示した推定結果は少なくとも選手村周辺の地価の上昇のおよそ半分はファンダメンタルズの向上を伴っている可能性があることを示唆している。また、(1)列と(3)列は、表3と同様に、マクロな資産市場の影響をコントロールするための分析であるが、推定結果は(1)列とほぼ同様である。すなわち、マクロな資産市場からの影響はほぼ無いか、都市開発によるファンダメンタルズの向上とよく相関している可能性がある。

表5: 開催決定と地価(標識設置届によるコントロール)

	(1)			(2)			(3)		
DID推定量									
処置効果*	0.0159	(0.0014)	***	0.0163	(0.0014)	***	0.0165	(0.0014)	***
標識設置届数									
住宅関連									
1万以上(2km以内)	-0.0011	(0.0002)	***	-0.0010	(0.0003)	***	-0.0007	(0.0003)	***
1万以上(2~5km)	-0.0009	(0.0001)	***	-0.0009	(0.0001)	***	-0.0009	(0.0001)	***
3千~1万(2km以内)	-0.0003	(0.0001)	**	-0.0002	(0.0001)	**	-0.0001	(0.0001)	
3千~1万(2~5km)	-0.0003	(0.0000)	***	-0.0002	(0.0000)	***	-0.0001	(0.0001)	*
商業施設関連									
1万以上(2km以内)	0.0028	(0.0003)	***	0.0025	(0.0003)	***	0.0023	(0.0004)	***
1万以上(2~5km)	0.0016	(0.0001)	***	0.0013	(0.0001)	***	0.0010	(0.0002)	***
3千~1万(2km以内)	0.0012	(0.0002)	***	0.0009	(0.0002)	***	0.0006	(0.0003)	**
3千~1万(2~5km)	0.0006	(0.0001)	***	0.0005	(0.0001)	***	0.0008	(0.0001)	***
公共施設関連									
1万以上(2km以内)	0.0003	(0.0009)		0.0011	(0.0010)		0.0026	(0.0011)	**
1万以上(2~5km)	0.0018	(0.0003)	***	0.0016	(0.0003)	***	0.0011	(0.0004)	***
3千~1万(2km以内)	-0.0012	(0.0005)	**	-0.0008	(0.0005)	**	0.0001	(0.0005)	
3千~1万(2~5km)	-0.0003	(0.0002)		-0.0005	(0.0002)		-0.0007	(0.0002)	***
それ以外									
1万以上(2km以内)	-0.0002	(0.0005)		-0.0007	(0.0005)		-0.0018	(0.0005)	***
1万以上(2~5km)	-0.0010	(0.0002)	***	-0.0010	(0.0002)	***	-0.0009	(0.0002)	***
3千~1万(2km以内)	0.0006	(0.0002)	***	0.0005	(0.0002)	***	0.0005	(0.0002)	***
3千~1万(2~5km)	0.0007	(0.0001)	***	0.0007	(0.0001)	***	0.0006	(0.0001)	***
用途地域指定ダミー×年度固定効果	No			Yes			-		
用途地域指定を住居専用に限定	No			No			Yes		
within R2	0.6374			0.6420			0.6037		
Number of obs.	8113			7574			6248		

注: 表3の推定に標識設置届に関する変数を加えて分析した。処置効果は選手村から12km以内を処置群としたときの値である。括弧の中は観測地点のclustered standard errorである。*, **, ***はそれぞれ10%、5%、そして1%の有意水準を意味する。

6. 結論

本研究の目的は、2020年の夏季オリンピック・パラリンピックの東京開催決定が居住地価格に与えた影響として、オリンピックの開催決定直後の都市開発や長期的な経済効果に対する期待の現在価値による地価の上昇分として、選手村を中心とするエリアでどの程度地価が上昇したのかを計測することであった。そのために、2010年から2015年までの公示地価の情報を用いて、2013年9月の開催結果直後に選手村を中心とする開催地域の地価がどの程度上昇したのかを測った。推定の結果、2015年には、選手村付近では8.0%、半径12km以内では平均で約3.0%の地価上昇が確認された。

さらに、基本となるDIDモデルに都市再開発の代理情報を加えて分析することで、都市再開発と関係しない地価の上昇がどのくらいかを測った。選手村の半径12km以内の平均として約1.6%の有意な地価の上昇を観察した。つまり、地価上昇のおよそ半分が標識設置届で代理される再開発と関係していた。また、現時点では、標識設置届として提出されていないため分析では考慮していないが、東京都や中央区が大会終了後の都市開発としてコミットメントしている、選手村周辺（晴海地区）のまちづくりの計画が地価の上昇と関係しているのであれば、ファンダメンタルズの向上やその期待にともなう地価の上昇はより大きなものとなると言える。さらに、最近の日経新聞の記事「五輪会場周辺駅250億円かけ改修」（2016年6月9日朝刊）でも裏付けされるように、交通関係の投資が行われることが、開催決定時に十分に予想され、そのことへの期待が地価の上昇の原因の一つとなっていることが考察できる。

本研究が明らかにした東京における地価の上昇は、世界的な大都市における地価の上昇を考える上で興味深い示唆をもつ。本研究が分析の対象とした2010年から2015年までの間に、他にも大規模な公共事業の決定があった。2011年

のリニア中央新幹線の建設計画の決定である。Kanasugi and Ushijima (2018) ではリニア中央新幹線の建設計画決定に伴う地価の上昇を調べている。この研究によると、東京（品川駅）以外の駅周辺（20km 圏内）では 1.4% から 3.8% の地価の上昇が確認されたが東京周辺では全く地価は上昇していなかった（この時に東京の地価が上昇していないことは図 3 から確認できる）。これは東京への移動コストの短縮には価値があるが、名古屋の移動コストの短縮は東京にはあまり価値がなかったことを示唆している。一方で、オリンピック・パラリンピックの開催決定は東京の地価を上昇させた。つまり、東京のような大都市にとって、国際的な大規模イベント開催のコミットメントにともなう都市環境の整備への期待は、名古屋までの時間距離短縮よりも大きな経済的価値を持つ可能性が類推される。

今後の課題としては、この影響が本当に長期に渡って続くのかどうかを確認するために追跡調査と分析を行うこと、また、他のオリンピック・パラリンピックにおいて同様の分析を行い、本研究の結果が一般的な傾向を示しているかの確認を行うことが挙げられる。

第3章 災害リスクが地価に与える影響の理論・実証分析

1. はじめに

本章における理論分析では、リスク情報を持つ家計と持たない家計が混在するような都市の均衡を求めることを目的とする。本稿のモデルでは、被災時の被害を効用の低下ではなく所得の減少とすることで、基本的都市モデルの枠組みにおいて均衡解を解析的に導出できた。

防災対策に関する経済学的観点からの研究の登場は、2000年前後と比較的最近のことである。多々納，高木（2005）はこれらの研究をとりまとめた、日本で数少ない書籍の一つである。同書は災害リスクの地域間配分を、地域経済や保険の枠組みでとらえる研究を収めているが、防災対策の経済理論による分析、説明に関して、研究課題がまだ多く残されている。

中でも災害リスクを織り込んだ価格変化が経済主体の立地選択、さらには都市構造へもたらす変化にまで踏み込んで分析した研究は今のところ少数である。都市経済学において主流である土地利用モデルは Fujita(1989)において「住居選択の基本モデル」として、厳密に定式化したものがとりまとめられている。山口ほか（1999）はこの枠組みを用いて、都心について対称な東西に安全地区と危険地区を設定し、災害危険度に関する情報の有無と家計の立地選択行動および立地均衡との関係について理論的に分析している。これによると、情報が利用可能な場合には、利用不可能な場合と比べて危険地区への人口集積が軽減され、危険地区と安全地区間の厚生水準が平準化される。また情報が利用可能になることの社会的総便益²は多くの場合プラスとなることが示されている。

² 家計に帰着する便益と総差額地代の合計で評価されている。

しかしこの研究は、全員が情報を利用可能であるか、あるいは誰も利用可能でない場合のみを分析しており、中間の状態を取り扱っていない。また情報を秘匿するといった住宅開発者や地主の行動や、防災投資における政府と個人の役割配分も課題とされたままである。山口ほか（2000）は、情報の認知バイアスを新たに導入しているが、認知バイアスの程度が全員で等しく、利用可能な情報に関して家計間の差がない点は同（1999）と変わらない³。

Zenou（1997）は失業リスクの存在により将来の所得が不確実な状況下で、住民が現時点で需要を決定するモデルを考察した。所得が確定した将来、**Delayed Risk Model** では住民は立地と敷地需要量を変更できず、合成財需要量のみを調整して効用を最大化する。**ex Ante Timeless Model** では立地は変更できないが、合成財だけでなく敷地面積も調節できる。事前に決まった地価は変わらない。

Frame（1998）は平面上に任意の災害リスク分布を与え、災害時には合成財需要量を減らす($z^- = z - ls$)ことにより住宅を補修するモデルを考察した。デベロッパーの存在や災害保険も考慮している。Frame（2001）は保険提供によって災害リスクのある土地を安価に使うことができ、消費者に便益がもたらされることを示した。

また Wang（2014）では、土地利用規制を考慮した比較静学分析を行っている。

2. モデル

災害の発生可能性、災害時における地区間の効用水準の差、および家計の持

³ これらの研究は多々納，高木(2005)第9章に所収。

つ災害情報の有無を導入する他は、Fujita (1989) で詳述される都市経済学での標準的な土地利用モデルを仮定する。

- ・都市内に一定の家計数 N が存在する CCA (Closed-City Absentee Ownership, 不在地主閉鎖都市) モデル。

- ・一様な幅 h (km)を持つ線形都市。

- ・都市中心部に、全家計の通勤先となる CBD (Central Business District, 中心業務地区) が存在する。

- ・各立地点は CBD への距離 x (km)によってのみ特徴づけられ、地代 $R(x)$ をとる。

- ・不在地主は各地点における土地を、家計の付け値地代 $\Psi(x)$ の最高額と農業地代 R_A (円/1 か月) のうち高い方に転貸する。つまり $R(x) = \max\{\Psi(x), R_A\}$ が成り立つ。 $\Psi(x) = R_A$ となる地点 $x = \bar{x}$ が都市境界となる。

- ・すべての家計は CBD に通勤し、単位期間 (1 か月) に同一金額の名目所得 Y (円) を得る。

- ・交通は十分密に発達しており、家計は通勤のため単位距離 (1km/1 か月) につき一定の交通機関料金 t (円) を負担する。

以下で、災害の発生可能性および災害リスクに関する情報が導入される。

- ・ Safety(S)地区、Risky(R)地区がそれぞれ一様な幅で存在する。

- ・単位期間 (1 か月) に確率 p で災害が発生し、このとき R 地区に立地する家計は「被災」し、所得 $dY < Y$ を得る。S 地区に立地する家計は災害時も被災せず、所得は Y のままである。災害発生確率がゼロのとき、両地区は立地点として同質である。

- ・すべての家計は災害発生確率 p を共有情報として知っており、災害時と平常時の効用水準を確率で重みづけした期待値を、主観的期待効用 EU として認識する。主観的期待効用を最大化するように敷地規模需要量 $s(m^2)$ 、合成財需要量 z およ

び立地点 x を決定する。合成財 1 単位の価格は 1 円に基準化されている。

・家計が情報を持つ場合 ($i = 1$) と持たない場合 ($i = 0$) を考える。 $\delta = S, R$ に住む家計の主観的期待効用を EU_{δ}^i と表す (添字は他の変数についても同様)。情報を持つとは「各立地点が S 地区と R 地区のどちらに該当するかを判別できる」ことを指す。

・家計の付け値地代とは、ある期待効用水準 EU^i を達成しながら支払うことのできる最大の地代であり、情報の有無と立地点に応じて

$$\Psi_{\delta}^i(x, EU^i) = \max_{s,z} \left\{ \frac{E(Y) - tx - z}{s} \mid EU_{\delta}^i(s, z, x) = EU^i \right\}$$

で定義される。

いま情報を持つ家計の期待所得は

$$E_S^1(Y) = Y$$

$$E_R^1(Y) = (1 - p)Y + pdY$$

一方、情報を持たない家計は S 地区と R 地区を区別できず、どちらに立地しても主観的期待効用が変わらない。ここで「災害発生という条件下で効用水準が変わらない」と家計が予測する主観的条件付き確率 α が導入される⁴。期待所得は、災害が発生しないとき (確率 $1 - p$) の所得、災害が発生 (確率 p) しても無事で済む場合の所得、および災害発生かつ被災の場合の所得の加重和である。よって

$$E_{\delta}^0(Y) = (1 - p)Y + p\alpha Y + p(1 - \alpha)dY \quad (\delta = S, R)$$

と表される。

以上の仮定の下で、選好を表す a, b 、所得 Y 、交通費 t 、農業地代 R_A 、都市の幅

⁴ 言い換えると、 α はいわば家計の「楽観度」を表す外生変数である。 $\alpha = 1$ の場合、家計は災害をまったく想定せず、情報を持ち S 地区に居住する場合と等しい主観的期待所得をとる。逆に $\alpha = 0$ では、家計は災害時に必ず被災することを想定し、主観的期待所得は情報を持ち R 地区に居住する場合と等しい。

h 、そして災害に関する変数 p , α が外生的に与えられると、主観的期待効用水準、付け値関数、都市境界のそれぞれが、家計の立地均衡状態として内生的に決定される。

本稿では効用関数をコブ＝ダグラス型 $u = s^a z^b$ ($a + b = 1$) に特定し、立地均衡を導出する。

立地均衡において主観的期待効用が家計間で等しいことから

$$EU^0 = EU_S^1 = EU_R^1$$

等号は、仮に情報を持つ家計の主観的期待効用が情報を持たない家計のそれを下回るならば、その家計は情報を無視するようになることによるものである。また土地利用の境界における付け値の相等

$$\begin{aligned}\Psi_S^1(\bar{x}_S, EU_S^1) &= \Psi^0(\bar{x}_S, EU^0) \\ \Psi_R^1(\bar{x}_R, EU_R^1) &= \Psi^0(\bar{x}_R, EU^0)\end{aligned}$$

都市境界条件

$$\Psi_S^1(\bar{x}_S^1, EU^1) = \Psi_R^1(\bar{x}_R^1, EU^1) = \Psi^0(\bar{x}, EU^0) = R_A$$

および収容条件

$$\begin{aligned}N &= \int_0^{\bar{x}_S^1} \frac{h}{s(\Psi_S^1(x, EU^1), Y - tx)} dx + \int_0^{\bar{x}_R^1} \frac{h}{s(\Psi_R^1(x, EU^1), Y - tx)} dx \\ &\quad + \int_0^{\bar{x}} \frac{h}{s(\Psi^0(\bar{x}, EU^0), Y - tx)} dx\end{aligned}$$

これらを連立させて解くことにより、期待効用 EU^1 、都市境界 \bar{x}_S^1, \bar{x}_R^1 、および都市内の任意の地点における付け値関数 $\Psi_S^1(x, EU^1), \Psi_R^1(x, EU^1)$ が内生的に決定される。

解く際にまず金本・藤原(2016)を用いて、

$$s_\delta^1 = a(E(Y) - tx) \cdot \frac{1}{\Psi_\delta^1(x, EU^1)} \quad \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot (1)$$

$$\Psi_S^1(x, EU^1) = ab^{\frac{b}{a}} \left(\frac{1}{EU^1} \right)^{\frac{1}{a}} (E(Y) - tx)^{\frac{1}{a}} \quad \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot (2)$$

$$\Psi_R^1(x, EU^1) = ab^{\frac{b}{a}} \left(\frac{1-p}{EU^1} \right)^{\frac{1}{a}} (E(Y) - tx)^{\frac{1}{a}} \quad \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot (3)$$

(2)(3)の右辺を(1)に代入して S, Rそれぞれについて $\Psi_S^1(x, EU^1)$ を消去した上で、(1)を収容条件に代入する。さらに都市境界条件を用いることによって、立地均衡における期待効用

$$EU^1 = \left\{ 1 + (1-p)^{\frac{1}{a}} \right\}^a \left(\frac{tN}{h} + 2R_A \right)^{-a} Y a^a b^b$$

および付け値関数

$$\Psi_S^1(x, EU^1) = \left\{ 1 + (1-p)^{\frac{1}{a}} \right\}^{-1} \left(1 - \frac{tx}{Y} \right)^{\frac{1}{a}} \left(\frac{tN}{h} + 2R_A \right)$$

$$\begin{aligned} \Psi_R^1(x, EU^1) &= (1-p)^{\frac{1}{a}} \left\{ 1 + (1-p)^{\frac{1}{a}} \right\}^{-1} \left(1 - \frac{tx}{Y} \right)^{\frac{1}{a}} \left(\frac{tN}{h} + 2R_A \right) \\ &= (1-p)^{\frac{1}{a}} \Psi_S^1(x, EU^1) \leq \Psi_S^1(x, EU^1) \end{aligned}$$

が、都市境界 $\overline{x_S^1}, \overline{x_R^1}, \overline{x^0}$ は付け値関数と都市境界条件からそれぞれ決定される。

以下の性質、条件を用いて情報保有率で場合分けすると、立地均衡時に満たされる式が立てられ、均衡解が一通りに決まる。

・ 性質 1

目標とする期待効用水準が高いほど、対応する付け値曲線はより低く位置する。

・ 性質 2

同一タイプの住民の収容人数は、最大付け値と最小付け値の差を用いて表される。すなわち

$$\int_w^v \frac{h}{s} dr = \frac{h}{t} \{\Psi(v) - \Psi(w)\}$$

・条件

付け値がゼロになる地点が、

情報あり・R 地区居住 < 情報なし < 情報あり・S 地区居住

の順で都心から遠くなるよう順序づけられること。

条件を仮定した上で、付け値曲線を上下（両グループの期待効用を低下・上昇）させることによって、情報保有状況別の家計数 N_1 , N_0 と一致させることができる。これが立地均衡に相当し、以下の 3 つの場合に分けられる。なお都市全体に占める無リスクの土地の比率を h_s と記す。

• $0 \leq \alpha \leq h_s$

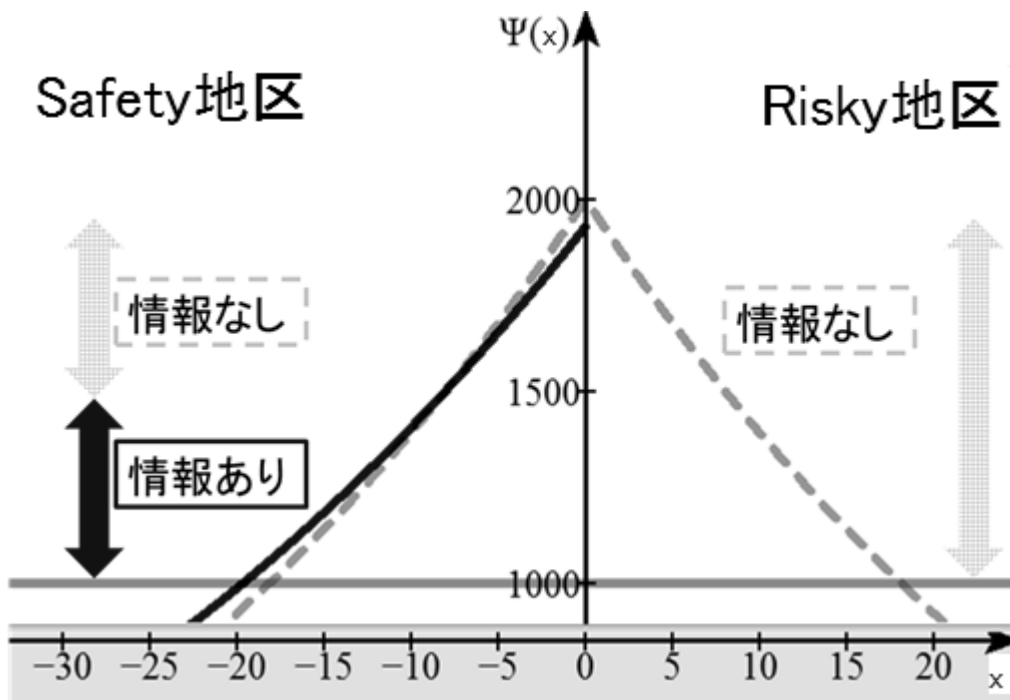


図 1 $0 \leq \alpha \leq h_s$ における付け値曲線

Ψ_S^1 と Ψ^0 の交わる距離 $r = f_S$ とすると、上図より均衡が満たす式は

$$\Psi_S^1(f_S) = \Psi^0(f_S) = \Psi_S(f_S)$$

$$\begin{cases} N_1 = \frac{h}{t}(\Psi_S^1(f_S) - R_A) \\ N_0 = \frac{h}{t}(2\Psi^0(0) - R_A - \Psi^0(f_S)) \end{cases}$$

α 上昇に従って S 地区の地価が上昇し、立地範囲が郊外へ拡大する。つまり、S 地区全体における期待効用が低下する。

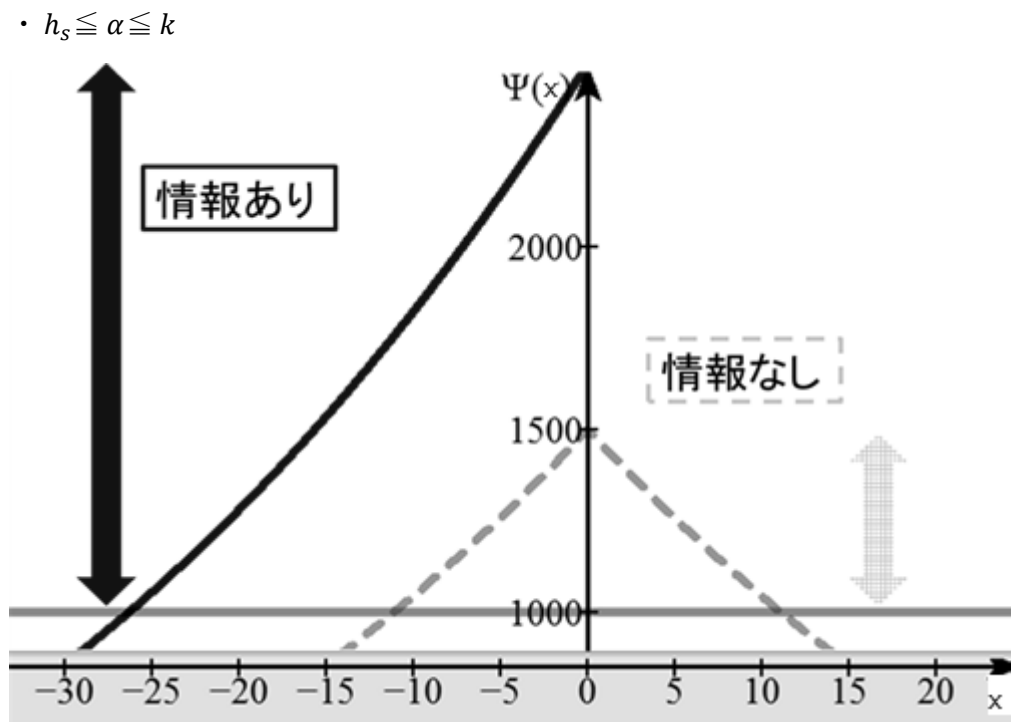


図 2 $h_s \leq \alpha \leq k$ における付け値曲線

図をもとに同様に考えて、

$$\begin{cases} N_1 = \frac{h}{t}(\Psi_S^1(0) - R_A) \\ N_0 = \frac{h}{t}(\Psi^0(0) - R_A) \end{cases}$$

α が h_s を超えると、情報の有無別に S 地区と R 地区に分離して立地する。S 地区の地価が上昇を続けるとともに、R 地区の地価が下落、立地範囲が縮小する。

・ $k \leq \alpha \leq 1$

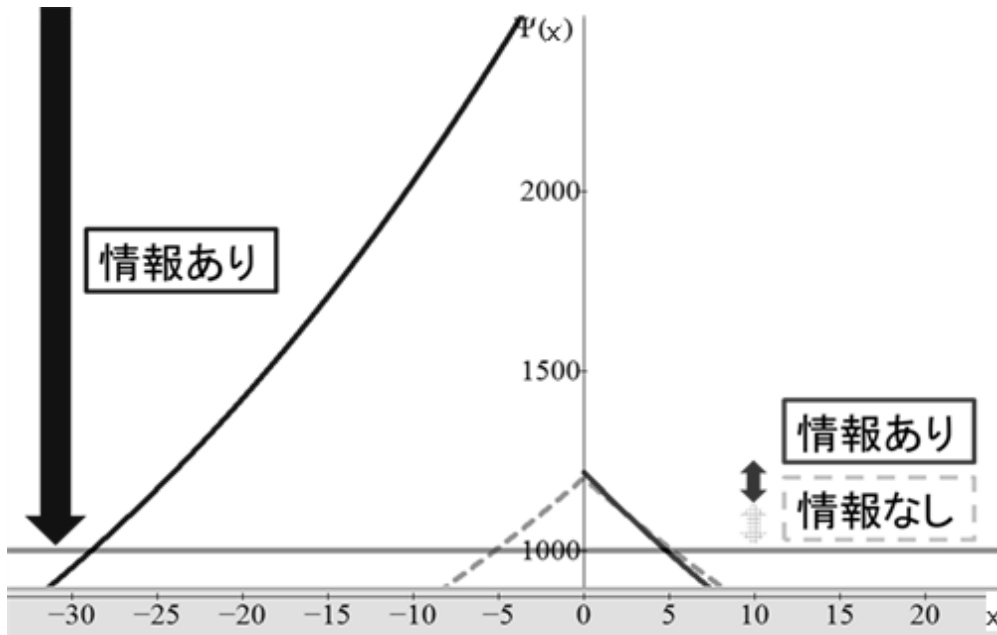


図 3 $k \leq \alpha \leq 1$ における付け値曲線

Ψ_R^1 と Ψ^0 の交わる距離 $r = f_R$ とすると、

$$\begin{cases} N_1 = \frac{h}{t}(\Psi_S^1(0) - R_A + \Psi_R^1(0) - \Psi^0(f_R)) \\ N_0 = \frac{h}{t}(\Psi^0(f_R) - R_A) \end{cases}$$

ある情報普及率 k を超えると、情報を持つ家計の一部がR地区に立地するようになる。なお災害発生確率 p が高く、 d が低い（災害時に所得が大きく減少する）場合、 $\Psi_R^1(0) < R_A$ となり、この状態には至らない($k=1$)。

3. 理論分析結果と政策的示唆

家計の「楽観度」を表す外生変数 α に着目した比較静学分析結果を表1に示す。 α が上昇するにつれて、R地区に居住する家計が増加する。またこのときR地区の均衡地代は上昇し、R地区の居住域が拡大する。政府は家計にリスクを周知させ、リスクに応じた居住行動がとられることが望ましい。興味深いこ

とに、 α が上昇するにつれて均衡期待効用水準も上昇する結果となった。しかしその程度については不明確であり、楽観的であることが望ましいとは一概には言えない。

次節以降は、都市における情報提供を題材とした実証分析の例である。

表 1：比較静学分析結果

Variable	N_S^*	N_R^*	$EU_S^* = EU_R^*$	$\Psi_S^*(x)$	$\Psi_R^*(x)$	\bar{x}_S^*	\bar{x}_R^*
α	—	+	+	—	+	—	+

4. 実証分析：東京 23 区における中小河川の洪水ハザードマップ公表を例に

(1)研究の背景

東京 23 区は浸水危険に晒されている地域である。東京は湿地、沼地、河川、海を埋め立てることによって形成されており地盤が弱く、標高が海拔 0 メートルよりも低い場所がある。このため河川の水が堤防を越水もしくは堤防決壊という外水氾濫が一度起きると、東京 23 区では主に東部の広範囲に甚大な被害がもたらされる。また都市内で水を処理しきれず用水路が溢れる内水氾濫は、近年多発している集中豪雨に伴う都市型水害として注目度が増している。東京 23 区内には坂や谷という地理的条件のため水が溜まりやすい場所が多く存在し、内水氾濫の危険性が高まっている。

社会全体で災害に備える手段の 1 つとして、ハザードマップが近年活用されている。ハザードマップとは、浸水その他、地震、津波、土砂災害等の様々な自然災害について、地点ごとの危険度を記したものであり、地方自治体により作

成、公表されている。災害危険度の公表に際して、地価の下落や産業への影響を懸念されるケースがある。しかし行政のみならず住民や企業が自ら災害リスクを把握し、社会全体で災害対策が円滑に行われるようにするため、最近では自治体による危険度情報の公表が進んでいる。

中川（2003）によると、家計、企業が災害リスクに関してリスク回避的な立地選択、建築活動を行っており、「経済的合理的な行動の結果として、都市全体の防災性能が高まる可能性」があれば、これらの行動を前提とした制度設計が有効であるという。そのためには、情報の非対称性やリスク認知におけるバイアスの是正によって、合理的なリスク回避行動を促進することが望ましいとしている。以上のような背景から、浸水危険度が地価に与える影響を分析する意義があると考えられる。

(2)浸水危険度指標とその公表

東京 23 区の各区において、概ね 2000 年から 2010 年までの間に浸水危険度に関するハザードマップが作成された。その背景として、2000 年の東海豪雨の際、名古屋市都市部において洪水による甚大な被害が発生し、水害への関心が高まったことが挙げられる。これを受けて 2001 年に水防法が改正され、危険度の行政による積極的な公表が求められることとなった。

各区におけるハザードマップ作成に先立ち、東京における浸水危険度の指標として、浸水予想区域と浸水想定区域の 2 種類が公表された。浸水予想区域は、水防法の改正に基づいて神田川等の中小河川の越水や内水氾濫を予想し、東京都が 2001 年から 2003 年にかけて作成したものである。浸水想定区域は、やはり水防法の改正に伴い導入された制度であり、洪水予報河川において洪水時の円滑かつ迅速な避難の確保を図るため、主に大型河川が氾濫した場合に浸水が

想定される区域を指定し、想定される浸水深と併せて公表するものである。これに基づき国土交通省が 2002 年に多摩川、2004 年に荒川についての浸水想定区域を公表している。

その後、東京 23 区の各自治体は浸水予想区域と浸水想定区域に基づく自区
のハザードマップを作成、配布することで公表を行った。本稿では各区におけ
る浸水予想区域の公表年次のずれに着目し、浸水リスク公表と地価との関係を
分析する。

(3)既存研究および、本研究の位置づけ

水害による浸水のリスク指標と地価の関係についての既存研究は、東京を対
象とするものに限ってもいくつかなされている。齋藤（2005）は東京周辺の住
宅地を対象に、浸水予想区域および浸水想定区域の示す浸水深と地価、マンシ
ョン価格の関係を分析した。その結果、主に中小河川に関わる浸水予想区域に
入る地点の地価、マンション価格はリスクの影響を反映されにくく、大型河川
による氾濫で浸水危険度が高いとされた浸水想定区域に入る地点について価格
が下がるとした。岡川ほか（2012）は、齋藤（2005）を含む多くの既存研究に
おける推計結果には、浸水リスク指標を決定する誤差項と地価を決定する誤差
項が相関することによる除外変数バイアスが含まれる可能性を指摘した。その
上で操作変数法により推計バイアスを取り除いた分析を行い、浸水予想区域内
の地点の地価は区域外の地価に対し 14.5～18.2%低くなるとした。浸水リスク
指標を説明変数として直接用いた最小 2 乗法による推計では 3.5%程度低くな
るという結果と比べ、影響が大きい可能性が示された。篠村（2010）は東京 23
区の一部の区を対象に、浸水予想区域公表の有無に着目した DID (Difference-
in-Differences) 分析を行った結果、ハザードマップ公表は地価に有意な影響を

与えず、実際の浸水被害履歴が地価に負の影響を与えるとした。

東京以外を対象とした研究として、齋藤ほか（2012）では名古屋市周辺の公示地価を対象とした分析を行っている。2000年東海豪雨の被害が大きく、河川整備対策が進んだ流域では、ハザードマップの認知度が高く、地価が大きく割り引かれた。一方被害が比較的小さく河川整備対策がとられていない流域では、ハザードマップの認知度も低く、地価への負の影響が小さいことが示された。また用途別では、商業地において浸水リスクの地価への負の影響が大きかった。また Hidano et al. (2015) は空間的回帰不連続デザインの手法により、リスク情報の開示が市場行動に影響することを示した。

これらの研究によって、浸水リスクやハザードマップ公表の地価への影響が次第に明らかになっている。しかし浸水リスクの高い地点と低い地点の地価への影響の違いや、ハザードマップ公表が地価にもたらす時系列的影響については明らかにされていない。

以下、第5節では災害リスクを考慮する場合の地価と、危険度公表による地価への影響について理論的考察を行った上で、地価関数の推定モデルを示す。第6節では推定に用いたデータの内容について記す。第7節では地価関数の推定結果を用途別に示し、浸水リスク公表が地価に与える影響について分析する。第8節では分析結果についての考察を行い、本章の結論とする。

5. 地価関数の推定モデル

環境の改善がその土地の地価を上昇させるというキャピタリゼーション仮説に基づくならば、都市内の各地点における災害リスク指標は、その地点の地価に影響を与えると考えられる。以下の考察によって、地価に正もしくは負のど

これらの影響を与えるかは、土地需要者がリスク指標をどの程度認知するかにより異なると推測される。

直感的には、災害リスク公表によって、危険度の高い地点の地価は下落、危険度の低い土地の地価は上昇すると考えられる。土地需要者が合理的経済主体であるならば、災害リスクに関する情報を基に、土地に対してリスクによる被害で割り引いた付け値をもつ。いま、情報が手に入らないなどの理由で災害リスクをまったく認知しないとすれば、実際の災害リスクは地価に影響を与えない。逆に災害リスクを完全に認知するならば、リスクの高い土地には安く、リスクの低い土地には高い値段が付けられる。現実のリスク認知の程度が両者の中間であれば、リスク情報公表によって認知が進むことにより、リスクの高い地点の地価は下落、低い土地の地価は上昇すると考えられる。この影響を本稿では「リスクの（事前の）不完全認知仮説」とよぶことにする。実際、坪井・萩原（2004）は東京都区部を対象とした実態調査により、ハザードマップの認知度の低さ、都市型水害の局所性による水害経験の蓄積されにくさを指摘している。理論的には Kask and Maani (1992) が、リスクに対する主観的確率と真の確率のギャップが、不確実性の下で得られたヘドニック価格を過大もしくは過小評価することを示した。

本稿では危険度公表がリスクの低い地点、高い地点の地価に与える影響をそれぞれ区別する分析を行うことで、「リスクの（事前の）不完全認知仮説」が支持されるかを確認する。分析では東京 23 区の地価公示データおよび浸水予想区域を用いて、以下のモデル式を推定する。

$$\ln(P_{it}) = \alpha_i + \sum_{k=1}^5 \beta_k (\text{Depth}_k \times \text{Map}_{it}) + \text{Year}_t + \mathbf{X}_{it} \boldsymbol{\gamma} + \varepsilon_{it}$$

左辺は公示地価 P_{it} の対数值、右辺の $Depth_i$ は次節で述べる予想浸水深ダミー、 Map_{it} は調査地点の属する区におけるハザードマップ公表済ダミー、 $Year_t$ は各年次ダミー、 X_{it} は調査時点を通じて変化するその他の説明変数、 ε_{it} は誤差項である。このモデル式から地点固定効果 α_i 、各説明変数の係数 $\beta_1 \sim \beta_5$ 、 γ を推定する。パネルデータによる固定効果モデルであるので、調査時点を通じて変化しない地点固有の要因はすべて α_i としてコントロールされている。

6. データセット

被説明変数には不動産鑑定評価価格である地価公示データを用いた。2000年から2014年の各年における東京23区の地価公示データについて、同一地点をまとめることによりパネルデータを構築した。

本稿で着目する説明変数を次に示す。予想浸水深ダミーは0.2m未満、0.2～0.5m、0.5～1m、1～2m および2m以上の5段階に区分され、分布は図1の通りである。浸水予想区域は50m四方のメッシュとして公表されているが、調査地点が属する町丁目における浸水深の最大ランクに基づいて、地点の予想浸水深とする。町丁目において最大ランクの面積がごくわずかな場合は、面積の広い値を採用する。表1に示す記述統計量から、中間のランクである0.5～1mが全体の半数近くを占め、次いで最も高い2m以上の占める割合が多くなっている。

ハザードマップ公表済ダミーについては、浸水予想区域に基づくハザードマップ公表前を基準として、公表以降を1、公表以前を0とする。図5に示す通り、2010年までに墨田区と荒川区を除く21区でハザードマップが公表されている。

この他観測時点を通じて変化する要因をコントロールするため、地価公示データセットのうち、最寄り駅までの道のり、容積率規制値および各区の人口（住民基本台帳人口要覧、毎年3月31日時点）を用いた。

表2 記述統計量

変数	平均値	中央値	最小値	最大値	標準偏差
公示地価(対数値)	13.032	12.999	11.905	15.722	0.422
浸水～0.2m	0.006	0.000	0.000	1.000	0.079
浸水0.2～0.5m	0.103	0.000	0.000	1.000	0.304
浸水0.5～1m	0.471	0.000	0.000	1.000	0.499
浸水1～2m	0.146	0.000	0.000	1.000	0.353
浸水2m～	0.274	0.000	0.000	1.000	0.446
公表後～2年	0.139	0.000	0.000	1.000	0.346
公表後2年～4年未満	0.130	0.000	0.000	1.000	0.337
公表後4年以上	0.267	0.000	0.000	1.000	0.442
最寄り駅道のり(km)	0.729	0.600	0.000	4.100	0.537
容積率(%/100)	2.175	2.000	0.600	4.000	0.941
人口(万人)	50.504	52.558	3.933	86.755	21.481

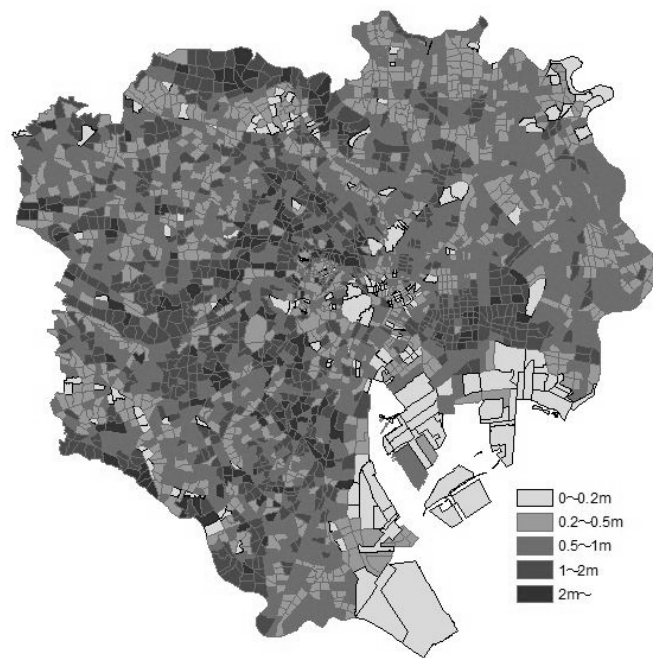


図 4 予想浸水深分布

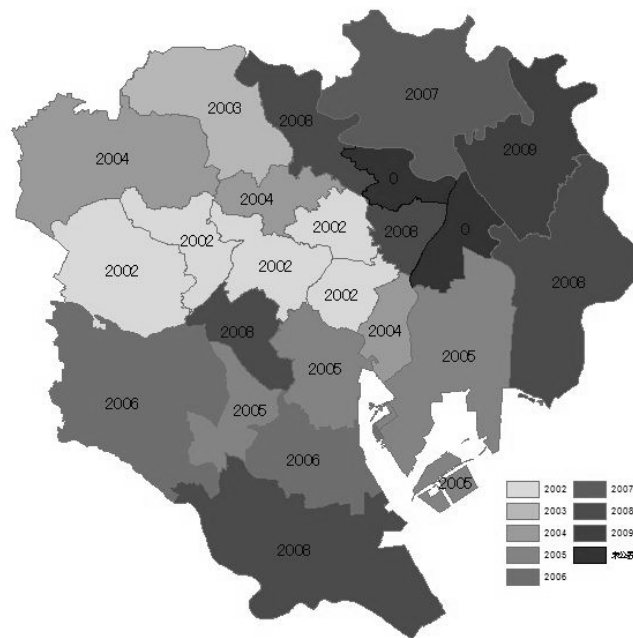


図 5 各区のハザードマップ公表年

7. 地価関数の推定結果

ハザードマップによる予想浸水深の公表を考慮した地価関数の推定結果を以下に示す。データセットが説明変数の増加に十分耐えうるサンプル数を有することから、用途地域別に分けた上で、予想浸水深と公表後経過年数ダミーの交差項を説明変数とする分析を行った。係数の有意性検定にあたり、誤差項の不均一分散に対して頑健な標準誤差を用いた。

12種類の用途地域を住居・近隣商業地域、商業地域、工業地域の3つに区分した。近隣商業地域はサンプルの利用現況として住居としての利用が多いことから、本稿では住居地域と合わせて分析し、商業地域には含めないものとした。公表後経過年数は公表以前をダミーの基準に、公表後2年未満、公表後2年以上4年未満、公表後4年以上の3つをダミー変数とし、それぞれ予想浸水深との交差項を作成した。

横軸に予想浸水深、縦軸に推定係数をとったグラフは、「リスクの（事前の）不完全認知仮説」の下では右下がりになるはずである。しかし推定結果全体をみると、中等度の浸水深で係数が小さく、低度、高度の浸水深で大きいU字型の線を描くようである。

すなわち、中等度までは「リスクの（事前の）不完全認知仮説」が当てはまるものの、高度の浸水深のリスクは事前に十分ないし過剰に認知されていたといえる。

表 3 推定結果（住宅・近隣商業地域）

			係数	標準誤差
浸水～0.2m	×	公表後～2年	0.023	0.012 *
浸水0.2～0.5m	×	公表後～2年	0.074	0.012 ***
浸水0.5～1m	×	公表後～2年	-0.008	0.003 ***
浸水1～2m	×	公表後～2年	0.027	0.003 ***
浸水2m～	×	公表後～2年	0.070	0.004 ***
浸水～0.2m	×	公表後2年～4年未満	0.157	0.017 ***
浸水0.2～0.5m	×	公表後2年～4年未満	0.100	0.018 ***
浸水0.5～1m	×	公表後2年～4年未満	-0.009	0.004 *
浸水1～2m	×	公表後2年～4年未満	0.032	0.004 ***
浸水2m～	×	公表後2年～4年未満	0.059	0.005 ***
浸水～0.2m	×	公表後4年以上	0.211	0.013 ***
浸水0.2～0.5m	×	公表後4年以上	0.116	0.018 ***
浸水0.5～1m	×	公表後4年以上	-0.001	0.005
浸水1～2m	×	公表後4年以上	0.053	0.008 ***
浸水2m～	×	公表後4年以上	0.054	0.006 ***
		最寄り駅道のり(km)	-0.650	0.007 ***
		容積率(%/100)	0.000	0.000 ***
		人口(万人)	0.000	0.000 ***
サンプル数			16522	
地点数			1501	
Within R-squared			0.646	

注) 係数の有意水準 ***:1% **:5% *:10%

年ダミーの推定結果は省略する。

表 4 推定結果（商業地域）

			係数	標準誤差
浸水～0.2m	×	公表後～2年	0.019	0.014
浸水0.2～0.5m	×	公表後～2年	0.110	0.012 ***
浸水0.5～1m	×	公表後～2年	-0.024	0.007 ***
浸水1～2m	×	公表後～2年	-0.031	0.007 ***
浸水2m～	×	公表後～2年	0.094	0.009 ***
浸水～0.2m	×	公表後2年～4年未満	0.083	0.026 ***
浸水0.2～0.5m	×	公表後2年～4年未満	0.129	0.016 ***
浸水0.5～1m	×	公表後2年～4年未満	-0.011	0.011
浸水1～2m	×	公表後2年～4年未満	-0.038	0.009 ***
浸水2m～	×	公表後2年～4年未満	0.075	0.011 ***
浸水～0.2m	×	公表後4年以上	0.054	0.026 **
浸水0.2～0.5m	×	公表後4年以上	0.037	0.018 **
浸水0.5～1m	×	公表後4年以上	-0.022	0.015
浸水1～2m	×	公表後4年以上	-0.026	0.013 **
浸水2m～	×	公表後4年以上	0.069	0.015 ***
		最寄り駅道のり(km)	0.006	0.048
		容積率(%/100)	0.001	0.000 ***
		人口(万人)	0.000	0.000 ***
サンプル数			7203	
地点数			659	
Within R-squared			0.719	

注)係数の有意水準 ***:1% **:5% *:10%

年ダミーの推定結果は省略する。

表 5 推定結果（工業地域）

		係数	標準誤差
浸水～0.5m	× 公表後～2年	0.022	0.023
浸水0.5～1m	× 公表後～2年	0.018	0.006 ***
浸水1～2m	× 公表後～2年	-0.010	0.015
浸水2m～	× 公表後～2年	0.098	0.013 ***
浸水～0.5m	× 公表後2年～4年未満	0.077	0.037 **
浸水0.5～1m	× 公表後2年～4年未満	0.032	0.009 ***
浸水1～2m	× 公表後2年～4年未満	-0.001	0.024
浸水2m～	× 公表後2年～4年未満	0.069	0.017 ***
浸水～0.5m	× 公表後4年以上	0.079	0.038 **
浸水0.5～1m	× 公表後4年以上	0.028	0.012 **
浸水1～2m	× 公表後4年以上	-0.008	0.028
浸水2m～	× 公表後4年以上	0.065	0.016 ***
	最寄り駅道のり(km)	-0.034	0.019 *
	人口(万人)	0.000	0.000 ***
サンプル数		2402	
地点数		243	
Within R-squared		0.640	

注) 係数の有意水準 ***:1% **:5% *:10%

年ダミーの推定結果は省略する。

住居・近隣商業地域（表 3）について、0～0.2m の低い予想浸水深の公表効果は公表直後には表れないものの、2 年～4 年の経過に従って地価に大きく正の効果をもたらすようになった。この結果は、浸水リスクが低いことが土地需要者に事前に十分認知されておらず、かつ公表後の需要者への浸透にある程度の時間を要することを示唆するものである。他方予想浸水深 0.5～1m では公表効果はほぼゼロであり、より高い予想浸水深については正の効果となった。時間経過にともなう公表効果の変化は小さいことから、浸水リスクが高いことは事前に十分ないし過剰に認知されているか、公表後速やかに認知が進んだ可能性がある。コントロール変数の最寄り駅までの道のりは有意に推定されず、容積率上昇、人口増加の影響は有意にゼロとなったことから、観測時点を通じて変化する要因を完全にはコントロールできていないと考えられる。

近隣商業地域を除く商業地域（表 4）について、0～0.2m および 0.2～0.5m の低い予想浸水深の公表効果は住居・近隣商業地域と同様に正と推定された。公表効果の大きさは時間経過に従い単調に変化せずまちまちであり、土地の市場構造に変化が生じているとみられる。0.5～1m、1～2m の予想浸水深では公表効果が負と推定された。浸水リスクが低い地点で正の公表効果という結果と合わせると、2m 未満の予想浸水深では、土地需要者のリスク水準に関する事前の認知が不十分であったと考えられる。最も高いランクである 2m 以上の予想浸水深について、公表効果は正であり、事前の過剰なリスク認知に対応して地価が割り引かれていたと仮定すれば、主観的確率において認知が是正された可能性がある。また 0.5m 以上の予想浸水深について、時間経過にともなう公表効果の変化は小さく、リスク認知は公表後速やかに進み、公表前と比較した地価の変化は早い段階で収束に至ったと考えられる。以上の結果から、商業地域はビジネス用途であることから、土地需要者はリスクが高いことに対して鋭

敏であるものの、中程度までのリスクに関しては必ずしも事前に十分認知していないといえる。コントロール変数について、容積率上昇は有意に正と推定されたが、最寄り駅までの道のりについては有意な推定結果は得られなかった。

工業地域（表 5）について、サンプル数が比較的少ないことによる説明変数間の多重共線性が生じたため、0～0.2m および 0.2～0.5m を合わせて推定を行った。また容積率は推定に用いることができなかった。0.5m 未満の予想浸水深の公表効果は、住居・近隣商業地域と同様に公表直後は小さく、ある程度の時間が経過後、地価に大きく正の効果を及ぼした。1～2m のランクでも公表後の時間経過に従って大きくなる正の効果となり、リスクに対して割り引かれていた地価が次第に見直され、回復したことが分かる。予想浸水深 2m 以上についても公表効果は正であったが、1～2m のランクと逆に、公表直後の方が時間経過後より大きな効果となった。最寄り駅までの道のりについては有意に負と推定されたが、人口増加の影響は有意にゼロであった。

8. 結論

本章では東京 23 区の中小河川に関する洪水ハザードマップを事例として、公示地価に関するパネルデータを構築することにより、リスク公表が地価に与える影響を分析した。中等度の浸水深までは「リスクの（事前の）不完全認知仮説」が当てはまるものの、高度の浸水深のリスクは事前に十分ないし過剰に認知されていたといえる。ハザードマップ公表は予想浸水深の高さに関わらず地価に概ね正の効果をもたらし、土地に関する不確実性が除去されることの経済的メリットが反映されていると考えられる。

公表効果は予想浸水深、用途地域および公表後経過年数の違いによって異な

る傾向を示した。住居地域、近隣商業地域、工業地域において、予想浸水深の低い地点では公表効果が即座に表れず、公表から2年経過後より次第に高まった。住居地域、商業地域において、予想浸水深の高い地点では時間経過にともなう公表効果の変化は小さく、公表後速やかにリスク認知が進んだとみられる。商業地は事業用資産を保有するなど、浸水リスクの影響を受けやすいためであると考えられ、この結果は既存研究である齋藤(2005)、齋藤ほか(2012)とも整合的である。浸水リスクの高い商業地についてはリスク認知の是正のみならず、災害保険等のリスク・ファイナンス手法と合わせるなど、社会全体で有効に土地を活用していくべきだと考えられる。

本章では公示地価に関するパネルデータを用いたことにより、サンプルが観測された時間を通じて変化しない地点固有の要因については推定においてコントロールすることができた。しかし時間を通じて変化する諸要因についての説明変数が不足しており、推定結果にバイアスが残っていると考えられる。東京23区における町丁目単位の浸水履歴をはじめ、ハザードマップで公表された避難所の場所に関する情報、都心再開発計画の状況などを説明変数に追加することで、推定の精緻化を目指すことが今後の課題として挙げられる。

第4章 結論

1. 本論文で得られた結果および政策的示唆

本論文の目的は、イベント開催へのコミットメントと災害リスク情報公表が地価に与える影響を分析することであった。理論的および実証的手法により分析を行い、特に実証分析では、オリンピック・パラリンピック開催決定というポジティブなコミットメントと、浸水リスクというネガティブな情報の公表の両面について分析した。

第2章では、2020年の夏季オリンピック・パラリンピックの東京開催決定が居住地価格に与えた影響を明らかにした。2010年から2015年までの公定地価のデータを使用して、オリンピック選手村が建設された地点周辺の地価上昇の程度を推定した。グラフィカル分析に基づいて選手村から半径12kmを処置効果の範囲と定義し、地価の上昇を測った。推定の結果、2015年には、選手村周辺の地価が8.0%上昇し、半径12km以内で平均約3.0%の上昇が確認された。さらに、基本となるDIDモデルに都市再開発の代理情報を加えて分析することで、都市再開発と関係しない地価の上昇がどのくらいかを測った。選手村の半径12km以内の平均として約1.6%の有意な地価の上昇を観察した。つまり、地価上昇のおよそ半分が標識設置届で代理される再開発と関係していた。また、現時点では、標識設置届として提出されていないため分析では考慮していないが、東京都や中央区が大会終了後の都市開発としてコミットメントしている、選手村周辺（晴海地区）のまちづくりの計画が地価の上昇と関係しているのであれば、ファンダメンタルズの向上やその期待にともなう地価の上昇はより大きなものとなると言える。

第3章の前半では、都市経済学の単一中心都市モデルの枠組みにおいて、リスク情報に従う家計の占める割合と都市の均衡状態を分析した。家計の「楽観度」を表す外生変数に着目した比較静学分析の結果、楽観度が上昇するにつれて、危険地区に居住する家計が増加する。また興味深いことに、楽観度が上昇するにつれて均衡期待効用水準も上昇する結果となった。しかしその程度については不明確であり、楽観的であることが望ましいとは一概には言えない。

第3章の後半では、公示地価のパネルデータを用いて、東京23区における浸水リスク公表が地価に与える影響を分析した。中等度の浸水深までは「リスクの（事前の）不完全認知仮説」が当てはまるものの、高度の浸水深のリスクは事前に十分ないし過剰に認知されていたと推測される。ハザードマップ公表は予想浸水深の高さに関わらず地価に概ね正の効果をもたらし、土地に関する不確実性が除去されることの経済的メリットが反映されていると考えられる。

実証分析から、情報公表はポジティブなものであれネガティブなものであれ、地価に正の影響をもたらすことが示された。厚生改善のために、公共部門は情報公表と並行して土地のリスクそのものを除去することが必要であると考えられる。

2. 今後の課題

本論文の理論的分析は一時点を扱う静学的なものにとどまるので、立地決定後の移動コスト、自主的な情報取得行動などを導入して、動学的な分析に拡張することが課題として考えられる。特に、観察される価格から品質を読み取って需要を変化させるという、情報経済学における「合理的期待均衡」の考え方を適用することは、興味深い展開につながる可能性がある。

本論文を通した実証分析では、パネルデータを用いて地点固有の固定効果を制御できているものの、時点によって変化するような除外変数を制御する等、より正確な推定を目指す余地がある。情報の普及や防災意識に関する現状を調査し、現実のデータを収集した上で分析に適用することが望ましいと考えられる。また、分析は東京のみを対象としたため、他の都市や海外でも同様な傾向がみられるかについて、実際に分析を行って確かめる必要がある。

参考文献

・第1章

香川涼亮 (2012) 「液状化リスクが住宅開発行動と家計立地に与える影響」, 筑波大学大学院システム情報工学研究科修士論文.

金本良嗣, 藤原徹 (2016) 『都市経済学 第2版』 東洋経済新報社.

山口健太郎, 多々納裕一, 田中成尚, 岡田憲夫 (1999) 「単一中心都市における甚大な災害リスクに関する情報の提供効果に関する分析」 土木計画学研究・論文集 No.16, pp. 333-340.

Ahlfeldt, Gabriel M. and Maennig, Wolfgang. (2010) Impact of sports arenas on land values: evidence from Berlin, *Annals in Regional Sciences*, 44, pp. 205–227.

Bin, Okmyung. and Landry, Craig. E. (2013) Changes in implicit flood risk premiums: Empirical evidence from the housing market, *Journal of Environmental Economics and Management*, 65, pp. 361-376.

CAROLYN A. DEHRING, CRAIG A. DEPKEN and MICHAEL R. WARD (2007) THE IMPACT OF STADIUM ANNOUNCEMENTS ON RESIDENTIAL PROPERTY VALUES: EVIDENCE FROM A NATURAL EXPERIMENT IN DALLAS-FORT WORTH, *Contemporary Economic Policy*, 25, 4, pp. 627-638.

Fujita, M. (1989) *Urban Economic Theory: Land Use and City Size*, Cambridge University Press. [小川博之訳 (1991) 『都市空間の経済学』 東洋経済新報社.]

Haifang, Huang and Humphreys, Brad. R. (2014) NEW SPORTS FACILITIES

AND RESIDENTIAL HOUSING MARKETS, *Journal of regional science*, 54, 4, pp. 629-663.

Hidano, N., Hoshino, T., Sugiura, A. (2015) The effect of seismic hazard risk information on property prices: Evidence from a spatial regression discontinuity design, *Regional Science and Urban Economics*, 53, pp. 113-122.

Rajapaksa, Darshana., Wilson, Clevo., Managi, Shunsuke., Hoang, Vincent., and Lee, Boon (2016) Flood Risk Information, Actual Floods and Property Values: A Quasi - Experimental Analysis, *ECONOMIC RECORD*, 92, pp. 52-67.

Votsis Athanasios, Perrels, Adriaan (2016) Housing Prices and the Public Disclosure of Flood Risk: A Difference-in-Differences Analysis in Finland, *JOURNAL OF REAL ESTATE FINANCE AND ECONOMICS*, 53, 4, pp.450-471.

Wang, Mei. and Bao, Helen, X. H. (2018) Mega-event effects on the housing market: Evidence from the Beijing 2008 Olympic Games, *Cities*, 72, pp. 207-216.

・第2章

香川涼亮, 小倉利仁, 太田充, 牛島光一 (2017) 「東京オリンピック・パラリンピックの開催決定で住宅地地価は上昇するか?」, *都市住宅学*, 97, pp. 126-135.

末石直也 (2015) 『計量経済学 ミクロデータ分析へのいざない』日本評論社.
東京 2020 オリンピック・パラリンピック招致委員会 (2013) 「東京 2020 年大会計画立候補ファイル」

<https://tokyo2020.jp/jp/games/plan/data/candidate-entire-2-JP.pdf>

- 宮川雅巳 (2004) 『統計的因果推論 -回帰分析の新しい枠組み-』 朝倉書店.
- Angrist, J.D. and J.S. Pischke (2009) *Mostly Harmless Econometrics: An Empiricist's Companion*, Princeton University Press.
- Carlino, G. and N.E. Coulson (2004) "Compensating differentials and the social benefits of the NFL", *Journal of Urban Economics*, 56(1), pp. 25-50.
- Coates, D., and V.A. Matheson (2011) "Mega-events and housing costs: raising the rent while raising the roof?" *The Annals of Regional Science*, 46(1), pp. 119-137.
- Gibbons, S., and S. Machin (2005) "Valuing rail access using transport innovations," *Journal of Urban Economics*, 57(1), pp. 148-169.
- Kanasugi, Y. and K. Ushijima (2018) "The impact of a high-speed railway on residential land prices", *Papers in Regional Science*, 97(4), pp. 1305-1336.
- Kavetsos, G. (2012) "The Impact of the London Olympics Announcement on Property Prices," *Urban Studies*, 49(7), pp. 1453-1470.
- Lu, Q. S. and Y. Yang (2015) "A longitudinal study of the impact of the Sydney Olympics on real estate markets", *International Journal of Event and Festival Management*, Vol. 6 No. 1, pp. 4-17.
- Rose, A.K., and M.M. Spiegel (2011) "The Olympic Effect," *The Economic Journal*, 121, pp. 652-677.
- Rosenbaum, P.R. (1984) "The Consequences of Adjustment for a Concomitant Variable That Has been Affected by the Treatment," *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, Vol.147 (5), pp. 656-666.
- Tu, C.C. (2005) "How Does a New Sports Stadium Affect Housing Values?"

The Case of FedEx Field,” *Land Economics*, 81(3), pp. 379-395.

・第3章

岡川梓, 日引聡, 小嶋秀人 (2012) 「ヘドニック・アプローチによる東京都区部の洪水被害額の計測—浸水リスク変数の内生性を考慮した分析—」 *環境経済・政策研究*, 5, 2, pp. 58-71.

金本良嗣, 藤原徹 (2016) 『都市経済学 第2版』 東洋経済新報社.

齊藤誠, 中川雅之, 山鹿久木 (2012) 「浸水危険度公表が地価に与える影響：新川, 境川, 日光川流域のケース」 齊藤誠, 中川雅之編, 『人間行動から考える地震リスクのマネジメント』, 勁草書房, pp. 105-131.

齊藤良太 (2005) 「首都圏における浸水危険性の地価等への影響」 *住宅土地経済*, 58, pp. 19-27.

篠村進 (2010) 「都市型水害におけるハザードマップ効果の考察」 政策研究大学院大学まちづくりプログラム修士論文.

多々納裕一, 高木朗義 (2005) 『防災の経済分析』 勁草書房.

坪井塑太郎, 萩原清子 (2004) 「東京都区部における水害リスク認知の地域特性と情報活用に関する研究」 *環境システム研究論文集*, 32, pp. 383-389.

中川雅之 (2003) 『都市住宅政策の経済分析』, 日本評論社.

山口健太郎, 多々納裕一, 田中成尚, 岡田憲夫 (1999) 「単一中心都市における甚大な災害リスクに関する情報の提供効果に関する分析」 *土木計画学研究・論文集 No.16*, pp. 333-340.

山口健太郎, 多々納裕一, 岡田憲夫 (2000) 「リスク認知のバイアスが災害危険度情報の提供効果に与える影響に関する分析」 *土木計画学研究・論文集 No.17*, pp. 327-336.

D. E. Frame (1998) Housing, Natural Hazards, and Insurance, *Journal of Urban Economics*, 44, pp. 93-109.

- D. E. Frame (2001) Insurance and Community Welfare, *Journal of Urban Economics*, 49, pp. 267-284.
- Fujita, M. (1989) *Urban Economic Theory: Land Use and City Size*, Cambridge University Press. [小川博之訳 (1991) 『都市空間の経済学』 東洋経済新報社.]
- Hidano, N., Hoshino, T., Sugiura, A. (2015) The effect of seismic hazard risk information on property prices: Evidence from a spatial regression discontinuity design, *Regional Science and Urban Economics*, 53, pp. 113-122.
- Kask, S. B. and Maani, S. A. (1992) Uncertainty, Information, and Hedonic Pricing, *Land Economics*, 68, 2, pp. 170-184.
- Wang, C. (2014) Regulating land development in a natural disaster-prone area: The roles of building codes, *Resource and Energy Economics*, 36, pp. 209-228.
- Zenou, Y. and Eeckhoudt L. (1997) Bid Rents under Unemployment Risk: Delayed versus Timeless Uncertainty, *Journal of Urban Economics*, 42, pp. 42-63.

謝辞

長きにわたる博士課程での研究生活を送る上でご支援くださいました多くの方々に、ここにお礼を申し上げます。

指導教員の太田充先生には、博士前期課程より長年お世話になってきました。これまで何度挫けそうになったか分かりませんが、その度に温かく前向きになるよう後を押してくださいましたおかげで、博士論文完成まで至ることができました。深く感謝申し上げます。牛島光一先生には研究上のご支援をいただくだけでなく、日頃の研究生活をいつも目にかけてくださいましたことを、お礼いたします。

博士論文副査の秋山英三先生、奥島真一郎先生、**Stephen J. Turnbull**先生、中島賢太郎先生（一橋大学）には、審査の多大な労を快くお引き受け頂き、論文を向上させるための多くのご指摘をくださいましたことを、感謝いたします。またいずれの先生方にも、いつも温かく迎えていただき、公私にわたり気にかけてくださいましたことを申し添えておきます。

都市政策科学研究室、また研究室の垣根を越えて共に歩み、研究生活の励みとなった多くの仲間感謝します。挙げきることができないほどですが、特に「実験実証研究会」に加わった村山透氏、島田夏美氏、藤巻有理氏、姜哲敏氏、黒田翔氏、高野佳佑氏、辻本隆宏氏の各氏には、貴重なアドバイスや励ましをいただいたことを感謝いたします。

最後に、長年にわたる大学院在学という我儘を聞き入れてくれたうえ、時に進み、時に休むことを許してくれた家族の皆に感謝します。