

東日本大震災による液状化に伴うリスク認識がマンション価格に与える
空間的自己相関を考慮したセミパラメトリック分析

空間の多様性を考慮したヘドニックアプローチの開発
—新たな試み—



平成 25 年 3 月

東京工業大学大学院社会理工学研究科 教授 肥田野 登
公益社団法人 東京都市不動産鑑定士協会 研究研修委員会

要約

本報告書は 2011-12 年度にかけて行った、二つの研究の成果をまとめたものである。先ず第 1 部は、「東日本大震災による液状化に伴うリスク認識がマンション価格に与える空間的自己相関を考慮したセミパラメトリック分析」と題し、VIII 章からなる。東日本大震災は東京においても、沿岸部および大河川の河川敷に置いて、地盤の液状化を引き起こし、被害を与えた。しかし液状化が起きた地域は、大震災に際して液状化の危険があることが想定されていた。例えば東京都は液状化危険地域を既に公表していた。仮にこの情報が不動産需要者に十分認識され、かつリスク認識に変化がなければ、震災の前後で不動産価値の変化は観察されないであろう。本研究はそれを検証することを目的としている。この研究の特徴は、震災前後のマンション取引価格を用いたヘドニック分析を行ったこと。さらに、分析にあたって、液状化の与える影響が予見できないことから、影響を示す関数を想定することなく分析が可能なセミパラメトリック手法を用いたこと。また、近隣のマンションの取引価格が他の取引に影響を与える空間的自己相関を考慮したことである。特に、液状化の与える影響が物件の立地地点、当該物件の階数、取引時点でのように異なるかを多面的に検討した。加えて震災以前から公表されていた液状化の危険性に関する情報を取引地点ごとに説明変数として用いることによって厳密にその影響を把握した。その結果、液状化地点からの距離が価格に与える影響は震災の前後において変わらず、従って、少なくとも東京 23 区のマンション価格で見る限り、市場はリスクを織り込み済みであったといえる。また液状化危険図の情報はマンション価格に有意な影響を与えていた。これらの知見は極めて重要で、今後、液状化の影響を受けやすい更地や東京 23 区以外の地域の分析により、本仮説の妥当性を検証すべきであろう。

第 2 部「空間の多様性を考慮したヘドニックアプローチの開発-新たな試み-」は V 章からなる。本研究では、これまで行ってきた更地の取引価格による公園等のセミパラメトリック分析の深化を計った。すなわち市場価格関数の推定にとどまらず、公園の効果をより正確に表す付け値関数の推定法を新たに提案し、またその結果を、マンション価格の分析と比較することによってその有効性を明らかにした。付け値間推定の方法は既に多くの試みがある。しかしその多くは強い関数形制約のもとに行われてきた。本研究では制約をゆるめた推定を行い、これまでの制約が妥当でないことを示した。特に公園からの距離が非線形に更地価格に影響を与えてることが判明した。これを検証するためにマンション取引価格の分析を行った結果、同様の影響が明らかになった。加えて公園の有する眺望効果が示唆された。これを検証するためには、精緻な作業が必要であるが、今後土地と建物が一体化した不動産価格分析が不可欠であることに鑑みその necessity を指摘しておきたい。また更地およびマンション価格を用いた、理論的に的確で実証的にも妥当な付け値関数の推定も大きな課題として残されている。

目次

第1部 東日本大震災による液状化に伴うリスク認識がマンション価格に与える空間的自己相関を考慮したセミパラメトリック分析

I. はじめに	1
II. 本研究の概要	2
III. 地域ごとに異なる液状化の影響分析	4
3-1. 基本統計量	4
3-2. 分析目的	7
3-3. 23区のマンション価格	8
3-4. モデル概念	10
3-5. 定式化	12
3-6. 推定結果	12
3-7. 考察	20
IV. 空間的自己相関モデル	21
4-1. 分析目的	21
4-2. モデル概念	21
4-3. 定式化	22
4-4. 推定方法	23
4-5. 基本統計量	24
4-6. 推定結果	24
4-6-1. Zの要因の推定結果	24
4-6-2. $f(l)$ の推定結果	28
4-7. 感度分析	29
4-8. 考察	32
V. 近年のマンション市場と震災の影響	33
5-1. 分析目的	33
5-2. 今回のモデルに至った経緯	33
5-3. 定式化	34
5-4. 基本統計量	35
5-5. 推定結果	38
5-6. 図による考察	41
5-7. 震災前後のマンション価格の比較	43
5-8. 考察	45

VI. 震災の前後の変化を検証するためのセミパラメトリック分析	46
6－1. 先行研究	46
6－2. 本章で用いるモデル	47
6－3. 空間的自己相関モデルについて	48
6－4. データと自己相関の検定	49
6－5. 結論	58
VII章 参考文献	59
付論 6－1. 空間的自己相関を考慮しないときの推定結果	59
付論 6－2. $f(L) - g(L)$ の推定結果（パーセンタイル法）	64
付論 6－3. 参考資料	65
付論 6－4. モデル選択の為の検定	67
付論 6－5. 信頼区間求め方	68
VIII. まとめ	69
VIII. 不動産鑑定評価の視点からの解釈	70

第2部 空間の多様性を考慮したヘドニックアプローチの開発—新たな試み—

I. 本研究の概要.....	72
II. 更地の付け値函数の推定	72
2－1. データ	72
2－2. 年収推定と因子分析	73
2－3. 変数の定義と基礎統計量	75
2－4. 実証モデル	77
2－5. 推定結果.....	77
2－6. 考察.....	81
2－7. まとめ	83
II章 参考文献	83
付論 2.A	84
1. 市場価格函数と付け値函数.....	84
2. モデル	85
3. モデルの改善	88
付論 2.B 本章のセミパラメトリックモデルの有意性の検定	89
1. 実証モデル	89
2. 推定結果.....	89
III. 大規模公園がマンション取引価格に与える影響.....	91
3－1. 本章の目的	91
3－2. 既存研究の問題点と本章の考え方	91
3－3. モデルと推定手法	95
3－4. 使用するデータ	97
3－5. 推定結果と考察	101
3－6. 考察	107
3－7. まとめ	107
III章 参考文献	108
III章 付録	108
IV. 結語.....	111
V. 不動産鑑定評価の視点からの解釈.....	111

第1部

東日本大震災による液状化に伴うリスク認識がマンション価格に与える空間的自己相関を考慮したセミパラメトリック分析

I. はじめに

本研究のテーマは、「東日本大震災による液状化に伴うリスク認識と、マンション価格に関するセミパラメトリック分析」である。都内 23 区の液状化（液状化地点・予想地域）と一戸のマンション価格（地域別・階層別）との関係をセミパラメトリック分析により明らかにしたものであり、特に需要者のリスク認識に焦点を当てた分析が行われている。

前回の研究では、公園や清掃工場といった施設が、不動産の価格形成において、どのような影響を及ぼしているかというテーマを探り上げた。不動産の価格形成に、公園はプラスに作用し、清掃工場はマイナスに作用するとの先入観に一石を投じ、そのような画一的処理を行わない不動産鑑定評価の実務に一定の支援を付与した。

今回は、先の大震災による土地（地盤）の液状化が、都内 23 区の一戸のマンション価格にどのような影響を及ぼしたか、という点にスポットライトをあてた。

当該分析においては、マンション価格が分析対象であるため、戸建住宅が分析対象でないということに留意する必要がある。

例えば、被害の面からは、土地（地盤）の液状化現象は、海岸線の埋め立て地域を中心に地盤の弱い地域に表面化した。地域によっては戸建住宅の多くが液状化現象による地盤沈下によって建物が傾くなどの被害が出た。しかし、マンションに関しては、多くが抗基礎で施工されていることにより、建物の被害の報告は殆ど報じられなかった。液状化による悪影響は少ないなどの違いに留意する必要がある。

マンションの価格形成の特殊性から、分析対象が一戸の分譲マンションであることに留意して頂きたい。区分所有ではない一棟の建物とその敷地では、分析結果が異なる場合があると考えられるからである。また、一戸の分譲マンションの場合には、需要者の不動産に対する関心事は、間取りや広さ、部屋の向き、設備である等、もっぱら建物に関心が集中する傾向があるのに対し、土地（敷地権）については、直接の利用（マンションの各所有者が個別に現状を変化させる利用）ができないため、駐車場の有無を除き、土地の持ち分及び土地形状等の土地への関心はほとんど生じないのが実情であることにも留意が必要である。

分譲マンションの需要者は、建物を選択の主要な要素として行動する傾向があるのに対し、戸建住宅の場合には、土地と建物との適応の状態を重視すると考えられるので、建物のみならず土地に対する関心も高いものとなる。今回の研究結果はどのようにになったので

あろうか、是非、マンションに対する認識の特徴と併せてご一緒に考えていただきたい。結果は、第VIII章に簡潔にまとめている。この研究においては、いくつかのアプローチを併用して真実に迫ろうとしている。当チームの研究発表は、不動産鑑定士等の不動産鑑定評価に有意義なものとして実務にも活用することによって、共によりいっそう社会一般の信頼と期待に報いることができるのではないかと考える。

II. 本研究の概要

日本は世界有数の地震大国であり、今までに多くの被害を受けてきた。2011年3月11日には東日本大震災により、震源地に近い東北だけでなく、関東地方の太平洋沿岸部に壊滅的な被害をもたらした。場所によっては、波高10m以上の巨大津波や地震の揺れ、液状化現象、地盤沈下、ダムの決壊など北海道南岸から東北を経て東京湾を含む関東南部に至る広大な範囲で被害が発生した。また、日本政府は震災による直接的な被害額を16兆から25兆と試算している。この額は被害が大きかった岩手・宮城・福島の3県の県内総生産の合計に匹敵するほどであり、震災における経済損失は世界最大であった。

液状化現象は、地震の際に地下水位の高い砂地盤が振動により液体状になる現象であり、これにより比重の大きい構造物が埋もれ、倒れたり、地中の中の比重の軽い構造物が浮き上がりたりする。液状化現象は埋め立て地などで発生しやすく、阪神淡路大震災や新潟県中越地震などでも起こっている。だが、今回の東日本大震災では1都6県96市町村で液状化被害が確認されており、世界最大の被害になった。

本研究は2011年3月11日に発生した東日本大震災にともない液状化現象がおこった東京都内および周辺地域の近傍で不動産市場、特にマンション価格に関して液状化がいかなる影響を与えたかを検証することを目的としている。不動産価格は景気動向や人口構成などマクロな経済要因ばかりでなく、需要者の有する当該不動産に対する認識によって影響を受ける。これは不動産の供給にも影響を与え市場を変化させる。

今回の分析では特に需要者のリスク認識に焦点を当て分析を進める。東日本大震災以前にも液状化現象は我が国各地で起こっており、それはある程度共有知識となっていたと考えられる。また液状化に限らず水害や津波の被害予想に基づいたハザードマップは各地で作られ、ウェブ等で公開されている。従って、不動産に関わる専門家あるいは防災関係者は地域別の危険度について十分な認識があると考えられる。このような状況下で発生した液状化は果たして不動産価格に影響を与えたのであろうか。仮に広く認識された被害に伴う不利益の予想が正しければ、不動産価格に影響を与えることはないであろう。一方認識が大きく異なっているとすれば、それは3.11ショックによって顕在化すると考えられる。

本研究ではこれを解明する為に以下の3つの方法を併用して真実に迫りたい。第1は液状化の影響を受ける地点によってその影響度は変わると仮定するものである。言うまでも

なく東京都内でも地盤条件は地点によって大きく変わる、さらに不動産を求める需要者の属性も地点によって異なる。従ってこの分析の妥当性は高い。ここでは緯度経度によって影響が異なることを表現できるセミパラメトリック分析を第III章で行う。第2章は、不動産価格は当該物件の有する特性ばかりでなく、周辺の物件の価格と関連を持つ可能性がある。これは売買の当事者以外の第3者に観測できない要因がある場合に顕著である。このような要因があると、空間的自己相関を考慮しない推定は、他の変数の影響を示すパラメータも正しく推定できないことが知られている。その影響を除去するために、セミパラメトリック空間自己相関モデル分析を行う。なお、液状化の影響は液状化地点からの距離によって変化すると仮定し、その関数型は不明として、セミパラメトリック推定を第IV章で行う。第3章の方法はそもそも、液状化現象は事前に果たして予想できなかつたのであろうか。仮に予想されているならば、その影響はないと考えられる。そこで3.11ショックを仮定せずに、近年の不動市場を冷静に見ることが必要となってくる。そこでここでは液状化が特に臨海部で起こったことに着目し、海岸からの距離を主要説明変数としてセミパラメトリック分析を第V章で行う。なお、ここでは高層階が地震の影響を受けたことから、階数を明示的に扱い分析を進める。さらにこれらの分析結果を吟味し、第VI章ではさらに震災後のデータを加え、震災前後の影響を分離しつつ空間的自己相関を考慮した分析を行った。

今回用いたデータはIII、IV、V章では

- 2005/1/31～2011/11/9 期間内の東京23区マンション取引のデータ
- 床面積150m²以下
- 使用用途 居宅のみ
- サンプルサイズは基本的に46734件

VI章ではさらにデータを追加して行った。なおいずれの分析でも

- 液状化地点は以下のURLの4ページをもとに決めた。
- http://www.ktr.mlit.go.jp/ktr_content/content/000043569.pdf
- ハザードダミーは以下のURLをもとに決めた。
- <http://doboku.metro.tokyo.jp/start/03-jyouhou/ekijyouka/>

III. 地域ごとに異なる液状化の影響分析

3 - 1. 基本統計量

III、IV章で扱ったデータの基本統計量は次の表3. 1、表3. 2のようになっている。

表3. 1 : III、IV章で扱った主要変数の基本統計量

変数名	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
取引価格(万円)	3027.354	2883.542	0.123	2445.408	148000.000
床面積(m ²)	46.705	23.856	1.220	48.700	148.550
最寄駅への距離(km)	0.474	0.277	0.010	0.412	2.759
ターミナル駅への距離 (km)	4.351	2.744	0.127	3.606	13.200
取引時点(震災基準、週)	-118.759	88.055	-318.571	-107.000	34.714
緯度	35.688	0.057	35.539	35.693	35.816
経度	139.733	0.068	139.569	139.728	139.913
新築ダミー	0.176	0.381	0.000	0.000	1.000
改装ダミー	0.250	0.433	0.000	0.000	1.000
haz2(液状化の発生が少 ない地域)	0.285	0.451	0.000	0.000	1.000
haz3(液状化が発生しやす い地域)	0.106	0.308	0.000	0.000	1.000
地上権ダミー	0.000	0.016	0.000	0.000	1.000
借地権ダミー	0.000	0.018	0.000	0.000	1.000
SRC 造ダミー	0.358	0.479	0.000	0.000	1.000
S 造ダミー	0.006	0.075	0.000	0.000	1.000
その他_構造ダミー	0.001	0.034	0.000	0.000	1.000

変数名	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
東ダミー	0.131	0.338	0.000	0.000	1.000
西ダミー	0.107	0.309	0.000	0.000	1.000
北ダミー	0.060	0.237	0.000	0.000	1.000

南東ダミー	0.178	0.383	0.000	0.000	1.000
南西ダミー	0.159	0.365	0.000	0.000	1.000
北西ダミー	0.067	0.251	0.000	0.000	1.000
北東ダミー	0.072	0.259	0.000	0.000	1.000
1DK ダミー	0.063	0.242	0.000	0.000	1.000
2DK ダミー	0.051	0.221	0.000	0.000	1.000
1LDK ダミー	0.083	0.276	0.000	0.000	1.000
2LDK ダミー	0.178	0.382	0.000	0.000	1.000
3LDK ダミー	0.257	0.437	0.000	0.000	1.000
4LDK ダミー	0.023	0.150	0.000	0.000	1.000
その他_間取りダミー	0.062	0.241	0.000	0.000	1.000
近商業地域ダミー	0.129	0.335	0.000	0.000	1.000
商業地域ダミー	0.326	0.469	0.000	0.000	1.000
工業専用地域ダミー	0.000	0.017	0.000	0.000	1.000
工業地域ダミー	0.016	0.124	0.000	0.000	1.000
準工業地域ダミー	0.204	0.403	0.000	0.000	1.000
第一種低層住居ダミー	0.033	0.180	0.000	0.000	1.000
第二種低層住居ダミー	0.003	0.058	0.000	0.000	1.000
第二種中高層住居ダミー	0.015	0.123	0.000	0.000	1.000
第一種住居地域ダミー	0.108	0.311	0.000	0.000	1.000
第二種住居地域ダミー	0.036	0.187	0.000	0.000	1.000
その他_住居地域ダミー	0.019	0.138	0.000	0.000	1.000
賃主法人ダミー	0.129	0.335	0.000	0.000	1.000
賃主不動産ダミー	0.007	0.082	0.000	0.000	1.000
賃主公団体ダミー	0.000	0.011	0.000	0.000	1.000
売主法人ダミー	0.444	0.497	0.000	0.000	1.000
売主不動産ダミー	0.043	0.204	0.000	0.000	1.000
売主公団体ダミー	0.001	0.037	0.000	0.000	1.000

変数名	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
中央区ダミー	0.046	0.209	0.000	0.000	1.000
港区ダミー	0.066	0.248	0.000	0.000	1.000
新宿区ダミー	0.058	0.233	0.000	0.000	1.000
文京区ダミー	0.037	0.190	0.000	0.000	1.000
台東区ダミー	0.034	0.181	0.000	0.000	1.000

墨田区ダミー	0.036	0.187	0.000	0.000	1.000
江東区ダミー	0.071	0.257	0.000	0.000	1.000
品川区ダミー	0.056	0.230	0.000	0.000	1.000
目黒区ダミー	0.026	0.158	0.000	0.000	1.000
大田区ダミー	0.074	0.262	0.000	0.000	1.000
世田谷区ダミー	0.068	0.252	0.000	0.000	1.000
渋谷区ダミー	0.038	0.191	0.000	0.000	1.000
中野区ダミー	0.024	0.153	0.000	0.000	1.000
杉並区ダミー	0.044	0.204	0.000	0.000	1.000
豊島区ダミー	0.036	0.186	0.000	0.000	1.000
北区ダミー	0.029	0.168	0.000	0.000	1.000
荒川区ダミー	0.024	0.152	0.000	0.000	1.000
板橋区ダミー	0.056	0.230	0.000	0.000	1.000
練馬区ダミー	0.052	0.221	0.000	0.000	1.000
足立区ダミー	0.048	0.215	0.000	0.000	1.000
葛飾区ダミー	0.031	0.174	0.000	0.000	1.000
江戸川区ダミー	0.032	0.175	0.000	0.000	1.000
2005_2	0.001	0.031	0.000	0.000	1.000
2005_3	0.020	0.141	0.000	0.000	1.000
2005_4	0.024	0.154	0.000	0.000	1.000
2006_1	0.032	0.176	0.000	0.000	1.000
2006_2	0.032	0.175	0.000	0.000	1.000
2006_3	0.031	0.172	0.000	0.000	1.000
2006_4	0.032	0.177	0.000	0.000	1.000
2007_1	0.038	0.192	0.000	0.000	1.000
2007_2	0.038	0.191	0.000	0.000	1.000
2007_3	0.037	0.188	0.000	0.000	1.000
2007_4	0.038	0.191	0.000	0.000	1.000
2008_1	0.040	0.195	0.000	0.000	1.000
2008_2	0.042	0.200	0.000	0.000	1.000
2008_3	0.040	0.195	0.000	0.000	1.000
2008_4	0.039	0.194	0.000	0.000	1.000
2009_1	0.046	0.209	0.000	0.000	1.000
2009_2	0.057	0.231	0.000	0.000	1.000
2009_3	0.053	0.224	0.000	0.000	1.000

2009_4	0.046	0.209	0.000	0.000	1.000
2010_1	0.050	0.218	0.000	0.000	1.000
2010_2	0.050	0.218	0.000	0.000	1.000
2010_3	0.052	0.222	0.000	0.000	1.000
2010_4	0.050	0.217	0.000	0.000	1.000
2011_1	0.045	0.207	0.000	0.000	1.000
2011_2	0.037	0.188	0.000	0.000	1.000
2011_3	0.032	0.176	0.000	0.000	1.000
2011_4	0.001	0.027	0.000	0.000	1.000

表3. 2 III章で扱った震災後のデータの基本統計量

変数名	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値	N=3982
取引価格(万円)	3010.091	2557.294	0.123	2500.000	63536.836	
基準化した緯度	0.467	0.198	0.005	0.453	0.999	
基準化した経度	0.537	0.200	0.000	0.562	0.980	
1/(1+x)	0.226	0.146	0.061	0.184	1.000	
1/(1+t)	0.130	0.137	0.028	0.069	0.875	

3-2. 分析目的

液状化によるマンションの取引価格への液状化後の影響力を、どの地域でも影響力が変わらないという仮定をなくし、地点ごとに変わっているならばどのように変わっているのか、ノンパラメトリック推定をすることでより正確に調べる。

ここで、ノンパラメトリック推定とは、回帰関数の形を定めたうえで推定をする、パラメトリック推定と異なり、関数形自体も推定する方法である。たとえば、次のように「取引価格」と「緯度」、「経度」の関係性をあらかじめ定めたものがパラメトリック推定であり、

$$(取引価格) = \alpha_1^* \text{ (緯度)} + \alpha_2^* \text{ (経度)}^2 + \varepsilon$$

次のように関係性も推定するのがノンパラメトリック推定である。

$$(取引価格) = \beta \text{ (緯度、経度)} + \varepsilon$$

ここで、 ε は推定誤差。

今回の研究では、ノンパラメトリックに推定する部分に関して、Sieve 法を用いている。 Sieve 法とは、次式のように、非線形関数を基底関数の線形結合に近似して推定する手法である。

$$\beta(x) = \sum_{i=1}^K \alpha_i p^i(x)$$

基底関数には、Cubic-Spline 関数を利用する。

$$P(x) = \sum_{i=1}^K p^i(x) = \{\sum_{j=1}^4 \alpha_j x^{j-1} + \sum_{j=5}^K \beta_j [\max(x - t_j, 0)]^3\}$$

ここで、 x の定義域を $[a, b]$ としたとき、

t_j : spline 関数の knot ($a = t_4 < t_5 < \dots < t_{K+1} = b$ を満たす分位点)

3 – 3. 23 区のマンション価格

23 区内のマンション価格の平均を地点ごとに求めるために、次のようなモデルを想定した。

$$(取引価格 (総額、円)) = \beta (\text{緯度、経度}) + \varepsilon$$

今回扱ったデータの取引価格全てについて、地点間で平準化、凸凹を均したノンパラメトリックの説明変数が β (緯度、経度) であり、それを図にしたものが、図 3. 1 である。やはり、都心が高くなっていることが見て取れる。

また、液状化のほとんどは東京湾、荒川沿岸で発生しているが、液状化地点付近の取引価格の平均は高い地点から低い地点まであり、液状化による影響はないように見える。本当に影響がないのか、より正確に分析していく。

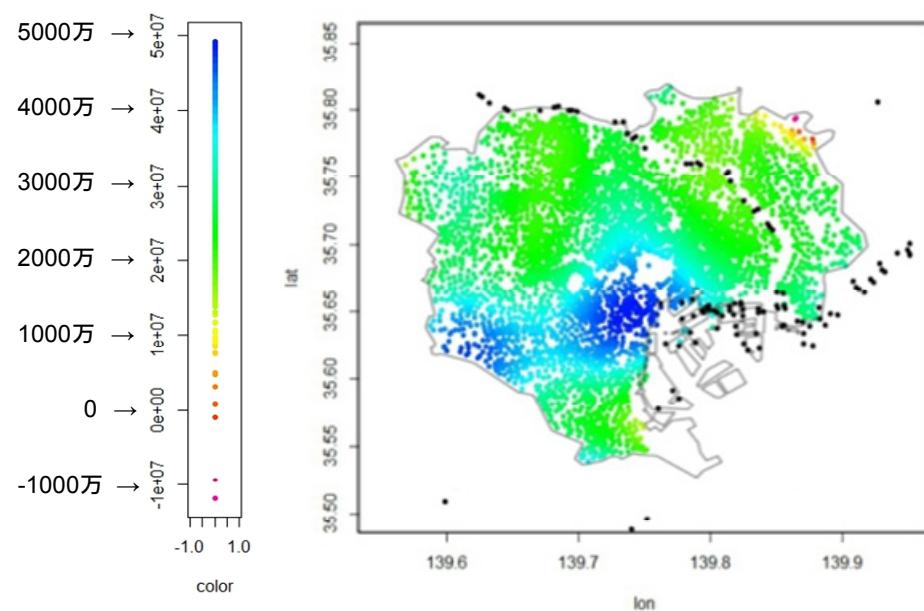


図3．1 今回扱った取引価格の地域平均（黒の点は液状化地点）

3 - 4. モデル概念

この分析では、以下の仮定をしている。

- (1) 誤差項 ε の条件付期待値 $E(\varepsilon | x)$ はゼロである。
- (2) サンプルは母集団の従っている分布から無作為抽出されたものであり、説明変数の定義域は有界（有界閉集合）、パラメトリックの説明変数 Z の条件付期待値 $E(Z | \text{緯度}, \text{経度})$ も有界、被説明変数 Y の条件付分散 $\text{Var}(Y | \text{緯度}, \text{経度}, Z)$ も有界である。
- (3) 個人の選好は地域全体で変わる部分と変わらない部分がある。例えば、床面積が 1 m^2 増えるごとに価値を a 万円高く評価するという、マンションの評価基準は人によつて変わらない。
- (4) ある地点での、取引価格に対する液状化の影響力 β_1 （緯度、経度）は、液状化地点から x (km) 遠いと $1/(1+x)$ になり、震災から t (週) 経つと $1/(1+t)$ になる。この仮定は、図 3. 2において、取引 1 の方が取引 2、3 よりも液状化の影響を受けるという仮定を定式化したものである。
- (5) 震災以前は、状化地点に取引価格への影響力はなく、震災以降の取引のみ、液状化による影響がある。

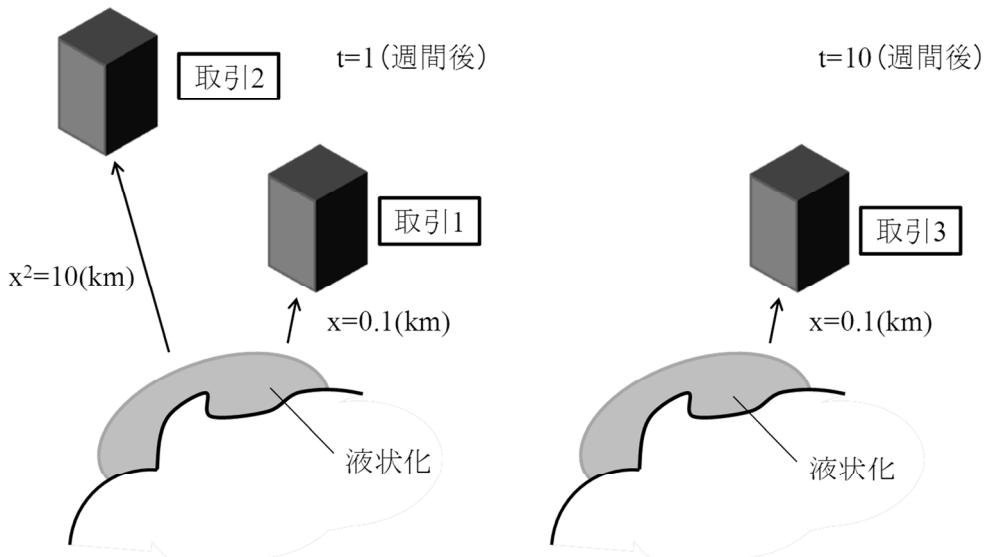


図 3. 2 液状化地点と取引価格の関係

以上の仮定の下で、図3. 3のように、同じ距離、時間の取引でも、地点ごとに液状化の影響力が変わることも考慮して、地点ごとの液状化の影響力 β_1 （緯度、経度）を推定していく。

例えば、液状化地点から 0.1km のある地点で、床面積などの価格への影響を与える要素がほぼ変わらない物件の取引が 3 つあったとすると、この場合の液状化の影響力の推定の仕方は以下のようになっている。

震災前の取引と比べ、震災 1 週間後の取引の価格が 10 万円、10 週間後の取引の価格が 2 万円減っているならば、それぞれの取引への液状化の影響は -10 万円、-2 万円。この地点の取引価格への液状化の影響力は、

$$-10 \times (1+0.1) \times (1+1) = -22$$

$$-2 \times (1+0.1) \times (1+10) = -24.1$$

$$(\text{この地点の液状化の影響力}) \doteq (-22-24.1)/2 = -23.05$$

であり、最後にそれぞれの地点の取引価格への液状化の影響力を地点間で平準化することで、 β_1 （緯度、経度）を推定する。

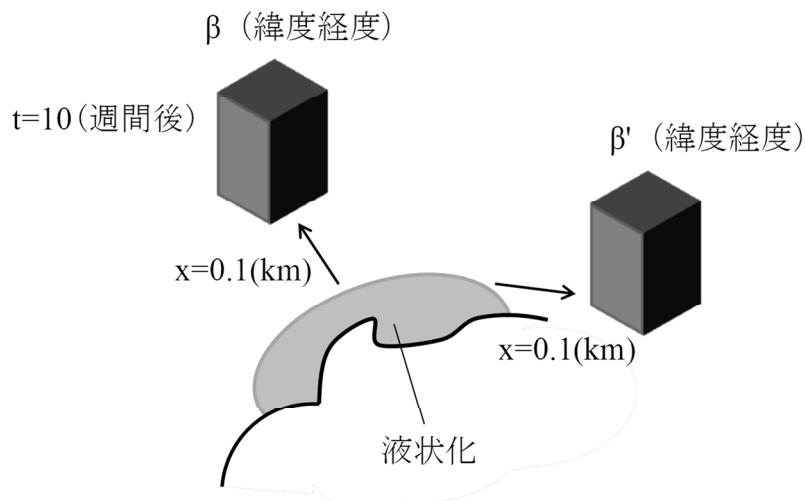


図3. 3 地点による液状化の影響力の変化

3 - 5. 定式化

この章では、上記の仮定の下で、以下の partially-linear varying coefficient model を用いてノンパラメトリック推定を行う。

$$Y = D(t) * [\beta_1 \text{ (緯度, 経度) } / \{(x+1)*(t+1)\} + \beta_2 \text{ (緯度, 経度)} + \gamma * Z + \varepsilon]$$

ここで、

Y : 取引価格 (総額、円)

β_1 (緯度、経度) : ノンパラメトリック部分の変動係数

β_2 (緯度、経度) : ノンパラメトリック部分の説明変数

x : 液状化地点からの距離 (km)、t : 取引時点-3/11/2011 (週)

γ : 推定値、Z : 取引価格に影響するその他の要因、 ε : 誤差項

$$D(t) = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq 0 \\ 1 & \text{if } t > 0 \end{cases}$$

β_1 (緯度, 経度) は、地点ごとに変化する、液状化による取引価格への影響力を表す係数で、 $D(t) * \beta_1 \text{ (緯度, 経度) } / \{(x+1)*(t+1)\}$ の項全体で、地点ごとに変化する、液状化による取引価格への影響 (円) を表す。また、 β_2 (緯度, 経度) は液状化とは関係のない、地点が要因となる、取引価格の影響 (円) を表す。そして、 γ はその他の要因の取引価格への影響力を表す。

3 - 6. 推定結果

(1) ノンパラメトリック部分の推定結果の信頼区間の求め方

今回、計算時間の短縮のため、信頼区間は 1000 回のブートストラップによって近似した。

(2) 推定された係数

推定された係数は以下の表 3. 3 のとおり。

表 3. 3 推定結果

変数名	推定された係数(万円)	t 値
定数項	1885	1.16
床面積	92.08	52.89 ***
最寄駅への距離	-494.5	-22.51 ***

ターミナル駅への距離	-52.07	-3.02 ***	
新築ダミー	852.3	33.19 ***	基準:中古
改装ダミー	-258.1	-10.62 ***	基準:未改装
haz2(液状化の発生が少ない地域)	-188.6	-4.46 ***	基準:haz1(液状化がほとんど発生しない地域)
haz3(液状化が発生しやすい地域)	-297.4	-7.36 ***	
地上権ダミー	-515.3	-111.15 ***	基準:所有権
借地権ダミー	-137.2	-33.47 ***	
SRC 造ダミー	-453.5	-20.02 ***	基準:RC 造
S 造ダミー	-186.4	-1.35	
その他_構造ダミー	-148.6	-1.12	
東ダミー	-1.255	-0.04	基準:南
西ダミー	24.41	1.10	
北ダミー	125.1	6.21 ***	
南東ダミー	26.02	1.10	
南西ダミー	29.99	1.15	
北西ダミー	44.17	0.94	
北東ダミー	36.21	1.42	
1DK ダミー	-311.7	-11.79 ***	基準:1K
2DK ダミー	-955.3	-10.37 ***	
1LDK ダミー	-557.1	-12.27 ***	
2LDK ダミー	-826.7	-11.68 ***	
3LDK ダミー	-1313	-14.87 ***	
4LDK ダミー	-1926	-16.93 ***	
その他_間取りダミー	-824.4	-24.42 ***	
近商業地域ダミー	76.1	2.45 **	基準:第一種中高層住居
商業地域ダミー	90.29	3.43 ***	
工業専用地域ダミー	-797.1	-53.65***	
工業地域ダミー	-47.01	-0.85	
準工業地域ダミー	-197.1	-7.98 ***	
第一種低層住居ダミー	230.1	5.65 ***	
第二種低層住居ダミー	521.2	4.38 ***	

第二種中高層住居ダミー	50.87	0.33	
第一種住居地域ダミー	-58.88	-2.15 **	
第二種住居地域ダミー	539.6	9.16 ***	
その他_住居地域ダミー	-30.52	-0.89	
買主法人ダミー	-390.6	-14.51 ***	基準:買主個人
買主不動産ダミー	-590.1	-8.95 ***	
買主公共団体ダミー	-400	-140.45 ***	
売主法人ダミー	300.5	11.83 ***	基準:売主個人
売主不動産ダミー	364.8	11.97 ***	
売主公共団体ダミー	-838.4	-6.35 ***	
中央区ダミー	-553.8	-3.75 ***	基準:千代田区
港区ダミー	411.6	2.60 ***	
新宿区ダミー	-525.8	-4.21 ***	
文京区ダミー	-514.5	-4.59 ***	
台東区ダミー	-1150	-7.82 ***	
墨田区ダミー	-1124	-6.76 ***	
江東区ダミー	-1070	-7.38 ***	
品川区ダミー	-783.5	-4.05 ***	
目黒区ダミー	-573.7	-3.05 ***	
大田区ダミー	-1272	-7.05 ***	
世田谷区ダミー	-993.3	-5.87 ***	
渋谷区ダミー	-265.8	-1.98 **	
中野区ダミー	-881.1	-6.17 ***	
杉並区ダミー	-684.8	-4.34 ***	
豊島区ダミー	-685.8	-4.55 ***	
北区ダミー	-982.3	-4.05 ***	
荒川区ダミー	-1526	-9.75 ***	
板橋区ダミー	-1061	-5.56 ***	
練馬区ダミー	-876.8	-4.68 ***	
足立区ダミー	-1639	-9.52 ***	
葛飾区ダミー	-1335	-8.00 ***	
江戸川区ダミー	-1151	-7.55 ***	
2005_2	-504.5	-3.16 ***	基準:2005_1
2005_3	-433.6	-3.07 ***	
2005_4	-372.8	-4.97 ***	

2006_1	-245	-3.46 ***
2006_2	-123.2	-0.76
2006_3	-87.55	-1.29
2006_4	-49.29	-0.69
2007_1	140.4	1.80 *
2007_2	218.1	3.32 ***
2007_3	336.1	3.28 ***
2007_4	433.3	6.00 ***
2008_1	306.7	4.44 ***
2008_2	273	3.46 ***
2008_3	229.2	3.05 ***
2008_4	-7.368	-0.11
2009_1	-18.49	-0.25
2009_2	41.8	0.59
2009_3	49.09	0.75
2009_4	193.5	2.96 ***
2010_1	249.5	3.61 ***
2010_2	351.1	4.88 ***
2010_3	353.3	5.03 ***
2010_4	300.5	4.43 ***
2011_1	258.4	3.53 ***
2011_2	176.5	2.50 **
2011_3	-63.17	-0.89
2011_4	-35.81	-0.91

* : 1%で有意

** : 5%で有意

*** : 10%で有意

(3) ノンパラメトリック部分の推定結果

図3．4から分かるように、図3．1では都心の価格が高くなっていたが、床面積などの要因による価格への影響を除いた、地点が要因となる取引価格への影響 β_2 (緯度、経度) の都市部での値は23区内で平均的な値となった。

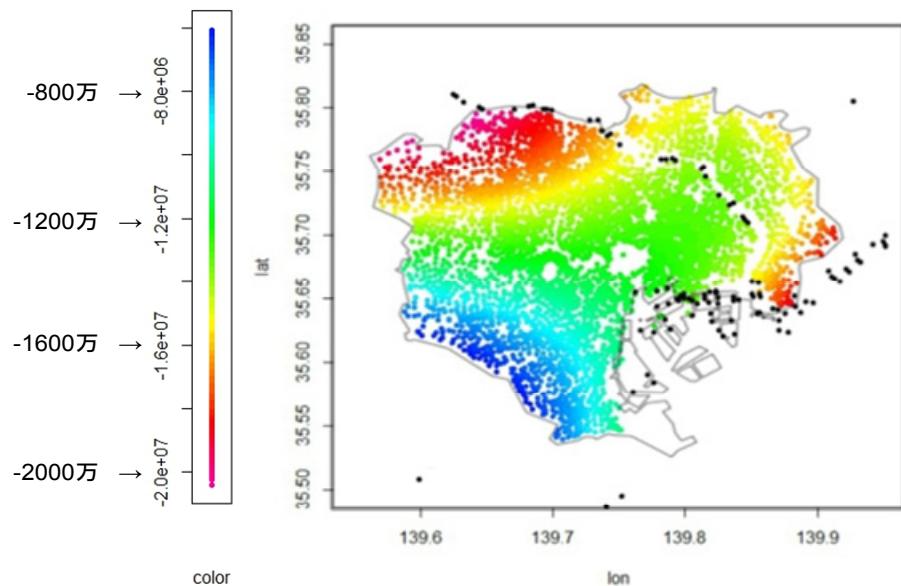


図3．4 β_2 の推定結果(黒の点は液状化地点)

さらに、図3. 5のように、5%有意で0と異なる地点は南西の一部だけで、その他の地域では、その地点に物件があることで取引価格が増減すると言える地域はなかった。このことから、都心の取引価格が高かったのは、床面積の広さやターミナル駅への近さなどが原因であると考えられる。南西の一部は有意に割安だという結果になったが、今回の分析には23区外の取引のデータが入っていないので、23区の境界付近だけが23区外の取引との平準化がされないために有意になったとも考えられるので、この結果は正確とは言いきれない。

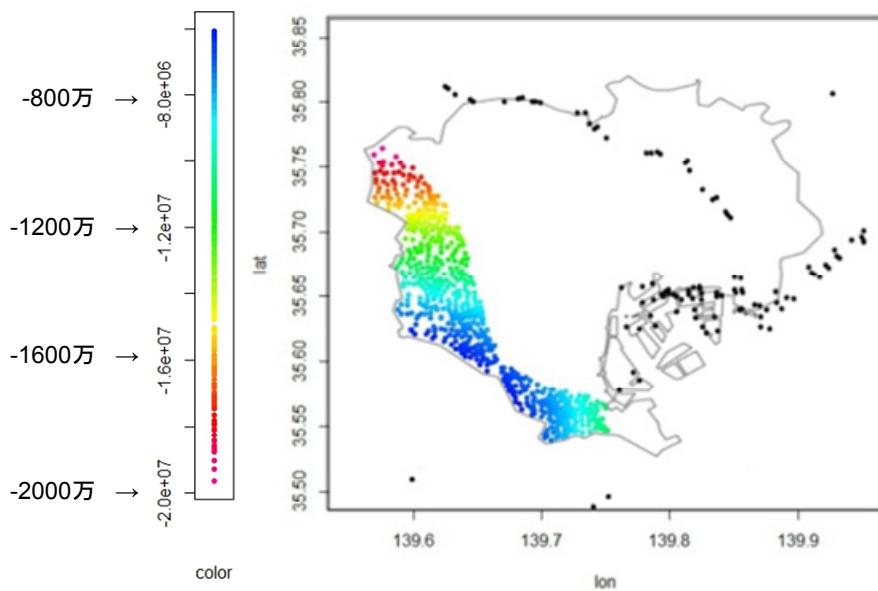


図3. 5 5%有意で0と異なる β_2 （黒の点は液状化地点）

β_2 の95%信頼区間は次の図3. 6、3. 7のように推定された。南西の信頼区間が狭く、北西に向かうにつれ、広がっていくことが分かる。

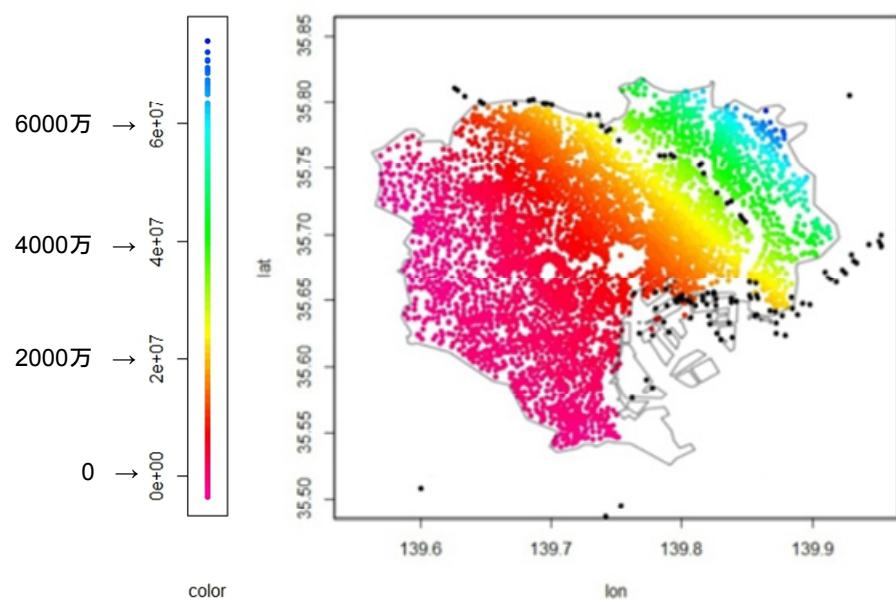


図3. 6 β_2 の 95% 上限信頼区間（黒の点は液状化地点）

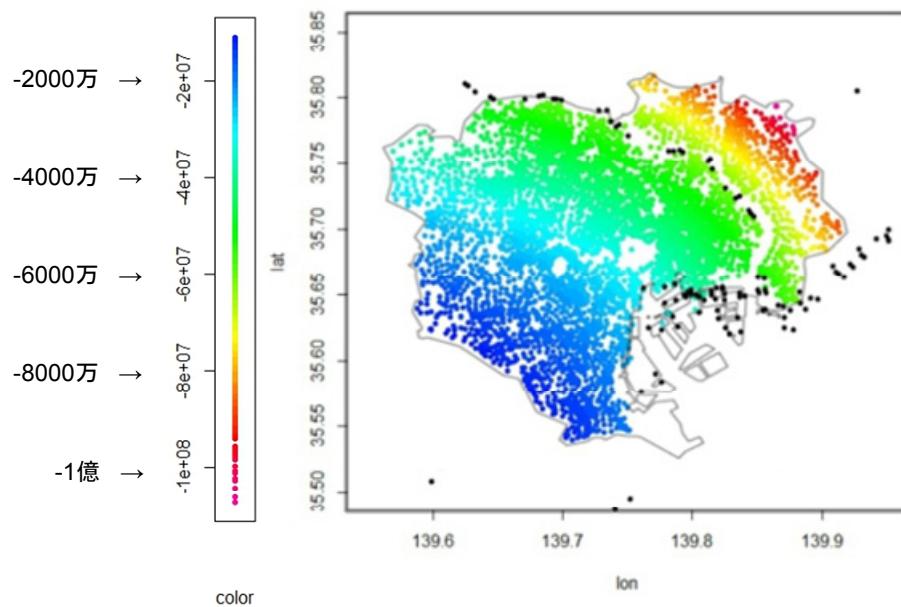


図3. 7 β_2 の 95% 下限信頼区間（黒の点は液状化地点）

液状化による取引価格への影響力 β (緯度、経度) は図 3. 8 のように、東京湾沿岸で低く、内陸に向かうにつれて正の値になっていくと推定された。しかし、5%有意で 0 と異なる地点はなく、この分析においては、23 区内には液状化に取引価格への影響力があるとは言えない。

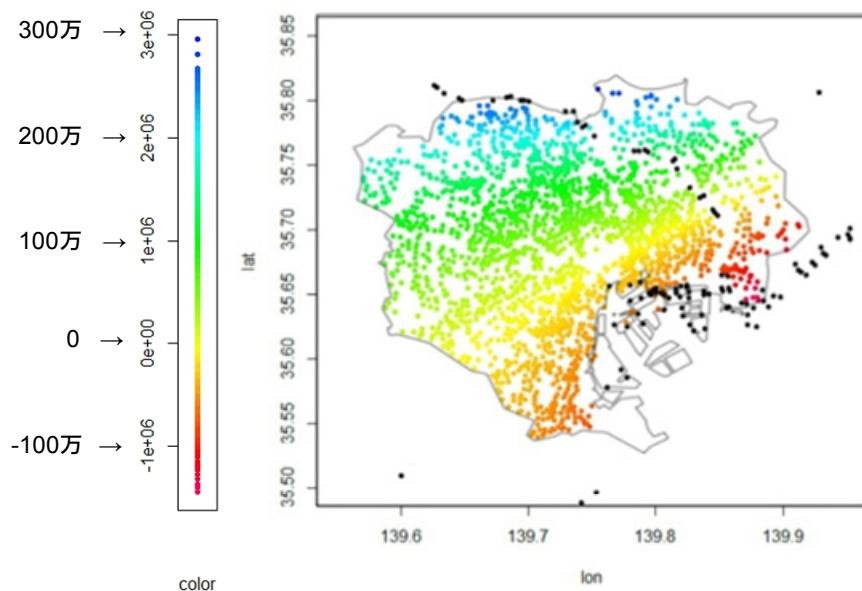


図 3. 8 β_1 の推定結果 (黒の点は液状化地点)

図 3. 9 の液状化による影響額の推定結果では、東京湾沿岸の東部に負の影響がある地点がわずかにあり、北部に正の影響がある地点が推定されたが、液状化による影響力と同様に、5%有意で 0 と異なる地点はなかった。また、影響額の平均は 1 万 50 円で、今回の扱った取引価格の平均 3030 万に比べて余りに小さいので、有意であったとしてもほとんど意味をなさない額しか影響しないと分かる。

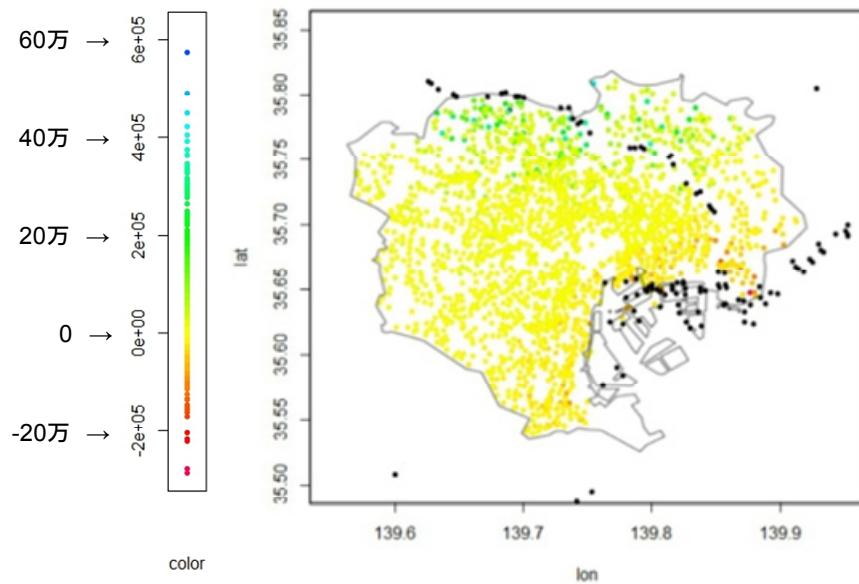


図3．9 液状化による影響額（黒の点は液状化地点）

3 – 7. 考察

β_1 （緯度, 経度）は5%有意で0と異なる地点はなかったので、このモデルが正しいとすると、液状化による取引価格への影響力はあるといえないが、ハザードマップでは haz1（液状化がほとんど発生しない地域）と比べて、haz2（液状化の発生が少ない地域）で約190万、haz3（液状化が発生しやすい地域）で約300万の価格低下が見られ、t値も大きく有意だったので、ハザードマップには取引価格への影響があると分かった。

今回のモデルでは、(3) の、液状化による取引価格への影響力 β_1 （緯度、経度）が、液状化地点からの距離 x 、震災からの時間 t によってどのように変わるかの仮定があったので、実際にはその仮定が成り立たないために β_1 がうまく推定されなかつた可能性がある。今後の課題は、 β_1 （緯度、経度、 t ）のように、 t に関してもノンパラメトリックに推定することで(3)の仮定を弱め、同時に、 β_2 に関しても t に関してノンパラメトリックに推定することで、時間ダミーを使うことなく、時間に関して分析精度を上げることである。

IV. 空間的自己相関モデル

4-1. 分析目的

2011年3月11日に発生した東日本大震災による液状化の距離がマンション価格へどのような影響を与えているか調べる。液状化の影響に関しては、ノンパラメトリック分析を用いた。特に、本研究では近隣のマンションは互いに相互作用していると考えモデルを作成した。

4-2. モデル概念

l をマンションと液状化地点の最短距離 (km) として、 $f(l)$ を l がマンション価格へ及ぼす影響とする。また、近隣のマンションの相互作用の強さを距離の逆数に比例させる。相互作用をもつのは、互いのマンションの距離が 500m 以内とする。またこの 500m の距離、相互作用をもつ距離を影響圏範囲と呼ぶ。

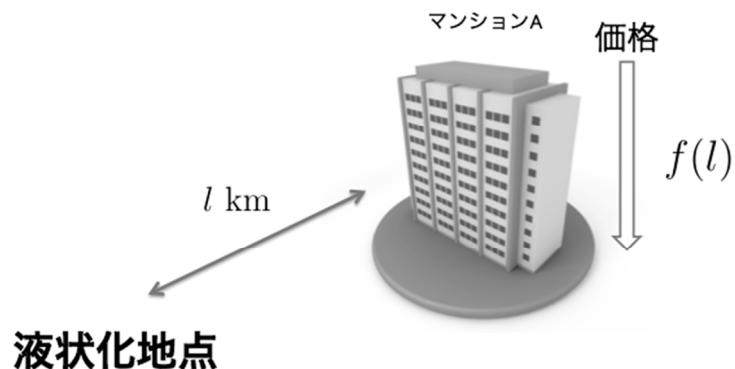


図4. 1 l に対する価格の影響 $f(l)$

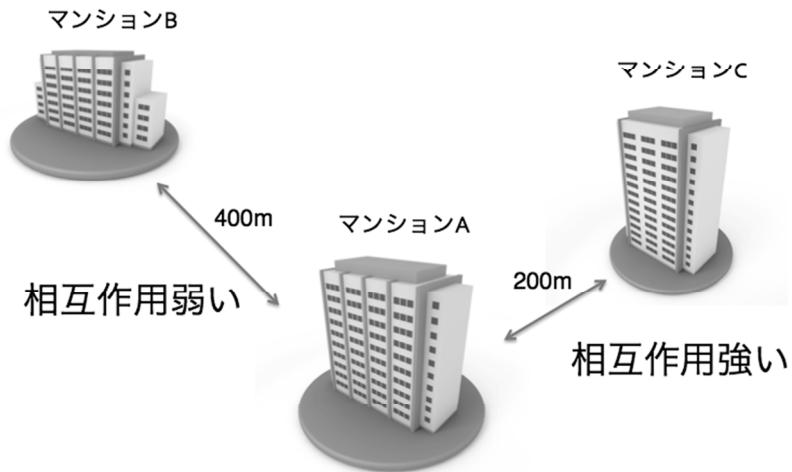


図4. 2 2つのマンションの相互作用の強さ

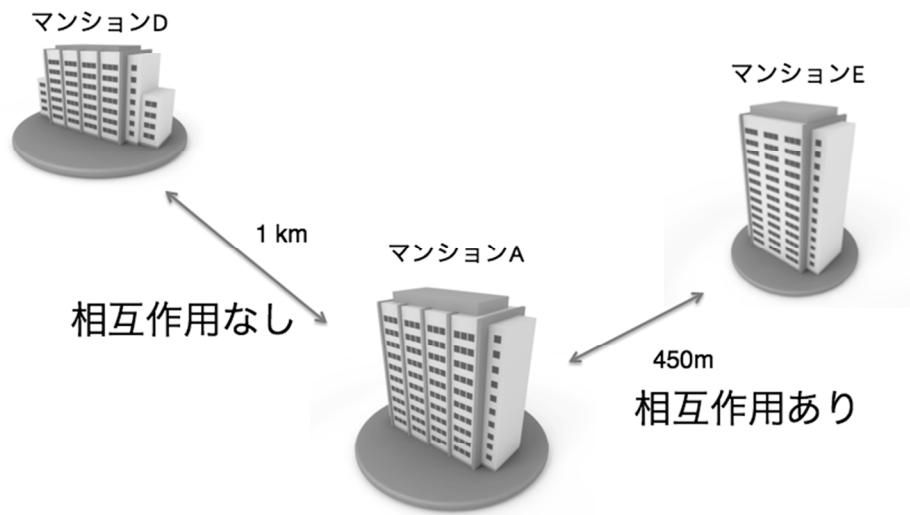


図4. 3 相互作用をもつマンションともたないマンション

4 – 3. 定式化

4 – 2 のモデル概念を元に、マンションの取引価格を下記のようにモデル化する。Z には海からの距離とその 2 乗項、3 乗項を入れることで海からの距離の影響を考慮している。

$$y = \rho W y + F(l) + Z\gamma + u$$

ここで、 y : マンションの取引価格（万円）、 W : 重み行列、 l_i : マンションと液状化地点の距離 (km)、 $f(l_i)$: l_i がマンション価格へ及ぼす影響、 d_i : 地震後ダミー、 z_i : その他の要因、 ρ : 空間的自己相関のパラメータ、 γ : Z の係数、 u : 誤差項、

$F(l) = (d_1 f(l_1), d_2 f(l_2), \dots, d_n f(l_n))^t$ とする。

W の (i, j) 成分 w_{ij} の定義として、

$$w_{ij} = \frac{1}{d_{ij}^*} \left(\sum_{j=1}^n \frac{1}{d_{ij}^*} \right)^{-1} \quad (i \neq j)$$

$$w_{ii} = 0$$

ここで、

$$d_{ij}^* = \begin{cases} 0.05 & (d_{ij} = 0) \\ d_{ij} = i \text{ と } j \text{ の距離 (km)} & (0 < d_{ij} \leq 0.5) \\ \infty & (d_{ij} > 0.5) \end{cases}$$

とする。

このモデルでは、以下を仮定している。

- (1) 誤差項 u の条件付期待値 $E(u|l)$ はゼロである。
- (2) サンプルは母集団の従っている分布から無作為抽出されたものであり、説明変数の定義域は有界（有界閉集合）、パラメトリックの説明変数 Z の条件付期待値 $E(Z|l)$ も有界、被説明変数 y の条件付分散 $\text{Var}(y|l, Z)$ も有界である。
- (3) 震災以前は、液状化地点に取引価格への影響力はなく、震災以降の取引のみ、液状化による影響がある。

4 - 4. 推定方法

本研究では、以下の partially linear model を用いたセミパラメトリック推定を行う。III章と同様に、Cubic-Spline 関数を基底関数 P として用いて、 $F(l)$ を Sieve 法を用いて推定する。そのあとで、二段階最小二乗法を行う。具体的には、

$$\begin{aligned} y &= \rho W y + F(l) + Z \gamma + u \\ y &\approx \rho W y + P \alpha + Z \gamma + u \\ y &\approx \rho W y + X \beta + u \end{aligned}$$

ここで、 $F(l) \approx P \alpha$ 、 $X = (P \ Z)$ 、 $\beta = (\alpha \ \gamma)^t$ である。

また、この最後の式を変形すると、

$$\begin{aligned} W y &\approx W(I - \rho W)^{-1} X \beta + W(I - \rho W)^{-1} u \\ W y &\approx W X \beta_1 + W^2 X \beta_2 + W^3 X \beta_3 + u \end{aligned}$$

$W y$ を WX 、 W^2X 、 W^3X に回帰して、 $\hat{W}y$ を求める。その次に、

$$y = \rho \hat{W} y + X \beta + u$$

として、 y を $\widehat{W}y$ と X に回帰する。

信頼区間の作成では、

$$\hat{\alpha} - \frac{\Phi(0.95)}{s(\hat{\alpha})} \leq \alpha \leq \hat{\alpha} + \frac{\Phi(0.95)}{s(\hat{\alpha})}$$

$$P\left(\hat{\alpha} - \frac{\Phi(0.95)}{s(\hat{\alpha})}\right) \leq F(l) \leq P\left(\hat{\alpha} + \frac{\Phi(0.95)}{s(\hat{\alpha})}\right)$$

この最後の式を用いている。ここで、 $s(\cdot)$ を標準誤差、 $\Phi(u)$ を逆標準正規分布関数とする。つまり、 x が標準正規分布に従うとして、 $u = P(x \leq \Phi(u))$ である。

4 – 5. 基本統計量

y と Z に関しては、III章と同じであるので、 l の基本統計量のみ以下に載せる。

表 4. 1 基本統計量

変数名	平均	標準偏差	最小	中央値	最大
液状化地点への距離	4.871	3.149	0.000	4.123	15.455

4 – 6. 推定結果

• 4 – 6 – 1. Zの要因の推定結果

以下の表は γ の値とその t 値をまとめたものである。

表 4. 2 Z の係数

変数名	係数の値 (万円)	t 値
切片	-639.7	-0.81
海からの距離	274.8	10.78***
海からの距離の 2 乗	-39.32	-12.23***
海からの距離の 3 乗	1.302	11.30***
床面積	85.65	91.42***
専有部分建物階数	41.11	20.00***
最寄駅への距離	-461.0	-10.92***
ターミナル駅への距離	-28.32	-2.47**

地上ダミー（基準：地下）	1. 303	0. 01
東ダミー（基準：南）	-25. 82	-0. 74
北東ダミー	-7. 007	-0. 16
西ダミー	-3. 882	-0. 10
北ダミー	88. 18	1. 89*
南東ダミー	26. 62	0. 83
南西ダミー	27. 36	0. 83
北西ダミー	11. 11	0. 25
その他_K（基準：1K）	-784. 1	-16. 04***
1DK ダミー	-315. 9	-7. 00***
2DK ダミー	-925. 4	-17. 10***
1LDK ダミー	-567. 8	-12. 63***
2LDK ダミー	-798. 7	-16. 71***
3LDK ダミー	-1209	-22. 24***
4LDK ダミー	-1738	-18. 72***
改装ダミー	-219. 2	-8. 59***
買主公共団体ダミー (基準：買主個人)	-366. 9	-0. 42
買主法人ダミー	-380. 3	-12. 33***
買主不動産ダミー	-568. 1	-4. 63***
売主公共団体ダミー (基準：売主個人)	-869. 1	-3. 20***
売主法人ダミー	273. 4	11. 05***
売主不動産ダミー	329. 9	6. 24***
SRC 造ダミー (基準：RC 造)	-449. 7	-18. 53***
その他_構造	-138. 6	-0. 46
S ダミー	-235. 5	-1. 76*
木造ダミー	-144. 2	-0. 09
新築ダミー (基準：中古)	715. 5	22. 20***
液状化の発生が少ない (基準：液状化がほとんど発生しない)	-133. 4	-3. 71***
液状化が発生しやすい	-276. 0	-5. 76***

近商業地域ダミー (基準：第一種中高層住居)	31. 12	0. 73
商業地域ダミー	-27. 32	-0. 66
工業専用地域ダミー	-905. 0	-1. 56*
工業地域ダミー	-178. 3	-2. 00**
準工業地域ダミー	-261. 2	-6. 27***
第一種低層住居ダミー	360. 7	5. 62***
第二種低層住居ダミー	641. 2	3. 64***
その他_住居地域	-23. 25	-0. 29
第二種中高層住居ダミー	46. 08	0. 52
第一種住居地域	-72. 06	-1. 64
第二種住居地域	370. 3	5. 81***
中央区ダミー (基準：千代田区)	-367. 9	-3. 57***
港区ダミー	572. 0	6. 00***
新宿区ダミー	-344. 4	-3. 48***
文京区ダミー	-442. 9	-4. 38***
台東区ダミー	-1038	-9. 96***
墨田区ダミー	-1043	-9. 98***
江東区ダミー	-996. 5	-9. 75***
品川区ダミー	-348. 4	-3. 59***
目黒区ダミー	-197. 6	-1. 86*
大田区ダミー	-730. 5	-6. 77***
世田谷ダミー	-168. 4	-1. 56
渋谷区ダミー	33. 68	0. 33
中野区ダミー	-432. 0	-3. 56***
杉並区ダミー	24. 09	0. 20
豊島区ダミー	-490. 7	-4. 31***
北区ダミー	-631. 0	-5. 21***
荒川区ダミー	-1402	-12. 08***
板橋区ダミー	-697. 6	-5. 58***
練馬区ダミー	-540. 9	-4. 30***
足立区ダミー	-1147	-9. 38***
葛飾区ダミー	-1021	-8. 19***

江戸川区ダミー	-1424	-11.09***
2005年2半期ダミー (基準: 2005年1半期)	82.88	0.10
2005年3半期ダミー	168.0	0.22
2005年4半期ダミー	208.9	0.27
2006年1半期ダミー	292.1	0.38
2006年2半期ダミー	428.4	0.56
2006年3半期ダミー	453.7	0.59
2006年4半期ダミー	490.8	0.64
2007年1半期ダミー	643.0	0.84
2007月2半期ダミー	752.3	0.98
2007年3半期ダミー	840.9	1.10
2007年4半期ダミー	939.2	1.23
2008年1半期ダミー	783.1	1.02
2008年2半期ダミー	746.4	0.98
2008年3半期ダミー	707.8	0.92
2008年4半期ダミー	453.7	0.59
2009年1半期ダミー	449.0	0.59
2009年2半期ダミー	498.5	0.65
2009年3半期ダミー	491.7	0.64
2009年4半期ダミー	576.4	0.75
2010年1半期ダミー	616.4	0.81
2010年2半期ダミー	708.2	0.93
2010年3半期ダミー	652.2	0.85
2010年4半期ダミー	568.0	0.74
2011年1半期ダミー	474.2	0.62
2011年2半期ダミー	396.8	0.51
2011年3半期ダミー	112.6	0.15
2011年4半期ダミー	132.6	0.16

4-6-2. $f(l)$ の推定結果

以下の図4.4、4.5は $f(l)$ の推定結果とその95%信頼区間である。ともに横軸が l 、縦軸が $f(l)$ である。

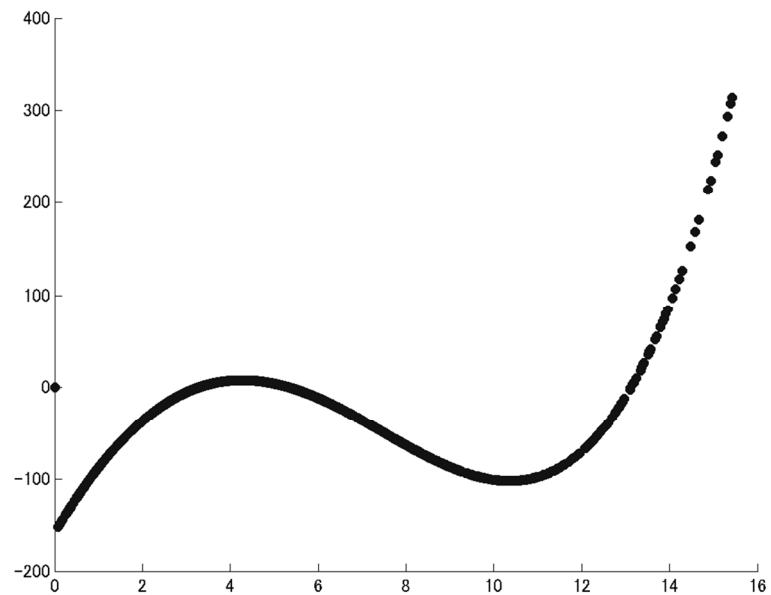


図4.4 $f(l)$ の推定結果

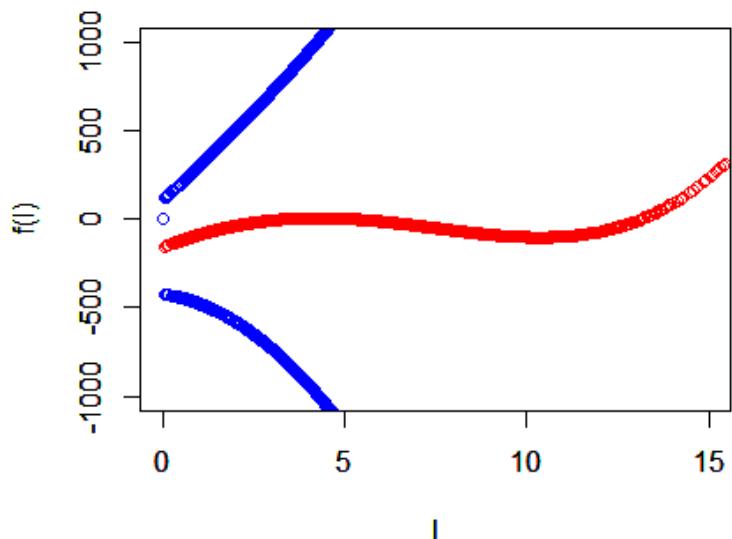


図4.5 $f(l)$ の95%信頼区間

4 - 7. 感度分析

以下に、感度分析として影響圏範囲を 250m、1km、1.5km とした時の結果をまとめます。
 以下の図 4. 6、4. 7、4. 8 は影響圏範囲を変えた時の $f(l)$ の図であり、横軸が l 、縦軸が $f(l)$ である。

表 4. 3 影響圏範囲 250m のときの係数の値

変数名	係数の値	t 値
ρ	0.024	6.01***
2011 年度 1 半期 (基準：2005 年 1 半期)	605.1	0.79
2011 年度 2 半期	559.1	0.72
2011 年度 3 半期	320.1	0.41
液状化の発生が少ない (基準：液状化がほとんど発生しない)	-143.1	-3.98***
液状化が発生しやすい	-283.8	-5.92***
最寄り駅への距離	-458.8	-10.86***

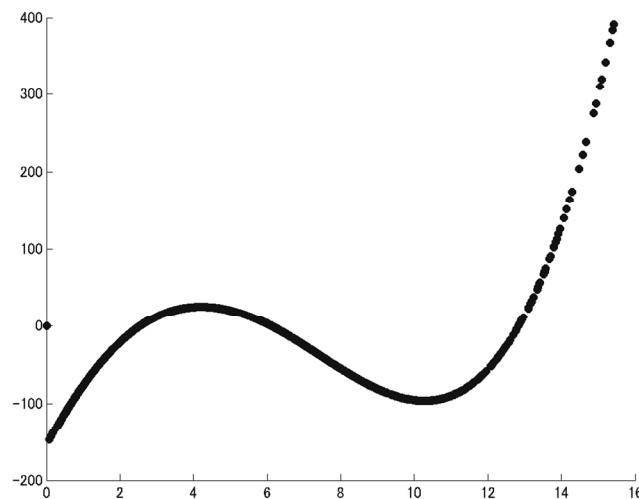
図 4. 6 $f(l)$ の推定結果（影響圏範囲 250m）

表4. 4 影響圏範囲 1km のときの係数の値

変数名	係数の値	t 値
ρ	0.059	11.43***
2011 年度 1 半期 (基準 : 2005 年 1 半期)	333.6	0.44
2011 年度 2 半期	225.0	0.29
2011 年度 3 半期	-136.4	-0.18
液状化の発生が少ない (基準 : 液状化がほとんど発生しない)	-128.96	-3.59***
液状化が発生しやすい	-271.8	-5.68***
最寄り駅への距離	-463.7	-10.99***

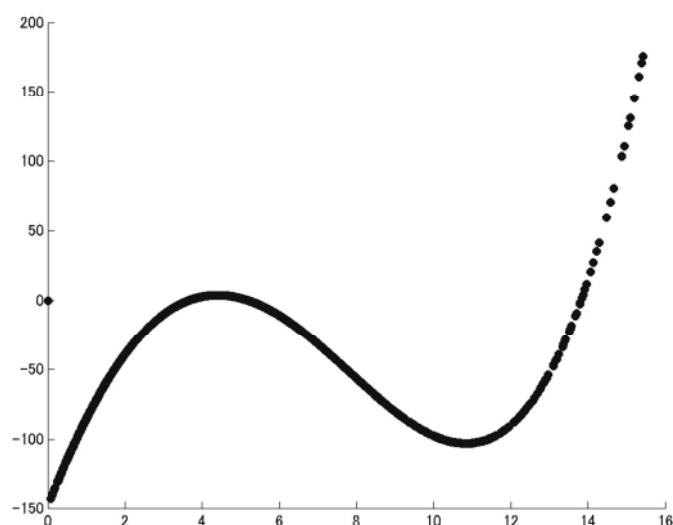
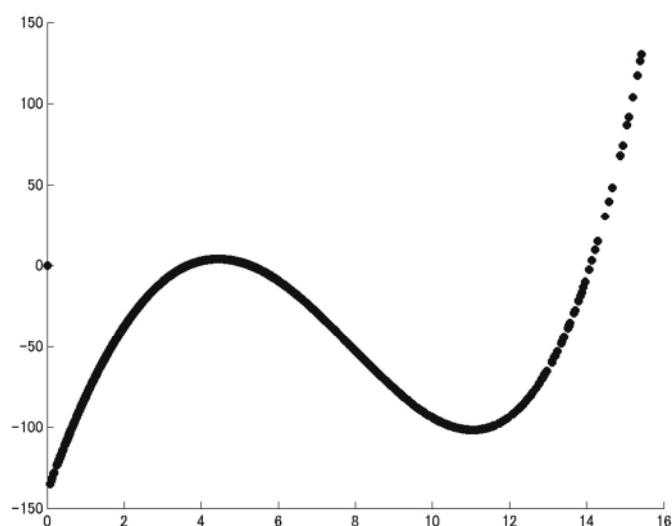


図4. 7 $f(l)$ の推定結果 (影響圏範囲 1km)

表4. 5 影響圏範囲 1.5km のときの係数の値

変数名	係数の値	t 値
ρ	0.066	12.09***
2011 年度 1 半期 (基準 : 2005 年 1 半期)	276.2	0.36
2011 年度 2 半期	158.9	0.21
2011 年度 3 半期	-241.2	-0.31
液状化の発生が少ない (基準 : 液状化がほとんど発生しない)	-122.9	-3.42***
液状化が発生しやすい	-266.3	-5.56***
最寄り駅への距離	-460.2	-10.91***

図4. 8 $f(l)$ の推定結果 (影響圏範囲 1.5km)

4 – 8. 考察

以上の結果から、 $f(l)$ の 95%信頼区間は非常に大きく 0 と有意な点はほとんどなかったため、液状化地点とマンションの距離はマンション価格へ余り影響を及ぼしていないことがわかった。 ρ の値は 0.041 とマンション同士の相互作用はあまり強く見られなかった。また、影響範囲を 250m, 1km, 1.5km と変えたときも結果に大きな変化はなかった。このモデルでは、海からの距離の影響を 3 次項までしか考慮していないので、海からの距離をノンパラメトリックに分析するまたは、震災以前の液状化地点とマンションの距離の影響を考慮するなどするとまた結果は変わってくるかもしれない。

V. 近年のマンション市場と震災の影響

5-1. 分析目的

マンション取引価格における海からの距離と階数の時系列の変化を調べる。また、地震前と地震後の取引価格を比較し、液状化による変化の有無を観察する。

5-2. 今回のモデルに至った経緯

当初は「海からの距離」と「液状化地点からの距離」の双方をモデルに組み込み、直接的に液状化地点からの距離の変化が取引価格に及ぼす影響を検出しようと試みた。従って、以下のようにモデルを定式化した。

$$Y = f1(floor, distance, time) + f2(1 - Sea/2) + ZY + \varepsilon$$

distance : 液状化地点からの距離 (km)

Y : 取引価格 (万円)

floor : 階数

time : 取引時点 (週)

Sea : 海からの距離 (km)

Z : 線形項

ε : 誤差項

しかし、本来、液状化現象発生前は「液状化地点からの距離」は取引価格に影響を及ぼさないはずであるのに対し、液状化現象発生前も取引価格に影響を及ぼしていることを示唆する計算結果が出た。具体的には図5. 1 (計算結果の一例) のグラフにおいて赤色で表示されている地震前 (液状化現象発生前) のグラフは「液状化地点からの距離」によらず一定(横に一直線)であるはずである。これは、液状化現象が東京湾岸部で大半が発生しているために、「海からの距離」と「液状化地点からの距離」がほとんど同じ (相関が高い)ため、「海からの距離」と「液状化地点からの距離」の影響を完全に分離できていないことによるものと考えられる。従って、今回は「液状化地点からの距離」モデルに組み込まないことに決定した。

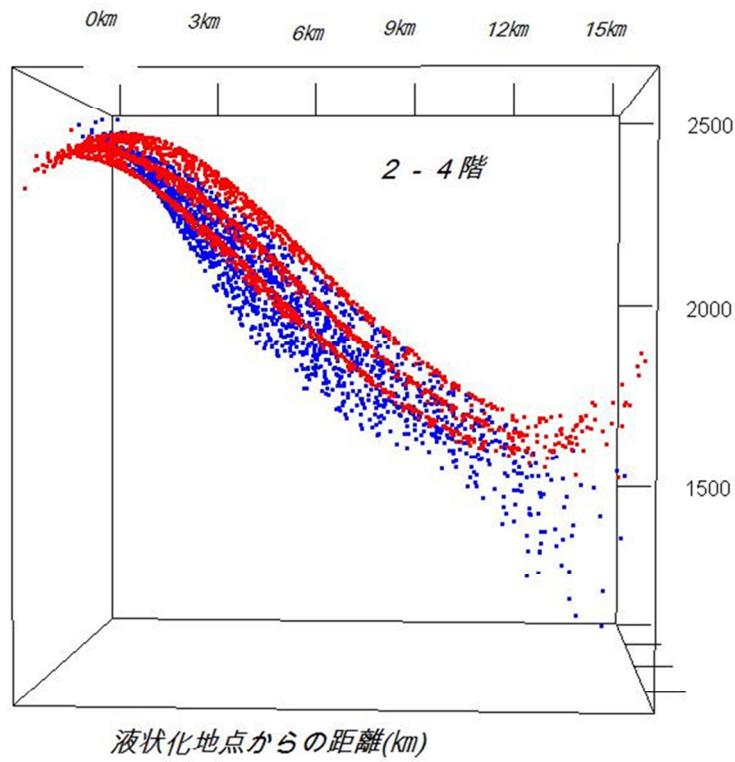


図 5 . 1 計算結果の一例

5 – 3 . 定式化

5 – 2 の結果を踏まえ、以下のようにモデルを定式化した。

$$Y = f1(floor, time, sea) + ZY + \epsilon$$

- Y : 取引価格 (万円)
- floor : 階数
- time : 取引時点 (週)
- Sea : 海からの距離 (km)
- Z : 線形項
- ϵ : 誤差項

今回の研究では、ノンパラメトリックに推定する部分に関して、基底数 1331 の Sieve 法を用いている。線形項に含まれる項目については推定結果の「変数名」参照。

5 - 4. 基本統計量

今回のモデルで使用した変数の基礎統計量を示す。サンプルサイズ 46533 件。

表 5. 1 基本統計量

変数名	平均	標準偏差	最小値	中央値	最大値
取引価格_総額 (万円)	3,024.927	2,885.904	0.123	2,440.755	148,000.000
液状化地点への距離 (km)	4.866	3.147	0.000	4.118	15.455
海からの距離 (km)	7.214	4.707	0.041	6.554	21.070
時点_液状化基準_週単位	-118.752	88.040	-318.571	-107.000	34.714
取引時点	2008/11/29		2005/1/31	2009/2/20	2011/11/9
床面積 (m ²)	46.682	23.831	1.220	48.690	148.550
専有部分建物_階層_階数 1	6.283	5.940	1.000	5.000	63.000
最寄駅への距離 (km)	0.474	0.277	0.010	0.412	2.759
ターミナル駅への距離 (km)	4.351	2.745	0.127	3.606	13.200
地上権ダミー	0.000	0.016	0.000	0.000	1.000
借地権ダミー	0.000	0.018	0.000	0.000	1.000
東ダミー	0.131	0.338	0.000	0.000	1.000
北東ダミー	0.072	0.259	0.000	0.000	1.000
西ダミー	0.107	0.309	0.000	0.000	1.000
北ダミー	0.060	0.237	0.000	0.000	1.000
南東ダミー	0.178	0.382	0.000	0.000	1.000
南西ダミー	0.159	0.365	0.000	0.000	1.000
北西ダミー	0.068	0.251	0.000	0.000	1.000
その他_K	0.062	0.241	0.000	0.000	1.000
1DK ダミー	0.063	0.242	0.000	0.000	1.000
2DK ダミー	0.052	0.221	0.000	0.000	1.000
1LDK ダミー	0.083	0.276	0.000	0.000	1.000
2LDK ダミー	0.178	0.382	0.000	0.000	1.000
3LDK ダミー	0.257	0.437	0.000	0.000	1.000
4LDK ダミー	0.023	0.149	0.000	0.000	1.000

改装済みダミー	0.250	0.433	0.000	0.000	1.000
買主公共団体ダミー	0.000	0.011	0.000	0.000	1.000
買主法人ダミー	0.129	0.335	0.000	0.000	1.000
買主不動産ダミー	0.007	0.082	0.000	0.000	1.000
売主公共団体ダミー	0.001	0.037	0.000	0.000	1.000
売主法人ダミー	0.444	0.497	0.000	0.000	1.000
売主不動産ダミー	0.043	0.204	0.000	0.000	1.000
SRC 造ダミー	0.359	0.480	0.000	0.000	1.000
その他_構造	0.001	0.034	0.000	0.000	1.000
S ダミー	0.006	0.075	0.000	0.000	1.000
木造ダミー	0.000	0.007	0.000	0.000	1.000
全体建物__新築ダミー	0.176	0.381	0.000	0.000	1.000
近商業地域ダミー	0.129	0.335	0.000	0.000	1.000
商業地域ダミー	0.327	0.469	0.000	0.000	1.000
工業専用地域ダミー	0.000	0.017	0.000	0.000	1.000
工業地域ダミー	0.016	0.124	0.000	0.000	1.000
準工業地域ダミー	0.204	0.403	0.000	0.000	1.000
第一種低層住居ダミー	0.033	0.178	0.000	0.000	1.000
第二種低層住居ダミー	0.003	0.058	0.000	0.000	1.000
その他_住居地域	0.020	0.138	0.000	0.000	1.000
第二種中高層住居ダミー	0.015	0.123	0.000	0.000	1.000
第一種住居地域	0.108	0.311	0.000	0.000	1.000
第二種住居地域	0.037	0.188	0.000	0.000	1.000
中央区ダミー	0.046	0.209	0.000	0.000	1.000
港区ダミー	0.066	0.248	0.000	0.000	1.000
新宿区ダミー	0.058	0.233	0.000	0.000	1.000
文京区ダミー	0.037	0.190	0.000	0.000	1.000
台東区ダミー	0.034	0.180	0.000	0.000	1.000
墨田区ダミー	0.036	0.187	0.000	0.000	1.000
江東区ダミー	0.071	0.257	0.000	0.000	1.000
品川区ダミー	0.056	0.231	0.000	0.000	1.000
目黒区ダミー	0.026	0.158	0.000	0.000	1.000
大田区ダミー	0.074	0.261	0.000	0.000	1.000
世田谷ダミー	0.068	0.252	0.000	0.000	1.000

渋谷区ダミー	0.038	0.191	0.000	0.000	1.000
中野区ダミー	0.024	0.153	0.000	0.000	1.000
杉並区ダミー	0.044	0.204	0.000	0.000	1.000
豊島区ダミー	0.036	0.185	0.000	0.000	1.000
北区ダミー	0.029	0.168	0.000	0.000	1.000
荒川区ダミー	0.024	0.152	0.000	0.000	1.000
板橋区ダミー	0.056	0.230	0.000	0.000	1.000
練馬区ダミー	0.052	0.222	0.000	0.000	1.000
足立区ダミー	0.049	0.215	0.000	0.000	1.000
葛飾区ダミー	0.031	0.174	0.000	0.000	1.000
江戸川区ダミー	0.032	0.175	0.000	0.000	1.000
D (液状化の発生が少ない地域)	0.285	0.452	0.000	0.000	1.000
D (液状化が発生しやすい地域)	0.106	0.308	0.000	0.000	1.000
1階	0.075	0.263	0.000	0.000	1.000
2-4階	0.401	0.490	0.000	0.000	1.000
5-9階	0.357	0.479	0.000	0.000	1.000
10-15階	0.120	0.325	0.000	0.000	1.000
16-29階	0.031	0.174	0.000	0.000	1.000
30階以上	0.016	0.125	0.000	0.000	1.000

5 - 5. 推定結果

(1) ノンパラメトリック部分の推定結果の信頼区間の求め方

今回、信頼区間は 1000 回のブートストラップによって近似した。

(2) 推定結果

以下の表 5. 2 に推定結果を示す。

表 5. 2 推定結果

変数名	係数	t 値	
床面積 (m ²)	86.91	27.54	
最寄駅への距離 (km)	-474.33	5.71	
ターミナル駅への距離 (km)	-16.5	0.78	*
地上権ダミー (基準:所有権)	-589.9	5.56	
借地権ダミー	-156.95	0.72	*
東ダミー (基準:南)	-24.06	0.37	*
北東ダミー	4.94	0.06	*
西ダミー	-6.96	0.09	*
北ダミー	95.28	1.02	*
南東ダミー	29.03	0.4	*
南西ダミー	33.96	0.49	*
北西ダミー	9.54	0.12	*
その他_K (基準:1K)	-810.78	4.24	
1DK ダミー	-315.98	3.97	
2DK ダミー	-945.05	8.93	
1LDK ダミー	-569.04	4.07	
2LDK ダミー	-828.21	7.17	
3LDK ダミー	-1248.56	8.66	
4LDK ダミー	-1780.71	5.25	
改裝済みダミー	-229.63	3.22	
買主公共団体ダミー (基準:買主個人)	-455.86	8.99	
買主法人ダミー	-372.79	6.15	
買主不動産ダミー	-575.17	5.17	
売主公共団体ダミー (基準:売主個人)	-941.25	3.23	
売主法人ダミー	271.36	6.49	
売主不動産ダミー	314.76	2.33	***

SRC 造ダミー (基準:RC 造)	-433.9	6.55	
その他_構造	-158.5	0.28	*
S ダミー	-217.06	0.07	*
木造ダミー	2.91	0.1	*
全体建物_新築ダミー	711.28	11.93	
近隣商業地域ダミー (基準:第一種中高層住居)	20.9	0.26	*
商業地域ダミー	-49.01	0.59	*
工業専用地域ダミー	-929.61	4.32	
工業地域ダミー	-168.5	0.91	*
準工業地域ダミー	-258.15	3.33	
第一種低層住居専用地域ダミー	334.61	2.23	***
第二種低層住居専用地域ダミー	629.51	1.64	*
その他住居地域ダミー	-14.47	0.12	*
第二種中高層住居地域ダミー	38.7	0.21	*
第一種住居地域	-82.88	1.18	*
第二種住居地域	355.41	1.88	**
中央区ダミー (基準:千代田区)	-439.17	0.49	*
港区ダミー	532.45	0.58	*
新宿区ダミー	-464.78	0.51	*
文京区ダミー	-522.72	0.56	*
台東区ダミー	-1137.64	1.25	*
墨田区ダミー	-1146.56	1.02	*
江東区ダミー	-1166.19	1.25	*
品川区ダミー	-464.32	0.52	*
目黒区ダミー	-259.67	0.27	*
大田区ダミー	-902.24	0.96	*
世田谷ダミー	-320.36	0.35	*
渋谷区ダミー	-22.61	0.02	*
中野区ダミー	-636.4	0.69	*
杉並区ダミー	-190.38	0.21	*
豊島区ダミー	-688.45	0.76	*
北区ダミー	-787.66	0.86	*
荒川区ダミー	-1533.88	1.63	*
板橋区ダミー	-871.36	0.97	*

練馬区ダミー	-718.45	0.8	*
足立区ダミー	-1369	1.5	*
葛飾区ダミー	-1248.62	1.34	*
江戸川区ダミー	-1604.63	1.69	**
D (液状化の発生が少ない地域) (基準:液状化がほとんど発生しない地域)	-181.62	2.49	***
D (液状化が発生しやすい地域)	-321.64	3.31	
切片	-131.27	0.1	*

*** : 1%で有意

** : 5%で有意

* : 10%で有意

5-6. 図による考察

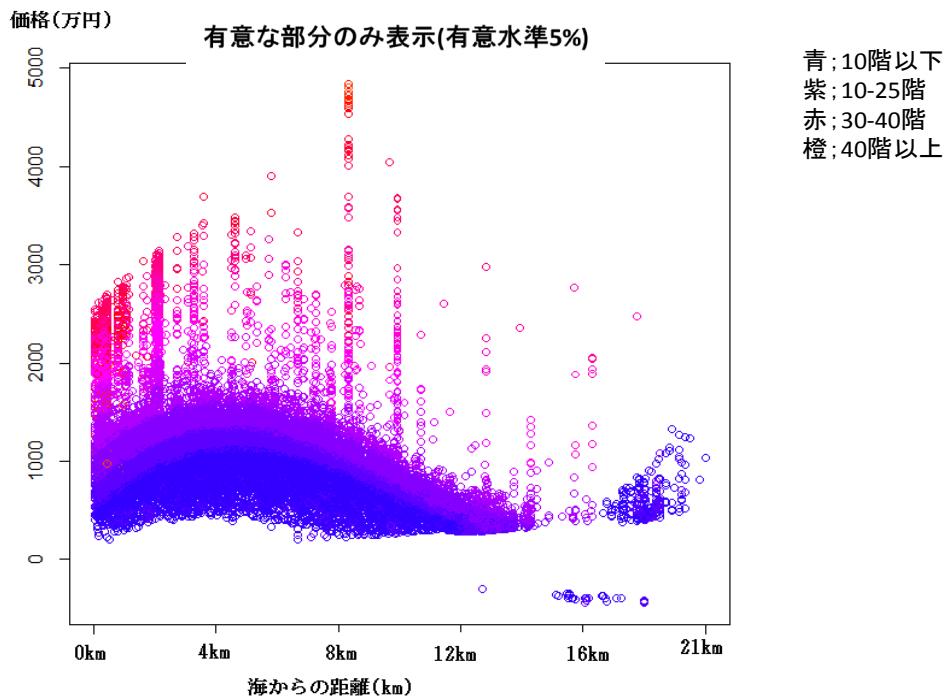


図5. 2 海からの距離、階数別価格

上の図は縦軸に「価格」、横軸に「海からの距離」をとったグラフ。色で大まかな階数の変化を表している。

4 km地点が相対的に高く、16 km地点が低いというサインカーブの様な形状をしている。

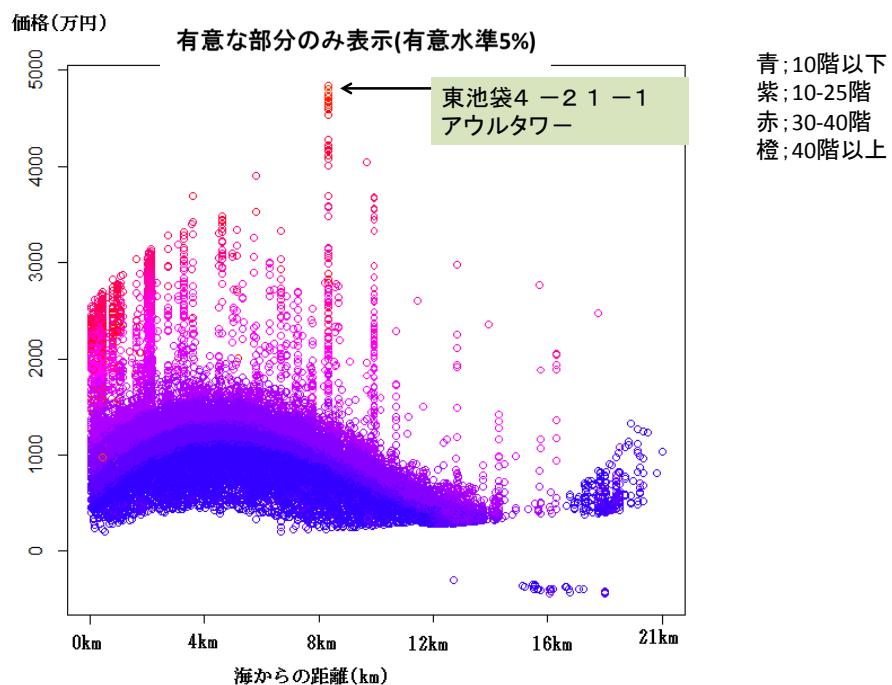


図5. 3 特徴的な高層階

上と同じ図。最大値 4827.1 万円の場所とマンション名を表記した。

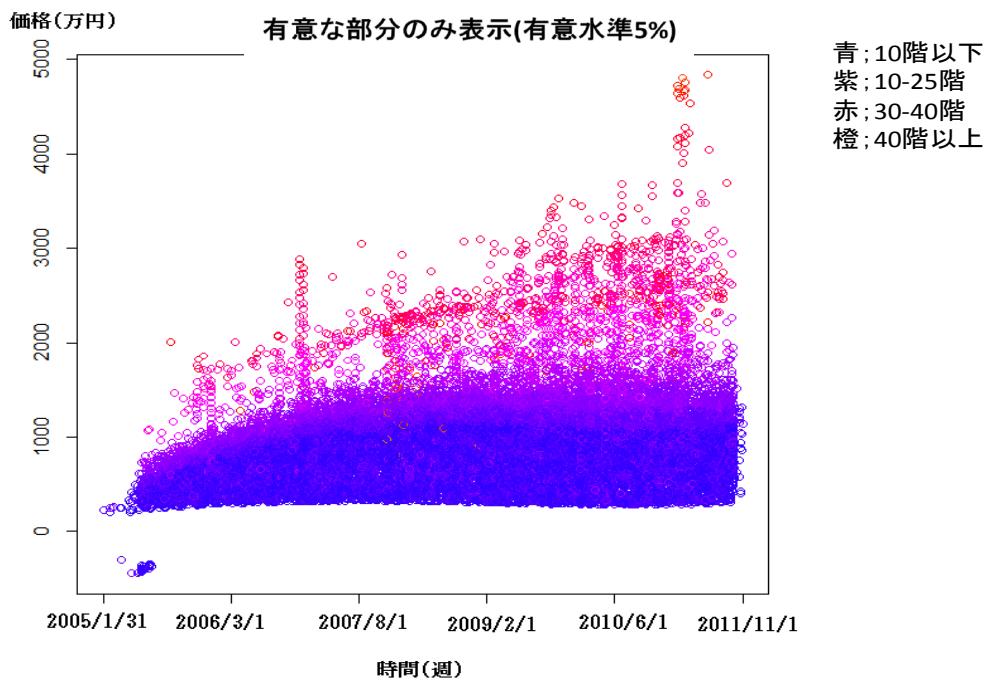


図 5. 4 價格の時間変動

縦軸に価格、横軸に時間をとったグラフ。色で大まかな階数の変化を表している。全体的に上昇傾向である。

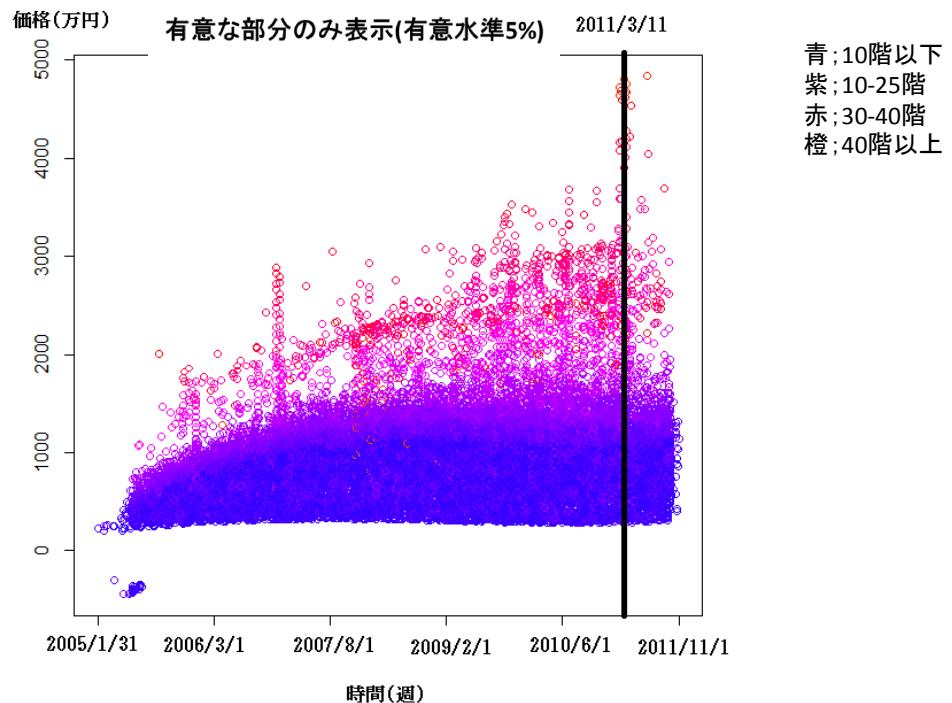


図 5. 5 價格の時間変動 地震ライン表記

地震ラインを表記。地震の影響による大きな変化はないと考えられる。

5-7. 震災前後のマンション価格の比較

地震後のデータが地震後約 35 週間分存在しているため、地震前のデータも地震前 35 週間分抜き出し表示する。また、表 5. 3 のように階層を 6 グループに分け、階層のグループ別に地震前後約 70 週間におけるマンション取引価格の変化を比較する。

表 5. 3 地震後のマンション取引件数と階層

階層	件数
30-57 階	65 件
16-29 階	126 件
10-15 階	427 件
5-9 階	1449 件
2-4 階	1609 件
1 階	289 件
合計	3965 件

最新データ 2011/11/9

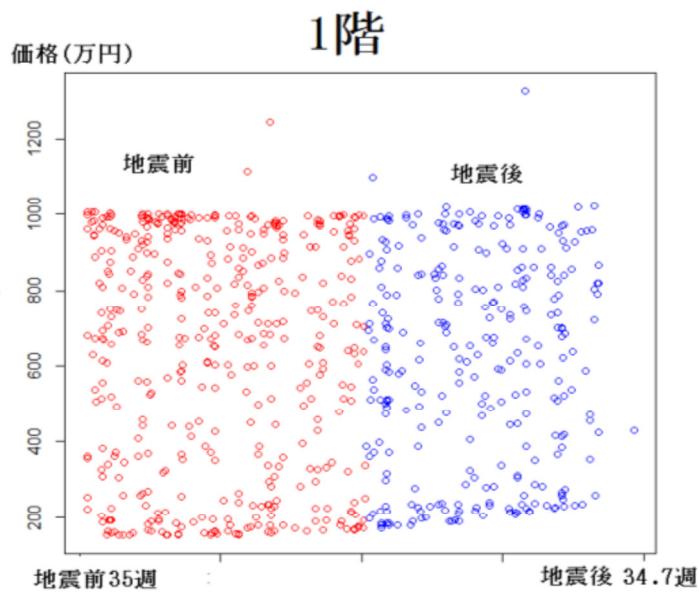


図 5. 6 地震前後 70 週間の取引価格比較（1 階）

図 5. 6 は地震前 35 週から地震後 34.7 週までの約 70 週の 1 階のみの価格の変化を表している。点の密度が取引件数を意味しているが、取引価格、取引件数を比較しても地震前後の変化は見られないと考えられる。この結果は一階のみでなく全ての階層で同じであった。

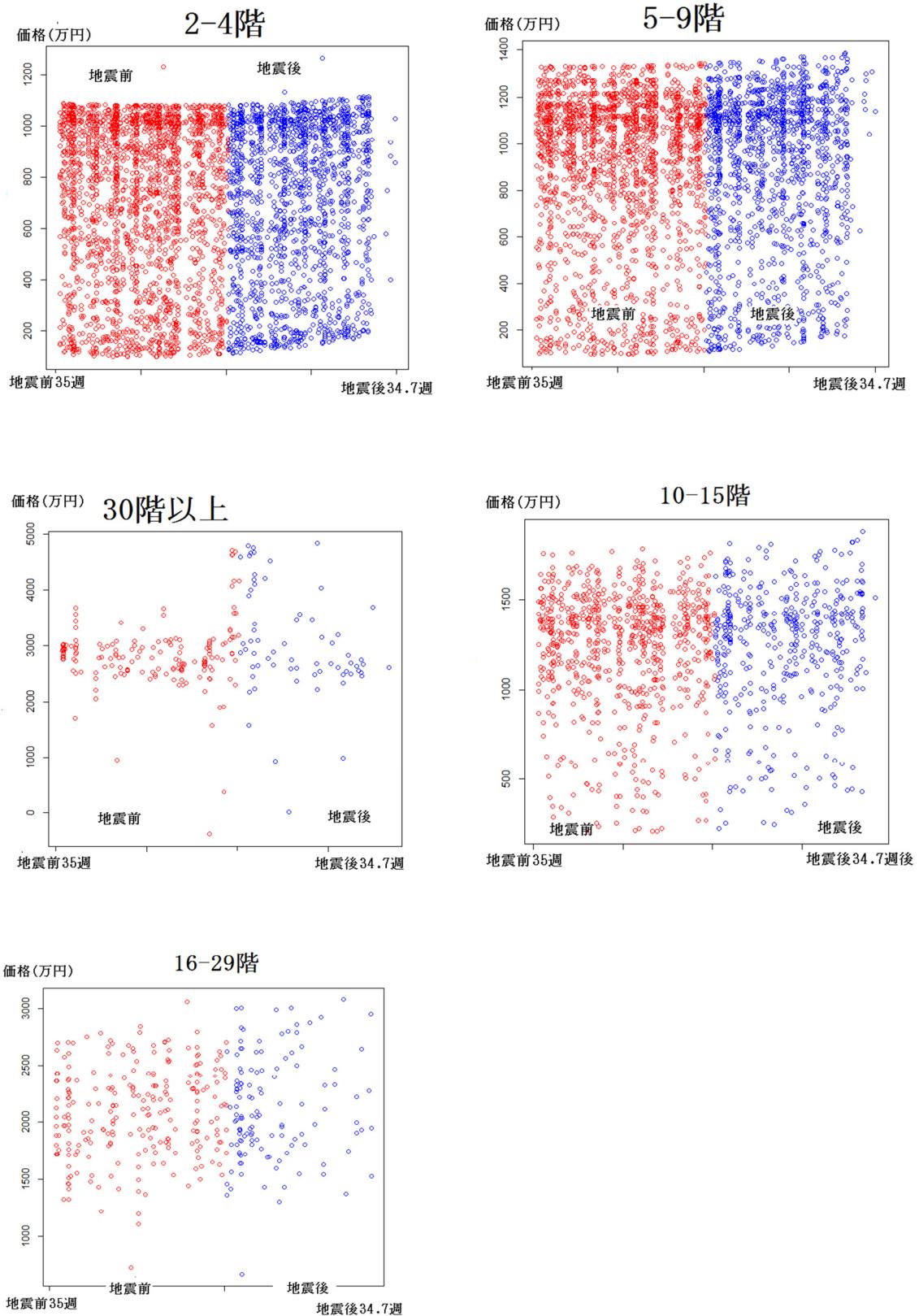


図5. 7 地震前後70週間の取引価格比較

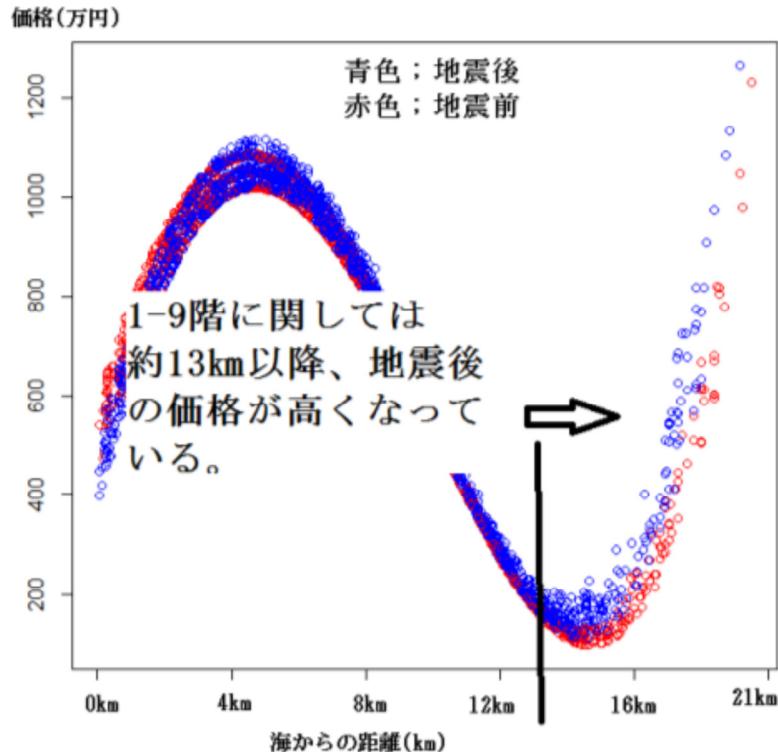


図 5. 8 海からの距離による地震前後の価格比較

図 5. 8 は縦軸に価格、横軸に「海からの距離」をとったもの。地震後の変化として、1-9 階の比較的低層で海から約 13 km 以遠の取引について地震前（赤）より、地震後（青）が高くなっていることが観察できた。

5 – 8. 考察

本章の分析から、震災前後において大きなマンション価格の変動は認められなかった。しかしながら液状化地点あるいは海岸から離れた場所で若干の変化が見られた。これは離れた場所での、マンションの需給構造が変化した可能性を示唆している。つまり需要が液状化地点から離れた場所にシフトした可能性がある。しかしこの検証には、東京都だけではなく、一都三県のデータの解析を需給均衡モデル分析を行う必要がある。ヘドニック分析の範囲を超えるため、直接の分析は困難である。

そこで次章では、震災の前後を明示的に捉えるモデルを構築し、少なくともこの変動が距離に関連しているかについて検証を行う。

VI. 震災の前後の変化を検証するためのセミパラメトリック分析

6-1. 先行研究

液状化現象が不動産価格へ与える影響について行った研究として後藤(2012)がある。ここで用いられた理論モデルは次のようなものである。 z をある特定の属性、 x はその他の属性を金額で換算したものとする。このとき、個人ごとの効用関数を以下のようにあらわす。

$$U = U(z, x)$$

また、 z の一単位ごとの価格を $P(z)$ とすると、予算制約式は

$$y = x + P(z)$$

これより、 U を z について最大化しようとした場合に、個人の満たすべき等式は次のようになる。

$$\frac{\partial P(z)}{\partial z} = \frac{U_z}{U_x}$$

この式では左辺は z の 1 単位の増加に伴うマンション価格の変化を表し z のヘドニック価格であるといえる。右辺は金銭と特性 z の代替関係を示している。本研究では、地震以前に、市場均衡を仮定し、 z をリスク認識として、ハザードマップの影響、液状化地点からの距離の影響（事前に正確な地点は変わらないが、液状化地点の予測の影響として）をいれる。同様に地震後にも市場均衡を仮定し、地震前後でリスク認識の z の価格の変動を比較する。それにより、もし地震前後でリスク認識に変化があれば両者に差が生じる。

また、後藤の実証モデルでは液状化の影響による統計的有意性は見られなかった。だが、この研究には三つの問題点がある。まず一つ目は、2011 年 3 月 11 日以降のマンション取引のデータが全体のサンプルサイズに比べ非常に少ないとある。そのため、分散が真の値より大きく評価されてしまい、統計的有意性が見られなかつた可能性がある。二つ目は地震以前の液状化地点の距離との影響を考慮していない点である。後藤（2012）のモデルは次の式のようになり

$$y = df(L) + Z\gamma + u$$

l_i :液状化地点とマンション i の距離、 $f(l_i)$:地震後の液状化地点の距離がマンション価格に及ぼす影響、 d :地震後ダミー（2011/3/11 以降なら 1、それ以外では 0 をとる）、 $f(L) = (f(l_1), f(l_2) \cdots f(l_n))^t$ 、 $g(L)$ も同様に定義する。 Z :その他の変数、 u :誤差項

このモデルでは、 $f(L)$ の影響は地震前後でどのように変化しているか識別できない。空間的自己相関を考慮していない点である。もし、マンションデータが空間的自己相関をもつとしたら、誤差項と説明変数が相関することになり、推定結果にバイアスがかかった可能性がある。

6 – 2. 本章で用いるモデル

液状化の影響を調べるために、数式モデルを以下の通りに構築する。

$$y = df(L) + (1 - d)g(L) + Z\gamma + u$$

l_i : 液状化地点とマンション i の距離、 $f(l_i)$: 地震後の液状化地点の距離がマンション価格に及ぼす影響、 $g(l_i)$: 地震以前の液状化地点の距離がマンション価格に及ぼす影響、 d : 地震後ダミー(2011/3/11 以降なら 1、それ以外では 0 をとる)、 $f(L) = (f(l_1), f(l_2) \cdots f(l_n))^t$ 、 $g(L)$ も同様に定義する。

Z : その他の変数 (その他の変数の中には、基本統計量で示した変数の中の取引価格、液状化地点との距離、取引時点を除いた 89 の変数が入っている)

u : 誤差項

なお、すべての変数は独立と仮定する。(相関 0.5 を超える変数はない。)

ここでは $f(l_i)$ のような関数形を定めない関数を推定する。このときに Sieve 法を用いる。 Sieve 法とは、次式のように、非線形関数を基底関数の線形結合に近似して推定する手法である。

$$f(x) \approx \sum_{i=1}^7 \alpha_i p^i(x)$$

ただし、基底関数には、Cubic-Spline 関数を利用する。

$$\sum_{i=1}^7 p^i(x) = \left\{ \sum_{j=1}^4 \alpha_j x^{j-1} + \sum_{j=5}^7 \beta_j [\max(x - t_j, 0)]^3 \right\}$$

ここで、 x の定義域を $[a, b]$ としたとき、

t_j : spline 関数の knot ($a = t_4 < t_5 < \cdots < t_{K+1} = b$ を満たす分位点)

K : 基底の数

基本式は下記の式と同値であり、本研究では $f(L)$ と $g(L)$ を比較したいため、その差である $f(L) - g(L)$ を推定できる以下の式で推定を行う。

$$y = d(f(L) - g(L)) + g(L) + Z\gamma + u$$

ここで、前節で扱った Sieve 法を用いて、

$$y = P_1 \alpha_1 + P_2 \alpha_2 + Z\gamma + u$$

次式のように近似する。

$$y = V\delta + u$$

ここで、 P_1, P_2 は Cubic – spline 基底関数、 $V = \begin{pmatrix} P_1 & P_2 \end{pmatrix}$ $\delta = (\alpha_1 \ \alpha_2)$

6 – 3. 空間的自己相関モデルについて

ここでは、James P.LeSage 著「Learning materials for spatial econometrics」をもとに空間的自己相関について述べる。まず、空間的自己相関とは空間的に相互に影響を及ぼすことである。例えば、田園調布などのような高級住宅街には、高級マンションが建つ傾向がある。空間的に隣接するマンション価格が相互に影響を及ぼしていることである。相関を持つのは、互いのマンションの距離が一定の距離以下であれば相関を持つとする。またこの距離をここでは影響圏範囲と呼ぶ。次の図は空間的自己相関のイメージ図である。

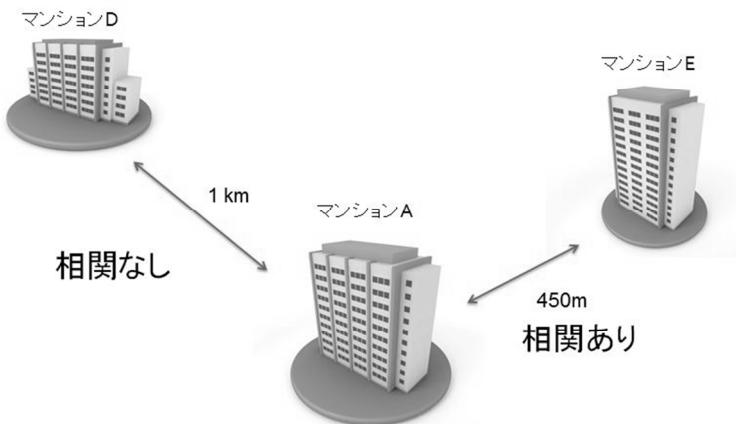


図 6 . 1 相関を持つマンションと持たないマンション（影響圏=500m のとき）

影響圏範囲としては、この研究では東京都 23 区の区ダミーを変数として入れるために区域内より狭い範囲で相関があるかどうか調べる。一番小さい区の面積は台東区の 10.08km^2 であるため、影響圏範囲としては、 $0.5\text{km} \sim 3\text{km}$ の中で最も空間的自己相関が強くなる影響圏範囲を後に示す検定で調べる。

つぎに、隣接性の定義として、隣接状態を示す空間重み行列を定義する。データより、マンションの座標（経度、緯度）が得られるので、座標点 i と座標点 j の直線距離 D_{ij} をもとにして、空間重み行列を作成する。影響圏を b として、 $D_{ij} < b$ のとき $C_{ij} = 1$ （隣接）、それ以外の時 0（非隣接）となる値を利用して、次の標準化された重み行列を定義する。

$$W(b) = \begin{cases} C_{ij} \left(\sum_{j=1}^n C_{ij} \right)^{-1} & (i \neq j) \\ 0 & (i = j) \end{cases}$$

ここでは、実際にデータが空間的自己相関を持つか否かの検定方法を示す。空間的自己相関を考えるモデルとしては以下の式のような3つのモデルが考えられる。

$$y = \rho W y + V \delta + u \quad (1)$$

$$y = V \delta + u, u = \lambda W u + \varepsilon \quad (2)$$

$$y = \rho W_1 y + V \delta + u, u = \lambda W_2 u + \varepsilon \quad (3)$$

それぞれ、空間ラグモデル、空間エラーモデル、一般空間モデルと呼ぶ。

6-4. データと自己相関の検定

1) データ

本章で使用したマンションデータの概要は表6.1の通りである。

表6.1 サンプルの特徴

対象	東京都23区のマンション取引データ
期間	2005年1月～2012年5月10日
制限	床面積：150m ² 以下、使用用途：居宅のみ
サンプルサイズ	55277件（2011/3/11以降のデータ11834件）

実際に液状化現象が起きた場所のデータは、東京電機大学の安田進教授による「関東の液状化被害」の地図を利用して作成した。これは地盤工学会がインターネットで公開している。このデータは、東日本大震災の翌日である2011年3月12日から同月23日の間、徒歩や車により液状化被害があったと予想される道路を実際に見て、液状化現象があったとされる道路をマーキングしたものである。

また、東日本大震災以前の液状化現象の情報としては、東京都建設局の東京都土木技術支援・人材育成センターが作成した「東京の液状化予測図」を利用してデータを作成した。以下にこの分析で扱った説明変数の基本統計量を示す。

表6.2 統計量

変数名	平均	標準偏差	最大	最小	中央値
取引価格（円）	30241092	28213065	1480000000	1230	24500000
液状化地点への距離 (km)	4.900	3.155	15.675	0.000	4.174
取引時点*	-96.706	96.42	60.857	-318.571	-86.571
床面積(m ²)	46.756	23.86	149.690	1.220	48.720

階数	6. 261	5. 93	63. 000	1. 000	5. 000
最寄り駅への距離 (km)	0. 471	0. 278	2. 915	0. 003	0. 410
ターミナル駅への距離 (km)	4. 332	2. 745	13. 232	0. 127	3. 578
東ダミー (基準: 南)	0. 131	0. 337	1	0	0
西ダミー	0. 107	0. 309	1	0	0
北ダミー	0. 059	0. 236	1	0	0
南東ダミー	0. 179	0. 384	1	0	0
南西ダミー	0. 159	0. 366	1	0	0
北東ダミー	0. 073	0. 260	1	0	0
北西ダミー	0. 068	0. 252	1	0	0
改装ダミー (基準: 未改装)	0. 254	0. 435	1	0	0
買主法人ダミー (基準: 買主個人)	0. 128	0. 334	1	0	0
買主不動産ダミー	0. 007	0. 085	1	0	0
買主公団体ダミー	0. 000	0. 010	1	0	0
売主法人ダミー (基準: 売主個人)	0. 434	0. 496	1	0	0
売主不動産ダミー	0. 045	0. 208	1	0	0
売主公団体ダミー	0. 001	0. 034	1	0	0
SRC 造ダミー	0. 355	0. 479	1	0	0
S ダミー	0. 006	0. 075	1	0	0
その他構造	0. 001	0. 035	1	0	0
新築ダミー (基準: 中古)	0. 165	0. 371	1	0	0
近商業地域ダミー (基準: 第一種中高層住居)	0. 129	0. 335	1	0	0
商業地域ダミー	0. 328	0. 470	1	0	0
工業専用地域ダミー	0. 000	0. 019	1	0	0
工業地域ダミー	0. 016	0. 125	1	0	0
準工業地域ダミー	0. 199	0. 399	1	0	0

第一種低層住居ダミー	0.033	0.180	1	0	0
第二種低層住居ダミー	0.003	0.057	1	0	0
第二種中高層住居ダミー	0.015	0.123	1	0	0
第一種住居地域	0.108	0.311	1	0	0
第二種住居地域	0.039	0.193	1	0	0
準住居地域	0.020	0.139	1	0	0
中央区ダミー	0.046	0.210	1	0	0
港区ダミー	0.068	0.252	1	0	0
新宿区ダミー	0.058	0.234	1	0	0
文京区ダミー	0.039	0.193	1	0	0
台東区ダミー	0.034	0.181	1	0	0
墨田区ダミー	0.036	0.185	1	0	0
江東区ダミー	0.070	0.255	1	0	0
品川区ダミー	0.054	0.226	1	0	0
目黒区ダミー	0.026	0.160	1	0	0
大田区ダミー	0.074	0.261	1	0	0
世田谷ダミー	0.069	0.254	1	0	0
渋谷区ダミー	0.039	0.193	1	0	0
中野区ダミー	0.024	0.154	1	0	0
杉並区ダミー	0.044	0.206	1	0	0
豊島区ダミー	0.037	0.190	1	0	0
北区ダミー	0.028	0.166	1	0	0
荒川区ダミー	0.023	0.149	1	0	0
板橋区ダミー	0.055	0.228	1	0	0
練馬区ダミー	0.051	0.221	1	0	0
足立区ダミー	0.047	0.213	1	0	0
葛飾区ダミー	0.030	0.172	1	0	0
江戸川区ダミー	0.032	0.175	1	0	0
液状化の発生が少ない 地域ダミー (基準:液状化がほとんど 発生しない地域)	0.281	0.450	1	0	0
液状化が発生しやすい 地域ダミー	0.105	0.306	1	0	0

2005 年 2 半期ダミー (基準：2005 年 1 半期)	0.001	0.029	1	0	0
2005 年 3 半期ダミー	0.017	0.130	1	0	0
2005 年 4 半期ダミー	0.020	0.142	1	0	0
2006 年 1 半期ダミー	0.027	0.163	1	0	0
2006 年 2 半期ダミー	0.027	0.161	1	0	0
2006 年 3 半期ダミー	0.026	0.159	1	0	0
2006 年 4 半期ダミー	0.027	0.163	1	0	0
2007 年 1 半期ダミー	0.032	0.177	1	0	0
2007 月 2 半期ダミー	0.032	0.176	1	0	0
2007 年 3 半期ダミー	0.031	0.174	1	0	0
2007 年 4 半期ダミー	0.032	0.176	1	0	0
2008 年 1 半期ダミー	0.033	0.180	1	0	0
2008 年 2 半期ダミー	0.035	0.184	1	0	0
2008 年 3 半期ダミー	0.034	0.180	1	0	0
2008 年 4 半期ダミー	0.033	0.179	1	0	0
2009 年 1 半期ダミー	0.039	0.193	1	0	0
2009 年 2 半期ダミー	0.048	0.214	1	0	0
2009 年 3 半期ダミー	0.045	0.207	1	0	0
2009 年 4 半期ダミー	0.039	0.193	1	0	0
2010 年 1 半期ダミー	0.042	0.201	1	0	0
2010 年 2 半期ダミー	0.042	0.201	1	0	0
2010 年 3 半期ダミー	0.044	0.205	1	0	0
2010 年 4 半期ダミー	0.042	0.201	1	0	0
2011 年 1 半期ダミー	0.038	0.191	1	0	0
2011 年 2 半期ダミー	0.031	0.174	1	0	0
2011 年 3 半期ダミー	0.027	0.162	1	0	0
2011 年 4 半期ダミー	0.001	0.025	1	0	0
2012 年 1 半期ダミー	0.045	0.207	1	0	0
2012 年 2 半期ダミー	0.036	0.185	1	0	0
2012 年 3 半期ダミー	0.037	0.189	1	0	0
2012 年 4 半期ダミー	0.037	0.189	1	0	0

注：取引時点は週単位、2011/3/11 を基準として 0 とする。

2) 空間的自己相関の検出

以下に(4)、(5)式で示した検定をマンションデータで行った結果である。計算機の都合上サンプルサイズの半分を無作為抽出して検定を行った。

表6. 3 ラグランジュ乗数検定結果

統計量＼影響圏	0.5km	0.75km	1km	1.25km	1.5km
LM _ρ	84.02	70.21	58.78	71.16	55.45
LM _λ	436.86	446.44	352.52	352.05	302.12

自由度1のカイ二乗分布の有意水準1%点は6.635であるので、表5. 3よりすべての影響圏内でラグランジュ乗数検定統計量の値は1%有意であり、帰無仮説は棄却される。検定統計量の最も高かった影響圏を適用し、一般的空間モデルを構築する。式に空間的自己相関項を加えて、

$$\begin{aligned} y &= \rho W_1 y + d(f(L) - g(L)) + g(L) + Z\gamma + u \\ u &= \lambda W_2 u + \varepsilon \end{aligned} \quad (6)$$

として、最終的なモデルとする。

3) 液状化の影響についての検定法

ここでは、本研究の目的である液状化の影響についての検定を行う。これまでの手続きで $f(L) - g(L)$ が推定でき、その信頼区間も求まるのでこの結果を用いる。帰無仮説および対立仮説を

$$H_0: f(L) - g(L) = 0$$

$$H_1: f(L) - g(L) \neq 0$$

とする。この理由は、仮に地震後の液状化の影響が全くなかったとすれば、 $f(L) - g(L)$ は距離に応じて変化しないため、 $f(L) - g(L) = 0$ となり、一方液状化の影響に応じてマンション価格の変化が見られるのであれば、 $f(L) - g(L) \neq 0$ となるはずであるからである。 $f(L) - g(L)$ の上下95%信頼区間に0が含まれていれば H_0 を採択し、それ以外では H_1 を採択する。 $f(L), g(L)$ はともに L によって変化するので、液状化地点の距離によって検定を行う。

4) 推定結果と考察

(1) $f(L) - g(L), g(L)$ の推定結果

以下の図 6. 2、6. 3 はそれぞれ $f(L) - g(L), g(L)$ の推定結果とその 95% 信頼区間である。また、すべての図とも推定結果が青線、95% 信頼区間が緑線である。

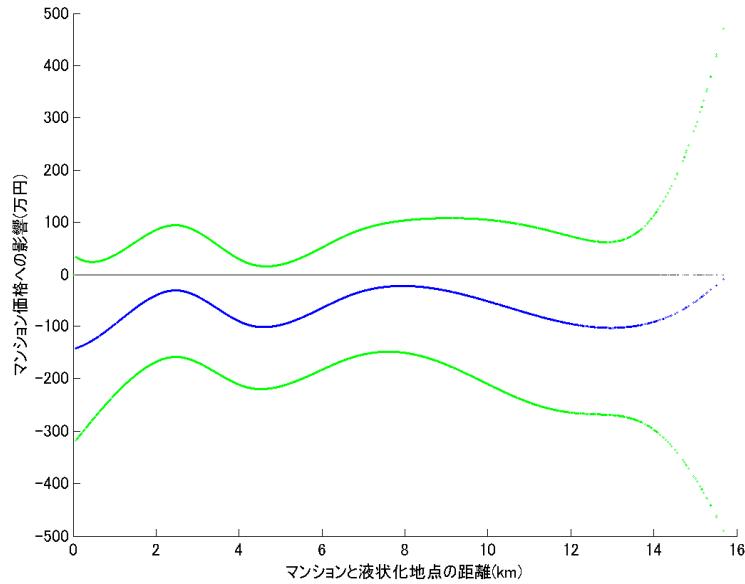


図 6. 2 $f(L) - g(L)$ の推定結果とその 95% 信頼区間
(黒線は 0)

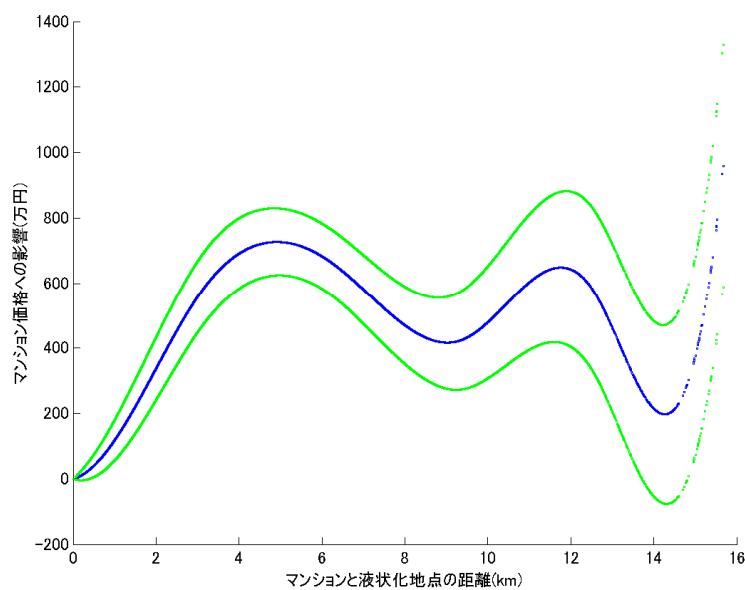


図 6. 3 $g(L)$ の推定結果とその 95% 信頼区間

図6. 2より、0と $f(L) - g(L)$ が有意に異なる点は存在せず、液状化地点の距離に応じてマンション価格に与える影響が及ぼすという仮説は棄却される。これにより、この検定では地震前後のリスク認識に対する変化はなかったということが言える。

(2) ρ, λ の推定結果

以下の表に ρ, λ の推定結果を示す。

表6. 4

変数名	係数	t 値
ρ	0.027	187.319
λ	0.242	59.661

λ の値は大きく有意であるため、後藤（2012）ではモデルが正しく指定されてなかつた可能性が高い。そのため、本研究ではより精密に推定できたといえる。 ρ の値は小さいがマンションデータであるため、妥当な値である。

(3) Zの要因の推定結果

以下の表は γ の値とその t 値をまとめたものである。

表6. 5 Zの係数

変数名	係数 (万円)	t 値
切片	-706.8	-3.862
階数	52.7	28.935
床面積 (m ²)	69.9	151.891
最寄り駅への距離 (km)	-476.5	-10.483
ターミナル駅への距離 (km)	-87.7	-8.179
地上ダミー (基準: 地下)	-5.8	-0.045
東ダミー (基準: 南)	-20.2	-0.659
西ダミー	-8.3	-0.254
北ダミー	104.4	2.538
南東ダミー	1.5	0.052
南西ダミー	1.4	0.047
北東ダミー	2.3	0.061
北西ダミー	6.7	0.173

改裝ダミー (基準: 未改裝)	-282.1	-12.759
買主法人ダミー (基準: 買主個人)	-408.9	-15.102
買主不動產ダミー	-581.3	-5.602
買主公團體ダミー	-280.9	-0.334
売主法人ダミー (基準: 売主個人)	338.5	15.740
売主不動產ダミー	392.1	8.598
賣主公團體ダミー	-982.8	-3.810
SRC 造ダミー	-519.9	-24.197
S ダミー	-352.0	-2.963
その他構造	-116.3	-0.460
新築ダミー (基準: 中古)	732.8	25.645
近商業地域ダミー (基準: 第一種中高層住居)	16.9	0.426
商業地域ダミー	-76.3	-1.932
工業專用地域ダミー	-364.3	-0.782
工業地域ダミー	-93.5	-1.057
準工業地域ダミー	-247.0	-6.162
第一種低層住居ダミー	388.5	6.563
第二種低層住居ダミー	722.2	4.478
第二種中高層住居ダミー	-2.7	-0.034
第一種住居地域	-82.8	-2.011
第二種住居地域	487.8	8.342
準住居地域	-0.6	-0.008
中央区ダミー	-292.5	-2.296
港区ダミー	901.6	7.378
新宿区ダミー	-315.1	-2.560
文京区ダミー	-508.7	-4.081
台東区ダミー	-1050.2	-8.171
墨田区ダミー	-902.1	-6.800
江東区ダミー	-807.0	-6.330

品川区ダミー	-314.8	-2.553
目黒区ダミー	-66.3	-0.485
大田区ダミー	-550.0	-4.245
世田谷ダミー	-201.7	-1.395
渋谷区ダミー	98.2	0.760
中野区ダミー	-575.4	-4.013
杉並区ダミー	-233.8	-1.583
豊島区ダミー	-765.0	-6.022
北区ダミー	-824.5	-6.115
荒川区ダミー	-1357.2	-9.664
板橋区ダミー	-1187.9	-9.352
練馬区ダミー	-942.2	-6.865
足立区ダミー	-1474.8	-10.497
葛飾区ダミー	-1151.7	-7.596
江戸川区ダミー	-996.5	-6.408
液状化の発生が少ない地域ダミー (基準:液状化がほとんど発生しない地域)	-62.0	-1.730
液状化が発生しやすい地域ダミー	-182.3	-3.845
2005年2半期ダミー (基準:2005年1半期)	244.4	0.827
2005年3半期ダミー	319.1	4.572
2005年4半期ダミー	354.5	5.486
2006年1半期ダミー	451.6	7.895
2006年2半期ダミー	579.9	10.130
2006年3半期ダミー	605.7	10.426
2006年4半期ダミー	668.5	11.775
2007年1半期ダミー	804.8	15.139
2007年2半期ダミー	933.2	17.485
2007年3半期ダミー	1042.7	19.381
2007年4半期ダミー	1111.7	20.913
2008年1半期ダミー	967.6	18.576
2008年2半期ダミー	930.4	18.206
2008年3半期ダミー	907.3	17.434
2008年4半期ダミー	658.5	12.578

2009年1半期ダミー	634.3	12.873
2009年2半期ダミー	738.5	16.248
2009年3半期ダミー	748.7	16.110
2009年4半期ダミー	795.6	16.166
2010年1半期ダミー	847.7	17.869
2010年2半期ダミー	945.7	19.843
2010年3半期ダミー	904.5	19.189
2010年4半期ダミー	892.8	18.664
2011年1半期ダミー	817.3	16.751
2011年2半期ダミー	830.1	11.548
2011年3半期ダミー	609.4	8.191
2011年4半期ダミー	616.0	1.783
2012年1半期ダミー	640.1	10.118
2012年2半期ダミー	767.4	10.507
2012年3半期ダミー	623.8	8.635
2012年4半期ダミー	677.7	9.496

線形項に関しては、後藤（2012）とほぼ同じ結果になったが、誤差に空間的自己相関を考慮したときには、液状化の予測図によるダミーの影響が半分近くに下がった。

6 – 5. 結論

本章では次の2点が明らかになった。

(1) 誤差に空間的自己相関を考慮したときには、液状化の予測図によるダミーの影響が下がった。

(2) 後藤（2012）より、より精密な推定が行えたが液状化地点の距離がマンション価格に影響を及ぼすという仮説は棄却される。

(1) は、空間的自己相関を考慮した誤差が有意であったということは、本章のモデルで説明変数として入れていないもので、空間的に影響を及ぼす変数を入れるべきだということである。本モデルでは、その変数の影響をλで吸収したため、液状化予測図ダミーの値が小さくなつた。そのため、後藤（2012）では液状化予測図ダミーの値を過大評価していたことになる。

(2) については、後藤（2012）と同じ可能性を導く。一つ目は、東京都23区内の液状化の影響は小さくマンション購入者はほとんど考慮しなかつた可能性があるということであ

る。東京近郊の一都三県のなかで東京 23 区の液状化は千葉に比べ、規模が小さく、テレビなどのメディアで報道された主要な液状化地域は浦安などの千葉沿岸部であった。また、マンションは、地盤に基礎を作り、鉄筋コンクリートで造られていることが多い。よって、木造住宅などと異なり建物損傷などの被害が少なかった。以上の 2 つの理由から、東京都でマンションを購入する消費者は液状化したという事実によってもその評価は変化しなかった可能性がある。

2 つ目は、消費者は東京都の公表する液状化被害予測図を正しい情報と信じて、東日本大震災以前からそのリスクを考慮してマンション取引を行っていたということである。これは、空間的自己相関を考慮してもなお、液状化予測図のダミーの値が有意であったことが理由となる。

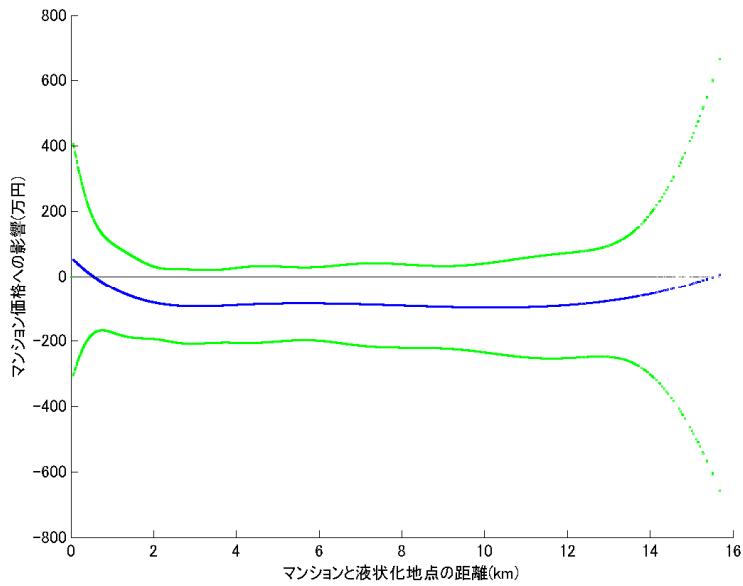
VI章 参考文献

- [1]小西 貞則, 越智 義道, 大森 裕三 (2008) 計算統計学の方法 p25-p29 (朝倉書店)
- [2]後藤 匠 (2012) ヘドニック法を用いた災害前後でのリスク認識の変化に関する研究-東日本大震災前後での東京区部の液状化リスク認識について-2011年度東京工業大学工学部社会工学科卒業論文
- [3]James LeSage and R. Kelley Pace (2009) Introduction to Spatial Econometrics CRC Press/Taylor & Francis Group
- [4] 唐渡 広志「地価関数の推定と空間的自己相関の検出」(土地総合研究, 第 15 卷, 第 4 号, pp.3-13, 2007.11
- [5]Anselin,L. (2005) Exploring Spatial Data with GeoDa (TM) :A Workbook, Center for Spatially Integrated Social Science
- [6]安田進 (国土交通省関東地方整備局 公益社団法人地盤工学会) (2011) “東北地方太平洋沖地震による関東地方の地盤液状化現象の実態解明”
- [7]東京都土木技術支援・人災育成センター (2005) “液状化予測図”

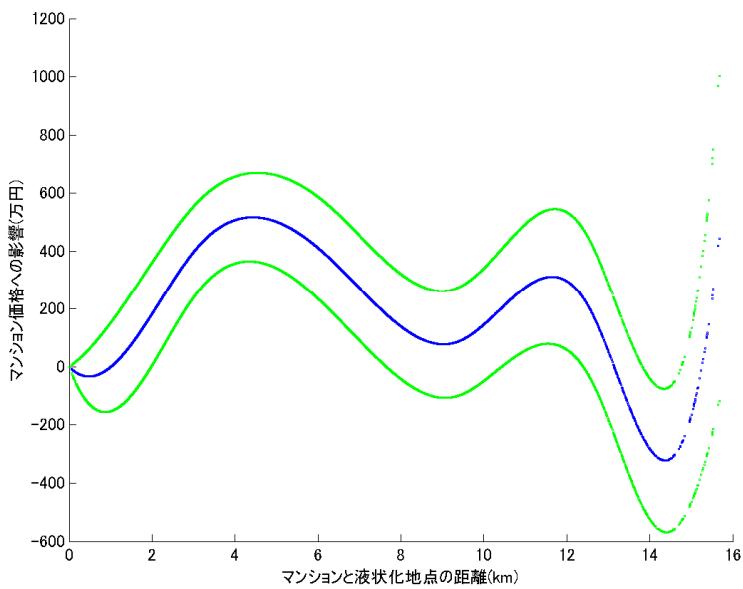
付論 6－1. 空間的自己相関を考慮しないときの推定結果

$$y = df(L) + (1 - d)g(L) + Z\gamma + u$$

この式のように空間的自己相関を考慮せずに、推定を行った結果は次のとおりである。以下の付図 6. 1、6. 2 はそれぞれ $f(L) - g(L), g(L)$ の推定結果とその 95%信頼区間である。3 つ図とも推定結果が青線、95%信頼区間が緑線である。



付図 6. 1 $f(L) - g(L)$ の推定結果とその 95% 信頼区間
(黒線は 0)



付図 6. 2 $g(L)$ の推定結果とその 95% 信頼区間

付図 6. 1 より $f(L) - g(L)$ は距離に関わらず一定でほとんど 0 に等しい。空間的自己相関を考慮したモデルの方がわずかながら、液状化に近い地域のほうがマンション価格への影響が減少していた。

以下の表は γ の値とその t 値をまとめたものである。

付表6. 1 Zの係数

変数名	係数（万円）	t値
切片	-180.7	-0.237
階数	50.5	28.431
床面積 (m ²)	70.6	154.587
最寄り駅への距離 (km)	-532.8	-14.600
ターミナル駅への距離 (km)	-61.4	-8.575
地上ダミー（基準：地下）	2.8	0.021
東ダミー（基準：南）	-4.6	-0.149
西ダミー	5.3	0.160
北ダミー	138.4	3.325
南東ダミー	20.5	0.722
南西ダミー	25.0	0.853
北東ダミー	29.0	0.757
北西ダミー	35.6	0.906
改裝ダミー（基準：未改裝）	-309.0	-13.836
買主法人ダミー（基準：買主個人）	-405.0	-14.791
買主不動産ダミー	-607.5	-5.789
買主公共団体ダミー	-339.1	-0.398
売主法人ダミー（基準：売主個人）	359.3	16.617
売主不動産ダミー	392.3	8.533
売主公共団体ダミー	-974.1	-3.743
SRC 造ダミー	-511.1	-23.969
S ダミー	-281.0	-2.359
その他構造	-114.1	-0.447
新築ダミー（基準：中古）	750.5	26.385
近商業地域ダミー（基準：第一種中高層住居）	36.0	0.942
商業地域ダミー	-60.4	-1.626
工業専用地域ダミー	-413.7	-0.884
工業地域ダミー	-63.6	-0.802
準工業地域ダミー	-266.0	-7.155
第一種低層住居ダミー	357.5	6.283
第二種低層住居ダミー	568.0	3.584
第二種中高層住居ダミー	-6.3	-0.080

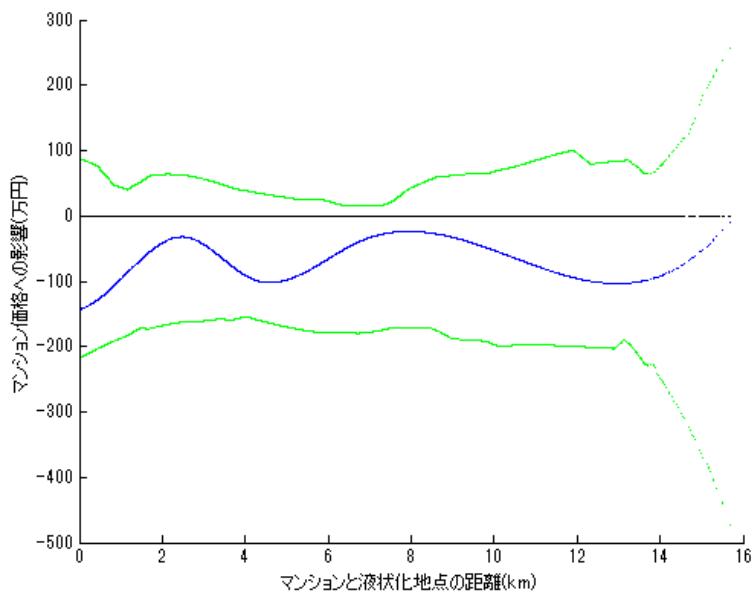
第一種住居地域	-60.9	-1.556
第二種住居地域	470.0	8.432
準住居地域	-45.4	-0.649
中央区ダミー	-432.8	-4.813
港区ダミー	618.4	7.330
新宿区ダミー	-508.1	-5.743
文京区ダミー	-657.8	-7.442
台東区ダミー	-1301.1	-14.522
墨田区ダミー	-1155.1	-12.643
江東区ダミー	-1089.4	-12.335
品川区ダミー	-628.3	-7.496
目黒区ダミー	-173.3	-1.788
大田区ダミー	-829.3	-9.292
世田谷ダミー	-318.0	-3.020
渋谷区ダミー	-34.9	-0.384
中野区ダミー	-776.2	-7.084
杉並区ダミー	-513.9	-4.632
豊島区ダミー	-1071.4	-12.101
北区ダミー	-1194.1	-12.593
荒川区ダミー	-1641.3	-16.628
板橋区ダミー	-1593.7	-18.423
練馬区ダミー	-1271.6	-13.408
足立区ダミー	-1820.7	-18.910
葛飾区ダミー	-1490.9	-14.627
江戸川区ダミー	-1358.7	-12.975
液状化の発生が少ない地域ダミー (基準:液状化がほとんど発生しない地域)	-167.4	-5.211
液状化が発生しやすい地域ダミー	-306.7	-7.265
2005年2半期ダミー(基準:2005年1半期)	187.5	0.235
2005年3半期ダミー	239.2	0.323
2005年4半期ダミー	264.3	0.357
2006年1半期ダミー	373.5	0.505
2006年2半期ダミー	502.8	0.679
2006年3半期ダミー	513.1	0.693

2006年4半期ダミー	578.5	0.782
2007年1半期ダミー	740.5	1.001
2007月2半期ダミー	875.1	1.183
2007年3半期ダミー	962.7	1.301
2007年4半期ダミー	1046.2	1.414
2008年1半期ダミー	887.5	1.200
2008年2半期ダミー	864.6	1.169
2008年3半期ダミー	846.2	1.144
2008年4半期ダミー	604.3	0.817
2009年1半期ダミー	587.2	0.794
2009年2半期ダミー	682.6	0.923
2009年3半期ダミー	703.3	0.951
2009年4半期ダミー	765.5	1.035
2010年1半期ダミー	840.6	1.137
2010年2半期ダミー	947.0	1.281
2010年3半期ダミー	939.9	1.271
2010年4半期ダミー	902.0	1.220
2011年1半期ダミー	847.7	1.146
2011年2半期ダミー	858.6	1.156
2011年3半期ダミー	644.0	0.867
2011年4半期ダミー	655.7	0.797
2012年1半期ダミー	715.7	0.966
2012年2半期ダミー	838.4	1.129
2012年3半期ダミー	708.2	0.954
2012年4半期ダミー	763.0	1.028

線形項に関しては後藤（2012）とほとんど同様な結果が得られた。

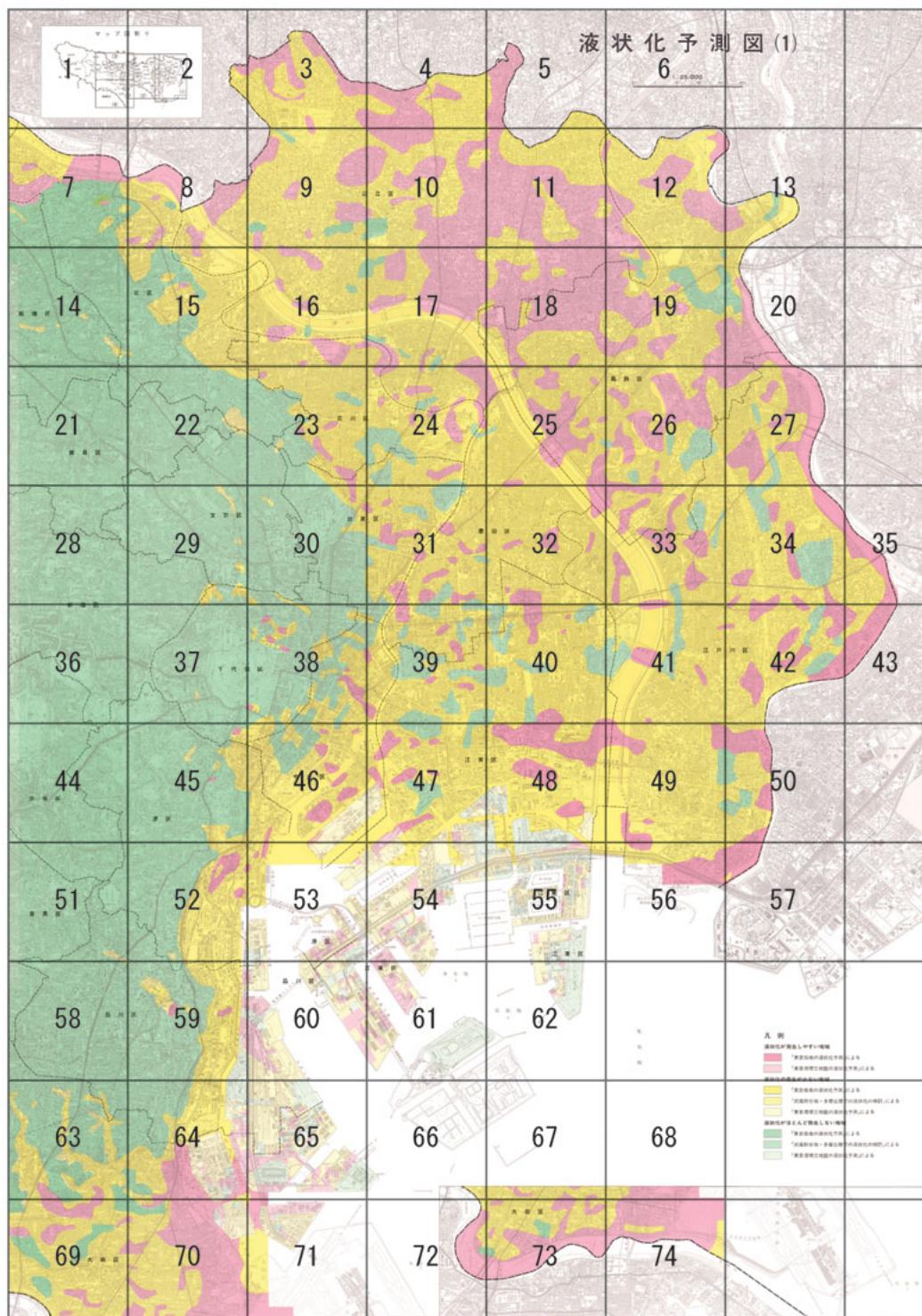
付論 6-2. $f(L) - g(L)$ の推定結果 (パーセンタイル法)

以下の付図 6. 3 は、信頼区間作成方法にブートストラップのパーセンタイル法（計算統計学 p33-34 参照）を用いた $f(L) - g(L)$ の推定結果とその 95% 信頼区間である。

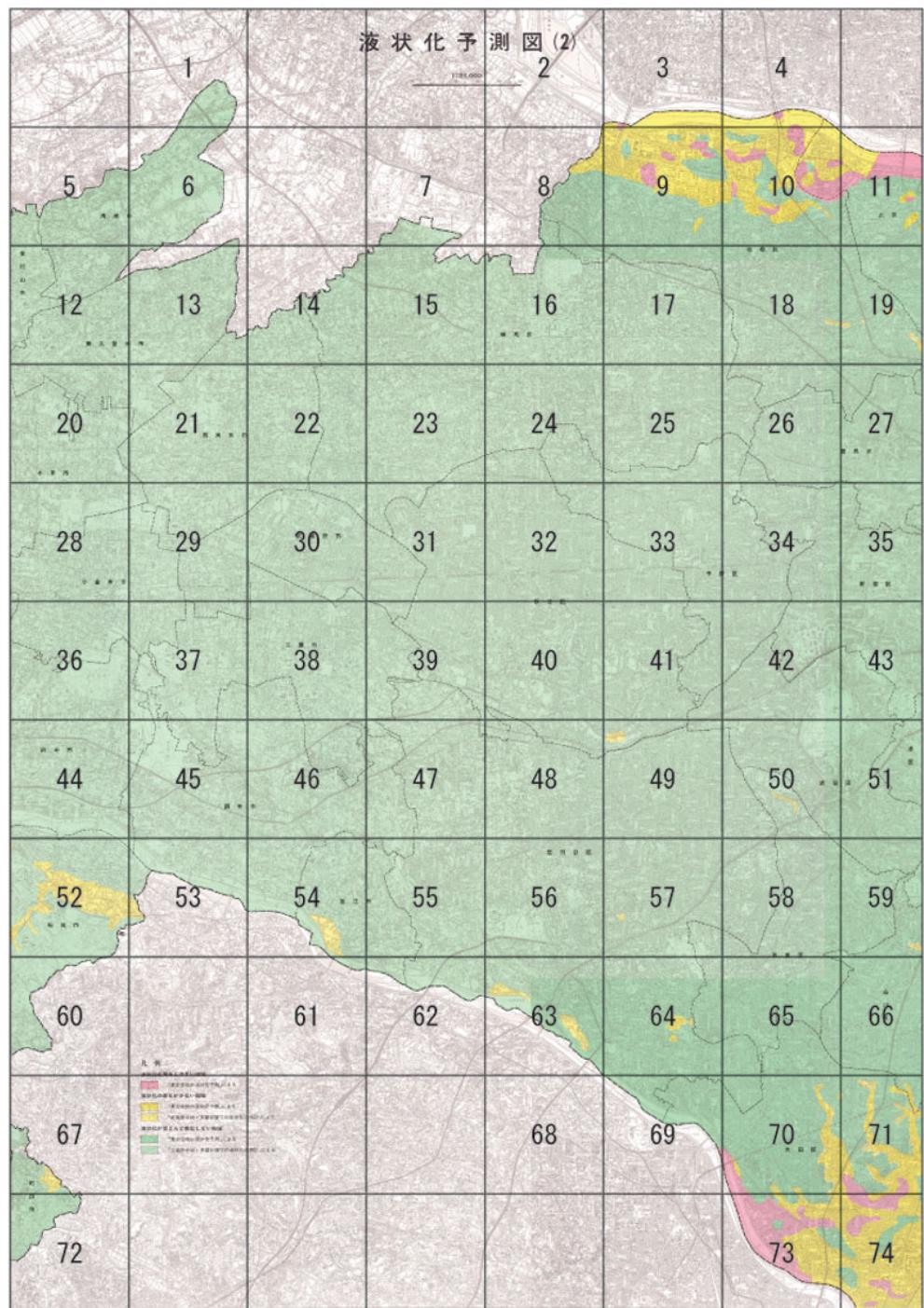


付図 6. 3 $f(L) - g(L)$ の推定結果とその 95% 信頼区間
(黒線は 0、信頼区間作成方法にブートストラップのパーセンタイル法を用いた)

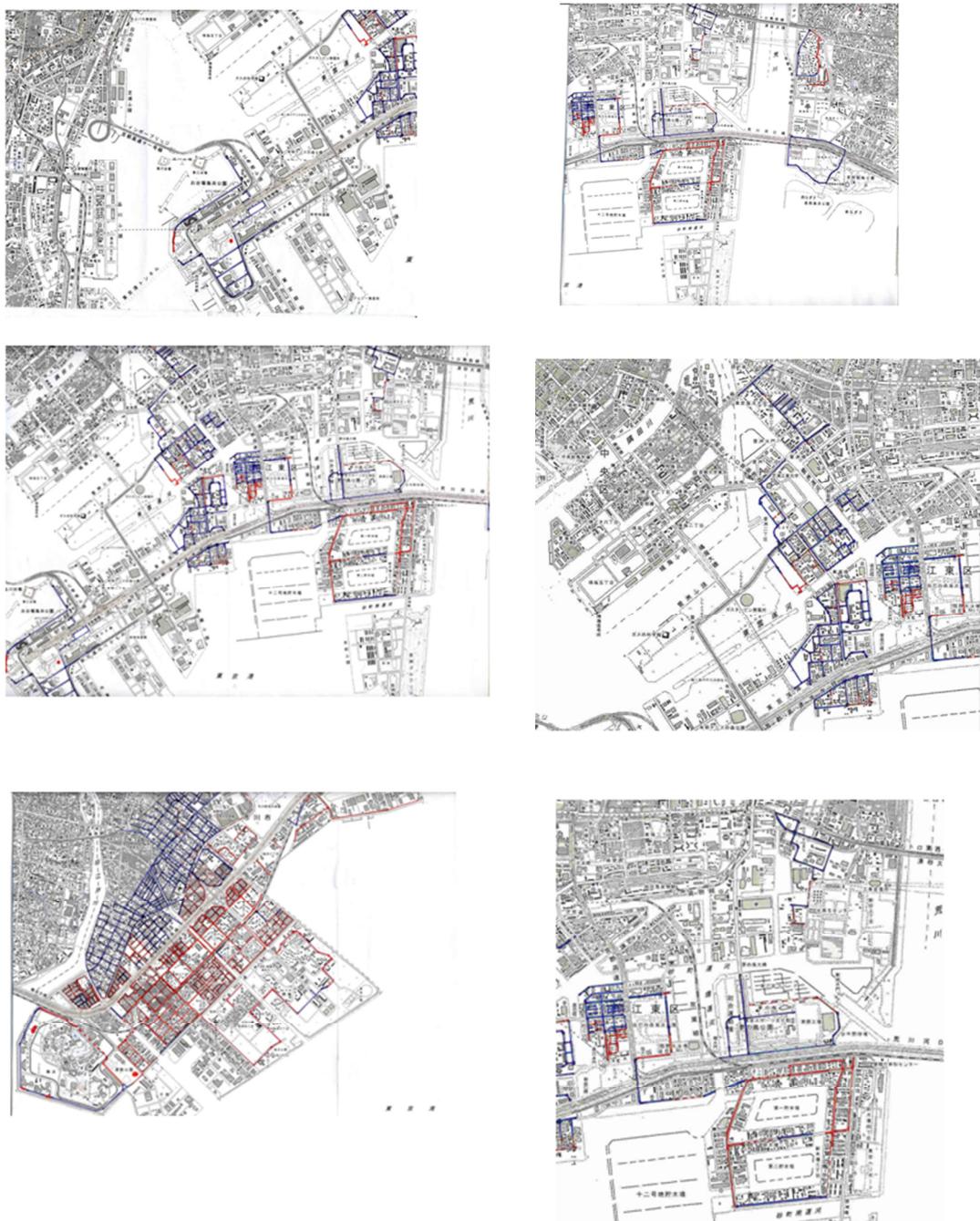
付論 6-3. 参考資料



付図 6. 4 東京都液状化予測図



付図 6. 5 東京都液状化予測図（続き）



付図 6. 6 液状化被害地図

付論 6－4. モデル選択の為の検定

(1) (2) (3) のどのモデルを使うべきかラグランジュ乗数検定を行う。(1) 式において、帰無仮説および対立仮説を

$$H_0: \rho = 0, H_1: \rho \neq 0$$

とすると H_0 のラングランジュ乗数検定統計量は、次の (4) 式のようになり、(2) 式にお

いて、帰無仮説および対立仮説を

$$H_0: \lambda = 0, H_1: \lambda \neq 0$$

とすると H_0 のラングランジュ乗数検定統計量は、次の (5) 式のようになる。

$$\text{LM}_\rho = \frac{I_2}{D} \sim \chi^2(1) \quad (4)$$

$$\text{LM}_\lambda = \frac{I_1}{\text{tr}(W^2 + W'W)} \sim \chi^2(1) \quad (5)$$

ここで、 $\text{tr}(\cdot)$ は行列のトレース e を $y = V\delta + u$ の残差ベクトル

$$I_1 = \frac{e' We}{\frac{e'e}{n}}, I_2 = \frac{e' Wy}{\frac{e'e}{n}}$$

$$D = n/(e'e) \{(WV\delta)'(I_1 - V(V'V)^{-1}V')(WV\delta)\} + \text{tr}(W^2 + W'W)$$

である。それぞれ、漸近的に自由度 1 のカイ 2 乗分布に従う。これにより各影響圏範囲の重み行列を作成し検定を行う。

付論 6-5. 信頼区間求め方

$f(l_i)$ のような関数形を定めない関数の信頼区間の作成方法を示す。データに関して、ブートストラップ標本を作ると W の構造は変わってしまい、空間的自己相関モデルでは意味がなくなってしまう。そこで、 $f(l_i)$ の標準誤差 $\text{SD}(f(l_i))$ を統計的誤差評価にブートストラップ法を適用する方法で求める。

- (i) 推定した残差 $\hat{e} = y - V\hat{\delta}$ をサンプルサイズと同じ数だけ無作為抽出して、 \hat{e}_* とおく。
 - (ii) $y_* = V\hat{\delta} + \hat{e}_*$ として、 (y_*, V) によりブートストラップ標本を作成
 - (iii) (y_*, V) で推定を行い $f(L)_1^*$ を求める。
- (i) ~ (iii) を B 回繰り返し、同様に、 $f(L)_2^*, f(L)_3^*, \dots, f(L)_B^*$ を求め、

$$\text{SD}(f(L)) = \sqrt{\frac{1}{B-1} \sum_{b=1}^B \left(f(L)_b^* - \bar{f}(L)_b^* \right)^2}$$

(参考文献[1]計算統計学の方法 p25-27 と同様) そして、 $f(l_i)$ の上下 95% 信頼区間を次の式のようにして求める。ブートストラップの回数は 200 回とする。

$$f(l_i) \pm 1.96 * \text{SD}(f(l_i))$$

VII. まとめ

本研究では2011年の東日本大震災によって発生した東京都内及び近傍の地域の液状化現象がマンション価格にいかなる影響を与えるかの分析を行った。各章の分析から次の点を指摘できる。

- 1) 震災後の液状化地点からの変数などの分析でもほとんど有意にならなかった（III、IV章）。これは仮に液状化の影響があったとしてもそれが極めて軽微であったことを意味している。
- 2) また液状化地点と海からの距離にはある程度の相関があり（0.44）、両者の影響の分離は容易ではない。仮に海からの距離を説明変数とすると、震災前から、この距離はマンション価格に影響を与えている。その説明力は高い（III、IV章）。
- 3) ところが震災前後での液状化地点からの距離による影響の差を分析（VI章）した結果、有意な差はなかった。これは仮に海からの距離が影響したとしてもその効果は地震前後で変化していないことになる。従って液状化のリスク認識が変化したとはいがたい。
- 4) ハザードマップによって災害に遭う可能性がある不動産は110–190万円程度、またそれがより高い地域は270–320万円程度、安価となっている（III、IV、V章）。その結果は極めて有意である。しかしVI章の分析では、この効果は半減した。その理由は近隣のマンション価格の影響によって当該マンションの価格が、観測されない共通の変数によって影響を受けるためである。この効果を除いてもハザードマップの情報は有意であることに変わりはない。このことは震災前から既にリスクは的確に市場価格に反映していたといえるであろう。

液状化現象の起こった地点は、臨海部の埋め立て地、荒川などの大河川の河川敷にかぎられている。これらの地点の地盤が悪いことは周知の事実と言える。従って東京都区部のマンション市場の価格形成は震災のリスクを既におりこみ済みと考える方が適切と言えるであろう。

しかしながらこの結果はあくまで東京23区についていえることで、震災の影響を直接受けた福島、宮城、岩手県での検証が待たれる。

VIII. 不動産鑑定評価の視点からの解釈

本研究は、2011年3月11日に発生した東日本大震災に伴い生じた液状化現象が、東京都内及び周辺地域の不動産市場、特にマンション価格にいかなる影響があったかを、需要者のリスク認識に焦点を当て、ヘドニック・アプローチを適用し、分析したものである。以下に、その分析結果について、不動産鑑定評価の視点から、解釈を試みる。

「液状化（の発生）によるマンション価格への影響は、殆どない。」

「液状化地点からの距離の影響は認められなかった。」

今回の分析は、研究対象を「マンション」に絞っている。多くが杭基礎で施工されているマンションと、そうでない戸建住宅とで液状化被害の状況が大きく異なる事実は、今回の震災に限らず、阪神・淡路大震災等の過去の例によっても明らかとなっている。では、実際に「液状化の取引価格に対する影響」がどの程度であるかは、漠としてしか捉えられていないが、本研究により、「マンション価格」に対する影響度がある程度実証できたものと評価される。不動産鑑定評価においては、その評価対象が「土地」であるか「建物及びその敷地(複合不動産)」であるか、またそれが、居住、商業活動、工業生産活動などのいずれの用に供されるものであるかによって、価格形成要因の影響度が異なることとなる。

「液状化地点からの距離の影響は認められなかった」理由としては、

- ①マンションについては、液状化被害があまり大きくなかった
- ②マンションの購入者は、土地の価値に重きを置いておらず、また、積算的な観点からも、戸建住宅等と比較し、土地のウェイトが小さいことなどが、考えられる。

今回分析対象の「液状化」を一つの価格形成要因として捉えた場合、取引対象がどのような不動産であるかにより、価格への影響度が異なるものと推察される。特に、被害の大きかった「戸建住宅」、「倉庫・港湾施設」等に対する影響度がどの程度であるかが、今後の研究課題として興味深い。

「ハザードマップには、マンション取引価格への影響があり、災害に遭う可能性がある不動産は、そうでない不動産と比較して安価である分析結果から、震災前から当該リスクは的確に市場価格に反映されていたといえる。」

「液状化予測図の影響は有意であった。」

今回の東日本大震災においても、「液状化」の発生した地点は、臨海部の埋め立て地、荒川などの大河川の河川敷などの、所謂「地盤の弱い」場所であった。従来より、不動産鑑定評価においても、「地盤の状態」は、一価格形成要因として捉えられ、国土交通省監修の「土地価格比準表」でも、地域要因、個別的要因として、種別に応じた影響度の程度を示すところとなっている。

マンション評価の実務においては、取引事例比較法を適用し、対象不動産と事例不動産の要因比較、格差判定を行うこととなるが、先の土地に対する「土地価格比準表」のような公的指標は存在せず、鑑定主体の経験知によるところとなっているのが現状である。

今回の分析は、「液状化」に着目し、ヘドニック・アプローチにより、その影響度を一定程度把握できたことは、意義深いものと考える。

今回のマンション取引価格に対する「ハザードマップの影響は有意」の分析結果について、不動産の専門家、不動産事業者等はともかく、マンション購入者である一般のエンドユーザーがハザードマップを認識しているか否かは疑問の生ずるところである。

しかしながら、本分析では、液状化リスクの有無のみならず、程度の差により、影響度が異なることが傾向に表れており、エンドユーザーがこれを認識し、取引価格に対する影響が生じている事実は否定できない。

今我々が身を置いている情報化社会において、予想以上にハザードマップのような「公開情報」が、不動産の取引価格に与える事実を、鑑定士として再認識し、鑑定評価実務においても、これらを十分に活用することが、鑑定評価の緻密化、信頼性向上につながるものと考える。

今回の大震災のような大きな事象に対した時、マスコミの影響等により、過度に敏感になりがちであるが、マーケットは意外に冷静であったといえ、不動産鑑定評価においても、事実を冷静に捉え、慎重に実務を執り行うことが重要といえる。

第2部

空間の多様性を考慮したヘドニックアプローチの開発—新たな試み—

I. 本研究の概要

公園のもたらす効果についてこれまで地域的な異質性について議論してきた。本研究ではそれを発展させ、より厳密に効果を計測する為に、市場価格函数だけでなく、直接、世帯別の効用を把握するために、付け値函数の推定を試みた（II章）、さらに更地の分析だけでなく、公園が見えるという視認性の効果をマンションの取引データから分析した（III章）。なお実証面では、これまで公園の位置を一点に代表させていたが、本分析では、公園の面的広がりを考慮するため公園境界を考慮し、境界からの距離を変数として用いた。

II. 更地の付け値函数の推定

データは東京 23 区の更地取引データを用い、更地の取引総額から付け値を推定した。付け値函数については付論 2.A 参照のこと。また、分析に必要な年収のデータを推定するために東京都の町丁目ごとの代表的個人を定めて分析を行った。

2-1. データ

東京都 23 区内の住宅地域の 2009 年 1 月～2012 年 3 月 31 日までの買主が個人である更地取引 1730 件を対象とした。今回の分析では、条件を満たす 2007 年 1 月～2012 年 3 月までの 4566 件の取引のうち、東京都の各町丁目からランダムに 1 件取り出している。従って、上記の 1730 件は条件を満たす取引のうち各町丁目の代表的取引となっている。

今回使用している公園データについては、対象を東京都内の 1ha 以上の 282 個の公園とし、公園の形状を直線で近似して境界データとした。公園の中心地点からの距離と直線近似した公園からの距離では平均の差に約 0.1787km の違いがあり、公園の形状を直線で近似することにより正確な分析が可能になっている。図 2. 1 では対象となっている公園の分布を示している。また、図 2. 2 では赤線で今回使用する公園までの距離の分布を、黒線で公園の中心地点を使用した公園までの距離の分布を示している。

また、今回使用する取引価格は割引率をかけて年単位のレント価格に変更している。割引率として 2010 年度 10 年国債の年平均である 1.187% を用いた。

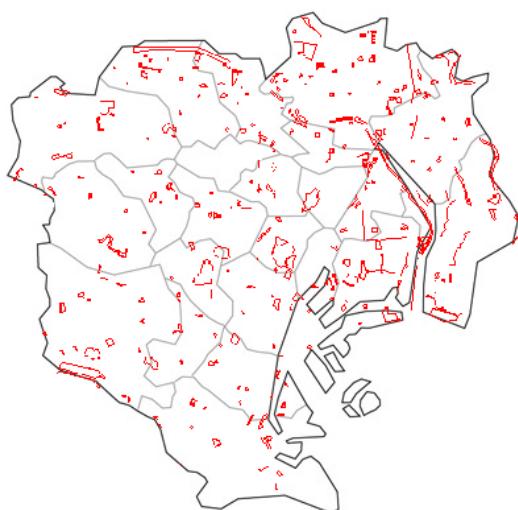


図2. 1 公園の分布

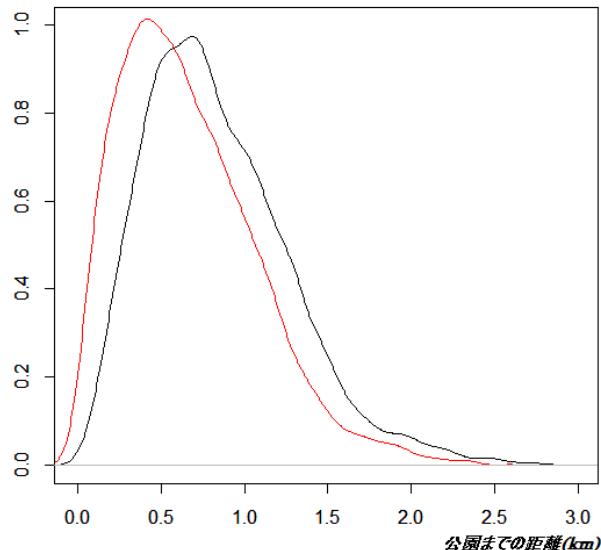


図2. 2 公園までの距離の分布

2 – 2. 年収推定と因子分析

国勢調査（2010）と勤労統計調査地方調査（2010）、地方公務員給与実態調査（2011）を用いて町丁目ごとの取引個人の年収の推定を行った。推定式は

$$\text{推定年収} = (\text{産業別労働者数} \times \text{産業別年収}) \div \text{就労者数}$$

とした。また、国勢調査（2010）、事業所・企業統計調査（2008）、商業統計（2009）を用いて因子分析を行った。公開されている23区町丁目データから特性の集約化を図ることを目的とし、2785の町丁目の4566件を対象としている。

表2. 1 因子分析における変数の定義

変数	定義
Density	人口密度
Ratio. labor	15歳以上労働者の割合
Ratio. Manager	管理的職業従事者の割合
N. Food & Beverage	単位面積当たりの飲食料品小売業事業所数
N. Wholesale	単位面積当たりの卸売事業者数
N. Retail	単位面積当たりの小売事業者数
Sales. Whole	単位面積当たりの年間商品販売額（卸売）

Sales. Retail.	単位面積当たりの年間商品販売額（小売）
Floor. Retail	単位面積当たりの売り場面積（小売）
Ratio. Single	世帯総数のうちの世帯人員 1 人の割合
Avg. Family	1 世帯当たりの平均人員
Avg. Floor	一人当たり延面積
Ratio. High	11 階建以上の建物に居住する世帯の割合
Ratio. Detach	一戸建に居住する世帯の割合

表 2. 2 因子分析における変数の基礎統計量

変数 sample size; 4566	Mean	Max	Min	Median	Std. dev
Density	0.01798057	0.0443537	0.000914	0.017576	0.005818
Ratio. labor	0.45344041	0.6505867	0.283784	0.451515	0.034092
Ratio. Manager	0.01675596	0.0876712	0.000542	0.014818	0.008251
N. Food & Beverage	5.2233E-05	0.0004872	0	3.69E-05	5.01E-05
N. Wholesale	6.0979E-05	0.0018996	0	2.91E-05	0.000146
N. Retail	0.00013445	0.0015734	0	8.77E-05	0.000141
Sales. Whole	0.09448381	17.504408	0	0.007244	0.655237
Sales. Retail.	0.01474909	0.900084	0	0.007506	0.031863
Floor. Retail	0.01021298	0.5822492	0	0.005507	0.022064
Ratio. Single	0.47654099	0.8103448	0.061224	0.47957	0.114902
Avg. Family	1.99260436	5.2889033	1.273946	1.965315	0.275607
Avg. Floor	31.7950774	45.027397	15.02324	31.44569	3.240749
Ratio. High	0.14885487	9.220339	0	0.027725	0.394828
Ratio. Detach	0.32395619	0.8100051	0.001297	0.309051	0.143451

表 2. 3 因子分析

sample size; 4566	Factor1	Factor2	Factor3
Density	0.257114966	0.403651564	-0.22836346
Ratio. labor	0.273992006	0.223166348	-0.16894118
Ratio. Manager	0.008447114	-0.02020222	0.58254998
N. Food & Beverage	0.854728845	0.243462479	-0.04852033
N. Wholesale	0.316153113	0.162272634	-0.02577117
N. Retail	0.97302077	0.219625868	0.000249287

Sales. Whole	0.121269265	0.115152382	-0.02032765
Sales. Retail.	0.538568112	0.096922776	0.003675269
Floor. Retail	0.591697606	0.055353417	0.006415426
Ratio. Single	0.214991428	0.93775657	0.058552593
Avg. Family	-0.20934862	-0.96805597	-0.11850249
Avg. Floor	-0.06528096	-0.07031632	0.992874367
Ratio. High	0.175729153	0.081115322	-0.10073695
Ratio. Detach	-0.16703828	-0.65195291	0.322640613

表2. 4 因子分析

sample size; 4566	Factor1	Factor2	Factor3
SS loadings	2.726	2.626	1.541
Proportion Var	0.195	0.188	0.11
Cumulative Var	0.195	0.382	0.492

2 – 3. 変数の定義と基礎統計量

今回の分析で使用する変数の定義と基礎統計量を記す。

表2. 5 取引価格及び個人特性の定義

変数	定義	備考
p	取引価格（万円）	年単位に補正
y_1	推定年収（万円）	
y_2	Factor2	因子分析の結果を使用
y_3	Factor3	因子分析の結果を使用

表 2. 6 土地特性の定義

変数	定義	備考
z_1	土地の面積 (m ²)	
z_2	一番近い公園の面積 (m ²)	
z_3	一番近い公園までの直線距離 (km)	
z_4	一番近いターミナル駅までの距離 (km)	ターミナル駅；東京・新宿・上野・池袋・渋谷駅
z_5	羽田空港までの距離 (km)	
z_6	最寄り駅までの道路距離 (m)	
z_7	指定建ぺい率	
z_8	指定容積率	
z_9	前面道路幅員 (m)	
z_{10}	土地形状不整形ダミー	基準；不整形以外
$z_{11\sim 32}$	23 区ダミー	基準；千代田区
$z_{33\sim 35}$	年次ダミー	基準；2009 年
$z_{36\sim 38}$	四半期ダミー	基準；第四四半期

表 2. 7 変数の基礎統計量

変数 sample size; 1730	Mean	Max	Min	Median	Std. dev
p	95.1605	1385.67	0.935	80.41	81.23444
y_1	488.6159	561.1892	335.9703	489.1356	26.88614
y_2	-0.09151	9.320297	-8.85138	-0.0157	2.955772
y_3	0.027351	8.934333	-4.4251	-0.07085	1.68298
z_1	105.0603	925.9992	14.02013	89.25503	70.7194
z_2	87884.51	862142.6	10000.15	34815.21	132718.6
z_3	0.659096	2.312541	0.002421	0.598822	0.403963
z_4	6.239933	13.33891	0.371401	6.270887	3.015454
z_5	18.92057	30.35994	3.087213	19.50769	5.96164
z_6	793.9341	3600	40	700	468.0717
z_7	56.2948	80	40	60	5.666536
z_8	180.0364	400	80	200	73.58793
z_9	5.296647	33	0	4.4	3.061925

2 - 4. 実証モデル

代表的個人属性として所得 y_1 および因子分析の第2、3因子を用いた。これは第一因子が商業特性を表し、第二が非ファミリータイプ、第三が管理職、平均延床面積を表すため個人属性としては第二、三因子が適切であると考えた。また土地属性として38の変数を用いた。

$y = (y_1 \ y_2 \ y_3)^T$ 、 $z = (z_1 \ \cdots \ z_{38})^T$ とし、 u_1, u_2, u_3 を誤差項とする。また、
 $z_A = (z_1 \ \cdots \ z_9)^T$ 、 $z_B = (z_C \ z_D)^T$ 、 $z_C = (z_{11} \ \cdots \ z_{32})^T$ 、 $z_D = (z_{10} \ z_{33} \ \cdots \ z_{38})^T$ 、
 $z_E = (1 \ z_1 \ z_4 \ z_5 \ z_6 \ z_9 \ z_1^2 \ z_1z_2 \ z_1z_3 \ z_1z_4 \ z_1z_7 \ z_1z_8)^T$ とおく。
 と、

$$\begin{aligned} p = & b_{03} + b_{z_{A_3}}^T z_A + F_1(z_1) z_A^T B_{z_A z_{A_3}} z_A + (F_2(z_2, z_3) \ F_3(z_1)) b_{z_C}^T z_C \\ & + b_{z_D}^T z_D - 1/2 y^T B_{yy_3} y + u_3 \end{aligned} \quad (2.1)$$

式について推定を行う。ここで、(2.1)のパラメータ $B_{z_A z_A}$ はそれぞれ $z_A^T B_{z_A z_A} z_A = (z_A^T B_{z_A z_{A_1}} z_A \ z_A^T B_{z_A z_{A_2}} z_A \ z_A^T B_{z_A z_{A_3}} z_A)^T$ のように変数ごとに違ったものである。この式はノンパラメトリックな関数を導入して定式化したものである。

2 - 5. 推定結果

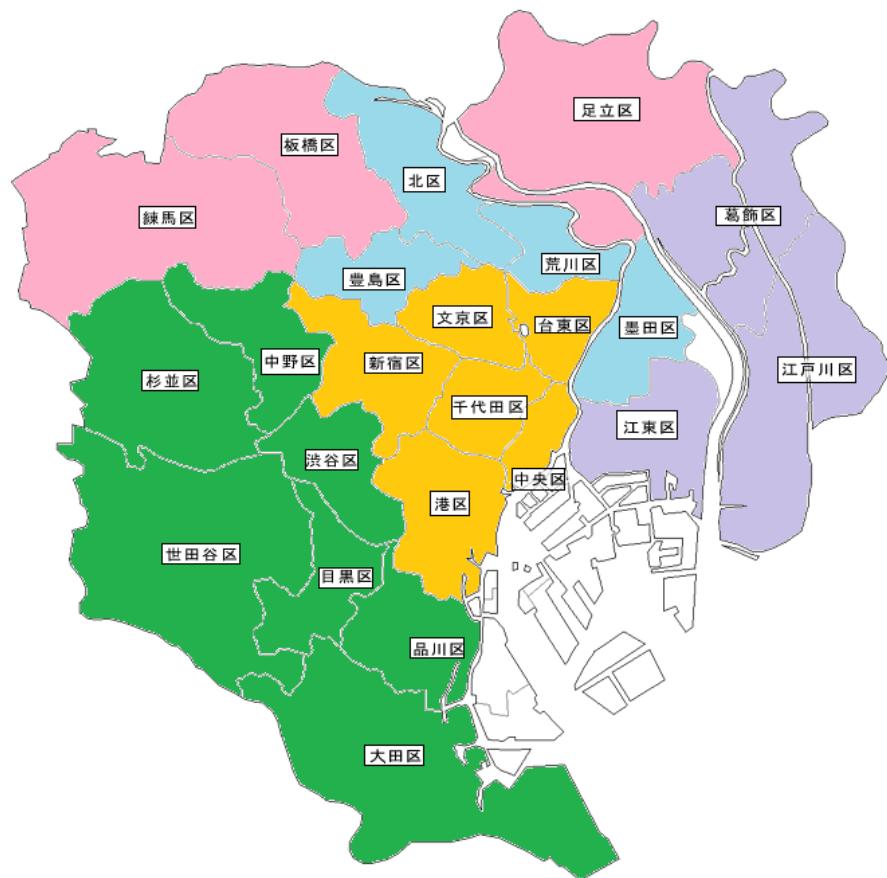
東京23区を5グループに分けたときのグループ別の公園までの距離と公園の面積に対する(2.1)式で行った付け値関数の推定結果を示す。尚、年収500万円の個人を想定し、他の属性は平均値に固定している。

図2.4は横軸に公園までの距離、縦軸に付け値(万円)をとったものである。一番近い公園の面積は約6.24haとし、横軸の数字は

0km 0.46km 0.92km 1.38km 1.85km 2.3km である。

右側の図は横軸に公園の面積、縦軸に付け値(万円)をとったものである。一番近い公園までの距離を650mとし、横軸の数字は

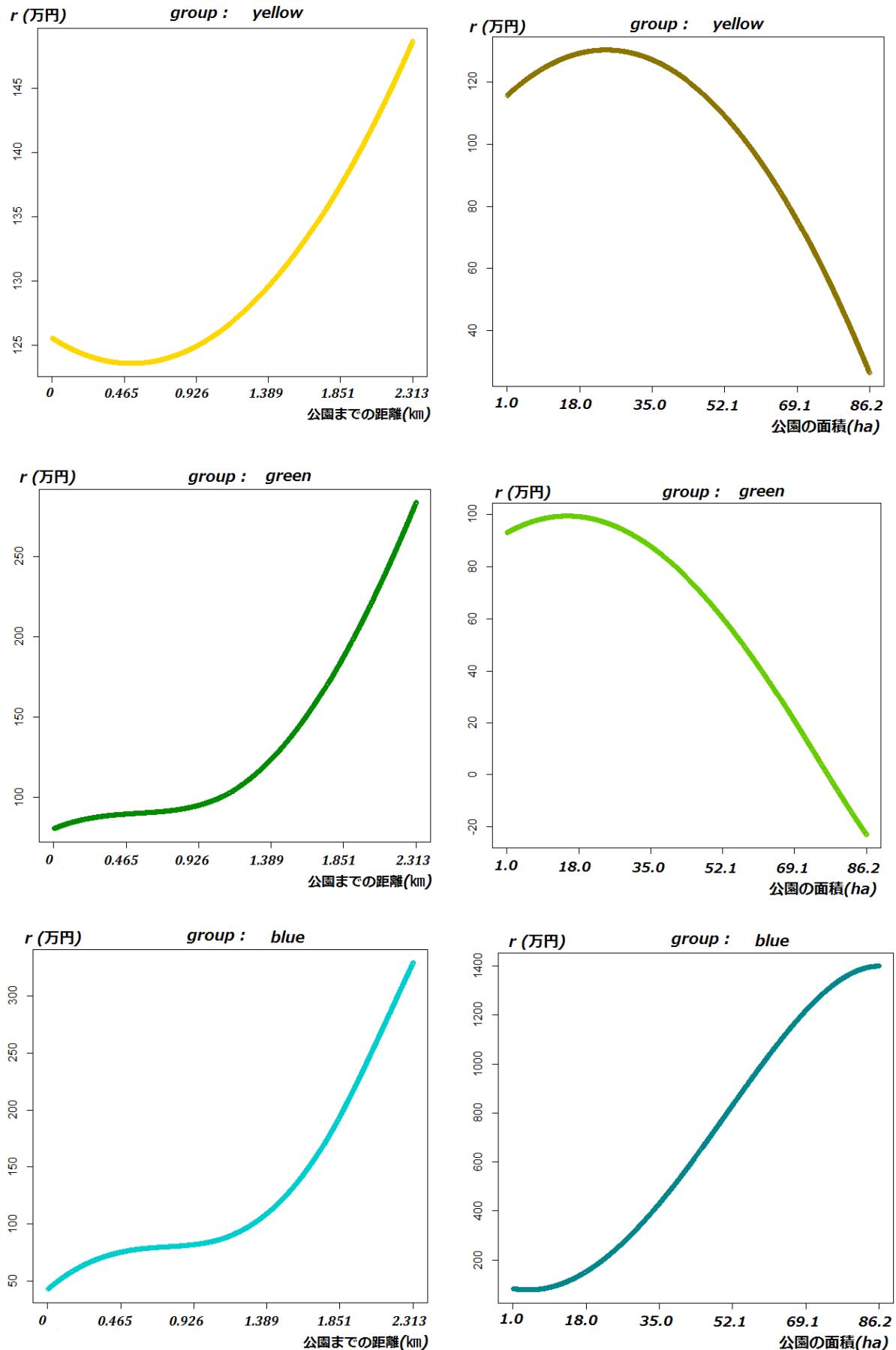
10000 m² 180000 m² 351000 m² 521000 m² 692000 m² 862000 m² である。



黄色	:	中央 港 千代田 新宿 文京 台東	sample size : 171
緑	:	大田 品川 目黒 世田谷 杉並 中野 渋谷	sample size : 845
青	:	墨田 荒川 北 豊島	sample size : 170
紫	:	江東 江戸川 葛飾	sample size : 204
ピンク	:	足立 板橋 練馬	sample size : 340

図 2. 3 地域区分

図2.4 グループ別の付け値



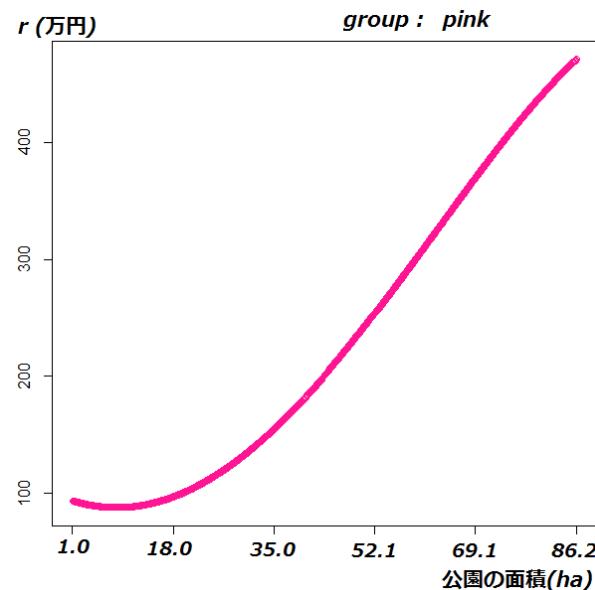
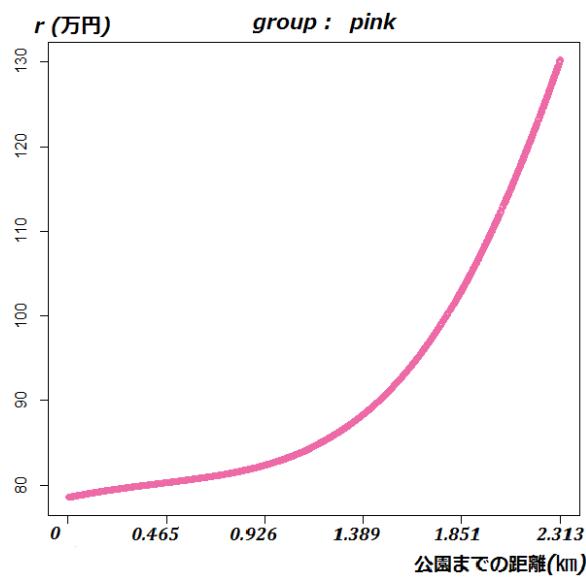
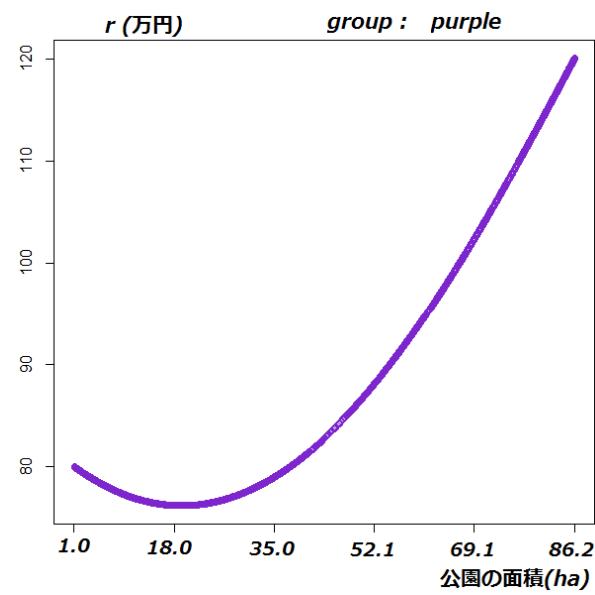
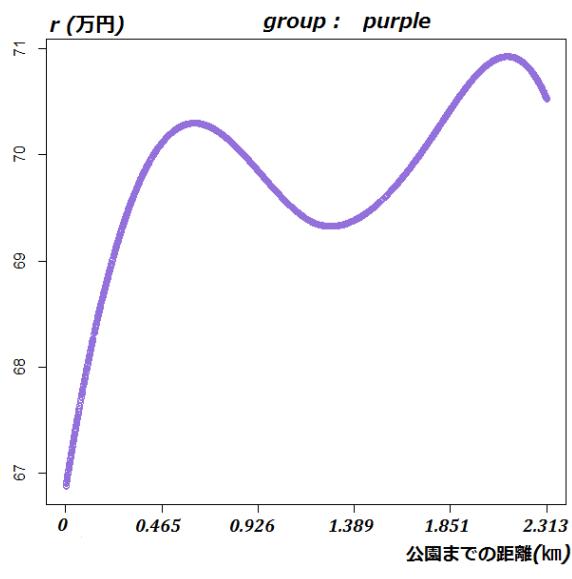


表2. 8 グループ別 基礎統計量

Group	変数	Mean	Max	Min	Median	Std. dev
黄色	公園までの距離 (km)	0.57005301	1.3874061	0.002421	0.539264	0.317819
	公園の面積 (m ²)	127115.055	538506.96	10711.17	70847.17	153353.4
緑	公園までの距離 (km)	0.7147423	2.8098066	0.010599	0.654505	0.419772
	公園の面積 (m ²)	83533.7104	540529	10000.15	38824.83	114542.4
青	公園までの距離 (km)	0.65677579	2.0982144	0.005208	0.546906	0.474872
	公園の面積 (m ²)	49865.409	596881	10406.19	21171.43	86687.58
紫	公園までの距離 (km)	0.46602802	1.5338923	0.008489	0.415457	0.297326
	公園の面積 (m ²)	104897.295	862142.58	10309	36259.01	161814.2
ピンク	公園までの距離 (km)	0.68518909	2.379406	0.008704	0.628489	0.434988
	公園の面積 (m ²)	91103.755	612716.9	10220.45	24727.46	136732.7

2 – 6. 考察

東京都を5つのグループに分けて分析した背景には23区別の分析だとサンプルサイズが少なくなることが挙げられる。これを改善するため、23区ごとの推定結果を参考に今回のグループ分けを行った。

公園までの距離に関してのグラフで、基本的に大規模公園までの距離が遠いほうが効用が高まることが分かった。しかし、それは公園が無いほうがよいということではない。公園の距離が一番近いところでも年に最低50万円の価値（青グループ）があると考えられている。公園までの距離に関して一番高い付け値は青グループの2.313km地点であり、そこでは約350万円の価値があると考えられていることが分かった。

公園の距離に関しての付け値の変化が乏しいのは紫グループである。従って、紫グループでは公園の距離に因らずに付け値が決まっていることが分かる。

公園の面積に関しては面積が小さくなれば効用が高まると考えているグループ（黄色・緑）と面積が大きくなれば効用が高まると考えているグループ（青・紫・ピンク）に分けられる。その中でも特徴的なのが緑グループである。緑グループでは公園の面積が約69haを超えると公園があることによって不利益が生じると考えられている。公園の面積に対し、最大の付け値を表しているのは青グループで86.2haのときに1400万円となっている。青グループは非常に特徴的であり公園までの距離に関しても公園の面積に関しても付け値が大きく変化している。

ここで、各グループごとの大規模公園の中でも特に面積の大きいものを挙げる。

- 黄色グループ : 台東区上野恩賜公園（約 54ha）、新宿区新宿御苑（約 26ha）
- 緑グループ : 渋谷区都立代々木公園（約 60ha）、世田谷区駒沢公園（約 42ha）
- 青グループ : 荒川区汐入公園（約 13ha）、墨田区荒川四ツ木橋緑地（約 11ha）
- 紫グループ : 葛飾区水元公園（約 86ha）、江戸川区葛西臨海公園（約 80ha）
- ピンクグループ : 足立区舍人公園（約 61ha）、練馬区光が丘公園（約 61ha）

青グループが特徴的な理由として、他のグループと比べ最大の面積の公園が小さいことが挙げられる。緑グループに関しては代々木公園よりも面積が大きい公園がある場合は公園による効果はマイナスになると考えられていることが分かる。逆に、紫とピンクグループでは水元公園や舍人公園のような公園は周囲の人の効用を高めていることが分かった。

2 – 7. まとめ

東京 23 区における大規模公園を例に付け値関数の導出を行うことで最寄りの公園までの距離や最寄りの公園の面積が地価に与える影響は非線形性を持つことが示された。特に最寄りの公園までの距離に関しては近くなれば効用が上がるという単純な関係にはなっておらず、遠ければ効用が高まると考えられているという結果も観られた。また、地域ごとに公園に対する選好が違うことが分かった。

今回の分析ではごみ処理場といったような負の影響を及ぼすものや高級住宅街といったような地価を高めるものの影響を考慮していない。このような考慮されていない変数を取り入れて分析を行うことにより正確な分析が可能になると考えられる。

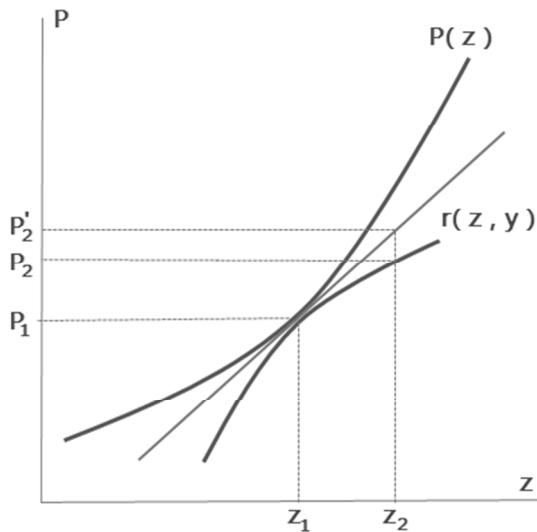
II章 参考文献

- [1] Kanemoto,Y and Nakamura,R 1986: A new approach to the estimation of structural equations in hedonic models , J.Urban Econo.,Vol.19,pp.218~233,
- [2] Sherwin Rosen: Hedonic Prices and Implicit Markets 1974: Product Differentiation in Pure Competition , The Journal of Political Economy, Vol. 82, No. 1. (Jan. - Feb.,) , pp. 34-55
- [3] James N. Brown, Harvey S. Rosen 1982: On the Estimation of Structural Hedonic Price Models , NBER Technical Working Paper No. 18 Issued in May
- [4] Douglas B. Diamond Jr. , Barton A. Smith 1985: Simultaneity in the market for housing characteristics , Journal of Urban Economics Volume 17, Issue 3, May, Pages 280–292
- [5] Ekeland, I., J.J. Heckman, and L. Nesheim. 2004 :Identification and Estimation of Hedonic Models." Journal of Political Economy, 112(1): S60-S109
- [6] John M. Quigley 1982: Nonlinear budget constraints and consumer demand: An application to public programs for residential housing , Journal of Urban Economics Volume 12, Issue 2, September, Pages 177–201
- [7] Suzanne.Scotchmer1985: Hedonic Prices and Cost/Benefit Analysis ,J.Economic.Theory Vol.37,pp55~75,
- [8] Hidano.N ,Hoshino.T ,Nakanishi.H and Sugiura.A 2012: Incorporating Regional Heterogeneity into Hedonic Valuations of Local Public Goods
- [9] 中村良平 1992 : ヘドニック・アプローチにおける実証分析の諸問題 土木学会論文集 No.449/4-17,pp.57~66 1992.7
- [10] 金本良嗣 1992 : ヘドニック・アプローチによる便益評価の理論的基礎 土木学会論文集 No.449/4-17,pp.47~56 1992.7
- [11] Qi Li 2000 : Efficient Estimation of Additive Partially Linear Models , International Economic Review, Vol.41 ,Nov.4,1073-92

付論 2.A

1. 市場価格函数と付け値函数

市場価格が存在しない環境のような非市場財は直接その財の価値を計測することは出来ない。従って、非市場財の価値を計測する間接的な方法がいくつか考案されている。そのなかの1つにヘドニックアプローチがある。このアプローチは財をそれが持つ様々な特性のベクトルによって表現し、価格がこれらの特性ベクトルに対応して決まっていると考えることで環境特性の変化による価格の変化を計測し、環境の価値を推定することを可能としている。



付図 2.A.1 付け値関数と市場価格曲線

ヘドニックアプローチを用いて市場価格関数を推定しているものは多く存在するが、市場価格関数の限界値を用いた環境改善等の価値の計測は均衡点からはなれた改善に対しては必ずしも正しいとは言えない。ヘドニック価格関数が完全に特性の価値を表せていたとしても、環境改善等による変化が十分に小さくない場合は計測結果を過大に評価してしまう可能性があるからである。そのため、ヘドニックアプローチにおける非市場財の評価に対して、ある特性ベクトルをもつ財に関する消費者の付け値を表した付け値関数が大きな役割を担う。なぜならば、環境質が z_1 から z_2 に改善されたとするとき、付け値関数の値が p_1 から p_2 へ上昇したとすると、付け値関数の定義から環境改善に対して $p_2 - p_1$ だけ支払っても消費者の効用関数は変化しない。従って、環境改善に対する消費者の支払容認額は $p_2 - p_1$ であるといえる。このように付け値関数から支払容認額の意味で環境改善の価値を測定できるからである。

しかしながら、ヘドニックアプローチでの分析の対象となるクロスセクションのデータは、売買された財からサンプルをとる限りにおいては、それらは全て均衡点のデータを表しているため、そこからは付け値関数を識別できる情報は得ることが出来ない。このような識別困難性は複数の独立した市場のデータを用いることや、異なる期間のデータを分析に利用することで克服できることを Brown and Rosen[3],Diamond and Smith[4]らが示している。また、Ekeland, Heckman, and Nesheim [5]らが 1 市場の 1 時点のデータでもノンパラメトリック推定で識別が可能であることを示している。

識別困難性を克服するもう 1 つの方法としては推定する関数形に先駆的な制約をおくことである。Quigley[6]は効用関数を一般化 CES の形に特定化することにより需要価格関数を推定可能とし、各特性に対する支払容認額を求めていた。これは効用最大化する点での情報を用いて特定化した関数の無差別曲線を推定するという考え方である。また、Kanemoto and Nakamura[1]は住宅価格を決める特性について、その全てをデータとして利用できない場合に生ずる価格関数の誤差項を明示的に考慮することにより付け値関数の識別を可能にする方法を提案した。しかし、二次形式の関数形までしか考えておらず、関数形に制約が強い。従って、本章では先行研究 (Kanemoto and Nakamura) で用いられている関数形の制約を緩めて付け値関数を構成するパラメータの推定を行う。

2. モデル

ここでは先行研究で用いられている付け値関数の形式を拡張させて新たなモデルを提案する。また、先行研究では付け値関数が常に均衡価格曲線の包絡線になるための仮定が足りていないと考えられる。ここでは仮定を追加したパラメータ推定法を示す。

y は個人特性を表すベクトルで $y = (y_1, y_2, \dots, y_m)^T = (y_1, s^T)^T$ 、 $y_1; income$, $s = (y_2, \dots, y_m)^T$; other characteristics を満たすとする。また、 $z = (z_1, z_2, \dots, z_n)^T$ は財の特性を表すベクトルとし、 v を観察できない財の特性とする。

特性 y を持つ個人は効用関数 $U(x, z, v, s)$ と予算制約式 $y_1 = x + p^*(z, v)$ を持つ。また、 $x^*(z, v, s, U)$ を $U(x^*(z, v, s, U), z, v, s) \equiv U$ を満たすものとして定義する。この時、付け値関数は $R(z, v, y, U) \equiv y_1 - x^*(z, v, s, U)$ となる。もし、市場取引における均衡割り当てにおいて特性 y を持つ個人の効用水準が $U^*(y)$ で与えられるとすれば、均衡価格曲線は以下を満たす。

$$(z, v) \equiv \max_y R(z, v, y, U^*(y)) \equiv R[z, v, y^*(z, v), U^*(y^*(z, v))] \quad (1)$$

ここで、 $y^*(z, v)$ は特性 (z, v) を持つ財を買った個人の特性である。今、 (z, v) の観察された価格と、 (z, v) を買った個人の観察された特性が以下を満たすと仮定する。

$$p = p^*(z, v) + u \quad (2)$$

$$y = y^*(z, v) \quad (3)$$

ここで、 u は観察誤差をとし、特性 z は外因性(exogenous)でランダムでない(nonrandom)と仮定する。しかし、効用水準 U が観察出来ないので付け値関数 $R(z, v, y, U)$ の推定は不可能である。代わりに幾分か簡易化した付け値関数(sort of reduced form bid price function) $r(z, v, y) \equiv R[z, v, y, U^*(y)]$ を推定する。また、以下のような特別な場合において考える。

$$r(z, v, y) = b_0 + b_y^T y + 1/2 y^T B_{yy} y + \tau(z) + y^T (B_{yz} z + v) \quad (4)$$

ここで、 z ; n -dimensional vectors, y, v and b_y ; m -dimensional vectors, B_{yy} ; $m \times m$ matrix, B_{yz} ; $m \times n$ matrix, b_0 ; scalar, また、 $\tau(z)$ は z を変数とした任意の関数とした。 B_{yy} が半負値定符号二次形式(negative semidefinite)であると仮定すると、(1)における最大化の条件より $y^*(z, v)$ は以下を満たす。

$$B_{yy} y^*(z, v) + b_y + B_{yz} z + v = 0 \quad (5)$$

これを v について解くと

$$v = -[B_{yy} y + b_y + B_{yz} z] \equiv \mu(y, z) \quad (6)$$

更に、 B_{yy} が full rank であれば

$$y^*(z, v) = -B_{yy}^{-1} [b_y + B_{yz} z + v] \quad (7)$$

(6)式を(4)に代入すると

$$r[z, \mu(y, z), y] = b_0 + \tau(z) - 1/2 y^T B_{yy} y \quad (8)$$

$r(z, v, y)$ に含まれる全てのパラメータは(7),(8)の関係性により求まる(9),(10)式を OLS もしくは他の適切な方法で推定することで得ることが出来る。

$$p = b_0 + \tau(z) - 1/2 y^T B_{yy} y + u \quad (9)$$

$$\mathbf{y} = \mathbf{c}_0 + \mathbf{C}_{yz}\mathbf{z} + \mathbf{w} \quad (10)$$

ここで、 \mathbf{w} ; m -dimensional vector of error terms, \mathbf{c}_0 ; m -dimensional vector, \mathbf{C}_{yz} ; $m \times n$ matrix とし、 \mathbf{c}_0 と \mathbf{C}_{yz} は以下を満たすとする。

$$b_y = -B_{yy}\mathbf{c}_0 \quad (11)$$

$$B_{yz} = -B_{yy}\mathbf{C}_{yz} \quad (12)$$

一度、付け値関数が求まれば、効用関数(utilty function)を得るのは容易である。付け値関数は $r(z, v, y) = y_1 - x$ を満たし、 y_1 についてこの等式を解くと $y_1 = \tilde{y}_1(x, z, v, s)$ となる。ここで、 $\tilde{y}_1()$ は以下を満たすものと定義する。

$$r(z, v, \tilde{y}_1(x, z, v, s), s) \equiv \tilde{y}_1(x, z, v, s) - x \quad (13)$$

このとき、効用関数は $U(x, z, v, s) \equiv U^*(\tilde{y}_1(x, z, v, s), s)$ となる。 $U^*(y)$ の形状が未知であるので、効用関数 $U(x, z, v, s)$ は特定することが出来ない。しかし、 $\tilde{y}_1(x, z, v, s)$ は s の特性を持つ個人の x, z, v の選好関係をもたらすと共に効用関数として使われることが出来る。付け値関数が(4)の形式の場合、効用関数 $\tilde{y}_1(x, z, v, s)$ は以下の様に書ける。

$$\begin{aligned} y_1 = \tilde{y}_1(x, z, v, s) &= \frac{1}{B_{y_1 y_1}} \left\{ - (b_{y_1} + s^T B_{sy_1} + B_{y_1 z} z + v_{y_1} - 1) \right. \\ &\quad - \left[(b_{y_1} + s^T B_{sy_1} + B_{y_1 z} z + v_{y_1} - 1)^2 \right. \\ &\quad \left. \left. - B_{y_1 y_1} (s^T B_{ss} s + 2(b_0 + \tau(z) + b_s^T s + s^T B_{sz} z + s^T v_s + x)) \right]^{1/2} \right\} \quad (14) \end{aligned}$$

ただし、

$$b_y = (b_{y_1} \quad b_s^T) \quad b_{y_1}; 1 \times 1, \quad b_s; (m-1) \times 1 \quad dimensions$$

$$\begin{aligned} B_{yy} &= \begin{bmatrix} B_{y_1 y_1} & B_{sy_1}^T \\ B_{sy_1} & B_{ss} \end{bmatrix} \quad B_{y_1 y_1}; 1 \times 1, \quad B_{sy_1}; (m-1) \times 1 \\ &\quad B_{ss}; (m-1) \times (m-1) \quad dimensions \end{aligned}$$

$$B_{yz} = \begin{pmatrix} B_{y_1 z}^T & B_{sz}^T \end{pmatrix}^T B_{y_1 z}; 1 \times n , \quad B_{sz}; (m-1) \times n \quad dimensions$$

$$v = \begin{pmatrix} v_{y_1} & v_s^T \end{pmatrix}^T v_{y_1}; 1 \times 1 , \quad v_s; (m-1) \times 1 \quad dimensions$$

先行研究では、 b_z ; n -dimensional vector, B_{zz} ; $n \times n$ matrix とした上で、 $\tau(z) = b_z^T z + \frac{1}{2} z^T B_{zz} z$ としており、このモデルに内包される。また、 $\tau(z)$ とし、関数形を固定していないため $b_z^T z + \frac{1}{2} z^T B_{zz} z$ とおいた場合よりも誤った定式化を行う危険を減らすことが出来る。

3. モデルの改善

均衡価格曲線と付け値関数が接する点を y^{**}, z^{**} とすると(4)、(9)より

$$0 = b_y^T y^{**} + y^{**T} B_{yy} y^{**} + y^{**T} (B_{yz}^* z^{**} + v^{**}) - u^{**} \quad (15)$$

$$0 = B_{yz}^* y^{**} \quad (16)$$

が成り立つ。従って、

$$0 = b_y + B_{yy} y^{**} + v^{**} - u^{**} (y^{**T})^{-1} \quad (17)$$

となる。ここで、(7)より

$$y = y^{**} + C_{yz}^* + w' \quad (18)$$

を推定することによって求まる。ここで、 C_{yz} は以下を満たしている。

$$B_{yz}^* = -B_{yy} C_{yz}^* \quad (19)$$

(12)で求まる B_{yz} と(19)で求まる B_{yz}^* は異なったものである。 B_{yz}^* に関しては均衡価格曲線と付け値関数の接点を任意に決めてからパラメータ推定を行っているためである。従つて、この場合は接点を変えるごとにパラメータ推定を行う必要があるが、常に付け値関数が均衡価格曲線の包絡線になることが保証される。

付論 2.B 本章のセミパラメトリックモデルの有意性の検定

東京都の更地データを用い、Kanemoto and Nakamura のモデルとこれを内包するようなセミパラメトリックモデルの比較を行う。

1. 実証モデル

$y = (y_1 \ y_2 \ y_3)^T$, $z = (z_1 \ \cdots \ z_{38})^T$ とし、 u_1, u_2, u_3 を誤差項とする。また、 $z_A = (z_1 \ \cdots \ z_9)^T$, $z_B = (z_{10} \ \cdots \ z_{38})^T$ とおく。このとき、Kanemoto and Nakamura の市場価格曲線の推定式

$$\mathbf{p} = b_{01} + b_{z_1}^T z + 1/2 z^T B_{zz_1} z - 1/2 y^T B_{yy_1} y + u_1 \quad (\text{B.1})$$

と、関数形の制約の緩和を用いた市場価格曲線の推定式

$$\begin{aligned} \mathbf{p} = & b_{03} + b_{z_3}^T z \\ & + 1/2 z^T B_{zz_3} z + F_1(z_2, z_3) - 1/2 y^T B_{yy_3} y + u_3 \end{aligned} \quad (\text{B.2})$$

の 2 つの式について推定を行う。

2. 推定結果

最初に、(B.1)式、(B.2)式の切片と個人属性に関する項の推定結果を示す。

付表 2.B.1 個人属性推定結果

(B.1)式	推定値	t-value	(B.2)式	推定値	t-value
b_{01}	-124.69	14.62	b_{03}	-28.33	0.23
$B_{y_1 y_{11}}$	-125.31	13.84	$B_{y_1 y_{13}}$	-130.18	2.98
$B_{y_1 y_{21}}$	-18.76	1.39	$B_{y_1 y_{23}}$	-13.54	0.23
$B_{y_1 y_{31}}$	447.67	33.08	$B_{y_1 y_{33}}$	474.05	3.84
$B_{y_2 y_{21}}$	-80.49	8.79	$B_{y_2 y_{23}}$	-75.19	1.92
$B_{y_2 y_{31}}$	-228.04	10.32	$B_{y_2 y_{33}}$	-241.87	2.64
$B_{y_3 y_{31}}$	-481.13	32.65	$B_{y_3 y_{33}}$	-500.77	5.06

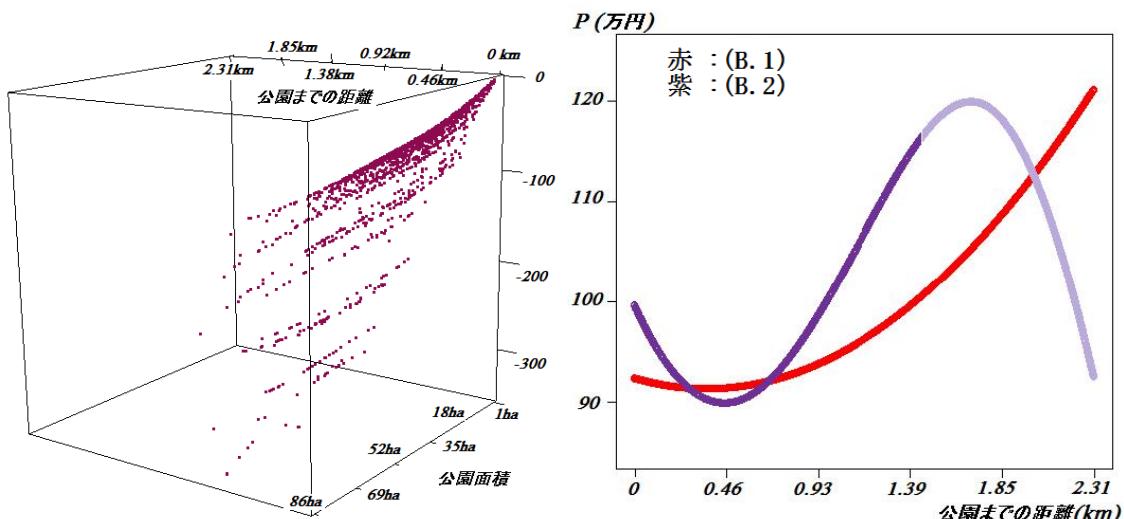
次に、(B.1)式、(B.2)式の推定での MSE 及び AIC を示す。

$$AIC = -2 \times (\text{最大対数尤度}) + 2 \times (\text{パラメータ数})$$

付表 2.B.2 MSE 及び AIC

	(B.1)式	(B.2)式
MSE(Mean Square Error)	618.784	610.4346
AIC(Akaike's Information Criterion)	12148.02	/

(B.1)式、(B.2)式の比較は MSE のみではなく、(B.2)式に含まれる $F_1(z_2, z_3)$ について bootstrap 法を用いた検定を行った。無作為復元抽出の回数は 1000 とした。図 B.1 に検定を行った $F_1(z_2, z_3)$ の有意水準 5%で採択された部分を示した。結果としては全域で有意性が認められた。



付図 2.B.1 (B.2)式における $F_1(z_2, z_3)$ のグラフ 付図 2.B.2 公園までの距離別の取引価格の変動

また、土地特性に関してはパラメータ数が多いため、数値による比較ではなく、1つの変数による変化を観るために他の変数を固定し、1つの変数のみ変化させた際の市場価格曲線をプロットすることによって得られる図を用いて比較を行う。

付図 2.B.2 は横軸に公園までの距離 (km)、縦軸に均衡価格をとったグラフである。また、薄い紫色の部分は bootstrap 法を用いた検定において有意水準 5%で棄却された部分である。無作為復元抽出の回数は 500 とした。

付図 2.B.1 に示した $F_1(z_2, z_3)$ の変動によって (B.1) 式、(B.2) 式は異なった変動になっている。図 2.B.2 を観るだけでも、モデルに 2 次形式をおくことの制約の強さが分かる。

III. 大規模公園がマンション取引価格に与える影響

-視認性と距離の方向による異質性を考慮したセミパラメトリック分析-

3-1. 本章の目的

1ha 以上の大規模公園が東京都内の不動産市場、特にマンション価格に与える影響を推定することが本章の目的である。

3-2. 既存研究の問題点と本章の考え方

1) 既存研究

以下視認性と方向に関しての影響の異質性に関する論文についてみてみる。清水教行・肥田野登・内山久雄・岩倉成志（1988）は、様々な住環境要因が中高層住居、特に中古マンションの専有面積単価の取引価格に与える影響を、住環境要因の一つとして、富士山または新宿高層ビル群が見えると 1 の値をとる眺望 A というダミー変数や、大規模公園または多摩川が見えると 1 の値をとる眺望 B というダミー変数を入れたパラメトリックモデルを用いて推定している。それらの視認性に関するデータは、戸別訪問をして得た回答によるものである。

この論文では、昭和 60 年度の価格で、眺望 A、眺望 B の両ダミー変数ともに約 2~3 万円/m² 程度の影響を、中古マンションの専有単価に対して及ぼしており、「窓・バルコニーからの景色・眺望」というアメニティー要素は、中古マンションの価格形成に非常に大きな影響を与えていると結論付けている。

Trudy Ann Cameron (2006) は、Superfund site という見捨てられた有毒廃棄物現場がもたらす外部効果による住宅価格への影響を推定するために、その影響はそれらの施設の中で最も住宅に近い施設から住宅までの距離に依存するという仮定を置き、次のモデルを用いてその影響を推定した。

$$\log(Y_{it}) = \sum_{t=1988}^{1996} (\alpha_t + \delta_{1t} \cos \theta_i + \delta_{2t} \sin \theta_i) year_{it}$$

$$+ \sum_{t=1988}^{1996} (\beta_t + \gamma_{1t} \cos \theta_i + \gamma_{2t} \sin \theta_i) year_{it} \log(d_i) + \lambda' Z_{it} + \varepsilon_i$$

Y_{it} : 住宅価格

$\alpha_t, \delta_{jt}, \beta_t, \gamma_{jt}, \lambda$: 推定するパラメータ

$year_{it}$: 年次ダミー

d_i : 住宅から施設までの距離

Z_{it} : その他の説明変数

ε_i : 誤差項

このモデルは、方角による距離の効果の異質性を考慮しており、その異質性を三角関数で近似している。この論文では、異質性を考慮しないモデルでは、1993 年の施設の影響のみが有意水準 5%で有意に 0 と異なるのに対し、考慮したモデルでは、1991、1992、1993、1994、1996 年の施設の影響が有意に 0 と異なったことから、匂いが風に流されることによって起こると考えられる、方角による距離の効果の異質性が有意にあると考え、距離に依存する効果を推定するときは方向による距離の効果の異質性を考慮するべきだと結論付けている。

Mark D. Agee, Thomas D. Crocker (2010) は、火葬場がもたらす住宅価格への影響を推定するために、Cameron 同様、火葬場までの方角による距離の効果の異質性を考慮し、以下のモデルを用いた。

$$SALEPRICE_i = \alpha + \sum_j \beta_j D_{ij} + \sum_k \beta_k H_{ik} + e_i$$

$SALEPRICE_i$: 住宅価格

α, β_j, β_k : 推定するパラメータ

D_{ij} : 距離に関する説明変数

H_{ik} : 住宅の特性に関する説明変数

e_i : 誤差項

ここで、 D_{ij} とは次のような説明変数であり、括弧内の説明変数を入れた仕様と入れない仕様の二つのモデルについて推定している。

$$D_{ij} = \ln(DIST)^n + \sum_1 \ln(DIST) * T (+ \sum_1 \ln(DIST) * T * D_{direction_i}) \quad (n = 1,2)$$

DIST : 火葬場からの距離

T: 取引時点の 2003 年 12 月からの月数

$D_{direction_i}$: 南東を基準とした方角ダミー

この論文では、 $\sum_1 \ln(DIST) * T * D_{direction_i}$ の説明変数を含まない、つまり方角による距離の効果の異質性を考慮しないモデルでの推定では、距離と時間の交差項に依存する影響を示す、 $\sum_1 \ln(DIST) * T$ の係数の推定結果は有意水準 5%では有意に 0 と異ならなかったのに対し、その説明変数を含むモデルでは、基準となっている、火葬場が南東にある住宅への影響と、北、西、北東、南西の方角ダミーのかかった、火葬場がそれの方角にある住宅への影響が有意水準 5%で有意に 0 と異なったため、方向による距離の効果の異質性は考慮すべきだと結論付けている。

以上の論文の問題点は以下の 2 つである。

- ① 視認性と方向による距離の効果の異質性を同時に考慮したモデルを扱っていない。
- ② 外部効果による住宅価格への影響はパラメトリック推定しか行われていないため、前提条件が多い。

2) 本章の考え方

これらの点を踏まえて次のように考える。

- ① まず、視認性を考慮するために、公園がマンション価格へ与える影響は、公園が利用できることによる効果と、公園が視認できることによる効果に分かれると考える。次に、方向による距離の効果の異質性を考慮するために、公園の利用効果は、マンションから一番近い公園までの距離とその公園の面積、専有部分、つまり取引された部屋の階数に依存すると考え、それらの交差項も説明変数に入れる。同様に、公園の視認効果は、専有部分から見える範囲の公園の中でマンションから一番近い公園までの距離、その公園の面積、専有部分の階数に依存すると考え、それらの交差項も説明変数に入れる。距離と階数の交差項を説明変数に入れることで、階数による距離の効果の異質性、つまり高さによる距離の効果の異質性を考慮する。
- ② Partially-Linear Varying Coefficient Model を用いて、公園の利用効果と視認効果のノンパラメトリック部分を含んだ、セミパラメトリック推定を行う。これにより、前提条件が軽減される。

また、公園からマンションまでの距離は、公園の住所からの距離を使用するとバイアスがかかる場合があるので、公園の外周との最短距離を用いる。バイアスがかかる場合があ

ることは、以下の様に示せる。

公園の住所からマンションまでの距離を d' 、公園の外周からマンションまでの距離を d 、公園の住所から外周までの距離を $r (=d' - d)$ 、公園の面積を S とすると、公園がマンション取引価格へ与える影響 p の真のモデルがパラメトリックモデルであるならば、以下のようになると予測できる。

$$p = d\beta_1 + S\beta_2 + u_1$$

しかし、これを公園の住所からの距離を用いてモデルを作ってしまうと、以下のようになる。

$$p = d'\beta'_1 + S\beta'_2 + u_2$$

このモデルを回帰して求めた β'_1 、 β'_2 の条件付き期待値を、 r が平均的には S に依存することをふまえて計算すると、

$$\begin{aligned} E\left[\begin{pmatrix} \beta'_1 \\ \beta'_2 \end{pmatrix} \middle| d', S\right] &= E\left[\left(\begin{pmatrix} d' \\ S \end{pmatrix} (d' - S)\right)^{-1} \begin{pmatrix} d' \\ S \end{pmatrix} p \middle| d', S\right] \\ &= \left(\begin{pmatrix} d' \\ S \end{pmatrix} (d' - S)\right)^{-1} \begin{pmatrix} d' \\ S \end{pmatrix} E[(d\beta_1 + S\beta_2 + u_1) | d', S] \\ &= \left(\begin{pmatrix} d' \\ S \end{pmatrix} (d' - S)\right)^{-1} \begin{pmatrix} d' \\ S \end{pmatrix} ((d' - r)\beta_1 + S\beta_2 + E[u_1 | d', S]) \\ &= \left(\begin{pmatrix} d' \\ S \end{pmatrix} (d' - S)\right)^{-1} \begin{pmatrix} d' \\ S \end{pmatrix} (d' - r - S) \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} - \left(\begin{pmatrix} d' \\ S \end{pmatrix} (d' - S)\right)^{-1} \begin{pmatrix} d' \\ S \end{pmatrix} (r - 0) \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} \\ &= \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \end{pmatrix} - \left(\begin{pmatrix} d' \\ S \end{pmatrix} (d' - S)\right)^{-1} \begin{pmatrix} d' \\ S \end{pmatrix} r \beta_1 \end{aligned}$$

となり、 $\beta_1=0$ でない限り、距離に依存する効果と規模に依存する効果にバイアスがかかってしまう。パラメトリックモデルにおいてバイアスがかかってしまうのであれば、セミパラメトリックモデルにおいても同様にバイアスがかかってしまう。

これらの改善により、本研究ではより現実に適合する推定結果が得られると考えられる。

3 – 3. モデルと推定手法

1) セミパラメトリックモデル推定

Partially–Linear Varying Coefficient Modelによるセミパラメトリック推定は、以下の回帰モデルによる推定である。

$$Y_i = f(X_i)'W_i + \gamma'Z_i + \varepsilon_i, \quad E(\varepsilon_i|X_i, W_i, Z_i) = 0$$

Y_i : 被説明変数

$f()$: 関数形を定めない変動する係数

X_i : 変動する係数が依存する説明変数

W_i : 変動する係数を持つ説明変数

γ : 定数の係数

Z_i : 定数の係数を持つ説明変数

ε_i : 誤差項

セミパラメトリック推定は、 $f(x_i)'w_i$ のような関数形をあらかじめ規定しないノンパラメトリック部分と、 $\gamma'Z_i$ のような関数形を規定するパラメトリック部分の両方を含んだモデルによる推定であり、ノンパラメトリック部分の説明変数は関数形が規定されないことにより、パラメトリック推定よりも現実に即した推定結果を得ることができる。

2) 実証モデル

実証モデルは以下のモデルである。

$$Y_i = f_1(\text{dist}_{1i}, \text{Area}_{1i}, \text{floor}_i) + f_2(\text{dist}_{2i}, \text{Area}_{2i}, \text{floor}_i)D_{visible_i} + \gamma'Z_i + \varepsilon_i,$$

$$E(\varepsilon_i|\text{dist}_{1i}, \text{dist}_{2i}, \text{Area}_{1i}, \text{Area}_{2i}, \text{floor}_i, D_{visible_i}, Z_i) = 0$$

Y_i : マンション取引価格

$f()$: ノンパラメトリック部分の変動する係数

dist_{1i} : マンションと一番近い公園の距離

dist_{2i} : 専有部分から見える範囲の公園の中で一番近い公園までの距離

Area_{1i} : マンションから一番近い公園の面積

Area_{2i} : 専有部分から見える範囲の公園の中で一番近い公園の面積

floor_i : 専有部分の階数

$D_{visible_i}$: 見える範囲内に公園がある場合 1、ない場合 0 となるダミー変数

γ : 定数の係数

Z_i : パラメトリック部分の説明変数

ε_i : 誤差項

$f_2(\text{dist}_{2i}, \text{Area}_{2i}, \text{floor}_i)D_{\text{visible}_i}$ の項の説明変数に関して、見える範囲とは、専有部分の主な開口部の方位を中心として左右 45 度の計 90 度の範囲とした。例えば、主な開口部の方位が東の専有部分の見える範囲は北東から南東までの範囲である。

ここで、専有部分の階数のみに依存する取引価格への影響は公園が与える影響とは考えにくいので、公園の利用効果はその影響を除いた、 $f_1(\text{dist}_{1i}, \text{Area}_{1i}, \text{floor}_i) - g(\text{floor}_i)$ であるが、 $f_2(\text{dist}_{2i}, \text{Area}_{2i}, \text{floor}_i)D_{\text{visible}_i}$ は視認ダミーがかかっていることから、この項目自体が視認効果を表していると本研究では考える。

全ての説明変数をノンパラメトリック推定すると、推定結果の分散が大きくなりすぎてしまい、正確な本研究では公園の影響に関する項のみをノンパラメトリック部分として、セミパラメトリック推定を行う。

3) 推定手法

現在主なノンパラメトリック部分の推定手法として、Kernel 法と Sieve 法の 2 つがあるが、ここでは Sieve 法を用いた。Sieve 法の考え方は、十分に滑らかな関数は基底関数の線形和によって任意の精度で近似が可能であるということである。未知関数を基底関数の線形和で置き換えることにより、関数を推定するという無限次元の問題が線形関数の係数を推定するという有限次元の問題に帰着される。

つまり、任意の未知関数 $f(x)$ を基底関数の一時結合 $P(x) = \sum_{i=1}^K p^i(x)$ を用いて、

$$f(x) = \sum_{i=1}^K \alpha_i p^i(x)$$

と、基底関数の線形和として近似し、一時結合の係数である α_i ($i = 1, 2, \dots, K$) を推定量として推定することで $f(x)$ を推定する手法である。

本研究では、以下の Cubic-Spline 関数を基底関数として使用して、 $f(x, y, z)$ を以下のように近似して推定を行う。

$$f(x, y, z) = \sum_{i_3=1}^{K_3} \sum_{i_2=1}^{K_2} \sum_{i_1=1}^{K_1} \alpha_{i_1 i_2 i_3} p^{i_1}(x) p^{i_2}(y) p^{i_3}(z)$$
$$\sum_{i=1}^K p^i(x) = \sum_{k=0}^3 x^k + \sum_{j=1}^{K-4} [\max(x - t_j, 0)]^3 \quad (x \in [0, 1])$$

ここで、 t_j ($j = 1, 2, \dots, K-4$) は spline 関数の knot と呼ばれ、 $0 = t_0 < t_1 < t_2 \dots < t_{K-3} =$

1を満たす分位点となっている。

3-4. 使用するデータ

1) マンション取引データ

使用するマンション取引データは、2005年1月31日から2012年5月10日の間に東京都23区内で取引された、取引価格が0円を超える専有部分の床面積が $150m^2$ 以下のデータ55037件である。また、本研究では専有部分が地下となっているものと、事務所や店舗として利用されるものは除き、専有部分が地上で居宅として利用されるデータのみを使用している。

表3.1、表3.2にこの分析で扱った被説明変数と説明変数の概要について記す。

表3.1 説明変数となっているダミー変数の該当件数

変数名	基準	該当件数
D _{visible}	見える範囲に公園がない	54061
(建物が) 新築ダミー	中古	9102
(専有部分が) 改装済みダミー	未改装	13961
(敷地の権利態様が) 地上権ダミー	所有権	15
借地権ダミー	※注1	25
(建物の構造が) SRC造ダミー	RC造	19578
S造ダミー		311
その他の構造ダミー		67
(主な開口部の方位が) 東ダミー	南	7207
西ダミー		5889
北ダミー		3259
南東ダミー		9871
南西ダミー		8762
北西ダミー		3774
北東ダミー		4005
(部屋の間取りが) 1DKダミー	1K	3432
2DKダミー		2843
1LDKダミー		4677
2LDKダミー		9818
3LDKダミー		14152
4LDKダミー		1241

その他の間取りダミー		3369
(敷地の主な用途地域が) 近隣商業地域ダミー	第一種中高層住居専用地域	7088
商業地域ダミー		18125
工業専用地域ダミー		20
工業地域ダミー		880
準工業地域ダミー		10974
第一種低層住居専用地域ダミー		1792
第二種低層住居専用地域ダミー		180
第二種中高層住居専用地域ダミー		845
第一種住居地域ダミー		5953
第二種住居地域ダミー		2132
準住居地域ダミー		1092
買主法人ダミー	買主個人	7056
買主不動産業者ダミー		403
買主公団体ダミー		6
売主法人ダミー	売主個人	23878
売主不動産業者ダミー		2485
売主公団体ダミー		65
(建物の住所が) 中央区ダミー	千代田区	2546
港区ダミー		3753
新宿区ダミー		3179
文京区ダミー		2145
台東区ダミー		1875
墨田区ダミー		1967
江東区ダミー		3860
品川区ダミー		2985
目黒区ダミー		1433
大田区ダミー		4047
世田谷区ダミー		3778
渋谷区ダミー		2123
中野区ダミー		1331
杉並区ダミー		2417
豊島区ダミー		2061

北区ダミー		1568
荒川区ダミー		1252
板橋区ダミー		3028
練馬区ダミー		2826
足立区ダミー		2620
葛飾区ダミー		1680
江戸川区ダミー		1746
(取引時点が) 2005年第2四半期ダミー	2005年第1四半期ダミー	46
2005年第3四半期ダミー		946
2005年第4四半期ダミー		1126
2006年第1四半期ダミー		1501
2006年第2四半期ダミー		1471
2006年第3四半期ダミー		1426
2006年第4四半期ダミー		1513
2007年第1四半期ダミー		1784
2007年第2四半期ダミー		1763
2007年第3四半期ダミー		1713
2007年第4四半期ダミー		1759
2008年第1四半期ダミー		1844
2008年第2四半期ダミー		1934
2008年第3四半期ダミー		1848
2008年第4四半期ダミー		1812
2009年第1四半期ダミー		2163
2009年第2四半期ダミー		2659
2009年第3四半期ダミー		2493
2009年第4四半期ダミー		2156
2010年第1四半期ダミー		2396
2010年第2四半期ダミー		2341
2010年第3四半期ダミー		2451
2010年第4四半期ダミー		2390
2011年第1四半期ダミー		2837
2011年第2四半期ダミー		3552
2011年第3四半期ダミー		3455
2011年第4四半期ダミー		1970

2012年第1四半期ダミー		1606
2012年第2四半期ダミー		74

※注1 基準が空欄となっている項目は、一つ上の項目と同様の基準

表3. 2 被説明変数とダミー変数以外の説明変数の基本統計量

変数名	単位	平均	標準偏差	最大	最小	中央値
取引価格	万円	3021	2822	148000	0. 1230	2450
最寄りの公園への距離	km	0. 6070	0. 4030	3. 102	0. 0001907	0. 5460
最寄りの公園の面積	ha	7. 954	11. 70	95. 80	1	3. 060
見える範囲で一番近い公園への距離	km	1. 366	1. 928	14. 35	0. 0002934	0. 9868
見える範囲で一番近い公園の面積	ha	8. 816	13. 27	95. 80	1	3. 854
部屋の階数	階	6. 142	5. 880	58	1	5
床面積	m ²	46. 71	23. 83	149. 7	1. 220	48. 69
最寄り駅への距離	km	0. 4710	0. 2776	2. 915	0. 002911	0. 4104
ターミナル駅への距離	km	4. 331	2. 745	13. 23	0. 1272	3. 578

なお、前述したがマンションと公園の距離はバイアスを消すため、公園の住所からの距離ではなく公園の外周からの距離を使用している。

2) 23区内の大規模公園データ

次に、対象としている大規模公園とは、東京都23区内の1ha以上の面積の公園282箇所である。そのような大規模公園は図3. 1のように23区内に分布している。

23区内の大規模公園(面積1ha以上)



図3. 1 大規模公園の分布図

3 - 5. 推定結果と考察

1) 公園の利用効果の推定結果

$f_1(\text{dist}_{1i}, \text{Area}_{1i}, \text{floor}_i) - g(\text{floor}_i)$ の推定結果の 3 次元プロットは以下の図 3. 2 ~ 図 3. 6 のようになる。横軸は一番近い公園までの距離で単位は km、縦軸はその公園の面積で単位は ha、等高線が推定結果で単位は万円である。なお、ノンパラメトリックに推定した関数 $f(\cdot)$ の検定として、bootstrap 法を用いて、300 回の無作為復元抽出を行い、t 検定を行った。その結果、色のついている点が有意水準 5% で有意に 0 と異なる推定結果であり、黒の点は推定結果が 0 と等しいという帰無仮説が棄却できない点である。

$1 \leq \text{floor} \leq 2$

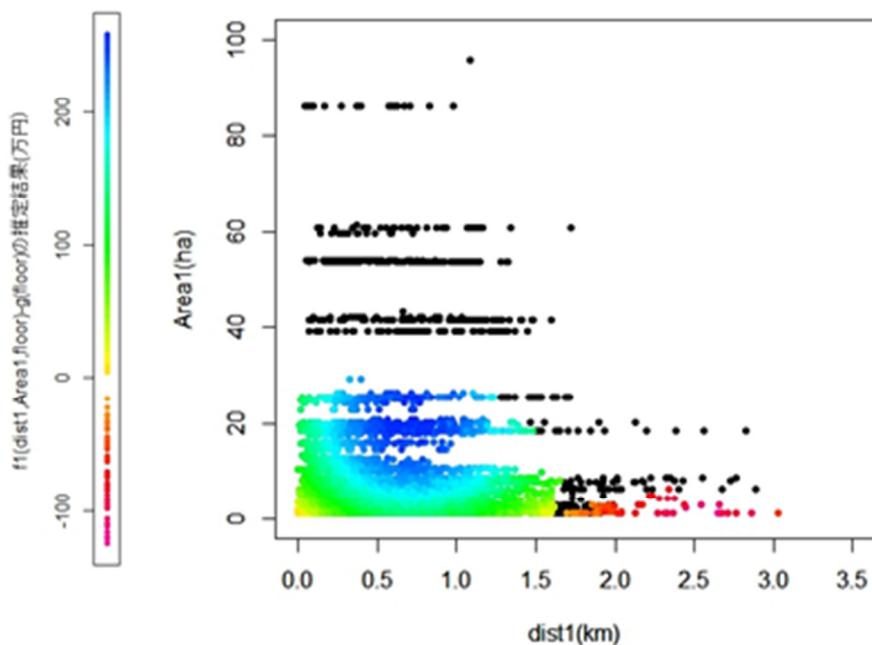


図3．2 階数が1～2階の場合の利用効果と距離と面積の関係

$2 < \text{floor} \leq 5$

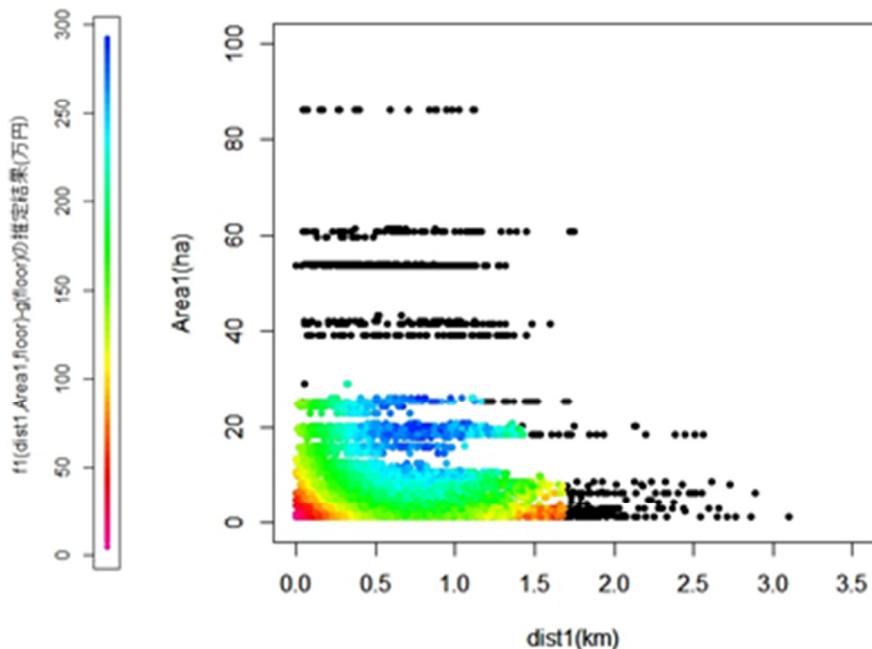


図3．3 階数が3～5階の場合の利用効果と距離と面積の関係

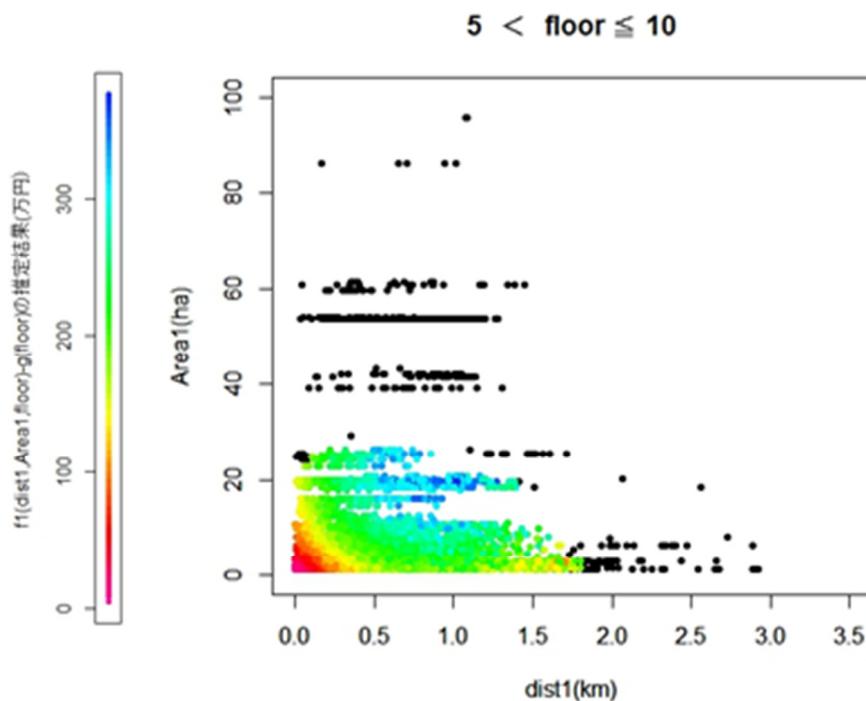


図3. 4 階数が 6～10 階の場合の利用効果と距離と面積の関係

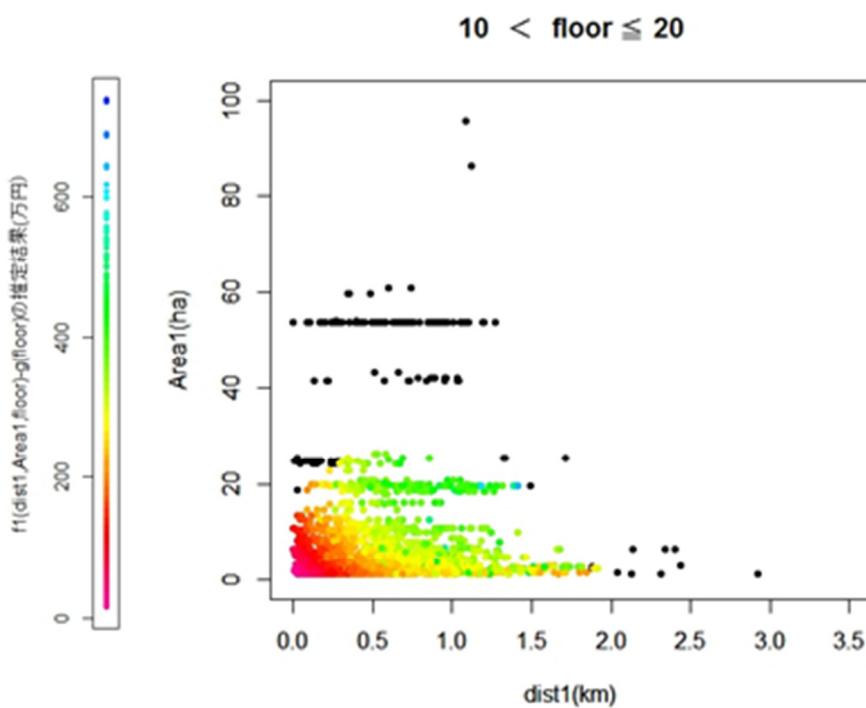


図3. 5 階数が 11～20 階の場合の利用効果と距離と面積の関係

$20 < \text{floor} \leq 40$

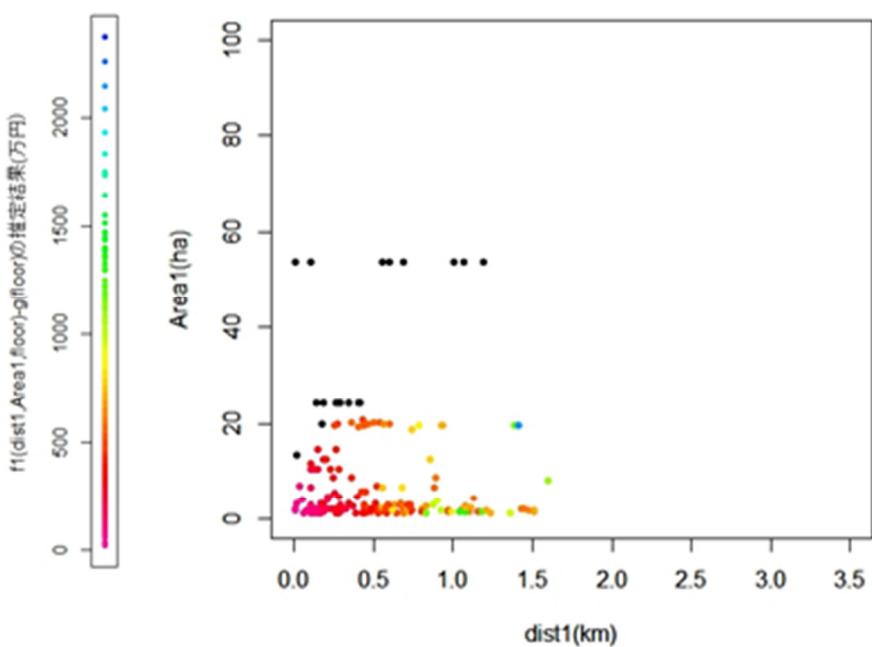


図3 . 6 階数が 21～40 階の場合の利用効果と距離と面積の関係

$40 < \text{floor} \leq 58$

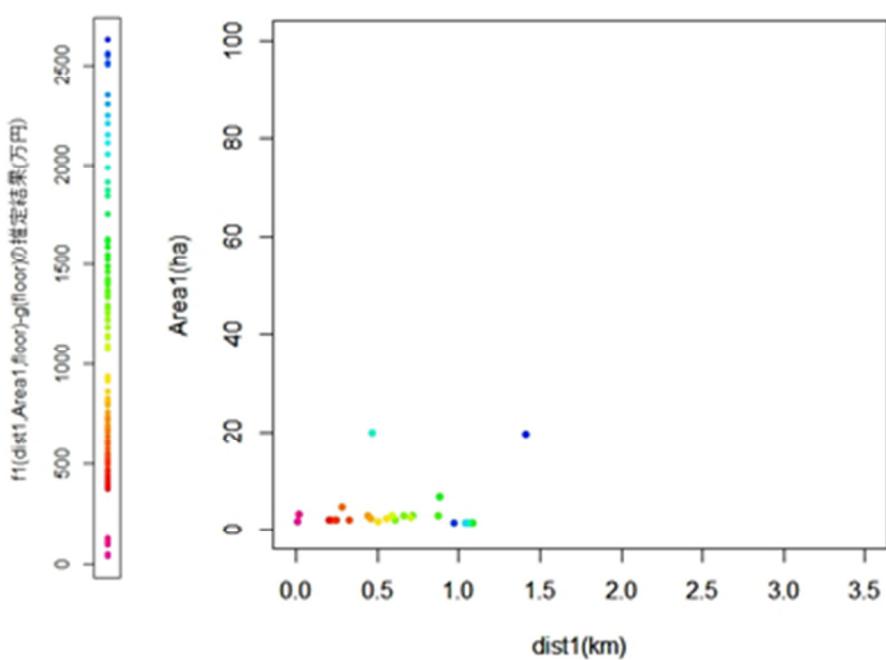


図3 . 7 階数が 41～58 階の場合の利用効果と距離と面積の関係

まず、距離と階数を固定した時の利用効果の面積による変化を見てみると、任意の距離、階数において、20ha 程までは面積が大きくなるにつれて利用効果は大きくなっている、それ以上大きくなると有意でなくなることが分かる。次に、距離と面積を固定した時の利用効果の階数による変化を見てみると、すべての点において、階数が大きくなるとともに利用効果が大きくなっていくことが分かる。前述したが、この利用効果の項は $f_1(\text{dist}_{1i}, \text{Area}_{1i}, \text{floor}_i)$ の $g(\text{floor}_i)$ という階数のみに依存する効果との差分となっているので、単に高層マンションの取引価格が高いためにこのような相関が起こるわけではなく、公園がマンション取引価格へ与える影響が、階数による距離の効果の異質性を持っているといえる。最後に、距離に注目すると、すべての階数において、一番近い公園までの距離が近すぎるよりも、ある程度離れていた方が公園の利用効果は大きくなることが分かる。階数が1～2階ではマンションから0.7km程離れている公園が最も大きな正の影響を取引価格に与えるが、6～10階では1km程離れている公園の影響が最大となり、それより上の階ではサンプルが不足しているため影響が最大となる距離が正確には分からないが、図から11～20階では1.5km程、21階より上の階では1.5kmまたはそれ以上の距離マンションから公園が離れているときに公園の影響は最大になると考えられる。利用効果は最寄りの公園までの距離と面積と階数に関して、このような非線形構造を持っていた。

2) 公園の視認効果の推定結果

公園の視認効果の推定結果の95%信頼区間の信頼上限と信頼下限は以下の図のようになり、全ての推定結果が95%信頼区間に0を含むことが分かる。つまり、視認効果の推定結果は有意水準5%で0と有意に異なる点はない。

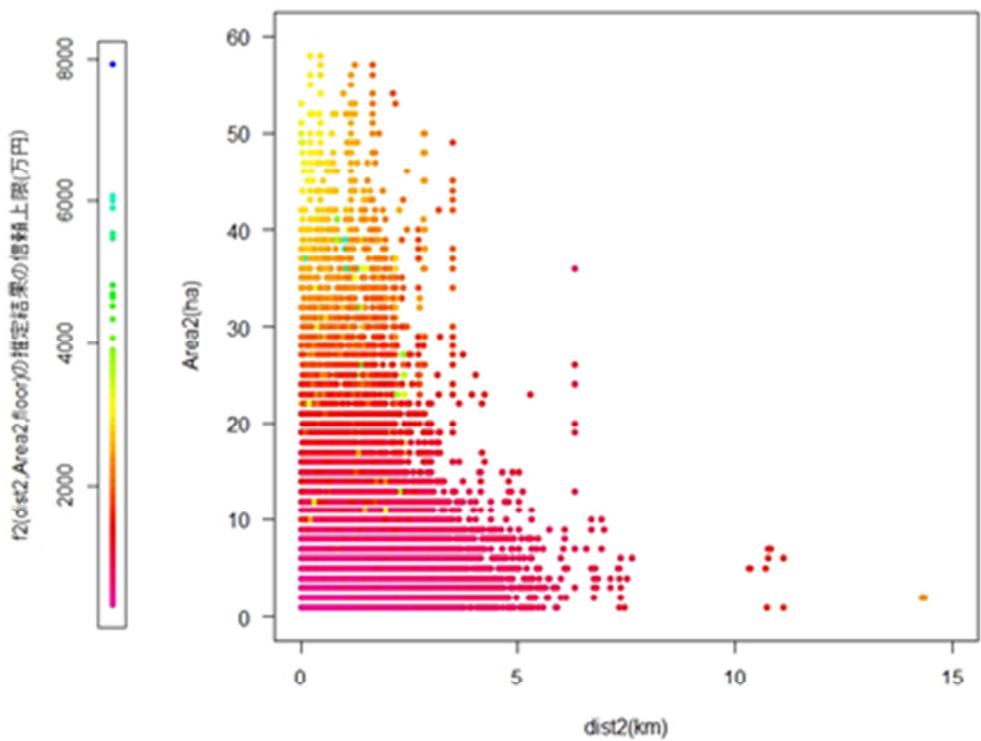


図3. 8 視認効果の推定結果の95%信頼区間の信頼上限

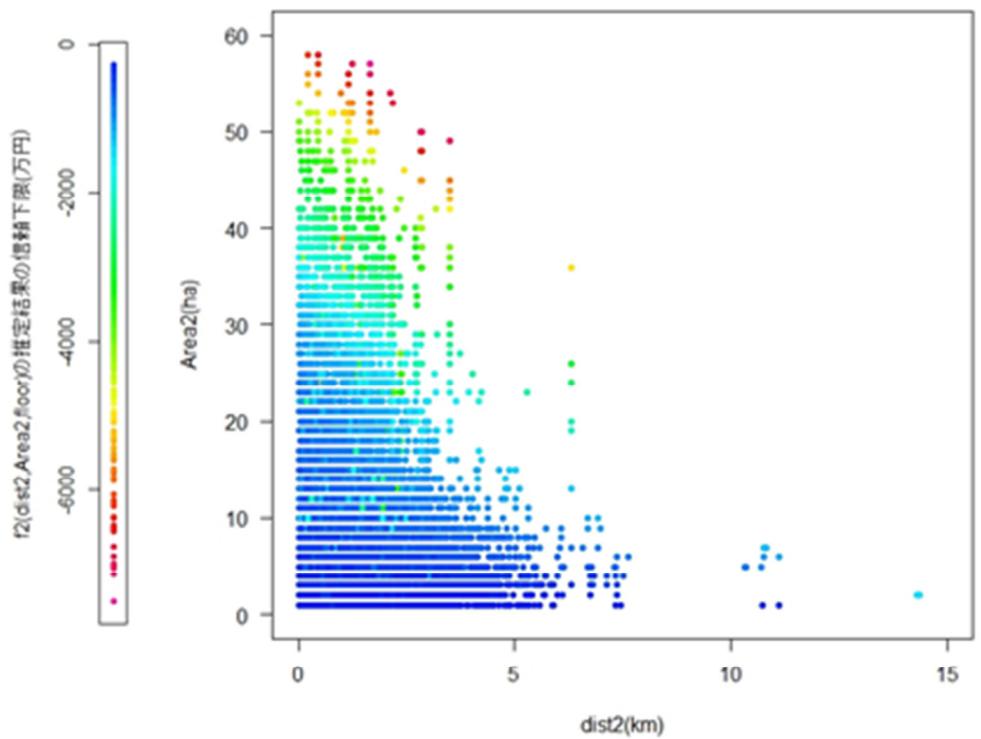


図3. 9 視認効果の推定結果の95%信頼区間の信頼下限

3 – 6. 考察

本章の仮定のもとでは、公園の視認効果はあるとはいえたかった。しかし、利用効果の推定値が 1500 万円を超えていた 70 件のサンプルについて調べたところ、それらのサンプルの最寄りの公園のほとんどは、有栖川宮記念公園、新宿御苑、自然教育園など、緑比率の高い公園だった。また、70 件のサンプルのうち 26 件がアールタワーの取引であり、アールタワーの最寄りの公園は緑比率があまり高くなく 1.5ha の面積しかない大塚公園であったが、公園より近くに豊島岡墓地があった。豊島岡墓地は緑比率が高く面積が 8ha なので、大塚公園よりも視認効果は高いと考えられるが、公園ではないので今回の大規模公園データには含まれていない。この事と、本来階数と負の相関を持つと予想される利用効果が、階数が上がるにつれて大きく上昇していたことから考えると、今回のモデルでは、視認効果が利用効果と分離しきれなかった可能性がある。

3 – 7. まとめ

以下の 3 点が明らかになった。

- 1) 公園がマンション取引価格へ与える影響は、最寄りの公園からの距離、その公園の面積、専有部分の階数に関して非線形構造を持つ。特に、距離が 0.7km~1.5km、面積が 20ha 程だと一番大きな効果となる。
- 2) 公園の影響は、物件の階数によって異なる。
- 3) 主な開口部の方角にある公園まで距離に視認効果が依存し、主な開口部の方角に公園がない場合には視認できないと仮定した場合は公園の視認効果はなかった。しかし実際には公園との間に高いビルなどの視界を遮る障害物が存在し、公園を視認することができない場合や、取引された部屋が角部屋で、他の方角にある公園を視認することができる場合を考えられるので、視認効果が正確に推定されなかつた可能性がある。

今後の課題としては、清水教行・肥田野登・内山久雄・岩倉成志（1988）では、実際に見えるかどうかをサンプルについてそれぞれ調べているが、本章ではそれぞれ実際に詳しく調べることができなかつた、この問題を解決することが今後の一つの課題である。

また、公園の規模による公園の影響の変化を考慮することが重要と考え本章のモデルを選択したが、緑被率や有料か無料かなどのその他の公園の性質や地域特性によっても公園の影響は変化する可能性がある。さらに、公園以外にも豊島岡墓地の様に、公園と同様の視認効果を与えると考えられる施設があり、今回の大規模公園データではその情報が不足している。今後、それらの影響を考慮した分析も行う必要があるだろう。

III章 参考文献

- [1]清水教行・肥田野登・内山久雄・岩倉成志（1988）、「資産価値分析による中高層住宅の住環境の評価手法に関する研究」, 都市計画論文集, 23号, 253-258
- [2]Trudy Ann Cameron (2006), 'Directional heterogeneity in distance profiles in hedonic property value models', Journal of Environmental Economics and Management, 51, 26-45.
- [3]Mark D. Agee, Thomas D. Crocker (2010), 'Directional heterogeneity of environmental disamenities: the impact of crematory operations on adjacent residential values' Applied Economics, 42, 1735-1745.

III章 付録

付表3. 1 パラメトリック部分の推定結果

変数名	単位 (ダミー変数は基準)	推定値	t 値
定数項		675. 194	5. 61***
床面積	m ²	87. 229	41. 16***
最寄り駅への距離	km	-493. 984	-9. 91***
ターミナル駅への距離	km	-63. 273	-9. 16***
(建物が) 新築ダミー	中古	668. 382	27. 35***
(専有部分が) 改装済みダミー	未改装	-242. 813	-10. 91***
(敷地の権利態様が) 地上権ダミー	所有権	-654. 326	-5. 90***
借地権ダミー	※注1	-194. 550	-1. 59
(建物の構造が) SRC 造ダミー	RC 造	-430. 487	-16. 25***
S 造ダミー		-341. 564	-1. 88 *
その他の構造ダミー		-126. 799	-0. 23
(主な開口部の方位が) 東ダミー	南	-18. 488	-0. 81
西ダミー		-3. 602	-0. 14
北ダミー		113. 102	3. 82***
南東ダミー		27. 814	1. 12
南西ダミー		22. 091	0. 46
北西ダミー		11. 144	0. 45
北東ダミー		11. 510	0. 19
(部屋の間取りが) 1DK ダミー	1K	-293. 333	-9. 67***

2DK ダミー		-929. 652	-20. 16***
1LDK ダミー		-551. 310	-9. 91***
2LDK ダミー		-834. 620	-10. 20***
3LDK ダミー		-1230. 714	-14. 48***
4LDK ダミー		-1805. 767	-12. 61***
その他の間取りダミー		-805. 647	-23. 19***
(敷地の主な用途地域が) 近隣商業地域ダミー	第一種 中高層住居専用地域	36. 543	0. 58
商業地域ダミー		-59. 580	-1. 70 *
工業専用地域ダミー		-640. 584	-3. 65***
工業地域ダミー		-210. 559	-5. 85***
準工業地域ダミー		-291. 374	-14. 16***
第一種低層住居専用地域ダミー		280. 495	2. 89***
第二種低層住居専用地域ダミー		547. 098	8. 54***
第二種中高層住居専用地域ダミー		76. 316	1. 62
第一種住居地域ダミー		-71. 456	-3. 31***
第二種住居地域ダミー		413. 877	9. 53***
準住居地域ダミー		-45. 077	-1. 69 *
買主法人ダミー	買主個人	-385. 934	-17. 54***
買主不動産業者ダミー		-579. 868	-14. 27***
買主公団体ダミー		-303. 187	-2279. 25***
売主法人ダミー	売主個人	300. 223	7. 65***
売主不動産業者ダミー		351. 502	6. 70***
売主公団体ダミー		-899. 378	-8. 04***
(建物の住所が) 中央区ダミー	千代田区	-786. 638	-7. 11***
港区ダミー		309. 181	5. 22***
新宿区ダミー		-636. 901	-11. 69***
文京区ダミー		-589. 692	-10. 64***
台東区ダミー		-1283. 944	-22. 74***
墨田区ダミー		-1254. 397	-22. 17***
江東区ダミー		-1304. 227	-23. 38***
品川区ダミー		-631. 760	-11. 97***
目黒区ダミー		-230. 375	-3. 73***
大田区ダミー		-854. 189	-13. 37***

世田谷区ダミー		-558. 903	-8. 55***
渋谷区ダミー		-152. 968	-0. 82
中野区ダミー		-995. 754	-6. 93***
杉並区ダミー		-690. 292	-9. 30***
豊島区ダミー		-1003. 989	-16. 90***
北区ダミー		-1275. 874	-16. 64***
荒川区ダミー		-1796. 200	-32. 05***
板橋区ダミー		-1510. 496	-26. 27***
練馬区ダミー		-1261. 179	-17. 54***
足立区ダミー		-1952. 663	-28. 28***
葛飾区ダミー		-1563. 791	-20. 73***
江戸川区ダミー		-1526. 276	-22. 37***
(取引時点が)	2005 年		
2005 年第 2 四半期ダミー	第 1 四半期ダミー	-388. 110	-3. 76***
2005 年第 3 四半期ダミー		-396. 668	-14. 67***
2005 年第 4 四半期ダミー		-345. 516	-13. 85***
2006 年第 1 四半期ダミー		-274. 163	-8. 31***
2006 年第 2 四半期ダミー		-138. 539	-5. 19***
2006 年第 3 四半期ダミー		-99. 731	-3. 83***
2006 年第 4 四半期ダミー		-60. 532	-1. 81 *
2007 年第 1 四半期ダミー		68. 125	1. 68 *
2007 年第 2 四半期ダミー		199. 591	9. 29***
2007 年第 3 四半期ダミー		308. 568	10. 54***
2007 年第 4 四半期ダミー		395. 681	7. 28***
2008 年第 1 四半期ダミー		240. 348	8. 18***
2008 年第 2 四半期ダミー		228. 421	4. 95***
2008 年第 3 四半期ダミー		197. 813	6. 32***
2008 年第 4 四半期ダミー		-54. 479	-2. 94***
2009 年第 1 四半期ダミー		-46. 103	-1. 69 *
2009 年第 2 四半期ダミー		12. 856	0. 10
2009 年第 3 四半期ダミー		22. 599	0. 96
2009 年第 4 四半期ダミー		119. 048	4. 61***
2010 年第 1 四半期ダミー		207. 350	2. 03 **
2010 年第 2 四半期ダミー		289. 401	10. 97***

2010年第3四半期ダミー		252.105	8.55***
2010年第4四半期ダミー		212.146	8.59***
2011年第1四半期ダミー		133.772	1.85 *
2011年第2四半期ダミー		124.730	6.00***
2011年第3四半期ダミー		-65.122	-3.73***
2011年第4四半期ダミー		11.690	0.45
2012年第1四半期ダミー		-78.433	-2.92***
2012年第2四半期ダミー		-297.573	-1.42

* : 1%で有意

** : 5%で有意

*** : 10%で有意

IV. 結語

本研究では、公園のもたらす効果について、付け値函数の推定によってより精緻な把握を行った。加えて、マンション取引データにより、更地データとの比較を行った。いずれの結果も、公園からの距離の効果について、非線形の構造が明らかとなった。従って、単調性を前提とした従来の距離の扱い方法には、問題があると言える。またマンション取引データの結果から、公園と同じような視認機能を持つ墓地、霊園、大学など、緑被率の高い施設を対象に含んだ、視認性の分析が必要である。

V. 不動産鑑定評価の視点からの解釈

1. II章に対する考察

II章結論

① 「最寄公園までの距離、公園面積が地価に与える影響は非線形性。」

鑑定評価においても、単純に「公園までの距離が近い方が良い」「公園の規模が大きい方が良い」とするような単調的な処理を行うことなく、地域性や公園の特性等に十分に配慮しつつ、影響度を図る必要があることが、改めて実証された。

② 「最寄公園までの距離は、遠ければ効用が高まる。」

公園の影響が、その公園の特性（規模、性格等）や影響を受ける圏域の特性に応じて異

なることは、先行研究においても分析されているところである。しかしながら、今回分析結果によると、エリアによって程度の差はあるものの、全グループにおいて、最寄り公園までの距離が遠いほうが効用が高まるとの結果（図2.4参照）となっており、やや違和感がある。サンプルにおいて、最寄り公園とされる公園が、所謂「負」の施設として性格づけられる公園が多かった結果ではないか。

③「地域ごとに公園に対する選好が違う。」

既述の通り、公園の影響が、影響を受ける圏域の特性に応じて異なることは、先行研究においても分析されている。本研究は、それを受け、エリアを5グループに細分し、傾向分析を行い、分析を深耕させている。結果として、各エリアにおける公園に対する選好の違いが明らかとなっており、鑑定評価の視点からも、改めて、地域特性に応じた要因分析、要因格差の判断の重要性を再認識させられるところとなった。

2. III章に対する考察

III章結論

①「公園がマンション取引価格へ与える影響は、最寄り公園からの距離、その公園の面積、専有部分の階数に関して、非線形構造をもつ。」

II章と同様、鑑定評価に際しては、例えば、距離だけに着目するような単調的な処理を行うことなく、その公園の特性を十分に考慮する必要があることを改めて示唆した結果と言える。

②「公園の影響は、物件（専有部分）所在の階層によって異なる。」

本章分析においては、利用効果では、階数が大きくなれば効用が大きくなり、また、視認効果はあるとはいえないとの結果が出ている。この結果に関しては、研究主体の側においても、視認効果が利用効果と分離しきれなかった可能性を「3-6. 考察」で示唆している。階層が大きくなるにつれて公園の効用を大きくしているのは、やはり視認効果の影響が大きいのではなかろうか。改めて言うまでもなく「眺望の良否」は、マンションの価格形成要因の大きな要素と言える。但し、単調的にそれが階数のみに依存しているとも考えられない。先行研究や本研究第II章でも指摘されている通り、その公園の特性（規模、緑化率等）、影響を受ける圏域の特性に応じて、公園の効用は異なり、土地価格のみならずマンション取引価格への影響も異なることとなろう。また、対象専有部分の個性（開口の

方位、数、公園と対象専有部分との間の遮蔽物の存否等)により、公園の効用は大きく異なるものと考えられる。鑑定評価に当たっては、階数のみならず、かかる観点も十分に考慮すべきと言える。

3. 解釈まとめ（II、III章を踏まえ）

本分析では、土地価格、マンション価格について、一定の要素（最寄り公園の距離、公園規模、マンション階層）に着目して分析を行ったものであるが、いずれの結果も、「公園の特性」により、結果が異なることを示唆する結果となっている。つまりは、「公園の特性（性格）」が公園の影響度を左右する最大の要因とも言えるのではなかろうか。

本分析は、テーマとして「公園」を取り上げて分析を試みたものであるが、「公園」に限らず、価格形成要因には、正負の側面等、多様な側面を持つものも多く、これらについて多面的に考察することにより、鑑定評価の向上につながることを改めて認識させられた。

鑑定評価実務においては、この種の判断は、多分に鑑定主体の経験知的部分に依ってきたところであるが、本研究のような統計的手法を駆使したロジカルな分析が進むことにより、鑑定評価の信頼性の向上に寄与するものと思われる。

第1部

東日本大震災による液状化に伴うリスク認識がマンション価格に与える
空間的自己相関を考慮したセミパラメトリック分析

第2部

空間の多様性を考慮したヘドニックアプローチの開発
－新たな試み－

肥田野 登

公益社団法人東京都市不動産鑑定士協会 研究研修委員会

(敬称略)

役 職	氏 名	勤 務 先 名
教 授	肥 田 野 登	東京工業大学大学院社会理工学研究科
特 別 研 究 員	星 野 匡 郎	日本学術振興会
博 士 後 期 課 程	中 西 勇 人	東京工業大学大学院社会理工学研究科
博 士 前 期 課 程	八 十 嶽 亮	東京工業大学大学院社会理工学研究科
	後 藤 匠	東京工業大学大学院イノベーションマネージメント研究科
学 部 4 年 生	菊 地 真 哉	東京工業大学工学部社会工学科（第1部 IV、VI）
	古 賀 匡 高	東京工業大学工学部社会工学科（第1部 III、第2部 III）
	藤 原 海 世	東京工業大学工学部社会工学科（第1部 V、第2部 II）
公益社団法人東京都市不動産鑑定士協会研究研修委員会		
委 員 長	杉 浦 綾 子	株式会社緒方不動産鑑定事務所
委 員	内 富 淳 二	株式会社谷澤総合鑑定所
	北 島 秀 明	有限会社北島商事
専 務 理 事	藤 原 修 一	公益社団法人東京都市不動産鑑定士協会

著作編集：東京工業大学大学院社会理工学研究科 教授 肥田野 登

公益社団法人東京都市不動産鑑定士協会 研究研修委員会

発 行：公益社団法人東京都市不動産鑑定士協会 研究研修委員長 杉浦綾子

〒105-0001 東京都港区虎ノ門 3-12-1 ニッセイ虎ノ門ビル 6 階

TEL: 03-5472-1120 FAX: 03-5472-1121

<http://www.tokyo-kanteishi.or.jp/>

発行年月：平成 25 年 3 月

※本書の無断複写・転載を禁じます。

© 公益社団法人 東京都市不動産鑑定士協会 2013