

住宅市場における環境投資：新築マンションの太陽光発電設備の評価

Environmental investment in the Tokyo housing market: an empirical analysis of newly built condominiums

Japan Real Estate Institute Haruhisa Ishizuka
○Tohoku University Takahisa Yokoi

日本不動産研究所 石塚治久
○東北大学 横井渉央

After the Great East Japan Earthquake, energy conservation and earthquake resistance in buildings have become matters of increasing concern for residents. In this research, an empirical analysis is conducted to measure the effect of environmental investment on housing prices, particularly those of newly built condominiums. We use a dataset covering 55 buildings with 796 dwelling units that were sold in Tokyo's 23 wards in 2011. Results of estimation using a two-stage spatial hedonic model show that high solar power utilization in buildings has a significant positive effect on housing prices.

キーワード solar power utilization 太陽光発電設備, spatial autocorrelation 空間自己相関, newly built condominiums 新築分譲マンション, hedonic model ヘドニックモデル

1. はじめに

国立社会保障・人口問題研究所は、日本では今後も少子高齢化が加速し、労働人口が減り続けると予測している¹⁾。一方、東京都については人口集積が続き、2020年には1335万人まで増加すると予測されている²⁾。厚生労働省³⁾によれば、東京における平均月額給与(税引き前の賃金から残業代を除く基本給)は372,900円と大阪の315,600円、愛知の308,900円と比較しても非常に高く、人口集積を強める要因になっている。東京における住宅需要は必然的に増加し、限られた土地・区域に流入する人口に対応するために、高層化が一層進展すると予測される。

マンション建設は1960年代後半から進められてきたが、区分所有法の制約もあり、老朽マンションの建て替えは難しい。国土交通省の推計(2012年末現在)では、2017年末には築30年を超えるマンションは全国で185万戸、築40年以上経過した分譲マンションの部屋数でも73万戸に上る⁴⁾。また、都内では、築40年以上経過する部屋数が2018年に25万戸、2023年には40万戸以上となると見込まれており、都

内の人口集積のピークとされる2020年には少なくとも30万戸以上老朽マンションが存在していると予測されている⁵⁾。そのため、東京都都市整備局では「マンション建替え円滑化法」に基づくマンション建替事業を推進している。

ところで、近年では地球温暖化問題の議論が行われている。一般企業にとっては、温暖化ガス削減義務によるコスト増が収益を圧迫する。消費者にとっては製品価格への転嫁は好ましくない。よって単純に温暖化ガス削減義務を受け入れる状況ではないと言えよう。温暖化ガスの排出が少ないといわれた原子力発電であるが、東日本大震災時の原発事故によって稼働する発電所が制限されており、代替としての火力発電所について老朽施設の再稼働や、新規の建設をせざるを得ない。わが国は京都議定書で6%削減(2008年～2012年度の温暖化ガス排出量目標値11.85億トン)を約束した。日本経済新聞社の報道(2013年1月27日)によれば、温暖化ガス排出量は年間平均12.87億トンと予想される。8.1%の削減は、国内自助努力と森林吸収と海外排出枠の購入で賄

うことは難しいとされる。このようにマンション事業のような不動産部門においても、温暖化ガス削減の検討が求められている。

例えば、東京都は「都民の健康と安全を確保する環境に関する条例」(2000年)および「東京都建築物環境配慮指針」(平成21年東京都告示)で定める評価基準に基づき建築物の環境評価を行なっている。また、他県、例えば神奈川県では、CASBEE (Comprehensive Assessment System for Built Environment Efficiency: 建築環境総合評価システム, 一般財団法人建築環境・省エネルギー機構)⁶⁾を利用して、販売する建築物の広告等に「CASBEE かながわ」による環境性能の自己評価結果を表示する取り組みを行なっている。⁷⁾

このように、行政指導により大都市における環境対応マンションやオフィスビル等が増加していけば、住宅市場・オフィス市場の構造転換を促して、店舗市場や物流倉庫市場、病院等の特殊アセット市場への広がりも期待できる。波及効果として、例えば収益物件の不動産金融市場であるJ-REITでもオフィスにCASBEEやGreen Building (日本政策投資銀行)の認証制度を取り入れ、投資家へアピールすることが、検討されつつある。

不動産市場における環境投資の増大は、住宅市場におけるマンションの差別化や温暖化排出ガス削減への取り組み等の複合的な要因によるものである。さらに震災後の計画停電から自家発電への関心が強まることで、太陽光発電設備への関心も高まった。太陽光発電の買い取り制度は、もともと電力会社の自主的な買い取りから始まり、電力市場で競争を促し、新エネルギーの価格を下げることを目的に、2003年にはRPS法(電気事業者による新エネルギー等の利用に関する特別措置法)が施行された。自治体の助成も別にあつたが、それらは2005年には一旦打ち切りとなり、国内市場は急速に縮小した。その後、2009年1月経産省の緊急提言で復活したため、震災前の2010年から再び市場が拡大した。その勢いは2011年の震災後も

衰えることは無く、太陽電池市場は2012年の通年実績で約129万kWを出荷するまで拡大した。市場拡大の要因の一つは、中国やカナダ等から安い製品が輸入され、設備コストが急激に下がったことにある。ディベロッパー等が負担するコストの内訳は、概ね発電パネル本体(モジュール)が50%、工事費と周辺が各25%であるが、2012年の値下がり要因は専らモジュール部分であり、海外企業の生産増や企業提携で価格競争が激化している⁸⁾。

さらに、2009年2月10日には環境省が自家発電の電力固定価格買取制度を提案した。2月24日には経産省が助成制度を発表後、同年11月に余剰電力買取制度が開始された。2011年8月に再生可能エネルギー買取法案が可決され、2012年春には再生可能エネルギーの買い取り価格が決まった。2009年末から導入の検討が始まったFIT(フィード・イン・タリフ)は電力会社が発電事業者から電力を全量買い取る制度であり、2012年7月から実施され、メガソーラー事業の拡大が見込まれる。⁹⁾マンションや戸建住宅等の不動産に太陽電池を設置する市場も拡大すると予想される。

このように、環境・エネルギー問題は日本の不動産市場にも急激な変化をもたらす可能性がある。不動産市場の中でも、人口が今後も増加すると予測される東京の分譲マンションを対象とする環境配慮の評価の検討は重要であり、それが本研究の目的である。具体的には、マンションディベロッパーが、2011年に販売した分譲住戸の販売価格について、再生可能な自然エネルギーによる発電システムが販売価格に反映されているかを検討する。ここでの環境不動産は、主として省エネ設備として一般に認知度が高い太陽電池を搭載したマンションと定義する。なお、地中熱・風力・バイオマス等のエネルギー発電設備を取り入れているマンションのサンプルは収集できなかった。

また、投資便益が不動産価格に帰着するキャピタリゼーション仮説に基づき、発電システムの有無によるマンション販売価格を比較して環境不動

産の価値を求める。このような環境不動産に関する先行研究は、CoStar社のグリーンビルの実証研究¹⁰⁾、¹¹⁾やThe Energy StarとLEED (Leadership in Energy and Environmental Design)の認証制度を獲得したオフィスの賃料が一般のオフィス賃料よりも高いかを調査した論文¹²⁾などがある。

吉田・清水(2012)¹³⁾は2005年1月から2009年3月までの東京23区における新築マンションの膨大なデータを利用し、建物の耐久性や省エネ性、長寿命化等に関する環境配慮型建築物が不動産価格に与える影響を分析している。省エネを除けば、売り主は環境性能を売り出し価格にプレミアムとして反映させ、市場均衡においてもプレミアムがある程度維持されていることを確認した。逆に省エネ性については、マイナスの効果を確認した。

また、Yoshida and Sugiura (2012)¹⁴⁾は、2010年までの東京のマンションの取引データを用いて、環境プレミアムの大小が主に建物の築年と品質に依ることを確認している。この論文では、マンションへの環境政策の効果は限定的であることやマンションを利用する者が環境対応型のマンションを嗜好する行動は依然として限られているが、建物の設備技術は資本化されていることを指摘している。日本国内ではCASBEEによる建築物の環境性能評価格付け認証制度が、2001年4月に始まった国土交通省の支援により、ビルのオーナー等の供給者側に認知されつつある。このような背景のもとで、当該論文では、認証制度としては類似の東京都マンション環境性能表示(TGLSC)を説明変数として利用している。

また、筆者が行った大手ディベロッパー数社へのヒアリングによれば、東日本大震災の後、耐震性や安定した電力供給へのエンドユーザーの関心が急速に強まりつつあり、耐震性の強いマンションの物件を資産選考の候補としたり、被災後のマンション建て替えの難しさから液状化のリスクや地盤改良へのコストを考慮し始めているとのことである。つ

まり、需要者側が物件のスペックや土地情報、地域情報を、マンション購入検討において今まで以上に重要な要素としつつあるのである。

本研究で収集するデータは、震災以降の2011年のものであり、建物の断熱性や長寿命化に加えて太陽光発電設備が分譲マンション市場でどのように評価されているかが検証可能である。なお、2009年基準の東京都マンション環境性能表示では太陽光・太陽熱発電の項目が加わっており、本研究はそれに対応している。評価は、星印の数を0~3の4段階に分けて表示しており、星1つは太陽光発電容量が5kw未満、星2つは5kw以上10kw未満、星3つは10kw超である。東京都が定めるその他の環境性能の評価項目は、建築の断熱性、省エネ性、長寿命化、緑化の4つあり、これらは星印の数を1~3の3段階に分けて表示している。長寿命化は、維持管理、更新、改修、用途の変更等の自由度の確保が2点、躯体の劣化対策の程度が1点で、0~1点が星1つ、2点が星2つ、3点が星3つである。緑化は、緑の量の確保が2点、緑の室の確保が2点で、0~1点が星1つ、2点が星2つ、3点以上が星3つに分類される。さらに、2010年10月からは届け出義務の対象とする建築物の延べ面積を5,000㎡超に拡大し、任意提出の対象を2,000㎡以上とした。また、不動産の販売価格は、物件そのものの観測できる特性ばかりでなく、他の物件の価格との相互依存があったり(被説明変数における空間自己相関)、観測できない変数が地理的に近い物件で似通っている(空間自己相関のある除外変数)可能性がある。本研究ではそれらの問題に対処可能な空間自己相関を考慮した回帰モデルを採用する。

以降の本論文の構成は以下の通りである。2節ではモデルを説明する。実証分析は3節で示し、4節で結論と課題をまとめる。

2. モデル

(1) モデル

分譲マンション*i*の一戸あたりの価格を y_i 、その属性(専有面積、階数等)を x_{ik} とする。総戸数を I とし、 $i \in \{1, \dots, I\}$ である。また、各戸の属性数を K とし、 $k \in \{1, \dots, K\}$ で、あるマンション*j*について、 j の属性を z_{ji} とし、 $j \in \{1, \dots, J\}$ である。 z_{ji} には、環境基準の変数や座標・駅距離ダミー・山手線内外ダミーなどの立地情報を含む。マンションの属性数を L とし、 $l \in \{1, \dots, L\}$ である。

まず、各戸の価格を説明するヘドニックモデルを考える。戸*i*がマンション*j*に属する場合のみ1とし、それ以外で0となるダミー変数 ψ_{ij} を用いたモデルは次式の通りで、 ε_i は攪乱項である。

$$y_i = \sum_{k=1}^K \gamma_k x_{ik} + \sum_{j=1}^J \mu_j \psi_{ij} + \varepsilon_i \quad (1)$$

次に、マンションの固定効果の大小をマンション属性から説明するヘドニックモデルを考える。

$$\mu_j = \sum_{l=1}^L \beta_l z_{jl} + e_j \quad (2)$$

ここで、 e_j は攪乱項である。空間的に近接する標本間に空間自己相関が疑われる場合、被説明変数(マンションの固定効果)と攪乱項における空間自己相関を考えた次のような拡張モデルを検討しなければならない。

$$\begin{cases} \mu_j = \sum_{l=1}^L \beta_l z_{jl} + \rho \sum_{m=1}^J \omega_{1jm} \mu_m + \phi_j \\ \phi_j = \lambda \sum_{m=1}^J \omega_{2jm} \phi_m + e_j \end{cases} \quad (3)$$

(3)式での環境基準についての変数 z_{jl} に対応する係数 β_l に関する仮説検定により、環境基準が不動産価格に与える影響を検討できる。我々のモデルは標準的なマルチレベルモデルに、空間自己相関を導入した先駆的なモデルであり、先行研究は存在しているが^{15), 16)}、推定方法は確立していない。

なお、空間計量経済学については、文献^{17), 18), 19), 20), 21)}を参照のこと。 ρ, λ についての仮説検定の結果の解釈は表-1のようになる。何らかのもっともらしい空間構造があり、二つの空間重み付け行列を両方ともそれにしたがって定式化、すなわち同一にした場合($\omega_{1jm} = \omega_{2jm}$)の解釈を示している。

(2) 推定の手順

(1)式と(3)式は厳密には同時方程式体系である。しかしながら、推定法が確立していないため、以降で説明する2段階の推定を行った。まず、(1)式のみを重回帰で推定し、 μ_j の推定値 $\tilde{\mu}_j$ を得て、次に(3)式で μ_j を $\tilde{\mu}_j$ に置き換えた式で空間自己回帰モデルについての適切な推定法で推定を行う。第1段階の標準誤差推定値のバイアスを避けるために、第2段階で得られた推定値から、第1段階について改めてFeasible GLS推定を行うことも可能であると思われる。なお、必要に応じて変数を対数変換する。

全てのマンションの固定効果を測定する必要があるため、各戸の属性には定数項を含めない。もし、決定係数の解釈等のために定数項を含める場合には、何れか1つの μ_j を0として第1段階で推定し、第2段階で $\tilde{\mu}_j = 0$ として推定する。

表-1 空間項の係数の推定値の解釈

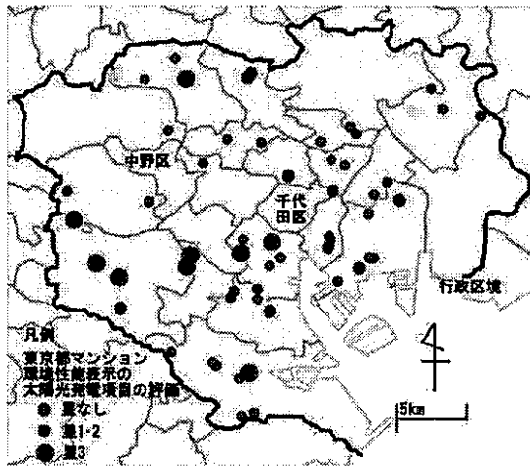
	$\tilde{\lambda} = 0$	$\tilde{\lambda} \neq 0$
$\tilde{\rho} = 0$	空間自己相関はない	誤差項に空間自己相関がある
$\tilde{\rho} \neq 0$	被説明変数に空間自己相関がある	両方に空間自己相関がある

3. 実証分析

(1) データと推定方法

東京都マンション環境性能表示を参考に、データとして都内23区に位置する2011年の販売物件から55棟799住戸分を収集した。具体的にはリクルート社がインターネットで公表している東京23区内の新築分譲マンションの住戸販売データを1日1回確認し、その中で販売価格が公表されており、住戸の位置が判別できるものを抽出した。このサイトでは売却されると公表分から随時削除される。今回用いるサンプルの分布を図1に示す。

図1 新築マンションサンプルの空間分布



ここで言う販売価格は成約価格ではなく、売主の売り出し価格である。標高が東京湾海面0m以下の住戸が3戸あり、標高の対数変換のためにそれらは欠損とし、第1段階のヘドニックモデルのサンプルは796個となる。

第2段階でのサンプル数は、環境評価が義務づけられている建築物の延べ面積5,000㎡以上のマンションの55棟である。空間自己相関モデルの代表的な推定法の一つである最尤法を用いる。最尤法を用いる場合には、攪乱項の分布を特定化しなければならない。次式のように独立同分布の正規分布を仮定し、最尤推定する。

$$e_j \sim N(0, \sigma^2) \quad \forall j \in \{1, \dots, J\} \quad (4)$$

なお、空間重み付け行列については距離で重み付ける。具体的には次式で計算する。

$$\bar{\omega}_{jm} = \frac{1}{d_{jm}^\alpha}, \quad \bar{\omega}_{mm} = 0 \quad (5)$$

$$\omega_{jm} = \frac{\bar{\omega}_{jm}}{\sum_{h=1}^J \bar{\omega}_{jh}} \quad (6)$$

ここで、 d_{jm} はユークリッド距離である。 α については $\alpha = 0.5, 1, 2, 3, 4, 5$ を試したが、情報量基準(AIC)によって $\alpha = 2$ がすべてのモデルで選択さ

れた。²²⁾

推定結果の残差については標準正規分布にしたがっているかの検定^{23), 24)}を行う。正規分布に従っていない疑いがある場合には、他の定式化、例えば分散不均一モデルを試す必要がある。

(2) 推定結果

第1段階の記述統計量及び推定結果は、表-2、表-3に示されている。回帰変数 γ_k の解釈は以下の通りである。専有面積が1%大きくなるにつれて住戸の販売価格が17%高くなることを意味する。また、開口部が南側にある場合やサービスバルコニー・専用庭を有する場合、専有面積が100㎡以上の場合には、販売価格に対してそれぞれ4.58%、2.61%、18.48%高める効果がある。また、角部屋や三面開口部であることは0.06%と販売価格に与える効果が小さい。標高については、専有面積同様対数を探っており、標高が1%高くなりにつれて価格が6.27%高くなることを示す。ただし、本来はランダム効果として扱うべき ψ_{ij} の係数を固定効果として扱って推定しているため、第1段階の推定値にバイアスがありうることは注意すべきである。

ダミー変数 ψ_{ij} の回帰係数 $\tilde{\mu}_j$ は表-3で省略したが、(3)式で μ_j を $\tilde{\mu}_j$ に置き換え、均一分散の空間自己回帰モデルを推定した。第2段階の

表-2 第1段階の記述統計量

記述統計量	平均	標準偏差
販売価格(対数)	17.9278	0.4223
専有面積(対数)	4.2630	0.1895
開口部方位ダミー(南・南西・南東向が1)	0.4987	0.5003
角部屋ダミー(角部屋・三面が1)	0.3479	0.4766
サービスバルコニーや専用庭ダミー	0.1834	0.3872
専有面積ダミー(専有面積が100㎡以上の場合に1)	0.0389	0.1935
標高(対数)	3.3409	0.9036

表-3 第1段階の推定結果

推定結果	回帰係数	標準誤差	P 値
定数	12.5578	0.0841	0.0000 *
専有面積	1.1788	0.0200	0.0000 *
開口部方位ダミー	0.0458	0.0059	0.0000 *
角部屋ダミー	0.0006	0.0066	0.9220
サービスバルコニー や専用庭ダミー	0.0261	0.0074	0.0005 *
専有面積ダミー	0.1848	0.0160	0.0000 *
標高	0.0627	0.0046	0.0000 *
被説明変数	各戸販売価格 (対数)		
標本数	796		
調整済み R ²	0.976		

*は両側検定(5%有意水準)で有意な係数

表-4 第2段階の記述統計量

記述統計量	平均値	標準偏差
被説明変数(マンション固定効果)	-0.0207	0.2335
実効容積率(%) (対数)	5.9907	0.4801
マンションから東京駅迄の時間距 離(分) (対数)	3.5080	0.3285
20階以上のタワーか否か	0.1636	0.3734
山手線内外ダミー (内側が1)	0.1455	0.3558
断熱性ダミー(星3かそれ以外)	0.5636	0.5005
省エネ性ダミー(星3かそれ以外)	0.9455	0.2292
太陽光ダミー(星1・2)	0.1636	0.3734
太陽光ダミー(星3)	0.1636	0.3734
長寿命化ダミー(星2・3)	0.8909	0.3146
緑化ダミー(星2)	0.3818	0.4903
緑化ダミー(星3)	0.3455	0.4799

表-5 第2段階の推定結果

推定結果	(A) 全ての説明変数			(B) 説明変数選択		
	推定値	標準誤差	P 値	推定値	標準誤差	P 値
定数項	-0.4659	0.4807	0.3378	-0.3016	0.3957	0.4495
実効容積率	0.1289	0.0555	0.0250 *	0.1075	0.0394	0.0088 *
東京駅時間距離	-0.0935	0.0681	0.1767	-0.1134	0.0661	0.0926
20階以上タワー	-0.043	0.0544	0.4339			
山手線内外ダミー	0.1874	0.0582	0.0024 *	0.1829	0.0586	0.0030 *
断熱性 星3	0.0068	0.0288	0.8150			
省エネ性 星3	-0.0305	0.0618	0.6244			
太陽光 星1・2	-0.025	0.0395	0.5298	-0.0244	0.0375	0.5184
太陽光 星3	0.0831	0.0433	0.0617	0.0905	0.0393	0.0257 *
長寿命化 星2・3	-0.0197	0.0458	0.6692			
緑化 星2	0.0254	0.0308	0.4153			
緑化 星3	0.0226	0.0398	0.5741			
ρ	0.5933	0.2333	0.0147 *	0.5796	0.2538	0.0268 *
λ	0.5443	0.2821	0.0603	0.5672	0.2875	0.0541
σ^2	0.0086	0.0017	0.0000 *	0.0089	0.0018	0.0000 *
標本数	55			55		
対数尤度	66.1832			65.2535		
AIC	-102.366			-112.507		
JB/BS 検定 P 値	0.7858			0.2074		

*は両側検定(5%有意水準)で有意な係数

記述統計量及び推定結果は、表-4～表-5に示す。

第2段階のモデルでは、23区内で1年間に新規に売り出されるマンションの数(1028棟・19428住戸²⁵⁾)と今回のサンプル数である55と796を比較すると、近隣の新築マンション価格自体の間で相互依存関係があるとする空間ラグモデルはやや採用しづらいとも考えられる。

表-5では、(A)列でまず全ての説明変数を採用した場合に、情報量基準(AIC)で選択された空間誤差+空間ラグモデルの推定結果を示している。(B)列では、説明変数を重要ではないと思われる順(20階以上のタワーか否か、緑化ダミー星3、緑化ダミー星2、断熱性星3かそれ以外、省エネ星3かそれ以外、長寿命化星2・3、山手線内外ダミー、マンションから東京駅までの時間距離、太陽光星1・2、実効容積率、太陽光星3)に不採用として、AICで説明変数を選択した推定結果を示している。特に後者から太陽光発電設備への十分な投資には、販売価格に対して正の効果があることが分かった。なお、前者でも6%で有意である。一方、それ以外の断熱性、省エネ性、建物の長寿命化、緑化といった環境性能は少なくとも正の効果を及ぼしているとは言えない。特に、緑化については、公園や学校等の公共緑地や周辺のマンション開発地の緑化といった外部性が影響していると考えられるが、今後の課題としたい。また、被説明変数と除外変数の両方に空間自己相関が存在することが分かった。

4. 結論

環境・エネルギー問題が需給者双方にとって関心が強まりつつある背景の下、今回の研究では、環境不動産が分譲マンション市場に与える影響について、東京23区内のデータにより分析を行った。

まず、空間自己相関があることが判明した。そして、それによる歪みを取り除いた推定結果を用いて環境基準の変数の係数に関する仮説検定を行った。それによって、装備された太陽光発電設備が充実したものであれば価格に正の効果を及ぼすが、断熱性、省エネ性、長寿命化、緑化といった環境性能は少な

くとも正の効果を及ぼしていないことが明らかとなった。先行研究では、吉田・清水(2012)が、省エネを除き建物の耐久性、長寿命化や緑化については、マンションの売り出し価格にプレミアムとして反映されていることを確認しているが、本研究では太陽光発電設備を除き省エネ、耐久性、長寿命化、緑化について正の効果を確認できなかった。また、Yoshida and Sugiura(2012)では、太陽光発電設備について分析の対象とはなっていないが、建物の設備技術は資本化されているという指摘をしており、その意味では本研究において省エネ、耐久性、長寿命化以外については補完する結果が得られたと言えよう。

前述の供給者側へのヒアリング調査では、マンション市場で太陽光発電設備や省エネ性を理由に販売価格を高く設定することはなく、建設コストの割り増し分は利益を抑える等の工夫をしているとの回答を得ている。しかし、少なくとも推定結果では充実した太陽光発電設備を備えているマンションでは、販売価格が有意に高い。利益を圧縮するのではなく、建設コストを投資回収できるように販売価格を設定していると解釈できるのではないかと。

マンションにおける太陽光発電設備は、共用廊下やエレベーター等の共用部分における電気使用を目的に利用され、専有部分での十分な利用は技術的にまだ難しい。震災以降、需要者は、自家発電設備の充実等の防災対策・免震構造といった耐震構造への関心が強い。蓄電技術等が進み、専用部分で十分な利用が可能になったり、売電により管理費を補うことが可能となれば、太陽光発電設備への比較的小さい投資も販売価格に対して正の効果を持ちうるだろう。

今回は、多段階モデルを試みたが、住戸についてのヘドニックモデルの部分での推定値にバイアスがありうることは注意すべきであるが、今後の課題としたい。今後は、標本数を増やすこと・地域格差の確認や戸建住宅等の市場での検証も行いたい。

謝辞

匿名の査読者からの修正意見は本論文の改善に有益でした。記して感謝します。

参考文献

- 1) 国立社会保障・人口問題研究所 (2013) 人口統計資料集 2013.
- 2) 東京都 (2013) 東京都区市町村人口の予測-概要-.
- 3) 厚生労働省 (2012) 平成 23 年賃金構造基本統計調査(全国)の概況, http://www.mhlw.go.jp/toukei_hakusho/toukei/ (アクセス日 2012. 3. 16).
- 4) 国土交通省住宅局 (2013) 平成 26 年住宅局関係予算概要要求概要.
- 5) 東京都整備局 (2009) 東京のマンション 2009, p. 10.
- 6) 建築環境総合性能評価システム, (CASBEE), <http://www.ibec.or.jp/CASBEE/index.htm> (アクセス日 2012. 3. 16).
- 7) 神奈川県庁ホームページ <http://www.pref.kanagawa.jp/cnt/f6675/p20450.html> (アクセス日 2012. 3. 16).
- 8) 太陽光発電協会 (2012) 太陽光発電システムの施工・積算施工事例.
- 9) 経済産業省資源エネルギー庁調達価格等算定委員会 (2013) 平成 25 年度調達価格及び調達期間に関する意見.
- 10) Scott Muldavin (2008) Quantifying "Green" Value: Assessing the Applicability of the CoStar Studies, Green Building Finance Consortium.
- 11) Piet Eichhoitz, Nils Kok and John M. Quigley (2010) 'Doing Well by Doing Good? Green Office Buildings,' American Economic Review, Economic Association, Vol. 100(5), pp. 2492-2509.
- 12) Alexander Reichardt, Franz Fuerst, Nico B. Rottke and Joachim Zietz (2012) Sustainable Building Certification and the Rent Premium: A Panel Data Approach, Journal of Real Estate Research, Vol. 34, No. 1.
- 13) 吉田次郎・清水千弘 (2012) 「環境配慮型建築物が不動産価格に与える影響」, 季刊住宅土地経済, 2012 年冬季号.
- 14) Jiro Yoshida and Ayako Sugiura (2012) "Which 'Greenness' Is Valued? Evidence from Green Condominiums in Tokyo," 46th Annual AREUEA Conference Paper. Available at SSRN.
- 15) Gelfand, A. E., S. Banerjee, C. F. Sirmans, Y. Tu, and S. Eng Ong (2007), "Multilevel modeling using spatial processes: Application to the Singapore housing market," Computational statistics & data analysis, 51, 7, 3567-3579.
- 16) Corrado, L. and B. Fingleton (2012), "Where is the economics in spatial econometrics?," Journal of Regional Science, 52, 2, 210-239.
- 17) Anselin, Luc (1988) Spatial Econometrics: Methods and Models: Kluwer Academic.
- 18) 地理情報システム学会 (2004) 『地理情報科学事典』, 朝倉書店, pp. 214-221.
- 19) Anselin, Luc (2006) Spatial Econometrics: in Mills, T. and K. Patterson eds. Econometric Theory: Palgrave Macmillan, Ch. 26, pp. 901-969.
- 20) 清水千弘・唐渡広志 (2007) 『不動産市場の計量経済分析』, 朝倉書店.
- 21) LeSage, J. P., and R. K. Pace (2009), "Introduction to Spatial Econometrics," Chapman & Hall/CRC, Boca Raton.
- 22) Stakhovych, Stanislav and Tammo H. A. Bijmolt (2009) "Specification of Spatial Models: A Simulation Study on Weights Matrices," Papers in Regional Science, Vol. 88, pp. 389-408.
- 23) Jarque, C. M. and Anil K. Bera (1987) Test for Normality of Observations and Regression Residuals, International Statistical Review, Vol. 55, pp. 163-172.
- 24) Bowman, K. O. and L. R. Shenton (1975) Omnibus Test Contours for Departures from Normality Based On $\sqrt{B_1}$ and B_2 , Biometrika, Vol. 62, pp. 243-250.
- 25) 株式会社長谷工総合研究所 (2011-2012) CRI, No. 391-402.