

# 環境認証・評価がオフィスビル賃料に与える影響

○一般財団法人 日本不動産研究所 石塚治久  
尚絅学院大学 総合人間科学部 横井渉央

不動産賃貸市場において環境に配慮したビルの品質が賃料に反映されるようになってきたと言われる。本研究では、環境認証が賃料に反映するかについて2019年のデータから分析を行った。賃料の相互依存関係を考慮した空間ヘドニックモデルの推定結果から知見を得た。1) 大規模ビル群は、環境品質が高い不動産が環境投資をしていないビルよりも高い賃料で貸している。2) 中小ビル群も、相対的に高い賃料で貸しているが、環境投資を抑えた物件が選択される。3) 賃貸借契約は、平面床の賃貸借で交渉するが、市場賃料は室内の高さを反映している。

**Key words:** real estate lease market, ceiling heights, rent, spatial autocorrelation, ESG

## 1. はじめに

2006年4月、国際連合元事務総長コフィ・アナンはニューヨーク証券取引所で、企業の責任投資原則を提唱した。それは、機関投資家の投資の意思決定プロセスや株式の保有方針の決定に際し、環境・社会・企業統治の視点を重視するという原則である。

10年以上経ち日本でもようやく企業のESG(環境: Environment・社会: Social・企業統治: Governance)投資への関心が高まってきた。特にJ-REIT(日本版不動産投資信託)市場では、投資家から資金調達を進めるうえで、不動産投資法人のガバナンス強化、環境に配慮した不動産によるポートフォリオの組成、持続可能な都市形成に役立つ社会貢献を行う等の行動を評価する必要性を問われるようになってきた。

ターニングポイントは、欧州の年金基金を中心に2009年に創設されたGRESB(Global Real Estate Sustainability Benchmark)の広がりである。これは、不動産セクターの会社・ファンド単位での環境・社会・企業統治の配慮を測り、投資先の選定や投資先との対話に用いるためのツールである。このベンチマークのインデックスの1つとして、アメリカの非営利団体USGBC(U.S. Green

Building Council)が開発・運用し、GBCI(Green Business Certification Inc.)が建築や都市の環境を審査して認証するLEEDや、日本政策投資銀行が環境・社会への配慮がなされた不動産を支援するために創設した認証制度のGB等がある。

一般財団法人日本不動産研究所では、2017年から毎年不動産のESG投資について、アセット・マネージャーやディベロッパー、保険・銀行等の不動産投資家へ意識調査を行っており、2021年調査では189社中123社の有効回答を得た。

調査結果によれば、ESG投資に適した不動産の賃料収入は、そうでない不動産に比べてどの程度の違いがあると思うか、現在と10年後のそれぞれに回答を求めた(有効回答114社)ところ、現在は、84.2%が特に違いはない、1~5%程度高いが14.9%だった。また、10年後は、1~5%程度高いと思うが61.4%、6~10%程度高いと思うが21.9%で、特に違いはないと思う14.9%を上回っており、昨年の調査でもほぼ同様の結果である。

また、賃貸事業コストで同じ回答を求めた(有効回答109社)ところ、現在は、47.7%が特に違いはないとの回答が最も多かったが、1~5%程度高いも33.9%おり、事業コストへの負担を認識している。なお、昨年の調査(有効回答104社)では、特に違いはないが49.0%と今回の調査結果とほぼ同様だったが、1~5%程度高いが25.0%、6~10%程度高いが10.6%、1~5%程度低い11.5%でありバラツキが大きかった。

オフィスの不動産活用は、商取引が集積する地域や立地の特性、当該地域及び当該地に関わる人々の特性によって多種多様である。例えば、賃貸ビルの需要者(テナント)は、賃貸する部屋(賃貸床)を中心に地域や立地、建物の状況を検討・吟味する。近年、それに加えて、エネルギーの省力化(省エネ)を考慮して LED 照明設備を設置し、壁面緑化を行い、外壁温度を下げるような投資をしているビルを選好する傾向がみられるようになった<sup>1)</sup>。

日本政策投資銀行は、不動産オーナーの環境や社会への貢献について DBJ Green Building という認証制度を2011年に創設した。5つのテーマ(太陽光等の再生可能エネルギーを利用した発電システムの導入等の省エネ・省資源、共用部に無料Wi-Fiを設置等の性能・利便性・快適性、録画付防犯カメラの設置等防災・遵法性、ユニバーサルデザインのトイレ設置等利用者多様性・周辺環境・生物多様性への配慮、省エネ・環境保全対応についてテナントとの対話機会の確保等のパートナーシップ・情報開示) 85項目で5段階評価を行っている。取得費用は新規で60万円、3年ごとに再評価の上で継続費用50万円が必要となる<sup>1)</sup>。

ところで、建築物は容積によって実際の建築費用が変化するのに、商慣行としては床面積で賃貸契約がなされる。つまり、オフィス床の賃貸借契約は、書類上は面積ベースであり、室内の高さを含めた空間ベースではない。本研究では、このことについても室内の高さという説明変数により、容積がどの程度賃料に反映するか検証する。

なお、賃貸市場には住宅やオフィス、物流、ホテル、シルバー等多種多様なアセットがあるが、容易に入手でき、かつ、比較的多くのサンプルがある不動産証券化協会・東急不動産<sup>2)</sup>のJ-REITのオフィスサンプルを基にした。

不動産のヘドニック分析は数多く行われている。唐渡(2002)<sup>3)</sup>は、東京都のオフィス賃料からヘドニック賃料関数を用いて集積の外部経済の計測を

行った。労働者数が倍に増加すると、オフィス賃料は50%ほど上昇し、オフィスの利便性が高まるという推定結果を得た。また、この結果を用いて、最適経済指標である社会的限界生産性に含まれる都市レベルの集積の外部経済を計測し、一人当たり平均賃金率7.3%程度の金銭的価値が発生すると指摘している。

竹下・中村(2006)<sup>4)</sup>は、新規のオフィス賃料の長期時系列的な意思決定要因についてグレンジャーの因果性を用いて分析した。新規オフィス賃料が、過去の賃料及び過去の稼働床面積の変化に影響を受けて決定されることを示した。

堤・瀬谷(2009)<sup>5)</sup>は、つくばエクスプレス沿線の地価公示データを利用して便益評価を行い、ヘドニックモデルでOLS推定した場合に起きる空間自己相関の問題を提起した。空間エラーモデルによる推定を行い、両者から導出した便益額に大きな差が生じることを示した。

Eichholtz *et al.* (2010)<sup>6)</sup>は、商業用不動産の設計及び建設におけるエネルギー効率への投資と賃料、建物の賃料単価に稼働率を乗じた賃料(実効賃料)、及び販売単価との関係を調査し、環境対応した建物の賃料は、他の建物の賃料より1平方フィートあたり約3%高く、実効賃料は7%を超え、販売価格は約6%高いことを示した。ここでの環境建物は、LEED及びあるいはEnergy Starの認証を取得したビルをいう。各建物の緯度、経度に基づいて、地理情報システムを利用して、認定された各建物の半径0.2マイル以内にあるCoStarデータベース内の他のオフィスビルを特定することで位置の影響をコントロールし、893のオフィスビルクラスターを作成した。モデルは、建物のヘドニック特性、クラスター $n$ が説明変数で、目的変数は商業オフィスビル $i$ の実行賃料または販売単価の対数で示している。

Fuerst *et al.* (2010)<sup>7)</sup>は、CoStarのデータベースを利用して米国の商業用不動産に対する環境認証の価格効果を調査し、環境認証を受け

た建物は賃料単価と販売単価の両方にプレミアムがあることを検証した。ヘドニック賃料モデルは、建物属性のほか緯度及び経度の地理座標により空間分布の影響を捉えている。推定結果は、エコ認定ビルは非認定ビルと比較して4~5%の賃料プレミアムを確認している。

Deng *et al.* (2012)<sup>8)</sup>は、シンガポールの住宅市場における環境不動産への経済的利益は、2段階推定で、コミュニティのアメニティを調整しても非環境不動産より4%のプレミアムがあり、統計的に有意であると示された。第1段階では、697の個別のプロジェクトまたは不動産における環境・非環境不動産を含む取引に基づいて、ヘドニックモデルの価格が推定されます。第2段階では、各プロジェクトについて推定された固定効果が、プロジェクトの立地特性及び環境評価の制御変数に回帰される。

Zhenga, *et al.* (2012)<sup>9)</sup>は、中国の環境不動産における本実証研究では、建物のエネルギー効率に側面を当てるだけでなく、初期の環境不動産市場の成長を妨げる情報の問題も顕在化させた。Google検索を利用して指標を作成し、北京の集合住宅を環境市場に関してランク付けし、環境のユニットが販売前の段階で価格プレミアム付きで販売されているが、その後の再販または賃貸では割引されていることを示した。

吉田・清水 (2012)<sup>10)</sup>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、長寿命化等に関する環境配慮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、省エネについては、価格へのマイナスの効果を確認している。

石塚・横井 (2013)<sup>11)</sup>は、2011年に販売された東京23区内の分譲マンションのサンプルを収集し、空間ヘドニックモデルの推定から太陽光発電

設備はマンションの販売価格に正の効果をもたらすが、省エネ性、長寿命化、緑化といった環境性能は必ずしも正の効果を及ぼしているとは言えないとの結果を示した。

Yoshida and Sugiura (2015)<sup>12)</sup>は、環境不動産の取引価格がエネルギー効率、資源効率、長寿命、植栽の4つを環境要因にどう影響しているかその効果を推定し、各要因が価格に独自の影響を与えることを指摘した。特に環境不動産は長寿命設計を採用していることから価格プレミアムに繋がることが判った。また、最初は環境不動産を割引価格で取得できるが、高価な機器の交換により環境不動産の経済的寿命が長く、ライフサイクルコストが大きい場合、最終的にはプレミアム価格になることを示している。

麻・前川 (2016)<sup>13)</sup>は、J-REITのサンプルから不動産の属性変数についてオフィス用不動産の価格と取引時点の賃料の弾力性の違いを確認した。例えば、築年数の場合、価格の弾力性が賃料の弾力性より大きいため、築年が古くなるほど価格の下落率が賃料の下落率より大きいことを示した。

石塚・横井 (2017)<sup>14)</sup>は、東日本大震災前後の土地取引サンプルを収集し、空間ヘドニックモデルから自然災害リスクの影響を推定した。推定結果では、震災直後にはリスクの影響により土地取引価格は下落したが、時間の経過とともに被害状況が認知されるようになるとリスクが再評価され価格水準は回復していった。

Yoshida *et al.* (2017)<sup>15)</sup>は、環境不動産の認証とオフィス賃料の間に正の相関をもたらす原因について検証した。建物の持続可能性に関連する機能は、実際の電気と水道の消費量を削減することに効果的であることを示した。また、観察された持続可能性に関連する機能の効果を調整した後に、環境認証は電気と水道の消費量の削減には異なる効果があることを示した。しかし、電気や水道の使用料の影響を管理すると、環境認証がオフィス賃料に直接影響することはなくなる、環境不

動産にみられる賃料プレミアムは、環境不動産の認証に関連付けられたブランドではなく、エネルギーと水道のコストの削減に関する環境不動産の重要なメリットに対し、入居者によって支払われる。

高田ら (2020)<sup>16)</sup>は、2006年以降に分譲されたCASBEE (建築環境総合性能評価システム) 認証マンションを対象として、環境性能が新築分譲価格及び中古取引価格に及ぼす影響についてヘドニック・アプローチを用いて分析した。総合評価が1ポイント上昇すると新築販売単価が5.5%程度高くなることを示した。

以上、ヘドニックモデルを利用した不動産市場の研究をまとめると、オフィスの賃貸市場は、竹下・中村 (2006)<sup>4)</sup>、Eichholtz *et al.* (2010)<sup>6)</sup>、Fuerst *et al.* (2010)<sup>7)</sup>、Deng *et al.* (2012)<sup>8)</sup>、Zhenga, *et al.* (2012)<sup>9)</sup>、麻・前川 (2016)<sup>13)</sup>が、ヘドニックモデルを利用し、唐渡 (2002)<sup>3)</sup>、堤・瀬谷 (2009)<sup>5)</sup>は空間ヘドニックモデルから外部経済や便益を評価した。また、吉田・清水 (2012)<sup>10)</sup>、Yoshida and Sugiura (2015)<sup>12)</sup>、石塚・横井 (2013<sup>11)</sup>・2017<sup>14)</sup> Yoshida *et al.* (2017)<sup>15)</sup>は、近年、認識され始めた環境不動産と認識される要因として省エネや緑化、自然エネルギーの利用、ハザードマップの活用と不動産との関係を、空間ヘドニックモデルを利用して分析を行い、高田ら (2020)<sup>16)</sup>は、ヘドニックモデルを利用して環境認証制度による評価と分譲マンションの販売単価との相関を分析した。

本研究では、投資用不動産のうち環境不動産と一般の不動産の賃料を比較検討する。特に、過去の研究のように長寿命化や緑化、太陽光発電設備といった個別の技術の影響ではなく、2017年頃から不動産賃貸投資市場で認知され始めた ESG インデックスと市場賃料の相関を分析対象とする。具体的には、2019年3月までの J-REIT のサンプル<sup>2)</sup>を利用して、ESG投資の判断基準の1つとなりつつある環境認証制度とオフィス床を賃貸する市場の関係を分析する。日本国内には、LEED (U. S.)、BREEAM (U. K.)、CASBEE (日本)・Green Building

Certificate (日本)、greenstar (Australia)等の認証制度があるが、今回は公開されサンプル数が多い Green Building Certificate (GB) のデータを通して検証する。また、環境認証と賃料以外にも床面積の重視という不動産賃貸市場の商習慣についても検証する。

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

首都圏(東京都・千葉県・埼玉県・神奈川県)で賃貸されているオフィス $i$ の床面積あたりの単価を対数変換した値を $y_i$ 、属性(都心3区<sup>1)</sup>に所在しているか、最寄り駅までの距離、室内の高さ等を $x_{ik}$ とする。総賃貸件数を $I$ 、各ビルの属性数は $K$ とする。各床 $i$ の賃料を説明するヘドニックモデルは次式の通りで、 $\varepsilon_i$ は攪乱項である。

$$y_i = \sum_{k=1}^K \gamma_k x_{ik} + \varepsilon_i \quad (1)$$

契約賃料は、物件そのものの観測できる特性だけで必ずしも決定されない。他の物件の賃料との相互依存(被説明変数における空間自己相関)や、観測できない説明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。それらに対処可能な空間自己相関を考慮した回帰モデル、つまり、被説明変数と攪乱項の片方もしくは両方における空間自己相関を考えた次のような拡張モデル(2)、(3)、(4)も検討する。<sup>ii</sup>

$$y_i = \rho \sum_{j=1}^I \omega_{ij} y_j + \sum_{k=1}^K \gamma_k x_{ik} + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$\begin{cases} y_i = \sum_{k=1}^K \gamma_k x_{ik} + \varepsilon_i \\ \varepsilon_i = \lambda \sum_{j=1}^I \omega_{ij} \varepsilon_j + \mu_i \end{cases} \quad (3)$$

$$\begin{cases} y_i = \rho \sum_{j=1}^I \omega_{ij} y_j + \sum_{k=1}^K \gamma_k x_{ik} + \varphi_i \\ \varphi_i = \lambda \sum_{j=1}^I \omega_{ij} \varphi_j + \varepsilon_i \end{cases} \quad (4)$$

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

$$\omega_{im} = \begin{cases} \frac{\bar{\omega}_{im}}{\sum_{h=1}^I \bar{\omega}_{ih}} & \text{for } i \neq m \\ 0 & \text{for } i = m \end{cases} \quad (6)$$

式(2)の $\rho$ は被説明変数の空間自己相関の係数であり、式(2)は空間ラグモデルという。式(3)の $\lambda$ は除外変数の空間自己相関の係数であり、空間エラーモデルと言う。式(4)は被説明変数と誤差項のいずれも空間自己相関を考慮する空間ラグ&エラーモデルである。

本研究では、まず、式(1)の非空間モデル(OLS)と式(2)~(4)の空間モデルをそれぞれ推定し、それらの中で情報量規準(AIC)が最も良い(低い)モデルを選択する。

変数 $x_{ik}$ に対応する係数 $\gamma_k$ に関する仮説検定により、当該変数が賃料に与える影響を検討できる。

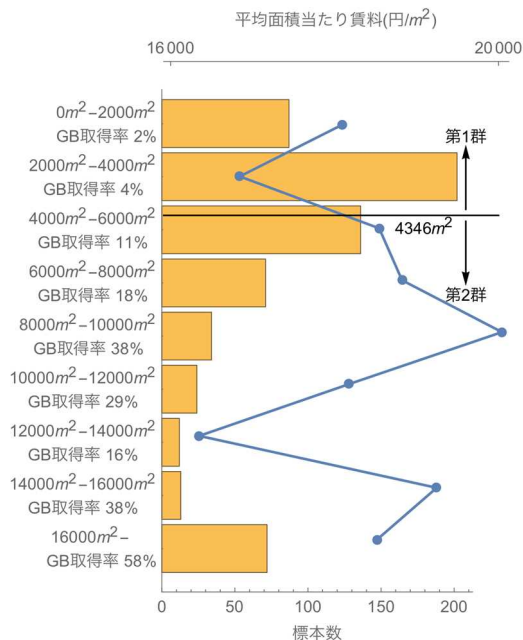


図1 賃貸可能床面積の分布とGB認証取得率と平均賃料

なお、空間計量経済学については、文献<sup>18), 19), 20), 21), 22)</sup>を参照のこと。

空間重み付け行列については地点 $i$ と地点 $m$ の距離で重み付けする。具体的には式(5)及び式(6)で計算する。 $\alpha$ は一般的な $\alpha=2$ を採用した。サンプル間距離 $d_{im}$ は、地球が楕円体であることを考慮したR 4.0.3の関数as.distにより、2点の座標から計算した。

### 3. 実証分析

#### (1) データと推定方法

各サンプルは、東急不動産J-REITシステムの首都圏におけるオフィス成約賃貸データ<sup>2)</sup>から抽出した。成約賃料の他、築年、建物床面積等の情報を持つ<sup>iii</sup>。道路幅員や東京駅までの時間距離等の欠落している情報については、都市計画図等で補完し、情報が揃ったサンプルサイズ約700でヘドニックモデルの回帰分析を行う。

賃貸物件は、規模によって入居者等が大きく異なり、ヘドニック関数も異なることが予想される。そこで賃貸可能床面積の中央値で2つのグループに分類した。第1群は4,346m²以下、第2群は4,346m²を超えるグループである。図1において、ヒストグラムは各物件の床面積の分布を示している。第1群は物件の多いボリュームゾーンであり、第2群はやや物件数が少ないことが分かる。また、それぞれのカテゴリ毎にGB認証の取得率を示した。取得率については対照的であり、第1群は低く、第2群は高い。図1において、ヒストグラムは各物件の床面積の分布を示している。第1群は物件の多いボリュームゾーンであり、第2群はやや物件数が少ないことが分かる。また、それぞれのカテゴリ毎にGB認証の取得率を示した。取得率については対照的であり、第1群は低く、第2群は高い。

折れ線グラフは平均の賃料である。賃料については、各群で明瞭な差異はない。なお、今回は標本数の確保を考えて、床面積の中央値で分割した。サンプルの空間的分布を、図 2 に示す<sup>iv</sup>。紙面の制約上、第1群のみ示した。

賃料は、ビルの稼働期間の総賃料を賃貸稼働面積で除して求めた月額平均賃料単価である。このサンプルから GB の品質ダミー(プライズ1~5)東京、神奈川、千葉、埼玉の地域ダミー、都心3区か否か、当該ビルの敷地の前面道路幅員、都市計画法上の用途地域ダミー及び指定容積率、東京駅までの時間距離、山手線の内側に立地しているビルか否か<sup>v</sup>、最寄り駅までの時間距離、ビルの敷地と接面道路の関係が2面以上で接しているか、高度、賃貸オフィス室内の高さ、土地面積、実際使用容積率、築年数、NOI 利回り(償却前純収益の不動産取得価額に対する割合)、経費率(償却前賃貸事業費用の賃貸事業収入に対する割合)、稼働率の説明変数を用意した。賃料単価、道路の幅員、東京駅までの時間距離、最寄り駅までの時間距離、高度、賃貸オフィス室内の高さ、土地面積、築年数、賃貸床可能面積は対数変換を行っている。

住所から座標に変換し、緯度、経度、高度を求めた<sup>vi</sup>。緯度、経度については実数値を採用した。東京には「海拔ゼロメートル地帯」が存在しており、今回のサンプルにも高度として負の値も存在しているため、5mを加算した後に対数変換を行い、東京駅間の距離や最寄り駅までの距離は、1分以内のサンプルがあることから2分を加算した後に対数変換を行った。

なお、予備的な OLS の推定結果の段階で多重共線性の診断結果(Variance inflation factor, VIF)を確認し、指定建ぺい率、経度の変数をモデルから排除した。

これらの説明変数以外にもレストルームやエントランスの状況等の変数が考えられる。仮に、それらが賃料に影響を与えるとすると、除外変数の問題となる。それらの変数には多くの場合、空間

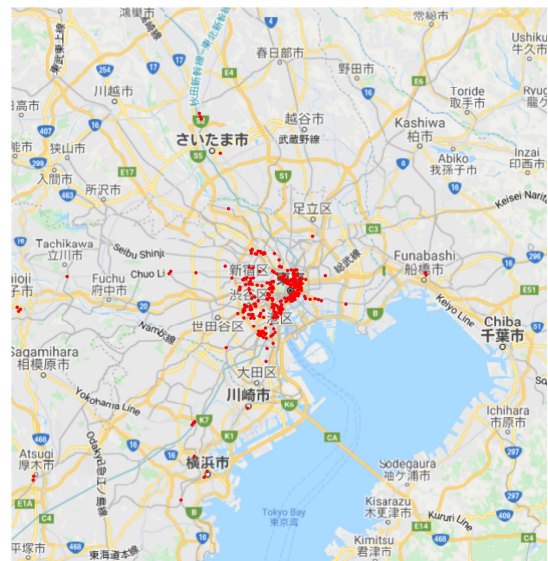


図 2 サンプル第 1 群の空間的分布

自己相関があると予測される。例えば、近隣の物件と条件を揃えようとするディベロッパー側の要因もあり得るし、特定の業種が集中しているなどの需要側の要因もあり得る。本研究では、計量経済モデルにおいて空間自己相関がある攪乱項を考慮しており、除外変数の問題は緩和されている。

サンプル各群について、a) 非空間モデル(OLS): 式(1)、b) 空間ラグモデル: 式(2)、c) 空間エラーモデル: 式(3)、d) 空間ラグモデル+空間エラーモデル: 式(4)の 4 モデルを推定し、情報量規準(AIC)から最適なモデルを選択する。

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。攪乱項の分布は独立同分布の正規分布を仮定する。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<sup>20), 21)</sup>を行う。

サンプル各群の記述統計量は、表 2 に示した。表2 からいくつかのことが読み取れる。第1群・第2群それぞれ約5%・29%が GB の環境認証を取得しており、中小ビルの第1群の取得が少ない。また、地域ダミーの千葉のサンプル数は両群とも少ない。平均稼働率は両群とも99%であり、空室が発生しないようにリーシング(商業用不動

	第1群	第2群
統計量	0.349	0.421
p 値	$2.20 \times 10^{-16}$	$2.20 \times 10^{-16}$

表1 空間自己相関の検定結果

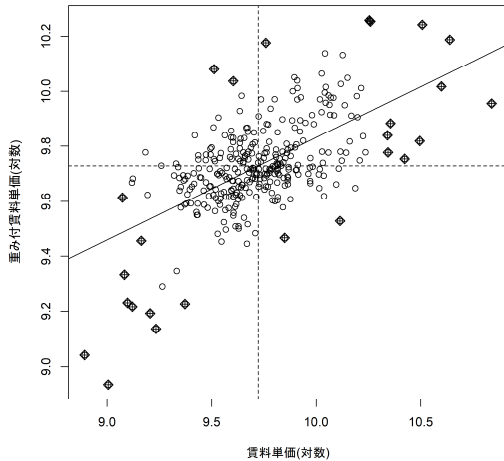


図3 サンプル第1群の散布図  
(Moran scatter plot)

産の賃貸支援業務)が日常的に行われていることがわかる。

第1群の指定容積率と実際の使用容積率の平均はほぼ同じであるが、第2群では、実際使用容積率の方が高い。これは、オフィスビルが商業地域に建設される際、行政上の緩和措置等によって指定容積率を超える建設が認められたサンプルが第2群に多いためと考えられる。また、四方路地が第2群に多いことは、大規模ビルの建設では、道路で囲まれた街区全体を対象とする開発サンプルが含まれているためと考えられる。

表1は、空間自己相関を検定する Moran I 統計量を示している。空間属性のランダム性を仮定すると、I 統計量の標準化統計量が近似的に正規分布に従うことが知られており、統計量  $z$  を用いて検定を行った。表1から p 値が小さく、統計量は  $0.349 \cdot 0.421$  といずれも正の空間自己相関があることがわかる。空間自己相関が無い場合、Moran I 統計量は、サンプル数  $n$  とすると期待値  $-1/(n-1)$  に近い値となる。

また、図3は、サンプル第1群の賃料単価(対数)と空間重み付け行列を考慮した賃料単価(対数)の散布図(Moran scatter plot)で、破線は、それぞれの平均を示し、第1象限は当該地点と周囲がともに高値を持ち、第3象限は当該地点と周囲がともに低値を持つ。この第1象限と第3象限に多くの点があるということは、賃料単価と空間重み付け行列を考慮した賃料単価の間に正の相関があることを示している。

## (2) 推定結果

最尤法による推定結果についての AIC によるモデル選択の結果、各群の最適空間モデルは、第1群・第2群いずれも空間ラグ&エラーモデルとなり、非空間モデル(OLS)は採用されなかった。つまり、第1群・第2群では、それぞれ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。表3a、表3bは選択されたモデルの推定結果である。なお、GB環境認証を取得しているビルか否かのダミー変数を用いたモデルの推定結果(表3b)は、紙面の制約上、GBダミー変数の推定結果のみを示す。以降では被説明変数に空間自己相関がある場合には、空間乗数効果を考慮した上で、説明変数の影響を検討し、比較するために非空間モデル(OLS)を併記する。

空間乗数効果を考慮しなくていい場合について考えると、例えば被説明変数が対数変換されており、回帰係数が $-0.15$ とすると、対数変換されている説明変数の1%の変化は被説明変数に $-0.15\%$ の変化、ダミー変数の変化はおおよそ $-15\%$ の変化を被説明変数にもたらす。一方、被説明変数の間で相互依存関係(空間自己相関)が存在する場合、空間ラグモデルの空間乗数効果を検証する必要がある(LeSage and Pace (2009, pp.16-20)<sup>24)</sup>、横井・安藤(2008)<sup>25)</sup>、大塚(2015)<sup>26)</sup>)すなわち、空間重み付け行列  $W$  を考えて、

$$S \equiv (I - \rho W)^{-1} \text{ とおく。 } x_k \text{ は説明変数の行列}$$

$X$  の第  $k$  列、 $y_i$  は被説明変数のベクトル  $y$  の第  $i$  要素、 $x_{ik}$  は説明変数の行列  $X$  の第  $i$  行第  $k$  列、 $s_{ik}$  は行列  $S$  の第  $i$  行第  $k$  列である。空間ラグモデル  $y = \rho Wy + X\beta + e$  を変形して、 $y = S(X\beta + e)$  を得る。 $\frac{\partial y}{\partial x_k} = \frac{\partial SX\beta}{\partial x_k}$  より、説明変数の変化の被説明変数への影響は  $\frac{\partial y}{\partial x_k} = s_{ii}\beta_k$  となる。 $\rho = 0$  の場合、 $s_{ii} = 1$  と OLS での回帰係数の解釈と同じになる。 $\rho \neq 0$  の

場合、一般に  $s_{ii} \neq 1$  となり、 $\beta_k$  の推定値に加えて行列  $S$  を計算することで、説明変数の変化が被説明変数に及ぼす影響を推計できる。ここで  $s_{ii}$  の値は標本によって異なることに留意していただきたい。これがいわゆる直接効果 (direct effect) である。

一方、 $i \neq j$  について  $s_{ij}$  を考慮するのが、間接効果 (indirect effect) である。今回は通常のヘドニックモデル的に、ある物件の特性の変化がその物件の価格に及ぼす影響を見るため、直接効果を主に検討するが、間接効果を含め表 3a・表 3b にまとめた。例えば、各群の稼働率の説明変数をみると、任意のサンプルの賃料に寄与する直接効果は、オフィスビルの稼働率が上がるにつれ賃料が、0.15・0.61% 上がり、近接サンプルの賃料の増減が任意のサンプルに波及する間接効果として第1群は 0.03% 下落、第2群は 0.18% 上昇する。

唐渡 (2007)<sup>15)</sup> 等で議論されたように土地情報のような立地データは互いに影響を及ぼしあっている可能性が高い。本件のようなサンプルで OLS 推定を行えば正しく推定されない恐れがあるため、空間自己相関を考慮した空間モデルで分析する意味がある。例えば、表 3a の各群の OLS では有意と

なったが、最適空間モデルでは非有意となった神奈川県ダミー変数がそれにあたる。つまり、空間自己相関を考慮しないと誤認してしまう見せかけの関係を確認できた。逆に、OLS では非有意となったが、最適空間モデルでは有意となった係数もいくつかあった。この場合は、空間自己相関を考慮しないモデルで見いだせない関係を確認できたことになる (第1群: 経度、プライズ1~3、都心3区のサンプルか否かのダミー変数、道路幅員、用途地域ダミー近商・工系、指定容積率、東京駅までの時間距離、最寄り駅距離、接面状況の三方路地のダミー変数、実際使用容積率)。

### (3) 解釈

回帰変数の解釈は以下の通りである。まず、両群に共通して、東京駅や最寄り駅までの時間距離が長くなると賃料は下がり、オフィスビルの賃貸事業の掛かる経費率が上がると賃料は下がる。一方、指定容積率の高い方が賃料は高くなる。

次に第1群に限ると、東へ向かうほど賃料は下がり、都心3区以外のビルの方が賃料は低く、築年数が経つほど賃料は低い。一方、用途地区ダミーは、商業地域にあるオフィスビルを基準としたときに住居系及び近商・工系の用途地域にある賃料単価の方が高い。これは、商業地域に比べ日影規制や高度規制等オフィスビルの賃貸床面積を十分確保することが相対的に難しいことから、早期に資本回収するために賃料単価を高く設定するものと推測される。また、接面状況が一方路を基準とした場合、三方路地は賃料単価が高くなる。標高や実際使用容積率の高いビルの賃料は高い。第2群に限ると、山手線の内側を基準としたとき、外側のビル賃料は安い。

さて、J-REIT の不動産投資市場で稼働しているオフィスビルで、GB 環境認証を取得しているオフィスビル賃料の単価は、表 3a より第1群ではプライズ1~3 (11%) のサンプル、第2群ではプライズ4・5 (11%) の有意性が認められている。また、GB 環境

認証を取得しているビルと取得していないビルの比較では、表3b より第1群では11%、第2群では7%の有意性が認められる。以上から、第1群のプライズ1~3及び第2群のプライズ4・5のビルは、環境不動産と認知されたオフィスビルの賃料がその他一般のオフィスビルより高く支払っても良いと評価してテナントが入居している。

記述統計より、中小ビル(第1群)よりも大規模ビル(第2群)の方が、プライズの高い認証を取得している。これは、大規模ビル建設における開発投資の資本回収には、相対的に環境品質の高いインデックスと高い賃料との相関が高いことを示す。

最後に賃貸市場における商習慣について検討する。不動産賃貸市場の商習慣は、募集する際に、「月坪いくら」(土地や建物の広さを単位ベースで表現したもので1坪は約3.3㎡)という表現を使い、ビル情報には室内の高さは掲載されていないケースも多い。本調査においてもサンプルを収集し、データメイクを施す際、室内高さが不明なサンプルについては、ホームページやパンフレット等の情報によって補完した。

室内の高さについての推定結果は、両群とも高さが高いと賃料単価が高くなることを示している。つまり、オフィスを賃貸募集する際、坪いくらという商取引が習慣化している一方、実質的には室内の高さも考慮した空間を貸す契約であることが判明した。

#### 4. 結論

2020年新型コロナウイルスの感染拡大が世界中で起き、日本では三密を避けるため、在宅勤務が推奨され、働き方について企業や従業員が考えざるを得ない状況になった。将来、オフィスで勤務するという考え方(集積力による労働生産性の向上や高効率)は再検討され、居住エリア近くのサブオフィスに出勤し、通勤コストと中心業務地区

(CBD)のオフィススペースを賃借するコストのトレードオフを検討し、相対的に安価なサブオフィス需要が高まる(分散力)かもしれない。

今回の研究では、GBの認証がJ-REIT市場の賃料に与える影響に関し首都圏(東京都・神奈川県・千葉県・埼玉県)のオフィスビル賃料の分析を、実際に成約された賃料や属性のデータによって行った。OLS(非空間モデル)と空間自己相関を考慮した空間モデルを比較したことにより、より頑健な仮説検定が可能となった。

主な知見としては、次の数点があげられる。まず、大規模ビル群で太陽光等の再生可能エネルギーを利用した発電システムの導入等の省エネ・省資源や共用部への無料Wi-Fi設置等の性能・利便性・快適性等における総合評価が4・5と品質が高いビルは、認証を受けていないビルよりも高い賃料でテナントのとの契約が成立している。中小ビル群でも認証があれば、より高い賃料で成約している。

また、室内の高さも考慮した空間を評価して、賃料が決定されていることが分かった。商習慣では賃料単価は平面単位であるが、推定結果は、室内の高さが高いオフィスでは空間が広がることで執務環境が良くなること等の室内の高さの効果を賃料に内包していることを示唆する。

また、今回の研究対象は不動産アセットのうちオフィス市場としたが、住宅市場におけるESGインデックスの影響については今後の検討課題としたい。

表2 記述統計量

	第1群			第2群		
	平均	標準偏差	VIF	平均	標準偏差	VIF
稼働率補正後賃料(円/坪)	17381.83	5348.20		18665.67	5929.27	
経度	139.74	0.07	3.10	139.71	0.08	2.78
緯度	35.67	0.05	—	35.65	0.08	—
GBダミー	0.05	0.21	—	0.29	0.45	—
プライズ1~3(ダミー)	0.03	0.17	1.11	0.13	0.34	1.15
プライズ4・5(ダミー)	0.02	0.12	1.26	0.16	0.37	1.99
神奈川(ダミー)	0.03	0.18	1.71	0.14	0.35	2.45
千葉(ダミー)	0.01	0.08	1.35	0.01	0.10	1.46
埼玉(ダミー)	0.01	0.11	1.14	0.03	0.16	1.19
都心3区か否か(ダミー)	0.44	0.50	1.88	0.62	0.49	1.80
道路幅員(m)	22.08	11.74	1.38	23.88	12.26	1.32
用途地域・住居系(ダミー)	0.03	0.18	1.41	0.08	0.28	1.53
用途地域・近商・工系(ダミー)	0.04	0.20	1.40	0.12	0.33	1.72
指定建ぺい率(100%)	0.79	0.04	—	0.76	0.08	—
指定容積率(100%)	6.25	1.33	3.19	5.83	1.87	3.77
東京駅までの時間距離(分)	17.40	10.59	2.37	20.45	9.85	2.64
山手線内か外か(ダミー)	0.53	0.50	1.51	0.58	0.50	1.36
最寄駅距離(分)	5.54	2.55	1.21	5.85	2.63	1.37
角地・二方路地(ダミー)	0.48	0.50	1.58	0.38	0.48	1.97
三方路地(ダミー)	0.21	0.41	1.66	0.30	0.46	1.96
四方路地(ダミー)	0.03	0.18	1.23	0.11	0.32	1.56
高度(m)	18.33	16.06	2.83	19.89	17.61	2.30
室内高さ(mm)	2570.63	159.04	1.30	2637.65	122.36	2.64
土地面積(m <sup>2</sup> )	718.34	929.02	—	4714.67	7472.50	3.15
建物延床面積(m <sup>2</sup> )	4422.79	7996.32	—	33879.58	61507.69	—
実際使用容積率(100%)	6.23	1.60	2.40	6.84	2.35	2.22
築年数(年)	26.99	8.43	1.53	25.91	10.06	2.96
賃貸可能面積(m <sup>2</sup> )	2723.93	912.61	1.26	12026.25	10347.28	3.39
NOI利回り(%)	0.05	0.01	1.16	0.05	0.01	1.40
経費率(100%)	0.28	0.07	1.20	0.31	0.11	1.35
稼働率(100%)	0.99	0.07	1.09	0.99	0.03	1.18
第1群：賃貸可能面積の中央値で4,346m <sup>2</sup> 以下のサンプル群				第1群サンプル数：326		
第2群：賃貸可能面積の中央値で4,346m <sup>2</sup> を超えるサンプル群				第2群サンプル数：325		
—	：OLSの推定結果でのVIFが高いため除外された変数					

表3a 推定結果

	第1群						第2群					
	最適空間モデル				OLS		最適空間モデル				OLS	
	推定値	標準誤差	空間間接効果	空間効果合計	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	空間間接効果	空間効果合計	推定値	標準誤差
定数項	149.06	63.00**			-30.39	45.25	-11.22	42.71			-22.90	38.00
経度	-1.03	0.45**	0.19	-0.84	0.25	0.32	0.07	0.31	0.02	0.09	0.16	0.27
プライズ1~3(ダミー)	0.11	0.05*	-0.02	0.09	0.06	0.08	0.05	0.03	0.01	0.06	0.06	0.04
プライズ4・5(ダミー)	0.11	0.08	-0.02	0.09	0.22	0.11	0.11	0.04***	0.03	0.15	0.11	0.05**
神奈川(ダミー)	-0.20	0.12	0.04	-0.16	-0.24	0.09**	-0.12	0.07	-0.04	-0.16	-0.15	0.06***
千葉(ダミー)	0.45	0.48	-0.08	0.37	0.09	0.19	-0.27	0.14	-0.08	-0.35	-0.27	0.16
埼玉(ダミー)	0.01	0.17	0.00	0.01	0.03	0.12	-0.01	0.09	0.00	-0.01	0.00	0.08
都心3区か否か(ダミー)	-0.15	0.04***	0.03	-0.12	-0.03	0.03	0.00	0.04	0.00	0.01	0.03	0.03
道路幅員(対数)	-0.04	0.02**	0.01	-0.04	-0.04	0.02	0.00	0.02	0.00	0.00	-0.01	0.02
用途地域・住居系(ダミー)	0.16	0.06**	-0.03	0.13	0.20	0.08**	0.03	0.05	0.01	0.04	0.03	0.06
用途地域・近商・工系(ダミー)	0.17	0.06***	-0.03	0.14	0.07	0.08	-0.01	0.05	0.00	-0.01	-0.04	0.05
指定容積率	0.03	0.01**	-0.01	0.03	0.03	0.02	0.03	0.01***	0.01	0.04	0.03	0.01**
東京駅までの時間距離(対数)	-0.11	0.03***	0.02	-0.09	-0.05	0.03	-0.08	0.04**	-0.02	-0.11	-0.10	0.04***
山手線内か外か(ダミー)	0.04	0.03	-0.01	0.03	-0.02	0.03	-0.06	0.03*	-0.02	-0.08	-0.09	0.03***
最寄駅距離(対数)	-0.06	0.03**	0.01	-0.05	-0.03	0.03	-0.08	0.03***	-0.02	-0.10	-0.10	0.03***
角地・二方路地(ダミー)	0.04	0.02	-0.01	0.03	0.03	0.03	0.01	0.03	0.00	0.02	0.03	0.04
三方路地(ダミー)	0.07	0.03**	-0.01	0.06	0.06	0.04	0.02	0.03	0.01	0.02	0.02	0.04
四方路地(ダミー)	0.10	0.05	-0.02	0.08	0.13	0.08	0.00	0.04	0.00	0.00	0.02	0.05
高度(対数)	0.09	0.03***	-0.02	0.07	0.11	0.03***	0.04	0.02	0.01	0.06	0.08	0.03***
室内高さ(対数)	0.78	0.19***	-0.14	0.63	0.65	0.27**	1.18	0.37***	0.35	1.53	1.32	0.44***
土地面積(対数)	-	-	-	-	-	-	0.03	0.02	0.01	0.04	0.03	0.02
実際使用容積率	0.03	0.01***	-0.01	0.02	0.01	0.01	0.01	0.01	0.00	0.01	0.01	0.01
築年数(対数)	-0.07	0.03***	0.01	-0.06	-0.08	0.04*	-0.05	0.04	-0.01	-0.07	-0.01	0.05
賃貸可能面積(対数)	0.00	0.03	0.00	0.00	0.00	0.04	-0.03	0.03	-0.01	-0.04	-0.04	0.04
NOI利回り	0.80	0.87	-0.15	0.66	-1.53	1.28	-0.20	1.00	-0.20	-0.89	-2.16	1.16
経費率	-0.47	0.13***	0.09	-0.38	-0.85	0.19***	-0.29	0.11***	-0.09	-0.38	-0.42	0.13***
稼働率	0.15	0.13	-0.03	0.13	0.20	0.20	0.61	0.40	0.18	0.78	0.30	0.47
$\rho$	-0.21	0.11*					0.24	0.14				
$\lambda$	0.82	0.04***					0.37	0.15**				
$\sigma^2$	0.03	0.00***			0.05		0.04	0.00***			0.05	
AIC/BIC	-127.47	/	-17.65		Adjusted R2	0.33	-78.11	/	35.4		Adjusted R2	0.50
Log Likelihood	92.74				(R2)	0.38	69.05				(R2)	0.54

\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ両側検定(1%、3%、5%有意水準)で有意な係数。  
 -はVIFが高いため除外された変数

表3b 推定結果

	第1群						第2群					
	第1群				OLS		第2群				OLS	
	推定値	標準誤差	空間間接効果	空間効果合計	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差	空間間接効果	空間効果合計	推定値	標準誤差
GBダミー	0.11	0.05**	-0.02	0.09	0.11	0.07	0.07	0.03**	0.02	0.10	0.08	0.03**
AIC/BIC	-129.5	/	-23.44		Adjusted R2	0.33	-78.04	/	31.7		Adjusted R2	0.50
					(R2)	0.38					(R2)	0.54

\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ両側検定(1%、3%、5%有意水準)で有意な係数。

謝辞:本研究はJSPS科研費17K03702の助成を受けたものです。ただし、本研究の成果は著者達自らの見解等に基づくものであり、所属研究機関、資金配分機関及び国の見解等を反映するものではありません。

- i この論文で、「都心3区」とは、千代田区・港区・中央区を指す。
- ii 一方、除外変数バイアスを回避する方法としては、空間計量経済モデルや空間統計モデル以外にもいくつかの対応の方法がある。例えば、パネルデータの場合には、Difference in Difference 推定が適用できる(Michio Naoi, Miki Seko, and Kazuto Sumita (2009)17)。今回は、実際の賃貸のデータであり、各地点について多時点のデータは存在しないこととGBや賃貸市場の高習慣のインパクトを確認するためにクロスセクション分析を行った。ただし、物件の規模でヘドニック関数が異なる可能性は検討する。
- iii 今回の研究において標高は、国土交通省国土地理院地図 23を利用する。この調査は、標高モデルデータ標高点の値であり、地表面の測定値に基づいている。
- iv なお、本件では採用しないが、募集賃料をデータとして利用する場合には、需要者の行動が考慮されていないことや不動産の賃貸市場とは直接関係ない供給側のレバレッジ・ローン等の個別事情が募集賃料に反映されていることを考慮しなければならない。
- v 東京都内の不動産評価において、物件所在が JR 東日本の山手線の内側か外側かで大きな違いがあるとされる。内回り・外回りの 2 本の路線の両方について内側の場合に山手線内部の土地と定義した。
- vi R 言語のスクリプトにより地図座標の属性を操作する CRS (coordinate reference systems) コマンドを利用し、世界測地系 WGS84 とした。

## 参考文献

- 1) 三鬼商事・CBRE・三幸エステート・DBJ Green Building 各ホームページ  
(アクセス日 2020 年 9 月 1 日)  
<https://e-miki.com/>.  
<https://www.cbre-propertysearch.jp/>.  
<https://www.sanko-e.co.jp/>.  
<http://igb.jp/>.
- 2) 一般財団法人不動産証券化協会・東急不動産 J-REIT 各ホームページ (アクセス日 2019 年 4 月 30 日)  
<https://www.ares.or.jp/>.  
<http://tlc-jreit.com/>.
- 3) 唐渡広志 (2002) 「ヘドニック・アプローチによる集積の外部経済の計測—東京都賃貸オフィス市場の実証分析」, 『日本経済研究』, 45, 41-67.
- 4) 竹下俊彦・中村良平 (2006) 「新規オフィス賃料インデックスの時系列決定要因分析」, 『日本不動産学会誌』, 20(3), 131-141.
- 5) 堤盛人・瀬谷創 (2009) 「ヘドニック・アプローチを用いた便益評価と空間計量経済学・空間統計学」, 『季刊 住宅土地経済』, 72, 27-35.
- 6) Eichholtz, P. Kok, N. and Quigley, J. (2010), “Doing Well by Doing Good? Green Office Buildings,” *American Economic Review*, 100, 2494-2511.
- 7) Fuerst, F., McAllister (2010) “Green Noise or Green Value? Measuring the Effects of Environmental Certification on Office Values,” *Real Estate Economics*, 39, 45-69.
- 8) Deng, Y., Li, Z., & Quigley, J. M. (2012) “Economic returns to energy-efficient investments in the housing market: evidence from Singapore,” *Regional Science and Urban Economics*, 42(3), 506-515.
- 9) Zheng, S., Wu, J., Kahn, M. E., & Deng, Y. (2012) “The nascent market for “green” real estate in Beijing,” *European Economic Review*, 56(5), 974-984.
- 10) 吉田二郎・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』, 83, 18-29.
- 11) 石塚治久・横井渉央 (2013) 「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」, 『日本不動産学会第 29 回秋季全国大会論文集』, 21-28.
- 12) Yoshida, J., and Sugiura, A. (2015) “The Effects of Multiple Green Factors on Condominium Prices,” *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 50(3), 412-437.
- 13) 麻剣英・前川俊一 (2016) 「不動産の価格と賃料の各属性に対する弾力性の違いに関する研究—J-REIT の東京 23 区内のオフィスビルを対象として—」, 『応用地域学研究』, 20, 51-66.
- 14) 石塚治久・横井渉央 (2017) 「東日本大震災前後の東京都における自然災害リスク情報が土地取引価格に与

- える影響」, 『応用地域学研究』, 21, 1-16.
- 15) Yoshida, J., J. Onishi and C. Shimizu (2017),  
 “Energy Efficiency and Green Building Markets  
 in Japan,” *A chapter in a book on Green  
 Buildings edited by Ed Coulson, Yongsheng Wang,  
 and Cliff Lipscomb.* 7, 139-160.
- 16) 高田秀之・吉田好邦・川久保俊・山口歩太 (2020)  
 「環境性能が集合住宅の販売価格及び中古取引価格に  
 与える影響 CASBEE 横浜の評価結果を用いた実証分  
 析」, 『日本建築学会環境系論文集』, 85(767), 89-95.
- 17) Michio Naoi, Miki Seko, and Kazuto  
 Sumita, (2009) “Earthquake risk and housing  
 prices in Japan: Evidence before and after  
 massive earthquakes,” *Regional Science and  
 Urban Economics*, 39, 658-669.
- 18) 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』.
- 19) 唐渡広志 (2007) 「地価関数の推定と空間的自己相関  
 の検出」, 『土地総合研究』, 15(4), 3-13.
- 20) Anselin, Luc (1988), “Spatial Econometrics:  
 Methods and Models,” *Kluwer Academic*.
- 21) 地理情報システム学会 (2004), 「地理情報科学事  
 典」, 『朝倉書店』, 214-2214.
- 22) Anselin L (2006) “Spatial econometrics,” *In:  
 Mills T, Patterson K (eds) Palgrave handbook of  
 econometrics, vol 1, Econometric Theory.  
 Palgrave Macmillan, Basingstoke*, 901-969.
- 23) 国土交通省国土地理院ホームページ  
 (アクセス日 2020 年 4 月 29 日)  
[http://saigai.gsi.go.jp/2012demwork/checkheight  
 /index.html](http://saigai.gsi.go.jp/2012demwork/checkheight/index.html)
- 24) LeSage, J. P., and R. K. Pace (2009)  
 “Introduction to Spatial Econometrics”,  
*Chapman & Hall/CRC, Boca Raton*.
- 25) 横井渉央・安藤朝夫 (2008) 「空間自己相関モデルに  
 おける空間構造と一方的な影響を表現する近接行  
 列」, 『日本不動産学会誌』, 21(4).
- 26) 大塚芳宏 (2015) 「都道府県の生産における限界効果  
 とその波及効果の推定」, 『日本統計学会誌』,  
 45(1).