

東京オフィス市場における 賃料調整過程の異質性に関する実証研究

松尾 和史¹・松下 滉一郎²・黒田 翔³・堤 盛人⁴・今関 豊和⁵

¹非会員 筑波大学大学院 システム情報工学研究群 (〒305-8573 茨城県つくば市天王台1-1-1)

E-mail:s2020445@s.tsukuba.ac.jp

²非会員 元 筑波大学大学院

E-mail: kou.matsu.2015@gmail.com

³非会員 筑波大学大学院 システム情報工学研究科 (〒305-8573 茨城県つくば市天王台1-1-1)

E-mail: s1530138@s.tsukuba.ac.jp

⁴正会員 筑波大学 システム情報系 教授 (〒305-8573 茨城県つくば市天王台1-1-1)

E-mail:tsutsumi@sk.tsukuba.ac.jp

⁵非会員 株式会社 三幸エステート (〒104-0061 東京都中央区銀座4-6-1)

E-mail: toyokazu_imazeki@sanko-e.co.jp

東京のオフィス市場は、世界的に大きな関心が寄せられている市場であるにもかかわらず、取引等に係るデータの入手困難性の問題から、市場を対象とした研究は非常に限られている。

本稿では三幸エステート株式会社が保有する2000年1月から2016年6月までの東京23区オフィス市場のデータを基に不動産経済学の分野でよく知られた賃料調整過程の枠組みを用いて東京オフィス市場におけるの長期的かつ短期的な変動メカニズムについて、オフィスビルの規模による異質性に着目し、実証分析を行った。その結果、米国や香港を対象とした既存研究とは異なり、オフィスビルの規模が大きいほど、賃料調整の速度が遅いことが明らかになった。これは、オフィスビルの規模が大きいほど賃料情報が開示されにくいという東京オフィス市場の特性に起因すると考えられる。

Key Words : rental office market, rent adjustment process, error correction model, panel data

1. はじめに

オフィスビル市場において賃料は最も重要な指標であり、その中でも賃料の水準や、その時間的な変動が主な研究の対象となっている。時間的な変動を扱ったもので最も代表的な研究は賃料の予測に関するものである (e.g. Wheaton and Toroto, 1994¹⁾)。REITなどに代表されるように、不動産には金融商品としての側面を持ち合わせており、その価格 (資産価値) 予測は投資家が最適なポートフォリオ配分を作成するための意思決定において極めて重要であるため、古くから大きな関心が向けられている。同時に予測の前提となる過去の変動をもたらした構造の分析も大きな関心が持たれている。

賃料の変動をもたらす構造は「賃料調整過程 (rent adjustment process)」などと呼称され、他の経済指標などとの相関から分析されることが多い。この時利用される代表的な分析モデルの一つに賃料調整過程モデルがある。これはオフィスビルの貸出床面積に関わる需給関係を考

慮し、賃料と空室率の関係性、すなわち不均衡の修正過程として変動を扱うものである。Hendershott et al.(2002a)²⁾において当時のアメリカにおけるオフィス賃料の分析モデルとして支配的に利用されていたと示されるように、賃料調整過程モデルは賃料の時間的な変動を分析する際に頻繁に用いられてきた。

賃料調整過程を用いた分析は主に欧米などの先進国のオフィス市場を対象に行われてきたが、近年ではワルシャワ (Nowak et al., 2020)³⁾や香港 (Chau and Wong, 2016)⁴⁾、ジャカルタ (Simon et al., 2015)⁵⁾など、発展途上の国の都市を対象とした研究も増えている。しかし、東京のオフィス市場を対象とした研究は筆者らの知る限りほとんど存在しない。

また、近年の東京オフィス市場は国際的にも魅力的な市場となっており、大きな関心が寄せられている。ジョーンズラングラサール社 (JLL) が公表している都市別商業用不動産投資額のランキングを見ると、東京は2018年

が8位、2019年が6位と常に上位に位置しており、2020年第1～第3四半期のコロナ禍における投資額は193億ドルで世界首位となっている。

本稿では日本の大手オフィス仲介会社である三幸エステート株式会社の有するデータに賃料調整過程の枠組みを適用し、他国の不動産市場の動態について実証した既存研究との比較も踏まえて、東京オフィス市場の実態を明らかにすることを目的としている。

以降の第2章では、賃料調整過程に関する既往研究を整理し、第3章では賃料調整過程モデルの分析手法について記述する。第4章では本研究で用いるデータについて示し、第5章で分析結果を記述し、最後に第6章にて結論と課題を述べる。

2. 既存研究

賃料調整過程の理論はSmith(1974)⁶が最初に提唱したとされている。これは住宅市場を対象としたものであったが、Shilling et al.(1987)⁷がこの理論をオフィス市場に適用し、その有効性を示した。その後、Hendershott et al.(2002a)²は賃料調整過程の枠組みをマクロ経済学を背景に持つ誤差修正モデル(ECM: Error Correction Model)に適用し、以降の賃料調整過程に関する研究ではECMを用いることが主流となった。Hendershott et al.(2002a)²のモデルでは、需給のショックに応じて賃料や空室率が対称的に変化することが前提とされてきたが、Englund et al.(2008)⁸、Brounen and Jennen(2009a)⁹、Hendershott et al.(2010)¹⁰、McCartney(2012)¹¹、Nowak et al.(2020)³はこれらの反応が市場の景気循環の局面によって非対称的であることを明らかにした。また、Englund et al.(2008)⁸は従来モデルをSUR(Seemingly Unrelated Regression)モデルに拡張し、賃料と空室率、ストックの同時性を考慮したモデルを提唱した。Englund et al.(2008)⁸以降、時系列データを対象としたVECMの枠組みを用いた実証研究も増えている。(Hendershott et al., 2010¹⁰; Ho et al., 2014¹²; Bruneau and Cherfouh, 2015¹³; Simon et al., 2015⁵; Chau and Wong, 2016⁴)

賃料調整過程はミクロ経済学における需給均衡を定式化の基礎としている。そのため多くのモデルでは賃料と空室率の関係性から時間変動による影響を明らかにすることを目的としており、不動産データにおいて最も重要な情報といえる位置情報を除外した分析が行われている。そのため、これらの研究では分析対象となる地域について、地域内に存在するすべての不動産は同質であるという強い仮定がおかれている。しかし実際の不動産は位置によって同質のものが存在しないという特性を持ち、市場としても地域ごとにさらに細かい地域によるサブマーケットによって構成されている。こういった問題は不動産市場を対象とした研究において、古くから議論の対象として挙げられており(e.g. Goodman, 1978¹⁴)、賃料調整過

程の分析においても、地域要因を考慮したものは多数存在する。

地域要因を考慮する方法として最も代表的なアプローチはパネルデータを用いた分析である。Grenadier(1995)¹⁵はアメリカのオフィス市場について、固定効果モデルを用い、地域要因を固定効果として考慮することで自然空室率が地域ごとに異なる値をとることを示している。Gabriel and Nothhaft(2001)¹⁶はアメリカの賃貸住宅市場であるが、基本モデルとWheaton and Torto(1994)¹の両モデルについて、パネルデータを用い地域ダミーを設定することによって地域要因の考慮を試み、自然空室率の構造的差異を示している。Hendershott et al.(2002b)¹⁷ではパネルデータを用いた誤差修正モデルの分析を通してイギリスの賃料調整過程におけるロンドンの影響について言及している。また、こうしたパネルデータによるアプローチは、地域要因の考慮以外にもサンプルサイズが不足しがちな賃料等の時系列データについてクロスセクション方向にデータを増量することでサンプルサイズを増加させることを目的として使用されることもある(e.g. Hendershott et al., 2013¹⁸)。

また、オフィス市場のサブマーケットの構成は地理空間上における線引きだけでなく、オフィスビルの規模や築年数、最寄駅からの距離、設備などによっても行われる。多くのマーケットレポートではこのようなビルの性質によってグレード(クラス)分類を行い、グレードごとの賃料や空室率などの情報をレポートしている。賃料調整過程に関する研究ではChau and Wong(2016)⁴やIbanez and Pennington-Cross(2013)¹⁹が香港と米国におけるオフィスビルのグレード別のデータを用いて、グレードによる賃料調整過程の差異を明らかにしている。これらの研究ではオフィスビルのグレードが高い市場ほど、市場の透明度が高く、調整速度が速いことを示している。しかし、データの入手が困難であることから香港、米国以外のオフィス市場で検証されている研究は筆者らの知る限り存在しない。

また、第1章で述べたように、賃料調整過程に関する研究は欧米を主として近年では様々な国のオフィス市場で行われているが、東京のオフィス市場を対象とした研究は、投資的側面で大きな関心が集められているにもかかわらず、非常に限られている。

本稿では東京オフィス市場のデータに対し、誤差修正モデルを用いた賃料調整過程の枠組みを適用するだけでなく、未だ実証研究の蓄積が少ないオフィスビルのグレードによる異質性についても明らかにする。また、それらの結果を既存研究の結果と比較し、東京オフィス市場の実態を考察する。

3. 本研究の方法論

賃料調整過程モデルはSmith(1974)⁶⁾によって示され賃料 R の調整過程を空室率 V との関係式の中で、不均衡の修正として表現している。

近年使用されるモデルの多くはWheaton and Torto(1994)¹⁾によるものを基礎としており、均衡賃料 R^* を用い、時点 t における賃料変化率を

$$\Delta R_t = \beta(R^* - R_{t-1}) \quad (1)$$

として与える。 β はパラメータである。分析に際しては(1)式の一般形とされる誤差修正モデルが主に用いられる(cf. Hendershott et al., 2002b)¹⁷⁾。

以下にHendershott et al.(2002b)¹⁷⁾で示された方法に基づき、オフィスビル市場における貸出床面積の需給関係から誤差修正モデルによる賃料調整過程モデルの定式化を行う。誤差修正モデルにおける長期均衡は、オフィスビル市場における貸出床面積の需要供給によって与える。オフィスビル市場における貸出床面積の需要量 D は賃料 R と経済指標 EA からコブ＝ダグラス型の関数を用いて次のように与えることが出来る。

$$D = \lambda_0 R^{\lambda_1} EA^{\lambda_2} \quad (2)$$

ここで λ_1 は負、 λ_2 は正の値をとる。また、需給が長期的に均衡しているとした時、左辺に(2)式で与えた需要関数 $D(R, EA)$ を置くと、右辺は供給量となり、これは現在の貸出床面積の総量 OS に等しくなる。さらに、賃料調整過程モデルは空室率 V の関数であるため、 OS を分解すると、貸出可能な総床面積（以下ストックと表記する） S を用い次式のように書ける。

$$D(R, EA) = OS = S(1 - V) \quad (3)$$

(2)・(3)式で得られた均衡式を賃料 R についての関数として対数を取り書き換えることで、以下のとおり表される。

$$\ln R_{it} = \gamma_{i0} + \gamma_1 \ln EA_{it} + \gamma_2 \ln [S_{it} (1 - V_{it})] + u_{it} \quad (4)$$

なお、 $i(i=1, 2, \dots)$ は地域を、 $t(t=1, 2, \dots)$ は時間を表す添え字であり、 γ_{i0} は地域固定効果、 u_{it} は誤差項を表す。

また、この時 $\lambda_1 = 1/\gamma_2 > 0$ 、 $\lambda_2 = -\gamma_1/\gamma_2 < 0$ となる。

ここで得られる(3.4)式が誤差修正モデルにおける長期均衡式となり、 R について解いた時の推定値が均衡賃料 R^* となる。

また、(4)式が共和分関係を含む場合、(4)式の両辺を差分系列化し、誤差項 u を誤差修正項として加えることで短期調整式は、

$$\Delta \ln R_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \Delta \ln EA_{it} + \alpha_2 \Delta \ln [S_{it} (1 - V_{it})] + \theta u_{it-1} + e_{it} \quad (5)$$

として得られる。ここで、 e_{it} は誤差項を表す。また、誤差修正項 u_{it-1} のパラメータ θ が負のとき、不均衡を修正する力の存在が示される。

(4)、(5)両式のパラメータの推定は、先に長期均衡式のパラメータを推定してから、長期均衡式の誤差項を説明変数として短期調整式に加えるEngle and Granger(1987)²⁰⁾による二段階推定法を用いる。

また、パネルデータの分析モデルには固有効果モデルや変量効果モデルが存在するが、誤差修正モデルによる賃料調整過程の分析においてどのモデルを使用するのが適当かという議論はMouzakis and Richards(2007)²¹⁾においてなされている。Mouzakis and Richards(2007)²¹⁾はロンドンやパリなどヨーロッパの12都市のオフィスデータについて検証を行い、プールドモデルや変量効果モデルなどを含め様々なモデルについて比較し、変量効果モデルの使用を支持している。しかしながら、データの空間スケールなどによって大きく性格が異なることもあり、一通りの正しいモデルは定められないという見解に留まっている。本稿では、既存研究において頻繁に用いられるモデルに従い、長期均衡式は固定効果モデルを、短期調整式では差分時系列を扱うため、地域ごとの固定効果は除却されているものと考え、時間方向の系列相関を考慮し、誤差項にAR(1)を仮定した変量効果モデルを使用する。

4. データ

(1) データの概要

本稿では、東京23区のオフィス市場を対象に分析を行う。また、分析には三幸エステート株式会社が所有するデータである23区に立地する標準的な賃貸オフィスビルのデータと、事務所・企業統計、経済センサスにて集計されている従業者数のデータを用いる。ここで、標準的なオフィスビルとは事務所用途に限られたものであり、倉庫や店舗用途であるもの、また、平屋やマンションの1室を事務所として用いられているものはデータからは除かれている。オフィスビルのデータは、三幸エステート株式会社が把握しているビルに限られており、区内に存在するすべての賃貸オフィスビルが網羅されているわけではないという点に注意が必要である。

本分析の対象期間は2000年1月～2016年6月であり、対象期間による結果の頑健性を調べるため月次ごとのデータと四半期ごとのデータを用いる。また、ビルのグレードによる賃料調整過程の異質性を検証するため、三幸エステート株式会社が定めるオフィスビルの1フロア面積(坪)に基づく規模分類を参考に作成した分類(表1)に則り、「その他」を除く規模別の賃料、ストック、空室率データも整備する。なお、大規模ビルについては、各期間においてサンプルサイズが十分に存在する都心9区のみを対象とする。

表-1 オフィスビルの規模分類

規模	1フロア面積
大規模	200坪以上～
大型	100坪以上～200坪未満
中型	50坪以上～100坪未満
その他	～50坪未満

(2) 賃料R

賃料のデータとしては、貸主がテナントを募集する際に公表する坪当たり「募集賃料」を用いる。募集賃料とは不動産を市場に流通させる際に貸主が参考価格として公開する交渉の始値であり、交渉の結果、実際に取引が行われる価格である「成約賃料」に比べ、網羅的にデータの入手が可能である。不動産価格の品質調整や、価格指数の算出に広く用いられるヘドニック・アプローチでは、「成約賃料」を用いることで借主の付け根曲線と貸主のオファー曲線との接点から構成される市場価格関数を推定することが可能であるが、「募集賃料」を用いるということは、あくまで交渉の始値を分析しているだけであり、真に市場の賃料水準を反映しているとは言えない点で、解釈には注意が必要であるということが指摘がされている。(山形ら, 2010)²⁾しかし, Wheaton and Torto(1994)³⁾で示されるように、賃料調整過程において賃料の変動は貸主側の意思決定によって発生すると考えられるので、その結露たる指標として募集賃料を使用することは理論に反しない。また、本稿ではデータの制約上、成約賃料を用いることによるサンプルセレクションバイアスの方が、募集賃料を用いることによるバイアスに比べ大きくなることが考えられるため、募集賃料を用いる。

本稿では地域・時点ごとに算出した平均賃料 avR と品質調整を行った品質調整済み賃料 $adjR$ を用いる(いずれも坪当たりの単価)。品質調整の手法は多種に渡るが、本稿では最も広く用いられているヘドニック時間ダミー法を用いる。

$$\ln R_{ijt} = \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kijt} + \sum_{s=2}^T \delta_{is} D_{is} + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

ここで、 X_{kijt} は地域*i*における*j*番目のビルの*k*番目の説明変数、 D_s は時点を表すダミー変数、 ε_{ijt} は誤差項を表す。また、説明変数には、建物階数、1フロア面積、駅徒歩、築年数、エレベーター台数、冷房ダミー、建物構造ダミー、建物規模ダミー、周辺20棟までの平均距離、周辺貸付面積、東京駅までの距離を用いる。(6)式を地域*i*ごとに推定したのち、得られたパラメータ δ_{it} を用いて、品質調整済み賃料を次のように算出する。

$$adjR_{it} = \exp \left(\sum_j \frac{\sum_t \ln(R_{ijt})}{n_i} + \delta_{it} \right) \quad (7)$$

$$\delta_{i1} = 0$$

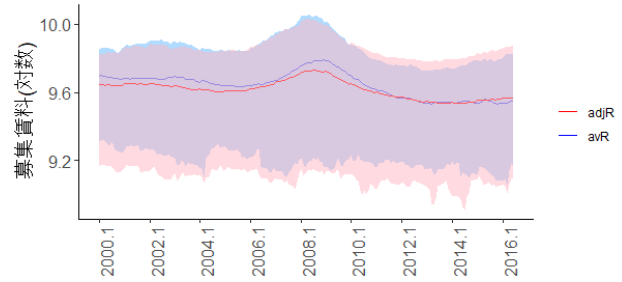


図-1 募集賃料単価の推移

(3) ストックS

貸出可能な総床面積であるストックのデータは、各ビルの貸出可能床面積(坪)を地域・時点ごとに集計し、算出する。このストックデータには、新規供給だけでなく、減耗や除却等のストックの減少も反映されている。但し、賃料のデータと同様に、サンプルは三幸エステート株式会社把握している範囲に限られるため、ここで得られるストックは市場全体をカバーしきれていない点に注意が必要である。

図2の東京23区における総ストックの推移をみると、長期的に単調増加傾向であるが、短期的には増減を繰り返していることが読み取れる。また、区別のストックの変化率の範囲(図3)を見ると、前月比で-10%から20%程度の範囲で増減しており、大規模物件の開発やそれに伴う除却等が各地域のストックに大きく影響していることが読み取れる。

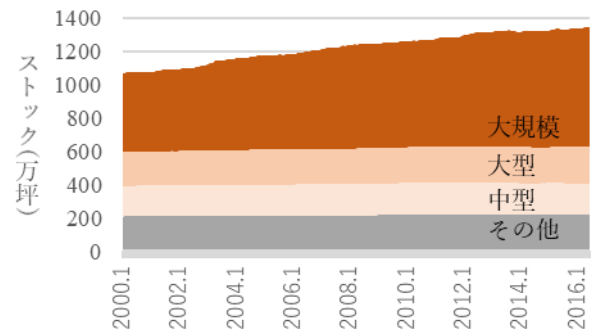


図-2 総ストックの推移(東京23区)

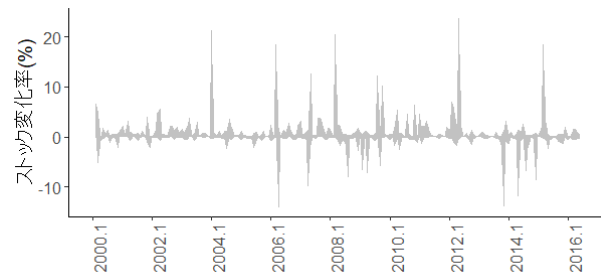


図-3 ストックの対前期変化率

(4) 空室率 V

空室率は各時点におけるビル単位の募集床面積(坪)と貸出可能床面積(坪)のデータを地域ごとに集計し算出する。3章で示した賃料調整過程モデルは賃料と空室率の関数であり、推定にあたって内生性の問題が生じる。そのため、既存研究の対処法に倣い実際の空室率ではなく、地域時系列ごとにARモデルによって推定した推定空室率を利用する。ARモデルの次数については、東京23区全域の集計値についてAICによって次数選択を行い、その結果(月次は7次、四半期は3次)を全地域にも適用する。

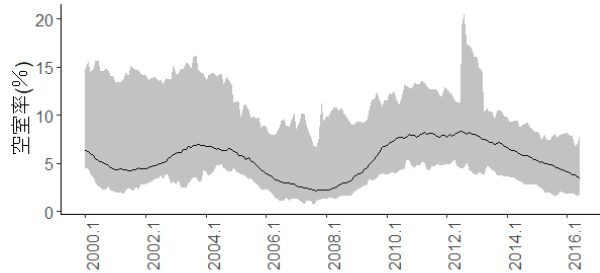


図4 推定空室率の推移(AR(7))

図4は東京23区全域の推定空室率の推移(実線)および、各区ごとの空室率の範囲を示したものである。2012年に空室率が20%近くまで上昇しているのは、中野区における大規模オフィスビル(中野セントラルパーク)の供給が地域のストックおよび空室率に大きな影響を及ぼしたためである。

(5) 従業者数 E

本稿では、経済指標 EA として、経済産業省が公開する経済センサス等行政区域単位の従業者数データを使用する。具体的なデータの出典は表2に示す。事業所・企業統計、経済センサスの両統計は異なる名称だが同じ対象を集計する全数調査として定義を同じくしており、継続的に行われている調査であるため同質のデータとして扱う。この際、集計対象は産業大分類における情報通信業・金融・不動産・サービス業に限定する。これは DiPasquale and Wheaton(1996)²⁹において、従業者数の内、産業内従業者数のうち実際にオフィスビルで働く人間の割合が高い産業が金融・不動産・サービス業とされること、また Hendershott et al.(2002a)²⁹などで金融・不動産・サービス業に限定したデータが用いられていることに倣ったことによる。ただし、これらの研究は20年弱前に実施されたものであり、情報通信業を含まない集計は今日の情勢に合致しないと考えられるため、さらに情報通信業を加えた値を用いる。

また、これらの統計調査は信頼性の高い全数調査であるものの集計頻度が他の賃料などのデータと比較して少

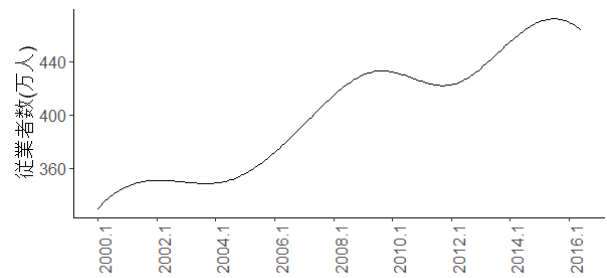


図5 従業者数の推移(東京23区)

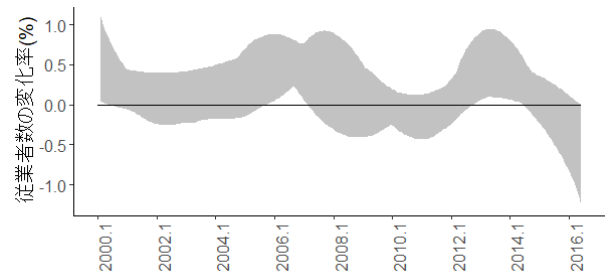


図6 従業者数の変化率(東京23区)

なく、2~3年に一度の集計に留まる。他のデータと集計頻度を統一するため、スプライン補間によって補間を行う。

表-2 従業者数の出典

調査年月	調査名
1999.6	事務所・企業統計 (簡易調査)
2001.10	事務所・企業統計
2004.6	事務所・企業統計 (簡易調査)
2006.10	事務所・企業統計
2009.6	経済センサス 基礎調査
2012.2	経済センサス 活動調査
2014.7	経済センサス 基礎調査
2016.6	経済センサス 活動調査

図5は東京23区全域の総従業者数の推移を示したものである。本稿では3次のスプライン補間を行っているため、滑らかな推移になっている。また、図6は従業者数の月次ごとの対前月変化率の範囲を示したものである。変化率の最大と最小の差は概ね1%ポイント以内に収まっている。

なお、本章で述べた各変数の区・規模ごとの基本統計量は付録を参照されたい。

5. 分析結果

(1) パネル単位根検定とパネル共和分検定

誤差修正モデルの推定に先んじて、誤差修正モデルを適用する上で前提となるパネル単位根検定・パネル共和

分検定を行った。

本稿では、パネル単位根検定にMaddala and Wu(1999)²⁴のフィッシャー型パネル単位根検定を用いる。パネル変数 y_{it} についての単位根検定式について、

$$\Delta y_{it} = \alpha_i + c_i y_{it-1} + d_{i1} \Delta y_{it-1} + \dots + d_{ip} \Delta y_{it-p} + e_{it} \quad (5.1)$$

と定式化する。 α_i はクロスセクション方向の固定効果を表し、 $e_{i,t}$ は誤差項である。この際、ラグ次数 p はシュワルツのベイズ情報量規準 (SIC) の最小化により選定した。フィッシャー型パネル単位根検定には Fisher ADF 検定と Fisher PP 検定の二種類があるが、ここでは表 3 に Fisher PP 検定の結果を示す。この検定は固定効果 α_i がクロスセクションごとに異なる値をとることを仮定し、クロスセクションごとの時系列データについて PP 検定を行うものである。こうして得られた t 値のクロスセクションごとの平均値を元に検定統計量が与えられる。この際帰無仮説は $c_i = 0$ であり、対立仮説は $c_i < 0$ である。帰無仮説が棄却されたとき、変数は定常過程となる。

この結果、各変数において、水準 (level) データで帰無仮説が棄却されず、一階差 (1st) データで棄却されるので、すべての変数が単位根過程であることが確認された。

表-3 パネル単位根検定(Fisher PP検定)

		月次		四半期	
level	ln (avR)	11.59		15.46	
	ln (adjR)	11.79		15.29	
	lnE	20.96		19.36	
	lnOS	4.55		7.00	
1st	ln (avR)	2103.64	***	380.18	***
	ln (adjR)	2148.37	***	356.91	***
	lnE	74.48	***	111.68	***
	lnOS	2421.43	***	952.79	***

***: $p < 0.01$, $\ln OS = \ln [S(1 - \hat{V})]$, \hat{V} は空室率 V のARモデルによる当てはめ値。

パネル共和分検定はMaddala and Wu(1999)²⁴のフィッシャー型パネル共和分検定を用いる。これは、経済主体ごとにJohansen型の共和分検定を行い、その平均値を元に検定量を与える方法である。この時、共和分検定の推定式には(3.4)式を用いる。

表 4 に Fisher 検定の結果を示す。表中における R0, R1, R2 はそれぞれ共和分ランクを示す。これは変数間に共和分関係にある変数の組み合わせをいくつ含むかを示す。それぞれにおいて、帰無仮説は「共和分関係である変数の組み合わせが X 個以下存在する」となる。

検定の結果より、月次・四半期データともに R1・R2 で帰無仮説が棄却されており、少なくとも二つ以上の共和分関係を含むことが確認される。パネル共和分検定は

表-5 長期均衡式の推定結果

Pooled	月次		四半期	
	avR	adjR	avR	adjR
lnOS	-0.008 (-0.016)	-0.078*** (-0.012)	-0.022 (-0.028)	-0.089*** (-0.021)
lnE	-0.242*** (-0.009)	-0.104*** (-0.007)	-0.233*** (-0.016)	-0.098*** (-0.012)
N	4554	4554	1518	1518
大規模	avR	adjR	avR	adjR
lnOS	-0.313*** (-0.04)	-0.405*** (-0.035)	-0.318*** (-0.07)	-0.397*** (-0.061)
lnE	0.042 (0.037)	0.076** (0.033)	0.056 (0.065)	0.075 (0.057)
N	1782	1782	594	594
大型	avR	adjR	avR	adjR
lnOS	-0.018 (-0.024)	-0.134*** (-0.019)	-0.012 (-0.042)	-0.122*** (-0.033)
lnE	-0.432*** (-0.013)	-0.195*** (-0.01)	-0.428*** (-0.023)	-0.203*** (-0.018)
N	4530	4530	1510	1510
中型	avR	adjR	avR	adjR
lnOS	0.146*** (-0.032)	0.380*** (-0.03)	0.160*** (-0.057)	0.384*** (-0.052)
lnE	-0.280*** (-0.009)	-0.116*** (-0.009)	-0.283*** (-0.016)	-0.115*** (-0.015)
N	4554	4554	1518	1518

*: $p < 0.1$, **: $p < 0.05$, ***: $p < 0.01$, 括弧内は t 値

さまざまな方法が存在し、本研究においてもいくつかの手法を検討した。しかしながら、検定結果には安定性が見られなかった。そのため本稿においては、広く用いられている Johansen 型の検定において、共和分が確認されたという点から、共和分を含む可能性が高く、(3.4)、(3.4)式が誤差修正モデルとして成立するとして、以降の分析を行う。

表-4 パネル共和分検定(Johansen 型)

	月次		四半期	
	Trace	max-eigen	trace	max-eigen
R0	6058.0 ***	6058.0 ***	6058.0 ***	6058.0 ***
adjR R1	273.9 ***	354.1 ***	223.1 ***	281.7 ***
R2	2.7	2.7	9.4	9.4
R0	6058.0 ***	6058.0 ***	6058.0 ***	6058.0 ***
avR R1	196.3 ***	270.7 ***	214.6 ***	270.6 ***
R2	1.0	1.0	10.2	10.2

(2) 長期均衡式

(3.4) 式の長期均衡式の推定は最小二乗ダミー変数法によって行う。既存研究に倣い、地域固定効果のみを考慮し、時間固定効果は設定しない(e.g. Hendershott et al,

表-6 短期調整式の推定結果

全規模	月次		四半期	
	avR	adjR	avR	adjR
Const	0.00***	0.00***	0.01***	0.00***
$\Delta \ln OS$	0.039*	0.017	0.045	-0.008
$\Delta \ln E$	0.410***	0.276***	0.414***	0.283***
u	-0.037***	-0.039***	-0.089***	-0.096***
N	4531	4531	1495	1495
大規模	avR	adjR	avR	adjR
Const	0.00***	0.00***	-0.01***	-0.01***
$\Delta \ln OS$	0.123**	0.003	0.193**	0.235***
$\Delta \ln E$	0.987***	0.947***	0.988***	0.963***
u	-0.030***	-0.024***	-0.103***	-0.073***
N	1773	1773	585	585
大型	avR	adjR	avR	adjR
Const	0.00***	-0.001***	-0.01***	0.00***
$\Delta \ln OS$	-0.008	-0.004	-0.01	0.06
$\Delta \ln E$	0.673***	0.573***	0.629***	0.507***
u	-0.054***	-0.048***	-0.145***	-0.128***
N	4500	4500	1483	1483
中型	avR	adjR	avR	adjR
Const	0.00**	0.00**	0.00***	0.00**
$\Delta \ln OS$	-0.0001	0.054	-0.087	0.092
$\Delta \ln E$	0.336**	0.276**	0.299**	0.278***
u	-0.083***	-0.049***	-0.193***	-0.127***
N	4531	4531	1495	1495

*: $p < 0.01$, **: $p < 0.05$, ***: $p < 0.01$

表-7 規模別の調整速度

調整速度(年)	月次		四半期	
	avR	adjR	avR	adjR
Pooled	2.25	2.14	2.81	2.60
大規模	2.78	3.47	2.43	3.42
大型	1.54	1.74	1.72	1.95
中型	1.00	1.70	1.30	1.97

[調整速度(年)] = $1/(q \times \theta)$, q : 1年あたりの観測数, θ : 誤差修正項の係数2013)¹⁸⁾.

表5は全規模(Pooled)および規模別の長期均衡式の推定結果を示したものである。各変数の符号条件は既存研究より、 $(\ln OS)$ が負、 $(\ln E)$ が正であるのに対し、大規模を除き全ての結果で $(\ln E)$ の係数が負となっており、理論と非整合的な結果であることが読み取れる。これらの要因の一つに、従業者数の変数が適切に補間されていない可能性がある。集計期間に間隔が空いており、増減のばらつきがあるため、補間に際して増減の転換期をうまく捉えられていないことが考えられる。

推定結果について、被説明変数の差異に着目すると、平均賃料(avR)に比べ、調整済み賃料(adjR)の方が供給量の影響を強く受けることが読み取れる。また、観測期間の差異に着目すると、月次と四半期の係数に大きな

差はなく、長期均衡関係は観測期間に寄らず頑健であることが示唆される。

(3) 短期調整式

長期均衡式の推定によって得られた誤差項を用いて、(3.5)式の短期調整式の推定を行う。短期調整式の推定には誤差項にAR(1)を仮定し、一般化最小二乗法(GLS: Generalized Least Squares)を利用する。符号条件は長期均衡式に対応し存在する項については定められておらず、長期均衡式と異なる符号となる可能性もある。また、短期調整式において新たに追加される誤差修正項 u の係数 θ が $-1 < \theta < 0$ のとき、賃料調整過程が成り立つことが示される。

賃料調整過程における不均衡は市場の情報が賃料に反映されるまでのラグによって生じるものであり、あらゆる情報が即座に反映される場合、つまり、市場が完全に透明である場合、不均衡は生じえないこととなる。逆に、市場が不透明であればあるほど、市場の情報が賃料に反映されるまでのラグは長くなることが考えられる。

分析の結果、全規模および規模別のいずれの結果も、定数項(Const)、従業者数($\Delta \ln E$)、誤差修正項(u)が5%水準で有意な値が得られた(表6)。誤差修正項がいずれも有意に負の値となっていることから、不均衡からの修正、つまり賃料調整過程が成り立つことが確認された。また、賃料変数の違いによって、従業者数や供給量の係数には差異があるが、誤差修正項の係数は一定であり、頑健性のある結果であることが読み取れる。また、誤差修正項の係数から算出される修正速度に着目すると、英国や米国では1年程度と推定されている(Hendershott et al., 2002b¹⁷⁾, Ibanez and Pennington-Cross, 2013¹⁹⁾)のに対し、本稿の推定結果に基づく東京オフィス市場の調整速度は2~3年程度であり、比較的遅いことがわかる。これは、東京オフィス市場の市場透明度が先進諸国の都市に比べ、低いことに起因していることが考えられる。実際、JLL社が公表している都市別不動産透明度インデックスによると、東京は2018年が158都市中26位、2020年が163都市中56位であり、他の先進諸国の都市に比べ、不動産透明度が低いことが示されている。

規模別の推定結果に着目すると、規模が大きいほど、従業者数、供給量のショックに対して敏感であることが読み取れる。また、規模別の調整速度をみると、規模が大きいほど調整速度が遅くなることがわかった。これは香港(Chau and Wong, 2016⁴⁾)や米国34都市(Ibanez and Pennington-Cross, 2013¹⁹⁾)を対象とした既存研究とは非整合的な結果である。これらの研究ではオフィスビルのグレードが高いほど取引に関する情報が容易に入手でき、市場の透明度が高いため修正速度が速くなると述べられている。これに対して、東京のオフィス市場は、ビルの規模が大

きいほど、旧財閥系などの大手資本が保有するものが多く、貸主側が比較的優位に交渉を進められるように賃料情報等が開示されないという事が多いため、規模が大きいほど市場が不透明であることが考えられる。

本稿の推定結果は、市場の透明性が調整速度に強く影響を与えていることを十分に裏付ける結果と言えるだろう。

6. 結論と課題

本稿では、賃料調整過程の枠組みを用いて2000年から2016年までの東京オフィス市場の長期的かつ短期的な変動メカニズムの実態把握を試みた。その結果、長期均衡式の推定結果は係数の符号が理論と非整合的であり、課題が残るものの、短期調整式における誤差修正項の推定結果は変数の差異に寄らず、均一な結果が得られ、不均衡を修正する作用が働いていることが頑健的に示された。また、調整速度は欧米に比べ遅いことが明らかになった。規模別の推定では、規模が大きいほど、短期的な需給ショックに敏感に反応すること、そして、既往研究とは異なり、規模が大きいほど、調整速度が遅くなることが示唆された。

これらの結果は市場の透明性と賃料の調整速度が強く関係していることを表していると言えるだろう。特に、規模が大きいほど市場の調整速度が遅いことは、東京オフィス市場においてビルの規模が大きいほど、市場の透明性が欠如していることを表している。

日本の不動産市場における透明性の欠如は長年課題とされているが(e.g. 清水, 2004²⁵)、オフィス市場においては規模が大きいビルの市場ほど、その対策に注力する必要があるのではないだろうか。

一方で、本稿の推定結果には課題も残されている。特に、長期均衡式の推定では係数の符号が理論と非整合的であり、結果の考察には注意が必要である。このような結果となった要因の一つに従業者数の変数への対処が挙げられるため、今後、従業者数を用いたパネルデータの推定だけでなく、代替変数として都内総生産を用いた時系列分析を実施することを予定している。また、本研究では扱っていない、調整過程における非対称性を考慮した分析や、空室率やストックの同時性を考慮したベクトル誤差修正モデルを用いた実証を行うことも検討している。

付録

付録 a 記述統計量(Pooled)

地域	平均賃料ln (<i>adjR</i>)				調整済み賃料ln (<i>adjR</i>)				推定空室率 \hat{V}				ストック lnS				従業者数 lnE			
	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd
全規模																				
千代田区	9.56	9.68	9.82	0.076	9.47	9.57	9.68	0.058	1.45	4.80	7.95	1.841	14.48	14.64	14.78	0.09	13.06	13.25	13.42	0.095
中央区	9.54	9.68	9.83	0.083	9.47	9.56	9.67	0.057	1.82	5.68	8.39	1.889	14.33	14.45	14.52	0.05	12.78	12.91	13.01	0.064
港区	9.65	9.77	10.00	0.094	9.63	9.73	9.90	0.068	1.59	5.27	8.26	1.979	14.53	14.74	14.85	0.10	12.96	13.21	13.37	0.128
新宿区	9.50	9.65	9.80	0.091	9.43	9.53	9.64	0.063	2.39	6.18	11.44	2.521	13.89	13.95	14.06	0.05	12.80	12.95	13.08	0.101
渋谷区	9.72	9.86	10.06	0.085	9.78	9.86	10.03	0.063	1.39	3.96	7.45	1.756	13.56	13.70	13.79	0.06	12.45	12.62	12.80	0.086
豊島区	9.44	9.54	9.64	0.059	9.41	9.48	9.54	0.035	2.53	5.17	7.37	1.212	12.90	12.93	12.98	0.03	11.87	12.02	12.15	0.096
文京区	9.30	9.45	9.57	0.075	9.30	9.37	9.48	0.047	2.19	6.01	9.06	1.678	12.56	12.64	12.68	0.03	11.49	11.74	11.91	0.168
台東区	9.25	9.38	9.50	0.071	9.18	9.28	9.36	0.049	3.88	6.81	9.23	1.233	12.88	12.92	12.97	0.02	11.45	11.58	11.70	0.081
品川区	9.45	9.58	9.71	0.070	9.42	9.52	9.64	0.057	1.26	5.56	10.50	2.540	13.25	13.43	13.58	0.12	11.76	12.06	12.39	0.193
大田区	9.21	9.35	9.48	0.076	9.12	9.22	9.32	0.047	3.44	7.80	13.57	2.633	12.12	12.13	12.16	0.01	11.55	11.73	11.93	0.134
目黒区	9.50	9.64	9.85	0.070	9.55	9.64	9.81	0.057	0.70	4.34	10.44	2.201	11.68	11.80	11.90	0.06	11.05	11.21	11.33	0.093
世田谷区	9.41	9.52	9.72	0.055	9.39	9.47	9.58	0.037	2.00	4.42	7.32	1.319	11.60	11.65	11.83	0.05	11.63	11.81	12.08	0.138
杉並区	9.26	9.38	9.52	0.058	9.26	9.34	9.44	0.035	3.38	5.93	13.01	1.703	11.21	11.28	11.30	0.02	11.33	11.45	11.55	0.067
中野区	9.25	9.43	9.54	0.068	9.25	9.35	9.45	0.041	2.27	5.31	20.53	3.030	11.56	11.70	11.90	0.12	11.00	11.12	11.30	0.092
練馬区	9.11	9.34	9.48	0.071	9.23	9.37	9.47	0.046	2.74	6.29	10.36	1.764	10.51	10.61	10.64	0.04	11.09	11.32	11.53	0.138
板橋区	9.08	9.20	9.34	0.058	9.04	9.13	9.22	0.031	3.11	5.71	8.72	1.328	11.02	11.03	11.07	0.01	11.18	11.36	11.60	0.140
北区	9.21	9.36	9.48	0.058	9.15	9.26	9.32	0.027	3.30	6.10	9.67	1.591	10.85	10.89	10.90	0.01	10.82	10.98	11.10	0.077
荒川区	9.28	9.39	9.51	0.064	9.21	9.32	9.42	0.053	3.45	5.86	10.12	1.229	10.72	10.88	11.10	0.15	10.31	10.43	10.54	0.080
江東区	9.25	9.39	9.53	0.062	9.21	9.30	9.42	0.053	2.11	6.61	11.72	2.222	12.98	13.21	13.44	0.17	11.36	11.83	12.16	0.257
墨田区	9.20	9.31	9.40	0.042	9.17	9.22	9.31	0.030	2.12	6.19	11.50	2.039	11.86	11.96	12.07	0.06	10.89	11.13	11.35	0.161
足立区	9.17	9.36	9.55	0.079	9.14	9.23	9.34	0.042	3.97	6.79	13.38	2.042	10.52	10.61	10.76	0.06	11.06	11.32	11.58	0.198
葛飾区	9.06	9.32	9.52	0.091	8.91	9.13	9.28	0.078	4.45	10.09	16.23	3.404	9.91	10.00	10.10	0.06	10.75	10.91	11.06	0.107
江戸川区	9.12	9.26	9.36	0.064	9.01	9.14	9.25	0.053	3.43	6.32	10.89	1.789	11.24	11.33	11.35	0.03	11.07	11.24	11.40	0.123

付録 b 記述統計量(大規模)

地域 大規模	平均賃料ln (<i>adjR</i>)				調整済み賃料ln (<i>adjR</i>)				推定空室率 \hat{V}				ストック ln <i>S</i>				従業者数 ln <i>E</i>			
	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd
千代田区	10.18	10.33	10.58	0.095	9.95	10.13	10.38	0.113	0.45	3.23	6.26	1.615	13.85	14.11	14.33	0.142	13.06	13.25	13.42	0.095
中央区	9.84	10.08	10.31	0.111	9.72	9.94	10.16	0.119	0.84	3.73	6.51	1.544	13.33	13.57	13.71	0.095	12.78	12.91	13.01	0.064
港区	10.00	10.16	10.49	0.131	9.91	10.11	10.43	0.130	1.00	4.31	8.20	1.897	13.93	14.24	14.41	0.155	12.96	13.21	13.37	0.128
新宿区	9.83	10.07	10.48	0.160	9.78	9.97	10.28	0.128	1.11	5.72	12.24	3.215	13.08	13.19	13.39	0.086	12.80	12.95	13.08	0.101
渋谷区	9.88	10.11	10.43	0.127	9.95	10.13	10.42	0.110	0.34	2.82	9.26	1.720	12.49	12.73	12.90	0.110	12.45	12.62	12.80	0.086
豊島区	9.65	9.86	10.15	0.115	9.63	9.81	10.05	0.095	0.41	2.99	6.13	1.351	11.65	11.72	11.85	0.069	11.87	12.02	12.15	0.096
文京区	9.67	9.90	10.20	0.128	9.66	9.83	10.07	0.090	0.73	4.04	13.22	2.575	11.12	11.37	11.50	0.058	11.49	11.74	11.91	0.168
台東区	9.57	9.79	10.11	0.118	9.56	9.76	10.02	0.108	0.68	4.61	12.02	1.911	10.82	10.92	11.17	0.092	11.45	11.58	11.70	0.081
品川区	9.65	9.89	10.15	0.121	9.58	9.75	10.01	0.111	0.46	4.71	10.40	2.932	12.70	12.99	13.22	0.181	11.76	12.06	12.39	0.193

大規模ビルは全期間を通してサンプルサイズが十分にある都心9区に限定する。

付録 c 記述統計量(大型)

地域 大型	平均賃料ln (<i>adjR</i>)				調整済み賃料ln (<i>adjR</i>)				推定空室率 \hat{V}				ストック lnS				従業者数 lnE			
	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd
千代田区	9.71	9.90	10.11	0.119	9.65	9.80	9.99	0.097	1.04	5.42	10.62	2.629	12.67	12.71	12.75	0.021	13.06	13.25	13.42	0.095
中央区	9.68	9.88	10.08	0.115	9.56	9.73	9.91	0.097	0.97	5.41	9.57	2.256	12.85	12.90	12.95	0.027	12.78	12.91	13.01	0.064
港区	9.71	9.89	10.15	0.111	9.68	9.85	10.11	0.106	1.02	5.67	11.59	2.694	12.80	12.86	12.91	0.032	12.96	13.21	13.37	0.128
新宿区	9.53	9.76	9.93	0.119	9.41	9.63	9.81	0.114	1.07	5.81	11.89	2.665	12.24	12.26	12.32	0.021	12.80	12.95	13.08	0.101
渋谷区	9.83	10.03	10.28	0.117	9.86	10.02	10.25	0.095	0.36	3.93	9.02	2.094	11.98	12.10	12.17	0.057	12.45	12.62	12.80	0.086
豊島区	9.59	9.73	9.92	0.084	9.47	9.60	9.74	0.073	1.55	4.84	7.95	1.576	11.52	11.55	11.57	0.013	11.87	12.02	12.15	0.096
文京区	9.42	9.61	9.87	0.105	9.43	9.56	9.78	0.079	0.98	5.83	9.99	2.195	11.29	11.34	11.38	0.034	11.49	11.74	11.91	0.168
台東区	9.44	9.65	9.90	0.119	9.33	9.49	9.63	0.078	1.07	4.46	9.85	1.681	11.23	11.26	11.30	0.020	11.45	11.58	11.70	0.081
品川区	9.46	9.68	9.87	0.106	9.41	9.60	9.81	0.095	1.49	6.93	13.70	3.148	11.60	11.62	11.64	0.009	11.76	12.06	12.39	0.193
大田区	9.21	9.49	9.74	0.130	9.15	9.31	9.47	0.086	2.78	6.91	15.19	2.358	10.03	10.16	10.20	0.040	11.55	11.73	11.93	0.134
目黒区	9.47	9.67	10.00	0.103	9.53	9.70	10.04	0.098	0.21	5.02	13.05	3.235	10.03	10.13	10.17	0.041	11.05	11.21	11.33	0.093
世田谷区	9.39	9.61	9.85	0.118	9.40	9.63	9.81	0.085	1.12	4.58	11.38	2.423	9.93	10.00	10.04	0.026	11.63	11.81	12.08	0.138
杉並区	9.06	9.50	9.74	0.130	9.28	9.52	9.71	0.086	1.26	6.17	16.94	3.625	9.08	9.19	9.33	0.088	11.33	11.45	11.55	0.067
中野区	9.22	9.48	9.69	0.116	9.36	9.49	9.70	0.062	1.07	4.60	9.61	1.999	9.54	9.54	9.57	0.013	11.00	11.12	11.30	0.092
練馬区	8.70	9.27	9.93	0.311	8.66	8.98	9.31	0.200	0.23	11.27	27.22	6.192	8.64	8.79	8.89	0.095	11.09	11.32	11.53	0.138
板橋区	9.03	9.33	9.71	0.130	9.03	9.24	9.41	0.074	1.17	4.33	8.98	1.897	9.48	9.49	9.52	0.015	11.18	11.36	11.60	0.140
北区	9.04	9.56	9.80	0.171	9.24	9.44	9.58	0.079	0.39	7.58	23.58	6.102	8.93	9.08	9.12	0.044	10.82	10.98	11.10	0.077
荒川区	9.24	9.47	9.62	0.088	9.13	9.28	9.44	0.080	2.73	7.97	15.64	2.330	9.12	9.14	9.16	0.020	10.31	10.43	10.54	0.080
江東区	9.28	9.49	9.65	0.097	9.16	9.33	9.49	0.092	2.65	7.91	13.92	2.714	10.92	10.93	10.94	0.009	11.36	11.83	12.16	0.257
墨田区	9.25	9.52	9.92	0.129	9.23	9.38	9.58	0.066	0.74	5.19	11.61	2.517	9.85	9.94	10.01	0.042	10.89	11.13	11.35	0.161
足立区	9.21	9.43	9.72	0.114	9.10	9.36	9.57	0.085	0.96	5.59	14.82	3.259	8.79	8.97	9.07	0.078	11.06	11.32	11.58	0.198
葛飾区	9.05	9.48	9.81	0.184	8.25	9.24	9.56	0.160	2.71	14.29	29.00	7.338	8.20	8.46	8.66	0.223	10.75	10.91	11.06	0.107
江戸川区	9.22	9.40	9.57	0.076	9.26	9.40	9.54	0.049	2.33	7.67	17.20	4.438	9.62	9.66	9.75	0.033	11.07	11.24	11.40	0.123

付録 d 記述統計量(中型)

地域 中型	平均賃料ln (<i>adjR</i>)				調整済み賃料ln (<i>adjR</i>)				推定空室率 \hat{V}				ストック lnS				従業者数 lnE			
	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd	min	mean	max	sd
千代田区	9.52	9.67	9.85	0.092	9.49	9.60	9.75	0.068	2.03	7.17	12.14	2.634	12.49	12.53	12.56	0.019	13.06	13.25	13.42	0.095
中央区	9.54	9.70	9.88	0.093	9.45	9.57	9.73	0.075	2.36	7.65	11.63	2.627	12.72	12.74	12.76	0.009	12.78	12.91	13.01	0.064
港区	9.62	9.76	9.96	0.085	9.63	9.74	9.92	0.071	1.80	7.39	11.83	2.748	12.51	12.55	12.58	0.019	12.96	13.21	13.37	0.128
新宿区	9.48	9.63	9.77	0.085	9.39	9.50	9.63	0.065	2.66	6.92	10.77	2.092	12.16	12.17	12.19	0.013	12.80	12.95	13.08	0.101
渋谷区	9.71	9.86	10.09	0.091	9.79	9.90	10.10	0.077	1.76	4.65	8.67	1.975	11.99	12.05	12.08	0.030	12.45	12.62	12.80	0.086
豊島区	9.46	9.57	9.68	0.051	9.47	9.55	9.61	0.029	2.97	6.33	9.85	1.611	11.29	11.30	11.31	0.007	11.87	12.02	12.15	0.096
文京区	9.28	9.46	9.57	0.076	9.29	9.40	9.52	0.054	2.94	8.07	12.82	2.374	11.01	11.03	11.05	0.007	11.49	11.74	11.91	0.168
台東区	9.27	9.43	9.57	0.075	9.21	9.33	9.44	0.055	3.26	7.44	12.77	1.982	11.50	11.53	11.56	0.021	11.45	11.58	11.70	0.081
品川区	9.36	9.50	9.62	0.067	9.33	9.44	9.56	0.051	2.73	7.26	12.35	2.062	11.17	11.20	11.21	0.009	11.76	12.06	12.39	0.193
大田区	9.24	9.36	9.52	0.072	9.07	9.18	9.35	0.067	4.20	10.01	16.63	2.900	10.44	10.47	10.50	0.018	11.55	11.73	11.93	0.134
目黒区	9.44	9.63	9.80	0.081	9.60	9.72	9.88	0.064	0.79	5.11	11.95	2.648	10.34	10.38	10.43	0.032	11.05	11.21	11.33	0.093
世田谷区	9.37	9.53	9.68	0.061	9.39	9.54	9.69	0.056	1.43	3.84	6.48	1.190	10.09	10.12	10.13	0.012	11.63	11.81	12.08	0.138
杉並区	9.19	9.38	9.56	0.070	9.26	9.34	9.48	0.038	3.29	6.01	9.47	1.307	10.01	10.05	10.09	0.022	11.33	11.45	11.55	0.067
中野区	9.22	9.44	9.58	0.092	9.24	9.39	9.52	0.064	3.10	7.36	13.02	2.326	10.04	10.09	10.11	0.021	11.00	11.12	11.30	0.092
練馬区	8.85	9.33	9.66	0.110	9.09	9.29	9.47	0.054	1.44	5.00	9.49	1.872	9.24	9.27	9.29	0.015	11.09	11.32	11.53	0.138
板橋区	8.89	9.20	9.59	0.137	9.12	9.40	9.66	0.133	1.82	5.87	11.66	2.533	9.61	9.65	9.73	0.022	11.18	11.36	11.60	0.140
北区	9.29	9.45	9.62	0.057	9.21	9.35	9.45	0.053	1.69	5.90	10.42	1.958	9.51	9.54	9.58	0.029	10.82	10.98	11.10	0.077
荒川区	9.28	9.45	9.58	0.078	8.95	9.21	9.48	0.159	1.94	8.71	17.24	3.701	9.08	9.14	9.19	0.036	10.31	10.43	10.54	0.080
江東区	9.17	9.33	9.47	0.072	9.19	9.26	9.37	0.043	4.32	8.73	15.34	2.352	10.58	10.60	10.61	0.009	11.36	11.83	12.16	0.257
墨田区	9.18	9.30	9.50	0.061	9.15	9.26	9.43	0.055	3.38	7.86	16.25	3.229	10.52	10.54	10.57	0.013	10.89	11.13	11.35	0.161
足立区	9.17	9.40	9.64	0.095	8.93	9.12	9.31	0.076	4.67	8.48	17.25	2.617	9.60	9.63	9.65	0.019	11.06	11.32	11.58	0.198
葛飾区	8.95	9.28	9.53	0.110	9.03	9.21	9.42	0.080	4.01	8.89	14.74	2.471	8.96	9.08	9.19	0.079	10.75	10.91	11.06	0.107
江戸川区	8.95	9.15	9.35	0.082	8.74	8.93	9.16	0.086	3.08	6.30	10.79	1.750	9.84	9.88	9.90	0.019	11.07	11.24	11.40	0.123

参考文献

- 1) Wheaton, W. C. and R. G. Torto. : Office Rent Indices and Their Behavior over Time, *Journal of Urban Economics*, Vol.35, No.1, pp.121–139, 1994.
- 2) Hendershott, P. H., B. D. MacGregor, and R. Y. Tse. : Estimation of the Rental Adjustment Process, *Real Estate Economics*, Vol.30, No.2, pp.165–183, 2002a
- 3) Nowak, K., Gluszak, M., and Belniak, S. : Dynamics and asymmetric rent adjustments in the office market in Warsaw. *International Journal of Strategic Property Management*, Vol.24, No.6, pp.428–440, 2020.
- 4) Chau, K. W and Wong, S. K. : Information asymmetry and the rent and vacancy rate dynamics in the office market. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.53, No.2, pp.162–183, 2016.
- 5) Simon, Z., Achsani, N., Manurung, A. H., and Sembel, R. : The determinants of rental rates and selling prices of office spaces in Jakarta: a macroeconomic model using VECM approach. *International Journal of Economics and Finance*, Vol.7, No.3, pp.165–178, 2015.
- 6) Smith, Lawrence B. : A note on the price adjustment mechanism for rental housing, *The American Economic Review*, Vol.64, No.3, pp.478–481, 1974.
- 7) Shilling, James D., C. F. Sirmans, and John B. Corgel. : Price adjustment process for rental office space, *Journal of Urban Economics*, Vol.22, No.1, pp.90–100, 1987.
- 8) Englund, P., Gunnelin, A. and Hendershott, P. H. : Adjustment in Property Space Markets: Taking Long - Term Leases and Transaction Costs Seriously. *Real Estate Economics*, Vol.36, No.1, pp.81–109, 2008.
- 9) Brounen, D., and Jennen, M. : Asymmetric properties of office rent adjustment. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.39, No.3, pp.336–358 2009a.
- 10) Hendershott, P. H., Lizieri, C. M., and MacGregor, B. D. : Asymmetric adjustment in the City of London office market. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.41, No.1, pp.80–101, 2010.
- 11) McCartney, J. : Short and long-run rent adjustment in the Dublin office market. *Journal of Property Research* Vol.29, pp.1–26, 2012.
- 12) Ho, K. H. D., Rengarajan, S., and Glascock, J. : An examination of the structure and dynamics of Singapore’s maturing central area office market, *Journal of Property Investment and Finance*, Vol.32, No.5, pp.485–504, 2014.
- 13) Bruneau, C., and Cherfouh, S. : Long-run equilibrium for the Greater Paris office market and short-run adjustments, *Journal of Property Research* , Vol.32, No.4, pp.301–323, 2015.
- 14) Goodman, A. C. : Hedonic prices, price indices and housing market, *Journal of Urban Economics*, Vol.5, pp.471–484, 1978
- 15) Grenadier, S.R. : Local and National Determinants of Office Vacancies, *Journal of Urban Economics*, Vol.37, pp.57–71, 1995.
- 16) Gabriel, S.A., and Nothaft, F.E. : Rental Housing Markets, The Incidence and Duration of Vacancy, and the Natural Vacancy Rate, *Journal of Urban Economics*, Vol.49, pp.121–149, 2001.
- 17) Hendershott, P. H., MacGregor B. D., and White, M. : Explaining real commercial rents using an error correction model with panel data. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.24, No.1, pp.59–87, 2002b.
- 18) Hendershott, P. H., Jennen, M. and MacGregor, B. D. : Modeling space market dynamics: an illustration using panel data for US Retail, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.47, No.4, pp.659–687, 2013.
- 19) Ibanez, M., and Pennington-Cross, A. : Commercial property rent dynamics in U.S. metropolitan areas: an examination of office, industrial, flex and retail space, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.46, No.2, 232–259, 2013.
- 20) Engle, R. F., and Granger, C. W. J. : Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, Vol.55, No.2, pp.251–276, 1987.
- 21) Mouzakis, F. and D. Richards. : Panel Data Modelling of Prime Office Rents: A Study of 12 Major European Markets. *Journal of Property Research*, Vol.24, No.1, pp.31–53, 2007.
- 22) 山形与志樹, 村上大輔, 瀬谷創, 堤盛人 : 環境・災害リスク指標とマンション価格のマルチレベルモデルによる空間計量経済分析, *土木計画学研究・講演集*, Vol.43, 2010.
- 23) DiPasquale, D. and Wheaton, W. C. : *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice Hall, 1996.
- 24) Maddala, G. S. and Wu, S. : A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.61, pp.631–652, 1999.
- 25) 清水千弘 : 不動産市場分析, 住宅新報社, 2004.

**AN EMPIRICAL STUDY ON THE HETEROGENEITY
OF THE RENT ADJUSTMENT PROCESS IN THE TOKYO RENTAL OFFICE
MARKET**
Kazushi MATSUO, Koichiro MATSUSHITA, Sho KURODA, Morito TSUTSUMI
and Toyokazu IMAZEKI

Although the Tokyo office market has been attracting a great deal of interest worldwide in recent years, research on the office market has been very limited due to the difficulty in obtaining data.

In this paper, we conducted an empirical analysis of the long-term and short-term fluctuation mechanisms of submarkets of different scale in the Tokyo office market using the framework of the rent adjustment process based on the data of the Tokyo 23 wards office market from January 2000 to June 2016 provided by Sanko Estate Co. The results show that, unlike existing studies targeting the U.S. and Hong Kong, the larger the scale of buildings, the slower the speed of rent adjustment. This can be attributed to the fact that market transparency in the Tokyo office market is lower for larger scale of buildings.