

東京オフィス市場のダイナミクスとその非対称性 に関する実証分析

松尾和史¹・堤盛人²・今関豊和³

¹筑波大学大学院システム情報工学研究群

²筑波大学システム情報系 教授

³株式会社オフィスビル総合研究所

賃貸不動産市場のダイナミクスに関する研究は、賃料と空室率の相互作用や需給構造の解明を中心に、多くの研究がなされてきた。この時、用いられる代表的な理論の一つに賃料調整過程と呼ばれるものがある。賃料調整過程は、賃料の変動は均衡からの修正過程によって表されることを仮定したものであり、半世紀に渡り、欧米を中心に様々な国の不動産市場に適用されてきたが、日本国内の市場を対象とした研究は未だ限定的である。

本稿では、東京オフィス市場を対象に、賃料調整過程の枠組の中で、需要や供給のショックに対して、賃料・空室率の非対称的な反応を仮定した非対称性モデルを適用し、東京オフィス市場の需給変動メカニズムの解明を試みた。その結果、諸外国のオフィス市場とは異なる、非対称な市場ダイナミクスの存在が明らかになった。

Key Words: Tokyo office market, Office rent, Asymmetric market dynamics, Rent adjustment process, Vacancy rate

1. はじめに

賃貸オフィス市場を対象とした研究は、個々のオフィスビルの賃料の水準そのものと、市場全体の賃料相場の時間的な変動を主な関心としたものに大別される。また、その中でも、時間的な変動を扱った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 Totoro, 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、その賃料や価格(資産価値)は将来の収益性を大きく左右するものであるため、投資家が意思決定をする上で極めて重要な要素である。また、オフィスビルに入居するテナント企業(借主)にとっても、賃料支出は企業活動の大きな割合を占めるものであり、将来のオフィス戦略を考える上でも、賃料の変化は重要な要素であるため、古くから大きな関心が向

けられている。そのため、予測の前提となる過去の変動をもたらした構造の分析に対して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不動産経済学の分野では「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関係性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。これは賃料の変動を不均衡からの修正過程として扱うものである。Hendershott et al. (2002a)²において2002年以前の四半世紀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。

賃料調整過程モデルの定式化においては、

Hendershott et al. (2002a)²⁾が経済学的理論背景を持つ誤差修正モデルを用いて以降、市場の需要要因の変化に対する賃料、空室率、新規供給の動的な反応や相互作用を捉えるEGHSモデル(Englund et al., 2008)³⁾や、外生的なショックに対する非対称的な反応を捉える非対称性モデル(e.g., Brounen and Jennen, 2009)⁴⁾など、誤差修正モデルを基礎とした様々なモデルの拡張が行われ、変動メカニズムの実態に関する実証分析の蓄積がなされている。しかし、これらの研究で多く用いられる単一都市の時系列データによる実証分析では、十分なサンプルサイズを確保することが難しいため、統計的に結論付けることが難しいとされている。

本稿では、東京都都心10区¹⁾における2000年1月から2016年6月までのオフィスマーケットデータを含むパネルデータに対して、非対称な調整過程を考慮した賃料調整過程モデルを適用することで、東京オフィス市場の変動メカニズムにおける非対称性の実態を明らかにし、既に研究されてきた他国のオフィス市場との差異について、整理することを目的とする。

東京オフィス市場は、賃料の水準や、投資の対象として世界の都市の中でも上位に位置しており²⁾、強い関心が寄せられている。しかし、学術研究として扱われることは、データの質・量の問題から少ない(e.g., 吉田、川井、2020⁵⁾)。その中でも、賃料調整過程モデルを用いた研究は、唐渡(2003)⁶⁾や、民間企業のレポート(e.g., 三井住友トラスト基礎研究所、2014⁷⁾; みずほ総研、2012⁸⁾)が挙げられるが、いずれも賃料のみの調整過程を扱っているため、空室率やストックとの相互作用については明らかにされていない。また、外生的なショックに対して対称的な反応を仮定しており、調整過程の非対称性についても扱われていない。

本稿の貢献は、賃料調整過程における非対称性の議論を深め、文献の少ない東京オフィス市場の

理解を深める一助になり得るという点であり、投資家や実務家などの意思決定において有益な情報の提供につながると考えられる。

以下の各章では、第2章において賃料調整過程の概要と使用するモデルを、第3章において検証する仮説を述べ、第4章ではデータについて詳細を記述する。第5章において、実証分析の結果を述べ、得られた知見と課題について第6章にまとめる。

2. 分析モデル

(1) 賃料調整過程モデルの概要

賃料調整過程の理論は、Blank and Winnick(1953)⁹⁾が示した自然空室率—均衡状態における空室率—の概念を基礎として、Smith(1974)¹⁰⁾によって提唱された。Smith(1974)¹⁰⁾は住宅市場を対象としたものであったが、Shilling et al. (1987)¹¹⁾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。初期の研究では、空室率と賃料の関数に焦点が当てられており、賃料 R_t は自然空室率 V^* からの乖離の関数によってモデル化されていた(式1)。

$$\Delta R_t = \lambda(V^* - V_{t-1}) \quad (1)$$

しかし、Hendershott (1996)¹²⁾は、空室率が自然空室率を上回っている限り、オフィス賃料は減少し続けるという仮定であり、実態に即さないとしている。

そのことを説明するために、ここで、賃料が均衡賃料に、空室率が自然空室率に、資産価値が再調達原価に等しい均衡状態にある市場を考える。負の需要または、正の供給によって、過剰な空室が発生し、空室率が自然空室率を上回ると、賃料(および資産価値)が低下する。資産価値の下落に伴う、新規建設が縮小によって、空室率は上昇から下落へ転じるが、賃料は、空室率が自然空室率に達するまで、減少し続ける。その後、空室率が自然空室率を下回ると、逆の調整経路を経て、

¹⁾ 都心10区は、千代田区、中央区、港区、新宿区、渋谷区、豊島区、文京区、台東区、江東区、墨田区を表す。

²⁾ ジョーンズラングラサール社の調査によれば、2020年末時点のプレミアムオフィスビル賃料は丸の内エリアが5位、渋谷エリアが8位、新宿エリアが10位となっている。また、2020年都市別商業用不動産投資額では、東京がパリ、ロンドンに続き第3位となっている。

賃料は均衡状態に戻り、空室率は自然空室率に、資産価値が再調達原価に等しくなるまで調整が続く。このような経路を辿るためには、賃料を均衡状態に戻す力が必要であるため、空室率が自然空室率を大幅にオーバーシュートすることが必然的に必要になる。また、賃料調整式は1期間（短期）の賃料調整を特徴づけるものであっても、長期では成り立たないとされている。合理的期待があれば、長期金利が将来の短期金利の平均と一致するように、長期賃貸における賃料は、将来における短期的な賃料の平均となる。そのため、空室率が自然空室率に達する前に、1期分の賃料が将来上昇するという期待が長期賃貸における賃料を上昇させることになる。

そこでHendershott (1996)¹²⁾は、賃料の調整過程を、空室率だけでなく、賃料と空室率の乖離の関数として定式化した (式2)。

$$\Delta R_t = \lambda(V^* - V_{t-1}) + \beta(R^* - R_{t-1}) \quad (2)$$

このモデルでは、賃料が自然空室率と(($t-1$)期の)空室率、均衡賃料と(($t-1$)期の)賃料の両方のギャップに対する調整として規定されるため、より実態に即したオフィス賃料の調整過程を表す。しかし、このモデルでは、式1における自然空室率のように均衡賃料を切片として与え、計算を簡略化させることができないため、均衡賃料をどのように与えるのかという点に問題が存在する。

このような問題に対して、Hendershott et al. (2002a)²⁾はマクロ経済学を背景に持つ誤差修正モデルを用いることで均衡賃料の定式化における問題の改善を試みている。彼らの考案したモデル(HMT model)は、オフィス市場における貸出床面積の需給関係を誘導型モデルとして定式化している。初めに、貸出床面積の需要 D を賃料 R と従業員数 E の関数としてコブ=ダグラス型関数を用いて表す (式3)。

$$D(R, E) = \lambda_0 R^{\lambda_R} E^{\lambda_E} \quad (3)$$

ここで、 λ_R は価格弾力性(Price Elasticity)、 λ_E は所得弾力性(Income Elasticity)を表し、 $\lambda_R < 0$ 、 $\lambda_E > 0$ となる。需給均衡時に、需要 D は稼働(空室でない)床面積 OS と一致する。ここで、 OS を空室率 V と貸出可能な総床面積(以下ストックとす

る) S を用いて表すと、次式ようになる。

$$D(R, E) = OS = S(1 - V) \quad (4)$$

式4の対数を取り、賃料 R についての関数として変形することで、式(5)が得られる。

$$\ln R_t = \alpha_0 + \alpha_E \ln E_t + \alpha_S \ln[S_t(1 - V_t)] + u_t \quad (5)$$

ここで、 $\lambda_R = 1/\alpha_S$ 、 $\lambda_E = -\alpha_E/\alpha_S$ である。式(5)が誤差修正モデルにおける長期均衡式となり、これの推定値が均衡賃料 R^* となる。

また、式(5)が共和分関係を含む場合、式(5)の両辺を差分系列化し、長期均衡式の誤差項 u を誤差修正項として加えることで短期調整式は、

$$\Delta \ln R_t = \beta_0 + \beta_E \Delta \ln E_t + \beta_S \Delta \ln[S_t(1 - V_t)] + \beta_R u_{t-1} + e_t \quad (6)$$

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

式(5)、式(6)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)¹³⁾による二段階推定法が広く用いられている。しかし、この推定法では、賃料・空室率・ストック間の内生性が考慮されていない点に問題がある。

前述の内生性の問題に対してEnglung et al. (2008)³⁾は、短期調整において、賃料・ストック・空室率の方程式を同時推定することで対処している。また、彼らの提唱したモデル(EGHS model)では、需給均衡時、賃料と空室率は均衡値に一致するため、式4をより自然な形で次式のように表している (式7)。

$$D(R^*, E) = OS = S(1 - V^*) \quad (7)$$

また、式(7)をHMT modelと同様に変形することで、長期均衡式を次のように定義している (式8)。

$$\ln R^* = \alpha_S (\ln(1 - V^*) - \ln \lambda_0) + \alpha_E \ln E_t + \alpha_S \ln S_t + u_t \quad (8)$$

$$= \alpha_0 + \alpha_E \ln E_t + \alpha_S \ln S_t + u_t$$

ここで、式(7)、(8)は均衡時にしか成り立たないことに注意が必要である。これに対して彼らは、隠れ空室(Hidden Vacancy) Vh という概念を導入し、

不均衡時における需給の関係を次のように定式化している(式9)。

$$D(R, E) = OS = S(1 - V - Vh) \quad (9)$$

隠れ空室は、取引の制度的制限によって発生するものである。賃貸借契約は一般的に数年単位で行われる契約であるため、外生的なショックがあった際に、即座に契約を変更することは難しい。そのため、契約を変更するまでの間、実態との乖離が生まれることとなる。

EGHS modelでは、賃料は空室率だけでなく、均衡賃料と実際の賃料の乖離や、均衡賃料の決定要因の変化に応じて調整されるとされ、式10のように表される。

$$\begin{aligned} \Delta \ln R_t &= \beta_V(V^*_{t-1} - V_{t-1}) + \\ &\beta_R(\ln R_{t-1}^* - \ln R_{t-1}) + \beta_R^* \Delta \ln R_t^* \\ &= \beta_0 - \beta_V V_{t-1} - \beta_R u_{t-1} + \beta_E \Delta \ln E_t \\ &\quad + \beta_S \Delta \ln S_t + e_{R,t} \end{aligned} \quad (10)$$

ここで、 β_E と β_S は雇用とストックのショックに対する短期的な賃料の反応の程度を表し、 $-\beta_V$ は空室率の乖離に対する反応の程度、 $-\beta_R$ は賃料の乖離に対する反応の程度を示す。また、 V^* は定数であるため、 $\beta_V V^*$ は定数項 β_0 となる。

このような時間的なラグを伴った調整が生じる原因について、Chau and Wong(2016)¹⁴⁾は取引コストの高さによって生じる問題を、Hendershott et al.(2010)¹⁵⁾はデータの観測頻度から生じる問題と前述のような取引における制度的な制約から生じる問題を、それぞれ挙げている。

ここで、取引コストとは、代理人費用、弁護士費用、税金など、取引を完了するために支払う金銭的なコストだけでなく、情報収集、契約執行など、取引を完了するために必要なすべての費用を含む広義のコストの意味である。取引コストがゼロであれば、賃料は瞬時に新しい均衡状態に調整され、空室率は常にゼロに近い状態になるが、取引コストが正の場合、賃料の調整は粘着的となり、市場がショックを反映するのに時間を有することとなる。

また、観測頻度によっては、ショックへの反応を正確に捉えることが難しくなる。例えば、年次

データの場合、全ての変数は年末に測定され、ショックは年始から年末までの変化として捉えられる。前述の通り、市場がショックに反応するには時間がかかるため、ショックが実際にいつ起きたのが重要になる。ショックが期末に起きた場合、市場への反応が早くても、推定上では、次期に反映されることとなる。

これらの制度的制約や取引コスト、観測頻度によって生じる均衡からのズレは、賃料と空室率の両方の調整過程として、均衡状態へ戻ろうとする働きを促進する。

EGHS modelでは、空室率の短期調整式を定式化する上で、前述のような時間的なラグを考慮するために、賃料の短期調整式(式10)と類似した式を用いている(式11)。

$$\begin{aligned} \Delta \ln V_t &= \gamma_E \Delta \ln E_t + \gamma_S \Delta \ln S_t + \\ &\gamma_V(V^* - V_{t-1}) - \gamma_R u_{t-1} + e_{V,t} \end{aligned} \quad (11)$$

ここで、 γ_E, γ_S は雇用と供給に対するショックの影響を示し、 γ_V, γ_R は空室率の乖離と賃料の乖離に対する空室率の反応の程度を表す。また、賃料方程式と同様に、 $\gamma_V V^*$ は定数項を表す。

ストックの調整過程に関してEGHS modelでは、伝統的な投資理論の一つであるトービンのq理論を用いることは、データの制約上、非現実的であるため、賃料と空室率同様に、過去時点の賃料の乖離と空室率の乖離に依存すると仮定し、代替案を提示している。また、オフィスビルの建設には時間を要するため、賃料や空室率の方程式で用いている1期のラグよりも不均衡指標からの調整に長期的なタイムラグを要する可能性がある。そこで不均衡指標が供給に影響を与えるまでのタイムラグを τ として次式で定義する(式12)。

$$\Delta \ln S_t = \delta_V(V^* - V_{t-\tau}) - \delta_R u_{t-\tau} + e_{S,t} \quad (12)$$

これらの賃料、空室率、ストックの短期調整式の推定では、誤差項間の相関を考慮し、Seemingly Unrelated Regressions (SUR)を用いる。また、系列相関を除去するために、一般的には従属変数の1期および2期のラグ項を用いるが、これらの変化が問題となるのは賃料の方程式のみであるとされている(Englund et al., 2008)³⁾。

(2) 地域要因を考慮したEGHS model

賃料調整過程はマ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の抽出を目的としており、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。そこ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、対象となる地域が広範に及ぶ場合、市場は地理空間上で線引きされる細かい地域にわたるサブマーケットによって構成されている。こういった問題は古くから議論の対象として挙げられており、地域要因を考慮した賃料調整過程の分析は多数存在する。

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)¹⁶⁾はアメリカのオフィス市場について、固有効果モデルを用い、地域要因を固有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。Hendershott et al. (2002b)¹⁷⁾ではHTM modelをパネルデータ分析に拡張し、長期均衡式において固定効果を用いて推定を行っている。また、Hendershott et al. (2013)¹⁸⁾は、アメリカの11都市の小売店舗の賃貸市場を対象に、EGHS modelを用いて、自然空室率が都市ごとに異なることを仮定したモデル推定を行っている。東京オフィス市場を対象とした研究においても、唐渡 (2003)⁹⁾は、都内を52の地域に細分化し、固定効果を用いて地域ごとに自然空室率の値が異なることを示している。

本稿では、Hendershott et al. (2013)¹⁸⁾に倣い、長期均衡式において地域固定効果を、短期調整式において自然空室率が地域ごとに自然空室率の値が異なることを仮定し、推定を行う。なお、本稿の分析には、統計解析ツールVisual R Platformと計量経済分析ソフトEviewsを用いる。

3. 賃料調整過程の非対称性に関する仮説

(1) 賃料調整過程の非対称性に関する既存研究

賃料調整過程に関する研究は、欧米を中心に、

近年では新興国等でも行なわれている。しかし、それらの多くは、外生的なショックに対する反応が対称的であることを仮定している。これに対して、Englund et al. (2008)³⁾、Brounen and Jennen (2009)⁴⁾、Hendershott et al. (2010)¹⁵⁾、McCartney(2012)¹⁹⁾、Nowak et al. (2020)²⁰⁾は、それぞれストックホルム、アメリカ、ダブリン、ワルシャワのオフィス市場を対象に、外生的なショックに対する市場の反応が非対称的であることを明らかにしている。

以下の各節では、これまでの研究で明らかにされてきた非対称性を大きく3つに分けて記述する。

(a) 空室率に関する非対称性

前述のように、空室率是非負制約を持ち、自然空室率を中心に推移するため、雇用の減少や、供給の増加は、急激な空室率の上昇をもたらすが、空室率が十分に低いとき、逆方向の変化は空室率を引き下げることはできない。この点について、Englund et al. (2008)³⁾は非負制約を持たない隠れ空室という概念を用いて、明示的に空室率の非対称性を考慮している。ここで、隠れ空室は、 $X = (1 - V)/(1 - V - Vh)$ 、 $\ln X \approx Vh$ として、式(9)から

$$X \cdot D(R_t, E_t) = S(1 - V_t - Vh_t) \quad (13)$$

となる。この式の数値を取り、均衡時の式と合わせて整理することで、

$$\ln X_{b,t} = \lambda_R(\ln R_t^* - \ln R_t) + \ln(1 - V_t) - \ln(1 - V^*) \quad (14)$$

と導くことができる。ここで、長期的な契約による制限が、現在の賃料水準下で需給が一致しない唯一の理由であるならば、隠れ空室のより狭義的な尺度である $X_{n,t}$ は、全期間を通じた平均的な賃料水準での需要と現時点における賃料での需要の比率となる。この比率を取ると、

$$\ln X_{n,t} = \lambda_R(\ln R_{avg} - \ln R_t) \quad (15)$$

となる。Englund et al. (2008)³⁾は、これらの隠れ空室を用いることで空室率に関する非対称性を考慮しているものの、需要や供給のショック（以下、需給ショックとする）に対する空室率の反応の非対称性については明らかにしていない。これに対して、Brounen and Jennen (2009)⁴⁾は、アメリカ15都市のデータを基にダミー変数を用いて、空室率を

各都市の全期間を通じた平均値より、低い期間と高い期間に分け、低い期間の方が、需要ショックに敏感であることを明らかにしている。また、McCartney(2012)¹⁹⁾、Nowak et al. (2020)²⁰⁾もダブリンやワルシャワのオフィス市場を対象に同様の結果を明らかにしている。

(b) 需給ショックの方向による非対称性

需給ショックが正か負によっても、賃料や空室率への影響は異なると考えられる。正の需要ショックは、雇用の増加を表し、企業のオフィス床面積の拡張を促す。しかし、負の需要ショック、すなわち、雇用の減少は短期的な企業のオフィス床面積の縮小を促すとは考えにくい。

また、正の供給ショック、すなわち新規供給はストックの増加を表し、空室率の上昇、賃料の下落を招くが、負の供給ショックは、将来的な再開発に起因する一時的なものであることが多く、その影響は複雑になると言われている (Hendershott et al (2010)¹⁵⁾)。

ショックの方向による非対称性を最初に実証したHendershott et al. (2010)¹⁵⁾では、需要と供給どちらも正のショックのみ有意に影響を及ぼすことが明らかにされたが、需要ショックの非対称性を検証したMcCartney(2012)¹⁹⁾では、逆の結果が示されている。彼らの研究では、需要関数の定式化において、従業者数の代わりにGDPを用いており、GDPがオフィスビルの新設と強く関連しているため、需要の増加による賃料の上昇は、同時に完成するオフィスビルによる賃料の下落によって相殺される可能性が述べている。

(c) 市場の状態による非対称性

Hendershott et al. (2010)¹⁵⁾は市場の状態、すなわち、賃料が均衡状態を上回っているか、下回っているのかによっても、非対称的な反応が生じる可能性を指摘している。需給ショックが賃料を均衡状態への調整作用として働く場合、正の需要ショックは、賃料が均衡を下回る時に、より強く賃料を押し上げ、正の供給ショックは賃料が均衡を上回る時に、賃料を均衡状態へ向けて押し下げると

考えられる。彼らの結果は、これらの仮説を支持するものの、統計的に有意な値とはならなかった。また、同様の仮説を検証したMcCartney(2012)¹⁹⁾やNowak et al. (2020)²⁰⁾では、仮説とは異なる結果が得られている。Nowak et al. (2020)²⁰⁾によれば、賃料が均衡を上回る際により強い正の影響を及ぼす理由として、市場の循環性を上げており、需要の増加が賃料を引き上げると共に、投資や建設等の時間的なラグを経て、供給の増加を引き起こし、賃料を均衡状態へ引き下げることを指摘している。

前述のように、非対称性に関する実証はいくつかの仮説に基づき行われてきたが、その結果にはばらつきがある。このばらつきの理由についてはサンプルに起因する自由度の不足や市場の特異性などが指摘されている。

(2) 仮説と検証方法

本稿では、EGHS modelを用いることで、空室率の非負制約に基づく非対称性を明示的に考慮した上で、(b) 需給ショックの方向による非対称性と(c) 市場の状態による非対称性の検証を行う。

ここで、既存研究に倣い、2つの仮説を設定する。

仮説I 正の需要ショックは、負の需要ショックに比べ賃料により強い正の影響を与え、正の供給ショックは、負の供給ショックに比べ、賃料により強い負の影響を与える。

仮説II 1期前の賃料が均衡状態を上回っているとき、賃料は正の供給ショックにより敏感に反応し、1期前の賃料が均衡状態を下回っているとき、均衡状態を上回っている時に比べ、賃料は正の需要ショックにより敏感になる。

4. データ

本稿では、東京オフィス市場のデータとして、三幸エステート株式会社が保有するオフィスマーケットデータを用いる。本データには、標準的なオフィスビルの1棟1棟の構造や立地等に関する基

本的な情報に加え、各月末時点の募集賃料、空室床面積、貸付可能総床面積(ストック)の情報が整備されている。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、倉庫や店舗用途で用いられるもの、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除かれている。なお、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。また、本稿では、これらのデータに加え、経済センサスから収集した地域ごとの従業者数のデータを用いる。

既存研究の多くは、入手可能なデータのうち、最も頻度が高く観測される年次か、四半期ごとのデータを用いているが、本稿ではより高頻度な月次単位のデータを用いることが可能である。そこで、本稿では、月次と四半期の2種類のデータを構築し、観測頻度による推定結果の差異についても検証する。

以下の各節において、賃料、ストック、空室率、従業者数の各変数の詳細について、記述する。

(1)賃料

本稿では、賃料を示す指標として、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指摘がされている。(e.g., 山形ら、2010²¹⁾)しかし、Wheaton and Torto(1994)¹⁾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と考えられる。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も考えられる。これらの理由から、本稿では募集賃料を用いる。

本稿では品質調整を行った品質調整済み賃料(1坪当たりの単価)を用いる。品質調整の手法は多岐に渡るが、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。

$$\ln R = X\beta + \sum_t^T D_t \theta_t \quad (16)$$

表 1 賃料の品質調整に用いる変数

変数	単位	概要
築年数	年	経年劣化を表す変数
1フロア面積	対数	オフィスビルの規模を表す変数
徒歩	分	最寄駅からの駅徒歩時間
地上階数	階	オフィスビルの高さを表す変数
冷房ダミー	ダミー	冷房の有無
エレベーター数	個	エレベーターの数
免震区分	ダミー	免振区分(耐震、制振、免震、なし)
東京駅までの直線距離	対数	東京駅までの直線距離
最寄りオフィスビル 20棟までの平均距離	対数	最寄り20棟までの平均距離 (オフィスビルの密集の程度を図る指標)
周辺オフィスビルと の高さ比	%	半径500m圏内のオフィスビルの平均的な地上階数に対する、 当該オフィスビルの地上階数の比率
構造	ダミー	建物の構造(SRC、RC、S、PC)

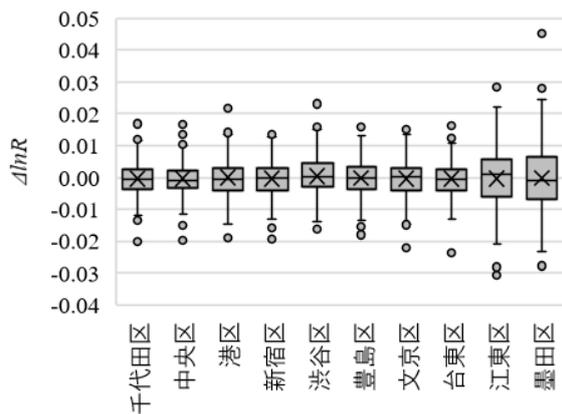


図1 品質調整済み募集賃料の対数差分系列の箱ひげ図

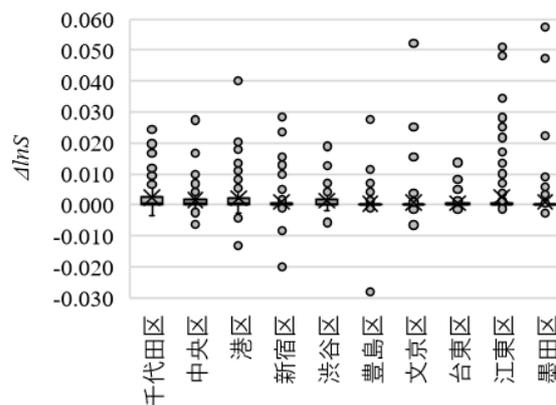


図2 ストックの対数差分系列の箱ひげ図

ここで、 $\ln R$ は消費者物価指数によって調整された名目募集賃料を表し、 \mathbf{X} は説明変数ベクトル、 $\boldsymbol{\beta}$ はパラメータベクトル、 D_t は時点ダミー、 θ_t は時点 t における時点ダミーのパラメータを表す。用いた説明変数の詳細については表1に示す。

また、図1は式3を地域ごとに推定し、得られた品質調整済み賃料の対数差分系列 $\Delta \ln R$ の箱ひげ図を表したものである。対数差分系列は変化率と近似的に等しいため、千代田区や中央区では1期当たりの変化率が安定的に小さく、江東区や墨田区では、1期あたりの変化率に幅があることが読み取れる。

(2) ストック

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

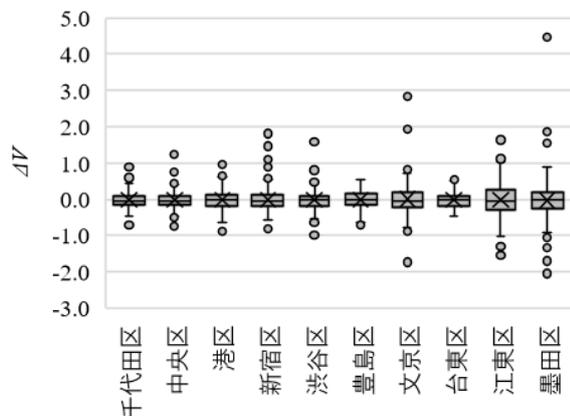


図3 空室率の差分系列の箱ひげ図

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が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は図1と同様に、ストックの対数差分系列 $\Delta \ln S$ の箱ひげ図を表したものである。月次では、ストックの増減のない期間も多いため、四分位範囲は他の変数に比べ極めて小さい。但し、大規模ビルの竣工などにより、ストックが大幅に増えるため、いずれの地域も正の方向の外れ値が多く観測されている。

(3) 空室率

空室率は各時点におけるビル単位の空室床面積(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。日本国内において公表されるオフィス空室率データには、募集床面積に基づく空室率と、空室床面積に基づく空室率の主に2つの種類が存在する。前者は、解約予告済みであり、テナント退去前であるが募集をしている床面積を含み、後者は、退去済みで即入居可能な床面積のみを対象としている。本稿では既存研究でも広く用いられている、即入居可能な空室床面積に基づく空室率を用いる。

空室率の差分系列は、ストックが多いほど、小さく安定的になる。しかし、大規模なオフィスビ

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

ルの竣工や、大企業のオフィス移転等に伴い、一時的に空室率が大きく増大することがある(図3)。

(4)従業者数

本稿では従業者数を表す変数として、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が同一であり、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)²²⁾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)²⁾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ている。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、産業大分類の定義は、1999年6月の調査から2度にわたって変更がなれており、主にサービス業の分類について、細分化がなされてきた。本稿では、これらの大分類の定義の変更に対応するため、過去2度の定義の改定がなされた情報通信業とサービス業については、産業中分類を基に、2016年時点におけ

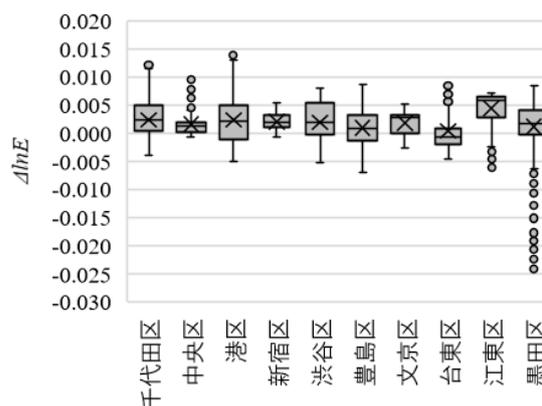


図4 従業者数の差分系列の箱ひげ図

る分類とできるだけ等しくなるように調整を行った。

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なく、2~3年に一度の集計に留まる(表2)。本稿では、従業者数のデータを他のデータの集計頻度と統一するため、3次スプライン補間によって補間を行う。

従業者数の対数差分系列 $\Delta \ln E$ はスプライン補間を行ったため、他の変数と比べ、変化が小さい傾向にある(図4)。

なお、本章で述べた各変数の地域ごとの推移については付録1を参照されたい。

5. 実証

(1)パネル単位根検定とパネル共和分検定

長期均衡式の推定に先んじて、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)²³⁾が提唱したフィッシャー型パネル単位根検定を用いる。パネル変数 $y_{i,t}$ の単位根検定式について、

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + c_i y_{i,t-1} + d_{i,1} \Delta y_{i,t-1} + \dots + d_{i,p} \Delta y_{i,t-p} + e_{i,t} \quad (17)$$

と定式化する。 α_i は地域ごとの固定効果を表し、 $e_{i,t}$ 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 ADF 検定の結果を示す。この検定は固定効果 a_i が地域ごとに異なる値をとることを仮定し、地域ごとの時系列データについて ADF 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、パネル変数 $y_{i,t}$ が定常過程であることを示す。

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)データで棄却されたので、すべての変数が単位根過程であることが確認された。

パネル共和分検定は Maddala and Wu(1999)²³⁾ のフィッシャー型パネル共和分検定を用いる。これは、地域ごとに 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式(8)を用いる。表4にパネル共和分検定の結果を示す。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多くても X 個存在する」となる。

検定の結果より、月次・四半期データともに R0・R1 で帰無仮説が棄却されており、変数間に二つの

表 3 パネル単位根検定

	level		1st	
	ADF	p	ADF	p
$\ln R$	9.00	0.98	351.31	0.00
$\ln E_{i,t}$	26.48	0.15	60.92	0.00
$\ln S_{i,t}$	9.87	0.97	239.18	0.00

表 4 パネル共和分検定

	Monthly				Quarterly			
	Trace test		Max-eigen test		Trace test		Max-eigen test	
R0	2634.0	***	2634.0	***	1785.0	***	1666.0	***
R1	110.4	***	123.3	***	73.83	***	83.85	***
R2	12.2		12.2		11.85		11.85	

***p<0.01; **p<0.05; *p<0.1

共和分関係を含むことが確認される。

(2) 長期均衡式の推定

長期均衡式を推定した結果、ストックに対する係数は観測頻度によって変化しないが、従業者数に対する係数は、四半期に比べ月次の方が正に大きい値となった(表5)。これらの値から導かれる所得弾力性、価格弾力性も同様の傾向を示している。

(2) 対称モデルの推定

次に、前節で推定した長期均衡式における誤差項を用いて、需給ショックに対して対称的な反応を仮定した対称モデルの推定を行った(表6)。

月次、四半期のいずれの観測頻度においても、賃料に対する短期的な供給ショックと、賃料のラグ項を除き、全ての変数が5%水準で有意な値となった。但し、供給に対する賃料の乖離指標については、予想に反する符号を示している。これは、新規供給を行うまでに時間を要するため、空室率が低く、賃料が均衡より低い状態から、均衡へと調整される段階に、新規供給の意思決定が行われることが考えられる。

需給ショックに対して賃料、空室率は、それぞれ

表 5 長期均衡式の推定結果

	Monthly			Quarterly		
	Coef	t-value		Coef	t-value	
$\ln E_{i,t}$	0.10	8.84	***	0.11	5.15	***
$\ln S_{i,t}$	-0.24	-13.80	***	-0.24	-7.84	***
Elasticities						
Income	0.43			0.44		
Price	-4.12			-4.13		

***p<0.01; **p<0.05; *p<0.1

表 6 短期調整式の推定(対称性モデル)

Frequency	(1)		(2)		
	Monthly		Quarterly		
	Coef	t-value	Coef	t-value	
Intercept	0.00	4.34***	0.01	5.11***	
$V_{i,t-1}$	-0.07	-8.14***	-0.27	-8.48***	
$u_{i,t-1}$	-0.03	-6.74***	-0.09	-7.58***	
$\Delta \ln E_{i,t}$	0.18	4.13***	0.16	3.27***	
$\Delta \ln R$	$\Delta \ln S_{i,t}$	-0.01	-0.26	0.00	-0.05
	$\Delta \ln R_{i,t-1}$	0.01	0.94	-0.03	-0.89
	$\Delta \ln R_{i,t-2}$	0.01	0.94	-0.03	-0.89
	Adj-Rsq	0.058		0.161	
	DW	1.895		2.305	
Intercept	0.00	3.38***	0.00	3.64***	
$V_{i,t-1}$	-0.02		-0.05		
$u_{i,t-1}$	0.01	5.88***	0.03	5.98***	
ΔV	$\Delta \ln E_{i,t}$	-0.13	-6.93***	-0.14	-7.25***
	$\Delta \ln S_{i,t}$	0.27	16.9***	0.26	9.81***
	Adj-Rsq	0.157		0.223	
	DW	1.961		1.863	
Intercept	0.00	8.54***	0.01	8.62***	
$V_{i,t-\tau}$	-0.03	-4.22***	-0.07	-4.16***	
$\Delta \ln S$	$u_{i,t-\tau}$	-0.01	-3.25***	-0.03	-3.31***
	Adj-Rsq	0.041		0.112	
	DW	1.946		1.803	

*** $p < 0.01$; ** $p < 0.05$; * $p < 0.1$.

推定には SUR を用いている。また、DW は Durbin-Watson 比を表す。賃料の方程式における 1 期、2 期の自己回帰項は、係数が同一となるように制約を課している。また、供給の方程式におけるラグ τ は、OLS 推定において、最も決定係数の高かった次数を採用し、月次では 28 期、四半期では 8 期を用いている。

れ異なる反応を示している。需要ショックは、賃料に対して正に有意な影響を及ぼす一方で、空室率に対しては、供給ショックに比べ、絶対値が小さい値となっている。これは、供給の変動がより空室率の変動に直接的に結びついていることに起因するためと考えられる。

月次と四半期の観測頻度による推定結果の違いに着目すると、月次に比べ、四半期の観測頻度を

用いた方が高い決定係数を示していることが読み取れる。月次ごとのデータでは、1期ごとの賃料の変動や需要ショックは小さく、供給の変動も観測されない期間も多く存在し、賃料の変動を十分に捉えきれないことが考えられる。また、オフィス市場では、需給ショックが市場に反映されるまでに時間を要することで知られている。そのため、月次では、需給ショックが十分に市場に反映されず、説明力が低くなることが考えられる。そのため、賃料調整過程において、サンプルサイズを確保するためには、観測頻度を短くするのではなく、観測期間を長くする必要がある。

(2) 非対称モデルの推定

a) ショックの方向に関する非対称性

次に、需給ショックに対して非対称的な反応を仮定した非対称モデルの推定を行った。

初めに、仮説 I に基づき、需給ショックの方向、すなわち、正か否かによる賃料や空室率の反応の違いについて検証した。具体的には、既存研究の手法に倣い、需給変数を正のショックのみを表す変数と、負のショックのみを表す変数に分割し、モデルに組み込み、推定を行った。

需要ショックの賃料に対する反応は、月次では、正負の方向による差異は少ないが、四半期ごとでは、正のショックの方が負のショックに比べ、敏感になっている。空室率に対しては、月次、四半期、いずれの観測頻度においても、正の需要ショックのみ、有意な反応を示している。これらの結果は仮説 I が成り立つことを表しており、既存研究とも整合的な結果である。

それに対して、供給ショックの賃料に対する反応は、負の供給ショックのみ有意に正の値を示し、空室率に対しては、正の供給ショックのみ有意な値を示している。これは、供給の減少が再開発に伴うものが多く、将来的な供給の増加を見越して、賃料が押し下げられたと考えられる。地震等の自然災害が多い日本では、オフィスビルの経年減価率は他国のオフィスビルと比べ極めて高いと言われている(e.g., Chegut et al., 2015²⁴)。そのため、築古の建物は壊し、新たな建物を建設する、スクラ

表 7 短期調整式の推定(非対称性モデル・仮説 I)

Frequency	(3)			(4)			
	Monthly			Quarterly			
	Coef	t-value		Coef	t-value		
Intercept	0.00	5.18 ***		0.01	4.50 ***		
$V_{i,t-1}$	-0.08	-9.11 ***		-0.23	-7.59 ***		
$u_{i,t-1}$	-0.03	-7.04 ***		-0.09	-7.93 ***		
$\Delta \ln E_{i,t}^+$	0.14	2.18 **		0.14	1.95 *		
$\Delta \ln E_{i,t}^-$	0.19	2.07 **		0.08	0.81		
$\Delta \ln R$	$\Delta \ln S_{i,t}^+$	-0.05	-1.31	-0.06	-1.01		
	$\Delta \ln S_{i,t}^-$	0.52	3.23 ***	0.51	1.66 *		
	$\Delta \ln R_{i,t-1}$	-0.03	-1.31	0.16	4.23 ***		
	$\Delta \ln R_{i,t-2}$	-0.03	-1.31	0.16	4.23 ***		
Adj-Rsq	0.06		0.19				
DW	1.87		2.27				
Intercept	0.00	3.24 ***		0.00	3.21 ***		
$V_{i,t-1}$	-0.02			-0.05			
$u_{i,t-1}$	0.01	6.52 ***		0.04	6.63 ***		
$\Delta \ln E_{i,t}^+$	-0.21	-9.38 ***		-0.21	-8.96 ***		
ΔV	$\Delta \ln E_{i,t}^-$	0.06	1.43	0.05	1.03		
	$\Delta \ln S_{i,t}^+$	0.31	18.58 ***	0.32	11.70 ***		
	$\Delta \ln S_{i,t}^-$	-0.09	-1.14	-0.16	-1.14		
	Adj-Rsq	0.18		0.26			
DW	1.98		1.90				
Intercept	0.00	8.54 ***		0.01	8.64 ***		
$V_{i,t-\tau}$	-0.03	-4.25 ***		-0.08	-4.24 ***		
$\Delta \ln S$	$u_{i,t-\tau}$	-0.01	-3.21 ***	-0.03	-3.21 ***		
	Adj-Rsq	0.04		0.11			
	DW	1.95		1.80			

***p<0.01; **p<0.05; *p<0.1.

推定には SUR を用いている。また、DW は Durbin-Watson 比を表す。賃料の方程式における 1 期、2 期の自己回帰項は、係数が同一となるように制約を課している。また、供給の方程式におけるラグ τ は、OLS 推定において、最も決定係数の高かった次数を採用し、月次では 28 期、四半期では 8 期を用いている。上付きの+は、正の成分のみを含む変数を表し、上付きの-は、負の成分のみを含む変数を表す。

ップアンドビルドが主流となっている。前述のような、供給ショックの賃料に対する特異な反応は、日本の不動産全般に関する特殊性が反映されたものだと考えられる。また、空室率に関しては、前

述のように、供給の増加が空室率の上昇に直接的に作用する一方で、供給の減少は、増加に比べ、規模が小さいため、市場全体に与える影響が小さいことが考えられる。

このような結果は、供給ショックの賃料に対する反応を除き、Hendershott et al. (2010)¹⁵⁾と整合的なものである。

b) 賃料の均衡からの乖離に基づく非対称性

次に、市場の状態に基づく需給ショックへの反応について、賃料の均衡からの乖離に着目し、仮説 II の検証を行った。ここでは、前項で示された非対称性を基に、正の需要ショックと、正と負のそれぞれの供給ショックを、1期前の賃料が均衡賃料を上回っているか、下回っているかによって細分化し、モデルに取り入れることで、非対称性の検証を行った。

その結果、正の需要ショックは、前期の賃料が均衡を上回っている時に、賃料、空室率に対してより敏感に影響を与えるが、その差については、わずかであることがわかった。また、正の供給ショックは、前期の賃料が均衡を上回っている時に、賃料、空室率のどちらに対してもより大きな影響を与えており、負の供給ショックは、前期の賃料が均衡を下回っている時に、賃料、空室率のどちらに対してもより大きな影響を与えていることがわかった。

これらの結果は、市場の状態による需要ショックに対する反応の非対称性は、McCartney(2012)¹⁹⁾、Nowak et al. (2020)²⁰⁾の結果と、正の供給ショックに対する反応の非対称性は、Hendershott et al. (2010)¹⁵⁾の結果と一致するものであり、仮説 II の一部が正しいことが明らかになった。

これらの結果は、需給ショックに対する賃料・空室率の反応の非対称性を如実に表しているが、データの観測頻度によって、係数の有意性には差がある。これには大きく2つの要因が考えられる。1つは、前節で述べたように、月次では、ショックの影響を十分に反映しきれていない可能性である。前節で示したように、サンプルサイズの大きな月次より四半期のデータを用いた分析結果の方が、

表 8 短期調整式の推定(非対称性モデル・仮説Ⅱ)

Frequency	(5)		(6)		
	Coef	t-value	Coef	t-value	
<i>ΔlnR</i>	Intercept	0.00	4.64***	0.01	5.19***
	$V_{i,t-1}$	-0.08	-8.26***	-0.28	-8.52***
	$u_{i,t-1}$	-0.03	-6.00***	-0.09	-6.55***
	$\Delta \ln E_{i,t}^{+,u \geq 0}$	0.19	2.27**	0.21	2.32**
	$\Delta \ln E_{i,t}^{+,u < 0}$	0.18	2.16**	0.15	1.58
	$\Delta \ln S_{i,t}^{+,u \geq 0}$	-0.11	-2.01**	-0.15	-1.63
	$\Delta \ln S_{i,t}^{+,u < 0}$	0.00	-0.10	0.02	0.22
	$\Delta \ln S_{i,t}^{-,u \geq 0}$	0.41	1.44	0.43	0.81
	$\Delta \ln S_{i,t}^{-,u < 0}$	0.58	2.94***	0.61	1.58
	$\Delta \ln R_{i,t-1}$	0.02	1.10	-0.03	-0.84
$\Delta \ln R_{i,t-2}$	0.02	1.10	-0.03	-0.84	
Adj-Rsq	0.06		0.16		
DW	1.90		2.30		
<i>ΔV</i>	Intercept	0.00	3.32***	0.00	3.56***
	$V_{i,t-1}$	-0.02		-0.05	
	$u_{i,t-1}$	0.01	5.22***	0.03	5.32***
	$\Delta \ln E_{i,t}^{+,u \geq 0}$	-0.23	-6.78***	-0.23	-6.88***
	$\Delta \ln E_{i,t}^{+,u < 0}$	-0.17	-5.09***	-0.17	-5.17***
	$\Delta \ln S_{i,t}^{+,u \geq 0}$	0.39	16.17***	0.39	10.05***
	$\Delta \ln S_{i,t}^{+,u < 0}$	0.23	10.17***	0.24	6.45***
	$\Delta \ln S_{i,t}^{-,u \geq 0}$	-0.05	-0.35	-0.01	-0.05
	$\Delta \ln S_{i,t}^{-,u < 0}$	-0.10	-1.07	-0.23	-1.33
	Adj-Rsq	0.18		0.26	
DW	1.99		1.90		
<i>ΔlnS</i>	Intercept	0.00	8.54***	0.01	8.64***
	$V_{i,t-\tau}$	-0.03	-4.24***	-0.08	-4.23***
	$u_{i,t-\tau}$	-0.01	-3.22***	-0.03	-3.23***
	Adj-Rsq	0.04		0.11	
	DW	1.95		1.80	

***p<0.01; **p<0.05; *p<0.1.

推定には SUR を用いている。また、DW は Durbin-Watson 比を表す。賃料の方程式における 1 期、2 期の自己回帰項は、係数が同一となるように制約を課している。また、供給の方程式におけるラグτは、OLS 推定において、最も決定係数の高かった次数を採用し、月次では 28 期、四半期では 8 期を用いている。(·)⁺ は、正の成分のみを含む変数(·)を表し、(·)⁻ は、負の成分のみを含む変数(·)を表す。また、(·)^{u≥0} は 1 期前の賃料が均衡状態を上回っていることを示し、(·)^{u<0} は 1 期前の賃料が均衡状態を下回っていることを示す。

決定係数が高く、賃料の変動をより詳細に説明している。このような傾向は、非対称性の分析においても同様である。ただし、有意性の観点では、月次の結果の方が、多くの係数において有意な結果が得られている。すなわち、観測期間の高頻度化によって、サンプルサイズの増大による推定結果の安定性の向上と、変動の細分化による推定結果の不安定性の増大の二つが同時に起こっていることを示している。この問題はデータの対象期間を広げることで解決可能であるが、データの制約上、対象期間の拡張は難しい。対象期間が限られている中で、これらの2つの問題のバランスをどのように取るのかという点については今後の課題とされたい。

6. 結論と課題

本稿では、東京オフィス市場を対象に、非対称な市場ダイナミクスの実態について、賃料、空室率、ストックの相互作用を考慮した賃料調整過程モデルを用いて、分析を行った。

その結果、既存研究と整合的な部分と非整合的な部分があり、東京オフィス市場の特異性が明らかになった。

特に、需給ショックに対する賃料・空室率の反応の非対称性に着目した結果、正の需要ショック(雇用の増加)は、賃料が均衡より高い状態において、賃料をより強く押し上げ、空室率をより強く押し下げる作用として働き、正の供給ショック(新規供給)は賃料や空室率を均衡状態へと引っ張る調整作用として働くことが示唆された。また、既存研究とは異なり、東京オフィス市場では、負の供給ショック(ストックの減少)が正の供給ショックよりも強く、賃料に作用することが明らかになった。また、負の供給ショックは、前期の賃料が均衡より低い局面において、より敏感に賃料を押し下げる働きをすることが示唆された。東京オフィス市場は、スクラップ&ビルドの考えが長年重視されてきた市場であり、ストックの減少の大半は将来的な再開発、すなわち、大規模な新規供給を表すと考えられる。そのため、負の供給ショックは将来的な新規供給を見越し、賃料の下落を

引き起こすと考えられる。

また、観測頻度の異なるデータを用いて、賃料調整過程の推定を行った結果、より高頻度でサンプルサイズの大きな月次データより、四半期データの方が、決定係数が高くなることが明らかになった。賃料調整過程は、需給ショック等が、賃料および空室率に反映されるまでのラグによって形成されるものである。そのため、月次のような高頻度データにおける1期のラグでは、前述のようなラグを捉えきれないことが考えられる。

これらの結果は、賃料調整過程の議論を深めると共に、東京オフィス市場の実態を紐解く一助になることが考えられる。

しかし、本稿には、今後解決すべき課題が存在する。第一に、観測期間の拡大によるサンプルサイズの確保と、月次データを活かした分析法の確立である。観測期間の拡大における障壁は、地域ごとの雇用を表す変数の入手である。現在、一般に公開されており入手可能な雇用に関する変数は、都道府県ごとのものが多く、市区町村単位で得られるものは、国勢調査や経済センサス等に限られる。観測期間の拡大をするためには、これらの調査と、高頻度で行われる労働力調査等を組み合わせた補間方法を用いる必要がある。また、本稿では、既存研究の手法に倣い、賃料・空室率の短期調整式において1期のラグを用いたが、月次データにおいてはより広範なラグを考慮することで、モデルのあてはまりが改善することが考えられる。

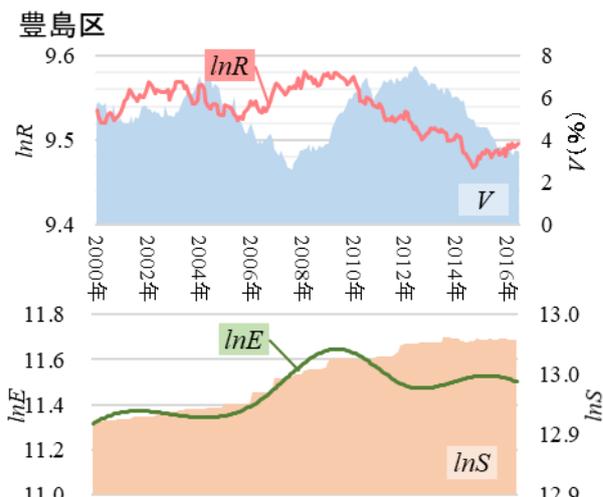
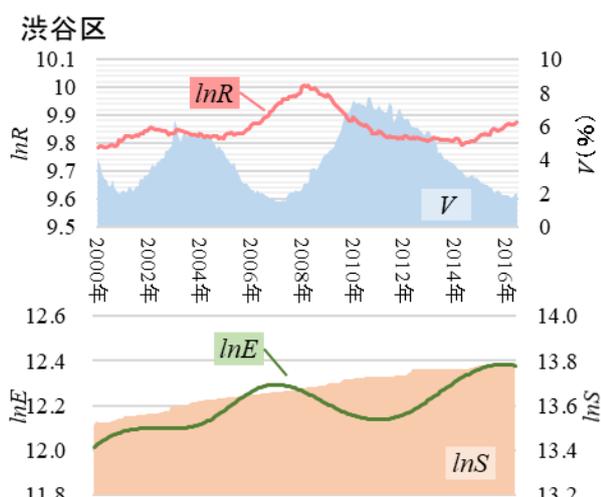
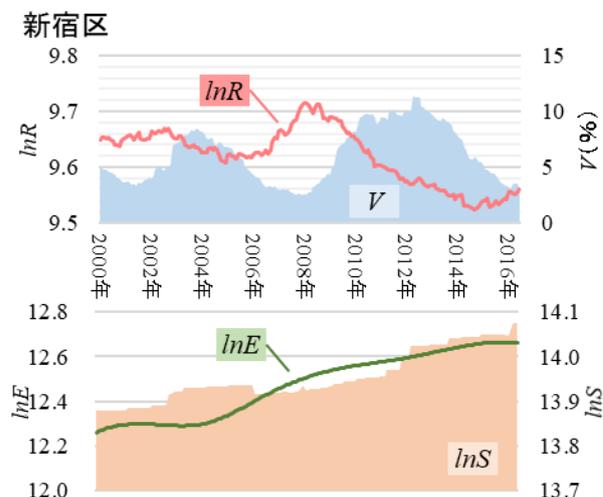
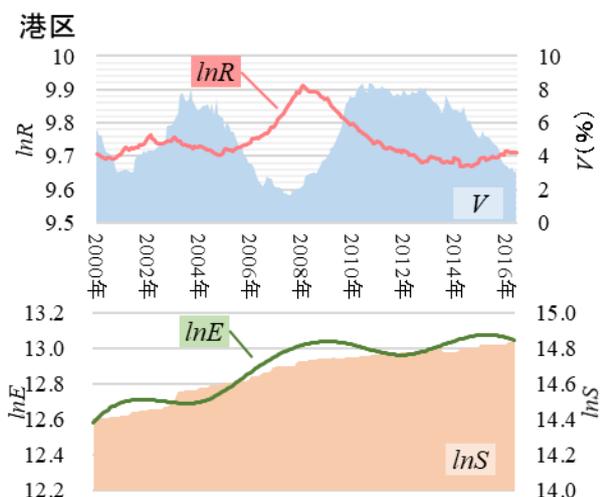
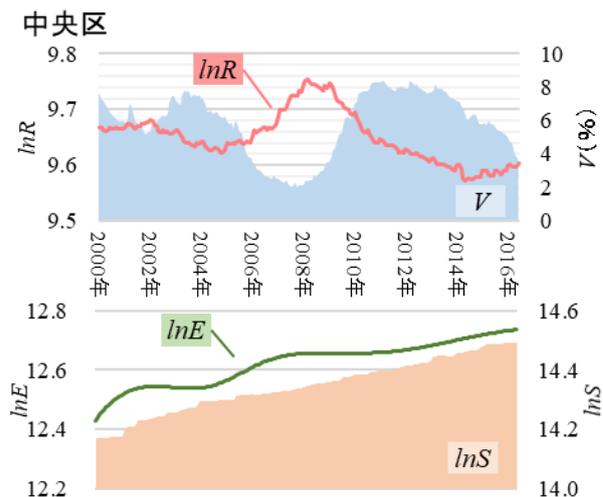
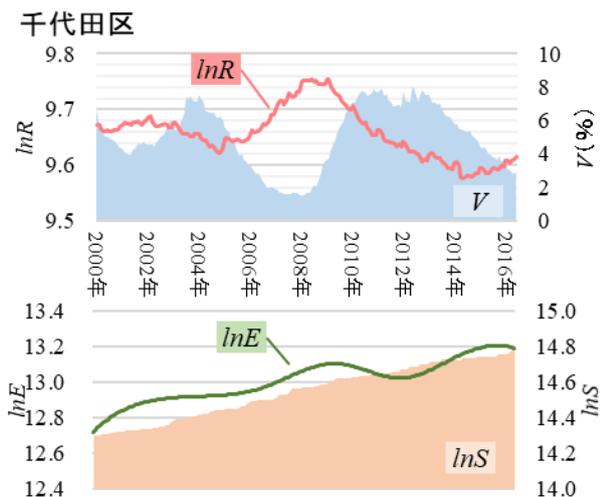
第二に、賃料の品質調整手法の選択である。本稿では、募集賃料に対して、最も基本的なヘドニック時間ダミー法を用いて品質調整を行った。しかし、ヘドニック時間ダミー法には、賃料の形成要因が賃料に与える影響が時間的に一定であるという強い仮定が存在する。本稿における分析が対象とする2000年から2016年の間には、情報技術の発展や、都心部の再開発の進展など、様々な変化が起きており、賃料の形成要因が対象期間を通じて一定であるという仮定は現実には即さないと考えられる。品質調整法には、賃料の形成要因の時間的な変化を考慮した手法等も含め様々な手法が存在するため、適切な手法の選択が必要である。ま

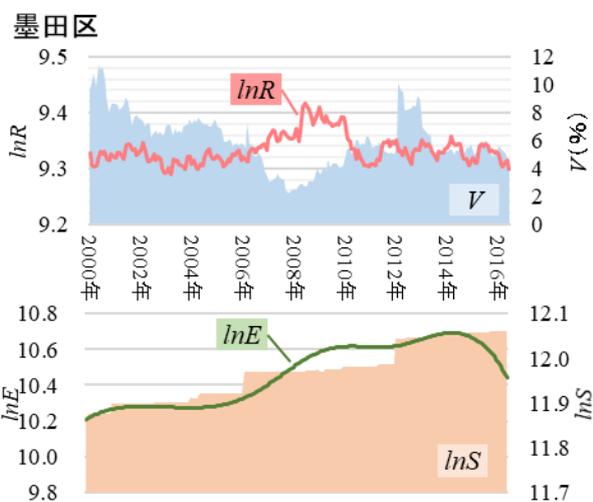
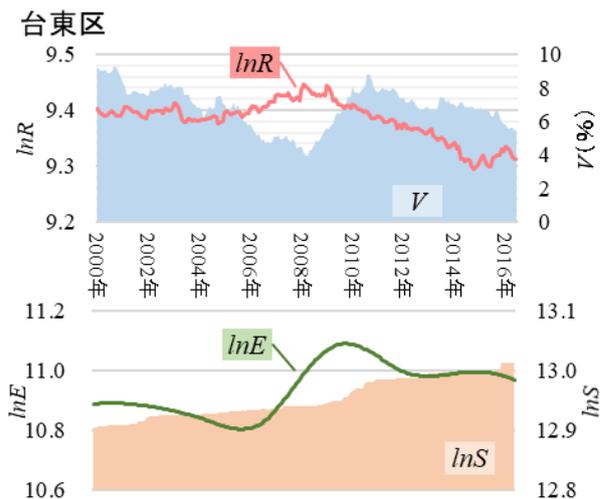
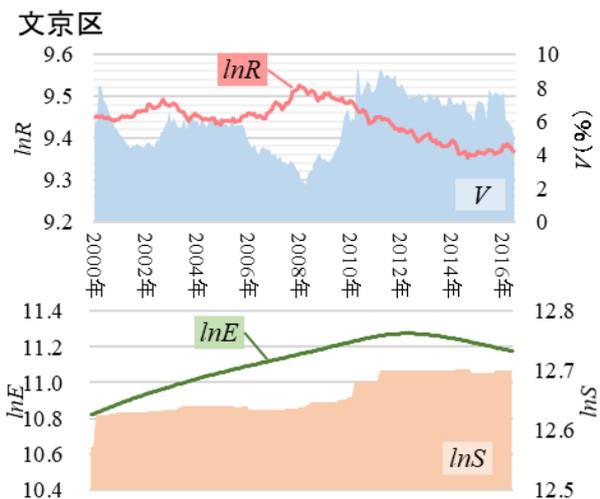
た、賃料の変数においては、募集賃料だけでなく、成約賃料を用いた場合との比較等も必要不可欠である。

第三に、隠れ空室の推定についてである。本稿では、既存研究で扱われてきた非対称性の内、空室率に関する非対称性については、モデルにおいて明示的に考慮したが、隠れ空室の推定は行っていない。固定効果を用いた長期均衡式の推定には、価格弾力性、所得弾力性が地域によらず一定であるという仮定がある。しかし、実際には地域ごとに異なると考えることが妥当であり、地域固定の価格弾力性を用いた式(14)に基づく隠れ空室の推定は実態に即さない。今後の研究では、前述の2つの弾力性が地域ごとに異なることを仮定したモデルへの拡張を検討したい。

最後に、本稿では、東京オフィス市場における賃料調整過程の非対称性の存在を示したに留まっており、これらの非対称性が実際の長期に渡る需給変動の中でどのように影響するのか、については示せていない。今後、Englund et al. (2008)³⁾や Hendershott et al. (2010)¹⁵⁾で行われているような需給変動のシミュレーションを通して、東京オフィス市場の変動メカニズムの解明を深めていくことを考えている。

付録1 地域ごとの変数の推移





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) 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.
- 4) 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.
- 5) 吉田二郎, 川井庸平: 商業用不動産に関するデータ資源: 経年減価率推定を例に見る現状と課題, *日本不動産学会誌*, Vol.33, No.4, pp.93-97, 2020.
- 6) 唐渡広志: 企業立地と集積の経済, *大阪大学大学院経済学研究科博士論文*, 2003.
- 7) 三井住友トラスト基礎研究所: “自然空室率”はなぜ5%なのか～オフィス賃料の反転上昇と空室率の関係～、2014年7月29日レポート、2014.
- 8) みずほ総合研究所: 都内オフィスの先行き試算, *みずほインサイト*, 2012.
- 9) Blank, D. M., and Winnick, L.: The structure of the housing market, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol.62, No.2, pp.181-208, 1953.
- 10) Smith, L. B.: A note on the price adjustment mechanism for rental housing, *The American Economic review*, Vol.64, No.3, pp.478–481, 1974.
- 11) Shilling, J. D., Sirmans, C. F., and John B. C.: Price adjustment process for rental office space, *Journal of Urban Economics*, Vol.22, No.1, pp.90-100, 1987.
- 12) Hendershott, P. H.: Rental Adjustment and Valuation in Overbuilt Markets: Evidence from Sydney, *The Journal of Urban Economics*, Vol.39, pp.51-67, 1996.
- 13) 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.
- 14) 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.
- 15) 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.
- 16) Grenadier, S. R.: Local and National Determinants of Office Vacancies, *Journal of Urban Economics*, Vol.37, pp.57–71, 1995.
- 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) McCartney, J.: Short and long-run rent adjustment in the Dublin office market, *Journal of Property Research* Vol.29, pp.1–26, 2012.
- 20) 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.
- 21) 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.
- 22) DiPasquale, D., and Wheaton, W, C.: *Urban Economics and Real Estate Markets*, Prentice Hall, 1996.
- 23) 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.
- 24) Chegut, A. M., Eichholtz, P. M. A., and Rodrigues, P.J.M.: Spatial Dependence in International Office Markets, *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.51, pp.317–350, 2015.