

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 —

麻 剣英¹・前川 俊一²

¹ 学生会員 明海大学大学院 不動産学研究科 博士後期課程 (〒 279-8550 千葉県浦安市明海 1 丁目)

² 正会員 博士(経済学) 明海大学 不動産学部 (〒 279-8550 千葉県浦安市明海 1 丁目)

不動産の賃料は現在の不動産の各属性の対価の合計であるが、不動産の価格は将来の賃料に基づく純収益の現在価値の合計であり現在の不動産の属性だけでなく将来の不確実性、価格、純収益の変動期待等の影響も受ける。したがって、不動産の各属性に対する賃料の弾力性等と価格の弾力性等は異なることが予測される。本論文の目的は、J-REIT のデータを採用して、オフィス用不動産の価格と取引時点の賃料の分析を行って不動産の属性等(地域、時間を含む)の賃料と価格に対する効果の違いを検討することである。そして、それら違いの原因を明確にするために不動産の各属性が賃料に与える影響と運営費用に対する影響の違いを分析するとともに、地域および時系列的な利回りの変化と価格と賃料の変化率の違いの関連を検討する。

Key Words: *hedonic approach, price elasticity, rent elasticity, heteroscedasticity, significant difference test*

1. はじめに

建物の老朽化に伴う賃料の下落は価格の下落ほどでないことが知られ(賃料の粘着性ともいわれる)、また、地域による賃料格差は価格の格差ほどではないと考えられている。ただし、不動産の属性の賃料と価格に対する影響の違いは一樣ではない。賃料と価格の関係は不動産を含む資産選択(たとえば、不動産の利用のために自己所有するか賃借するかを選択)に影響を与えるものであり、市場における不動産の属性の賃料と価格に与える影響の違い(市場均衡において成立する違い)を確認しておくことは、複数の属性の集合である不動産を含む資産選択を検討する上で重要である。本論文において市場で成立している不動産の属性の賃料と価格に与える影響の違いを分析す

ることを目的とする。

不動産の価格は理論的には将来の純収益の現在価値の総和であり、将来の純収益の不確実性、価格および純収益の変動期待(以下キャピタルゲイン期待という)の影響を受ける。その純収益は総収益である賃料総収入から運営費用を控除して求められるが、賃料はその期に提供される不動産のサービスの対価である。不動産の質を表す不動産の属性は賃料に影響を与えるが、それを通じ将来の純収益を変化させ価格に影響を与えることになる。各属性が将来の純収益の不確実性、キャピタルゲイン期待に影響を与えず、かつ各属性の賃料と純収益に与える影響が同じであればそれらに対する「賃料の弾力性」と「価格の弾力性」は同じになっているはずである。しかし、不動産の属性が将来の純収益の不確実性、キャピタルゲイン期待等に影響する、または不動産の属性が賃料

と純収益に与える影響が異なれば、各属性に対する賃料の弾力性と価格の弾力性が異なることになる。

本論文の主要な目的は、J-REIT（日本版不動産投資信託）のデータを採用して、オフィス用不動産の価格（取引価格）と取引時点の賃料の分析を行って不動産の属性の賃料と価格に対する効果、時系列的な変化の違いを検討することである。

モデルはヘドニックアプローチを採用する。ヘドニックアプローチは Rosen (1974) によって確立されたものであるが、基本的にはその基となる付け値関数は消費者（個人）の効用最大化理論を背景にしたものである。本論文では J-REIT の購入物件を対象としたものであり、消費者は企業である。企業の行動原理は利潤極大化であり、付け値関数は「ある利潤水準」を前提に描かれる。各属性の限界生産力逓減を仮定すれば付け値関数は個人の効用最大化理論を前提にしたものと同様に描かれる。また、消費者の選好の均一性の仮定と同様に企業の生産関数等の類似性を仮定する必要があるが、J-REIT は不動産のみを運用し、その純収益を投資家に配当することを目的とする主体であり、不動産の購入、運営戦略に関して J-REIT 間での同質性がある程度仮定できるが、賃貸市場における需要者は異質と考えることが一般的である。本論文ではヘドニックアプローチにより市場価格関数を導出するために同質性の強い仮定を置いて分析を行うが、異質性については分析の結果で若干の検討を行うとともに今後の課題としたい。

また、ヘドニックアプローチに関しては Brown and Rosen (1982)、中村 (1992) などが指摘するように環境改善の便益評価等において識別問題が存在する。中村 (1992) によれば、不動産価格を構成する属性値の変化が十分に小さくない場合ヘドニック市場価格関数による限界価格の推定値は過大推計になってしまう。そのため付け値関数を推定する必要があるが、限界付け値関数が識別できないといった問題が生じる。限界付け値関数を識別するためには、ヘドニック市場価格関数の説明変数であるが付け値関数の説明変数ではな

いような変数が存在することが必要である。本論文では各属性に対する賃料と価格の弾力性を測定することを目的としており、属性値の変化が十分に小さいことを前提にヘドニック市場価格関数を推定していることから特に識別問題はない。

賃料、価格に関するヘドニックによる分析は相当数存在するが、賃料モデルと価格モデルを同時に作成して分析している論文は多くはない。賃料、価格、利回りのモデルを作成している論文として小松 (2012) がある。小松 (2012) は地震リスク（建物倒壊危険度と PML 値を採用）がオフィスの賃料、キャップレートおよび価格に与える影響について分析している。ただし、賃料と価格はそれぞれ別のデータを利用しそれらの関連について踏み込んだ議論はしていない。また、中村、竹下 (2003) は住宅市場の効率性についての分析を行うが、併せてリスクプレミアムに着目して時系列的な利回りの変化に関する分析も行っている。

本論文の新規性は価格モデルと賃料モデルを作成して不動産の各属性および時間ダミーの偏回帰係数から各属性に対する価格と賃料の弾力性、時系列的変化の違いを分析していることであるが、また、ほとんどの先行研究の賃料モデルの被説明変数が募集賃料であるのに対し本論文では J-REIT データを使って実際の賃料総収入を採用することも新規性の一つである。なお、J-REIT は取引価格、各不動産別の賃料総収入、稼働率、運営費用、純収益など詳細な情報を公開し、J-REIT がもつ不動産の分析が可能な十分な量の情報が得られる。ただし、J-REIT の保有物件というサンプルセレクションバイアスが存在することにも注意をして分析することが必要である。

本論文の具体的手順は以下のとおりである。

- ① 賃料モデルと価格モデルにおける各属性に対する賃料の弾力性と価格の弾力性の違い、地域、取引時期による賃料、価格の変化の違いが生じる可能性について理論的に議論し、仮説を設定する。
- ② 賃料と価格の形成に関するヘドニックモデルを作成する。また、各属性等の偏回帰係数の違いを統計的に検定するために賃料

モデルと価格モデルのサンプルをプーリングしたモデルを作成する。

- ③ 賃料と価格モデルにおける各属性に対する賃料、価格の弾力性の違い、また地域による違い、時系列的变化の違いを明らかにする。プーリングモデルの属性と価格モデルサンプルダミーの交差項が有意である場合弾力性が有意に異なることになる。
- ④ 各属性等に対する賃料、価格の弾力性または変化率が「同じ」または「違う」理由を明らかにするために運営費用に対する効果と賃料に対する効果の違い、地域、時系列的な利回りの変化を検討し③の分析の結果を検証する。

本論文の構成は、第2章においてモデルの基本的な考え方を説明した上で、本論文における仮説を設定する。第3章においてデータについて説明した上で、サンプルセレクションバイアスの問題について検討する。第4章において賃料モデルと価格モデルおよび差の検定をするためのプーリングモデルを作成し、不均一分散の検定を行い、不均一分散の場合は修正を行う。修正した結果を用いて不動産の属性に対する賃料と価格の弾力性、地域と取引時期による賃料、価格の変化率などの比較を行う。第5章において第4章の結果を検証する意味で不動産の属性等の運営費用への影響を分析し、賃料と価格の弾力性等の差の関連を検討する。また、利子率、リスクプレミアムおよびキャピタルゲイン期待から説明される「利回り」の賃料と価格の弾力性等の差への影響を日本不動産研究所の「不動産投資家調査」を使って検討する。最後に第6章で本論文のまとめを行う。

2. モデルについて

(1) モデルと仮説

ヘドニックモデルの関数形には線形、対数線形、片側対数線形など様々なものがある。線形は不動産の属性の変化量に対する価格等の変化が一定であることを仮定するものであり、対数線形は不動産の属性の変化率に対する価格等の変化率(弾力性に相当)が一定であることを仮定するも

のである。どの関数形が適当かは当てはまり度を確認して決定すべきであるが、本論文では賃料と価格といった数値が全く異なるものを分析して各属性のそれらに対する影響の違いを検討するものである。関数形を偏回帰係数(弾力性を意味する係数)が直接比較できる対数線形とする。対数線形モデルは(1)式および(2)式で示される。

$$\ln Rent_i = \beta_0 + \sum_{h=1}^n \beta_h \ln x_{hi} + \sum_{j=1}^m \beta r_j Dm_{Rji} + \sum_{k=1}^q \beta T_k Dm_{Tki} + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$\ln P_i = \alpha_0 + \sum_{h=1}^n \alpha_h \ln x_{hi} + \sum_{j=1}^m \alpha r_j Dm_{Rji} + \sum_{k=1}^q \alpha T_k Dm_{Tki} + \mu_i \quad (2)$$

なお、 $Rent$ は賃料、 P は価格であり、 x_h は「築年数」「駅徒歩」「都心までの距離」「建物所有面積」「容積率」などの不動産の属性を示す変数、 Dm_{Rj} は地域ダミー、 Dm_{T_k} が時間ダミーであり、 ε と μ はそれぞれのモデルの誤差項である。

(1)式と(2)式を各属性 ($\ln x_h$) で偏微分して属性に対する賃料と価格の弾力性をみると(3)式のようになる。

$$\frac{\partial \ln Rent}{\partial \ln x_h} = \beta_h, \quad \frac{\partial \ln P}{\partial \ln x_h} = \alpha_h \quad h=1, \dots, n \quad (3)$$

また、地域または時間が変化することによる賃料、価格の変化率は(4)式、(5)式のようになる。

$$\frac{\partial \ln Rent}{\partial Dm_{Rj}} = \beta r_j, \quad \frac{\partial \ln P}{\partial Dm_{Rj}} = \alpha r_j \quad j=1, \dots, m \quad (4)$$

$$\frac{\partial \ln Rent}{\partial Dm_{T_k}} = \beta T_k, \quad \frac{\partial \ln P}{\partial Dm_{T_k}} = \alpha T_k \quad k=1, \dots, q \quad (5)$$

各属性に対する賃料と価格の弾力性の関連、地域または取引時期による賃料と価格の変化率の関連を検討するために、賃料と価格の関連をみる。

不動産価格は理論的に将来純収益の現在価値の合計として表される。将来純収益の不確実性がない場合、裁定が働かなくなった状況において、将来純収益の現在価値に置き直すための割引率(不動産に期待すべき収益率)は安全資産の収益

率（利子率）に等しくなるが、不動産の純収益に不確実性が存在するとき、危険回避者を前提とすれば、不動産が期待すべき収益率である割引率（ y ）は利子率（ i_j ）にリスクプレミアム（ rsk ）を加えたものになる（ $y=i_j+rsk$ ）。以上から不動産価格のファンダメンタルズは次のように表現される。

$$P = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{Rent_t - Op_t}{\prod_{i=1}^t (1+y_i)} \quad (6)$$

なお、 $Rent_t$ は t 期の賃料、 Op_t は t 期の運営費用で、 $Rent_t - Op_t$ が t 期の純収益となる。 y_i は i 期の割引率である。

全ての期において割引率（ y ）が同じであり、純収益（ $Rent_t - Op_t$ ）が g の率（キャピタルゲイン期待）で成長するならば、(6)式は(7)式のように展開される。

$$P = \sum_{t=1}^{\infty} \frac{(1+g)^{t-1}(Rent_t - Op_t)}{(1+y)^t} \\ = \frac{Rent_1 - Op_1}{1+y} \sum_{t=1}^{\infty} \left(\frac{1+g}{1+y}\right)^{t-1} = \frac{Rent_1 - Op_1}{y-g} \quad (7)$$

(7)式は資本還元式であり、分母が資本還元利回りで、これを r とする。(7)式を対数で表現すると(8)式になる。

$$\ln P_1 = \ln(Rent_1 - Op_1) - \ln r \quad (8)$$

(8)式を使って、属性に対する価格の弾力性と地域の違いおよび時間の違いによる価格の変化率をみることにより、価格と賃料の弾力性または変化率の違いを議論できる。

不動産の属性、地域ダミー、時間ダミーについて全く同じように議論できるので、不動産の属性を例にして説明する。(8)式を各属性によって偏微分して価格の弾力性をみると(9)式のようになる。

$$\frac{\partial \ln P}{\partial \ln x_h} = \alpha_h = \frac{\partial \ln Rent_1}{\partial \ln x_h} \frac{\partial \ln Rent_1}{Rent_1 - Op_1} \\ - \left(\frac{\partial \ln Op_1}{\partial \ln x_h} + \frac{\partial \ln Op_1}{\partial \ln R_{tan1}} \frac{\partial \ln R_{tan1}}{\partial \ln x_h} \right) \frac{Op_1}{Rent_1 - Op_1} - \frac{\partial \ln r}{\partial \ln x_h} \quad (9)$$

なお、(9)式第1項、第2項について、次のような展開から求められる。

$$\frac{\partial \ln(Rent_1 - Op_1)}{\partial \ln x_h} = \frac{1}{\partial \ln x_h} \left(\frac{\partial Rent_1 - \partial Op_1}{Rent_1 - Op_1} \right) \\ = \frac{1}{\partial \ln x_h} \left(\frac{\partial Rent_1}{Rent_1} \frac{Rent_1}{Rent_1 - Op_1} - \frac{\partial Op_1}{Op_1} \frac{Op_1}{Rent_1 - Op_1} \right) \\ = \frac{\partial \ln Rent_1}{\partial \ln x_h} \frac{Rent_1}{Rent_1 - Op_1} - \frac{\partial \ln Op_1(R_{tan1}, \dots)}{\partial \ln x_h} \frac{Op_1}{Rent_1 - Op_1}$$

(9)式最右辺第2項の括弧内は、属性の運営費用に対する直接的な影響（第1項）と賃料単価（ R_{tan1}, \dots 賃料が高ければ質が高いと考えられ、オフィスの品質を示す代理変数となる）を介した影響（第2項）があることを示す。ここでは、賃料単価（品質）が高ければ、維持管理などサービスの水準も高まるだろうと考え、賃料単価が高ければ運営費用も高くなると仮定している。

$$(9)式で \frac{\partial \ln Rent_1}{\partial \ln x_h} = \frac{\partial Op_1}{\partial \ln x_h} + \frac{\partial \ln Op_1}{\partial R_{tan1}} \frac{\partial \ln R_{tan1}}{\partial x_h} \text{ かつ}$$

$$\frac{\partial \ln r}{\partial \ln x_h} = 0 \text{ であれば、賃料と価格の弾力性は等しく}$$

$$\text{なり} \left(\frac{\partial \ln P_1}{\partial \ln x_h} (= \alpha_h) = \frac{\partial \ln Rent_1}{\partial \ln x_h} (= \beta_h) \right), \frac{\partial \ln Rent_1}{\partial \ln x_h} \neq$$

$$\frac{\partial Op_1}{\partial \ln x_h} + \frac{\partial \ln Op_1}{\partial R_{tan1}} \frac{\partial \ln R_{tan1}}{\partial x_h} \text{ または } \frac{\partial \ln r}{\partial \ln x_h} \neq 0 \text{ なら、} \alpha_h \neq$$

β_h となる。なお、前者のケースでも売買市場と賃貸市場で裁定が働く状態にあり(7)式が成立しない場合不動産の属性に対する賃料と価格の弾力性等に違いが生じる。

以上から不動産の属性、地域と時間に対する価格と賃料の弾力性又は変化率の違いの検討のためにはそれらに対する賃料と運営費用の弾力性又は変化率の比較およびそれらの利回りへの影響を検討することが必要となる。

運営費用に対する影響には(9)式に示したように直接的な影響と賃料単価を通じた影響がある。直接的な影響は築年数等の属性にはあるが、駅距離、都心までの時間のような属性、地域属性、時間属性にはないと考えられる。後者については(9)式右辺第2項の括弧内第1項がゼロであり、

$$\frac{\partial \ln r}{\partial \ln x_h} = 0 \text{ を条件とすると、運営費用の賃料弾力性}$$

$$\text{が} 1 \left(\frac{\partial \ln Op_1}{\partial \ln R_{tan1}} = 1 \right) \text{ であれば } \alpha_h = \beta_h \text{ となり、1 未満}$$

$\left(\frac{\partial \ln Op_1}{\partial \ln R_{tan1}} < 1\right)$ であれば $\alpha_h > \beta_h$ となる。これは、属性が運営費用に直接影響を与えない場合、賃料が1%上昇したとき運営費用が1%上昇する $\left(\frac{\partial \ln Op}{\partial \ln R_{tan1}} = 1\right)$ のであれば、純収益 ($Rent - Op$) も1%上昇する。そして、属性が利回りに影響を与えない $\left(\frac{\partial \ln r}{\partial \ln x_h} = 0\right)$ のであれば価格も1%上昇する ($\alpha_h = \beta_h$) ことを意味する。また、地域、時期によりリスクプレミアム、キャピタルゲイン期待が異なれば、 $\frac{\partial \ln r}{\partial Dm_{Rj}} \neq 0$ 、 $\frac{\partial \ln r}{\partial Dm_{Tk}} \neq 0$ となり、価格と賃料の変化率が異なることになる。

以上の理論的整理を踏まえて仮説を設定する。

仮説1 属性の「運営費用」に対する影響が「賃料」に対する影響と同じで、かつ属性が利子率、リスクプレミアム、キャピタルゲイン期待からなる「利回り (r)」に影響を与えない場合賃料と価格の弾力性は同じ ($\alpha_h = \beta_h$) となり、どちらかが満たされない場合異なる ($\alpha_h \neq \beta_h$) ことになる。

仮説2 地域によって将来のキャピタルゲイン期待、不確実性 (リスク) に違いがある、または運営費用の賃料弾力性が1ではない場合、賃料と価格の地域ダミーの偏回帰係数に違いが生じる。

仮説3 取引時期により経済状況、キャピタルゲイン期待、不確実性 (リスク) が異なる、または運営費用の賃料弾力性が1ではない場合、賃料と価格の時間ダミーの偏回帰係数に違いが生じる。

(2) 弾力性の差を検定するためのモデル

不動産の属性等に対する価格と賃料の弾力性等の差を検定するために価格モデルと賃料モデルのサンプルをプーリングしたモデル (以下プーリングモデルという) を作成して、各説明変数 (属性、地域、時間) の値と価格モデルサンプルダミーの交差項の有意性を確認する。

プーリングモデルは(10)式のようになる。

$$\ln Y_i = \beta'_0 + \gamma_0 \cdot Dm_{pi} + \sum_{h=1}^n \beta'_h \ln x_{hi}$$

$$\begin{aligned} & + \sum_{h=1}^n \gamma_h Dm_{pi} \ln x_{hi} + \sum_{j=1}^m \beta'_{Rj} Dm_{Rji} \\ & + \sum_{j=1}^m \gamma r_j Dm_{pi} Dm_{Rji} + \sum_{k=1}^q \beta T'_k Dm_{Tki} \\ & + \sum_{k=1}^q \gamma T_k Dm_{pi} Dm_{Tki} + \varepsilon_{yi} \end{aligned} \quad (10)$$

Y は賃料又は価格、 Dm_p は価格モデルサンプルダミー、 ε_y は誤差項である。(10)式は(1)式と(2)式をプーリングして合体したものである。賃料モデルの(1)式の各属性等の偏回帰係数はそれぞれプーリングモデルの(10)式の第1項、第3項、第5項、第7項の各属性の偏回帰係数と等しくなり ($\beta_0 = \beta'_0$ 、 $\beta_h = \beta'_h$ 、 $\beta r_j = \beta'_{Rj}$ 、 $\beta T_k = \beta T'_k$)、価格モデルの(2)式の各属性等の偏回帰係数とプーリングモデルの(10)式の各属性等の偏回帰係数との間に次の関係が成立する。 $\alpha_0 = \beta'_0 + \gamma_0$ 、 $\alpha_h = \beta'_h + \gamma_h$ 、 $\alpha r_j = \beta'_{Rj} + \gamma r_j$ 、 $\alpha T_k = \beta T'_k + \gamma T_k$ 。なお、これらに関しては分析結果でも確認されている(4の(2)参照)。そして(10)式の右辺第2項、第4項、第6項、第8項の交差項の偏回帰係数 (γ 、 γr 、 γT) が有意であるとき属性等に対する賃料と価格の弾力性 (または変化率) の差が有意であることを示す。

差の検定に関しては、賃料モデル式(1)と価格モデル式(2)の偏回帰係数の差を検定することによっても行うことができる。一般的な差の検定の論文は多数あるが、回帰係数の差の検定を行う論文は少ない。回帰係数の差の検定を提示した論文には村上満洲男 (1962) がある。それを参考にして前川・岩城 (2011) は漸近的パラメトリック検定を行う。(11)式の z 値は正規分布に従うので、これによって帰無仮説「回帰係数に差がない」を検定することになる。

$$\text{差の検定式 } z = \frac{|S_1 - S_2|}{\sqrt{SE_1^2 + SE_2^2}} \quad (11)$$

なお、 S_1 : 賃料モデルの偏回帰係数、 S_2 : 価格モデルの偏回帰係数、 SE_1 : 賃料モデルの標準誤差、 SE_2 : 価格モデルの標準誤差

(10)式のプーリングモデルによる属性等に対する賃料と価格の弾力性 (または変化率) の差の検定 (交差項の有意性の検定) と(11)式の偏回帰

係数の差の検定の結果が White 修正前後とも全く同じとなることは分析結果で確認できた(4の(2)参照)。

3. データ

(1) データの出典及び加工

分析期間は J-REIT が初めて上場された 2001 年から 2013 年であり、対象物件は 2001 年 9 月から 2013 年 4 月までの間に各投資法人が取得した物件のうち東京 23 区のオフィス 440 物件である。各物件のデータは各投資法人が公開している有価証券報告書を参照しながら、以下のように作成した。

- ① 各 J-REIT のオフィス物件の取引時期と取引価格、取得時における物件の属性データを作成する。
- ② 賃料については空室率を考慮した取得時の実際賃料総収入を採用するが、稼働率(1 - 空室率)が不安定であるために取得時の実際賃料総収入として取得後 4 期の平均値(1 期は半年で、2 年間)を採用する。取得後 4 期の平均値を採用した理由は 2 年以上の平均を取ると取得時の数値ではなくなる可能性があるためである。
- ③ 運営費用は取得後 4 期平均の「実際賃料総収入 - 純収益」である。取得後 4 期平均を採用した理由は②と同じである。

モデルは(1)式、(2)式および(10)式によるが、表 1 は採用した変数とその説明および符号条件を示す。

建物所有面積は、被説明変数が価格又は賃料が総額なら符号条件はプラスであり、単価なら、建物所有面積が質のみを示す属性となり、規模が大きければ優良(符号がプラス)となる可能性と総額が大きく単価が低くなる(符号がマイナス)可能性があり、符号条件は不定である。なお、本論文では弾力性の分析(対数線形モデル)なので、被説明変数の価格または賃料が総額でも単価でも変化率は同じであり、総額、単価による各属性の偏回帰係数に差はない。ただし、単価の分析の建物所有面積の偏回帰係数は、総額の分析の偏回帰

表 1 採用変数表

変数	内容	符号条件
ln(賃料)	対数変換した 4 期平均で求めた賃料総収入	
ln(価格)	対数変換した取得価格	
ln(運営費用)	対数変換した 4 期平均で求めた運営費用	
ln(建物面積)	対数変換した建物所有面積	+
ln(築年数)	対数変換した建築時から取得時までの築年数	-
ln(容積率)	対数変換した実効容積率	+
ln(駅距離)	対数変換した最寄り駅まで所要徒歩時間	-
ln(都心まで距離)	対数変換した最寄り駅から東京駅までの所要時間	-
ln(PML)	対数変換した PML 値	-
所有権ダミー	建物所有形態 100% 所有権である場合は 1、そうでない場合は 0	+
所有形態ダミー	不動産所有の場合は 1、信託受益権の場合は 0	+
大規模ダミー	建物全体延べ床面積 5 万 m ² 以上の場合は 1、そうでない場合は 0	+
地上ダミー	地上階数 9 階を超える場合は 1、そうでない場合は 0	+
地下ダミー	地下ある場合は 1、ない場合は 0	+
構造ダミー	鉄骨・鉄筋コンクリートの場合は 1、そうでない場合は 0	+
地域ダミー	都心 5 区は 19 エリアに細分化し、ダミー変数導入する。都心 5 区以外のエリアは基準とする。	
年ダミー	2001 年を基準とする時間ダミー	

係数から 1 を引いたものになり、決定係数は総額の分析の方が高くなる¹。

築年数の符号条件はマイナス、容積率は実効

¹ 各サンプルの面積は変わらないので OLS (Ordinary Least Squares) モデルにおけるサンプルによる単価の変化率と総額の変化率は同じである。すなわち、建物所有面積を x_1 とすると、

$$\frac{\partial \ln\left(\frac{P}{x_1}\right)}{\partial \ln x_1} = \frac{\partial P/x_1}{P/x_1} = \frac{\partial P}{P} = \frac{\partial \ln P}{\partial \ln x_1}$$

したがって、建物所有面積を除く属性に対する価格の弾力性は同じとなり、対数線形モデルにおける単価、総額のモデルの偏回帰係数は同じとなる。

$$\frac{\partial \ln(P/x_1)}{\partial \ln x_1} = \frac{\partial \ln P}{\partial \ln x_1}$$

また、対数線形モデルの場合、単価モデルの建物所有面積(x_1)の偏回帰係数は、次のように、総額のモデルの偏回帰係数から 1 を差し引いたものとなる。

$$\frac{\partial \ln(P/x_1)}{\partial \ln x_1} = \frac{\partial \ln P - \partial \ln x_1}{\partial \ln x_1} = \frac{\partial \ln P}{\partial \ln x_1} - 1$$

表2 エリア分け表

	エリア名	地 区
千代田区	丸の内	丸の内・大手町・有楽町・内幸町
	麹町	麹町・一〜六番町・隼町・平河町・永田町
	神田	内神田・鍛冶町・駿河台・美土代町・神保町・小川町・三崎町・錦町・猿樂町・須田町・司町
	飯田橋	外神田・東神田・飯田橋・九段北・九段南・岩本町・佐久間町
中央区	日本橋	八重洲・京橋・日本橋
	銀座	銀座
	室町	日本橋室町・日本橋本町・日本橋本石町
	築地	築地・八丁堀・茅場町・兜町
	人形町	日本橋人形町・月島・佃・入船・湊・晴海・新川・日本橋堀留町・日本橋浜町・日本橋箱崎町・日本橋大伝馬町・日本橋蛸殻町・日本橋富沢町・小伝馬町・東日本橋
港区	虎ノ門	虎ノ門・新橋・東新橋・西新橋・愛宕
	赤坂	赤坂・元赤坂・北青山・南青山
	六本木	六本木・南麻布
	浜松町	浜松町・高輪・三田・芝・芝浦・芝大門・白金・白金台・港南・海岸・台場
新宿区	西新宿	西新宿
	歌舞伎町	歌舞伎町・新宿6丁目・新宿1丁目・新宿2丁目・新宿4丁目
	四ツ谷	四谷・市谷田町・下宮比町・余丁町・左門町・岩戸町・高田馬場・馬場下町
渋谷区	渋谷	渋谷・神宮前・道玄坂・桜丘町・南平台町・宇田川町・神南・神山町・円山町
	代々木	代々木・千駄ヶ谷
	恵比寿	恵比寿
都心5区以外	品川区・豊島区・世田谷区・墨田区・台東区・大田区・中野区・目黒区・江東区	

容積率であり符号条件はプラスで、最寄り駅までの距離と都心まで距離の符号条件はマイナスである。PML 値（地震による予想最大損失額の再調達費に対する割合）の符号条件はマイナスである。所有権ダミーは建物の権利が100%所有権であれば1、所有形態ダミーは不動産であれば1で信託受益権をゼロとするものであり、符号条件はともにプラスと想定されるが明確でない。大規模ダミーは建物全体の延べ床面積を5万㎡以上であるものが1、地上ダミーは建物の地上階数を9階以上であれば1で、符号条件はともにプラスと想定される。地下ダミーは建物を地下階あれば1、構造ダミーは建物の構造は鉄筋コンクリートプラス鉄骨造であれば1で、符号条件はともにプラスと想定される。

オフィスの類似地域はかなり狭く、地域の違いにより価格、賃料も大きく異なり地域区分が重要

表3 主なデータの記述統計量

変数名	賃料 (百万 円)	NOI (百万 円)	取引価格 (百万円)	運用 費用 (百万 円)	建物所 有面積 (㎡)	築年 数 (年)	駅距 離 (分)	東京駅 まで時 間 (分)	実効容 積率 (%)	PML (%)
平均	266	202	7,862	64	9,037	15.15	3.5	9.9	648	7.8
標準偏差	361	284	12,579	4	12,462	9.31	1.9	5.3	197	4.2
最小値	15	9	387	2	535	0.05	0.1	1.0	89	0.3
最大値	2,790	2,606	133,800	695	97,489	50.92	10.2	25.0	1,448	21
標本数	440									

表4 各ダミーの1を取る割合

類別	変数名	割合	変数名	割合
① 建物の質	所有権ダミー	0.745	地上ダミー	0.386
	所有形態ダミー	0.300	地下ダミー	0.795
	大規模ダミー	0.080	構造ダミー	0.852
② 地域ダミー	丸の内	0.016	赤坂	0.077
	麹町	0.032	六本木	0.023
	神田	0.055	浜松町	0.102
	飯田橋	0.043	西新宿	0.027
	日本橋	0.023	歌舞伎町	0.025
	銀座	0.023	四ツ谷	0.023
	室町	0.020	渋谷	0.050
	築地	0.043	代々木	0.023
③ 時間ダミー	人形町	0.080	恵比寿	0.016
	虎ノ門	0.055	都心5区以外	0.245
	2001	0.086	2008	0.086
	2002	0.043	2009	0.020
	2003	0.061	2010	0.057
	2004	0.073	2011	0.114
	2005	0.120	2012	0.050
	2006	0.184	2013	0.032
2007	0.073			

となる。地域区分は、まず都心5区と都心5区以外を区分し、都心5区の地域については三幸エステイトのオフィス賃料の地域区分を参考として幾つかの地域区分を行い、最も決定係数が高いものを採用した。採用した地域区分を表2に示した。

取引時点（時間）ダミーは2001年を基準とし2002年から2013年のダミー変数を作成した。

(2) 記述統計量

データの記述統計量は表3および表4に示した。表3は被説明変数の賃料と価格および説明変数である各属性の記述統計量を示し、表4は建物の属性に関するダミー、地域ダミー及び時間ダミーの1を取る割合を示す。

表5 分析結果

変数名	①価格モデル (偏回帰係数 = プーリングモデルの②+③)				②賃料モデル (偏回帰係数 = プーリングモデルの基準変数)				③プーリングモデルの属性値と価格モデルサンプルダミーの交差項				④賃料モデルと価格モデルの差			
	偏回帰係数	標準誤差	判定	white修正前判定	偏回帰係数	標準誤差	判定	white修正前判定	偏回帰係数	標準誤差	判定	white修正前判定	①と②の偏回帰係数の差	差の検定値	判定	white修正前判定
ln (建物所有面積)	0.9585	0.0219	***	***	0.9000	0.0204	***	***	0.0585	0.0299	**	**	0.0585	1.9542	**	**
ln (築年数)	-0.0630	0.0171	***	***	-0.0283	0.0159	*	**	-0.0347	0.0233	*	*	-0.0347	1.4872		*
ln (駅距離 (分))	-0.0799	0.0265	***	***	-0.0560	0.0252	**	**	-0.0240	0.0365			-0.0240	0.6555		
ln (都心まで距離)	-0.0514	0.0412			-0.0394	0.0380			-0.0120	0.0561			-0.0120	0.2134		
ln (実効容積率)	0.0965	0.0560	*	*	0.0626	0.0524			0.0339	0.0767			0.0339	0.4415		
ln (PML)	-0.1025	0.0312	***	***	-0.1284	0.0300	***	***	0.0260	0.0433			0.0260	0.6001		
所有権ダミー	-0.1583	0.0403	***	***	-0.1757	0.0376	***	***	0.0174	0.0551			0.0174	0.3161		
所有形態ダミー	0.0976	0.0370	***	***	0.0395	0.0358			0.0582	0.0515			0.0582	1.1297		
大規模ダミー	0.0275	0.0884			0.0460	0.0943			-0.0185	0.1292			-0.0185	0.1434		
地上ダミー	0.0092	0.0374			0.0133	0.0329			-0.0041	0.0498			-0.0041	0.0819		
地下ダミー	-0.0636	0.0376	*	*	-0.0614	0.0336	*	*	-0.0022	0.0504			-0.0022	0.0439		
構造ダミー	0.0060	0.0416			0.0209	0.0404			-0.0150	0.0580			-0.0150	0.2576		
丸の内ダミー	0.6366	0.1737	***	***	0.2861	0.1536	*	**	0.3505	0.2319	*	*	0.3505	1.5117		*
麹町ダミー	0.1754	0.0746	**	**	0.0345	0.0619			0.1408	0.0970			0.1408	1.4525		
神田ダミー	0.2233	0.0655	***	***	0.0550	0.0619			0.1683	0.0902	*	*	0.1683	1.8665	*	*
飯田橋ダミー	0.1196	0.0614	**	**	-0.0019	0.0595			0.1214	0.0855			0.1214	1.4200		
日本橋ダミー	0.3789	0.0943	***	***	0.1588	0.0659	**	*	0.2201	0.1150	*	*	0.2201	1.9139	*	*
銀座ダミー	0.5373	0.1073	***	***	0.2047	0.1072	*	**	0.3325	0.1516	**	**	0.3325	2.1929	**	**
室町ダミー	0.1649	0.1063			0.1192	0.0984			0.0457	0.1448			0.0457	0.3158		
築地ダミー	0.2151	0.0669	***	***	0.0621	0.0635			0.1530	0.0922	*	*	0.1530	1.6591	*	*
人形町ダミー	0.0627	0.0591			-0.0255	0.0549			0.0882	0.0807			0.0882	1.0935		
虎ノ門ダミー	0.4401	0.0789	***	***	0.2266	0.0688	***	***	0.2135	0.1047	**	**	0.2135	2.0393	**	**
赤坂ダミー	0.6217	0.0627	***	***	0.3499	0.0651	***	***	0.2718	0.0904	***	***	0.2718	3.0063	***	***
六本木ダミー	0.3943	0.1154	***	***	0.1308	0.1172			0.2635	0.1644	**	**	0.2635	1.6024	**	**
浜松町ダミー	0.1401	0.0613	**	**	0.0677	0.0539			0.0725	0.0817			0.0725	0.8877		
西新宿ダミー	0.4126	0.1212	***	***	0.1655	0.1071	*	*	0.2472	0.1617	*	*	0.2472	1.5282	*	*
歌舞伎町ダミー	0.0448	0.1293			-0.1666	0.1232		*	0.2114	0.1785			0.2114	1.1839		
四ッ谷ダミー	0.1717	0.0762	**	*	0.0449	0.0641			0.1269	0.0996			0.1269	1.2742		
渋谷ダミー	0.6661	0.0800	***	***	0.3892	0.0610	***	***	0.2769	0.1006	***	***	0.2769	2.7528	***	***
代々木ダミー	0.3557	0.0861	***	***	0.1941	0.0704	***	**	0.1615	0.1112			0.1615	1.4521		
恵比寿ダミー	0.3766	0.1126	***	***	0.2036	0.0882	**	*	0.1729	0.1430			0.1729	1.2091		
2002年ダミー	0.1193	0.0732	*	*	0.0076	0.0642			0.1118	0.0973			0.1118	1.1482		
2003年ダミー	0.1924	0.0799	**	**	0.0483	0.0708			0.1441	0.1068			0.1441	1.3492		
2004年ダミー	0.2428	0.0795	***	***	0.0715	0.0656			0.1713	0.1031	*	*	0.1713	1.6615	*	*
2005年ダミー	0.3202	0.0651	***	***	0.0299	0.0583			0.2903	0.0874	***	***	0.2903	3.3231	***	***
2006年ダミー	0.3169	0.0606	***	***	0.0500	0.0551			0.2669	0.0820	***	***	0.2669	3.2571	***	***
2007年ダミー	0.5158	0.0771	***	***	0.0136	0.0761			0.5021	0.1083	***	***	0.5021	4.6365	***	***
2008年ダミー	0.7094	0.0707	***	***	0.1835	0.0610	***	***	0.5260	0.0934	***	***	0.5260	5.6308	***	***
2009年ダミー	0.4782	0.0907	***	***	0.1650	0.1063			0.3132	0.1398	**	**	0.3132	2.2404	**	**
2010年ダミー	0.4521	0.0731	***	***	0.0450	0.0878			0.4071	0.1142	***	***	0.4071	3.5647	***	***
2011年ダミー	0.1684	0.0657	***	**	-0.1382	0.0606	**	**	0.3066	0.0893	***	***	0.3066	3.4321	***	***
2012年ダミー	0.2862	0.0796	***	***	-0.0518	0.0702			0.3379	0.1061	***	***	0.3379	3.1838	***	***
2013年ダミー	0.2330	0.0805	***	**	-0.0061	0.0782			0.2390	0.1122	**	*	0.2390	2.1301	**	*
定数項	13.4080	0.2288	***	***	10.8924	0.2026	***	***	2.5157	0.3056	***	***	2.5157	8.2317	***	***
自由度修正済決定係数 ()	0.9168 (440)				0.9207 (440)				-							
プーリング内標本数	-								0.9787 (880)							

***: 1%有意 ** : 5%有意 * : 10%有意

場合の対応方法を提案した。その方法は、各パラメーターの推定値や決定係数には影響はなく、標準誤差の値だけを変化させる方法である。

(2) 分析結果

分析結果は表5の通りである。これは White 修正後の結果であるが、参考として White 修正前の判定結果も示している。表5の1列目の①が価格モデルの結果であり、2列目の②が賃料モデルの結果である。そして、プーリングモデルの結果は2列目の②（各属性等単独の説明変数）の結果と3列目の③の「各属性または地域・時間ダミーの数値×価格モデルサンプルダミー」の交差項の結果で示される。最後の4列目が賃料モデルと価格モデルの各説明変数の偏回帰係数の差の検定を2の(2)の(11)式に基づいて行った結果である。

表5は、2列目の②が賃料モデルの偏回帰係数がプーリングモデルの各属性等単独の偏回帰係数と同じことを示し、1列目の①が価格モデルの偏回帰係数が「プーリングモデルの2列目の②（＝賃料モデル）の偏回帰係数にプーリングモデルの3列目の③の交差項の偏回帰係数を加えたもの」と同じとなっていることを示す。そして、3列目の③がプーリングモデルの交差項の偏回帰係数は賃料モデルと価格モデルの差を示すことになり、その有意性が差の有意性を示す。この差の検定の結果は2の(2)の(11)式に基づいて行った各属性の偏回帰係数の差の検定結果（4列目の④）と全く同じとなっている。

賃料モデル、価格モデルの各属性の偏回帰係数の絶対値はほとんどの属性が価格モデルの方が大きいのが特徴である。

建物所有面積の推計結果はどちらも統計的に有意であったが、賃料モデルも価格モデルも総額であるので当然の結果である。しかし、どちらも偏回帰係数は1を超えなかった。賃料モデルの偏回帰係数は0.9000であり、1%増加しても賃料総収入は0.9%しか増加しないことを意味する。賃料単価モデルであれば偏回帰係数は -0.1000 （ $=0.9000-1$ ）となり、建物所有面積が1%増加すれば建物所有面積当たりの賃料は0.1%低下することになる。価格モデルの偏回帰係数は0.9585で

あり、建物所有面積が1%増加すると価格の単価は0.0415%低下することを意味する。賃料モデルに比べると価格モデルの偏回帰係数は大きく、価格の弾性値の方が大きくなっていることが分かる。差の検定も有意であった。

アクセシビリティの属性を表す最寄り駅までの距離と都心まで距離は賃料モデル、価格モデルともに符号は負であり、論理と整合的であった。最寄り駅は統計的に有意であったが、差の検定では有意でなかった。都心までの距離は統計的に有意でなく、差も有意でなかった。これは本論文の対象が都心地域に集中しているためである。

時間に伴って変化する建物の属性の変数の築年数、PML 値は賃料モデル、価格モデルどちらも統計的に有意であった。差の検定は築年数について White 修正前は有意であったが、修正後は有意でなかった。PML 値の場合差は有意でなかった。

時間に伴って変化しない建物の属性の変数のうち大規模ダミー、地上ダミー、構造ダミーは統計的に有意でなかった。一方地下ダミー、所有権ダミーは両モデルとも統計的に有意であったが、符号はマイナスであり想定とは違った。所有形態ダミーは賃料モデルでは有意でなかったが、価格モデルでは統計的に有意であった。これらの変数の偏回帰係数の差は有意でなかった。それ以外の属性の変数の実効容積率は賃料モデルでは統計的に有意でなかったが、価格モデルでは統計的に有意であった。差は有意でなかった。

賃料モデルにおいて地域ダミーのうち White 修正後有意であったエリアは「丸の内」、「日本橋」、「銀座」、「虎ノ門」、「赤坂」、「渋谷」、「代々木」、「恵比寿」の8エリアであり、偏回帰係数が最も大きかったのは渋谷エリアである。基準の都心5区以外のエリアと比べて歌舞伎町エリアの賃料が有意（White 修正前）に都心5区以外エリアより低いが、本論文ではJ-REITの所有物件ということでサンプルにバイアスがあることに注意をしなければならない。

価格モデルにおいて地域ダミーのうち White 修正後有意であったエリアは「丸の内」、「麹町」、「神田」、「飯田橋」、「日本橋」、「銀座」、「築地」、

「虎ノ門」、「赤坂」、「六本木」、「浜松町」、「西新宿」、「四ツ谷」、「渋谷」、「代々木」、「恵比寿」の16エリアであった。そして、偏回帰係数が全部プラスである。最も偏回帰係数が大きいのは渋谷エリアと丸の内エリアであり、一番低いのは人形町エリアであった。賃料モデルのところでも述べたように、サンプルセレクションバイアスがある。この分析結果をもって地域の差を分析できたとは断定できないことに注意を要する。

なお、賃料モデルと価格モデルとも丸の内、銀座より渋谷の偏回帰係数(変化率)が高かったが、これはサンプルセレクションバイアスだけでなく、異質な不動産利用者(商業用途の利用者など)が参入しやすい地域であることも関連する。特に渋谷の賃料モデルの偏回帰係数が他地域に比べ相対的に高くなっていることがこの可能性を示している。

差の検定では、White 修正前、後とも偏回帰係数の差が有意であったのが「銀座」、「虎ノ門」、「赤坂」、「渋谷」の価格が比較的高い4エリアであり、White 修正前のみ有意であったのが「丸の内」、「六本木」、「西新宿」、White 修正後のみ有意であったのが「神田」、「日本橋」、「築地」であった。いずれの地域も価格モデルの偏回帰係数が大きい。また、差が有意でないにしても他の都心5区のすべての地域で価格モデルの偏回帰係数が賃料モデルの偏回帰係数より大きいことが特徴である。

時間ダミーは2001年を基準にしている。すなわち、2001年の賃料より高い場合プラスで、低い場合マイナスとなる。賃料モデルにおいてWhite 修正後に有意であったのは2008年(1%有意)、2011年(5%有意)だった。基準になる2001年と比べて、一番大きいのは2008年であった。価格モデルにおいてはすべて有意であった。基準の2001年に比べて、価格は全て高かったが、2008年が一番高かった。偏回帰係数の推移を見ると、2007～2008年のファンダブル期の地価高騰や2011年の東日本大震災による地価下落がわかる。差の検定では2002年、2003年以外はWhite 修正前、後ともに差が有意であった。価格モデルの偏回帰係数が賃料モデルの偏回帰係数より大きかったことが特徴である。経済状況、不動

産市場の状況の変化により不動産価格は将来の純収益の変動を織り込んで決定されるので、価格の変化が賃料のそれに比べ大きくなると想定される。

5. 弾力性の違いの検討

各属性に対する賃料と価格の弾力性または変化率の違いを検討するために、運営費用モデルを作成して検討するとともに、民間研究機関の調査した各地域の利回りと地域または時間ダミーの偏回帰係数の差との関連をみることにする。

(1) 運営費用モデル

第2章の理論モデルから属性に対する価格の弾力性と賃料の弾力性の違いの一因として、不動産の属性等の運営費用に与える影響があることを示したので、本節では運営費用モデルを作成して検討する。第2章で述べたように各属性の運営費用に対する影響は直接的なものと賃料単価の水準(オフィスの品質を示す代理変数)を介して生じるものがあるが、アクセスビリティ等の属性、地域属性、時間属性などは直接運営費用に影響を与えるものでなく賃料単価のみを通じて影響を与えるものと考えられる。建物所有面積、築年数、PML値、大規模か否か、建物構造、所有権か否か等は運営費用に直接的に影響する部分もある。

賃料単価は独立変数でなく不動産の各属性により説明される内生変数である。内生変数の処理として操作変数法を用いることとし、2段階最小二乗法を採用する。1段階目は、賃料単価の操作変数を作成するものであり、賃料モデル(表5)を賃料単価モデルに修正する(基本的には面積の偏回帰係数と決定係数だけが総額モデルと異なる)。2段階目で操作変数として1段階目の賃料単価モデルの不動産の各属性により説明された賃料単価の理論値を用いる。

2段階目の運営費用のモデルは(12)式である。

$$\begin{aligned} \ln(Op_i) = & \gamma_0 + \gamma_1 \ln(x_{1i}) + \gamma_2 \ln(x_{2i}) \\ & + \gamma_3 \ln(x_{3i}) + \gamma_4 Dm_{buildi} + \gamma_5 Dm_{propertyi} \\ & + \gamma_6 Dm_{sizei} + \gamma_7 Dm_{Gi} + \gamma_8 Dm_{Bi} + \gamma_9 Dm_{RCi} \\ & + \gamma_{10} \ln(R_{lan}) + \varepsilon_{Opi} \end{aligned} \quad (12)$$

被説明変数：Op：運営費用

説明変数： x_1 ：建物所有面積、 x_2 ：築年数、 x_3 ：PML 値、 Dm_{build} ：所有権ダミー、 $Dm_{property}$ ：所有形態ダミー、 Dm_{size} ：大規模ダミー、 Dm_G ：地上ダミー、 Dm_B ：地下ダミー、 Dm_{RC} ：構造ダミー、 $\ln R_{lan}$ ：1段階目の賃料単価理論値（賃料単価の操作変数）、 ε_{Op} ：誤差項

2段階目における運営費用モデルの分析結果は表6で示す。

表6 運営費用モデル分析結果

変数名	偏回帰係数	標準誤差	判定
ln(建物所有面積)	0.9527	0.0294	***
ln(築年数)	0.0454	0.0204	**
ln(PML)	-0.0477	0.0388	
所有権ダミー	-0.1449	0.0591	**
所有形態ダミー	-0.0340	0.0474	
大規模ダミー	-0.0671	0.0934	
地上ダミー	-0.0403	0.0502	
地下ダミー	-0.0249	0.0560	
構造ダミー	-0.0046	0.0634	
賃料単価理論値	0.4301	0.1289	***
定数項	4.7402	1.4355	***
修正決定係数		0.8087	
標本数		440	

***：1%有意 **：5%有意 *：10%有意

運営費用モデルの分析結果をみると、操作変数の賃料単価理論値は1%有意であり、偏回帰係数は0.4301である。すなわち、運営費用は賃料単価が1%変化する時0.43%変化する。すなわち、賃料単価ほど変化しないが、賃料単価が上昇すれば運営費用も上昇する。結果的に、賃料が高い地域の純収益の変化は賃料の変化以上に大きくなる。これが、賃料の弾力性等より価格の弾力性等の方が大きくなる原因になっている。

運営費用に直接的影響する部分もある属性のうち有意であったのは建物所有面積、築年数、所有権ダミーの3つである。運営費用の総額で分析しているので建物所有面積は広ければ当然大きくなる。結果は偏回帰係数が0.9527であり、面積の増加ほど運営費用は増加しない。築年数は建物

が古くなれば運営費用が増加するという当然の結果を得た。所有権ダミーは所有権であれば運営費用は14.5%減少する結果になっている。

分析結果から各属性、地域属性、時間属性が運営費用に与える影響をみる。

まず、賃料単価のみを通じて運営費用に影響する属性等をみる。これらの属性等の効果は「運営費用モデルの賃料単価の偏回帰係数×賃料単価モデルの属性の偏回帰係数」となる。賃料単価の偏回帰係数が0.4301であるので、これら属性等については賃料の弾力性等が運営費用の弾力性等より大きい。したがって、純収益の弾力性等は賃料の弾力性より大きくなり、結果として価格の弾力性等が大きくなることになる。地域に関しては賃料の高い地域で価格の変化率が大きくなっていることが確認されている（差の検定で有意）。時間ダミーに関しても同様なことが言えるが、全ての変数は賃料モデルの偏回帰係数は低く運営費用の賃料の影響を通じて賃料と価格の変化率の差を説明することは難しい。価格の変化率が大きいことに関しては利回りの影響が大きいと考えられる。アクセスビリティ（駅までの距離、都心までの距離）、実効容積率なども同様なことが言える。都心までの距離は賃料、価格の両モデルとも有意でない。駅までの距離は両モデルで有意であり、価格の弾力性が大きく整合的であるが、差は有意ではなかった。実効容積率は価格モデルでは統計的に有意であったが、賃料モデルでは統計的に有意でなかった。賃料より価格のほうの変化率が大きく、差は有意でなかった。

次に直接的影響も持つ属性をみる。これらの属性の運営費用への効果は「直接効果+賃料単価を通じた効果」であり、賃料単価を通じた効果は「運営費用モデルの賃料単価の偏回帰係数×賃料単価モデルの属性の偏回帰係数」である。

築年数の運営費用への直接効果部分は有意であり、符号はプラスで0.0454である。賃料単価を通じた効果は運営費用モデルの賃料単価の偏回帰係数が「0.4301」であり、賃料単価モデルの築年数の偏回帰係数（賃料（総額）モデルのそれと同じ、p.56の脚注1を参照）が-0.0283であるので、「0.4301×(-0.0283)=-0.0122」である。

これにより、築年数の運営費用に対する全体効果は0.0332 (= 0.0454 - 0.0122)となる。したがって、築年数が大きくなることにより、運営費用は増加し、賃料総収入は低下するので純収益の低下率は賃料以上となり、価格の弾力性が賃料の弾力性より大きくなる原因となる。

建物所有面積の運営費用への直接効果部分は有意であり、符号はプラスで0.9527である。賃料単価を通じた効果は、運営費用モデルの賃料単価の偏回帰係数が0.4301であり、賃料単価モデルの偏回帰係数が-0.1000（賃料単価モデルの偏回帰係数は総額モデルの偏回帰係数(0.9000)から1を差し引いたものと同じとなる…p.56の脚注1を参照）であるので、 $0.4301 \times (-0.1000) = -0.0430$ となり、建物所有面積の運営費用に対する全体効果は $0.9097 (= 0.9527 - 0.0430)$ となる。賃料（総額）モデルの偏回帰係数0.9000であるので、ほぼ賃料と運営費用の弾力性が同じであり、建物所有面積に対する賃料と価格の弾力性はほぼ同じとなるはずである。しかし、結果は価格の弾力性が大きくなっており（差も有意）、整合性がとれていない。

所有権ダミーの運営費用への直接効果部分は有意であり、-0.1449である。賃料単価を通じた効果は、運営費用モデルの賃料単価の偏回帰係数が0.4301であり、賃料単価モデルの所有権ダミーの偏回帰係数が-0.1757であるので、 $-0.0756 (= 0.4301 \times (-0.1757))$ である。これより所有権ダミーの運営費用に対する全体効果は $-0.2205 (= (-0.1449) + (-0.0756))$ であり、賃料モデルの偏回帰係数-0.1757であるので、賃料の変化率が運営費用の変化率より小さく、価格の変化率が小さくなるはずである。結果も価格の変化率が小さくなっており、整合性がとれている。ただし、賃料と価格の弾力性の差は有意でなかった。

PML値、所有形態ダミー、大規模ダミー、地上ダミー、地下ダミー、構造ダミーは運営費用モデルにおいて有意でなかった。

(2) 利回りの検討

利回りについては一般財団法人日本不動産研究所の不動産投資家調査の利回りを使って検討す

表7 不動産投資家調査の時系列利回り (%)

地域	年	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	平均
日本橋	5.8	5.2	4.6	4.2	4.0	4.2	4.7	4.8	4.7	4.6	4.4	4.7	
神田	6.0	5.7	5.0	4.5	4.2	4.5	5.1	5.1	5.0	5.0	4.8	5.0	
虎ノ門	5.6	5.3	4.5	4.2	4.0	4.2	4.8	4.8	4.8	4.7	4.5	4.7	
赤坂	5.8	5.3	4.5	4.2	4.0	4.2	4.8	4.8	4.8	4.7	4.5	4.7	
六本木	5.7	5.3	4.6	4.2	4.0	4.3	4.9	4.9	4.8	4.8	4.6	4.7	
西新宿	5.8	5.5	4.8	4.3	4.1	4.3	5.1	5.1	5.1	5.0	4.8	4.9	
渋谷	5.8	5.3	4.7	4.3	4.0	4.3	5.0	5.0	5.0	4.9	4.6	4.8	
都心5区平均	5.8	5.4	4.7	4.3	4.0	4.3	4.9	4.9	4.9	4.8	4.6	4.8	
その他平均	6.1	5.7	5.0	4.6	4.3	4.6	5.2	5.2	5.2	5.1	4.9	5.1	

る。利回り調査の地域区分は本論文での地域区分と完全に一致するものではない。そして、利回りについては時系列的变化、地域別に把握できるが、築年数など属性の違いによる利回りを把握できないので、利回りの違いから賃料と価格モデルの偏回帰係数の違いを検討できるのは、地域ダミーと時間ダミーだけである。

表7の投資家調査の利回りと表5の差の検定の結果を利用して時系列利回りと差の検定の結果をグラフで示し検討する(図2、図3)。

図2は利回りの時系列変化と価格、賃料モデルの時間ダミー偏回帰係数差(変化率の差)を比較したものである。それによれば利回りが低いとき変化率の差(価格の変化率-賃料の変化率)が大きく、利回りは高いとき差が小さくなっていることがわかる。これらは仮説と一致している。



図2 時系列利回りと差の検定

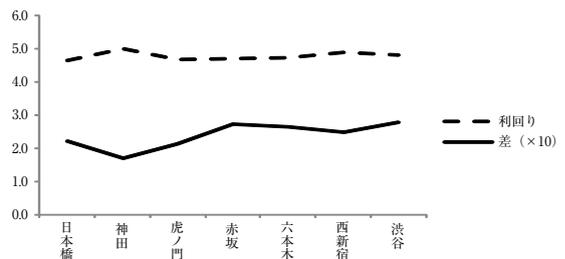


図3 地域別の利回りと差の検定

図3は地域別の利回りと変化率の差（価格の変化率－賃料の変化率）を比較したものである。地域別の利回りの差が少ないことから利回りから変化率の差を説明することは難しい。利回りが比較的高い「神田」の変化率の差（価格の変化率－賃料の変化率）は相対的に小さいことだけが分かる。

6. まとめ

本論文は、各属性の賃料弾力性と価格弾力性に差があるか否かについて検討を行った。

モデルの基本的な考え方を示す理論的な検討から①不動産の属性が運営費用と賃料に与える影響が同じであり、かつ属性が利回りに影響を与えない場合賃料と価格の弾力性は同じとなる。属性が運営費用と賃料に対する影響が異なり、或は、属性が利回りに影響を与える場合賃料と価格の弾力性は異なる（仮説1）。②地域の成長期待、不確実性（リスク）の違いから利回りが異なることによって、また運営費用の賃料弾力性が1でない場合賃料と価格の地域ゲームの偏回帰係数に違いが生じる（仮説2）。③時期によりキャピタルゲイン期待、リスクが異なることにより、また運営費用の賃料弾力性が1でない場合、賃料と価格の時間ゲームの偏回帰係数に違いが生じる（仮説3）。以上3つの仮説を設定し、分析を行った。なお、仮説1の属性の利回りに対する影響は参考とした利回り調査では不明であるので、それに関しては分析できなかった。

賃料と価格モデルの偏回帰係数差の有意性と運営費用モデルと利回りの検討からの検証を示したものが表8である。

まず、仮説1について検討する。運営費用に直接影響を与える属性のうち建物の属性の変数では築年数とPML値が賃料、価格両モデルで有意であった。築年数は運営費用モデルの直接効果も有意で符号はプラスであり、賃料単価を通じた効果を考慮した全体効果もプラスとなっていることから、純収益に対する効果は賃料のそれ以上に大きくなり、価格の弾力性が賃料の弾力性より大きいことが検証された。そして、価格の弾力性と賃料の弾力性の差は統計的にWhite修正前において

表8 分析結果の整理

説明変数	賃料・価格 モデル	偏回帰 係数の差	運営費用 モデル	利回り	結論	
不動産の 属性	築年数	両モデルとも 有意	White修正前 では有意	運営費用に対 する全体効果 はプラス	-	価格の弾力値 が大きいこと をある程度説 明
	PML値	両モデルとも 有意	差は有意でない	有意でない	-	有意な差がな い
	建物所有 面積	両モデルとも 有意	差は有意	運営費用の全 体効果は賃料 のそれとほぼ 同じ	-	結果は整合的 でない
	運営費用 への直接 効果をも つ上記以 外の属性	所有権ゲーム が両モデルで 有意、ただし 符号はマイナ スで想定と違 う。	所有権ゲーム の差は有意で ない	所有権ゲーム が有意。全体 効果の絶対値 は賃料モデル より大きい	-	価格変化率が 賃料の変化率 より小さい結 果は整合的だ があるが、差は 有意でない
	賃料を介 してのみ 運営費用 に影響す る属性	実効容積率、 駅までの距離 が両モデルで 有意	差は有意でない		-	価格の弾力性 は賃料のそれ より大きく、 整合的である が、差は有意 でない。
地域ゲーム	両モデルで有 意なエリア： 「丸の内」「日 本橋」「銀座」 「虎ノ門」「赤 坂」「渋谷」 「代々木」「恵 比寿」	差が有意なエ リア（White 修正前）：「丸 の内」「六本 木」「銀座」 「虎ノ門」「赤 坂」「西新宿」 「渋谷」	〈賃料を通じ た効果のみ〉 賃料の変化は ど運営費用は 変化しない。 価格の弾力値 が大きくなる 根拠。	地域により利 回りに違うと 思われるが、 利回り検討資 料からは確認 できなかった。	運営費用の賃 料弾力性から 賃料が高い地 域ほど差が有 意であり、整 合的である。	
時間ゲーム	価格モデルは すべての年が 有意、賃料モ デルでは2008 年と2011年 のみ有意	差は2004年 から2013年 ですべて有意		明確な関係が ある	利回りが小さ い年の差が有 意になってお り、また整合 的である。	

有意である。PML値は運営費用モデルでは直接効果は有意でなく賃料単価のみを通じた効果だけである。価格の変化率の方が大きいことについては整合的であるが、その差は有意でなかった。

建物所有面積は賃料モデル、価格モデルの両方で有意であった。また、運営費用モデルで直接効果が有意で、それと直接効果と賃料を通じた効果を加えた全体効果が賃料に対する効果とほぼ同じであり、建物所有面積に対する賃料と価格の弾力値がほぼ同じはずであるが、実際は価格の弾力性の方が有意に大きく整合性がとれていない。

建物の属性でない変数で賃料モデル、価格モデルの両方で有意であったのが、所有権ゲームと駅までの距離であった。そのうち運営費用モデルで直接効果が有意であったのが所有権ゲームである。所有権ゲームの運営費用に対する全体効果は賃料に対する効果より大きく、価格の弾力性が賃料のそれより小さいことになり、符号については

整合性がとれているが、その差は有意でない。駅までの距離は賃料を介してのみ運営費用に影響を与える。その効果を見ると、運営費用の賃料弾力性が1より小さいので、価格の弾力性の方が賃料の弾力性より大きいことになり、駅までの距離の結果もその通りになっており整合性はとれているが、差は有意でない。

仮説2の地域ダミーの偏回帰係数をみると、仮説で設定した利回りの影響については参照したデータの利回りに大きな差はなく仮説を検証できなかった。運営費用モデルからみると、先に述べたように運営費用の賃料弾力性が1より小さいことから、賃料が高い地域ほど偏回帰係数の差が大きくなるが、結果も同様に賃料が高い地域ほど差が大きいといった結果が得られた。その面では仮説は検証されている。

仮説3の時間ダミーに関しては賃料モデルの偏回帰係数が有意な年が少ないので運営費用モデルからの説明が難しく、その面から仮説は検証できなかった。利回り面からは、利回りの低い時期に差が大きくなって、利回りが高い時期は差が小さいという予測された答えが得られており、仮説は検証された。

賃料と価格の弾力性等の違いを明らかにしたことは、不動産を所有して利用するか、賃貸して利用するか資産選択に有用な情報を与えるし、また、不動産投資の立場からも不動産の属性、地域、時期の選択にも有用な情報を与える。それらが整合的で有意であったのは築年数、地域と取得時点であったが、市場で決定したそれらの格差が自分の選好から相対的に有利な不動産の属性、地域、時期を検討するのに利用できる。また、それら弾力性等の差が賃料と運営費用（しいては純収益）の弾力性の違い、リスク、キャピタルゲイン期待から説明できることを示したことも有用な情報を与えている。

今後の課題は、リスク、キャピタルゲイン期待等を反映した利回りの分析が十分にできていないことからこの分析を進めること、オフィスビル

市場を対象としたので、住宅市場についても同様な分析をすることである。また、J-REITの所有物件に限定されるのでサンプルセレクションバイアスがある。実際賃料総収入、運営費用の情報が公開されているのはJ-REITだけであるが、どのようなサンプルセレクションバイアスがあるかを検討することも今後の課題として残される。そして、分析結果の節で渋谷が異質な不動産利用者が参入しやすい地域としていたが、具体的に分析したわけではない。不動産利用者の異質性と弾力性等との関連に関しても今後の課題としたい。

謝辞：本論文の作成にあたり、編集委員長及び2名の査読者から有意な意見を賜りました。ここに記して感謝を申し上げます。

参考文献

- 1) 小松広明：「東京都心部の地震リスクがオフィスビルの価格形成に与える影響」、『日本不動産学会誌』, 26, 1, pp.133-142, 2012.
- 2) 中村良平：「ヘドニックアプローチにおける実証分析の諸問題」『土木学会論文集』 449, 17, pp.57-66, 1992.
- 3) 中村良平・竹下俊彦：「資産運用物件における情報効率性と可変リスクプレミアムの検証」、『日本不動産学会誌』, 17, 1, pp.54-64, 2003.
- 4) 前川俊一・岩城雅俊：「不動産オークションにおける落札価格に関する研究」、『ジャレフ・ジャーナル』, 5, pp.41-55, 2011.
- 5) 村上満洲男：「二つの回帰係数（分散が未知の場合）の差の検定法について」、『広島女子短期大学研究紀要』, 13, pp.33-36, 1962.
- 6) Brown, J. N. and H. S. Rosen: "On the Estimation of Structural Hedonic Models" *Econometrica*, 50, 3, pp.765-768, 1982.
- 7) Heckman, J. J.: "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47, pp.153-161, 1979.
- 8) Rosen, H. S.: "Hedonic prices and implicit market" *Journal of Political Economics*, 82, pp.34-55, 1974.
- 9) White, H.: "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity" *Econometrica*, 48, pp.817-838, 1980.

(2015.11.13 受付)

(2016.05.10 受理)

A Study on the Difference between the Elasticity of Price and the Elasticity of Rent to Each
Attribute of the Real Estate
— Targeting the Office Building of J-REIT in Tokyo 23 Wards —

Jianying MA and Shun-ichi MAEKAWA

While the real estate rent depend mainly on the present quality of the real estate, the real estate price don't only depend on the present quality of real estate but also on the future capital gain of the real estate, the uncertainty and so on, because the real estate price are determined on the future net income of the real estate. Therefore the elasticity of the price to the attributes of the real estate is different from the elasticity of the rent. In this paper, we analyze the difference between the elasticity of the price and the elasticity of the rent to each attribute of the real estate by the hedonic approach, using the data of the office building of the J-REIT in Tokyo 23 wards. And we investigate the yield of the real estate by each area, the time series yield of the real estate and the relationship between the elasticity of the rent and the operating cost to each attribute in order to show the cause of the difference between the elasticity of price and the elasticity of the rent to each attribute.