

J-REITデータに基づく構造変化を考慮した東京オフィス市場におけるキャップ・レートの弾力性に関する研究*

金 東 煥
小 松 広 明

Empirical Study of Capitalization Rate's Elasticity on Tokyo Office Market for Structural Change based on the J-REIT data

Donghwan KIM
Hiroaki KOMATSU

In this study, we do empirically analyze the effects of each price-forming factor overtime on the prices of offices in the Tokyo business district through using a linear Gaussian state space model that recognizes changes in the regression coefficient overtime. As a result, the office market in the Tokyo business district has shown a structural change around 2009. Moreover, the year of construction has affected less important to office prices around 2008. To have the walking distance to the nearest station is the most effective factor for the price-forming for the investment of offices in Tokyo business district regardless of the ages of the buildings.

1. はじめに

近年、アベノミクス以降の景気回復の兆しは、企業の実績向上をもたらし、優秀な人材採用等の狙う東京ビジネス地区のオフィス床に対する需要増加をもたらし、東京ビジネス地区のオフィス価値上昇と投資対象のオフィス物件の不足に繋がる。その結果、オフィスビルの価格形成要因における建築経過年数の感応度が以前と比べて低下しているとの意見が強くなった。そこで、金・小松(2020)^[1]は、Jリートデータの東京都心5区のオフィスビルの初回取得時のキャップ・レート

を対象に、建築経過年数、延床面積、最寄り駅までの徒歩距離等を説明変数とし、景気循環期別に時間ダミーを用いる重回帰分析を行い、各々の属性がキャップ・レートに与える影響を分析した。結果、建築経過年数は、アベノミクス以降、不動産景気回復の兆しとともに、キャップ・レートに与える影響が縮小することを示し、このことから景気拡張期における投資家の物件取得意欲向上による価格形成要因のうち建築経過年数の感応度が低下しやすくなることが確認された。

なお、今年に入って、新型コロナウイルスの影響で今後の経済が不透明な状況が続いて

* 本論文は、日本不動産学会の秋季全国大会(2020年12月13日)において口頭発表された内容である。

いるが、オフィス投資市場における投資家意識は、そこまでの変化を示していない状況である^[2]。現状、新型コロナの影響は、オフィス市況にマイナスの影響があるが、市況悪化までは限定的であるとの見解が強い^[3]。このような不動産市況を考慮して、本研究では、建築経過年数等の価格形成要因がオフィス物件のキャップ・レートに与える影響を時間経過に伴う回帰係数(パラメータ)の変化を分析できる状態空間モデルで分析して、建築経過年数、延床面積、最寄り駅までの徒歩距離が、時間経過とともに、オフィス価格にどのような影響を与えるかを分析する。

不動産価格の形成要因を分析した先行研究の多くは、説明変数として最寄り駅までの徒歩距離等、築年数と面積等の物件属性情報のデータを採用し、重回帰分析手法を適用して、各価格形成要因が不動産価格に与える影響を分析する。中山・吉田・石原・任(2018)は、東京23区のオフィス賃料データにおける最寄り駅までの徒歩距離、建築経過年数、面積等の属性情報を説明変数として重回帰分析で賃料へ影響を与える要因を分析した^[4]。麻・前川(2016)は、Jリートデータにおいて建築経過年数、面積、駅距離等を説明変数が、オフィスの価格と賃料に与える時間的変化の影響を重回帰分析により分析した^[5]。しかし、これらの重回帰分析は、当該説明変数の回帰係数が全時系列期間において固定されるため、時間経過に伴う回帰係数の変化を考慮することにおいて限界があると考えられる。一方、時間経過に伴い回帰係数

が変化する時変係数モデルは、「傾きが時間によって変化する回帰モデル」を表し、説明変数の効果が時間経過とともに従属変数への影響が変わることを測定できる(例：広告を出すと最初は商品が良く売れるが、時間経過とともに広告効果が薄れる等)。このような時変係数モデルの状態空間モデルを不動産価格に用いた先行研究として、植杉(2011)は、ヘドニック法に基づき、不動産価格推定の時空間相関を考慮した状態空間モデルを構築し、小地域の不動産価格インデックスを作成することを提案し^[6]、石島・松島(2011)は、Jリートデータと状態空間モデルを用いて、見えない経済状況におけるリスク・ファクターの要因分析を提示^[7]した。本研究では、東京ビジネス地区のオフィスの個別物件のパネルデータとヘドニック法に基づき、説明変数の回帰係数が全時系列において、変化するとともに、見えない経済状況までモデルとして認める時変係数モデルの状態空間モデルを用いて、時間経過に伴う説明変数の回帰係数変化を分析することが目的である。

2. 分析方法と使用データ

本稿の分析方法は、都心3区のうち、中心ビジネス地区のオフィスの価格を従属変数とし、説明変数として当該オフィス価格の属性情報を表す最寄り駅までの徒歩距離と建築経過年数、延床面積の変数等を用いて、時変係数モデルの状態空間モデルによる分析を行う。状態空間モデルは、(1.1)の状態モデルと(1.2)の観

測モデルで従属変数と説明変数の構造をモデル化する。詳しく見ると、(1.1)は状態変数 x_t が過去の値 x_{t-1} やその他の説明変数によって説明される時系列構造の状態モデル (state equation) を示し、(1.2)は、従属変数 y_t が状態変数 x_t によって説明される観測モデル (signal equation) を示す。 v_t と e_t は過程誤差と観測誤差を示す。年次データを想定して簡単に説明すると、観測モデルは「今年の状態から今年の観測値を求めるモデル」であり、状態モデルは「去年の状態から今年の状態を求めるモデル」である。

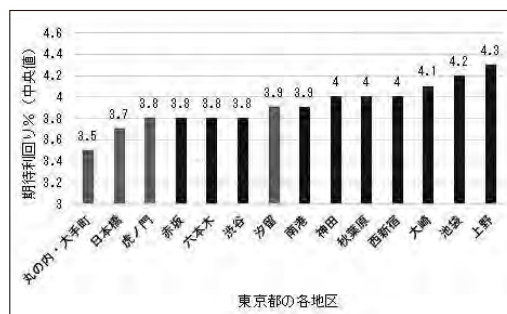
$$x_t = Fx_{t-1} + Gv_t \quad (1.1)$$

$$y_t = Hx_t + e_t \quad (1.2)$$

なお、状態空間モデルにおいて、(1.1)の状態モデルの状態を効率的に推定する計算アルゴリズムが、カルマンフィルタである。カルマンフィルタは、以下のような流れで計算する。①状態モデルの1期前の状態推定値を使って、次の「状態」を予測する。②予測された状態の推定値は、当期の観測値を用いて修正する(フィルタリング)。つまり、過去の状態モデルは、現在の状態モデルを推定し、現在の状態モデルが現在の観測モデルの観測値を推定するため、状態空間モデルは、観測モデルの観測値に欠損値がある場合でも、各状態モデルからの状況を用いて観測値の推定が可能になることが特

徴である。

分析対象データは2001年～2020年5月のJリート(TOREITデータ¹⁾)オフィスの時系列データである。なお、分析対象地域は、日本不動産研究所の「第42回不動産投資家調査」を参考して選定する。図1は、「第42回不動産投資家調査」における東京都各地区の標準的なAクラスビル²⁾の期待利回り(中央値)を示し、特に都心3区の日本橋、虎ノ門、汐留、赤坂、六本木が、東京ビジネス地区の中でも相対的に期待利回りが低位となる地区であることを示す。分析対象地域はJリートデータの都心3区のうち、キャップ・レートが相対的に低位の極小地域の分析という意味で大手町・丸の内から連担する地域を対象にして、赤坂、六本木は除外し、大手町・丸の内、八重洲・日本橋、銀座、虎ノ門、新橋・汐留のオフィスビルを選定した。



出所) 一般財団法人日本不動産研究所「第42回不動産投資家調査(2020年4月現在)」より作成

図1 東京各地区の期待利回り(2020年4月時点)

¹⁾ TOREIT(トウリート)は、Jリートに上昇している全投資法人の決算期のキャップ・レート、物件情報、運営情報等が収録されている。詳細は、トウリート(<http://tlc-jreit.com/>)を参照されたい。

²⁾ Aクラスビルの条件(第42回不動産投資家調査より): 交通アクセスは最寄り駅より5分以内、建築経過年数5年未満、延床面積50,000m²以上、基準階貸室面積1,500m²以上、天井高2,800mm以上等

表1 Jリートにおける分析対象地域オフィスビルのデータ（パネルデータ）

年（上半期：01・ 下半期：02）	物件ID	キャップ・ レート（%）	築年数（年）	延床面積（m ² ）	最寄り駅までの 徒歩距離（分）
200102	100110	NA	NA	NA	NA
200201	100110	NA	NA	NA	NA
200202	100110	NA	NA	NA	NA
200301	100110	NA	NA	NA	NA
200602	100110	4.9	25.6109589	6876.84	1
200701	100110	4.9	26.10684932	6876.84	1
200702	100110	4.7	26.6109589	6876.84	1
200801	100110	0	27.10958904	6876.84	1
...
200701	100126	0	25.51780822	10299.72	4
200702	100126	4.1	26.01369863	10299.72	4
200801	100126	4.1	26.51780822	10299.72	4
200802	100126	4.1	27.01643836	10299.72	4
200901	100126	4.4	27.52054795	10299.72	4
200902	100126	4.5	28.01643836	10299.72	4
201001	100126	4.5	28.52054795	10299.72	4
201002	100126	4.5	29.01643836	10299.72	4
201101	100126	0	29.52054795	10299.72	4
...
201202	100130	4.1	11.09041096	148165.61	4
201301	100130	4.1	11.59452055	148165.61	4
201302	100130	4.1	12.09041096	148165.61	4
201401	100130	4.1	12.59452055	148165.61	4
201402	100130	4.1	13.09041096	148165.61	4
...

分析対象地域のオフィスビルデータは、対象物件が83件、時系列が38時点（2001年下半期～2020年上半期）で全体3,154件のパネルデータ（表1参照）構造であるが、欠損値などを考慮すると1,383件のキャップ・レート、建築経過年数のデータサンプルがある。延床面積と最寄り駅までの徒歩距離は、時間経過と関係なく、変化するものではないため、キャップ・レートと建築経過年数と同じ1,383件のデータサンプル数を有する。

表2は、当該データの基本統計量を示す。全物件の全期間における平均

キャップ・レートは、3.68%、平均建築経過年数は23.45年、平均延床面積は、27,600m²、平均の最寄り駅までの徒歩距離は約3分である。図2は、当該データ変数間の関係を示しており、キャップ・レート（cr）に対して建築経過年数（built）は+0.1、延床面積（size）は-0.09、最寄り駅までの徒歩距離（dist）は+0.05の相関係数（表3の赤い線）を示し、各価格形成要因がキャップ・レートに与える理論的影響と一致する（例：built ↑ → cr ↑等）。

表2 Jリートにおける分析対象地域オフィスビルのデータの基本統計量

	データ数	平均	標準偏差	最小値
年(上半期:01、下半期:02)	3154	201051.5	550.041975	200102
物件ID	3154	102568.2	1730.88276	100110
キャップ・レート	1383	3.682661	1.322148	0
建築経過年数	1383	23.45202	13.263469	0.1315068
延床面積	1383	27635.5	50083.219	818.39
最寄り駅までの徒歩距離	1383	2.976862	2.449676	1

	第1分位数(25%)	中央値	第1分位数(75%)	最大値
年(上半期:01、下半期:02)	200601	201051.5	201502	202001
物件ID	101087	102019	104041	106045
キャップ・レート	3.5	4	4.5	6.25
建築経過年数	12.66986	22.42192	32.47671	57.53425
延床面積	4419.79	8613.09	20180.42	263035.06
最寄り駅までの徒歩距離	1	2	4	11

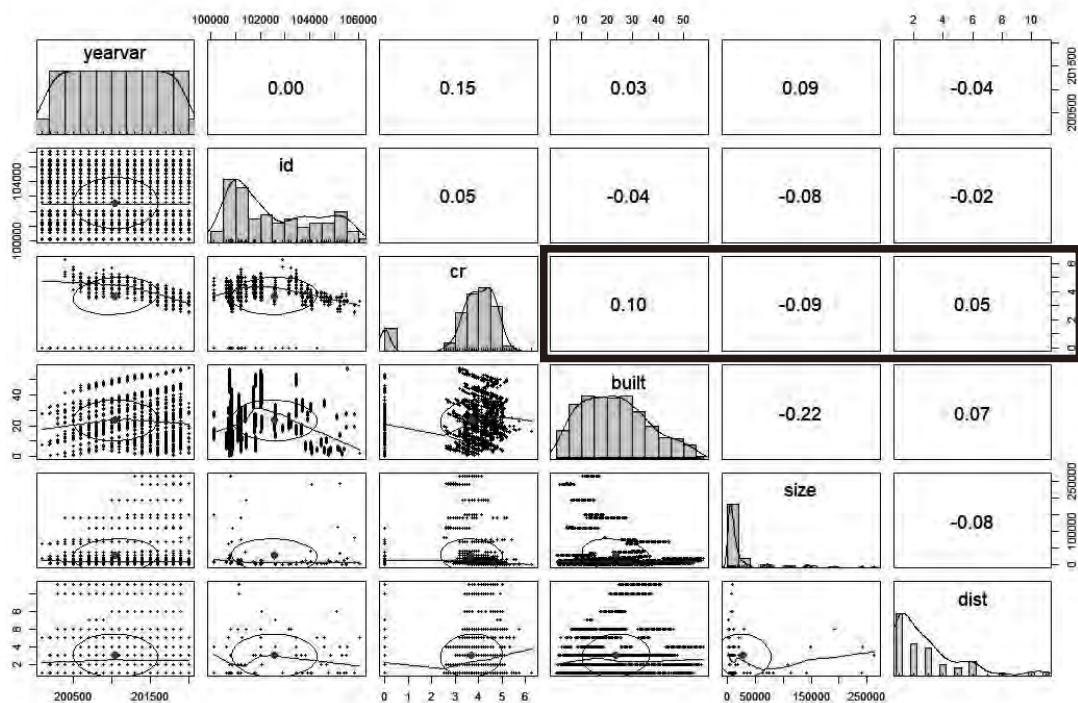


図2 Jリートにおける分析対象地域オフィスビルのデータ変数間関係

3. 状態空間モデルの推定

本研究では、(2.1) と (2.2) の状態空間モデルを用いる。(2.1) は観測モデル、(2.2) は状態モデルで構成される状態空間モデルを示す³⁾。

$$Y_t = Z_t x_t + a_t + D_t d_t + v_t, \quad \text{where } v_t \sim \text{MVN}(0, R) \quad (2.1)$$

$$x_t = Bx_{t-1} + u_t + C_t c_t + w_t, \quad \text{where } w_t \sim \text{MVN}(0, Q_t) \quad (2.2)$$

(2.1) と (2.2) の各行列は以下のとおりである。

$$Y_t = \begin{bmatrix} cr_1 \\ cr_2 \\ \vdots \\ cr_m \end{bmatrix}_t, \quad x_t = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_m \end{bmatrix}_t, \quad a_t = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_m \end{bmatrix}_t,$$

$$u_t = \begin{bmatrix} u_1 \\ u_2 \\ \vdots \\ u_m \end{bmatrix}_t, \quad D_t = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \beta_{m1} & \beta_{m2} & \beta_{m3} \end{bmatrix}_t,$$

$$d_t = \begin{bmatrix} \text{built} \\ \text{size} \\ \text{distance} \end{bmatrix}_t, \quad C_t = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \gamma_{m1} & \gamma_{m2} & \gamma_{m3} \end{bmatrix}_t,$$

$$c_t = \begin{bmatrix} \text{built} \\ \text{size} \\ \text{distance} \end{bmatrix}_t, \quad Z_t = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \\ \vdots \\ 1 \end{bmatrix}_t,$$

$$B = \begin{bmatrix} b_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & b_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & b_m \end{bmatrix}, \quad v_t = \begin{bmatrix} v_1 \\ v_2 \\ \vdots \\ v_m \end{bmatrix}_t,$$

$$w_t = \begin{bmatrix} w_1 \\ w_2 \\ \vdots \\ w_m \end{bmatrix}_t, \quad R = \begin{bmatrix} r_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & r_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & r_m \end{bmatrix}_t,$$

$$Q_t = \begin{bmatrix} q_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & q_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & q_m \end{bmatrix}_t$$

ただし、 Y_t は t 時点 (2001 年下半期～2020 年上半期) における物件 1～ m の cr (キャップ・レート)、 X_t は状態変数、 a_t と u_t は、状態モデルと観測モデルの定数項、 D_t と C_t は、観測モデルと状態モデルに影響を与える説明変数の係数、 d_t と c_t は観測モデルと状態モデルに影響を与える説明変数の t 時点の建築経過年数 (**built**)、延床面積 (**size**)、最寄り駅までの徒歩距離 (**distance**)、 B は状態変数 X_{t-1} の遷移行列、 R_t と Q_t は観測モデルと状態モデルの誤差項で、 R_t と Q_t の対角要素は誤差項の分散、非対角要素は誤差項の共分散である。MVN (mean variance normalization) は多変量正規分布を示す。

本研究は、東京ビジネス地区のオフィス 83 物件の建築経過年数、延床面積、最寄り駅までの徒歩距離がどのよな時間経過の状態を経て、各物件のキャップ・レートに影響を与えるかを分析する多変量のパネル分析であるため、当該説明変数を状態モデル (2.2) の c_t として用いる。モデルに用いる各変数は、弾力性を捉えるために、両側対数での推定を行う。加えて、キャップ・レート変動の構造変化を示すため、干渉変数 (ダミー変数) を用いる。構造変化の干渉変数は、内閣府の景気基準日に従い、2008 年以前、2009 年～2012 年、2013 年以降に区分してモデルの (2.1) の a 行列に与えた⁴⁾ [8]。なお、

³⁾ 本研究では、R 言語の MARSS パッケージを用いて状態空間モデルを推定した。

⁴⁾ 構造変化の干渉変数は、日本銀行 (2009) が「2008 年秋以降、米欧の金融システムや国際金融資本市場の動揺

分析対象のキャップ・レートは、丸の内・大手町地域の水準が他の地域との差が大きいと判断され、地域ダミー（丸の内・大手町：1、その他：0）を c_t に与えてモデル構築する。状態空間モデルは、以下の4つを推定した。

- ・モデル1：観測モデル(2.1)と状態モデル(2.2)に説明変数(建築経過年数、延床面積、最寄り駅までの徒歩距離)を採用
- ・モデル2：状態モデル(2.2)のみに説明変数(建築経過年数、延床面積、最寄り駅までの徒歩距離)を採用
- ・モデル3：観測モデル(2.1)と状態モデル(2.2)に説明変数として建築経過年数のみを採用
- ・モデル4：状態モデル(2.2)に説明変数として延床面積と最寄り駅までの徒歩距離を採用

表3は、各状態空間モデルのAIC統計量を示し、各モデルのパフォーマンスに大きい差がないことを示す。

表3 モデルパフォーマンス(AIC統計量)

モデル AIC	統計量
モデル1	1311.603
モデル2	1263.312
モデル3	1444.729
モデル4	1224.457

4. 状態空間モデルの推定結果における各価格形成要因がキャップ・レートへ与える影響

図3～図5は(2.2)における c_t から求めた C_t の係数であり、時間経過に伴う建築経過年数、延床面積、最寄り駅までの徒歩距離がキャップ・レートに与える影響を示す。各モデルの各説明変数は、キャップ・レートに与える影響が概ね同じパターンを示す。解釈するモデルの選定は、各価格形成要因がキャップ・レートに与える影響が理論と一致するかを見て判断する(符号条件)。図3の建築経過年数は、モデル3(建築経過年数がキャップ・レートへプラス)、図4の最寄り駅までの徒歩距離は、モデル4(建最寄り駅までの徒歩距離がキャップ・レートへプラス)が妥当であると判断した。一方、図5のモデル4の延床面積は時間経過に伴うキャップ・レートに与える影響がプラスであり、時間経過に伴う効果がみられないと推測されるが、単に観測モデルの(2.1)の d_t に延床面積を説明変数として挿入して求めた D_t の係数からみると、時間経過を考慮しない延床面積がキャップ・レートに与える影響は明確にマイナスを示し(図6参照)、延床面積の解釈には、モデル4の選定で良いと判断された。

が深刻化する中、世界経済は同時かつ急速に悪化した」と指摘しており、具体的に、日本銀行、国際機関、民間調査機関の実質GDP成長率の見通しがいずれも急速かつ大幅に下方修正された2009年3月(第14循環の谷)を内閣府景気基準日(<https://www.esri.cao.go.jp/jp/stat/di/hiduke.html>)から参照して設定した。加えて、リーマンショック以降の景気回復期の山である2012年3月(第15循環の山)とアベノミクスによる景気回復期の2013年(第16循環の谷2012年11月)を構造変化の干渉変数として設定した。データ収集時点(鑑定評価時点)においては、アベノミクス景気の山が設定されていなかったため、2019年以降も同じアベノミクスの構造変化の干渉変数として設定した(第16循環の山：2018年10月(暫定))。なお、2019年～2020年に新たな構造変化の干渉変数を加えた結果、各価格形成要因がキャップレートに与える影響は殆ど同じであった。

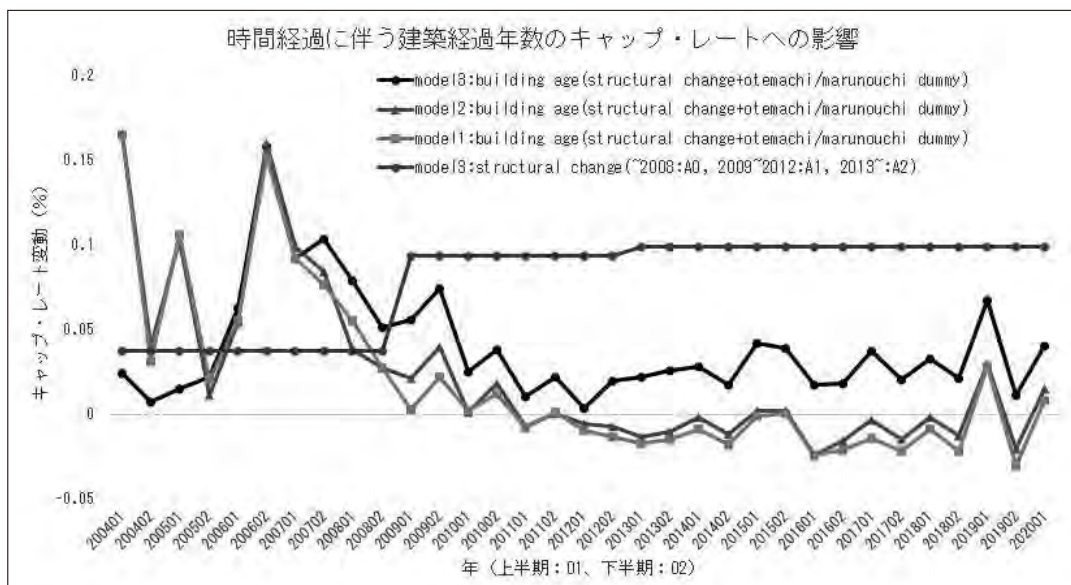


図3 時間経過に伴う建築経過年数のキャップ・レートへの影響

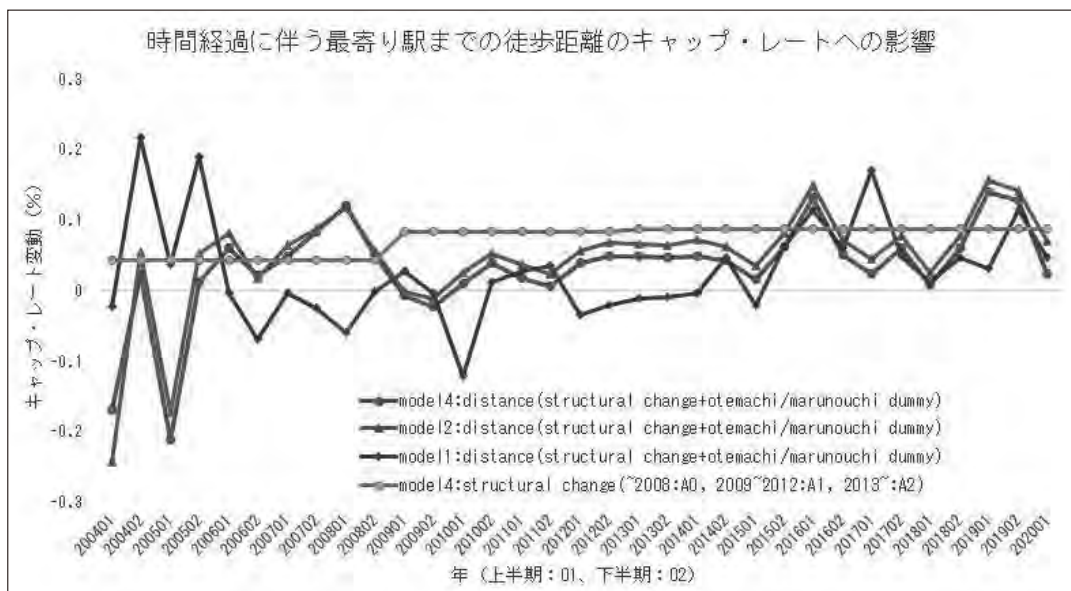


図4 時間経過に伴う最寄り駅までの徒歩距離のキャップ・レートへの影響

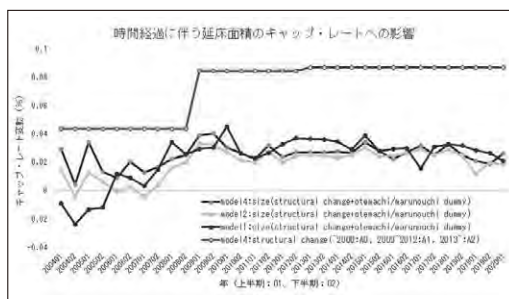


図5 時間経過に伴う延床面積の
キャップ・レートへの影響

図3では、2008年以降に大きい構造変化が起きることが確認できる(図3の model 3: structural change 参照)。一方、2012年から2013年においては、構造変化が少ないことが確認される。図3の建築経過年数は、2004年～2008年において、1%増加するとキャップ・レートが絶対値の平均で0.06%上昇したが、2009年～2012年は0.04%、2013年以降は、0.03%上昇する。つまり、2012年アベノミクス以降の経済回復とともに不動産景気が回復し、購入可能な物件が少なく、築古物件が購入されやすくなったことを示唆すると考えられる。図4～図5においても、モデル4が2008年以降に大きい構造変化が起き、2012年から2013年においては、構造変化が少ないことを示す(図4の model 4: structural change 参照)。図4の最寄り駅までの徒歩距離は、2004年～2008年において、1%増加するとキャップ・レートが絶対値の平均で0.08%上昇したが、2009年～2012年は0.04%、2013年以降は、0.06%上昇する。最寄り駅距離の徒歩距離は、2009年以降、キャップ・レートに与える影響は低下しているが、2004年以降全期間

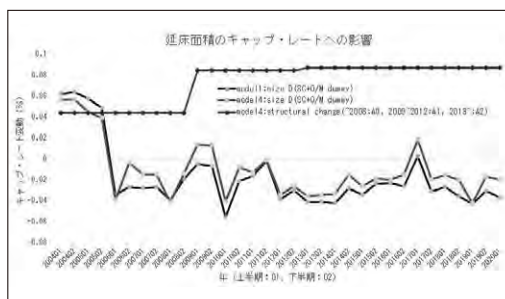


図6 延床面積のキャップ・レートへの影響

においてキャップ・レートに一定かつ大きい影響を与えている。つまり、最寄り駅までの徒歩距離は、オフィス物件において、不動産景気の回復可否に係わらず最も重要な要因であることを示唆すると考えられる。

4. おわりに

本研究では、Jリートにおける東京都心3区のうち、丸の内・大手町、日本橋、新橋、虎ノ門等、相対的に低位のキャップ・レートを示す地域のオフィス物件パネルデータに対し、オフィス価格(キャップ・レート)に影響を与える各価格形成要因をヘドニック法に基づく状態空間モデルを用いて分析した。状態空間モデルは、見えない経済状況をモデル化し、時間経過に伴う説明変数の回帰係数変化を分析できるため、各価格形成要因の時間経過に伴う効果をより明確に分析できる。

分析結果から、以下の3点が明確になった。第一に、東京ビジネス地区のオフィス市場には、2009年前後に明確な構造変化が起きた。一方、2012年アベノ

ミクス前後には、大きい構造変化は見られない。第二に、建築経過年数は、2012年以前と以降において、オフィス価格に与える重要度が明確に低下しており、投資家のオフィス投資における投資対象物件の不足による建築経過年数に対する投資意識の変化を示すと考えられる。第三に、最寄り駅までの徒歩距離は、東京ビジネス地区のオフィスの投資において、時間経過に関係なく重要な価格形成要因であるが、大きい延床面積が殆どである東京ビジネス地区のオフィスには、延床面積の大きさがキャップ・レートを低下させる傾向にあることがわかる。

なお、今後の課題は、状態空間モデルをより広域に適用し、価格形成要因がキャップ・レートに与える弾力性の時間的変化を地域別に捉えることである。流動性選好理論に照らせば、キャップ・レートには、対象不動産に対する市場参加者の期待が織り込まれているものと考えられる。したがって、当該弾力性の時間的推移を考察することは、市場変化の予兆を把握することになるため、収益用不動産の鑑定評価の精度向上に資すると考えられる。

[参考文献]

- [1] 金東煥・小松広明(2020)、「景気循環を考慮したオフィスビルにおけるキャップ・レートの弾力性に関する研究」、明海大学不動産学部論集、第28巻、pp.21-31。
- [2] 一般財団法人日本不動産研究所(2020)「第42回不動産投資家調査

(2020年4月現在)」

- [3] JLL(2020)、「2020年第1四半期の東京オフィス賃貸市場から考える新型コロナウイルスの影響」(記事：<https://www.joneslanglasalle.co.jp/ja/trends-and-insights/cities/impact-of-covid19-on-the-office-leasing-market-in-q1-2020-of-tokyo>)
- [4] 中山善夫・吉田淳・石原健司・任暄(2018)、「第22回大規模オフィスビルを考える：経済性に結び付くビル機能とは?」、ARES不動産証券化ジャーナル、Vol.42、pp.52-58。
- [5] 麻剣英・前川俊一(2016)、「不動産の価格と賃料の各属性に対する弾力性の違いに関する研究：J-REITの東京23区内のオフィスビルを対象として」、応用地域学研究、No.20、pp.51-66。
- [6] 植杉大(2011)、「時空間的相関を考慮した小地域不動産価格インデックスのベイズMCMC推定」、撰南経済研究1(1・2)、pp.39-51。
- [7] 石島博・松島純之介(2011)、「レジーム・スイッチング因子分析とJ-REIT市場のリスク・ファクターの検出への応用」、統計数理59(1)、pp.41-65。
- [8] 日本銀行(2009)「経済・物価情勢の展望(2009年4月)」オンライン：<https://www.boj.or.jp/mopo/outlook/gor0904a.pdf>