

# 東京のオフィス賃料の分析—集積の時空間効果—

An Analysis of Tokyo Office Market Rents - Agglomeration and Spatial Temporal Effects-

三田 邦行\*, 川口有一郎\*, 今関豊和\*\*  
Mita Kuniyuki\*, Kawaguchi Yuichiro\*, Imazeki Toyokazu\*\*

\* 早稲田大学大学院経営管理研究科

\*\* 株式会社オフィスビル総合研究所

本研究は東京のオフィスビル賃料の時空間の生成過程について検討したものである。本研究で用いたデータは、東京 12 区に立地するオフィスビルのうち 2001 年～2014 年の 4 時点において市場にエクスポーズ（募集）されたビルの中から抽出し、これに市場の空室率および就業人口のデータを付加して作成したアンバランス・パネル・データである。各時点における横断的な賃料関数およびパネル・データ・モデルによる賃料関数を推定した。その結果、東京のオフィスビル賃料の就業人口空間ラグ (spatial lag) の弾性値はその空室率の弾性値よりも大きい、という結果を得た。

**Keywords:** オフィスビル賃料 (Office rents), データ生成過程 (Data Generation Process), パネルデータ分析 (Panel data analysis), 時空間効果 (Spatial Temporal Effects), 空間的加重行列 (Spatial Weighted Matrix)

## 1. はじめに

オフィスビルの建設や再開発が一時期に集中する現象は開発のカスケードとして知られている(川口 2001)。例えば、東京では「2003 年問題」として懸念されたカスケード現象があった。また、近年の東京都心部では 1 フロアが 200 坪以上の大規模な賃貸オフィスビルが相次いで竣工を迎えている。

近隣のビルの床面積とそのテナントの増加が空間的な相互作用の結果として自社ビルの賃料に正の効果をもたらすのか？あるいは逆にサブマーケットの空室率を引き上げることを通じて自社ビルの賃料に負の影響をもたらすのか？これは東京都心におけるオフィスビルのオーナーの大きな関心事である。本研究では、東京のオフィスビルの賃料関数を推定し、このトレードオフ関係を定量的にとらえることを試みる。

### 1.1 ヘドニック・モデルではなくデータ生成過程

本研究では賃料関数の推定においてヘドニック価格仮説 (Rosen 1974) を前提としない、「データ生成過程」(Data Generation

Process, 以下「DGP」と略す) という概念を据える。その理由は次の通りである。

DGP は、賃料が他の何れの変数の値から統計的に生成されたのか、というふうに統計的データの生成過程に着目する。そこでは観測データにベストフィットする回帰式を見いだして、これを真の DGP の近似とみなす。そのとき、ヘドニック価格仮説を前提とする必要はない。この仮説は、不動産の価格や賃料の回帰分析において説明変数および関数形について「何もガイダンスを与えない」からだ。

また、“ヘドニック価格仮説は、空間均衡の経済学の問題として定式化されている”(Rosen 1974. 筆者訳)。近年、空間均衡については空間経済学 (Spatial Economics) の分野で研究が進んでいる (例えば、Fujita 2010)。空間均衡には複数の解が存在しうる。均衡解は一つであるとするヘドニック価格仮説は理論的にもガイダンスとはならない。

Rosen 時代の一般均衡分析は経済における「空間の本質」への考慮が欠けていた。本研究では、以上を背景として、時間と空間の賃料の DGP について検討する。

### 3. 既存研究

賃料の時空間特性を統計的に把握するための一つの方法はパネル・データ・モデル(panel data model)である。このモデルには「固定効果モデル」(fixed effects model)および「変量効果モデル」(random effects model)の二つがある。1990年以前は、標準的な固定効果モデルを用いて OLS 推定を行うのが一般であった。オフィス賃料の調整過程(rent adjustment process)は時間的にも異なる市場でも極めて安定的であることが仮定されていたからだ。

これを反証したのは Glascock et al (1993) である。この研究では賃料関数の安定性(constancy)と回帰係数の頑健性(robustness)について実証し、オフィス賃料の調整過程は不安定ではありさまさまに変化することを見いだしている。また、オフィスビル賃料関数としては、固定効果モデルよりも変動効果モデルほうが優勢であると結論づけている。

筆者が知る限り、日本のオフィスビル賃料過程をパネル分析した研究は存在しない。

一方、東京のオフィスビル賃料関数に集積の外部効果を考慮した研究として八田・唐渡(2001年)がある。そこでは説明変数の一つに「ポテンシャル」(周辺地区の集計従業者数を時間距離の2乗で割り引いたもの)を用いて労働者増加に対するオフィス賃料の弾性値を求めている。立地上の便益がオフィス賃料に反映されていることを示している。ただし、空室率については考慮されていないし、パネル分析でもない。

Fuerst (2007) は、米国ニューヨーク州マンハッタンを対象として6年間22四半期のオフィス賃料データを用いてパネルデータ分析(変量効果モデル)を行っている。研究対象期間内に不動産のマーケットサイクルを3回識別し、マーケットサイクルの異なる段階で、賃料決定要因が変化することを見いだしている。また、「空室率」はサブマーケットあるいは時点によっては非有意となっている。さらに、空間的な効果として「近隣ビル20棟までの平均距離」あるいはビルの「経緯度座標」を説明変数として

用いている。これらの変数は有意であるが、前者はヘドニック属性(商業集積地へのアクセス)であり集積ポテンシャルの変数ではない。また、後者の座標についてはその空間効果については未知のままである。

以上のように、東京のオフィスビル賃料の時空間過程の推定の試みは存在しない。また、海外においてもこの時空間過程に関する研究はまだ緒についたばかりと言える。

### 3. オフィス賃料の時空間過程

オフィスの賃料関数として、本稿では、パネル・データ・モデルに外生変数の空間的な相互作用を取り入れたものを考える。次の通りである。

$$y_{it} = a + X_{it}B_1 + Z_iB_2 + (W_iX_{it})B_3 + u_{it},$$
$$i = 1, \dots, N; t = 1, \dots, T$$
$$u_{it} = \mu_i + \varepsilon_{it}. \quad (1)$$

ここで、

$y_{it}$ : オフィス募集賃料

$X_{it}$ : ビルの属性および市場の状態(時間変化するもの)

$Z_i$ : ビルの属性(時間変化しないもの)

$a, B_1, B_2, B_3$ : 推定パラメータ

$\mu_i$ : 観測できないビル*i*の賃料を特徴づける攪乱項(「変量効果」)

$\varepsilon_{it}$ : その他の攪乱項

$N$ : ビルの数

$T$ : 観測期間

$W_iX_{it} = \sum_{j=1}^N w_{ij}x_j$

$w_{ij}$ : 空間重み行列(spatial weighted matrix)

本稿では、被説明変数 $y_{it}$ は募集賃料としている。説明変数は時間変化するかそうでないかの2種類とし、前者 $X_{it}$ は募集面積、空室率、および従業者数とする。また、後者の $Z_i$ はビルの竣工年、最寄り駅までの徒歩時間、ビルのサイズ、および地下フロアの有無ダミーである。

(1)式の賃料関数の特徴は次の通りである。まず、誤差項 $u_{it}$ を見ると分かるように、(1)式は変量効果モデルである。固定効果モデルとするか変量効果モデルとするかは事前には決められず観測データを用いた

検定に依らねばならない。しかし、面積、地下があるかどうか、最寄り駅までの距離といった変数(1式の $Z_i$ )は時間変化しない。固定効果モデルでは時間不変の変数を扱うことができない。一方で、これらを含まない賃料関数は重要変数が欠落することで推定値にバイアスが含まれる。さらに、こうした統計上の問題を超えて、ビル市場で重要な変数を欠く賃料関数はそもそも不動産市場の分析としてふさわしくない。

(1) 式の賃料モデルのもう一つの特徴は「空間重み行列」(spatial weighted matrix)である。ユークリッド空間上の2地点間の「近さ」(closeness)を表すものである。これは駅への近接性等の「属性」とは異なり、「空間相互作用」(spatial interactions)を扱うものである。例えば、周辺の労働者人口が増えることで当該ビルのオフィスワーカーにとってface to faceの機会が増えることは一種の技術的外部性(市場取引によらない外部性)であるが、これを賃料関数の中に組み込む場合に空間重み行列を用いる。(1)式の $x_j$ の具体はj地区の従業者数であり、 $W_i X_{it}$ を「従業者数空間ラグ」(spatial lag)変数と呼ぶ。なお、本研究では空間重み行列の要素は2地点間の距離の2乗の逆数としている(対角要素はゼロである)。

### 3. データ

本研究で用いたデータは、東京12区に立地するオフィスビルのうち4時点において市場にエクスポーズ(募集)されたビルの中から抽出した。2001年が284個、2006年が512個、2009年が736個、2014年が668個である(ビルのデータおよびサブマーケットの空室率のデータは三幸エステート株式会社より提供を受けた)。

従業者数は総務省統計局の「地域メッシュ統計」を利用した。時系列データを4時点としたのはこの統計調査結果を利用できるのがこれらの時点に限られるからである。

空間重み行列の計算に用いる距離は地域メッシュ(500m)の重心間の距離とした。

ビルの経緯度、サブマーケット、および500mメッシュのオーバレイによって空室

率、従業者数、および従業者数空間ラグのデータを各ビルに紐づけを行ってアンバランス・パネル・データを作成した(個体数1108個)。

### 4. 推定の結果

賃料関数は「都心3区」(千代田、中央、港)、「その他9区」(新宿、豊島、渋谷、目黒、文京、品川、台東、墨田、江東)、及びこれら12区の3つのエリアごとに推定した。また、「横断的なOLS賃料関数」および「パネル賃料関数」の2種類を推定した。

#### (1) 横断的なOLS賃料関数

ここでは、計12本(4時点×3エリア)のOLS賃料関数について検討した。「従業者数」はいずれにおいても有意とならなかった。また、「従業者数空間ラグ」の相関が0.7以上と高いことから前者を説明変数から外した(残りの変数のVIFは5以下)。

表1に3区と9区の2時点の賃料関数の比較を示す。3区では「空室率」は非有意である。また、9区の「最寄り駅からの徒歩時間」は2006年では非有意である。

表1 横断的なOLS賃料関数(3区と9区)

賃料関数(OLS)	2006年		2014年	
	都心3区	その他9区	都心3区	その他9区
定数項	-76.59 (-5.1)***	-67.97 (-2.2)**	-80.23 (-6.7)***	-117.44 (-5.5)***
竣工年	11.34 (5.7)***	10.17 (2.5)**	11.79 (7.4)***	16.72 (5.9)***
最寄り駅からの徒歩時間	-0.0660 (-3.8)***	-0.0204 (-0.8)	-0.0669 (-4.1)***	-0.0535 (-2.4)**
ビルの属性				
ビルのサイズ	0.2261 (8.6)***	0.1861 (5.7)***	0.2392 (9.5)***	0.1511 (4.9)***
募集面積	0.0409 (4.6)***	0.0892 (5.8)***	0.0182 (2.0)**	0.0256 (1.9)*
地下階ダミー	0.0203 (0.4)	0.0352 (0.6)	0.0725 (1.4)	0.0538 (1.0)
市場の状態				
空室率	-0.0053 (-0.5)	-0.0451 (-2.8)***	-0.0266 (-1.0)	-0.1019 (-5.0)***
従業者数空間ラグ	0.3506 (13.3)***	0.2997 (6.9)***	0.4060 (13.0)***	0.3197 (8.3)***
サンプルサイズ	326	186	440	228
調整済み決定係数	0.591	0.564	0.609	0.505
カッコ内はt値	***: p<0.01, **: p<0.05, *: p<0.1			

また、表2には12区の4時点のOLS賃料関数を示す。2009年の「空室率」、および2006年と2014年の「地下ダミー」が非有意である。「従業者数空間ラグ」は全エリア、全時点で有意である。

ただし、誤差の空間自己相関等の検定は行っていない。

表2 横断的な OLS 賃料関数(都心12区)

		賃料関数 (OLS)			
都心12区		2001年	2006年	2009年	2014年
ビルの属性	定数項	-105.60 (-5.0)***	-74.72 (-5.5)***	-96.79 (-8.9)***	-90.82 (-8.8)***
	竣工年	15.15 (5.4)***	11.09 (6.2)***	14.00 (9.8)***	13.20 (9.6)***
	最寄り駅からの 徒歩時間	-0.0721 (-3.8)***	-0.0544 (-3.9)***	-0.0677 (-5.7)***	-0.0662 (-5.0)***
	ビルのサイズ	0.1883 (6.2)***	0.2044 (10.2)***	0.1794 (9.8)***	0.2025 (10.4)***
	募集面積	0.0415 (3.3)***	0.0580 (7.5)***	0.0335 (4.4)***	0.0215 (2.9)***
	地下階ダミー	0.1915 (3.7)***	0.0287 (0.7)	0.0847 (2.7)***	0.0605 (1.7)
	空室率	0.0135 (0.7)	-0.0189 (-2.0)**	0.0083 (0.5)	-0.0706 (-4.9)***
	従業者数空間ラグ	0.3319 (12.3)***	0.3508 (17.4)***	0.3026 (16.9)***	0.3631 (19.1)***
サンプルサイズ	284	512	736	668	
調整済み決定係数	0.577	0.625	0.555	0.606	
カッコ内はt値 ***: p<0.01, **: p<0.05, *: p<0.1					

(2) パネル賃料関数

パネル賃料関数は表3の3本である。3リアともすべての変数が有意であり符号も整合的である。

表3 パネル賃料関数

		賃料関数 (パネル)		
変数効果モデル		都心3区	都心9区	都心12区
ビルの属性	定数項	-66.42 (-7.2)***	-85.71 (-4.9)***	-71.67 (-8.8)***
	竣工年	10.00 (8.2)***	12.54 (5.5)***	10.69 (9.9)***
	最寄り駅からの 徒歩時間	-0.0748 (-6.5)***	-0.0466 (-2.8)***	-0.0707 (-7.4)***
	ビルのサイズ	0.2230 (12.2)***	0.1772 (7.6)***	0.2009 (14.0)***
	募集面積	0.0228 (4.6)***	0.0223 (3.3)***	0.0247 (6.2)***
	地下階ダミー	0.0974 (2.7)***	0.1091 (2.9)***	0.0968 (3.8)***
	空室率	-0.0781 (-13.4)***	-0.0524 (-6.6)***	-0.0700 (-14.9)***
従業者数空間ラグ	0.2593 (15.0)***	0.2067 (8.2)***	0.2579 (20.3)***	
サンプルサイズ	1,406	794	2,200	
個体数	723	385	1,108	
調整済み決定係数	0.377	0.260	0.370	
ハウスマンテスト	204.2***	160.3***	369.9***	
カッコ内はt値 ***: p<0.01, **: p<0.05, *: p<0.1				

		賃料関数のパラメータの変動性 (2014年基準)			
12区		OLS/2001年	OLS/2006年	OLS/2009年	パネル
ビルの属性	定数項	-1.4	1.6	-0.6	1.8
	竣工年	1.4	-1.5	0.6	-1.8
	最寄り駅からの徒歩時間	-0.4	0.9	-0.1	-0.3
	ビルのサイズ	-0.7	0.1	-1.2	-0.1
	募集面積	2.7	4.8	1.6	0.4
	地下階ダミー	3.6	-0.9	0.7	1.0
市場の状態	空室率	5.8	3.6	5.5	0.0
	従業者数空間ラグ	-1.6	-0.6	-3.2	-5.5

表3に示すように、ハウスマン検定の結果は、これら3つの賃料関数は誤差項と説明変数の相関が有意であることを示している。このことはパネル賃料関数の回帰係数が一貫性も不偏性も満たさないことを意味する。そこで、一貫性・不偏性を満たす先のOLS賃料関数の回帰係数との比較をみたのが表3(下)である。表中の数値は2014

年 OLS の回帰係数( $b_{2014}$ )と他のモデルの回帰係数の差を  $b_{2014}$  の標準誤差で除したものである。パネルモデルの各係数は OLS の変動のほぼ範囲内にあることを示している。

4. まとめ

本研究の推定結果から次のことが言える。  
①横断的また時空間的にも、「新・近・大」のオフィスビルの賃料は優勢である。

②横断的また時空間的にも、従業者数空間ラグに対する賃料の弾性値は空室率に対するその弾性値に比べて約3倍~約4倍大きい。符号はそれぞれ逆であるから、これをもって開発カスケードによる「正の外部効果」と「空室リスクの増大」のトレードオフ関係の一つの定量指標とすることができる。

③都心3区の OLS 賃料分析では空室率は非有意であるがパネル分析では有意である。これは都心3区のように高度に密集した市場では、空室率による賃料調整過程は時間軸方向に沿って働くことを意味している。

以上、本研究では時空間において東京のオフィスビル賃料が以上の7つの変数の値から統計的に生成されたことを示した。

なお、上記の推定では誤差の空間自己相関等の検定を行っていない。また、時間不変の変数の扱いが困難な固定変数タイプのパネル分析の工夫など、残された課題も少なくない。今後さらに検討を深めたい。

参考文献

[1] Fuerst, F. (2007) Office Rent Determinants. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1022828>

[2] Fujita, M. (2010) The Evolution of Spatial Economics, Japanese Economic Review, Vol. 61, No. 1, 1-32.

[3] Glascock, Kim and Sirmans. (1993) An Analysis of Office Market Rents. J. of Real Estate Research, Vol. 8-4, 625-637.

[4] Rosen, S., (1974) Hednic Price and Implicit Markets, J. of Political Economy, Vol. 82, 34-55.

[5] 川口有一郎 (2001) 『不動産金融工学』清文社.

[6] 八田達夫, 唐渡広志, (2001) 都心における容積率緩和の労働生産性上昇効果, 住宅土地経済, No. 42, 20-27