

自然空室率の推定とその不安定性の問題 —東京オフィス市場を例として—

Estimation of the Natural Vacancy Rate and its Instability: Evidence from the Tokyo Office Market

黒田 翔*, 堤 盛人**, 今関 豊和***

Sho Kuroda*, Morito Tsutsumi**, Toyokazu Imazeki***

* 筑波大学大学院システム情報工学研究科

** 筑波大学システム情報系

*** 株式会社オフィスビル総合研究所

要旨: 本研究は東京のオフィス市場を対象とし、賃料調整機構—賃料が均衡水準に接近する過程—によって自然空室率—均衡水準となる空室率水準—の推定を行う。はじめに基本となる賃料調整機構を推定して自然空室率を算出し、その不安定さを定量的に指摘する。これは既存研究において算定されてきた自然空室率の信頼性に疑問が生じうることを指摘するものである。次いで賃料調整機構のモデルに変更を加え、自然空室率に関する推定上の安定性向上が可能であるかを調べる。

キーワード: 東京のオフィス市場, 賃料調整機構 (rent adjustment mechanism), 自然空室率 (natural vacancy rate)

1. はじめに

1.1 賃料調整機構と自然空室率

我が国のオフィス市場、特に東京のオフィス市場は世界有数の巨大な市場を形成している。オフィス市場を対象としては、需要関数・価格関数、立地と移転、不動産投資信託のリスクやリターン、等々に関連する様々な計量経済学、都市経済学、数理ファイナンス・アプローチによる学術研究が行われているが、その一つに賃料変動と空室変動の関係を賃料調整機構として推定する研究がある (e.g. Smith, 1974)。この賃料調整機構の推定によって推計できる空室の均衡水準たる自然空室率 (natural vacancy rate) について、Clapp (1993, Ch. 2, p. 27) は“過去 15 年—1970 年代後半から 1990 年代初頭—におけるオフィス市場に関する学術研究で最も重要な概念である”と述べた。

ところで、自然空室率の推計のために賃料調整機構モデルの回帰推定量の商演算が行われるために推定上の不安定性が生じうるが、管見によればこの不安定さを定量的に測定した研究は少ない。

我が国のオフィス市場を対象とした計量経済分析のうち“空室”を考慮した研究は中村 (1994) をはじめとして複数行われている。一方で、自然空室率の推計は実務家にとって関心の対象の一つと考えられるが (e.g. 三井住友トラスト基礎研究所, 2014)、賃料調整機構の推定を行った研究は唐渡 (2003, Ch. 5) などに限られる。我が国における自然空室率に関する研究は少なく、賃貸住宅市場に関する研究も駒井 (1999) や Fujii *et al.* (2014) などに限定される。

1.2 先行研究

空室率と賃料変動の関係性を対象とした実証研究は Blank and Winnick (1953) に端を発する。彼らは空室率ではなく占有率—すなわち (1 - 空室率) —に焦点を当て賃料との関係を経時的に追い、それらの間にある賃料調整機構について論じた。

自然空室率—または構造的失業率—を明示的に用いて住宅市場の賃料調整機構をモデル化した研究は Smith (1974) から始まった。オフィス市場に関して自然空室率を推計する試みは Shilling *et al.* (1987) によってはじめられる。Shilling *et al.* (1987) による初の推計の後に Frew and Jud (1988) は同時方程式を用いた推計システムに拡張を行い、James Shilling ら自身も Voith (1992) による指摘を受けて推計式の特定化の改良を試みている (Shilling *et al.*, 1992)。

自然空室率仮定は複数の研究で支持されてきた一方で、一部の実証研究はこれに否定的である (e.g. de Leeuw and Ekanem, 1971; Eubank and Sirmans, 1979)。また先行研究における自然空室率の厳密な定義やそのアプローチはそれぞれ異なり、各研究で定義に対応した定式化がなされている (see e.g. 張, 2006, Ch. 3)。

Hagen and Hansen (2010) は住宅の部屋数と地理空間的に分割された sub-area—prime に対する sub—ではなく、full/whole に対する部分集合としての意味での sub—をサブ市場と見なし、これらサブ市場ごとに自然空室率が異なることを仮定して sub-sample ごとに自然空室率を推計している。彼らの実証によれば部屋数によって分割されたサブ市場間での自然空室率の差異は統計的に有意ではなかった一方で、地理空間的に分割されたサブ市場間での自然空室率の構造的差異—空間的異質性—は有意に検出された。地域間での空室率に関連する差異や変動の抽出を試みた研究には他にも Grenadier (1995) などが挙げられるが、一つの特定の都市に注目して都市内でのより細かい単位に

分割しその差を観測した研究は少ない。例えば東京オフィス市場においては区単位、あるいはさらに詳細な単位ごとに異なる自然空室率が存在すると考えられている一方で (三井住友トラスト基礎研究所, 2014)、これを定量的に測定する学術研究は管見によれば唐渡 (2003, Ch. 12) に限られる。唐渡 (2003, Ch. 5) は固定効果を含む自己回帰モデルを用いて東京都心部の自然空室率を細分化されたエリアごとに求め、自然空室率を -3.6 から 10.8% と報告している。唐渡 (2003) は負に推計された自然空室率に関して、常に何らかの形で超過需要の状態にあった可能性を指摘し、潜在的な需要を何らかの方法で観察しモデルに含めることでこれが解消される可能性に言及している。

Sanderson *et al.* (2006) は空室率の内生性に対処したモデルによって、東京オフィス市場全体の自然空室率を 5.5% と報告している。

1.3 目的と章構成

本研究は東京のオフィス市場における自然空室率の推計を目的とする。東京のオフィス市場を対象とした賃料調整機構の推定と自然空室率の推計を行い、同時に自然空室率の不安定さを定量的に測る。都心五区を対象に区ごとの自然空室率を推計し、その地域間差異を確認する。実証には三幸エステート株式会社のオフィスデータを用いる。

第2章でデータを概観し、第3章以降でこれを用いた実証分析を行う。第3章は基本となる賃料調整機構を用いるが、これは比例尺度として定義した賃料調整を説明する項—モデルの説明変数：空室率と自然空室率の乖離の程度—が賃料変動に“比例”することを仮定している。第4章では推計された自然空室率の不安定性を定量的に測る。第5章では賃料変動や空室率と自然空室率の差を比例尺度として認識せずに、上昇/下降や大小関係を示す二値変数に変換して賃料調整機構を定義し、自然空室率を推計する。

実証分析にはフリーのソフトウェア R (R Core

Team, 2013) とその標準パッケージ群, パッケージ *quantreg* (Koenker, 2013), *orcutt* (Spada *et al.*, 2012) を使用する.

2. データ

本論文の実証では三幸エステート株式会社のオフィスデータ, および三幸エステート株式会社がニッセイ基礎研究所と共同で作成しているオフィスレント・インデックスを用いた分析を行う.

2.1 募集賃料

一般に募集賃料データには [1] 成約賃料と乖離すること多い, [2] フリーレントやレントホリデーといった実質的な賃料割引に関する情報が入手できないために実質的な賃料が把握できない, [3] 募集データを公開しているビルオーナーが少ない, [4] 敷金や共益費など成約賃料に影響を与える情報が含まれていない場合がある, などの制約や問題が生じる.

これらの問題はビル・オーナーがデータ公開に難色を示すことなどによるもので, これは入居企業との価格交渉における情報非対称性を利用して交渉力低下を防ごうとすることに起因すると考えられる. また契約時にテナント側の信用力やいわゆるネーム・バリューによって企業側の賃料交渉権が変動することも要因の一つである. 一般的に, 募集賃料のデータをもちいた分析からはバイアスが想定されると言える.

本論文で使用する募集賃料データは三幸エステート株式会社が公開する市況データに含まれる. 募集賃料や空室率を月次単位でエリア別 (都県, 市区, より細分化されたエリア), またはビル規模別に集計され, 「オフィスレントデータ」, 「オフィスマーケットレポート」*¹ 等で公表されている. ビル規模は基準階の床面積で規定され, 200 坪以上は大規模, 100 坪から 200 坪は大型, 100 坪未満は中

型 (以下) として定められている. このオフィスデータは国土交通省が毎月公表する「不動産市場動向マンスリーレポート」で使用されている.

なおこの募集賃料は GDP デフレーター等によって調整された実質賃料ではなく, 名目賃料である.

2.2 成約賃料指数

三幸エステート株式会社とニッセイ基礎研究所は「オフィスレント・インデックス」を共同で作成しており, これを用いることで前項の幾つかの問題に一定程度対処できる. この指数は共益費を含まない成約賃料データをもとにヘドニック・アプローチによって品質調整され, 四半期ごとに計算されている. 都心三区の大規模ビルに関しては 1994 年 Q1 (第 1 四半期) より整備されており, 本論文では 2014 年 Q3 までのデータ (83 四半期) を実証に用いる. 指数は得られたヘドニック・モデルに標準的なビルの属性—基準階床面積 450 坪, 等—を適用して算出される. このオフィスレント・インデックスについては竹内 (2011) も参照されたい.

大規模ビル市場の賃料指数を図 10 に示す (論文末尾を参照).

2.3 空室率

空室率は上述のオフィスデータに含まれる. 空室率は「現空面積/貸付総面積」で定義される. 現空面積は未成約の床面積で, 既存ビルの場合に入居が可能となる月より算入される. 貸付総面積は自社使用スペースを含まない.

図 11 に都心五区—千代田, 中央, 港, 新宿, 渋谷区—の募集賃料と空室率の時系列推移を示す (論文末尾を参照). 大局的には変動は五区で共通するが, 局所的には異なる変動が確認できる.

*¹ <http://www.sanko-e.co.jp/data/research/>

3. 従来手法による推計

3.1 賃料調整機構と自然空室率の定義

時間 t における賃料を R , 空室率を V_t , 自然空室率を V^* とする. Smith (1974) は賃料調整機構

$$\Delta\%R_t = \frac{\Delta R_t}{R_t} = \frac{R_t - R_{t-1}}{R_t} = f(V_t) \quad (1)$$

を定義し, これを用いて

$$V^* = f^{-1}(0) \quad (2)$$

のように自然空室率を求めることができることを示した. 方程式の左辺については変化率 $\Delta\%R$ ではなく差分 ΔR が用いられる場合もある.

現在広く用いられているモデルでは賃料変動 $\Delta\%R$ を単に自然空室率 V^* の関数としてではなく, 自然空室率と実際の空室率の乖離 ($V_t - V^*$) の関数として捉えている. ここで f として最も簡便かつ一般的な線形関数を適用すれば

$$\Delta\%R_t = \beta_1(V_t - V^*) = \beta_1 V_t - \beta_1 V^* \quad (3)$$

であり, aV^* は V を説明変数とした線形単回帰分析の切片項として計算できる. β は賃料調整スピードを表すパラメータである. つまり線形単回帰式

$$\Delta\%R_t = \beta_0 + \beta_1 V_t \quad (\beta_0 := -\beta_1 V^*) \quad (4)$$

にあてはめれば

$$V^* = -\frac{\beta_0}{\beta_1} \quad (5)$$

である. 本論文ではこの式 (4) を基本モデルとする. 基本モデル (4) における係数の推定は最小二乗法 (OLS) によって行う.

自然空室率 V^* は (需給その他についての) 構造変化が生じない下での空室率 V_t の均衡, または “自然” な状態として定義されており, $V_t > V^*$ となった場合 V_t は V^* に近づく方向に調整が働き, 同時に賃料水準は低下する. 同様に $V_t < V^*$ となった場合にも V は V^* に近づく方向に調整が働き, 賃料水準は上昇する. このような自然空室

率 V^* とそれによる賃料調整機構の存在の仮定は 「自然空室率仮定」と呼ばれる.

なぜ自然空室率が存在するか—すなわち均衡水準においても空室が一定割合で存在しその割合自体にも均衡水準が存在する要因は何か—に関する学術的な唯一の回答は未だ提示されていないが, 張 (2006) によれば多くの研究が [1] 探索による情報の遅れ—摩擦: この場合, 最も高い賃料を支払う賃借人を待つために保有される在庫—, [2] 改修による遊休床の存在, などを挙げている.

なお自然空室率は Milton Friedman が提唱した自然失業率に類似した概念である—事実 Eubank and Sirmans (1979) は労働市場のアナロジーから賃料変動と空室率変動の関係をモデリングしている.

3.2 前期比による賃料変動の定義

基本モデルに関して推計したところ表 1 のような結果が得られた. DW 統計量—統計量と検定については森棟・坂野 (1993) などを参照—より系列相関は認められない (有意水準 5%).

表 1 大規模ビルの賃料調整過程—式 (4)

	Estimate	Std. Error	t value
(Const)	0.0226	0.0147	1.54
V	-0.0051	0.0028	-1.81
R^2	0.0394		
Adj. R^2	0.0274		
DW	2.35		
T	82		

式 (5) より単純に計算すれば自然空室率は 4.47% と推計される. しかし有意水準 5% で考えれば推計された最小二乗推定値はいずれも有意でなく, 特に分母—つまり空室率の回帰係数—に関して有意に 0 から離れていないことは推定上重大な問題が引き起こされかねないことが推測される.

3.3 前年同期比による賃料変動の定義

ここまでは $\Delta R_t := R_t - R_{t-1}$ によって定義していたが、前期との差分ではなく前年同期—同月または同四半期など—との差分によって定義することもできる。賃料調整機構の目的からしてその妥当性は十分に示されてはいないものの、複数の既往研究が年次のデータを用いて調整機構モデルを推定し自然空室率を推計していることから、前年同月比を用いる方法は一定程度妥当と考えられる。

3.3.1 都心三区の大規模ビル市場

大規模ビルの成約賃料を用いた場合の推計結果を表2に示す。回帰係数はいずれも有意で推定上の安定性が得られるものの、DW統計量の値より正の系列相関が認められる ($p < .001$)。

表2 大規模ビルの賃料調整機構—式(4)・前年同期比

	Estimate	Std. Error	t value
(Const)	0.1623	0.0268	6.06
V	-0.0376	0.0054	-6.95
R^2	0.3855		
Adj. R^2	0.3776		
DW	0.6921		
T	79		

そこで Rosen and Smith (1983) に倣って Cochrane-Orcutt 法 (以下、CO 法) を適用する。CO 法については森棟・坂野 (1993) などを参照されたい。適用した結果は表3に示す。 ρ は誤差項の系列相関パラメータを表す。自然空室率は 4.19% と推定された。

表3 大規模ビルの賃料調整過程—CO 法・前年同期比

	Estimate	Std. Error	t value
(Const)	0.134	0.0485	2.76
V	-0.0320	0.00981	-3.26
R^2	0.123		
Adj. R^2	0.100		
ρ	0.656		
T	79		

3.3.2 区ごとのサブ市場

都心三区全体ではなく、区ごとでの自然空室率推定も行う。ただし区単位で集計された成約賃料指数は存在しないため、募集賃料を用いる。図1は都心三区の大規模ビルを対象とした賃料水準の推移であり、一方は募集賃料、もう一方は成約賃料指数である。

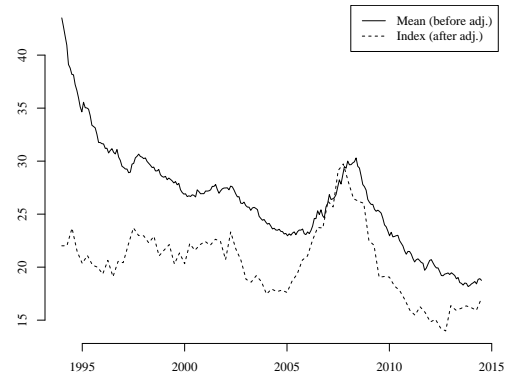


図1 都心三区・大規模の賃料水準推移 [千円/坪]。
募集賃料：実線、賃料指数：破線

図1より成約賃料指数は単純な募集賃料平均に比べて相対的に局所的な変動が観察され、また募集賃料より変動が先行している。ここで募集賃料を四半期に集計して指数と比較すれば、両者の時間ラグを

$$\text{Lag} = \arg \max \text{Corr}(R_{t, \text{指数}}, R_{t-\text{Lag}, \text{募集}}) \quad (6)$$

により $\text{Lag} = 4$ (4 四半期 = 12 か月) のラグが確認される。本研究では平均募集賃料が賃料指数に 12 か月遅行するものとし、その分期間をずらして推定を行う。

賃料調整機構を基本モデルによって定めた際の自然空室率は表4のように計算され、区によって自然空室率は大きく異なることが確認される。東京オフィス市場の自然空室率はおおよそ 5% から 6% 程度と認識されているが、千代田区や中央区においては 5% から大きく離れた値を持ち、異なる均衡空室率を持つ五区全体を一括りに分析することは危険である。

表 4 区ごとの自然空室率：前年同期比

	千代田	中央	港	新宿	渋谷
Mean(V)	5.8	7.0	6.6	7.6	4.8
BM	3.57	4.69	4.72	4.71	3.55
CO	0.551	2.09	4.80	1.34	5.40
T	238	238	238	238	238
BM・L	3.18	4.19	4.51	4.39	3.74
CO・L	-0.395	1.44	4.77	-4.19	21.9
T	226	226	226	226	226

BM：基本モデル，L：成約-募集の時間ラグ調整

本研究では系列相関に対処する目的で Cochrane-Orcutt 法の適用を行ったが、負の自然空室率が算定されるなど結果として不自然な機構を推定してしており、基本モデルを OLS 推定した方が“もっともらしい”結果が導かれるという直感と整合しない結果が得られた。

4. 自然空室率の安定性の定量化

基本モデルを軸として、自然空室率の推定上の安定性を測定するためにジャックナイフ法、モンテカルロ・シミュレーション、分位点回帰を適用して賃料調整機構モデルをそれぞれ推定する。

なおモデルの誤差項に関する系列相関を防ぐために、いずれの手法でも賃料変動を前期比で定義する。

4.1 ジャックナイフ法による信頼区間

ジャックナイフ法 (jackknife resampling) により推計された自然空室率の安定性を確認する。つまり推定に用いるサンプルを

$$I_{\neq i} = \{1, 2, \dots, i-1, i+1, \dots, T\}, \quad i = 1, \dots, T \quad (7)$$

としてそれぞれのサブサンプルを用いた推計を繰り返し行い、推定量の分布を確認する。

図 2 に計算された自然空室率の分布を示す。わずか一つの observation をサンプルから除去するだけで自然空室率は [4.05, 4.81] の範囲にまでばらつきが生じ、このことは推定量の不安定さを強く

示唆している。推定された自然空室率に関しては 2.5%-tile 点が 4.15%、97.5%-tile 点が 4.67% であり、不安定さはごく一部の outlier によって生じているのではなくデータおよびモデルの構造的要因によって引き起こされていることが理解できる。

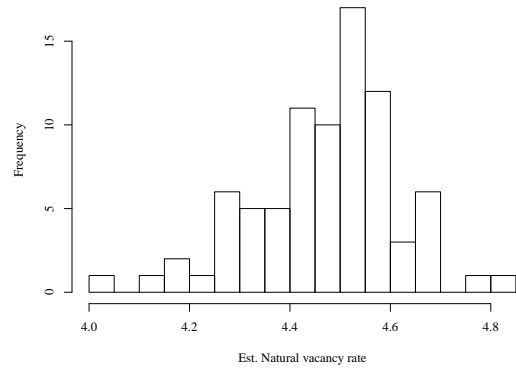


図 2 大規模ビルの賃料調整過程式 (4)・前期比
ジャックナイフ法：自然空室率

4.2 モンテカルロ・シミュレーションによる信頼区間

ジャックナイフ法によって推定の不安定性を確かめたが、サンプル中の各 observation が系列相関を伴わないと仮定すれば、分布の性質をモンテカルロ・シミュレーションによっても確かめることができる。本モデルで推定された回帰係数の分散は

$$V(\beta) = \sigma^2(\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \quad (8)$$

であるから、 σ^2 の推定量として残差二乗和をモデルの自由度で除した s^2 で代替すれば

$$V(\hat{\beta}) = (0.0573)^2 \begin{bmatrix} 0.0660 & -0.0113 \\ -0.0113 & 0.00238 \end{bmatrix} \quad (9)$$

が得られる。この分散共分散行列と回帰係数の推定量—すなわち期待値—に従う多変量正規分布に従う回帰係数を発生させ、それに基づいて自然空室率を推定する。図 3 で発生させた回帰係数の散布図と自然空室率を同時に可視化する。多変量正規分布において回帰係数間の相関が強いこと、赤点—自然空室率として全体の低位 10%—と青点—上位 10%—の境は分母となる空室率の回帰係数が

0 となる部分であることが読み取れる。図はサイズ 1 万のサブサンプルに切り出して描画したものであるが、full サンプルでの全体の低位 10% となる区間は $[-1.00 \times 10^5, 2.24]$ 、上位 10% となる区間は $[6.43, 6.65 \times 10^3]$ と計算された。

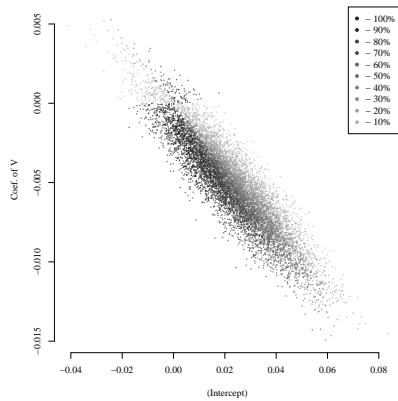


図 3 シミュレーションで発生させた回帰係数。凡例は自然空室率（分位点）

試行回数を 10 万回に設定して計算した自然空室率の分布を図 4 に示す。ただし外れ値が大きいため $-15 \leq V^* \leq 25$ の範囲に限定する。

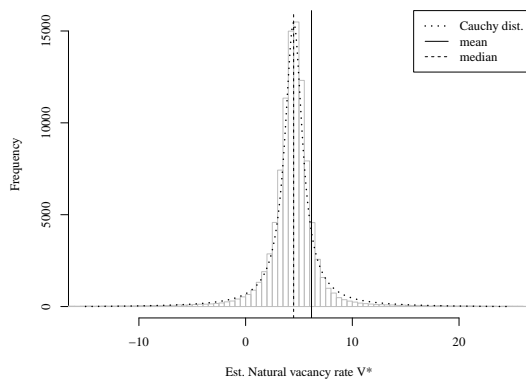


図 4 シミュレーションによって計算した自然空室率の分布

正規分布に従う二つの確率変数の比の分布は Cauchy 分布に従うことが知られており、図 4 ではこれを点線で示す。また Cauchy 分布の裾は厚いため外れ値が発生しやすいが、実際に中央値（破線）と平均値（実線）に大きな乖離が認められる。事実 Cauchy 分布では期待値と分散を定義することができないから、信頼区間を理論的に導出することは通常行わない。そこでシミュレーショ

ンによって得られた自然空室率の推定値からその母分散を推定したところ、 $\hat{\sigma} = s \approx 409.5$ であった。またサンプルの中央 99.9% のサブサンプルつまりサンプルの外れ値を端から 0.005% ずつ除外したサブサンプルを用いて同様に推定を行うと得られる標準偏差は 104.8、同様にして 99% のサブサンプルで計算すれば 9.90 となる。モンテカルロ・シミュレーションによって得られた分布の分位点を計算することで信頼区間とみなせば $CI_{90\%} = [0.62, 7.68]$, $CI_{95\%} = [-2.34, 10.2]$, $CI_{99\%} = [-26.6, 34.4]$ が得られる。95% 信頼区間は 0 を含むから、基本モデルの基で自然空室率仮説が成立しないこと、または基本モデルが調整機構として適切でないことの違いが示唆される。

4.3 分位点回帰による頑健性の確認

続いて賃料変動の水準に対する回帰係数の変動を分位点回帰 (Koenker and Bassett, 1978) により調べる。分位点回帰モデルとその推定に関しては Hao and Naiman (2007) や加藤他 (2009) などを参照されたい。

50%-tile 点（中央値； $p = .5$ ）のケースでは表 5 のように推定された。これを基本モデルの推定結果（表 1）と比較すると、空室率 V の回帰係数は基本モデルとほとんど同じ推定値が求められている一方、切片項に関しては基本モデルでの推定値と大きく異なっている。

表 5 大規模ビルの賃料調整過程—分位点回帰モデル (50%-tile 点)。上限と下限は 95%。

	Estimate	Lower	Upper
(Const)	0.0126	-0.00739	0.0448
V	-0.00508	-0.00932	-0.00038
T	82		

ここで 50%-tile 点以外について分位点を変動させてその回帰係数を観察したところ、図 5 の結果を得た。空室率の回帰係数が概ね一定であるのに

対して切片項は分位点によって大きく変動しており、基本モデルによる単純な調整では十分でないことを示唆する。

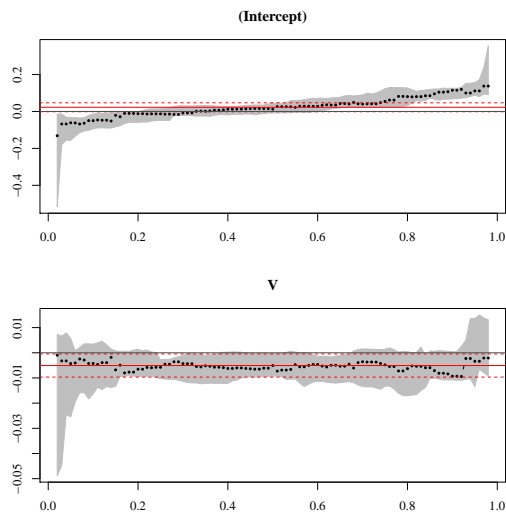


図5 分位点回帰における回帰係数の変動：2–98%-tile 点のケース。切片項（上）と空室率（下）。信頼区間（影部）は95%。

5. 自然空室率の安定した推定の試み

前章では自然空室率の推定における不安定さを定量的に確認したが、この不安定さは空室変動や賃料変動が局所的に激しく変動することである可能性がある。本章では賃料調整機構の一部の変数尺度を変更し、賃料調整機構として離散選択モデルなどを用いて自然空室率を推定することを試みる。

5.1 離散選択モデルによる推定

従来の賃料調整機構である基本モデルでは賃料変動を連続量として定義していたが、これを上昇/下降の二値変数とみなすこともできる。これは空室率と自然空室率の順序関係のみが賃料変動に影響を及ぼすとの仮定であり、基本モデルで表現される賃料調整機構を一般化したものとも考えられる。ノンパラメトリックなアプローチと同様に賃料変動が正か負かのみに着目して推定するために

離散選択モデルが適用できるが、本論文では一般的な離散選択モデルとしてロジットモデルを適用する。ロジットモデル—またはロジスティック回帰モデル—については丹後他 (1996) などを参照されたい。

本研究では被説明変数を、インディケータ I を用いて

$$y_t := I_{\geq 0}(\Delta R_t) \quad (10)$$

とする。つまり y_t は賃料の1階の差分 ΔR_t が0または正であるときに1、それ以外で0をとるインディケータ変数となる。これは上昇時に1、下落時に0とおくことと同値である。

大規模ビルの成約賃料指数を用いた場合の推定結果を表6に示す。

表6 ロジット・モデルによる推定：大規模ビル・前期比

	Estimate	Std. Error	z value
(Const)	0.1890	0.5251	0.36
V	-0.1027	0.1017	-1.01
AIC	114.9		
T	82		

ロジット・モデルを適用した場合でも自然空室率は基本モデル同様に切片項の推定値を空室率の回帰係数で除した値に -1 を乗じて求めればよいから、大規模ビルでは1.84%と算定される。これを図6に示す。上昇確率が0.5となるときの空室率が自然空室率と考えられる図に示す灰色の実線で $\pi = 0.5$, $V^* := V_{\pi=0.5}$ を示す。図より大規模ビルでは自然空室率が安定していない可能性を確認できる。

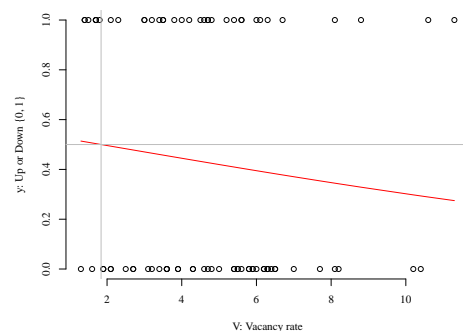


図6 ロジット・モデルの推定結果と自然空室率：大規模ビル・前期比

ロジット・モデルを適用した場合の安定性を測るためにジャックナイフ法を適用したところ、大規模ビルに関しては [0.974, 2.59] の範囲で推定された。

推計に用いるサンプルによって精度が大きく異なることから、[1] 自然空室率仮説は大規模ビルにおいて成立していない、[2] サンプルの対象期間の差異が結果に影響を及ぼしている、という可能性が考えられる。2つ目の可能性に関しては、たとえば 2000:Q1–2014:Q3 に期間を限定した大規模ビルのサブサンプルを用いて推定を行うことで、簡易的な検証が可能である。上記に期間を限定したサブサンプルを対象としてジャックナイフ法を適用した結果、図7に示す自然空室率の分布が得られた。推計された自然空室率は [2.52, 3.23] の範囲で推定され、full サンプル—1994:Q1–2014:Q3—を用いた場合に比べて安定した推定がなされているうえに、推定値はより“ありうる”水準と考えられる。

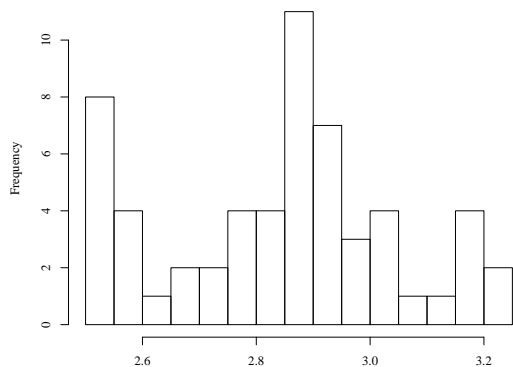


図7 ジャックナイフ法：ロジット・モデルを用いて推計された 2000:Q1–2014:Q3 における大規模ビル市場の自然空室率

以上より賃料調整機構における時間的な構造変化が示唆され、これを無視して自然空室率を推計することは結果の不安定性をもたらすことが示唆された。

5.2 判別モデルによる推定

前章では賃料変動にのみ上昇/下降の離散変数化を行ったが、本章では空室要因に対しても、空室率と自然空室率の大小関係による離散化を行い、これを賃料調整機構と見なして自然空室率の推計を試みる。

自然空室率は $V_t < V^*$ のときに $\Delta\%R_t > 0$ となる空室率水準 V^* である。ここで空室率変動と賃料変動をクロス表7のように場合分けすることができる。

表7 空室率変動と賃料変動の組み合わせ

	$\Delta\%R_t > 0$	$\Delta\%R_t < 0$
$V_t > V^*$	Case 1	Case 2
$V_t < V^*$	Case 3	Case 4

よって自然空室率は表7の Case 2 と 3 の割合を最大化する空室水準と捉え、判別モデルまたは分類木とみなすことができる。大規模ビルの成約賃料指数を用いて推計を行ったところ、図8の結果が得られた。

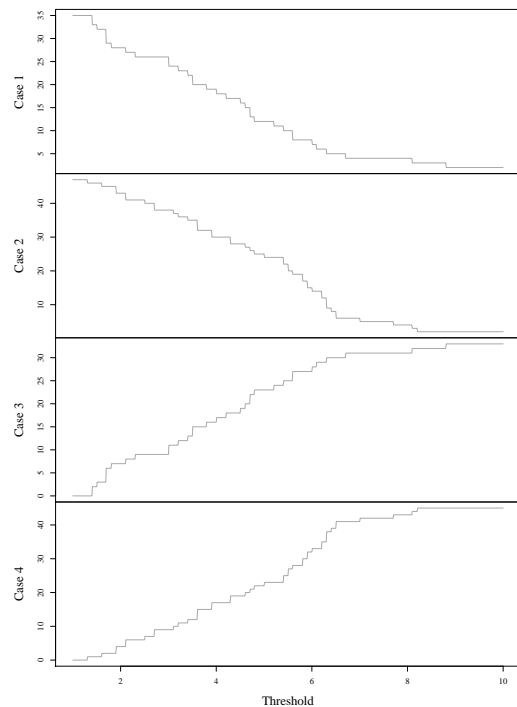


図8 閾値ごとの分類の正誤。適切な閾値 = 自然空室率

目的関数として

$$\min \left[\#(\text{Case 1}) + \#(\text{Case 4}) \right] \\ \iff \max \left[\#(\text{Case 2}) + \#(\text{Case 3}) \right], \quad (11)$$

$$\min \left[\#(\text{Case 1})^2 + \#(\text{Case 4})^2 \right] \quad (12)$$

などが考えられるが、式 (11) では合理的に解釈できない結果が生じたため、式 (12) によって自然空室率の推計を行った。ただしこの目的関数 (誤識別件数) に適用した指数 (= 2) を定める理論背景はなく、ad hoc な制約であることを注記する。閾値を小刻みに変化させた時の目的関数の変動を図 9 に示す。目的関数を最小化する閾値が自然空室率と定義しているので、自然空室率は $3.5 < V^* \leq 3.6$ と求められる。しかしながら図 9 より推定値の安定性は決して高いとは言えず、目分量ではあるがおよそ 3–5.5% の周辺に目的関数の谷が確認される。

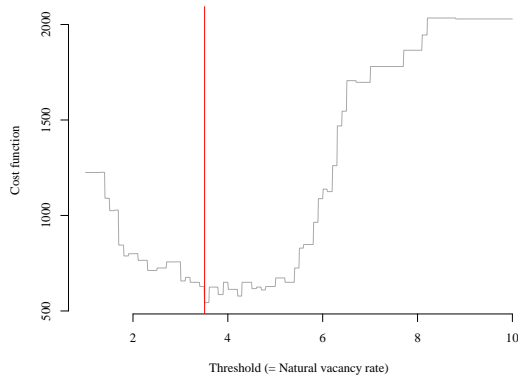


図 9 閾値ごとの分類の正誤。適切な閾値が自然空室率に対応する。縦軸の目的関数は式 (12) で定義。

6. おわりに

6.1 本研究の成果

本論文では東京オフィス市場を対象として自然空室率を推定し、第 4 章では従来用いられていた一般的な定義と推計手順によって推計される自然空室率が不安定であることを定量的に示した。第 5 章では賃料調整機構の一部を離散変数として再定義することにより従来とは異なる調整モデルを提示し、これを用いることで安定的な自然空室率

の推計を試みた。

6.2 課題と展望

本論文の第 5 章での試みの結果従来のアプローチに比した安定性の改善は見られなかったが、これには [1] データの品質調整が十分でない、[2] 系列相関や内生性を考慮していない、[3] 賃料調整機構が適切でない、などの要因が考えられる。[1] に関して、本研究では Belsky and Goodman (1996) が行ったような品質調整を空室率データに対しては行っておらず、今後同様の調整を適用することの可能性、また調整のためのデータの取得可能性とその効果について検討する必要がある。[2] に関しては唐渡 (2003, Ch. 12) が用いたような自己回帰モデルの適用も検討できる。[3] に関連して、Wheaton and Torto (1994) は本研究が対象とした基本モデルによる賃料調整機構に理論背景がないことを指摘し、search 理論に基づく賃料調整機構を提案している。今後これを東京のオフィス市場に適用し計算することが可能である。

参考文献

- [1] Belsky, E. and J. L. Goodman, Jr. (1996) “Explaining the Vacancy Rate - Rent Paradox of the 1980s,” *Journal of Real Estate Research*, 11 (3), 309–323.
- [2] Blank, D. M. and L. Winnick (1953) “The Structure of the Housing Market,” *Quarterly Journal of Economics*, 67 (2), 181–208.
- [3] Clapp, J. M. (1993) *Dynamics of Office Markets: Empirical Findings and Research Issues*: Urban Institute Press.
- [4] Eubank, A. A., Jr. and C. R. Sirmans (1979) “The Price Adjustment Mechanism for Rental Housing in the United States,” *Quarterly Journal of Economics*, 93 (1), 163–168.

- [5] Frew, J. R. and G. D. Jud (1988) “The Vacancy Rate and Rent Levels in the Commercial Office Market,” *Journal of Real Estate Research*, 3, 1–8.
- [6] Fujii, K., S. En and M. Tsutsumi (2014) “Natural Vacancy Rate Analysis for Tokyo’s 23 Wards Rental Apartment Market,” in *19th AsRES Annual Conference 2014* (64), Asian Real Estate Society, Gold Coast, Australia, July.
- [7] Grenadier, S. R. (1995) “Local and National Determinants of Office Vacancies,” *Journal of Urban Economics*, 37 (1), 57–71.
- [8] Hagen, D. A. and J. L. Hansen (2010) “Rental Housing and the Natural Vacancy Rate,” *Journal of Real Estate Research*, 32 (4), 413–434.
- [9] Hao, L. and D. Q. Naiman (2007) *Quantile Regression*, Series: Quantitative Applications in the Social Sciences 07-149: SAGE Publications, Inc.
- [10] Koenker, R. (2013) *quantreg: Quantile Regression*. R package version 5.05.
- [11] Koenker, R. and G. Bassett, Jr. (1978) “Regression quantiles,” *Econometrica*, 46 (1), 33–50.
- [12] de Leeuw, F. and N. F. Ekanem (1971) “The Supply of Rental Housing,” *American Economic Review*, 61 (5), 806–817.
- [13] R Core Team (2013) *R: A Language and Environment for Statistical Computing*, R Foundation for Statistical Computing, Vienna, Austria.
- [14] Rosen, K. T. and L. B. Smith (1983) “The Price-Adjustment Process for Rental Housing and the Natural Vacancy Rate,” *American Economic Review*, 73 (4), 779–786.
- [15] Sanderson, B., K. Farrelly and C. Thoday (2006) “Natural vacancy rates in global office markets,” *Journal of Property Investment & Finance*, 24 (6), 490–520.
- [16] Shilling, J. D., C. F. Sirmans and J. B. Corgel (1987) “Price adjustment process for rental office space,” *Journal of Urban Economics*, 22 (1), 90–100.
- [17] ——— (1992) “Natural office vacancy rates: Some additional estimates,” *Journal of Urban Economics*, 31 (1), 140–143.
- [18] Smith, L. B. (1974) “A Note on the Price Adjustment Mechanism for Rental Housing,” *American Economic Review*, 64 (3), 478–481.
- [19] Spada, S., M. Quartagno and M. Tamburini (2012) *orcutt: Estimate procedure in case of first order autocorrelation*. R package version 1.1.
- [20] Voith, R. P. (1992) “A note on natural office vacancy rates,” *Journal of Urban Economics*, 31 (1), 138–139.
- [21] Wheaton, W. C. and R. G. Torto (1994) “Office Rent Indices and Their Behavior over Time,” *Journal of Urban Economics*, 35 (2), 121–139.
- [22] 加藤賢悟・国友直人・増田智巳 (2009) 「Lasso 分位点回帰の理論と損害保険への応用」, 『日本統計学会誌. シリーズ J』, 第 38 卷, 第 2 号, 121–149 頁.
- [23] 唐渡広志 (2003) 「企業立地と集積の経済」, 博士論文, 大阪大学大学院経済学研究科.
- [24] 駒井正晶 (1999) 「日本の大都市における借家市場の価格調整と自然空家率」, 『日本不動産学会誌』, 第 13 卷, 第 2 号, 72–81 頁.
- [25] 竹内一雅 (2011) 『成約賃料に基づくオフィスレント・インデックス』, ニッセイ基礎研究所. 『ニッセイ年金ストラテジー』 2011 年 03 月号.

- [26] 丹後俊郎・高木晴良・山岡和枝 (1996) 『ロジスティック回帰分析』, 朝倉書店.
- [27] 張龍三 (2006) 「オフィス市場における需給構造の特性分析」, 博士論文, 明海大学大学院不動産学研究科.
- [28] 中村良平 (1994) 「オフィス・ビル賃貸料のヘドニック分析」, 『岡山大学経済学会雑誌』, 第 25 卷, 第 3 号, 239-256 頁.
- [29] 三井住友トラスト基礎研究所 (2014) 「オフィス賃料反転の目安となる空室率水準はエリアごとに異なる—三井住友トラスト基礎研究所の“自然空室率”調査」, 『月刊プロパティマネジメント』, 14 頁. 2014 年 10 月号.
- [30] 森棟公夫・坂野慎哉 (1993) 「計量経済学における回帰診断」, 『日本統計学会誌』, 第 22 卷, 第 3 号, 557-583 頁.

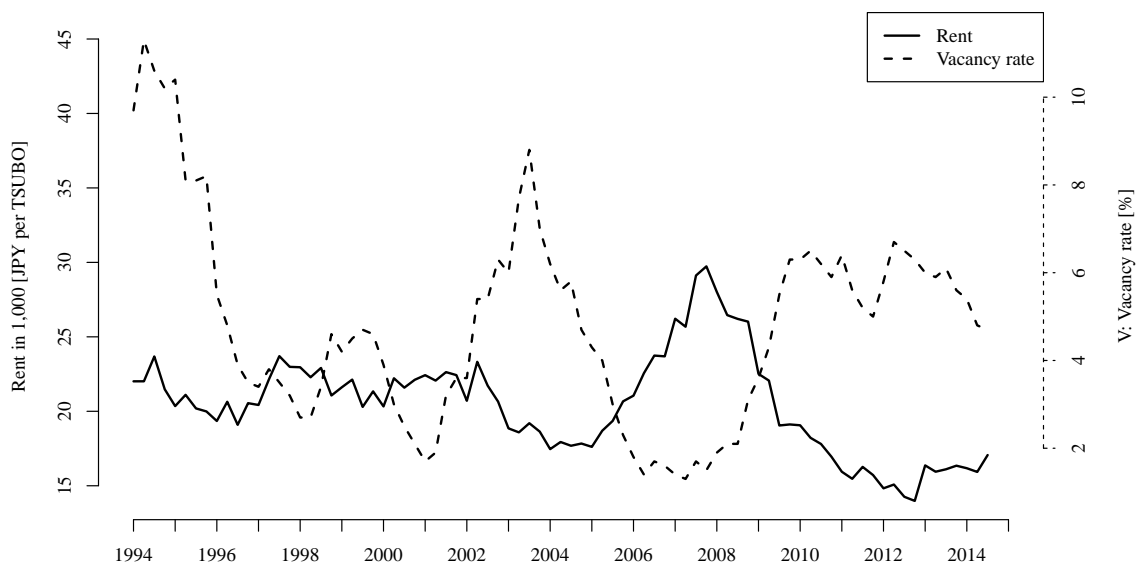


図 10 大規模ビルの成約賃料指数 [千円/坪] と空室率 [%]

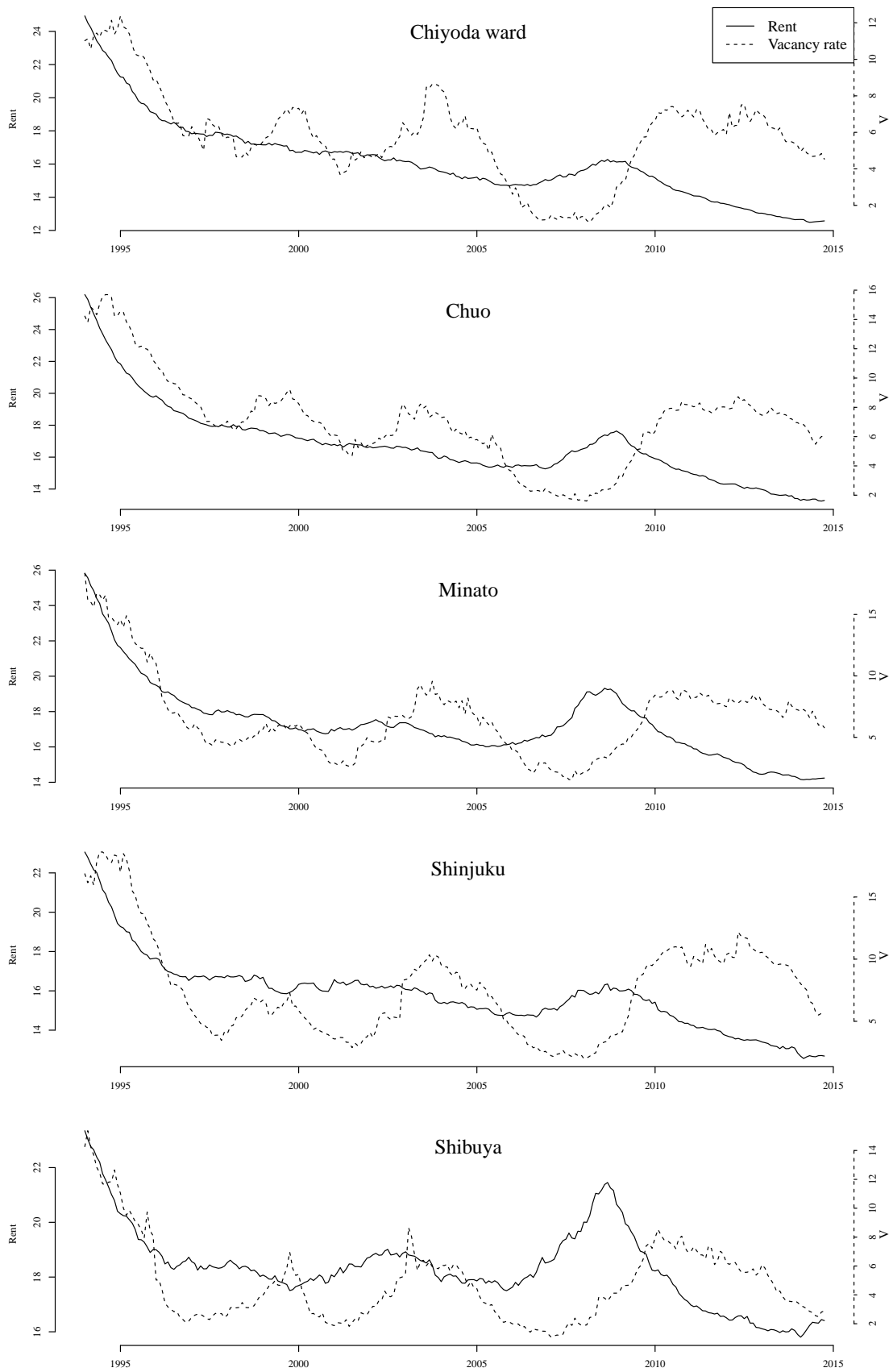


図 11 都心五区・全規模の募集賃料 [千円/坪] と空室率 [%]