

特集 学会賞

入退去マイクロ分析による不動産評価における 将来予測の捉え方*

— 生存時間解析データによる家賃キャッシュ・フローの無条件確率遷移

A Study about How to Estimate Future-Cash Flow in Real Estate Evaluation
with Micro-Analysis of Move-in and Move-out Data

不動産金融工学研究所 小林 秀二** / Hideji KOBAYASHI

キーワード (Key Words)

空室期間 (Period of Vacancy)、生存時間解析 (Survival Analysis)、
 Kaplan-Meier法 (Kaplan-Meier Method)

〈要 約〉

本研究は、従来の集計化された市場空室率や物件稼働率等の活用からさらに詳細に分析するため、より基礎的なマイクロ・データを収集分析した上で、賃貸用不動産において入退去が確率的に繰り返されることをモデル化し、将来キャッシュ・フローの見積りと価値評価に役立つ情報や知見を得ることを目的とする。まず、入退去の実態を得るために、長期的な期間データで入居期間と空室期間の生存時間解析を行った。それによると、入居期間は12カ月周期の退出増加の複雑な分布が見られ、空室期間は指数関数的に入居が決まっていく状況が得られた。これらのデータを使って、入退去が確率的に繰り返されるシミュレーションを行った。この結果、空室期間は入居期間との関連性において稼働率とキャッシュ・フローに大きく影響することが確認され、そのメカニズムが可視化できた。本研究はキャッシュ・フローの期待値レベルの分析であり、将来の空室期間の存在はあたかもリスクのように見えるが、この期間のキャッシュ・ロス、収益還元法の割り算において分子に反映させる必要がある。

目 次

- | | |
|------------------|------------------|
| 1. はじめに | 3.8 入居期間と空室期間の関連 |
| 2. 先行研究 | 4. 入退出シミュレーション |
| 3. 生存時間解析 | 4.1 入居期間の想定 |
| 3.1 分析モデル | 4.2 空室期間の想定 |
| 3.2 データ | 4.3 確率稼働率モデル |
| 3.3 入居期間と契約期間の関連 | 4.4 シミュレーション結果 |
| 3.4 入居期間の生存時間解析 | 4.5 入居期間増加の影響 |
| 3.5 空室期間の生存時間解析 | 4.6 空室期間増加の影響 |
| 3.6 入居期間の比例ハザード性 | 4.7 空室損失額の査定方法 |
| 3.7 空室期間の比例ハザード性 | 4.8 空室スタートによる減少 |
| | 5. 結 論 |

* 本稿の作成にあたり、吉田靖氏、石島博氏、谷山智彦氏、堤盛人氏および日本FP学会賞選考委員の皆様から有益な助言や指摘を頂くと共に、日本FP学会、日本不動産金融工学学会における発表に対し参加者から貴重なコメントを頂きました。ここに記して感謝いたします。

** hide@refe.co.jp

1. はじめに

不動産評価の収益還元法における割引現在価値は、割り算の分子のキャッシュ・フローと分母の利回りのリスクに分けて適切に算定する。その分子の査定においては家賃の将来キャッシュ・フローを合理的に見積る必要がある。通常は年間一棟で合計し、初年度は満室想定で空室損失を控除するPGI (Potential gross income) もしくは実際の家賃水準であるEGI (Effective gross income) とする。DCF法では各テナントの残契約期間後に退去するか更新するかを判断し、退去する場合にはそれ以降を新規市場家賃とする。また直接還元法も同様であるが、将来賃料傾向 g と費用項目として空室損失額を設定することが多い。さらに将来キャッシュ・フローは、将来の転売価格の価値計算にも使われ、また確率分布(形状やボラティリティ)はリスクとして分母の利回りの査定に反映させる必要がある。

このように将来キャッシュ・フローの見積りは評価の根幹であるにも関わらず、日本の不動産評価の実務においては初年度の見積りを安易に延長することも少なからず見受けられる。特に問題なのは将来起こりうる空室期間が明確に表示されず、その影響度合いを数値的に反映させる合理的な手法が確立されていない点である。国土交通省の不動産鑑定評価基準においても収益還元法では「空室等による損失額」を総費用に含めるが、その査定方法の指示はなく⁽¹⁾、評価実務では経験的な数値か市場空室率を援用することが多い。

確かに市場全体の空室率は、マクロデータとして市場動向をみるうえでの目安として使われ、稼働率は対象物件全体の動向をみるためにチェックされている。しかし、集計化される前の個別的で基礎的なマイクロ・データである入居期間や空室期間まで踏み込んで分析し想定することは行われず、市場の平均空室率をテナント予想にそのまま使うことが行われている。直接還元法の空室損失額の見積りにも同様の問題がある。

そこで本研究では、入退去が確率的に繰り返されることをモデル化し、将来キャッシュ・フローの見積りと価値評価に役立つ情報を得ることを目的とする。そのために入退去の実態を得るために、長期的な期間データで入居期間と空室期間の生存時間解析をしておき、評価時点から将来をみた場合の無条件確率を使う。人間の寿命等であれば生命表を作ることが考えられるが、地域性等から家

賃のデータの数が少なくその完成は困難であるからその考え方のみを参考とする。

なお、本研究では主に空室期間の影響を捉え対象物件が稼働しているか空室かの状態の違いを際立たせるため、賃料の変動は考慮外とする。つまり、市場の価格調整が行われることで専ら外生的な人間行動の結果として入退居あるいは探索の期間が生まれると仮定する。そして非集計化状態をみるため、必ずしもポートフォリオ分散化されていない1テナントあるいは1部屋(区画)に関する分析を念頭に行い、また年次ではなく月次データで分析を行うことにする。したがって、本研究での「稼働」「稼働率」とは、1つの物件から見た場合に賃借人が入居中でキャッシュを生んでいる状態を意味し、一般的に使われる複数区画を集計化した全体比としての「稼働率⁽²⁾」とは違うことに留意されたい。

また、本研究はキャッシュ・フローの期待値の構成を分解して捉え、それを統合する手順を踏む。そして、将来の空室期間というキャッシュ・イン・フローの不足(キャッシュ・ロス)があたかもリスク(キャッシュ・フローの変動率やボラティリティ)のように見えることを示す。そのために市場家賃の変動、空室期間の伸縮といったものは基本的に外して考える。そして「確率」も入退去の遷移を表すために使い、シミュレーションもあくまで期待値計算の統合が目的であり、乱数を発生させない。よって、本研究は原則としてファイナンスにおけるリスクという概念は扱わない。むしろキャッシュ・フローの変動率等の用語もキャッシュ・フローとリスクの混同を問題とすることが目的であり、一般的な概念と異なる点を誤解しないようにして頂きたい。

本論文の全体構成を説明する。第2節では先行研究を概観し、第3節では生存時間解析で入退去のパラメータを把握し、その結果を踏まえて第4節でシミュレーションを行う。第5節は結論である。

⁽¹⁾ 国土交通省「不動産鑑定評価基準 運用上の留意事項」、国土庁土地鑑定委員会「収益還元法(新手法)について」(鑑定評価理論研究会編(2010))など。

⁽²⁾ 一般的にはビルやマンションの一棟全体やホテルやSC等の複数の部屋や区画の全体床における賃貸稼働物件の比を「稼働率」、あるいは、ある市場における空室率が判明している場合の「 $1 - \text{空室率}$ 」を「稼働率」と言うことが多い。評価の場合は床面積比でなく獲得賃料での比率を使う必要があるが、実務等ではこの区別が曖昧になっている。問題となるのは、市場空室率を評価データやテナントの将来予測の根拠としてそのまま援用する現状である。ただし、本研究で扱う入居期間と空室期間とマイクロに計算された「稼働率」であっても「市場範囲の画定」等の仮定を置くことでこれらの数値としては一致する場合もある。この点は小林秀二(2014b)も参照のこと。

2. 先行研究

不動産に関係する生存時間解析は、データ入手の困難性からそれほど多くない。MBSの償還に関する基本的な比例ハザード分析はSchwartz and Trous (1989) がある。日本においては一條・森平 (2006) がある。建物の寿命分析に関しては小松 (1992) 等一連の研究がある。齊藤・深尾・門脇 (2008) は、比例ハザードモデルを建物改修に使っている。住居の居住年数や転居に関しては李・西井・佐々木 (2009) が比例ハザードモデルで推定している。また、本研究は貸し手からみたキャッシュ・イン・フローを対象とするため入退去のコスト等は無視するが、一時金、転居コスト、オプション価値も含めた家賃のモデリングは小林 (2014b) で行われており、そこでは空室期間の影響が含まれている。小林 (2008) 付録は、生命表から平均残存入居期間の算定方法を行っている。売買のTOM (市場滞留期間) の分析は小林 (2014a) で成約価格に対する影響を分析している。

家賃のモデル化の包括的な研究に刈屋 (2003)、刈屋ほか (2003)、刈屋ほか (2006) がある。日本の商業用賃貸不動産を対象にして賃料の市場価格変動リスク (対数DDモデル)、期限前退出リスク (ガンマ分布)、空室リスク (負の二項分布) をそれぞれ確率プロセスで定式化しモンテカルロ・シミュレーションでビル全体の価値評価につなげている。また、Amédée-Manesme *et al.* (2012) も価値評価を目的に空室の発生を離散型のポアソン分布としてモンテカルロ・シミュレーションを行っている。

本研究は、これら先行研究に触発されたものであるが、分布を特定せずその実態を実証データで確認することから始める。先行研究がリスクを対象として物件の価値評価に目的があるのに対して、本研究は、キャッシュ・フローの期待値レベルの組み合わせまでを対象とし、むしろ疑似的リスクの顕在化を目的とするという違いがある。そのためモンテカルロ法でないシミュレーションであり乱数を発生することはせず、また時間間隔に焦点を当てるため発生に着目した離散型のカウント分布でなく指数関数のような連続型分布を扱う。

3. 生存時間解析

3.1 分析モデル

生存時間解析は、イベント E^* が発生するまでの時間 (生存時間 T) のデータを統計的に分析する方法である。イベントは死亡 (寿命) のほか、発症・再発、故障、倒産などがあるが、本研究で

は賃借人 (テナント) の退出あるいは入居までの時間となる。こうしたデータは長期間に渡る追跡と整備が必要となり、特に日本の不動産賃貸市場においての取得は困難であった。

生存時間を表す確率変数を T とすると、時点 t_a から t_b の間にイベント E^* が発生する確率 P は、 T の確率密度関数を $f(\tau)$ とすると、

$$P(t_a \leq T \leq t_b) = \int_{t_a}^{t_b} f(\tau) d\tau \quad (1)$$

と表せられる。時点 $t_0 = 0$ から時点 t までしか生存していない、すなわち時点 t までにイベントが発生する確率を表す累積分布関数 $F(t)$ は、

$$F(t) = P(0 \leq T \leq t) = \int_{t_0=0}^t f(\tau) d\tau \quad (2)$$

で定義される。時点 t 以降にイベントが発生する確率である生存関数 $S(t)$ は、

$$S(t) = P(T > t) = 1 - F(t) = \int_t^{\infty} f(\tau) d\tau \quad (3)$$

である。

ハザード関数 $h(t)$ は t 時点で生存しているという条件の下で次の微小時間にイベント E^* が発生する確率を与えるものであり、

$$h(t) = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (4)$$

である。

また、累積ハザード関数 $H(t)$ は、

$$H(t) = \int_0^t h(\tau) d\tau = -\log S(t) \quad (5)$$

で定義される。

本研究では、中途打ち切りデータを含まないKaplan-Meier法で分析する。この場合、 h 番目の期間間隔で時点 t における期間発生数を ${}_h d_t$ とすると、時点 t_j における生存数 l_j は、

$$l_j = {}_{h_{j-1}} d_{t_j} + {}_{h_{j+2}} d_{t_{j+1}} + \dots + {}_{h_m} d_{t_{m-1}} \quad (6)$$

となる。このとき、任意の時点 t における生存関数は、

$$S(t) = \prod_{j(t_j < t)} \left[1 - \frac{{}_h d_{t_{j-1}}}{l_{j-1}} \right] \quad (7)$$

で求められる。

ログランク検定は、 2×2 分割表を作成してカイ2乗適合度検定を行うものである。(詳しくは打波 (2004) 等を参照のこと。) 条件付きの発生確率を示すハザード関数が重要であるが、これは不規則な変動をする不安定な統計量である。そこで累積ハザード関数 $H(t)$ に注目すると、式 (5) から生存関数 $S(t)$ と関係していることがわかる。

$S(t)$ がその生存時間 t の依存性に伴って規則的に変化すると $H(t)$ も規則的になるはずである。その場合であれば $H(t)$ の時間依存の傾きからハザード関数 $h(t)$ の大きさを推定できる。

Coxの比例ハザードモデルは、生存時間 t を目的変数として原因子を説明変数とするが、中途打ち切りデータも含んだ、パラメトリック分布を想定しないモデルである。

原因子（共変量）の変数ベクトル X 、係数ベクトル β 、ハザード関数 $h(t, X)$ として、

$$h(t, X) = h_0(t) \exp(t' X \beta) \quad (8)$$

とモデル化する。 $h_0(t)$ はベースライン・ハザード関数と言い特定する必要はない。

ハザード比は、

$$\log \frac{h(t, X)}{h_0(t)} = t' X \beta \quad (9)$$

と書ける。

ここで、係数 β が同じ群同士の比をとると、

$$\frac{h(t, X)}{h(t, Y)} = \exp[(X - Y)' \beta] \quad (10)$$

となり、 t に依存しない一定値をとる。この関係は累積ハザード関数の比でも同様となる。

分析の実行は、式 (8) あるいは式 (9) で重回帰分析するが、ベースライン・ハザード関数はノンパラメトリックに推定する。比例ハザード性の確認方法としては、

- ① $\log(-\log)$ グラフ
- ② 時間依存のクックス回帰

がある。①は、ハザード比が定数であれば、ある共変量別の曲線は平行のグラフになるはずである。②は、時間 t と共変量 X の交互作用の検定である。

3.2 データ

本研究のような長期に渡る追跡データは、通常の研究のように地域や物件種類を絞ってから収集する事は困難である。そこで長期の資料を保存している仲介管理会社（3社）を先に探し、そこから入手できたデータを整理し分析することにした。したがって本研究の分析結果は、各仲介管理会社の得意とする地域等に偏る可能性がある。

収集したデータ⁽³⁾は、大阪府、兵庫県、京都府のいわゆる「阪神北摂地域」に存する賃貸用マ

ンションであり、そのうち2010年11月1日現在入居中物件（以下「現契約」という）に関して、さらに1つ前の契約（以下「前契約」という）の入居期間とその間の空室期間が判明したデータ数673件を対象とする。なお、入手できた詳細な契約内容は現契約に限られる項目があるが、そのうち「契約期間」は現契約の内容を前契約の代替値として利用することにした。都心は梅田駅（JR大阪駅）とした。対象データの平均値と属性を表1に示す。

表1 対象データの基本統計量と属性

物件数 (件)	平均値 標準偏差	都心時間 (分)	駅時間 (分)	床面積 (㎡)	所在地 (層)	築年 (年)	総戸数 (戸)	実賃率 (円/㎡月)	入居期間 (月)	空室期間 (月)	
		前契約	前契約	前契約	前契約	前契約	前契約	前契約	前契約	前契約	
673		20.1	6.1	39.6	2.5	5.2	9.3	17.0	1,990	33.2	3.6
		6.9	5.1	17.5	1.5	8.2	8.5	13.6	900	34.2	6.5
属性(データ数)											
沿線	JR	阪急	阪神	その他							
	205	392	68	8							
府県	大阪府	兵庫県	京都府								
	321	250	2								
建物構造	RC系	RC系	その他								
	348	308	17								
駐車場	有	なし									
	287	386									
契約期間 (現契約)		数	入居期間(月)	空室期間(月)							
	1年	117	15.4	5.5							
	2年	556	37.0	3.3							

収集されたデータは、京都は少なく大阪、兵庫に偏っている。また、床面積が小さいものが多いため入居期間も3年弱と短い。契約期間の違いで入居期間、空室期間も異なっている。

3.3 入居期間と契約期間の関連

入居期間のヒストグラムを図1に示す。

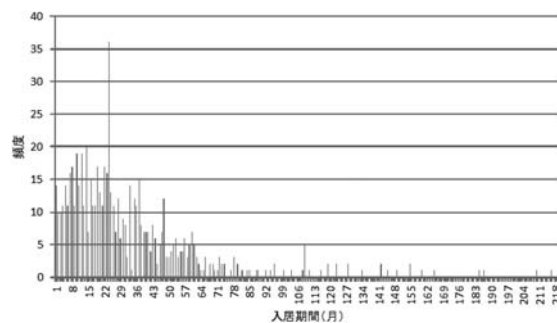


図1 入居期間のヒストグラム

これを見ると、最初少なく徐々に上昇するが、12カ月後をピークにその後は減少してゆく傾向にある。しかし、12の倍数前後で増加し、特に24カ月は非常に大きい退出となっている。

12カ月周期の原因としては、多くの社会的期間が1年単位であり、毎年ある月に区切りが来ることである。たとえば入学卒業、人事異動等による転居である。その影響もあり賃貸の契約期間が1年刻みであり、その更新時期に退去することが多いためである。図2に月別の入退去数のグラフを示す。3月の入退去が最も大きい。この季節性も含めて生存時間として分析する。

⁽³⁾ 本研究は、社団法人大阪府不動産鑑定士協会継続賃料委員会（現在は公益社団法人）からのデータ提供を受けた。ここに記して謝意を表する。

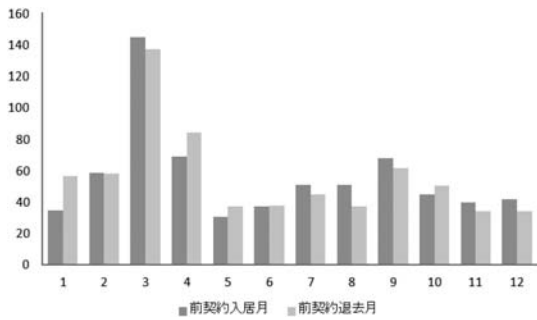


図2 月別入退数

3.4 入居期間の生存時間解析

入居期間のデータからKaplan-Meier法で生存率曲線を求める。今回のデータは、タイはあるが中途打ち切りデータを含まない。そして、契約期間別（1年と2年）に行いログランク検定で差をみることにする。

図3が生存関数曲線である。検定のカイ2乗検定量は108.80となり、生存率に差は無いとする仮説は棄却される。したがって、契約期間で差があることになる。なお、この曲線には図1、2で示された季節性等を原因とする周期性も含まれている。

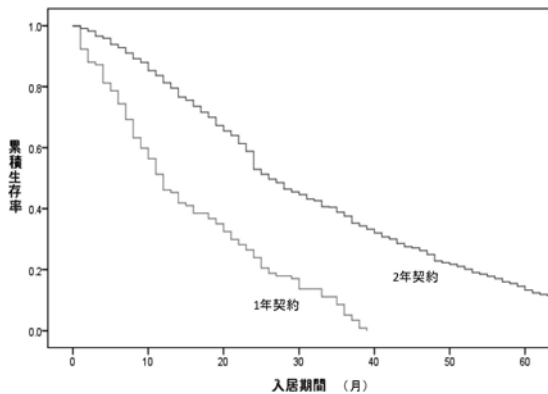


図3 入居期間の生存時間分析（契約期間別）

3.5 空室期間の生存時間解析

空室期間の経過月別頻度を調べ⁽⁴⁾、両対数でグラフ化したのが図4である。先行研究では、ポアソン分布や負の二項分布が仮定されるが、その場合の時間間隔は指数分布に従うことになる。概ね直線に近いことから空室は指数関数的に減少していくことがわかる。ただし、ゼロ直前でやや跳ね上がりが見られる。

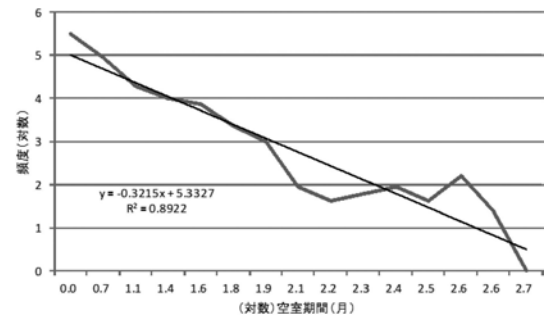


図4 空室期間の頻度

次に空室期間のデータから生存率曲線を求める。契約期間別に行いログランク検定で差をみたところ、検定のカイ2乗検定量は2.107となり、生存率に差は無いとする仮説は棄却できない。したがって、契約期間で差があるとは言えないことになる。これは入居期間が契約期間で差があったのと対照的である。

全データによる生存関数曲線を図5に示す。

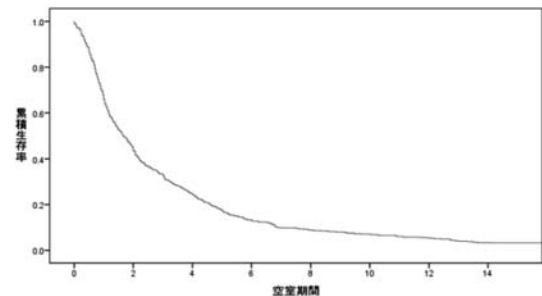


図5 空室期間の生存時間分析

3.6 入居期間の比例ハザード性

Cox回帰分析で共変量の影響度合いをみるために比例ハザード性を仮定できるかを確認した。ここでは契約期間を2つの層（ストラータ）に分けて検証を行う。ログ・マイナス・ログの作図による確認を行った。図6をみると入居期間は2本の線は平行となっていない。

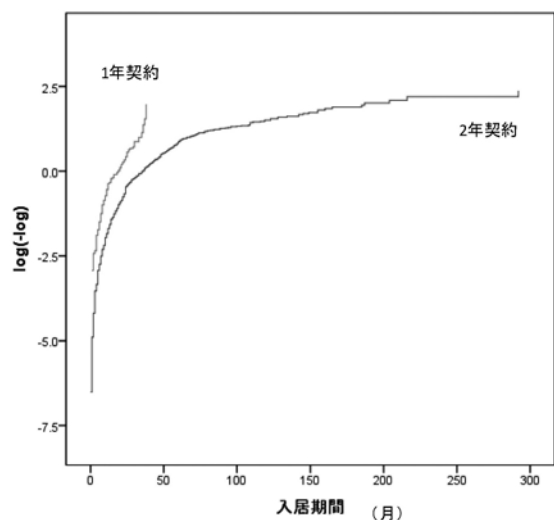


図6 入居期間のログ・マイナス・ログ図

(4) 退去予告期間がある場合空室期間がマイナスになる可能性がある。本データは4件にマイナス値が生じたが数日だったため0カ月として扱った。

さらに時間依存Cox回帰で時間と共変量の交互作用を検定したところ、有意確率は0となり、交互作用の存在は棄却された。すなわち比例ハザード性は成立しないと言える。

3.7 空室期間の比例ハザード性

空室期間でも比例ハザード性を確認した。ログ・マイナス・ログ図(図7)のとおりであり、目視で確認すると2つの線はほぼ一致している。

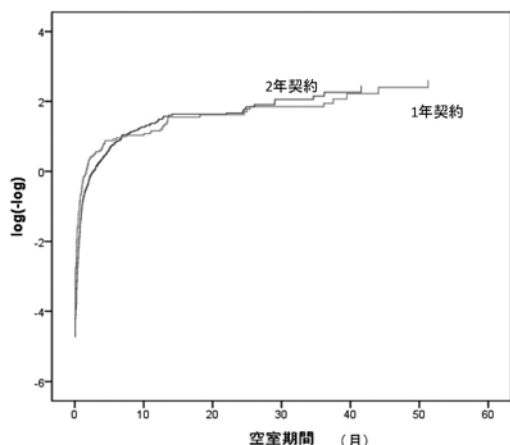


図7 空室期間のログ・マイナス・ログ図

さらに時間依存Cox回帰で時間と共変量の交互作用を検定したところ、有意確率は0.188となり、交互作用の存在は棄却できない。すなわち比例ハザード性を仮定してよいことを示す。そこで空室期間のCox回帰を行った。

表2 空室期間のCox回帰

	係数	標準誤差	Wald	有意確率	Exp (B)
沿線その他ダミー	-1.046	.404	6.697	.010 ***	.351
駅時間(対数)	-.182	.071	6.530	.011 **	.833
退出時築年(対数)	-.342	.050	47.222	.000 ***	.710
構造S系	-1.224	.260	22.229	.000 ***	.294
構造RC系	-1.744	.279	39.164	.000 ***	.175
階数(対数)	.411	.087	22.178	.000 ***	1.509
北東向ダミー	-1.379	.466	8.770	.003 ***	.252
二方向窓ダミー	-.973	.243	16.091	.000 ***	.378
床面積(対数)	.220	.098	5.047	.025 **	1.246
2000年ダミー	-.265	.529	.251	.616	.767
2001年ダミー	-.598	.784	.582	.446	.550
2002年ダミー	-.424	.488	.757	.384	.654
2003年ダミー	-.432	.490	.775	.379	.649
2004年ダミー	-.859	.430	3.983	.046 **	.424
2005年ダミー	-.196	.440	.198	.657	.822
2006年ダミー	-.444	.374	1.407	.236	.641
2007年ダミー	-.855	.358	5.691	.017 **	.425
2008年ダミー	-.124	.353	.124	.725 ***	.883
2009年ダミー	-.297	.351	.719	.396 ***	.743
2010年ダミー	-.549	.353	2.424	.119 ***	.578

対数尤度 6645.251

変数は時間ダミーを除いて有意となったものだけを残した。結果は表2のとおりである。有意となった変数の符号を見ると、優良な物件ほど空室期間は短くなる傾向が見られる。たとえば、駅からの時間、築年数、建築構造、二方向窓などである。ただし、階数の高い、北東向は直観に反して影響している。床面積が広いほど空室期間が長く

なるのは、家賃総額が多くなりその分の需要者が減るからと解釈できる。

3.8 入居期間と空室期間の関連

入居期間と空室期間に相関はあるのだろうか？2年契約のデータを使って図8のように確かめた。

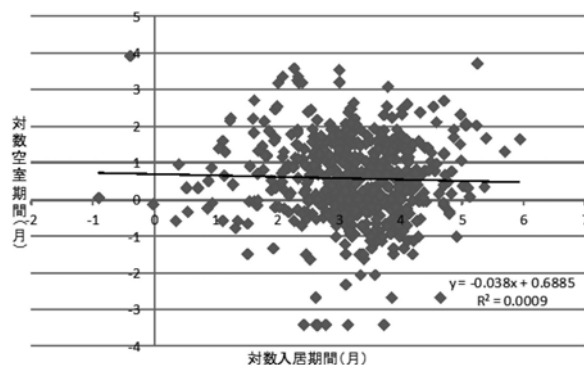


図8 入居期間と空室期間の関係

直観的には入居期間が長いような物件は、空室期間が短くなると思われる。しかし、これをみると両者の相関は無いことがわかる。入居期間(契約期間など)と空室期間に影響する要因(表2)が異なるためと思われる。

4. 入退去シミュレーション

4.1 入居期間の想定

想定入居期間(退去確率)は、2年契約データから作成したヒストグラムの240カ月分の退去率月次データから6次の多項式近似曲線を求めた(R=0.850)。今回のデータの誤差による条件付き退去率の異常値を避けるため、生データでなく近似値を使った。これを基本に120カ月分の想定値を求めた⁽⁵⁾。これによる生存率と累積退去率は図9のようになる。

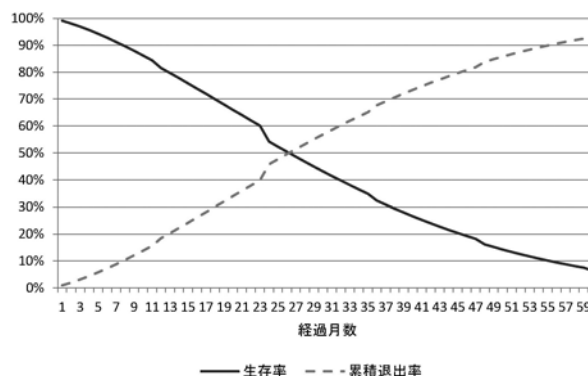


図9 想定入居期間データによる生存率

⁽⁵⁾ まず、初期値が一致するよう切片をキャリブレーションし、12カ月周期のため24月+4%、12月・36月・48月+1%、60月+0.5%をそれぞれ加算、100カ月以降は0.02%、110カ月以降は0.01%とした(合計100%、R=0.903、期待値30.55カ月)。なお、120カ月超のデータ部分は0とする。

なお、平均余命を図示したのが図10である。たとえば24カ月を超えると期待残存期間は上昇することがわかる。これは家主から見て、契約更新されると期待される入居期間が若干伸びる心理を説明する。

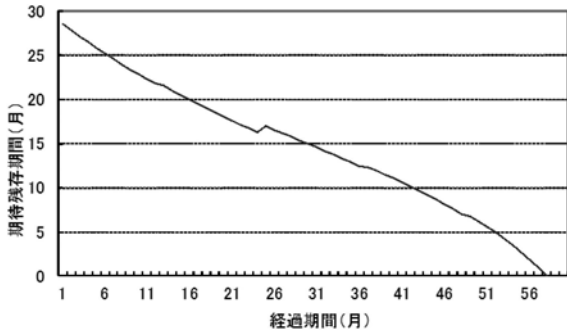


図10 期待残存期間（平均余命）

4.2 空室期間の想定

想定空室期間は、全データから作成したヒストグラムの20カ月分の入居率データから6次の多項式近似曲線を求めた（ $R = 0.997$ ）。これを基本に15カ月分の想定値を求めた⁽⁶⁾。

ここで「入居率」とは、各テナントの各時点で入居している確率（生存率）とする。これから無条件入居率と条件付入居率を求める。無条件とは観察されたデータであり、条件付きはハザード死亡率、生命表死亡率と同じ意味である。これらの計算手順は、

- ① 無条件入居率から累積入居率を求める
- ② 累積空室率 = 1 - 累積入居率
- ③ 条件付き空室率 = 今期累積空室率 / 前期累積空室率
- ④ 条件付き入居率 = 1 - 条件付き空室率

である。こうして求められた無条件入居率と条件付入居率を図11に示す。

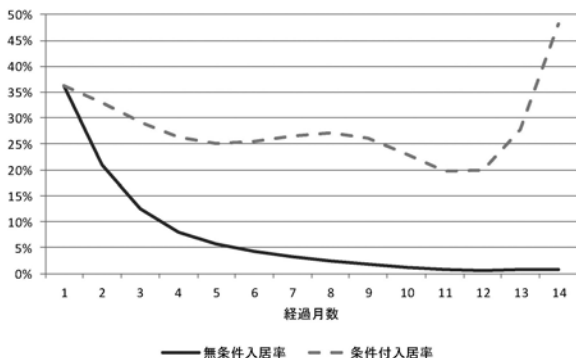


図11 想定空室期間データによる入居率

⁽⁶⁾ 16カ月以降は0%とした（合計100%、 $R = 0.997$ 、期待値3.21カ月）。

4.3 確率稼働率モデル

想定された退出率と入居率の各遷移行列から、退出後入居率または入居後退出率を求めることができる。さらに交互に乗じていくとテナントの入れ替え状況を確率的に求めることができる。

テナントが入居した段階から始める場合（以下「入居スタート」という）は、入居スタート⇒退出⇒入居⇒退出・・・と繰り返す。nを算定期間（240カ月）として、入居確率ベクトルは、無条件入居率の縦ベクトルであり、

$$\alpha_0 = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{bmatrix} \quad (11)$$

とする。退去確率行列として、無条件退去率を1行に1期間ずつずらした三角行列とし、さらに第1列を0として、

$$L_0 = \begin{bmatrix} 0 & l_{11} & l_{12} & l_{13} \\ 0 & 0 & l_{11} & l_{12} \dots \\ 0 & 0 & 0 & l_{11} \\ 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (12)$$

とする。

この行列の意味は、入居時期の違う場合であっても、同じ時期に退出する事象を加算するためであり、また、不動産賃貸であるから0カ月の入居は排除するためである。ここでは、2カ月目に入居したテナントが1カ月間で退去する時期を3カ月目とカウントする。3カ月目は、このテナントの他に1カ月目に入居して2カ月間で退去するテナントを加算することになる。

まず、退去後入居確率は、

$$\alpha_1 = {}^t \alpha_0 L_0 \quad (13)$$

となり、さらに退去後入居後の退去は、

$$l_1 = \alpha_1 L_0 \quad (14)$$

である。これから上記の方法で三角行列をつくり新しい退出行列 L_1 とする。これから次の入居確率は、

$$\alpha_2 = {}^t \alpha_0 L_1 \quad (15)$$

となる。以降はこれを繰り返す。なお、 L_0 は最初の退去の式（13）の他に相対的な退去確率として使われる。

テナントが退去した段階から始める場合（以下「空室スタート」という）は、空室スタート⇒入居⇒退出⇒入居・・・と繰り返す。退去確率ベ

クトルは、

$$\alpha_0 = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \vdots \\ \alpha_n \end{bmatrix} \quad (16)$$

として、入居確率は1行に1期間ずつずらした三角行列とし、さらに第1列を0として、

$$L_0 = \begin{bmatrix} 0 & l_{11} & l_{12} & l_{13} \\ 0 & 0 & l_{11} & l_{12} \dots \\ 0 & 0 & 0 & l_{11} \\ 0 & 0 & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \end{bmatrix} \quad (17)$$

とする。ただし、実際の要素の数値は α と m 、 β と l は同じものが並ぶ。以下の手順は、入居スタートと同様なので省略する。

4.4 シミュレーション結果

本シミュレーションでは、各テナントの入居率を、前入居者が退出した後に確率的な空室期間を経て次の入居が入る確率を掛けて求める。ここでの「稼働率」とは、物件からみた入居中の確率であり、稼働率（合計）は10テナントの生存確率を合計して求める。

このようにして求められた稼働状況を図示したのが図12である。240カ月間で行ったもので、「入居スタート」（第1番目のテナントが入居した時点）をスタートとした場合）の図である。

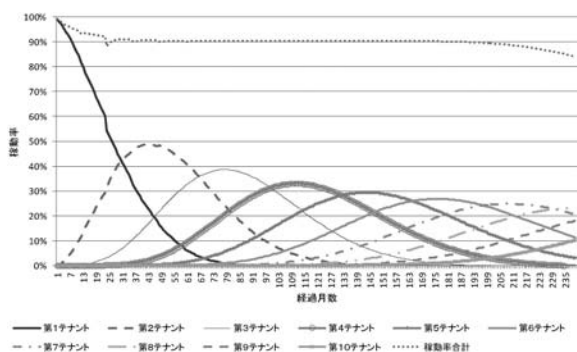


図12 テナントの確率的稼働率(入居スタートの場合)

これをみると、テナントの稼働状況が確率的推移として連続している様子がわかる。また、合計した稼働率(入居確率)が90%で安定している⁽⁷⁾。したがって、キャッシュ・フローの得られない空室期間が頻繁に起きたとしても、適切なネット・

⁽⁷⁾ 稼働率が200カ月辺りで下がっているのは、10テナントで終了したためである。

キャッシュ・フロー水準(空室損失額あるいはスタビライズした初期キャッシュ・フロー)を設定すれば、無条件確率的(評価時点において将来を予測する場合)には稼働状況を安定的に考えてもよいことになる⁽⁸⁾。

この結果を基準として、次節以降の4.5節で入居期間、4.6節で空室期間の増加の影響をそれぞれみる。

4.5 入居期間増加の影響

入居期間が長くなった場合を考える。想定入居期間のデータに6カ月、12カ月分の入居確率0%をそれぞれ単純に加算⁽⁹⁾(入居率グラフを右シフト)してシミュレーションを再度行った。

求められた稼働率に一定のキャッシュ・フロー⁽¹⁰⁾を乗じてその月次の変化率を計算し、10年間のボラティリティを計算したのが表3である。このボラティリティは、本来の一定期待値からのズレをまとめて表す目的のために計算したものである。賃料水準に変動が無くても期待入居期間が長くなるとボラティリティは小さくなる。分布も裾の薄い形状となる。ただし、この算定されたボラティリティは、賃料自体の変動リスクではなく空室期間のキャッシュ・ロスによるものである。

表3 入居期間とボラティリティ

入居スタートの場合	月次	年換算	基本との差
基本空室	0.49%	1.71%	—
6カ月増加	0.49%	1.69%	-0.02%
12カ月増加	0.49%	1.68%	-0.03%

※120カ月(10年)間のデータによる

4.6 空室期間増加の影響

次に、空室期間が長くなった場合を考える。想定空室期間のデータに6カ月、12カ月分の入居確率0%をそれぞれ単純に加算⁽¹¹⁾(入居率グラフを右シフト)してシミュレーションを再度行った。

⁽⁸⁾ ネット・キャッシュ・フロー水準を下げれば改めて利回りに反映させることは必要ないことになる。ただし、ここで考慮外とした価格変動リスクは反映させなければならない。
⁽⁹⁾ 単純加算の結果、入居期間の期待値はそれぞれ、6.04カ月加算されて36.59カ月、12.07カ月加算されて42.62カ月となった。
⁽¹⁰⁾ 本研究では賃料自体の変動は考慮外とするので、月次のキャッシュ・フロー変化率は一定賃料×稼働率で算定する。
⁽¹¹⁾ 単純加算の結果、空室期間の期待値はそれぞれ、6.01カ月加算されて9.22カ月、12.01カ月加算されて15.22カ月となった。

求められた稼働率に一定のキャッシュ・フローを乗じてその月次の変化率を計算し、その発生頻度の分布（「入居スタート」の場合）を図示したのが図13である。右下がりであるので歪度は正で右に偏っている。空室期間が長くなるにつれて尖度は小さくなり、マイナス部分に裾が広がる。

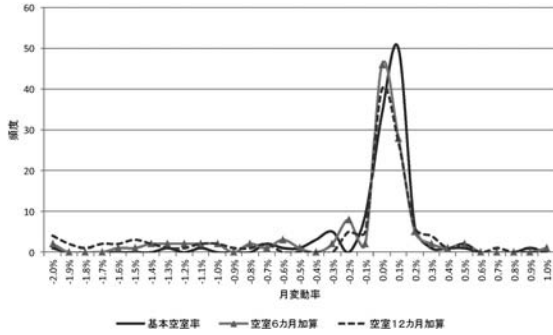


図13 空室期間増加によるCF変化率分布への影響（入居スタートの場合）

4.7 空室損失額の査定方法

次に稼働率の合計の違いをグラフ化した。

入居期間増加（入居スタート）が図14、空室期間増加（入居スタート）の場合が図15、空室期間増加（空室スタート）の場合が図16である。

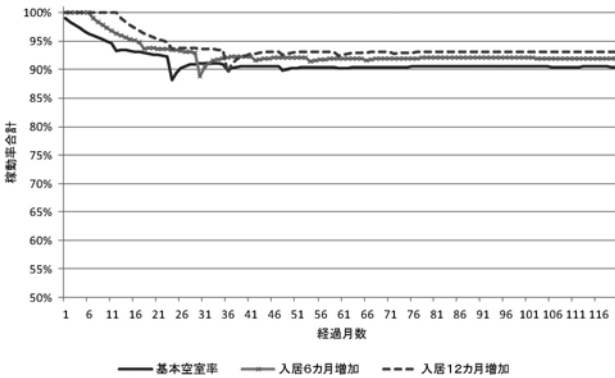


図14 入居期間増加による稼働率への影響（入居スタートの場合）

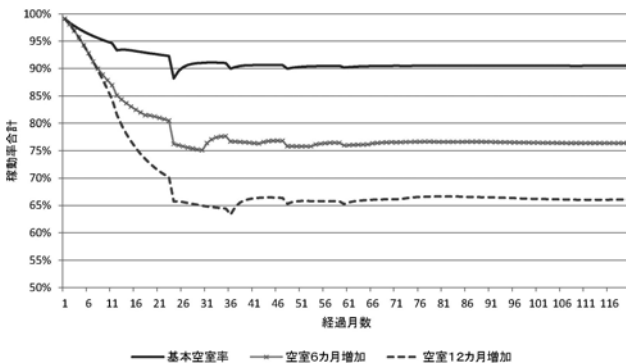


図15 空室期間増加による稼働率への影響（入居スタートの場合）

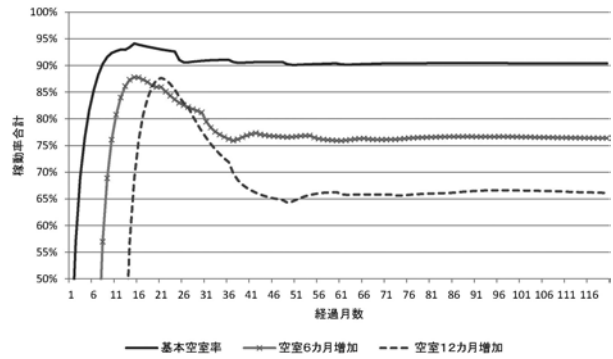


図16 空室期間増加による稼働率への影響（空室スタートの場合）

基本稼働率（増加の前）は、ほぼ90%に安定する。入居期間が6カ月延びると92%、12カ月で93%となる。一方、空室期間が6カ月増加では76%、12カ月増加では66%で安定する。

この減少分が直接還元法における空室損失額の根拠となる。この安定稼働水準は、想定入居期間と想定空室期間の比で決まる。たとえば、基本稼働率で、

$$30.55 \text{月} \div (30.55 \text{月} + 3.21 \text{月}) \div 90\%$$

となり、入居期間6カ月加算（期待値は+6.04月）の場合、

$$36.59 \text{月} \div (36.59 \text{月} + 3.21 \text{月}) \div 92\%$$

となり一致する（月数は注5、注6、注9を参照のこと）。

このように空室損失額は、想定される空室期間だけでなく入居期間の確率分布に直接影響を受ける。つまり、入居期間と空室期間のサイクルの組み合わせから決まる数値となる。

以上は、1テナント（1室、1区画）の稼働水準であり、複数テナントのポートフォリオとしては分散化される余地がある。

4.8 空室スタートによる減少

シミュレーションは、入居スタートと空室スタートが考えられる。図15・16でみたとおり、初期の形状が異なっており、獲得できるキャッシュ・フローは、空室スタートの方が少なくなる。この違いによる影響をまとめたのが表4である。

表4 空室スタートのキャッシュ・フローの減少分

入居スタートの場合	月次	年換算	基本との差
基本空室	0.49%	1.71%	—
6カ月増加	0.49%	1.69%	-0.02%
12カ月増加	0.49%	1.68%	-0.03%

※120カ月（10年）間のデータによる

同じ基本稼働率であっても初年16.8%、10年間全体で1.6%のキャッシュ・フローの減少(差)が生じる。空室期間が増加するとさらに大きなキャッシュ・フローが失われることがわかる⁽¹²⁾。

これらはリスクのように見え、開発物件や空物件(空室スタート)のリスク加算の要因となっているが、本来はキャッシュ・ロスに過ぎない。

5. 結論

本研究は、家賃の長期に渡る期間データを生存時間分析したもので、これは不動産に関する追跡データの入手困難な我が国では数少ない研究である。

生存時間解析により、入居期間は12カ月周期の退出増加が見られ、空室期間は、指数関数的に入居が決まっていく様子が得られた。このデータを使って、入退去が確率的に繰り返されるシミュレーションを行った。その結果、空室期間は入居期間との関連性において稼働率とキャッシュ・フローに影響することが把握できた。

不動産評価においては初年度あるいは単年度のキャッシュ・フローを元に計算するが、時間的に後ろに隠れている空室期間をキャッシュ・フローの調整に適切に反映させなければならない。本研究はこの影響度合いと重要性を可視化することができた。本研究はキャッシュ・フローの期待値レベルの分析であり、空室期間の存在があたかもリスクのように見えるが、キャッシュ・ロスであるから収益還元法の計算では分子の方に反映させる必要がある。そして集計化された市場空室率や物件稼働率から踏み込んでより基礎的なデータによりミクロに分析する方法論を提示できた。

参考文献

- Amédée-Manesme, C., Baroni, M., Barthélémy, F., and Dupuy, E. (2012) "Combining Monte Carlo Simulations and Options to Manage the Risk of Real Estate Portfolios," Working paper, AREUEA (2012 ASSA Annual Meeting, Chicago IL).
- 一條裕彦・森平爽一郎 (2006) 「住宅ローンのプリペイメント分析」『不動産金融工学の展開 ジャレフ・ジャーナル2006』:221-246. 東洋経済新報社。

鑑定評価理論研究会 (2010) 『要説不動産鑑定評価基準 (改訂版)』住宅新報社。

刈屋武昭 (2003) 「不動産収益還元価値評価モデルと賃料キャッシュフローのリスク分析法 - 商業用不動産リアルオプション価値評価法 -」『不動産金融工学と不動産市場の活性化 ジャレフ・ジャーナル 2003』:143-162. 東洋経済新報社。

刈屋武昭・加藤康之・内山昃規・諏訪部貴嗣 (2006) 「商業用店舗賃貸不動産の価値評価 -テナント・マネジメントとリアルオプション-」『不動産金融工学の展開 ジャレフ・ジャーナル2006』:117-151. 東洋経済新報社。

刈屋武昭・大原英範・本河知明 (2003) 「不動産収益還元DDCF価値分布の特性:刈屋 (2000) モデルの検証」『不動産金融工学と不動産市場の活性化 ジャレフ・ジャーナル2003』:163-181. 東洋経済新報社。

小林秀二 (2008) 「家賃契約条件と継続改定の理論と実証」『当事者事情分析ガイドライン 継続賃料の鑑定評価における賃料契約事情分析の再構築』社団法人大阪府不動産鑑定士協会調査研究委員会・第三小委員会編。

小林秀二 (2014a) 「登録価格とTOMの影響分析とベイジアン非平滑化手法の適用」『明海大学不動産学部論集』(22):1-25. 明海大学不動産学部。

小林秀二 (2014b) 「家賃の期間構造と契約オプション性」『JAREFE実務ジャーナル』(12):1-27. 日本不動産金融工学学会。

小松幸夫 (1992) 「建物寿命の年齢別データによる推計に関する基礎的考察」『日本建築学会計画系論文報告集』(439):91-99.

李昂・西井和夫・佐々木邦明 (2009) 「生存時間分析手法による所有形態別転居タイミング決定のモデル化」『土木計画学研究・論文集』(26):519-525.

齊藤茂樹・深尾精一・門脇耕造 (2008) 「比例ハザードモデルを用いた戸建住宅の外壁改修周期の推定」『日本建築学会計画系論文集』(628):1231-1236.

Schwartz, E. and Tourous, W. (1989), "Prepayment and the Valuation of Mortgage Backed Securities," *The Journal of Finance*, XL IV, 2, pp.375-392.

打波守 (2004) 『医・薬系のための統計入門』培風館。

⁽¹²⁾ ただし、空室期間の増加を単純に右シフトしたものであるから過大になる。