

不動産投資リスク評価手法の開発に関する研究

2006 年度 財団法人トラスト 60 委託研究

『不動産投資リスク評価手法の開発に関する研究』

株式会社住信基礎研究所

プロジェクトメンバー

川口有一郎（早稲田大学大学院ファイナンス研究科 教授）

室 剛朗（株式会社住信基礎研究所 研究員）

侯 岩峰（株式会社住信基礎研究所 研究員）

馬場 高志（株式会社住信基礎研究所 上席主任研究員）

玉城 逸彦（株式会社住信基礎研究所 研究部長）

## 目 次

### 1. 背景と目的

- 1.1 研究の背景
- 1.2 研究の目的

### 2. 研究方法

- 2.1 従来の VaR とその計算方法の問題点
- 2.2 フォワード VaR (F-VaR) の提案
- 2.3 不動産市場の予測可能性の検討
- 2.4 フォワード VaR の計算例

### 3. 成果と今後の課題

- 3.1 研究の成果
- 3.2 今後の課題

## 第1章 研究の背景と目的

### 1.1 研究の背景

不動産金融工学（川口 2001 a, 2001b）の進展とともに、日本の不動産投資や不動産金融の実務において、不動産投資リスク評価手法の導入が図られるようになった。モンテカルロシミュレーションを用いたヴァリュー・アット・リスク（Value at Risk, 以下「VaR」）およびダイナミック DCF 法によるリスク分析がその代表的なものである。

今日、不動産投資のリスク管理の実務において、不動産投資ファンドのアセットマネージャーや不動産担保ローンのレンダーなどが不動産 VaR を計算することは珍しいことではなくなった。ここで、不動産 VaR とは、例えば、95 パーセントの信頼水準を与えたとき、通常の市場条件のもとで 1 年後に不動産ポートフォリオの価値が下落した場合の最大期待損失額のことをいう。そこでは、不動産の賃料や価格などの不確実性を確率過程（伊藤過程）として扱い、モンテカルロシミュレーションにより数千から数万の確率的なシナリオを作成して、不動産の将来価値の分布を求める。推定した確率分布の下側 95 パーセンタイル（信頼区間 95%の場合）の価格水準を最大の期待損失の計算に用いる。個別ビル VaR を不動産ポートフォリオ全体で合成することにより不動産ポートフォリオの VaR を求めることもできる。こうしたリスク指標は他の金融資産のリスク指標とも整合的である。むしろ、金融資産のリスク管理ツールとして開発された VaR を不動産に適用した、ということである。

しかし、モンテカルロ法を用いた従来の不動産 VaR は不動産の真のリスク量と大きく乖離している、という指摘がある。周知のように、不動産市場には明白なビジネスサイクルがある（そのサイクルはオフィス、住宅、店舗、および倉庫など、不動産のタイプごとに異なる。また、一般のビジネスサイクルとは異なる周期を持つものもある）。従来の方法では、不動産の賃料や価格を予測不可能な過程として扱っている。あるいは、不動産の賃貸市場や資産市場などの均衡情報などを無視したモデルが多い。

不動産市場は部分的に予測可能であり、賃料や資産価格は平均回帰するという特性を持っている。そのため、不動産投資の真のリスクは、モンテカルロ法を用いた従来の不動産 VaR よりも大きい（小さい）と考えられる。

実質金利および株式の収益率でさえも予測可能であるという指摘がある。また、金融資産の予測可能性を考慮したアセットアロケーションに関する実証研究もある（例えば、Cambell and Viceira 2002）。

資産の収益率の分散のみに着目したリスク管理に加えて、その期待値の予測可能性を考慮する必要があるだろう。不動産投資はその典型だと考えられる。

### 1.2 研究の目的

不動産市場の予測可能性を考慮したリスク指標との計算方法を提案する。本研究では、リスク指標として VaR を取り上げる。

## 第2章 研究方法

まず、①従来の VaR とその計算方法の問題点を整理する、②次に、その問題を改善するために、従来の VaR を改良し「フォワード VaR (F-VaR)」という新しいリスク指標を提案する。③F-VaR の前提となる不動産市場の予測可能性の検討する。④最後に、F-VaR の計算例を示す。

### 2.1 従来の VaR とその計算方法の問題点

#### (1) VaR と将来価値の推定

VaR は「ある信頼水準を与えたとき、通常の市場条件のもとで一定の保有期間に資産ポートフォリオの価値が下落した場合の最大期待損失額のこと」をいう（例えば、Jorion1997）。主に金融機関や機関投資家において、株式、債券、為替などの金融資産の市場リスクを管理するためのベンチマークとして利用されている。近年では、不動産ポートフォリオおよび不動産担保ローンポートフォリオのリスク管理におけるリスク指標としても利用されるようになった。

VaR の計算は、まず信頼区間(confidential interval)と保有期間を決定することから始まる。保有期間は、①リスク管理の費用便益（モニタリングのコストと早期に潜在的な問題を発見する便益の）のトレードオフ、②リスク管理の対象となるポートフォリオの特性、③および資産の流動性の程度によって異なる。また、信頼区間の水準は利用者のおよびそのリスク回避度を反映したものとなる。

次に、VaR を求めるために、ポートフォリオの「将来」価値の確率分布を推定する。ここで、VaR は資産の将来価値を「予測」することを前提していることに注意する。

資産の将来価値の分布の従来の推定方法として、例えば Jorion1997 では、①デルタ・ノーマル法（全ての資産の収益率が正規分布に従い、ポートフォリオの収益率はその正規変数の線形結合であると仮定する。この方法ではガンマ・リスクやベガ・リスクの情報が見失われるのでその欠点を改善する方法も提案されている）、②ヒストリカル・シミュレーション法（過去の実現値を用いて仮定の将来価値をシミュレーションにより求める）、③および、構造モンテカルロ法（リスク要因の時間的な変動を確率過程としてモデル化しそのパラメータを過去データにより推定する。このモデルと計算機の乱数を組み合わせたモンテカルロシミュレーションにより求めた確率分布を将来価値の分布の近似とみなす方法）といった方法が紹介されている。

不動産 VaR における将来価値の確率分布の推定は上記の構造モンテカルロ法を用いて行われるのが一般である。

資産（ポートフォリオ）の将来価値の分布から、信頼区間の定義式を用いて、所与の信頼水準に対応する分位点（quantile）を求める<sup>1</sup>。このとき、下側の分位点が最悪ケースの資産価値となる。この値から期待値を差し引くことで、最大の期待損失額（VaR）が求められる。

### (2) 従来の VaR の計算方法の問題点

従来の VaR の計算における将来価値の確率分布を推定する方法は適切ではない。予知や予測の情報を体系的に織り込む方法が確立されていない。上記で概観したように従来の VaR の計算方法は、①将来価値の分布は過去の分布により近似できるという仮定の下で、②主に 2 次モーメント（分散）の情報を織り込むことに集中し、1 次モーメント（期待値）の最適予測の情報は織り込まれない、あるいは極めて単純な情報（例えば、一定のドリフト項など）しか織り込まれない。③さらに、その他の資産の変動の情報はその相関（共分散）という単純な情報しか織り込むことができない。あるいはマクロ経済予測値などを織り込む余地はない。

上記のような VaR 計算上の欠点は、「金融市場は情報効率的である」という仮説に大きく影響されているように思う。市場が情報効率的であれば、資産価値を予測するという行為は無意味である。資産価格はランダムウォークするからである。ランダムウォークする資産価値の最適予測値は現在の資産価格に等しい。構造モンテカルロ VaR でよく利用される幾何ブラウン運動の過程と類似の、ドリフト付きランダムウォークする資産価値の最適予測値は現在の資産価格にドリフトによる増分を加えたもの等しい。

資産価格の予測不可能性を前提とした従来の VaR 計算では期待値の最適予測を諦めて、分散・共分散の予測（といっても過去の分散・共分散の推定）に力点が置かれてきたと言えよう。

しかしながら、近年の実証研究によれば、実質金利や株式収益率の予測可能性が指摘されている。また、マクロ経済指数や他資産との影響を取り入れることで資産価格の予測可能性は従来から指摘されていることである（情報の弱効率性が認められたとしても準効率性や強効率性の仮説は棄却されるケースが多いと思われる）。そうしたこともあって、特に、実務では市場の情報非効率性を前提としたリスク管理の方法が採用されているように見受けられる。例えば、2005 年度末には日本銀行の量的緩和策解除が近づいたため、機関投資家はその年度末にかけて償還期間の短い債券に買い替え、債券の価格下落リスクを軽減した。当時の（今回の）量的緩和策は日本の金融市場歴史上稀有な金融政策であり、その解除がもたらす影響を過去のボラティリティ情報から抽出することは不可能であろう。また、近年の金融政策は市場参加者の期待に働きかける方法が積極的に採用されるようになった。そうした市場環境ではボラティリティの予測の重要性に勝るとも劣らないくらい

<sup>1</sup> 信頼水準（ $c$ ）と資産（ $w$ ）の将来価値分布（ $f(w)$ ）の関係は次式で与えられる。

$$c = \int_w^{\infty} f(w)dw, \quad \text{ここで } w^* \text{ は信頼水準 } c \text{ に対応する分位点 (quantile) である。}$$

期待値そのものの予測も重要であろう。

不動産の賃貸市場（ビルなどの賃料が決まる市場）や資産市場（ビルなどの価格が決まる市場）は弱効率性仮説でさえも成立しないケースがある。また、不動産投資の実務では、1年先の期待値は予測ではなく予知に近いという認識が一般のように思う。1年後の不動産の将来価値を完全に予知することは不可能としても、部分的には予測可能と考えられる（その証拠については以下2.3節を参照のこと）。

従来の VaR 計算では、こうした予測の可能性を合理的に織り込めない。その結果、従来の VaR は真のリスク量から大きく乖離する可能性がある。リスク量を過大推定する場合にはリスク管理上は保守的な立場をとるので容認しうる。しかし反対に、リスク量が過少推定される可能性もあり、大きな損失をこうむる可能性もある。

### 2.2 フォワード VaR (F-VaR) の提案

本研究では、不動産の賃料とキャップレートの予測可能性を取り入れた資産の将来価値の分布の推定方法を提案する。また、その予想分布を用いて所与の信頼水準に対応する分位点 (quantile) に基づいて VaR を計算することとする。

#### (1) 予測誤差と最適予測

いま、ある資産価値の時系列モデル (ARIMA モデル) を考える。この時系列モデルを用いて将来の予測値を計算したとする。また、仮に将来の実現値が既知であるとする。このとき、将来の予想値と実現値との格差の二乗和を「予測誤差」という。このモデルのパラメータについての不完全な情報が予測誤差を大きくする。

予測誤差を最小化する時系列モデルのパラメータを得たとする。このモデルの予測を「最適予測」という。予測誤差を確率変数と仮定すると、最適予測は資産価値の過去から現在の価格を所与として将来の値を条件付き期待値として求めることと等価である（証明略<sup>2</sup>）。

#### (2) 信頼区間の予測と予測誤差—F-VaR—

本研究では、VaR 計算のための将来価値の分布を最適予測値とその予測誤差として求める。また、こうして求められる VaR を「フォワード VaR」(以下「F-VaR」) と呼ぶこととする。予測誤差をリスク指標として位置づけるという発想は Wheaton, Torto and Hopkins (2001) で既に採用されている<sup>3</sup>。

<sup>2</sup> ARIMA モデルの場合、予測誤差の二乗和の最小化で得られるパラメータは真のパラメータの最良推定値となる。真のパラメータと最適パラメータが等しいとき予測誤差の二乗和は最小となる。

<sup>3</sup> TWR はこの枠組みのもとで、例えば不動産担保ローンのデフォルト確率、未回収率 (Loss Severity)、期待損失、および VaR の 4 つのリスク・メトリックスを計算する方法を体系化し米国の不動産投資実務への適用を図っている。彼らの VaR は本稿の F-VaR と本質的には同じものである。

【命題 1】  $n$  標準偏差の予測の信頼区間における下位の分位点の値は、最適予測値から予測誤差の平方根の  $n$  倍を差し引くことで求められる。

(証明) 予測誤差と予測の信頼区間の定義から自明である。

上記の命題 1 から、F-VaR を計算するためには、①保有期間の期末の資産価格の最適予測値を求めること、②およびその予測誤差を推定することが必要である。前者の最適予測値は、特定の時系列モデルあるいは計量経済モデルの外挿によって求める。予測誤差はその外挿値の分散としてとして求める。

例えば、多変量自己回帰モデル (Vector Autoregression, VAR) を用いて最適予測値を求める場合、均一分散をもつ VAR の定式化から、その予測誤差の分布は簡単に導かれる。複数資産の価格はノイズ (攪乱項) の正規性を受け継いでおり、資産価格の無条件の平均と分散共分散行列は、モデルの係数 (パラメータ) から直接求められる。

### (3) F-VaR と従来のモンテカルロ VaR の評価

本研究で提案する F-VaR と従来のモンテカルロ VaR は最適予測値および予測誤差について相違がある。

#### ① 最適予測値

従来のモンテカルロ VaR には最適予測という概念はない。F-VaR の特徴を明らかにするため、従来のモンテカルロ VaR 計算における将来価値の分布の期待値を最適予測値に対応してみる。次のことが言える。

資産価格をランダムウォークとしてみなす場合、現時点の資産の価格がその最適予測値となる。ドリフト付きのランダムウォークを用いるケースでは、現時点の資産価格にドリフトによる時間的な成長を加味したものが最適予測値となる。従来のモンテカルロ VaR の最適予測値は極めて単純である。また、市場の均衡情報や資産価格の時系列構造などの情報はまったく含まれていない。一方、F-VaR で求める最適予測値はこれらの情報が取り入れることができる。

#### ② 予測誤差

従来のモンテカルロ VaR における将来価値の分布は、正規乱数にタイムスケールとボラティリティを乗じたものを数千から一万ほど束ねたものとして求められる<sup>4</sup>。これに対して、例えば、時系列モデルを用いた F-VaR の予測誤差にはそうした情報に加えて資産価格の時系列構造の情報が加味される。

また、リスク要因を複数考慮する場合、従来のモンテカルロ VaR ではコレスキー分解とその行列を通して正規乱数に要因間の相関関係が加味されるのみである。これに対して、例えば、多変量自己回帰モデル (VAR) を用いた F-VaR では、予測誤差はそう

<sup>4</sup> 正規乱数にタイムスケールを乗じたものはブラウン運動を構成する。



した相関関係のみならず、さらにモデルの係数の影響が加味される。モデルの係数には経済的な意味や時系列の構造に関する情報が含まれている。

F-VaR と従来のモンテカルロ VaR といった2つのモデルのうちいずれを採用すべきかについて、現段階では客観的な評価基準はない。ただし、情報量規準の視点に立てば、予測可能性のある市場においては、最適予測値と予測誤差を用いたモデルの尤度は単純なモデルの尤度よりも高いことが期待される。

### 2.3 不動産市場の予測可能性の検討

本研究で提案する F-VaR は、不動産市場の予測可能性を前提にしている。不動産市場の程度予測可能について検討する。

#### (1) 資産価格の予測可能性について

##### ● 予測可能性の定義

まず、「予測可能性」について定義しておこう。将来の値が、現時点における一定の手順で確実に求められるものである場合に、これを求める作業を「予知」と言う（赤池・北川 1995:198）。逆に、現時点で将来の値に関する情報がゼロである場合に、「予測不可能」と呼ぶことにする。

本稿では、予測可能性とは、現時点における将来の値に関する情報の程度が予知と予測不可能の間にあることを言う。

##### ● 予測可能性のタイプ

資産価格の予測可能性は、市場の情報効率性の概念 (Fama, 1970, 1991) の用いて、次の3つに分類することができる。

タイプ I の予測可能性：過去の価格変化に関する情報を用いて、将来の資産価格の変化の予測が可能であるケース（ウィーク型の情報効率性の概念に対応する）。将来の資産価格の変化に関する情報は、その資産価格の過去の変動パターン（例えば、株価チャート）などに関する情報のみから成る。タイプ I の予測可能性を「資産価格チャートによる予測可能性」と呼ぶことにしよう。

タイプ II の予測可能性：当該資産の過去の価格変化に関する情報を用いて予測することは不可能であるが、すべての市場参加者に知られている他の経済変数などの情報（公的に明らかになっている情報）を用いて、将来の資産価格の変化の予測が可能であるケー

ス（セミストロング型の情報効率性の概念に対応する）。将来の資産価格の変化に関する情報は、その資産価格の変化とその他の変数との関係（数学モデル、定性的なモデル、およびアナリストの経験的判断など）に関する情報から成る。タイプ II の予測可能性を「モデルによる予測可能性」と呼ぶことにしよう。

タイプ III の予測可能性：将来の資産価格の変化について、一部の市場参加者のみが知っている情報、私的な情報を用いて予測が可能であるケース（ストロング型の情報効率性の概念に対応する）。タイプ III の予測可能性を「インサイダーによる予測可能性」と呼ぶことにしよう（なお、株式のインサイダー取引はルールで禁じられているが、インサイダーによる予測可能性が否定されているわけではないので注意する）。

### ● 予測可能性を確認する方法

上記で整理した予測可能性のタイプごとにその確認の方法は異なる。

タイプ I の予測可能性を確認する方法：ランダム・ウォーク（RW）仮説の検証。RW 仮説を棄却できなければ、タイプ I の予測は不可能である。RW であればタイプ I の予測可能性は否定される。その資産についてタイプ I の予測は不可能と判断する。

本稿では、次の（3）節にて、日本の株価、債券価格、為替、マンション価格、オフィスビル価格について RW 仮説を検証する。

タイプ II の予測可能性を確認する方法：タイプ II の予測可能性を確認する方法は、多変量回帰モデル、シミュレーションモデル、および多変量時系列モデルなどのエコノメトリック・モデルを作成し、将来の資産価格の予測値とその予測誤差を事前に見積もり、その予測精度を事後的に検証する。ここで、多変量回帰モデルは将来の資産価格の値を他の説明変数との関係を 1 つの式で表現したものである。例えば、CAPM、マルチファクターモデル、現在価値モデル、多期間均衡モデル、オプション価格評価モデルなどの資産価格評価モデルはその一例である。また、シミュレーションモデルは、複数の回帰モデルの相互作用を考慮したものであり、マクロ計量経済モデルがその一例である。多変量回帰モデルおよびシミュレーションモデルは、将来の資産価格の変化とその他の変数の経済的な構造が既知であることを前提としている。こうした構造が不明の場合には、多変量時系列モデルを用いる（多変量時系列モデルは、特に、短期予測に比較的高いパフォーマンスを示すことが多い）。ところで、タイプ II の予測可能性を事前に確認する一つの方法として、上記のエコノメトリック・モデルを用いて、市場の情報効率性の程度を調べる方法がある。その程度によって、タイプ II の予測可能性を確認することができる（その例を次の（2）節で簡単に紹介する）。

タイプ III の予測可能性を確認する方法：分析者が事前にインサイダー情報にアクセスする機会がなければ、タイプ III の予測可能性は事前には検証できない。事後的には、例えば、イベント・スタディなどの仮説検定により検証が可能である。

### ●ランダム・ウォーク仮説と単位根仮説の違い

単位根検定は予測可能性を見つけ出すようには設計されていない (CLM1997)。単位根の過程はランダム・ウォーク (RW) と非 RW の両方の過程を含むことを確認しておこう。以下の通りである。

RW ⊂ 単位根の過程 ⊂ 非定常の過程 ⊂ 確率過程

つまり、単位根の過程と RW は同じではない。また、単位根検定における帰無仮説のもとでも資産価格の変化分は予測可能である (CLM1997)。

単位根検定により、資産価格の水準が単位根過程 (1 次の和分過程：I(1))、その対数差 (つまり、連続複利収益率) の過程が I(0) であることを確認できたとする。その結果、われわれは、この過程が階差定常であることを知るだけである。そこでは、価格の変化分が無相関であるかどうか—つまり、ランダム・ウォーク仮説—の検定はできない。ランダム・ウォーク仮説の検証は、(3)節で紹介するように、時系列データの標本自己相関および標本分散比などを用いて行うことになる。

なお、資産価格の予測可能性の確認における単位根検定の意義は、タイプ II の予測モデルにおける「みせかけの回帰」の問題に注意を払うことである。単位根仮説を棄却できなければ、みせかけの回帰が疑われるので、予測モデルの採択には慎重を期さなければならない。

## (2) 不動産市場の予測可能性に関する既存の実証研究

不動産の賃料、価格、およびキャップレートなどの変化の予測可能性に関する既存研究は多い。その中のいくつかについて下記に紹介する。

タイプ I の予測可能性に関する実証研究：

不動産市場の弱効率性仮説を棄却していくつかの研究がある。本稿では、次節(3)で日本の不動産価格のランダム・ウォーク仮説が棄却されることを見るので、不動産市場の弱効率性仮説に関する既存研究の紹介は割愛する。海外でも、不動産の投資収益率のリスク (分散) が投資期間に比例しないことが知られている (例えば、Brown2000 など)。これは不動産の価格変化 (収益率) が予測可能であることの間接的な証拠である。

不動産の賃料は、実体経済におけるテナントと大家の需給関係などによって決ま

る。そのため、不動産の賃貸市場では資産市場における資産価格のランダム・ウォーク仮説はそもそも馴染まないと考えてよいだろう。実際、不動産の市場賃料に関する欧米の実証研究によれば、不動産の賃料は ARIMA などの単一時系列モデルによる予測の可能性が示されている。日本においても、例えば、宋・川口(2003)は ARIMA による賃料の予測精度は高いことが示されている(東京オフィス市場の3年先の賃料の予測誤差は4%~8%程度である(1999年~2001年)と指摘している)。

タイプ II の予測可能性に関する実証研究：

市場が情報効率的であれば予測可能性は否定される<sup>5</sup>。前述したように、タイプ II の予測可能性を事前に確認する方法として、何らかのエコノメトリック・モデルを用いて、複数の市場の情報効率性の相対的な程度を比較することが考えられる。宋・川口(2003)は、Fu and Ng(2001)に倣って、Campbell and Shiller's(1988a, 1988b)の現在価値モデル(linearized present-value asset pricing equation)と多変量自己回帰モデル(Vector Autoregression, VAR)を用いて、東京証券取引所と東京オフィスビル市場の情報効率性について比較した。そこでは、東京のオフィス投資収益率(MTB-IKOMA オフィス投資インデックス)と日本の株式投資収益率(TOPIX)を用いて、東京のオフィス市場の情報効率性は東京証券取引所の情報効率性の約半分程度であることを見出した。例えば、オフィス価格と株価を共に上昇させるようなニュースが発生したときに、株価は即座にそのニュースによる価格上昇を100%実現するが、オフィス価格は約50%しか上昇しない。残りの50%分の価格上昇は翌期以降に持ち越される(株価が上昇した後に不動産価格が遅れて上昇することは昔から不動産の実務家は経験的に理解していた)。東京証券取引所の予測可能性は否定される<sup>6</sup>。しかし、東京オフィスビル市場におけるタイプ II の予測可能性を否定するのは困難である。

一方、株式市場においてもタイプ II の予測可能性に関する実証研究がある。たとえば、Lewellen(2004)は配当利回りを用いて月次の株価収益率が予測可能であるという実証結果を報告している。また、Ling and Naranjo(1998)は、米国 REIT および米国投資用不動産のポートフォリオの四半期収益率は、マルチファクターモデルを用いて、1期前の株式市場(s&P500)の配当利回り、時価総額、および1期前の投資用不動産のキャップレートによる説明力が高いことを実証している。日本でも同様の実証研究が行われている<sup>7</sup>。

上記に紹介した既存研究のほかにも、GDP などのマクロ経済予測の精度がはなはだ

<sup>5</sup> このとき、情報効率性に関しての絶対的な基準はない。つまり、市場の情報効率性の概念を検証することは困難である(例えば、Grossman and Stiglitz 1980 など)。複数の市場の情報効率性の相対的な格差を議論することには意味がある。

<sup>6</sup> ただし、ここでは TOPIX の年次収益率を用いている。後でみるように月次収益率でみれば TOPIX でさえもタイプ I の予測可能性を完全に否定することは難しい。

<sup>7</sup> 不動産投資市場研究会著『不動産投資市場における裁定機会とリスク特性に関する実証研究』トラス 60 助成研究報告(2004.11)を参照のこと。

低いのに対して、不動産の価格や賃料の予測精度が相対的に高いことは知られている。その一つの理由としてビルや住宅などの供給量の予測精度が高いことが挙げられる。例えば、1年後の住宅の供給量の予測誤差は10%未満である（川口・坪川 2001）。また、東京の大規模オフィスの供給量は数年先までの予知的な予測が可能のように思う。大型ビルの建設には数年の歳月を要し、また建設を途中で中止することは困難を伴うからである。

タイプ III の予測可能性に関する実証研究：（筆者の知る限り）報告例はない。

### （3） 日本の金融資産と不動産の価格はランダム・ウォークするか？

本節では、日本の株価、債券価格、為替、マンション価格、オフィスビル価格についてランダム・ウォーク（RW）仮説を検証する。不動産価格の変化を把握できる最小期間は月次であるので、以下では、月次および年次の収益率（価格変化率）に焦点を当てる。

「RW は、第  $t$  期の価格変化率と第  $t+k$  期の価格変化率の共分散（すべての  $t, k \neq 0$ ）がゼロとなる確率過程である<sup>8</sup>。」

このように RW は数学の概念である。その仮説の検証に際しては、RW の概念を実証可能なように特定する必要がある。そのため、いくつかの RW 仮説がある。本稿では、CLM(1997) 第 2 章の方法に倣って、上記の資産価格のランダム・ウォーク仮説<sup>9</sup>の検証を行う。

#### 1) 月次の日本の株価、債券価格、為替、およびマンション価格の RW 仮説の検証

検証に使用するデータは株価（TOPIX）、債券価格（BPI）、為替、およびマンション価格（ヘドニック価格、単身世帯用、都心 3 区、1999 年 5 月から 2006 年 3 月）の月次価格（月次指数）である（金融資産のデータは 1985 年 3 月から 2005 年 11 月）。

#### ●自己相関係数と Q 統計量による検定

株価（TOPIX）は 1 次系列相関、為替は 2 次の系列相関、および債券価格（BPI）は 1 次および 2 次の系列相関が有意である。また、債券価格は Q 統計量でも系列相関が有意である。これらの結果から、株価、為替、および債券価格のランダムウォーク仮説は棄

<sup>8</sup>第  $t$  期の  $f$ (価格変化率)と第  $t+k$  期の  $g$ (価格変化率)の共分散がゼロ ( $f$ (価格変化率)、 $g$ (価格変化率)は任意の関数を用いた確率変数)を含む。

<sup>9</sup> CLM(1997)におけるランダム・ウォーク仮説の種類：RW1=価格の変化分が独立かつ同一の分布 IID である、RW2=価格の変化分が独立である（同一分布には従わなくてもよい）、RW3=価格の変化分が無相関である（独立ではないが相関がない変化をランダム・ウォークとして認める。例えば、変化分には相関はないがその二乗について相関がある場合など）。

却される。ただし、株価と為替は債券価格に比べて相対的にランダムウォーク性が強く、逆に、債券価格のランダムウォーク性は弱いと考えられる。

また、マンション価格（月次のヘドニック価格、単身世帯用、都心3区、1999年5月から2006年3月）の自己相関係数とQ統計量は上記の債券価格の指標以上にランダムウォーク仮説を強く棄却する<sup>10</sup>。

以上のことから、予測可能性の順位は、

$$RW < \text{株価} \rightleftharpoons \text{為替} < \text{債券価格} < \text{マンション価格}$$

と考えられる。

#### ●分散比の検定

上記と同じデータ

上記とほぼ同様の結果である。ただし、予測可能性は

$$RW < \text{株価} \rightleftharpoons \text{為替} \ll \text{債券価格} = \text{マンション価格}$$

の順である。

## 2) 年次の日本の株価、債券価格、為替、およびマンション価格のRW仮説の検証

検証に使用するデータは株価（TOPIX）、債券価格（BPI）、および東京都心3区のオフィス価格（MTB-IKOMA オフィス投資インデックスにより価格指数を作成した）の年次価格（年次指数）である（1986年から2003年）。

#### ●自己相関係数とQ統計量による検定

年次の株価（TOPIX）には系列相関が認められない。債券価格およびは東京都心3区オフィス価格は1次系列相関が有意である。

$$RW \rightleftharpoons \text{株価} < \text{債券価格} = \text{東京都心3区オフィス価格}$$

ここで用いた、東京都心3区オフィス価格は不動産鑑定評価に基づく平滑化バイアス（ボラティリティが過少評価されるバイアス）を除去後の非平滑化価値（Cho, Kawaguchi, Shilling2004の方法による）を用いている。一般に実務家が用いている

---

<sup>10</sup> 現物の住宅や不動産は小口販売されていないので市場価格を観測できない。同一の不動産価格の時系列データは存在しない。何らかの推定による。推定にはノイズのみならずバイアスの存在の可能性がある。推定の時間間隔が月次の場合、サンプリングバイアスの影響が大きいことが予想される。例えば、ある地区の価格変化率の分布は平均値を中心とした山型にならず、矩形のような一様分布に似た形になっている。そうした地区ではランダムウォーク仮説は棄却されない。実際そうなのか？それがサンプリングバイアスの影響であるかどうか？さらなる分析の必要がある。

年次の東京都心 3 区オフィス価格には平滑化のバイアスを含んでいる。そこで、そのバイアスを含んだ元の価格（指数）で上記の検定を実施した（ただし、データ期間は 1970 年から 2003 年）。その結果、1 次から 4 次の自己相関が有意かつ Q 統計量も 10 次まで有意となった。MTB-IKOMA 価格指数を用いた連続複利収益率について RW 仮説は非常に強く棄却される結果となった。

●分散比の検定

非平滑化前の MTB-IKOMA 価格指数について分散比による RW 仮説の検証を行った。RW1 仮説および RW3 仮説の Z 統計量のいずれも分散比が有意に 1 とは異なる（RW ではない）という結果が得られた。

(4) 東京オフィス収益率モデルの検討

上記において、不動産市場に関するタイプ I の予測可能性が存在することを確認した。また、不動産市場のタイプ II の予測可能性に関する既存研究を紹介した。これらの成果に基づいて、不動産の価格変化率（収益率）を予測するモデルを作成する。

上記の議論から、不動産価格の変化は主に二つの要素から成ると考えられる。1 つは、株価および債券価格の変化に関連する要素であり、もう 1 つはそれらの影響を取り除いた純粋に不動産の価格変化に関連する要素である。

一方、Geltner and Rodriguez (1998) は不動産の収益率をこれらの二つの要素に分解することを試みている。また、その不動産収益率の予測モデルを用いて、将来の期待収益率および他資産との共分散を推定する方法を提案している。

本研究では、不動産市場の予測可能性に関する知見および GR (1998) のモデルを参考にして、東京都心 3 区のオフィスビルの収益率を上記の二つの要素に分解した。その結果は次の通りである。

$$r_t = 0.055 + 0.066S_t + 0.103S_{t-1} - 1.069B_t - 1.285B_{t-1} + R_t$$

(0.88)    (0.55)    (0.93)    (-1.38)    (-2.02)

$$R_t = 0.461R_{t-1} + \varepsilon_t$$

(1.30)

$$adj.R^2 = 0.51, DW = 1.65$$

ここで、 $R_t$ ：不動産の年次キャピタル収益率。Cho, Kawaguchi, Shilling 2004 の方法により非平滑化した収益率を用いている（1986 年から 2003 年）。

$S_t, S_{t-1}$ ：第 t 期と第 t-1 期の TOPIX の年次収益率

$B_t, B_{t-1}$ ：第 t 期と第 t-1 期の債券指数の年次変化率

$R_{t-1}$ ：第 t-1 期の純粋な不動産の価格変動要因（株価と債券の収益率による分解した後の残差項。この回帰モデルの推定は残差項の相関を考慮してコク

ラン・オーカット法による。上記は9回の反復で収束した推定値。)

$$\varepsilon_t: \text{攪乱項 } \text{iid } N(0, \sigma_\varepsilon^2)$$

上記モデルの説明力（自由同調整済み決定係数 0.51）は高くない。サンプル数が少ない（ $n=16$ ）のがその一つの原因である。より重要な視点は、株価と債券価格の変化率に対する不動産価格の変化率の感度（符号とその大きさ）が経済的かつ直感的な判断と整合的であるかどうかという点である。不動産価格の変化と株価の変化の関係は正の相関関係にある。ただし、その感度は小さい。また、現在の株価変化よりも1期前の株価変化の不動産価格の変化に対する感度が大きい。これは、上記で確認したように、株式市場の情報効率性は不動産市場よりも高いことに起因している。一方、不動産価格の変化の債券価格の変化に対する感度は負である。これは不動産のインフレヘッジ効果を示すものであると考えられる。さらに、純粋な不動産の価格変動要因に関する係数 0.461 が正かつ小さくないということは市場の情報が不動産の価値に反映するのに時間がかかること（情報非効率性）を示していると考えられる。なお、米国の不動産収益率に関する先行研究では、債券価格の変化に対する感度よりも株価の変化に対する感度が大きい。しかし、上記の日本のオフィス収益率については逆の関係になっていることに注意する。

不動産市場のタイプ I の予測可能性（系列相関）およびタイプ II の予測可能性（資本市場モデル）を組み合わせた不動産価格の変化予測モデルの一例を示した。

##### (5) 市場裁定仮説を考慮した実質キャップレートに関する時系列分析

不動産の収益還元価値を求める際に不動産市場のキャップレート<sup>11</sup>は重要な役割を演じる。例えば、直接還元法による不動産の価格評価においては、期待賃貸純収入を市場（期待）キャップレートで割ることでその不動産の市場価値が推定される。また、将来の不動産の価値推定においては、将来の予想賃貸純収入を将来の市場（期待）キャップレート（不動産実務では「復帰キャップレート」と言う）で割ることでその不動産の市場価値を予測する。

不動産 DCF 法の実務では復帰キャップレートを用いて保有期間終了後の不動産の将来価値を見積もる。そこでは、評価者の経験と直感に基づいて復帰キャップレートを設定するのが一般である。ここでは、キャップレートの予測可能性を前提として、市場の均衡条件を用いた多変量自己回帰モデルによるキャップレートの予測について若干の検討を行う。

不動産を含む資本市場に市場裁定が働いていれば次の均衡条件を満たす。

---

<sup>11</sup> 不動産のキャップレートは、株価の本質的な価値を計算するためのゴードンモデルの分母に相当する。つまり、キャップレート $\equiv$ 割引率 $-$ 成長率、である。



$$y + g = r_f + rp$$

- where,  $y$  : 不動産の期待インカムゲイン  
 (2.3.5)  $g$  : 不動産インカム (or価格) の期待成長率  
 $r_f$  : 無リスク金利  
 $rp$  : 不動産の期待リスクプレミアム

なお、不動産のインカムゲインはその不動産の賃貸純収入 (Net Operating Income) をその市場価値で割ったものである。キャップレートも同様にして求められるので、ここでは、上記の不動産の期待インカムゲインと不動産の期待キャップレートは等しいと考える。

(2.3.5)式における各変数がある条件 (階差定常、例えば I(1)変数であること) を満たし、共和分の関係にあることが示されれば、長期的に上記の市場裁定仮説が成立していることが証明されることになる。

キャップレート、長期金利、リスクプレミアム、および成長率の「実質ベースの実現値」を用いて、(2.3.5)式の長期関係式が成立しているかどうか検討した。実証に用いたデータは次の時系列データ (1972年～2004年の年次、名目値ではなく実質値) である。

- ・不動産のインカムゲイン : MTB-IKOMA オフィス投資インデックスのインカムゲイン (東京都心3区のオフィスビルのインカムゲインの平均値)
- ・不動産インカムの成長率 : インフレーション率 (消費者物価指数変化率)、および上記の不動産インカムゲインの変化率
- ・無リスク金利 : 10年国債利回り
- ・不動産のリスクプレミアム : CAPM を用いて計算した。MTB-IKOMA オフィス投資インデックスのキャピタルゲイン (東京都心3区のオフィスビルのキャピタルゲインの平均値) と10年国債利回りとの差を不動産の超過収益率とし、これを TOPIX との超過収益率で回帰して  $\beta$  値 (0.372, t 値 3.7) を得た。この  $\beta$  を用いて各年の不動産リスクプレミアムを試算した。

また、上記の実質値の時系列データの特性は次の結果となった。

- |                        |            |        |
|------------------------|------------|--------|
| ・実質キャップレート             | 非ランダムウォーク  | I(1)変数 |
| ・実質長期金利                | 非ランダムウォーク  | I(1)変数 |
| ・実質リスクプレミアム            | ランダムウォーク   | I(0)変数 |
| ・実質インカム変化率             | ランダムウォーク   | I(0)変数 |
| ・インフレーション率 (消費者物価指数変化) | 非ランダムウォーク、 | I(1)変数 |

なお、ここでのランダムウォークの検定は CLM(1997) の RW1 仮説のみにより判定した。

上記には、階差定常性（単位根の ADF 検定）の結果も合わせて表示しているが、実質リスクプレミアムと実質インカム変化率は I(0) となった。一方、実質長期金利は I(1) である。ここでは年次データを用いたが、四半期の実質長期金利は I(0) という報告がある（山澤・中野 1998：1975 年 Q1-1998 年 Q1）。本研究のサンプル数 (N=32) と単位根検定の検出力の程度を考え合わせると、上記の変数が I(0) なのか I(1) であるのかを断定することには一定の留保が必要であろう。

共和分検定の結果は、実質インカム変化率あるいはインフレーション率を用いた両方のケースで、有意水準 10% で実質キャップレート (CR)、実質長期金利 (JGB)、実質リスクプレミアム (RP)、および実質インカム変化率 (RG) あるいはインフレーション率 (INFL) の間には共和分の関係（長期に安定した関係）がある、という結果となった（有意水準 5% では棄却される。ただし、統計量の値と有意水準 5% の臨界値はほぼ等しい）。

また、この長期的な関係をもとに短期的な変動要因等を織り込んだ実質キャップレート関数を計測した。次式は成長率としてインフレーション率を用いたときの実質キャップレート関数である。

$$\begin{aligned} \Delta CR_t = & .010 - .829\Delta CR_{t-1} + .306\Delta CR_{t-2} - .547\Delta JGB_{t-1} + .623\Delta JGB_{t-2} + .095\Delta RP_{t-1} \\ & (5.49) \quad (-1.23) \quad (0.53) \quad (-1.86) \quad (2.21) \quad (3.42) \\ & + .081\Delta RP_{t-2} - 1.226\Delta INFL_{t-1} + 1.099\Delta INFL_{t-2} - .255ECT_{t-1} \\ & (3.33) \quad (-2.14) \quad (-1.94) \quad (-9.20) \\ \text{where, } ECT_{t-1} = & CR_{t-1} + 1.330\Delta JGB_{t-1} + .261\Delta RP_{t-1} + .096\Delta INFL_{t-1} - .033 \\ & (2.80) \quad (1.53) \quad (0.30) \end{aligned}$$

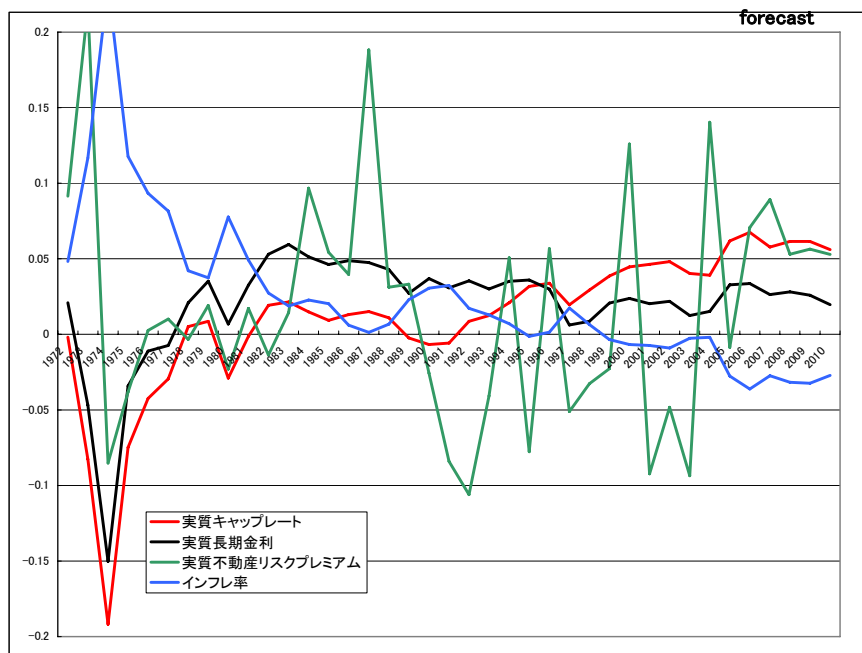
(t - Statistic)

adj R<sup>2</sup> = 0.884

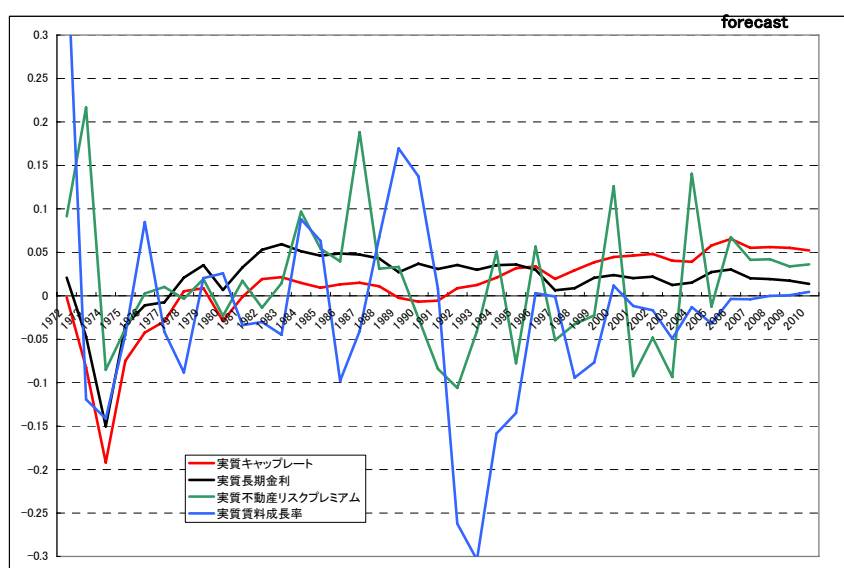
この実質キャップレート関数などを用いた予測値を以下に示すが、成長率にインフレーション率を用いたケース、および成長率に不動産インカム変化率を用いたケースにおいても、2010 年までの実質キャップレートは約 5% を超える水準となっている。サンプル期間の 1972 年から 2004 年までの実質キャップレートの平均は 0.1%、過去 10 年間 1995 年から 2004 年の平均は 3.7% である。

## 不動産投資リスク評価手法の開発に関する研究

上記で推定した実質キャップレート関数（成長率としてインフレーション率を用いたケース）などを用いて、2004年時点で、2005年から2010年を予測（外挿）した結果は次の通りである。



また同様に、上記で推定した実質キャップレート関数（成長率として不動産インカム変化率を用いたケース）などを用いて、2004年時点で、2005年から2010年を予測（外挿）した結果は次の通りである。

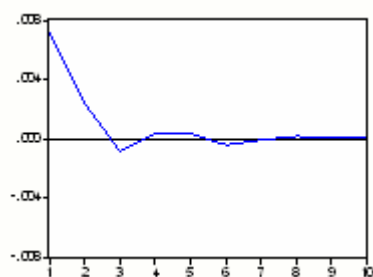


●実質キャップレートへのインパルス反応

多変量自己回帰モデルにおけるインパルス反応は、例えば、実質長期金利、インフレーション率、不動産の実質リスクプレミアム、および実質キャップレート自身のそれぞれの誤差項に 1 単位のショックあたえられたとき、実質キャップレートへの動学的な影響を示す。上記で推定したモデルによる実質キャップレートへのインパルス反応は次の通りである。

実質長期金利の上昇は 1 年後に実質キャップレートを増加させる。その影響は急速に小さくなり 3 年後に消えてしまう。

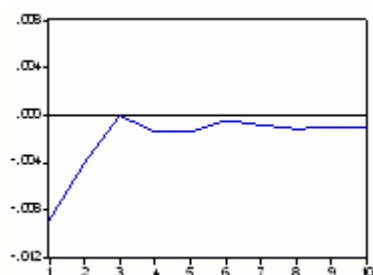
図 実質長期金利の実質キャップレートへのインパルス反応



注) 実質長期金利の 1 標準偏差分の (予期せぬ) 上昇に対する実質キャップレートの変化を表す。縦軸は実質キャップレートの変化、横軸は実質長期金利の上昇時点からの経過年数を表す。

インフレーション率の上昇は 1 年後に実質キャップレートを減少させる。その影響は急速に小さくなり 3 年後に消えてしまう。

図 インフレーション率の実質キャップレートへのインパルス反応



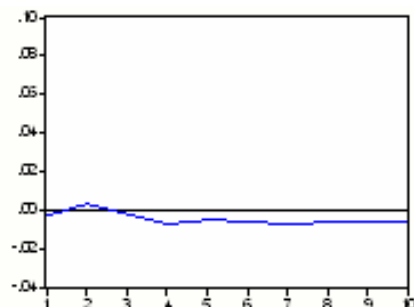
注) インフレーション率の 1 標準偏差分の (予期せぬ) 上昇に対する実質キャップレートの変化を表す。縦軸は実質キャップレートの変化、横軸はインフレーション率の上昇時点からの経過年数を表す。

## 不動産投資リスク評価手法の開発に関する研究

実質長期金利の上昇とインフレーション率の（予期せぬ）上昇が同じ程度であれば、上記の分析結果から、両者の影響は相殺され実質キャップレートは変化しないと考えられる。

また、興味深いことに、実質リスクプレミアムの上昇は実質キャップレートに対してほとんど変化をもたらさない。

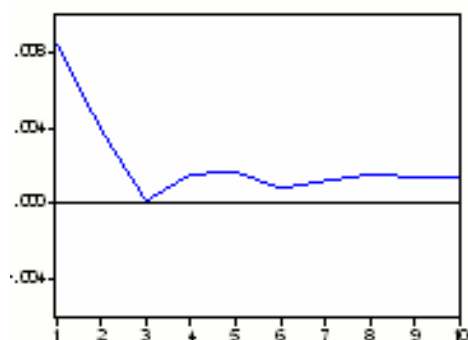
図 不動産の実質リスクプレミアムの実質キャップレートへのインパルス反応



注) 不動産の実質リスクプレミアムの1標準偏差分の（予期せぬ）上昇に対する実質キャップレートの変化を表す。縦軸は実質キャップレートの変化、横軸は不動産の実質リスクプレミアムの上昇時点からの経過年数を表す。

一方、キャップレートは自分自身の過去の値に影響を受ける。過去の実質キャップレートの上昇はその後2年間自分自身の値を増加させる。

図 実質キャップレートの実質キャップレート自体へのインパルス反応

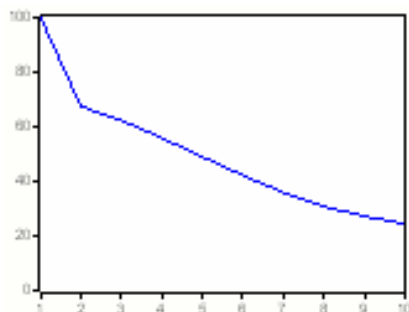


注) 実質キャップレートの1標準偏差分の（予期せぬ）上昇に対する実質キャップレートの変化を表す。縦軸は実質キャップレートの変化、横軸は実質キャップレートの上昇時点からの経過年数を表す。

●実質キャップレートの予測誤差の分散分解

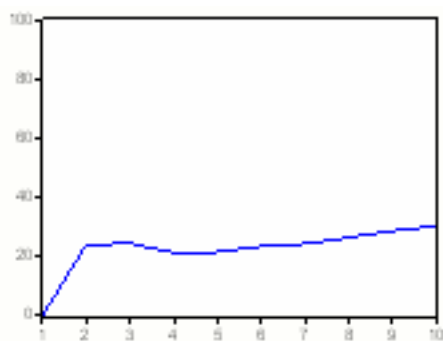
上記では、1972年から2004年時点までの観測値を用いて、2010年（6期先）までの将来値を外挿によって求めた。本研究で提案するフォワード VaR はその予測誤差をリスク指標として利用する。多変量自己回帰モデルによる最適予測では、例えば、6期遡った系列までの分散の和が6期先の予測誤差に等しい。また、例えば、上記で求めた実質キャップレートの将来各期における予測値に対する予測誤差の分散分解—実質キャップレートの予測誤差に対する実質長期金利、インフレーション、不動産の実質リスクプレミアム、および実質キャップレート自身ごとの分散の比率—を得ることができる。次の通りである。

図 実質キャップレートの予測誤差の実質キャップレートによる分解



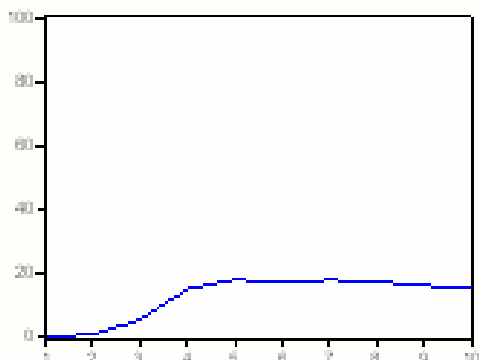
注) 将来の各期における実質キャップレートの予測誤差のうち実質キャップレート自体の変動により引き起こされるかを百分率で現す。縦軸はその比率をパーセント表示、横軸は予測する将来時点を表す。

図 実質キャップレートの予測誤差の実質長期金利による分解



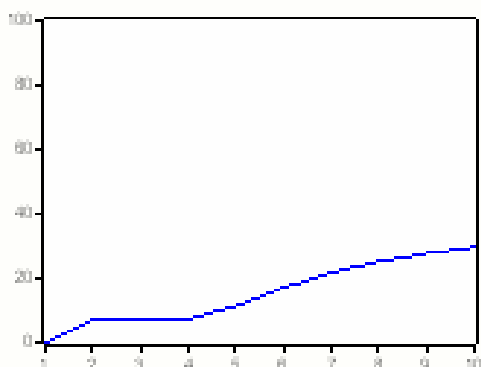
注) 将来の各期における実質キャップレートの予測誤差のうち実質長期金利の変動により引き起こされるかを百分率で現す。縦軸はその比率をパーセント表示、横軸は予測する将来時点を表す。

図 実質キャップレートの予測誤差の不動産の実質リスクプレミアムによる分解



注) 将来の各期における実質キャップレートの予測誤差のうち不動産の実質リスクプレミアムの変動により引き起こされるかを百分率で現す。縦軸はその比率をパーセント表示、横軸は予測する将来時点を表す。

図 実質キャップレートの予測誤差のインフレーション率による分解



注) 将来の各期における実質キャップレートの予測誤差のうちインフレーション率の変動により引き起こされるかを百分率で現す。縦軸はその比率をパーセント表示、横軸は予測する将来時点を表す。

繰り返しになるが、本研究で提案するフォワード VaR はその予測誤差をリスク指標として利用する。上記の各変数による実質キャップレートの予測誤差の分散分解の結果は、各変数を実質キャップレートのリスク要因と見立てた場合、その影響を定量的に把握するものとして利用が可能である。

## 2.4 フォワード VaR の計算例

本節では、東京の平均的な事務所ビルに関するフォワード VaR の数値計算例を示す。不動産投資および不動産融資におけるリスク管理において、保有期間後および満期時点の不動産の将来価値（本稿では、以下、「復帰価値」と呼ぶ）の変動を把握することが最も重要である。ここでは、実務に即して、将来の賃貸純収入と復帰キャップレート（ここでは市場期待キャップレートの予測値の意味）を用いて復帰価格を計算することとする（なお、不動産のフォワード VaR を求める際に常にこの方法で復帰価格を求めるべきであるということを手紙しているのではない。数値計算例を示すには実務に即して例示することが分かりやすいと考えた）。

上記のフォワード VaR は次のように計算する。

- ① 将来の賃料を予測するため、東京オフィス賃貸市場の予測モデルを作成し、賃料の最適予測値および予測誤差を求める。
- ② 復帰キャップレートの予測モデルを作成し、その最適予測値と予測誤差を求める。
- ③ 賃料とキャップレートの最適予測値と予測誤差を用いて不動産価値の下側 95% 値を求める。この値を用いて最大可能損失額（フォワード VaR）を計算する。

### (1) 東京オフィス賃貸市場の予測モデルの作成

本節では、宋・川口（2003）と同様に、東京オフィス賃貸市場のストックフローモデルを東京オフィス賃貸市場の予測モデルとして利用する。東京オフィス賃貸市場のストックフローモデルは次の3つのサブモデル（相互作用を考慮）から成る。

・賃料モデル：2 期間の賃料変化を説明する関数である。説明変数は、1 期前の空室率（下記の需要モデルと供給モデルにより推定する）、1 期前のオフィス需要量、1 期前のオフィス供給量、および1 期前の賃料である。

・需要モデル：各期のオフィス需要量を説明する関数である。オフィスの需要量は2 期間の稼働床面積の差をその代理指標とする（不動産投資実務で Absorption）。この需要量を今期のオフィスワーカー数（外生的な予測値を利用する）および2 期間のその変化量、今期の賃料（上記の賃料モデルによる与える）、および1 期前のオフィスの稼働面積で説明する関数を作成する。

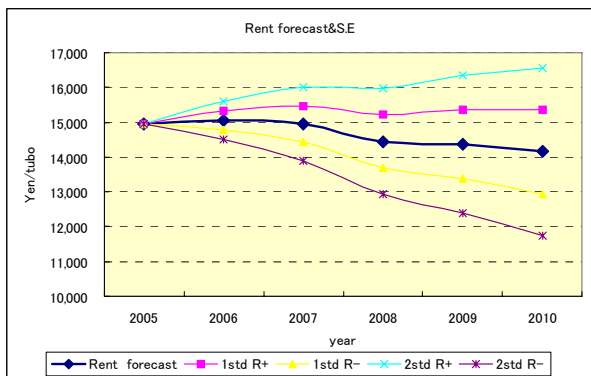
・供給モデル：各期のオフィスの供給量を説明する関数である。説明変数は、オフィス床のストック量（総面積）、新規ビルの着工面積、およびオフィスの需要量である。着工のタイムラグは経験則から、近年早まってきたと考えられ、以前の3年ではなく現在は2年と考えられる。よって、タイムラグは「2」と想定した。また、年次のデータの分析のため、前期着工の量に依存して、デベロッパーは着工量を調整すると仮定した。よって、最終項のタイムラグは「1」とした。



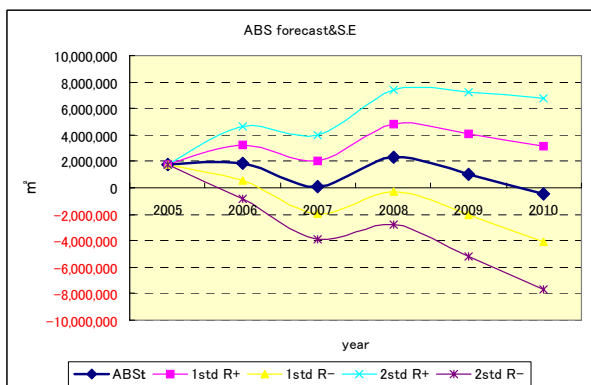
## 不動産投資リスク評価手法の開発に関する研究

上記で推定した東京オフィス賃貸市場のストックフローモデルによる予測（2004年時点で2005年から2010年を予測）の結果（最適予測値と予測誤差）は次の通りである。

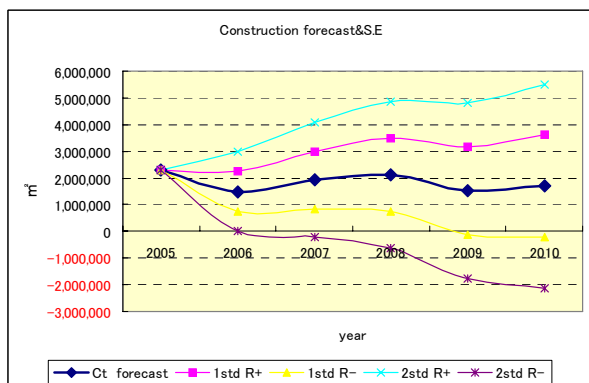
- 東京事務所ビルの市場平均賃料の予測とその信頼区間



- 東京事務所ビル市場の需要量の予測とその信頼区間



- 東京事務所ビル市場の供給量の予測とその信頼区間



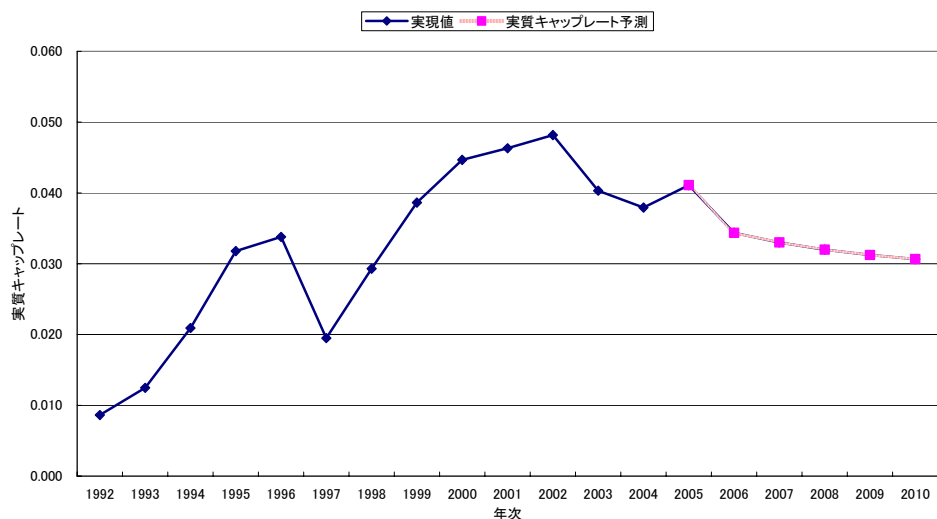
(2) キャップレートの予測

復帰キャップレートの予測モデルについてはいくつかのモデルが考えられる。前節で検討した、市場裁定仮説を考慮した実質キャップレートの同時点間の誤差項の相関を考慮する多変量自己回帰モデル (VECM) は有力な候補である。

本節では、フォワード VaR の計算例を示すのが目的であるので、シンプルかつ予測精度の高い ARIMA モデルを用いる。また、キャップレートのデータは前節で述べた MTB-IKOMA オフィス投資インデックスのインカム収益率データ (都心 3 区平均、1972 年—2004 年) を用いる。

BJ 法により、このキャップレートの時系列モデルとして ARIMA (1, 0, 2) が採択された。東京都心 3 区オフィスのキャップレートの最適予測値は下図に示す通りである。なお、その信頼区間も求めた (図示していない)。

図 ARMA(1,2)モデルによる実質キャップレート予測(1972年-2004年の観測値を用いてモデルを推定し、2005年-2010年の外挿値を求める)



### (3) フォワード VaR の計算

フォワード VaR の定義より、本節のフォワード VaR を計算するには、ビルの復帰価値の下方  $2\sigma$  の値（下方 95% 値）を求めればよい。前項(2)と(3)で求めた賃料とキャップレートの最適予測値と予測誤差を用いて不動産価値の下側 95% 値を求める。

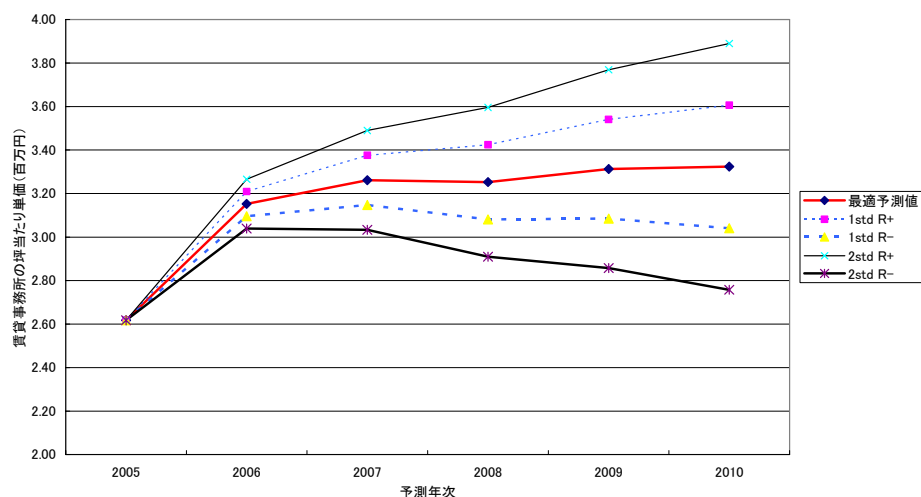
本節では、賃料とキャップレートをそれぞれ独立に予測している。前節で検討したように、インカムの期待成長率とキャップレートとの間には関連性が予想される。こうした関連性を考慮する方法が前節で推定した多変量自己回帰モデル (VECM) である。本節では、簡単化のため、賃料とキャップレートとの関連性については考慮せず、それぞれ独立に扱った。

復帰キャップレートを用いて復帰価値を求めるには賃貸純収入 (NOI) が必要である。本節では簡単化のため、賃料の 60% が NOI であると仮定し、東京の賃貸事務所の坪単価（単位：百万円）を計算した。なお、上記で予測した東京の事務所賃料は東京の市場平均であるので、ここで求められる坪単価は架空の平均的な東京事務所の予測価値である。

結果は次の通りである。

まず、賃料の最適予測値とその信頼区間 ( $\pm\sigma$ 、 $\pm 2$  シグマ) と復帰キャップレートの最適予測値を用いて計算したビル価格の将来パス (5 本、2005 年—2010 年) を下図に示す。中央のパスは賃料 (最適予測値) とキャップレート (最適予測値) により求めたビル価格の将来パス (最適予測値) である。フォワード VaR の計算に用いる下方 95% 値はこのグラフの最下段のパスである。

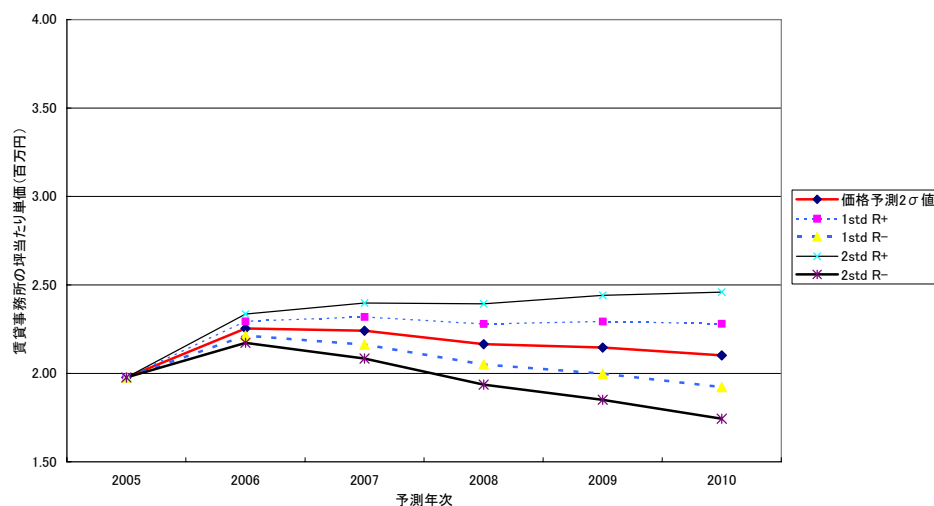
図4.4.4.1 オフィスビルの復帰価格と予測誤差  
(復帰キャップレートの最適予測値と賃料の最適予測値、 $\pm\sigma$  値、 $\pm 2\sigma$  値により求めた価格)



## 不動産投資リスク評価手法の開発に関する研究

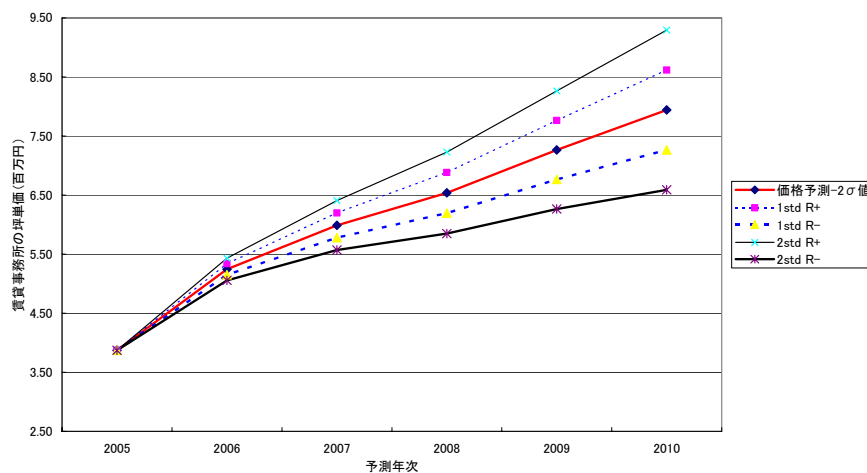
次に、賃料の最適予測値とその信頼区間（ $\pm\sigma$ 、 $\pm 2$ シグマ）と復帰キャップレートの上側 95%値（本計算例におけるワーストケース）を用いて計算したビル価格の将来パス（5本、2005年—2010年）を下図に示す。中央のパスは賃料（最適予測値）とキャップレート（上側 95%値）により求めたビル価格の将来パス（最適予測値）である。フォワード VaR の計算に用いる下方 95%値はこのグラフの最下段のパスである。

図4.4.4.2 オフィスビルの復帰価格と予測誤差  
 (復帰キャップレートの上側95%値:ワーストケースと賃料の最適予測値、 $\pm\sigma$ 値、 $\pm 2\sigma$ 値により求めた価格)



最後に、賃料の最適予測値とその信頼区間（ $\pm\sigma$ 、 $\pm 2$ シグマ）と復帰キャップレートの下側 95%値（楽観ケース）を用いて計算したビル価格の将来パス（5本、2005年—2010年）を下図に示す。中央のパスは賃料（最適予測値）とキャップレート（下側 95%値）により求めたビル価格の将来パス（最適予測値）である。フォワード VaR の計算に用いる下方 95%値はこのグラフの最下段のパスである。

図4.4.4.3 オフィスビルの復帰価格と予測誤差  
 (復帰キャップレートの下側95%値:楽観ケースと賃料の最適予測値、 $\pm\sigma$ 値、 $\pm 2\sigma$ 値により求めた価格)



上記では、賃料の最適予測値とその信頼区間における値に対して、(A)キャップレートの最適予測値を適用するケース、(B)その上側95%値を用いるワーストケース、および(C)その下側95%値を適用する楽観ケースごとに3つのF-VaRを得た。VaRの定義から判断すれば、(B)のF-VaRをリスク管理に用いることになる。ここでは、賃料とキャップレートの関連性を考慮しなかったが、(B)のF-VaRは、例えば、賃料が下落する局面ではキャップレートが上昇するといったワーストケースのうち最悪の推定値となっている。

### 第3章 研究の成果と今後の課題

#### 3.1 研究の成果

本研究の成果は次の3点にまとめられる。

- ①不動産投資のための新しいリスク評価指標を開発した。ここでは、従来のヴァリュー・アット・リスク (VaR) の欠点を改善するために、市場の予測可能性という確固たる論理的な枠組みの中で、Wheaton, Torto and Hopkins(2001)により提案されたリスク指標をフォワード・ヴァリュー・アット・リスク (F-VaR) という新しいリスク指標として再構築した。また、最適予測および予測誤差に含まれる情報量の違いという観点からF-VaRが従来のモンテカルロ VaRを良化しうることも示した。
- ②また、実証分析を通して、不動産市場の予測可能性についてのいくつかの証拠を示した。その結果、不動産市場におけるF-VaRの有効性を間接的に示した。
- ③さらに、F-VaRの具体的な計算方法を示した。ここでは、東京の事務所ビル市場を例として、不動産の賃料およびキャップレートの予測例を示し、その結果を用いてF-VaRを計算する方法を具体的に示した。

なお、本研究で提案するF-VaRは、市場の予測可能性が存在すれば、不動産以外の資産についても有効なリスク指標となる。

#### 3.2 今後の課題

本研究では残された課題も少なくない。

- ① 本研究ではF-VaRという新しいリスク指標の概念とその計算方法を作成することを主な目標としている。上記のようにその目標は達成されたが、F-VaRが従来のモンテカルロ VaRに比べてより適切なリスク指標であるという証拠を十分に示したとは言いがたい。不動産市場の予測可能性を通して、その証拠を間接的に提示したに過ぎない。今後は、例えば、実務のリスク管理においてその有効性を直接示す必要がある。
- ② また、F-VaRは従来のモンテカルロ VaRに相対立する指標ではない。日本の不動産の税制および不動産の個別性などのように予測可能性が極めて低いものを扱う場合には、最適予測および予測誤差だけでは不十分であり、F-VaRの計算過程にモンテカルロシミュレーションを組み合わせる必要がある。

以上を今後の検討課題としたい。

**【参考文献】**

赤池弘次・北川源四郎（1995）「時系列解析の実際 II」、朝倉書店

川口有一郎（2001）「不動産金融工学」、清文社

川口有一郎・坪川一浩（2001）「住宅市場の動向とその展望」全宅連不動産総合研究所

宋杰・川口有一郎（2003）”不動産市場モデルの予測力に関する研究,”平成14年度土地関係研究者育成支援事業報告書・土地総合研究所

Cho, Hoon, Kawaguchi, Yuichiro, and Shilling, James D. (2003). “Unsmoothing Commercial Property Returns: A Revision to Fisher-Geltner-Webb’s Unsmoothing Procedure.” *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 27(3), 393-405.

Cambell, J. and Luis Viceira(2002)”Strategic Asset Allocation,” Oxford University Press.

Jorion, P.(1997)”Value at Risk,” McGraw-Hill.

Wheaton, W., Raymond Torto and Robert Hopkins(2001)”Current Real Estate Default Risk,” Torto Wheaton Research.

Fama, E.(1970)”Efficient Capital Markets,” *Journal of Finance*, 25-2, 383-417.

Campbell, Jhon., Andrew Lo, and Craig MacKinlay(1997)”The Econometrics of Financial Markets,” Princeton.

Brown, G(1991)”Property Investment and the Capital Markets,” E and FN Spon.

Fu, Yuming and Lilian Ng(2001)”Market Efficiency and Returns Statistics,” *Real Estate Economics* V29-2, 227-250.

Lewellen(2004)”Predicting Returns with Financial Ratios,” *Journal of Financial Economics* 74, 209-235.

Ling, D. and Naranjo, A. (1997) Economic Risk Factors and Commercial Real Estate

不動産投資リスク評価手法の開発に関する研究

Returns, Journal of Real Estate Finance & Economics, 14, 283-307.

Geltner and Rodriguez(1998)"Commercial Real Estate Analysis and Investment,"  
Prentice Hall.

©財団法人トラスト60 (無断転載を禁ず)

