

不動産投資における市場リスクのファクターモデル

石島 博^{1,a)} 前田 章² 谷山 智彦³

受付日 2012年1月5日, 再受付日 2012年3月24日,
採録日 2013年12月12日

概要: 本論文では, 不動産投資における市場リスクを計測する 2 段階ファクターモデルを提案する. その特徴は次のとおりである. 第 1 段階ファクターモデルで, 不動産投資における市場リスクを計測する. 第 2 段階ファクターモデルで, その市場リスクを不動産が保有する属性の線形結合で説明する. さらに, 本モデルの有効性をわが国の不動産市場で確認する.

キーワード: 不動産, 市場リスク, ファクターモデル, 金融工学

A Factor Model for Measuring Market Risk in Real Estate Investment

HIROSHI ISHIJIMA^{1,a)} AKIRA MAEDA² TOMOHIKO TANIYAMA³

Received: January 5, 2012, Revised: March 24, 2012,
Accepted: December 12, 2013

Abstract: In this paper, we propose a two stage factor model for measuring market risks of real estate investment. The feature is as follows: The first stage factor model measures the market risk in real estate investment. The second stage factor model explains the market risk by a linear combination of attributes that characterize each piece of real estate. We then find that the model works well when applied to the Japanese real estate market.

Keywords: real estate, market risk, factor model, financial engineering

1. はじめに

本論文では, 不動産投資におけるリスクを計測する 2 段階ファクターモデルを提案する. 2 段階ファクターモデルは, 以下のように構成される.

(第 1 段階ファクターモデル: 市場リスクの計測) 不動産投資における市場リスクを, 「第 1 段階ファクターモデル」によって計測する. 本モデルは, 金融工学分野で標準的な「マーケット・インデックス・モデル」である. この第 1 段階は, 不動産投資におけるリスクを, 不動産市場の全体に起因する市場リスクと, それ

以外の個別の不動産に起因するものに分けて計測するものである.

(第 2 段階ファクターモデル: 市場リスクの要因分解) 計測された市場リスクを, 不動産が保有する属性の線形結合で説明する. これは, 本論文で金融工学に基づいて新たに導出する「第 2 段階ファクターモデル (不動産ファンダメンタル・ベータ・モデル)」によって行う. この第 2 段階は, 第 1 段階で計測された市場リスクを, 不動産が保有する地域・用途・広さ・築年数・最寄り駅からの距離・稼働率等の属性の線形結合で説明するものである.

上記の 2 段階ファクターモデルを, 実際の不動産市場に適用すると, 不動産投資におけるリスクについて有用な知見を得ることができる. つまり, 不動産投資におけるリスクとリターンの基本的な振舞いを調べたうえで, どのような属性を持つ不動産のリスクとリターンが高いのか・低いのかを明らかにできる. したがって, 得られる知見は, 複数の不動産に投資する際のポートフォリオ戦略に示唆を与

¹ 中央大学大学院国際会計研究科
Graduate School of International Accounting, Chuo University, Shinjuku, Tokyo 162-8478, Japan

² 東京大学大学院総合文化研究科
Graduate School of Arts and Sciences, The University of Tokyo, Meguro, Tokyo 153-8902, Japan

³ 株式会社野村総合研究所
Nomura Research Institute, Ltd., Chiyoda, Tokyo 100-0005, Japan

a) hiroshi_ishijima@hi-ho.ne.jp

えるものである。

さてここで、本モデルを提案するに至った背景を述べる。不動産は、国富の2/3を占め、大部分の企業や個人にとって最大の資産であり、また経済や生活の基盤であるのと同時に、近年、金融との融合が急速に進んでいる。2008年の金融危機とその後の景気低迷は、米国の住宅価格、およびこれを背景とした高度な金融派生商品のバブルと崩壊を契機としており、不動産市場が金融市場や経済社会全体に大きな影響を及ぼしている。このように、不動産と金融が融合された近年では、不動産投資を金融投資と同様のフレームワークで分析し理解することがきわめて重要になっている。

しかし、不動産投資におけるリスクの評価については、金融工学の基本的なモデルによってすら分析されてこなかった。その理由として、金融工学の理論で大前提とされ、金融投資では当然と受け止められていることが、不動産投資では容易には成立しないことがあげられる。その大前提とは、「対象とする資産の価格、およびその増減率であるリターンを、公開取引市場で一定の時間間隔により観測できること」である。不動産は株式等の金融資産とは異なり、長期間にわたって保有・利用されてはじめて価値を持つという特徴を持つため、実際の取引が稀であり、飛び飛びの時点での価格しか観測値として得られず、金融工学の大前提が成立しない。したがって、金融工学の基本的なモデルによってすら分析されてこなかったという背景がある。

しかし、最近の研究結果、または近年蓄積された特定の不動産情報を利用することによって、先に述べた金融工学の大前提を成立させる。

第1に、石島ら[3]の研究結果の利用について述べる。その結果を利用すれば、同一の用途（オフィス・商業・住居等）の不動産や、同一の地域に立地する不動産のように、その価格形成が同一と考えられる不動産ごとにグルーピング（層化, stratification）したうえで、その層区分ごとに時系列方向の価格やリターンを一定の時間間隔で擬似的に生成することができる。いわば、層化された不動産ごとに、不動産の価格やリターンをインプライ/インピュートするのである*1。

第2に、J-REIT*2が保有する不動産情報の利用につい

て述べる。J-REITが保有する不動産については、6カ月決算ごとに公表される継続鑑定評価額、純営業収益、資本的支出、部分売却額の時系列方向の推移から、総合収益率を算出することが可能である。この総合収益率は不動産投資におけるリターンと見なすことができる。分析可能な対象はJ-REITが保有する不動産に限られるものの、J-REITがはじめて上場されてから約10年が経過し、その市場の拡大と相まって、J-REIT保有不動産に関するデータも蓄積されつつある*3。

このように、最近の研究結果、または近年蓄積されたJ-REITの不動産情報を利用すれば、金融工学の大前提を成立させることが可能である。本論文では、後者を利用して、不動産投資における市場リスクを計測する2段階ファクターモデルを提案することにする。

本論文の構成は以下のとおりである。2章で、市場リスクを計測する2段階ファクターモデルを提案する。3章で、その有効性をわが国の不動産市場における実証分析を通じて確認する。4章で、まとめと今後の研究について述べる。

2. 2段階ファクターモデル

本論文で提案する、不動産投資における市場リスクを計測する2段階ファクターモデルについて説明する。2.1節で、第1段階ファクターモデル（マーケット・インデックス・モデル）を、2.2節で、第2段階ファクターモデル（不動産ファンダメンタル・ベータ・モデル）をそれぞれ説明する。

2.1 第1段階ファクターモデル

不動産投資における市場リスクを、第1段階ファクターモデルによって計測する。そのために、不動産*i*のリターンを、金融工学において標準的に用いられる次式のマーケット・インデックス・モデルによって表現する。

$$R_i - r_f = \alpha_i + \beta_i (R_M - r_f) + \varepsilon_i \quad (1)$$

金融工学においては、資産*i*のリターン*R_i*のリスクフリーレート（安全利子率）*r_f*に対する超過分、つまり超過リターン*R_i - r_f*を、資産が取引されている市場全体の挙動を表す市場インデックス（TOPIX等のマーケット・インデックス）の超過リターン*R_M - r_f*によって線形回帰するモデルである。ただし、 ε_i は正規分布に従う誤差項である。本モデルは、金融工学における代表的な理論モデルの1つであるCAPM（資本資産価格評価モデル、たとえば、Luenberger [7]）の統計モデルとして理解することも可

*1 そのための不動産データとして、インターネット上で、国土交通省・土地総合情報システムが、四半期ごとに公表している宅地（土地と建物）と中古マンション等に関する取引価格と属性（広さ、築年数、最寄り駅からの距離等）を利用できる。

*2 J-REIT（日本版不動産投資信託）は、不動産取引の活性化を促すものとして期待される不動産証券化商品の1つとして2001年9月に創設された。その特徴は、改正投資信託法（2000年）を根拠として、不動産投資法人が有価証券である投資証券を発行し、それが主に証券取引所に上場されているということにある。また、この不動産投資法人は、運用資産の70%以上が不動産等であることが上場審査基準として求められている。つまり、J-REITはポートフォリオとして実物不動産を保有・運用しており、その用途や立地する地域も多岐にわたっている。

*3 J-REITは株式市場で取引される証券であるため、その取引価格は株式と同様に、高頻度な時間間隔で観測される。したがって、金融投資と同様の大前提が成立し、金融工学の種々のモデルを直接的に適用することができ、多くの研究がある（たとえば、J-REIT商品特性研究会 [4]）。一方、本研究は実物としての不動産投資におけるリターンを分析対象とする、という相違点がある。

能である。学術と実務のいずれの分野においても、株式への投資に関して、株主の観点からは企業に対して要求する期待リターンであって、一方、企業の観点からは株主に対して支払うべきコストを推計するのに利用されることが多い。本モデルにおける回帰係数であるベータ β_i は、最小2乗法によって次式のように求められる。

$$\beta_i = \frac{Cov(R_i, R_M)}{V[R_M]} \quad (2)$$

マーケット・インデックス・モデルにおいて、最小2乗法によりベータ β_i を推定するとき、 $Cov(R_M, \varepsilon_i) = 0$ となることに注意すれば、不動産 i のリターンにおけるリスク（分散）は次のように分解することができる。

$$V[R_i] = \beta_i^2 V[R_M] + V[\varepsilon_i] \quad (3)$$

上の式(3)は、不動産 i のリターンにおけるリスクが、2つに要因分解できることを表している。第1項の $\beta_i^2 V[R_M]$ は、不動産市場に起因するリスク、つまり「システムティック・リスク」を表す。第2項は、それ以外の個別の不動産 i に起因するリスク、つまり「アンシステムティック・リスク」を表す。さらに、次式を定義する。

$$\rho^2 := \frac{\beta_i^2 V[R_M]}{V[R_i]} \quad (4)$$

上の式(4)は、不動産 i の投資におけるリスクが、不動産市場インデックスのリスクによってどれくらい説明できるのか、その説明力を表す。実際のデータより、式(4)を計算したものがいわゆる寄与率（決定係数）であり、0から1の間をとる。一方、 $1 - \rho^2$ は不動産 i のリターンのリスクが、不動産インデックスのリターンによって説明できない、ヘッジエラー比率を表す。以上のことから分かるように、 β_i （単に「ベータ」とも呼ぶ）は、各不動産に固有の、市場に連動したシステムティック・リスク（単に「市場リスク」とも呼ぶ）を計量する指標となっている。

2.2 第2段階ファクターモデル

2.1節で計測した市場リスクを、「第2段階ファクターモデル」により、不動産が保有する属性の線形結合で説明する。

金融資産と実物資産である不動産の最も異なる点の1つは、空間的な次元が存在することである。不動産は、地域・用途・広さ・築年数・最寄り駅からの距離・稼働率等の属性（attributes）を有している。不動産価格の分析・評価においては、その価格をこれらの属性の線形結合として表す「ヘドニック・モデル [5], [8]」がよく知られている。直感的に、市場リスクを表すベータも、不動産価格を説明するヘドニック・モデルと同様に、不動産属性によって影響を受けていると考えることができる。

その直感に違わず、付録に示すように、金融工学の理論

に基づいて次式の第2段階ファクターモデルを導出することが可能である。これは、不動産 i の市場リスク β_i を、 K 個の不動産属性 $\mathbf{x}_i = (x_{i1} \dots x_{ik} \dots x_{iK})$ の線形結合によって表現するモデルである。

$$\beta_i = \sum_{k=1}^K \gamma_k x_{ik} \quad (5)$$

ただし、 γ_k は k 番目の属性に対する回帰係数である。この式(5)を、第2段階ファクターモデル、あるいは不動産ファンダメンタル・ベータ・モデルと呼ぶ（付録を参照のこと）。

3. 実証分析

前章で提案した不動産投資における市場リスクを計測する2段階ファクターモデルを、わが国の不動産市場に適用して行う実証分析により、その有用性を確認する。ただし、その実証分析は、非常に限られた不動産データに対する推測による検証の域を出ない。したがって、提案する2段階ファクターモデルによる市場リスクの解析がどこまで有効で正しいものであるのか科学的に論じているとはいえないため、この点については、4章に述べる今後の研究としたい。

3.1 データ

J-REITの開示情報に基づき、その保有不動産の各期末の鑑定評価額、純営業収益、資本的支出、そして部分売却額の時系列推移から算出可能な総合収益率を、不動産投資におけるリターンと見なす。具体的には、その総合収益率は、資本的支出や部分売却考慮後の市場価値変動と個々の物件の純営業収益を、投資額で除することにより算出される*4。また、J-REIT各社の決算は6カ月ごとであるが、その時期は銘柄によって異なっているため、各物件の半年ごとの総合収益率を年次の収益率に変換している。本分析では、2002年1月から2009年1月までの期間における、欠損値や特殊要因が見込まれる物件を除く、約1,400件の不動産に関するデータを対象とした。各J-REITの開示情報からは、総合収益率 R_i の算出に必要な項目だけではなく、不動産投資における市場リスク β_i を説明する属性と

*4 この算出方法は、不動産証券化協会（ARES）が公表しているARES J-REIT Property Indexにおける総合収益率の算出方法に準拠している。具体的には、時点 t における個別不動産 i の総合収益率 $(TR_{i,t})$ は、インカム収益率 $(IR_{i,t})$ とキャピタル収益率 $(CR_{i,t})$ の合計値であり、次式のように求められる。

$$\begin{aligned} TR_{i,t} &= IR_{i,t} + CR_{i,t} \\ &= \frac{NOI_{i,t}}{V_{i,t-1} + 0.5CI_{i,t} - 0.5PS_{i,t} - 0.471NOI_{i,t}} \\ &\quad + \frac{(V_{i,t} - V_{i,t-1}) + PS_{i,t} - CI_{i,t}}{V_{i,t-1} + 0.5CI_{i,t} - 0.5PS_{i,t} - 0.471NOI_{i,t}} \quad (6) \end{aligned}$$

ここで、 NOI は純営業収益、 V は不動産の市場価値、 CI は資本的支出、 PS は部分売却額である。ただし、 CI と PS は期央に、 NOI は1/6ずつが毎月末に発生するものと仮定している。

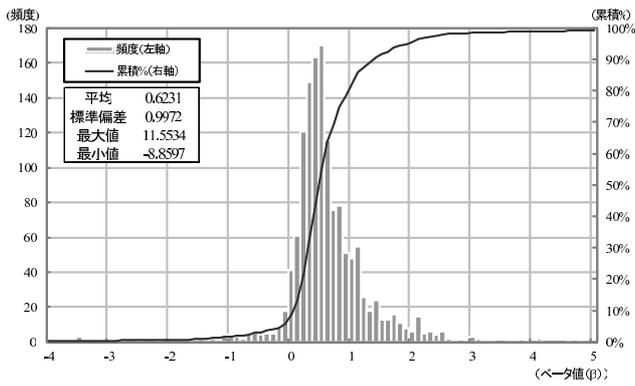


図 1 不動産投資における市場リスク β の分布と基本統計量

Fig. 1 Distribution and summary statistics of market risk β in real estate investment.

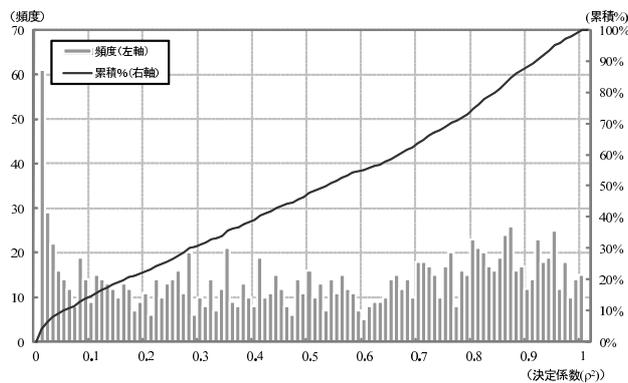


図 2 不動産投資におけるシステムティック・リスクの分布

Fig. 2 Distribution of systematic risk in real estate investment.

して、3.3 節に述べる属性 x_i も取得している。また、リスクフリーレート r_f は 10 年国債の流通利回りを、不動産市場インデックス R_M は IPD Japan Monthly Indicator (All Property) を用いた。

3.2 第 1 段階ファクターモデルによる市場リスクの計測

第 1 段階ファクターモデル、つまりマーケット・インデックス・モデルを用いて、市場リスクを表すベータを計測する。先に述べたデータに対して、式 (1) による推定を行った。図 1 に、その分布と基本統計量を示す。

これより、ほとんどの不動産のベータは 0 から 1 の範囲に収まっており、不動産市場インデックスよりも小さく動く傾向が見られた。ベータが 1 を超える物件は、約 1,400 件のうちの約 20% にすぎず、ベータの値は 1 よりも全体的に左側に位置している。これは、個々の不動産の変動リスクは、不動産市場インデックスの変動リスクよりも小さいことが多いことを意味している。

次に、不動産投資におけるリスクのうち、不動産市場インデックスによってどれくらい説明できるかを確認する。その説明力は、式 (4) で表されるシステムティック・リスク (寄与率、 ρ^2) が 1 に近いほど大きくなる。システムティック・リスク ρ^2 の分布を図 2 に示す。

これより、不動産投資におけるシステムティック・リスクは、満遍なく分布していることが分かる。不動産投資におけるリスクについて、不動産市場インデックスに影響を受ける物件もあれば、受けない物件もあることを示している。つまり、不動産の個別性が反映されているといえよう。ただし、個々の不動産投資におけるリスクは、けっして不動産市場全体の影響を受けないわけではなく、そのうち 50% 以上がシステムティック・リスクで説明される不動産は全体の約 47.6% 存在する。つまり、約半数の不動産投資には、市場リスクが半分以上含まれているといえよう。

さて、J-REIT をはじめとする不動産投資においては、単一の物件のみを保有していることは少ない。通常は、複数の不動産からなる不動産ポートフォリオを運用しており、その物件数を増やすことにより、その個別のアンシステムティック・リスクは分散除去される。具体的には、今回の分析で用いた J-REIT が保有している平均的な個別不動産であれば、アンシステムティック・リスク $1 - \rho^2$ は約 48.9% となる。しかし、それぞれの物件が独立と仮定した場合^{*5}、物件数が 4 以上になれば平均的にはアンシステムティック・リスクが除去できる。

一方、システムティック・リスクは、通常、市場インデックスの派生商品 (デリバティブ) によってヘッジすることが可能である。不動産投資の世界においても、不動産デリバティブと呼ばれる派生商品が開発され、取引が行われるようになりつつある。不動産デリバティブは、特に英国等で積極的に取引され、不動産投資における市場リスクのヘッジ機能を提供している。

さて、市場リスクを負う対価以上に享受しうるパフォーマンスを表す「アルファ」についても、ベータとともに計測することが可能である。もし、アルファが正の値であれば、市場リスクをヘッジできた場合、安定的に獲得できるリターンとなる。ここで、式 (1) で推計されたアルファとベータについて、その散布図を示したのが図 3 である。

ここからは、市場リスクを表すベータが大きくなるほど、パフォーマンスを表すアルファが下がるという右肩下がり傾向が見られる。つまり、市場リスクの影響を受けやすい不動産ほど、パフォーマンスはベンチマークを下回ることが多いことを示している。逆に、不動産市場全体の市場リスクを受けにくい物件ほど、アルファを獲得できていることを示している。つまり、実物不動産投資においてパフォーマンスを獲得していくためには、いかに市場リスクをヘッジしていくのが重要であるといえるだろう。

*5 たとえば不動産 i と不動産 j が独立である場合、そのポートフォリオの個別リスクは、 $(1 - \rho_i^2)(1 - \rho_j^2)$ となる。

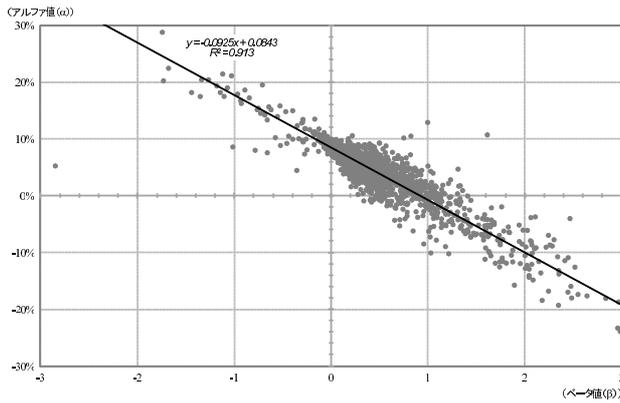


図 3 不動産投資における市場リスク（ベータ）とパフォーマンス（アルファ）のトレードオフ

Fig. 3 Tradeoff between market risk (beta) and performance (alpha) in real estate investment.

3.3 第2段階ファクターモデルによる市場リスクの要因分解

式(5)で表される第2段階ファクターモデル、つまり不動産ファンダメンタル・ベータ・モデルを用いて、市場リスクを、不動産が保有する属性の線形結合で説明する。式(5)において、不動産*i*が保有する属性は x_i と表記される。

本研究で取り上げる不動産の属性 x_i は、最も基本的であり、データとして取得可能な次のものである。つまり、地域・用途・広さ（延床面積、平米）・築年数（年）・最寄り駅からの距離（徒歩時間、分）である。そのうえで、分析対象としているのがJ-REIT保有不動産であることを考慮して、稼働率（%）も取り上げる。

3.3.1 地域・用途属性によるグルーピング（層化）

ダミー変数として扱うことができる2つの属性である地域と用途に着目して、これに基づいたグルーピング（層化）を行った。地域は、7つの区分に層化した。北海道・東北、関東、東京都主要5区、東京23区（主要5区を除く）、中部・北陸、近畿、九州・中国・四国である。用途は、4つの区分に層化した。オフィス、住居、商業、その他である。その層区分ごとに、計測された市場リスク（ベータ）の平均を求め、その層区分ごとのベータに差異があるのかを確認する。

図4に、地域ごとの市場リスク（ベータ）とパフォーマンス（アルファ）を示す。

九州・中国・四国エリアの市場リスクが最も低く、またパフォーマンスが最も高い。当該地域における主要市場は福岡であり、日本全体の市場リスクの観点から見れば、福岡はアジアのゲートシティとして独自の不動産市場を形成しており、それが結果からも裏付けされた形になった。また、東京都主要5区よりも、東京23区（主要5区を除く）や関東エリアの方が市場リスクが高い。特に、東京23区（主要5区を除く）は突出して市場リスクが高く、かつ、パフォーマンスも悪い。つまり、都心エリアよりも郊外エリ

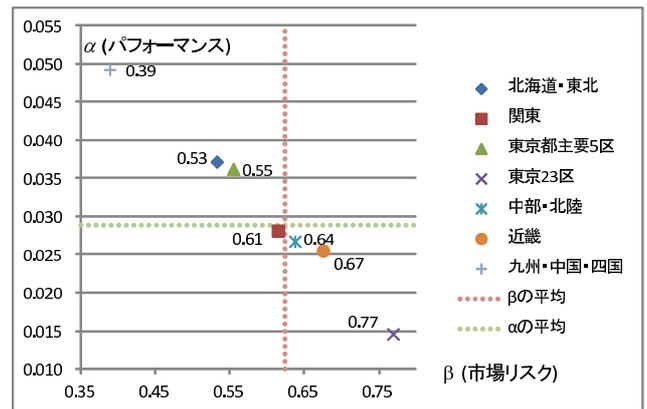


図 4 地域ごとの市場リスク（ベータ）とパフォーマンス（アルファ）

Fig. 4 Market risk (beta) and performance (alpha) for each area.

アの方が市場に連動することが明らかになった。その理由として、都心エリアはそもそも取引が少なく流動性が低いことから、不動産市場全体との連動性という観点からは、郊外エリアの方が市場リスクに晒されていることが考えられる。ただし、特に、東京大手町・丸の内エリアで見込まれている2012年の大量供給を織り込んでおらず、それをふまえた変化等も、今後の検討すべき課題だと思われる。また、近畿や中部・北陸エリアも市場リスクが高く、パフォーマンスが悪い地域といえよう。その理由として、前者においては、2007年以降の大量供給と、全国に先駆けてオフィスワーカーが減少に転じていることから、現在でも構造的な需給悪化の状態が継続していることが考えられる。後者においては、今回の分析期間で、自動車産業等の製造業を中心とした景気の上昇、2005年の中部国際空港の開港、名古屋駅前の大型ビルの開発等の沸騰期を経て、2008年後半からは不動産取引が急減し、地価の下落も著しいエリアである*6。このような動きは、関東エリアにおける横浜・みなとみらい地域でも見られた傾向であり、不動産市場全体の市場リスクに晒されていることが明らかになった。

図5に、用途ごとの市場リスク（ベータ）とパフォーマンス（アルファ）を示す。オフィスは、市場リスクが最も低く、またパフォーマンスが最も高い。通常、オフィスは不動産マーケット全体を代表していると考えられているが、今回の分析からは、最も市場リスクが低い結果となった*7。また、不動産投資実務においては、住居は賃料に硬直性があるため、オフィス投資に比べてパフォーマンスが安定的であると考えられているが、市場リスクという観点からはオフィスよりもリスクに晒されていることが明らかになった。実際、賃貸住宅は、他の用途の不動産と比較し

*6 2006年の公示地価では年間上昇率のベスト10のうち名古屋市内が8地点を占め、2009年の公示地価では年間下落率のワースト10のうち、9地点を占めた。

*7 日本における証券化不動産のうち、約4割はオフィスであり、特に初期の不動産証券化案件においては、その大部分がオフィスであった。

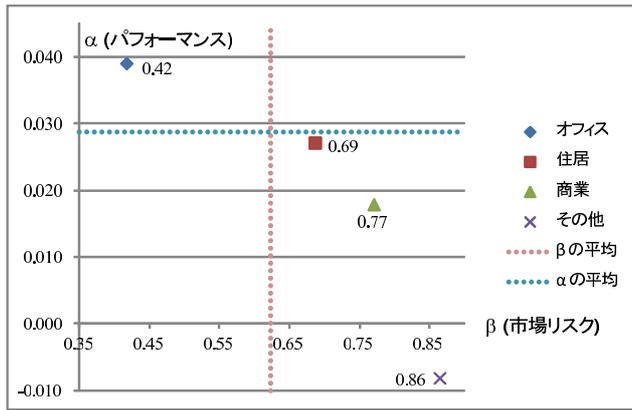


図 5 用途ごとの市場リスク（ベータ）とパフォーマンス（アルファ）
Fig. 5 Market risk (beta) and performance (alpha) for each use.

て確かに賃料の変動が小さいものの、そのテナントが分散されており、1 物件あたりの規模も小さいため、市場全体の変動を受けやすいことが示唆された。オフィスおよび住居よりも市場リスクに晒されているのは、商業施設という結果になったが、これは、商業施設の賃料は売上連動型の賃料体系になっていることが多く、そのため景気や不動産市場全体の影響を受けやすいことに起因していると考えられる。ただし、本結果は、2012 年に、東京・大阪ともに予定されているオフィスビルの大量供給を含んでいない。そのため、オフィスの市場リスクがどのように変化していくのか、継続して注視する必要があるだろう。

さらに、地域と用途によって層化した区分ごとに、市場リスク（ベータ）とパフォーマンス（アルファ）を調べた。これまでの分析で、市場リスクやパフォーマンスは、地域や用途によって大きく異なることが分かったからである。この事実は、J-REIT における不動産ポートフォリオ戦略に大きな示唆を与えることになる。したがって、地域と用途の交差項による、より詳細な層区分ごとに市場リスクとパフォーマンスを評価できれば、不動産投資の有用な情報となりうる。これを表 1 に示す。

表 1 では、市場リスクとパフォーマンスのトレードオフを、その比率 α/β によってとらえ、その順位をランキングしている。その上位を、九州・中国・四国エリアに立地する不動産や、オフィス用途の不動産が占めていることが分かる。

3.3.2 第 2 段階ファクターモデルの選択

第 2 段階ファクターモデルにおいて、説明変数として取り上げる不動産属性は、ダミー属性である 7 つの地域（北海道・東北、関東、東京都主要 5 区、東京 23 区（主要 5 区を除く）、中部・北陸、近畿、九州・中国・四国）、4 つの用途（オフィス、住居、商業、その他）、および 4 つのその他属性（延床面積、築年数、駅徒歩、稼働率）である。このとき式 (5) に、正規分布に従う誤差項 η_i を付加した次式：

表 1 地域 × 用途による層区分ごとのデータ数 (N), ベータ (β), アルファ (α), アルファ・ベータ比率 (α/β), α/β 順位

Table 1 Number of observations (N), betas (β), alphas (α), alpha-beta ratios (α/β) and its ranking.

		N	β	α	α/β	α/β 順位
北海道・東北	オフィス	15	0.4674	0.0393	0.0842	7
	住居	52	0.5268	0.0401	0.0761	8
	商業	3	0.7658	0.0003	0.0004	23
	その他	3	0.9723	-0.0318	-0.0327	27
関東	オフィス	51	0.4585	0.0341	0.0743	9
	住居	116	0.6360	0.0292	0.0459	13
	商業	38	0.7133	0.0192	0.0269	16
	その他	21	0.7226	0.0081	0.0112	20
東京主要5区	オフィス	211	0.3735	0.0441	0.1181	5
	住居	242	0.6751	0.0322	0.0477	12
	商業	26	0.6638	0.0299	0.0451	15
	その他	8	1.0276	-0.0235	-0.0229	25
東京23区	オフィス	56	0.4694	0.0279	0.0594	11
	住居	263	0.7922	0.0158	0.0199	17
	商業	10	2.0978	-0.1281	-0.0611	28
	その他	6	0.7784	0.0083	0.0106	21
中部・北陸	オフィス	19	0.3661	0.0527	0.1440	2
	住居	42	0.7591	0.0147	0.0193	19
	商業	8	0.4274	0.0514	0.1203	4
	その他	2	1.0958	-0.0289	-0.0264	26
近畿	オフィス	39	0.5562	0.0255	0.0458	14
	住居	68	0.6065	0.0365	0.0601	10
	商業	23	1.0359	0.0024	0.0023	22
	その他	14	0.9616	-0.0169	-0.0176	24
九州・中国・四国	オフィス	22	0.4025	0.0376	0.0935	6
	住居	28	0.4126	0.0525	0.1271	3
	商業	16	0.2534	0.0712	0.2812	1
	その他	9	0.5712	0.0113	0.0198	18

表 2 第 2 段階ファクターモデルの AIC 比較. 5%有意となる説明変数の割合も示す

Table 2 Comparison of AICs among second stage factor models. Also the ratios of the 5% significant independent variables are reported.

モデル No.	説明変数として用いた属性	AIC	有意な説明変数の割合
1*	ダミー属性 地域ダミー	3,462.2	100.00%
2*	その他属性 用途ダミー	3,445.4	100.00%
3	なし	3,435.3	60.71%
4	なし	3,478.5	75.00%
5*	延床面積(m ²), 築年数(年), 駅徒歩(分), 稼働率(%)	3,482.6	81.82%
6	延床面積(m ²), 築年数(年), 駅徒歩(分), 稼働率(%)	3,469.2	62.50%
7	延床面積(m ²), 築年数(年), 駅徒歩(分), 稼働率(%)	3,461.7	40.63%

$$\beta_i = \sum_{k=1}^K \gamma_k x_{ik} + \eta_i \quad (7)$$

により、不動産 i の市場リスク β_i をこれらの K 個の属性 x_{ik} ($k = 1, \dots, K$) という説明変数によって回帰する。ただし、 γ_k は k 番目の属性に対する回帰係数である。本研究では式 (7) を表 2 に示す 7 つのパターンとして実装し、それぞれをモデル No.1 から No.7 とした。

各モデルを SAS の Proc Mixed [6] によって推定し、AIC (赤池の情報量規準) によってデータへのあてはまりの良さを比較する。その結果、AIC の最大値は最小値と比較して 1.38% 程度の差異であり、これによってあてはまりの良さを決めても意味がないと判断した。そこで、各モデルの説明変数のうち 5% 有意に推定された割合を調べることにした。

表 2 によれば、その割合が高かった上位 3 つのモデル

表 3 第 2 段階ファクターモデル No.5 の推定結果 (*:5%有意)
 Table 3 Estimated result for the second stage factor model No.5. (*: 5% significant).

		推定値	P値
地域ダミー	北海道・東北	0.4274*	0.0145
	関東	0.5431*	0.0007
	東京都主要5区	0.4236*	0.0020
	東京23区	0.6453*	<.0001
	北陸・中部	0.5318*	0.0027
	近畿	0.5506*	0.0004
	九州・中国・四国	0.3146	0.0857
その他属性	延床面積 (m ²)	0.0000	0.1859
	築年数 (年)	-0.0126*	0.0002
	駅徒歩 (分)	-0.0182*	0.0119
	稼働率 (%)	0.3706*	0.0080
AIC		3482.6	

は、表中に*を付した、第2段階ファクターモデル No.1, 2, 5である。以下では、その推定結果に焦点を絞って言及する。

3.3.3 推定結果

選択された第2段階ファクターモデル No.1 と No.2 はそれぞれ、市場リスク β_i を地域ダミーと用途ダミーで回帰するモデルある。その推定値は、図4と図5において、各マーカーの横に配置された数値そのものである。したがって、市場リスク β_i を地域ダミー、あるいは用途ダミーで説明するときには、回帰分析を行わなくても、地域や用途で層化される区分ごとに市場リスク β_i の平均値を求めればよい。その考察は、すでに3.3.1項で行っているので参照されたい。

残る第2段階ファクターモデル No.5 の推定結果を表3に示す。

この推計結果より、市場リスクを説明する有意な不動産属性として、ほぼすべての地域ダミーに加えて、築年数(年)、最寄り駅からの距離(徒歩時間, 分)、および稼働率(%)があげられる。築年数と最寄り駅からの距離の係数は負の値であることから、築年数が古いほど、また最寄り駅からの徒歩分数が長いほど、不動産市場インデックスとの連動性が低下することが明らかになった。つまり、新築で、駅前に立地している不動産は市場リスクの変動を受けやすく、逆に築年数が古く、最寄り駅から遠い不動産は市場リスクの変動を受けにくいといえる。また、稼働率の係数は正の値であることから、稼働率が高く人気のある不動産ほど不動産市場インデックスとの連動が有意に高くなるといえる。

一方、延床面積については、有意な変数とはなっておらず、不動産の規模は市場リスクには影響を与えないことが示された。一般には、規模の大きな不動産ほど、不動産市場全体の影響を受けると考えられているが、実際には不動産の市場リスクには影響を及ぼさない。

そのため、不動産投資を行う際には、その市場リスク管

理の観点からは、物件の規模ではなく、築年数、最寄り駅からの距離、および稼働率に注視し、不動産ポートフォリオ等を検討する必要がある。

4. おわりに

本論文では、不動産投資における市場リスクを計測する2段階ファクターモデルを提案した。特徴は、第1段階ファクターモデルで不動産投資における市場リスクを計測したうえで、第2段階ファクターモデルにより、その市場リスクを不動産が保有する属性の線形結合で説明するモデルとなっていることである。本モデルの有効性を確認すべく、わが国の不動産市場で実証分析を行い、次の知見を見出した。

- (1) 不動産市場全体と連動するシステムティック・リスクは一様に分布する。
- (2) 約半数の不動産投資には、市場リスクが半分以上含まれる。
- (3) 市場リスクが小さい方が、高いパフォーマンスを獲得できることが示唆される。
- (4) 市場リスクが大きくても適切なヘッジを行うことができれば、パフォーマンスを獲得できる可能性がある。
- (5) 市場リスクは、地域、用途、築年数、最寄り駅からの距離、稼働率といった不動産属性で説明でき、不動産ポートフォリオ戦略に示唆を与える。
- (6) 九州・中国・四国エリアに立地する、または、オフィス用途の不動産は、特に、市場リスクが小さくパフォーマンスも良い。
- (7) 新築、駅前、高稼働率といった属性を持つ不動産は市場リスクが高い。

ただし、得られた実証分析の結果は、非常に限られた不動産データに対する推測による検証の域を出ておらず、提案する2段階ファクターモデルによる市場リスクの解析がどこまで有効で正しいものであるのか科学的に論じているとはいえないであろう。この点については、今後の研究において、(a) より広範な国内外の不動産投資に関する十分なデータを収集し、(b) 本研究で提案した2段階ファクターモデルを拡張したモデル、あるいは他の数理モデルを用いることにより、提案した2段階ファクターモデルによる市場リスクの解析がどこまで有効で正しいものであるのか科学的に論じたい。

参考文献

- [1] Elton, E.J., Gruber, M.J., Brown, S.J. and Goetzmann, W.N.: *Modern Portfolio Theory and Investment Analysis: 8th Edition*, John Wiley & Sons (2010).
- [2] 石島 博, 前田 章: 不動産価格評価の枠組みと政策的含意, 経済政策ジャーナル, Vol.8, No.2, pp.95-98 (2011).
- [3] 石島 博, 前田 章, 谷山智彦: 不動産の価格とリターンの時系列モデルと応用, 情報処理学会研究報告, Vol.2011-

- MPS-85, No.11, pp.1-12 (2011).
- [4] J-REIT 商品特性研究会：J-REIT 市場の変遷と展望に関する報告書—J-REIT 誕生から 5 年間のデータを活用した分析・検討，社団法人不動産証券化協会 (2007).
- [5] Lancaster, K.: A New Approach to Consumer Theory, *Journal of Political Economy*, Vol.74, pp.132-157 (1966).
- [6] Littell, R.C., Milliken, G.A., Stroup, W.W., Wolfinger, R.D. and Schabenberber, O.: *SAS for Mixed Models: 2nd Edition*, SAS Publishing (2006).
- [7] Luenberger, D.G.: *Investment Science*, Oxford University Press (1997). 今野 浩, 枇々木規雄, 鈴木賢一 (訳)：金融工学入門，日本経済新聞社 (2002).
- [8] Rosen, S.: Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition, *Journal of Political Economy*, Vol.82, pp.34-55 (1974).

付 録

本付録では、関連する先行研究である石島ら [2] の結果を利用して、第 2 段階ファクターモデル・式 (5) を理論的に導出する。

まず、石島ら [2] の主要結果であるその命題 1 の内容を要約する。経済には 3 つのタイプの市場：(1) 金融資産取引市場（株式や債券等の証券の取引市場），(2) 不動産取引市場（土地や建物等の売買市場），(3) 不動産賃貸契約市場（土地や建物等の広義の賃貸契約市場）が存在すると考える。経済を構成する主体を 1 人の代表的経済主体で表し、離散時点において、不動産と金融資産に対して投資を行うとする。代表的経済主体が、一般財の消費と不動産属性（延床面積，築年数，駅徒歩等）から得られる期待効用を最大化するとき、その必要十分条件にマーケット・クリアリング条件を付加すれば、完全競争下における均衡金融資産価格，均衡不動産取引価格，均衡不動産賃料がそれぞれ、以下のように与えられる（石島ら [2] の命題 1）。

$$P_{j,t} = E_t \left[(P_{j,t+1} + D_{j,t+1}^P) \tilde{M}_{t+1}^C \right] \quad (\text{A.1})$$

$$H_{i,t} = L_{i,t} D_{i,t}^H + E_t \left[H_{i,t+1} \tilde{M}_{t+1}^C \right] \quad (\text{A.2})$$

$$D_{i,t}^H = \mathbf{b}_{i,t} \tilde{M}_t^Z \quad (\text{A.3})$$

$$(j = 1, \dots, N^P; i = 1, \dots, N^H)$$

ここで、 $P_{j,t}$ は時点 t で取引される N^P 個の金融資産のうち、第 j 番目の金融資産の均衡価格、 $D_{j,t}^P$ は時点 t における金融資産 j の配当、 $\tilde{M}_{t+1}^C := \delta \cdot \partial u(C_{t+1}, \mathbf{Z}_{t+1}) / \partial C_{t+1} / \partial u(C_t, \mathbf{Z}_t) / \partial C_t$ は、異時点間の限界代替率である。ただし、 u は時間加法性を仮定した効用関数、 δ は時間割引率、 C_t は時点 t における代表的経済主体の一般財の消費量、 $\mathbf{Z}_t := (Z_{1,t} \dots Z_{k,t} \dots Z_{K,t})'$ は、時点 t において市場で取引される不動産の全体が保有する属性の量を、それぞれ表す。

一方、 $H_{i,t}$ は、時点 t で取引される N^H 個の不動産のうち、第 i 番目の不動産の均衡取引価格、 $D_{i,t}^H$ は時点 t における不動産 i の賃料、 $L_{i,t}$ は時点 t における不動産 i の利用率、つまり、1

から空室率を差し引いたもの、 $\mathbf{b}_{i,t} := (b_{i1,t} \dots b_{ik,t} \dots b_{iK,t})$ は、時点 t において不動産 i が保有する K 種類の属性の量、 $\tilde{M}_{k,t}^Z := \partial u(C_t, \mathbf{Z}_t) / \partial Z_{k,t} / \partial u(C_t, \mathbf{Z}_t) / \partial C_t$ ($k = 1, \dots, K$) は、属性・消費間の限界代替率であり、 $\tilde{M}_t^Z := (\tilde{M}_{1,t}^Z \dots \tilde{M}_{k,t}^Z \dots \tilde{M}_{K,t}^Z)'$ と書く。

ここで、式 (A.1), (A.2), (A.3) でそれぞれ与えられる均衡金融資産価格，均衡不動産取引価格，および均衡不動産賃料は、利用率 $L_{i,t}$ と金融資産の配当 $D_{j,t}^P$ を所与の外生変数として、内生変数として決定されることに注意する。また、代表的経済主体の時点 t における情報を \mathcal{F}_t と書く。そして、 \mathcal{F}_t を所与とする条件付き期待値を E_t と書く。

上記の石島ら [2] の命題 1 を利用して、第 2 段階ファクターモデル・式 (5) を以下に導出する。式 (A.2) を再帰的に解いたうえで、式 (A.3) を代入すると、均衡不動産取引価格を次式のように書き直せる。

$$H_{i,t} = \sum_{\tau=0}^{\infty} E_t \left[\delta^\tau L_{i,t+\tau} \mathbf{b}_{i,t+\tau} \mathbf{M}_{t+\tau}^Z \right] \quad (\text{A.4})$$

ただし、

$$\mathbf{M}_{t+\tau}^Z := \partial u(C_{t+\tau}, \mathbf{Z}_{t+\tau}) / \partial \mathbf{Z}_{t+\tau} / \partial u(C_t, \mathbf{Z}_t) / \partial C_t$$

と書いた。そのうえで、以下の仮定をおくことにする。

(仮定 1) 不動産が保有する属性量が時間に依らず一定値をとるとする。つまり、

$$\mathbf{b}_{i,t} = \mathbf{b}_i \quad \forall i, t \quad (\text{A.5})$$

を仮定する。たとえば、延床面積や最寄駅からの徒歩時間という属性量は一定であると見なしてよいであろう。

この仮定の下、式 (A.4) は、次のように書き直すことができる。

$$H_{i,t} = \mathbf{b}_i E_t \left[\sum_{\tau=0}^{\infty} \delta^\tau L_{i,t+\tau} \mathbf{M}_{t+\tau}^Z \right] \quad (\text{A.6})$$

これは、さらに以下のように変形できる。

$$H_{i,t+1} = \delta^{-1} \mathbf{b}_i \sum_{k=0}^{\infty} \delta^k E_{t+1} \left[L_{i,t+k} \mathbf{M}_{t+k}^Z \right] - \delta^{-1} \mathbf{b}_i E_{t+1} \left[L_{i,t} \mathbf{M}_t^Z \right]. \quad (\text{A.7})$$

時点 t での期待値をとることにより、次式を得る。

$$\frac{E_t [H_{i,t+1}] - H_{i,t}}{H_{i,t}} = \kappa - \frac{\delta^{-1} \mathbf{b}_i L_{i,t} \mathbf{M}_t^Z}{H_{i,t}}. \quad (\text{A.8})$$

ただし、 $\kappa := \delta^{-1} - 1$ とおいた。さらに次の仮定、

(仮定 2) 利用率は不動産によらず同一、つまり、 $L_{i,t} = L_t$ である。

の下で、式 (A.8) は、

$$\frac{E_t [H_{i,t+1}] - H_{i,t}}{H_{i,t}} = \kappa + \mathbf{x}_{i,t} \tilde{\gamma}_t \quad (i = 1, \dots, N^H) \quad (\text{A.9})$$

ただし, $\mathbf{x}_{i,t} := \mathbf{b}_i/H_{i,t} = (x_{i1,t} \dots x_{ik,t} \dots x_{iK,t})$, $\tilde{\gamma}_t := -\delta^{-1}L_t \mathbf{M}_t^Z = (\gamma_{1,t} \dots \gamma_{k,t} \dots \gamma_{K,t})'$ とおいた. また, 上式の左辺は不動産 i の期待リターンを表していることに注意する.

不動産 i のリターンの不規則変動を表す項を, $\nu_{i,t+1}$ とすれば, 式 (A.9) は,

$$R_{i,t+1} := \frac{H_{i,t+1} - H_{i,t}}{H_{i,t}} = \kappa + \mathbf{x}_{i,t} \tilde{\gamma}_t + \nu_{i,t+1} \quad (i = 1, \dots, N^H) \quad (\text{A.10})$$

ただし, $\nu_{i,t+1}$ は式 (1) における R_M と独立であると仮定する. また, $\tilde{\gamma}_t$ は時点 t においても, 直接観測できない確率ベクトルであることに注意する.

さて, 不動産 i についても, マーケット・インデックス・モデル式 (1) が成立し, そのベータが以下に再掲する式 (2) で与えられるとする.

$$\beta_{i,t} := \text{Cov}_t(R_{i,t+1}, R_{M,t+1}) / V_t[R_{M,t+1}] \quad (2)$$

ただし, 式 (2) における共分散 Cov と分散 V は, 正確には情報 \mathcal{F}_t が所与という条件付きの共分散と分散であり, それぞれ Cov_t と V_t と書く. これと対応して, 式 (2) における変数にも時点を表す下付き文字を適切に付した. 式 (A.10) を式 (2) に代入すれば,

$$\beta_{i,t} = \mathbf{x}_{i,t} \gamma_t = \sum_{k=1}^K x_{ik,t} \gamma_{k,t} \quad (\text{A.11})$$

が成立する. ただし,

$$\begin{aligned} \gamma_t &:= \text{Cov}_t(\tilde{\gamma}_t, R_{M,t+1}) / V_t[R_{M,t+1}] \\ &= (\gamma_{1,t} \dots \gamma_{k,t} \dots \gamma_{K,t})' \end{aligned} \quad (\text{A.12})$$

である.

ここに, 式 (A.11) において, 時点 t についての下付き文字を省略したものが, 本文の式 (5) となる. この理論上のモデル式 (5) を実際のデータに適用する場合には, 正規分布に従う誤差項 η_i を加えて統計上の回帰モデルとした本文の式 (7) を用いる. □

最後に, 式 (A.11) の金融工学における位置づけを述べる. この式は, いわゆるベータが, 不動産属性の線形結合によって表現できることを示している. 興味深いことに, これは金融工学でよく知られた「ファンダメンタル・ベータ」と呼ばれるモデルと同一表現となる. 金融工学で標準的なテキストである Elton ら [1] やその中で引用されている文献によれば, マーケット・インデックス・モデル式 (1) におけるベータは, 配当支払, 資産成長率, レバレッジ等の企業ファンダメンタルズによって線形回帰できると, 先験的に仮定している. このような文脈より, 第2段階ファクターモデル式 (5), あるいは式 (7) を「不動産ファンダメンタル・ベータ・モデル」と呼ぶ.



石島 博

1971 年生. 1999 年東京工業大学大学院社会理工学研究科経営工学専攻博士課程修了. 同年慶應義塾大学総合政策学部専任講師. 2004 年 10 月早稲田大学ファイナンス研究センター助教授. 2006 年 5 月大阪大学金融・保険教育研究センター特任助教授. 2007 年 4 月中央大学大学院国際会計研究科准教授. 2014 年 4 月同教授. 2013 年 9 月～2014 年 8 月コロンビア大学ビジネススクール日本経済経営研究所客員研究員. ファイナンス理論, 金融工学の研究に従事. 博士 (工学). 2010 年日本 FP 学会賞最優秀論文賞. 数理モデル化と問題解決研究会登録者.



前田 章

1963 年生. 1990 年 3 月東京大学大学院工学系研究科修士課程修了. 同年 4 月東京電力株式会社勤務. 1999 年 4 月スタンフォード大学 Ph.D.. 同年 4 月慶應義塾大学専任講師. 2004 年 4 月京都大学助教授. 2011 年 4 月東京大学教養学部/大学院総合文化研究科特任教授. 2014 年 4 月東京大学教授 (現職). 2004 年 10 月～2007 年 4 月内閣府経済社会総合研究所客員主任研究官.



谷山 智彦

1978 年生. 2004 年 3 月慶應義塾大学大学院政策・メディア研究科修士課程修了. 同年 4 月株式会社野村総合研究所入社. 2010 年 3 月大阪大学大学院経済学研究科経営学系専攻博士課程修了. 現在, 株式会社野村総合研究所上級研究員. 不動産等のオルタナティブ投資の調査研究に従事. 博士 (経済学). 2010 年日本 FP 学会賞最優秀論文賞.