

不動産収益率変動モデルに関する研究

——パネルデータ分析によるアプローチ——

籠 義 樹

1. 本研究の目的

不動産は、流動性が低く取引コストが高いため、機動的に売買してエクスポージャーを調整することが困難である。そのため、現物不動産への投資家にとっては、効率的なヘッジ手段が必要とされてきた。また、投資家だけではなく、不動産開発事業者にとってもヘッジ手段は重要と思われる。土地を仕入れてから開発を終えて収益が生まれるようになるまでの期間が長く、その間の市場変動リスクをヘッジする必要があるためである。

わが国では、2001年に不動産投資信託(J-REIT: Real Estate Investment Trust)市場が東京証券取引所に開設され、2009年11月時点では40銘柄が上場されており、時価総額は2兆5千億円余りとなっている。また、これらJ-REITの時価総額を指数化した東証REIT指数が2003年4月1日から公表されるようになり、さらに2008年6月16日からこれを原資産とする先物とオプションの取引が開始された。現時点では、これら先物とオプションの流動性は非常に低く、ヘッジ・ツールとして機動的に利用できる状況にあるとは言えないが、米国のMBS(Mortgage Backed Securities)市場も開設当初は取引参加者が限られていたことを考えると、今後の発展を期待することもできよう。

不動産投資のヘッジに注目した既存研究としては、Englund et al. (2002) や Iacoviello

and Ortalo-Magne (2003) による、証券化不動産の空売りによるヘッジの効果を分析したもの、Syz et al (2007) による、不動産指数を用いたヘッジについて検討したものなどがある。さらに、Shiller and Weiss (1999) のように、個人住宅の価値下落リスクをカバーするための保険を提案するものもある。これまでわが国では、不動産エクスポージャーのヘッジについての関心は、欧米と比べて必ずしも高くなかったが、最近では、例えば駒井(2008)のように、個人の住宅価格変動リスクに対応するための金融商品の提案などがあり、不動産証券化市場の定着と相まって、金融技術を活用したヘッジ手法への関心は高まりつつあると言える。

不動産エクスポージャーのヘッジは、ヘッジ対象の価値変動と相関を持つ指数等を原資産とする何らかの派生金融商品、いわゆる不動産デリバティブを用いて行うことが多い。そうした不動産デリバティブの中でも多くを占めるのが、不動産指数スワップ(TRS: Total Returns Swaps)である。TRSは、ある想定元本に基づいて、不動産指数の示すトータルリターン(インカムリターンとキャピタルリターンの和)と他の何らかの利子率(例えば、LIBORのような金利)を将来交換する契約である。不動産指数の変動は個々の不動産と一定の相関を持つことが想定されるから、既に現物の不動産を保有する投資家は、指数の払い手となることによって、不動産か

らの収益率をある程度別の収益率に置き換えることができ、その収益率が不動産のそれより安定的なものであれば、将来の不動産収益率の変動をある程度ヘッジすることができる。一方、指数の受け手となる側は、個別の不動産を保有せずとも、不動産エクスポージャーを取ることができる。

TRSを用いた不動産投資リスクのヘッジの可能性を検討したのは、Park and Switzer (1995) が最初であろう。ただし、投資家が保有する現物不動産ポートフォリオの収益率を地域別・セクター別の不動産指数で代替しており、この変動リスクをより一般的な不動産指数と LIBOR とのスワップによりヘッジすることを想定するものである。つまり、やや個別性の残る不動産指数投資を、一般的な指数を用いた TRS によりヘッジするもので、現物不動産ポートフォリオのヘッジを検討したものではない。

この点について、Kago and Ward (2008a, 2008b) と籠 (2008) は、個別不動産データを用いて、不動産ポートフォリオの収益率変動リスクを、一般的な不動産指数と LIBOR + スプレッドを交換する TRS によりヘッジした場合の効果を実証的に明らかにし、その効果の規程要因を検討している。その結果として、ある時点から過去のデータに基づいてヘッジ戦略を立てた場合、期待しただけのヘッジ効果が得られない場合があり、ヘッジ効果は安定的でないことを指摘している。

以上の先行研究を踏まえた上で、本研究では次の2つの課題に取り組む。1つは、モデル推定に用いることができるデータ期間の問題であり、個別不動産の過去の価値や収益のデータを長期間にわたって得ることは、一般に困難である。Kago and Ward (2008a, 2008b) と籠 (2008) で用いたデータは、後述するように J-REIT に組み入れられている物件の決算報告書におけるものであるが、報告頻度は半年に1回であり、J-REIT がスタートしてから8年足らずであることから、

個別不動産のモデル推定における自由度は総じて低い。そのため、期間や物件によっては、モデルが統計的に有意でない場合も生じている。本研究では、パネルデータ分析を適用して、不動産の個別性はある程度犠牲にしつつも、モデルの統計的な有意性を確保することを目的としている。

いま1つの課題は、モデルの構造の安定性についてである。ヘッジ戦略は、それを立案する時点より前のデータに基づくが、実際に得られるヘッジ効果は未知の将来に依存する。2008年来の金融危機は正に想定外の出来事であったわけであるが、そうした事態に備えるためのヘッジであり、期待したヘッジ効果が得られるかは、過去のデータに基づいて推定したモデルが通用するか否かに左右される。本研究では、不動産市場の状況を分類して、各状況におけるモデルの構造の違いについて検証する。

2. モデル

Park and Switzer (1995) は、不動産指数、不動産ポートフォリオの収益率など全てを、単純な標準ブラウン運動として表現している。これに対して Kago and Ward (2008a, 2008b) と籠 (2008) では、不動産指数と個別不動産の収益率を自己回帰過程として表現している。本研究ではこれを発展させ、金利水準や景気動向の見通しなども含んだ次のようなモデルを考える。

$$y_{i,t} = \alpha_y y_{i,t-1} + \beta_y I_t + \gamma_y REN_i + c_y + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

$$I_t = \alpha_I I_{t-1} + \beta_I JGB_t + \gamma_I DI_{t-1} + c_I + \varepsilon_{I,t} \quad (2)$$

$y_{i,t}$: 時点 t の物件 i のトータルリターン

I_t : 時点 t の不動産収益率指数

REN_i : 物件 i の賃貸総面積

JGB_t : 時点 t の10年国債利回り

DI_t : 時点 t の業況判断指数(全産業・全規模)

C_y, C_I : 定数項

$\varepsilon_{i,t}, \varepsilon_{I,t}$: 誤差項

トータルリターンとは、賃料等のインカムゲイン収益率と、資産価値の値上がりによるキャピタルゲイン収益率の合計である。式(1)に示すように、各物件のトータルリターンは、その物件自身の前期の収益率と、不動産市場全体の平均的な収益率に影響されるものと考えられる。さらに、物件の規模を示す賃貸総面積を説明変数に加えている。物件の固有性を表すものとして、立地位置などを加える考えもあるが、後述するように今回のモデル推定に用いるデータには地域的な偏りがあるので説明変数には含めなかった。

また、式(1)に含まれる不動産収益率指数は、式(2)に示すように前期の指数に加え、金利水準(10年国債利回り)と景気動向の見通し(業況判断指数)により影響されるものと考えられる。

以上のように、不動産収益率指数 I_t は式(1)においては説明変数であるが、式(2)においては被説明変数となっていることから内生変数と考えられるので、実際の式(1)の推定においては、 I_t を被操作変数とし、 $I_{t-1} \cdot JGB_{t-1} \cdot DI_{t-1}$ を操作変数として推定することにする。

3. データ

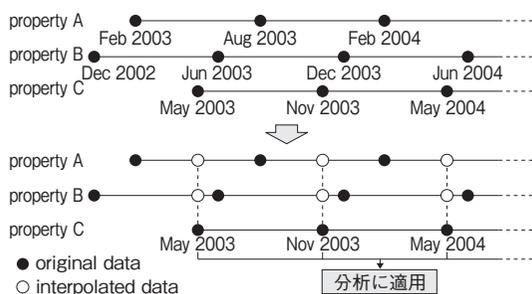
(1) 不動産指数と個別不動産データ

一般に、個別不動産の時系列データを入手するのは困難であったが、最近では不動産証券化協会(ARES: The Association for Real Estate Securitization)が提供するデータが利用可能である。これは、J-REITの決算報告書におけるデータをまとめたもので、J-REITに組み入れられている物件に限られるが、各期の鑑定価格ならびに収益などが収録されている。本研究では、このARESが提供する個別不動産データを用い、不動産収益率指数もARESが公表しているものを採用する。この指数は2006年4月より公表が開始され、2009年7月時点では、オフィス部門の不動産収益率指数は2002年1月から2008年9月までカバーしている。

個別不動産データは、J-REITの決算報告書に基づくものであり、その決算は通常半年毎に行われるので、各物件の通常のデータ間隔は6ヶ月である。データ項目は、物件の属性、期末の鑑定価格、当期の収益(賃料から管理費等を引いたもの)などからなり、2009年7月時点では、2,049物件、10,852レコードが含まれていた。本研究では、関東エリア(1都3県)のオフィスで、8期以上のレコードがある(3年半以上をカバーしている)物件に絞った結果、74物件、970レコードが適用された。

J-REITの決算月は信託毎に異なるので、

図1 補間データの利用方法



各物件の評価月も信託毎に異なる。そのため、もし評価月が同じ物件のみを用いてポートフォリオを構成すると、採用される物件は時点ごとに異なり、かつ各時点のポートフォリオを構成する物件は極めて限定されることになってしまう。そこで、本研究では、3次スプラインにより各月の値を補間して用いた。ただし、元のデータの自由度に合わせるため、分析に用いるのはあくまで半年間隔である。例えば、図1に示すように3つの物件でポートフォリオを構成する場合、最もデータの発生時点が遅い物件Cの評価月に合わせて、物件Aと物件Bについては補間データを用いる。そして、3つの物件がともにカバーしている期間内で、半年毎の値（この例では5月と11月）を抽出し、分析に用いる。

(2) 不動産収益率指数の変動

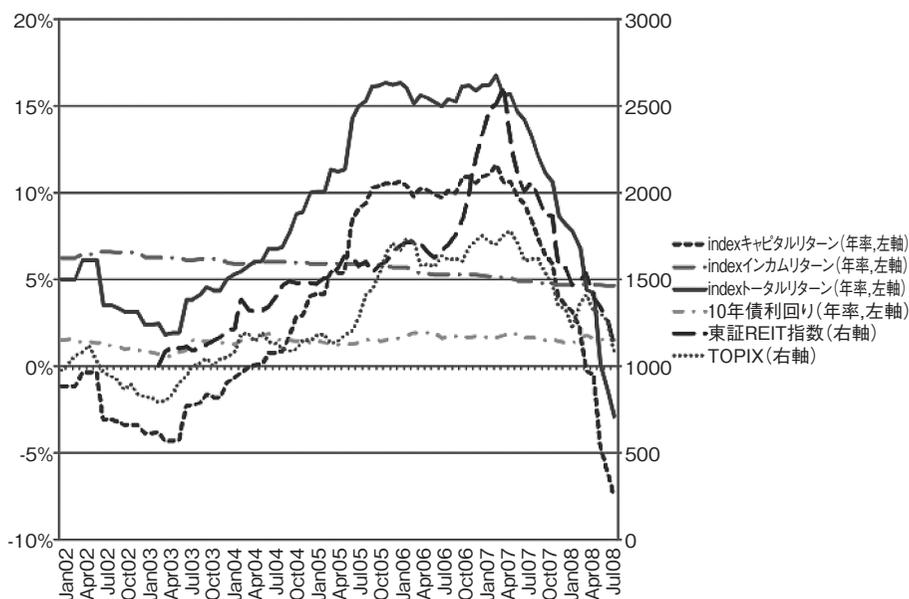
公表開始から、2008年9月までのARESの不動産収益率指数の変動は図2の通りであった。トータルリターンは、2003年6月まで緩やかに低下していたが、その後2005年12

月まで安定的に上昇を続けた。そして、2007年6月までは15%を上回る高い水準で安定し、それ以降は急速に低下している。このように、不動産市場全体としては、上昇期と安定期、そして下降期と、はっきりと3つの市況に分かれている。

トータルリターンが大きく変動する中、インカムリターンは常に安定しており、一貫して緩やかに下降している。下降している理由としては、新たに取得する不動産価格の上昇が考えられる。インカムリターンが余り変化していないことを考えると、トータルリターンの変動の大部分はキャピタルリターンの変動によるものと言えるだろう。

また、トータルリターンの変動とかなり似通った動きを示しているのがTOPIXである。一方、2003年4月から公表された東証REIT指数は、2006年8月まで上昇し続けている部分はトータルリターンと似ているが、その後2007年5月まで急激に上昇している部分が異なる。これは、東証REIT指数がJ-REITの時価総額であるため、2006年8月以降の新規

図2 不動産収益率指数と他の経済指標



上場や増資による規模の拡大などの影響を受けたものと見られる。なお、図2の期間の長期金利（10年国債利回り）は、不動産市場や株式市場の激しい変動とは関係なく、同じような水準を一貫して保ってきたことが分かる。

(3) 個別不動産の収益率と不動産指数

ARESの不動産指数は、J-REITに組み入れられている物件の収益率の平均値であるので、当然のことながら、両者は密接な関係にある。しかし、本研究でモデル推定に用いるのは、ARESの指数算出に用いられる全2,049物件（既に売却された過去の物件も含む）中、関東エリア（1都3県）のオフィスで、8期以上のレコードがある74件に限られるので、その平均や分布はARESの指数と一致するわけではない。

図3は、本研究で対象とする物件のトータルリターンの平均値と標準偏差と、指数との関係を図示したものである。データの発生タイミングが半年ごとであることに留意すると、指数より高いリターンを常に示している物件群と、常に指数を下回っている物件群があることが分かる。ただし、3次スプライン補間

により得られた毎月の平均値を見てみると、指数の細かな変動は反映されていないものの、全体的な変化の傾向は似ていることが分かる。つまり、絶対的な収益率の水準は指数に及ばない物件がそれなりにあるものの、時系列での変化の傾向は指数と同様の傾向を持つものが多いと考えられる。

4. モデルの推定と考察

前述の通り、不動産市況は2005年12月までの上昇期、2005年12月から2007年6月までの安定期、そして2007年6月以降の下降期の3つに分けて見ることができる。そこで、本研究におけるモデルの推定においても、以上の3つの期間に分けて、それぞれ推定を行う。なお、上昇期の期間については、REIT開設初期は物件数が少ないため、2003年6月以降とする。

個別物件データは、2003年6月を開始時点とし、前述の3次スプライン補間により、半年ごとのデータを得て用いる。決済月が6月と12月でない物件については、実際の決済時の値の言わば中間の値を用いることになるが、

図3 個別不動産の収益率と不動産指数

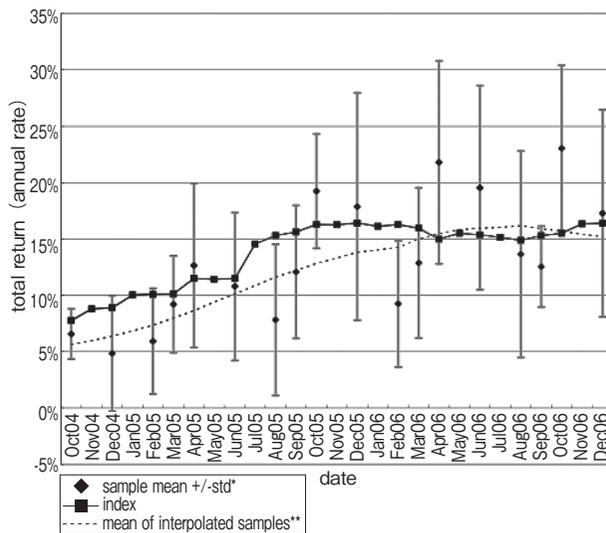


表1 モデルの推定結果

	上昇期			安定期			下降期		
	2003年6月～2005年12月			2005年12月～2007年6月			2007年6月～2008年6月		
	Coef.	t-val.	p-val.	Coef.	t-val.	p-val.	Coef.	t-val.	p-val.
α_y	0.348	7.18	0.000	0.425	7.14	0.000	0.214	3.40	0.001
β_y	0.711	7.26	0.000	-2.914	-2.28	0.023	0.942	8.22	0.000
γ_y	5.02e-07	2.39	0.017	8.59e-07	2.50	0.013	4.14e-07	0.92	0.357
c_y	-8.96e-03	-1.73	0.085	0.275	2.70	0.007	2.97e-04	0.03	0.973

表2 モデル全体についての統計量

		上昇期	安定期	下降期
Num. of Obs.		349	277	196
Num. of Groups		74	74	67
F-Val.		52.51	24.12	26.86
p-val.		0.000	0.000	0.000
R-sq.	within	0.2260	0.0023	0.2856
	between	0.7165	0.7625	0.4178
	overall	0.3116	0.2095	0.2956

資産価格や賃料が短期間で極端に変動することは考え難いので、6月や12月に決算をした場合を仮定した妥当な値を得られるものと考ええる。

モデルの推定は、式(1)について、 I_t を被操作変数とし、 $I_{t-1} \cdot JGB_{t-1} \cdot DI_{t-1}$ を操作変数として、2段階最小2乗法(2SLS)によって行った。これらの推定の結果は、表1・表2の通りである。

モデル全体については、表2に示す通り、上昇期・安定期・下降期の何れにおいても有意であった。ただ、決定係数(overall)は0.3前後であり、モデルの説明力は高くない。これは、物件の個別の特徴を表す変数として用いているのが賃貸総面積だけであり、多様な物件を1つのモデルで表現しきれていないためと考えられる。図3にみるように、本研究で分析対象とした関東エリアのオフィスに限っても、その収益率の分布は広いことから、個々の物件の収益率は、その物件固有の条件に相当程度左右されることが予想される。しかし、Kago and Ward (2008a, 2008b) と籠

(2008)で問題であった、期間や物件によってモデルが統計的に有意でない場合があることは、本研究におけるパネルデータを用いた方法によって相当程度解決できていると言える。

次に、式(1)の推定結果については、表1に示す通り、下降期の賃貸総面積(γ_y)と定数項(c_y)を除いて、モデルの係数はすべて有意であった。下降期については、推定に用いるデータが3期分しかないというデータ期間の短さが、係数の有意性に影響した可能性がある。

前期の各物件の収益率の係数(α_y)は、上昇期は0.35程度であるが、安定期には0.4程度に上昇し、下降期には0.2程度に下落している。一方、不動産指数の係数(β_y)は、上昇期は0.7程度であったものが、安定期には-2.9程度と急変し、下降期には再度0.9程度に戻っている。これらの結果から、上昇期や下降期のように、不動産市場のトレンドが明確な時期は、不動産市場全体の平均的な収益率が各物件の収益率に与える影響が相対的に

大きいことが言える。また、安定期においては、不動産指数の係数が負の大きな値を取るなど一見不合理でもあり、市場の平均から各物件の収益率を予測することが困難であることが示唆されている。安定期において不動産指数が示す収益率は年率15%と非常に高い水準で膠着状態にあり、そうしたトレンドの不明瞭な市場において将来の収益率に影響するのは、市場全体の平均よりも各物件の個別性であるのだろう。その証左として、各物件の前期の収益率の係数が、安定期には上昇していることに加え、物件の規模を示す賃貸総面積の係数 (γ_9) が、安定期においてはその前後の倍近い値となっていることが挙げられる。

また、不動産指数の係数が、上昇期や下降期においては0.7や0.9程度といった個別物件の収益率との正の相関を示す値を取る一方で、安定期においては-2.9程度という特異な値を取る点には注意が必要である。不動産エクスポージャーのヘッジは不動産指数などを用いて行われることが多いが、不動産市場のトレンドが不明瞭な時期においては、個別物件の収益率は不動産指数と必ずしも相関しないと考えられ、その場合はヘッジ取引実行時に期待したようなヘッジ効果が実際には得られない可能性があることが指摘できる。

5. 結 論

以上の結果、データ期間と粒度に強い制約のある個別不動産の収益率について、パネルデータ分析を適用して統計的に有意なモデルを構築し得ることが確認できた。しかし、そうしたモデルの説明力の向上については、今後の課題として残されている。

また、モデルの構造の安定性については、上昇局面や下降局面のように市場のトレンドが明確な時期は、不動産指数も含めて各説明変数の影響は安定的であるが、市場のトレン

ドが不明瞭な時期は、個別物件と不動産指数が必ずしも相関しないことから、トレンドが明確な時期のモデルを適用できないことが分かった。これは、不動産指数を用いたヘッジ戦略を考える場合に注意すべき点であり、モデルの構造の変容をいかに予測するかが今後の課題である。

(麗澤大学准教授)

註

本研究は科研費（基盤研究(C): 19510155）の助成を受けたものである。

参考文献

- Englund, Peter, Min H. Wang and John M. Quigley (2002) "Hedging Housing Risk", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 24, No. 2, 167-200.
- Iacoviello, Matteo and Francois Ortalo-Magne (2003) "Hedging Housing Risk in London", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol. 27, No. 2, 191-209.
- Kago, Yoshiki and Charles W. R. Ward (2008a) "Hedge Effect of Total Returns Swaps for an Individual Property Investment: The Analysis with the Single Period Model in Japanese Market", *Reitaku International Journal of Economic Studies*, Vol.16, No.1, 101-117.
- Kago, Yoshiki and Charles W. R. Ward (2008b) "Hedging Effectiveness of Total Returns Swaps for Real Estate Portfolios: Application to the Japanese Market", *Reitaku International Journal of Economic Studies*, Vol.16, No.2, 1-27.
- 籠義樹 (2008) 「不動産指数スワップによるヘッジ効果の実証分析」日本不動産学会平成20年度秋季全国大会論文集、189-196。
- 駒井正晶 (2008) 「住宅価格変動リスクと対応策：アメリカ等における提案と試み」、*Housing Finance*, Summer, 48-61。
- Park, Tae H., and Lorne N. Switzer (1995) "Risk Management of Real Estate: The Case of Real Estate Swaps", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.11, 219-233.
- Shiller, Robert J. and Allan N. Weiss (1999) "Home Equity Insurance", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Vol.19, No.1, 21-47.
- Syz, Juerg, Paolo Vanini and Marco Salvi (2007) "Property Derivatives and Index-Linked Mortgages", *Journal of Real Estate Finance and Economics*, Online First.

Summary

The Fluctuation Model of the Returns on the Real Estate Investment: A Panel Data Analysis

Yoshiki Kago

For the usual data of individual properties, the covered period is short, and the interval between observations is long. This study confirmed that the statistically significant model for the fluctuation of the returns on the real estate investment is derived applying a panel data analysis. However the model fitting yet remains to be improved.

The structure of the model is stable on the situation that the trend of the fluctuation of the returns is clear. That is the estimated coefficients of independent variables including the real estate index are stable on the rising trend and falling trend. But such model structure isn't appropriate when the market trend isn't so clear, because the move of the real estate index doesn't always correlate with the move of returns of individual properties.

This means that the hedging strategy applying the real estate index has the risk not to get the expected hedging effect. How to predict the change of the model structure is further issue for coming studies.

(受付 平成21年11月30日)
(校了 平成22年1月24日)