



RIETI Discussion Paper Series 16-J-018

証券化による発行者の資産リスクの変動と資本市場の評価 —J-REITのケース・スタディー

江上 雅彦
京都大学

細野 薫
経済産業研究所

証券化による発行者の資産リスクの変動と資本市場の評価¹
—J-REIT のケース・スタディ—

江上雅彦（京都大学）
細野薫（経済産業研究所・学習院大学）

要旨

証券化の前後によって、発行者の資産価値はどのように変動するのか、つまり当該発行者の資産リスクはどう変化するのか、また資本市場において投資家は資産売却という変化に対してどのように対応するのか？こうした問い合わせるために、本稿では、J-REIT 設立のアナウンスメント前後のスポンサーの資産価値を厳密に推計し、そのボラティリティや市場インデックスとの連動性を分析した。分析の結果、J-REIT 設立のアナウンスの前後で、資産価値のボラティリティの変化に一定の傾向は見出されないものの、アナウンス後に不動産業の株式市場インデックスとの連動性は弱まる傾向があることを見出した。また、不動産業以外の企業がスポンサーの場合には、本業の属する株式市場インデックスとの連動性が高まるケースが見られた。

キーワード：証券化、J-REIT、資産価値、資産リスク

JEL Classifications: G32, G12, E44

RIETI ディスカッション・ペーパーは、専門論文の形式でまとめられた研究成果を公開し、活発な議論を喚起することを目的としています。論文に述べられている見解は執筆者個人の責任で発表するものであり、所属する組織及び（独）経済産業研究所としての見解を示すものではありません。

¹ 本稿は、（独）経済産業研究所におけるプロジェクト「企業金融・企業行動ダイナミクス研究会」の成果の一部である。本稿の原案に対して、中島厚志理事長、藤田昌久所長、森川正之副所長、大橋弘教授、植杉威一郎准教授、ならびに経済産業研究所ディスカッション・ペーパー検討会にご参加の方々から多くの有益なコメントを頂いた。また、細野・江上は学習院大学経済経営研究所（GEM）から、細野は科研費基盤研究(S) #25220502 から、江上は科研費基盤研究(B) #26285069 それぞれ研究助成を受けた。記して感謝する。

証券化による発行企業の資産リスクの変化 —J-REIT のスポンサーのケース—

1. はじめに

証券化は、発行する企業の資産価値に様々な影響を与える。まず、証券化により資産の流動性が高まる (Greenbaum 1986; DeMarzo and Duffie 1999; DeMarzo, 2003)。また、証券化によってオリジネーション・債権回収・貸付債権保有の主体がわかれ、それぞれの業務に特化することの利益も考えられる(Greenbaum 1986; Hess and Smith, 1988)。さらに、リスク性の資産を証券化によって切り出すことにより、リスクの軽減・分散化につながり、さらに、証券化商品のリスクは発行企業のリスクから隔離されることから、発行する企業による資金調達のコストとアベイラビリティの改善と投資の拡大につながる (DeMarzo 2005)²。また、米国のGSEによる住宅担保貸付の証券化のように、証券化に際して（暗黙の）保証が付される場合には、そうした信用補完の効果もある。)

他方、証券化される資産に関し、発行企業と投資家との間に情報の非対称性がある場合には、モラルハザードや逆選択の問題が生じ、そのコストの少なくとも一部は発行体が負担する可能性がある。例えば、REIT の IPO に際しては、株式の IPO と同様のアンダープライシング（公募価格が初値を下回る現象）が見出されており(Ling and Ryngaert, 1997; Brounen and Eichholtz, 2002; Kutsuna, Dimovski, and Brooks, 2008)、なんらかの情報のコストが生じていると解釈しうる。

このように証券化が企業の資産価値に及ぼす効果については、これまで多くの実証研究がなされてきた。しかし、そのほとんどは、発行する企業の株式価値の変化のみに着目しており、資産リスクがどう変化したかについて分析したものはほとんどない。このため、証券化によって株式価値が変化したとしても、その要因について、必ずしも明らかになつていかない。例えば、証券化が株式価値を高めるとしても、リスクの軽減・分散化によるものなのか、資金調達コストの軽減によるものなかはわからない。

そこで、本稿では、証券化の様々な効果のうち、資産リスクの変化に着目し、証券化によって発行企業の資産リスクがどう変化したかを分析することとする。証券化は発行企業の資産を入れ替えるプロセスであり、これによって資産リスクがどう変化するかは、証券化によって切り出す資産と、得た資金によって新たに購入する資産の中身に依存する。仮にリスク性の資産を切り出しても、これによって得た資金でリスクの高い資産を購入すれば、資産リスクは高まることになる。また、たとえば不動産を証券化した資金で不動産以外の資産を購入すれば、不動産市場へのエクスポージャーが低下することになる³。

²金融業のようにバランスシートに対する規制がある場合には、証券化によるオフ・バランスシート化は、規制のコストを軽減する効果もある(Greenbaum and Thakor, 1987)。

³ 本論文は、証券化によるこうした資産の入れ替えの効果を株式市場がどう評価するかを分析する。このため、証券化を通じた資産の売却効果のみを取り出すことは困難である。

本稿では、資産リスクを分析するために、Duan(1994, 2000)、Lehar (2005)の手法を、J-REIT のスポンサー企業に適用する。Lehar(2005)は、Black and Scholes (1973)に沿って、資産価値が幾何ブラウン運動に従うと仮定し、そのドリフトとボラティリティを、株式の時価評価額と負債元本額から推計する方法を提案し、銀行のリスクの計測に応用した。本稿では、彼の方法を用いて、J-REIT のスポンサーの資産価値とそのリスクが、J-REIT 設立のアナウンスメント前後によって、どう変化したかを分析する。

分析の結果、J-REIT 設立のアナウンス後は、資産価値のボラティリティの変化に一定の傾向は見られないものの、不動産業の株式市場インデックスとの連動性は弱まる傾向があることを見出した。また、不動産業以外の企業がスポンサーの場合には、本業の属する株式市場インデックスとの連動性は高まるケースがあることを見出した。この結果は、不動産の証券化による資産の入れ替えは、不動産価格リスクの軽減につながることを示唆している。

以下、第 2 章で関連文献のレビュー、第 3 章で分析手法とデータ、第 4 章と第 5 章で分析結果を説明し、第 6 章でまとめと今後の課題について述べる。

2. 文献レビュー

証券化による企業価値の変化については、いくつかの実証研究が存在する。まず、Lockwood, Rutherford, and Herrera (1996)は、米国企業による証券化による企業価値の変化を、イベントスタディーによって分析した。この結果、企業価値の変化は産業によつて異なり、ファイナンスカンパニーの場合はプラスの効果、事業会社と自動車会社の場合は効果なし、銀行の場合はマイナスの効果であること、ただし、銀行の場合、健全な銀行ではプラスの効果であるが、弱い銀行ではマイナスの効果であることを見出した。また、An, Deng, and Gabriel (2009)は、米国の 1992-2003 年におけるローン・レベルのデータを用い、商業不動産担保証券 (CMBS) は価値を創造していることを示した。具体的には、オリジネータに保有されるポートフォリオ・ローンに比べ、コンデュイット・ローンによる証券化は、商業用不動産担保貸付の金利を低下させていることを見出している。彼らは、その要因として、流動性の向上、規制の回避 (regulatory arbitrage)、価格差別、プリングとトランシェングによるリスク分散、オリジネーション・債権回収・貸付債権保有への特化による利益などを指摘している。

REIT を用いた証券化に焦点を当てた企業価値の変化に関する研究としては、REIT の IPO 時におけるアンダープライシングの分析がいくつか存在する。Wong, Ong, and Ooi (2013)は、REIT の IPO 時におけるアンダープライシングと IPO 時にスポンサーが保有する株式の割合 (リテンション) との同時決定について分析を行った。彼らは、日本、香港、シンガポール、マレーシアの REIT とスポンサーのデータを用い、リテンションとアンダープライシングとの間に正の相関があることを見出し、Grinblatt and Hwang (1989)のシグナリング仮説と整合的であると解釈している。この仮説は、質の高い企業はより

多くのリテンションとアンダープライシングによって質の高さを示すというものである。彼らはまた、不動産開発業者が REIT をスピンオフする場合には、リテンションの割合が高いことを見出し、IPO 後の潜在的なモラルハザードを投資家に補償するためではないかと推測している。また、Kutsuna, Dimovski, and Brooks (2008)は、J-REIT の 2001-2006 年の IPO を分析し、公募価格が高いほどアンダープライシングの程度が大きくなることを見出している。これらの結果は、REIT の IPO に際し、なんらかの情報のコストが生じていることを示していると解釈しうる。

このように、証券化が企業価値に及ぼす影響については、いくつかの先行研究があるものの、証券化によって、企業の資産リスクがどう変化するのかを分析した研究は、我々の知る限り、存在しない。

3. 分析手法とデータ

3. 1 企業価値の推計方法

本稿では、二つの資産リスクのメジャーを用いる。一つは資産価値のボラティリティであり、もう一つは資産価値と市場インデックスとの連動性である。いずれの指標も、まず、企業価値を測定する必要があるが、本稿では、Duan(1994, 2000)、Lehar (2005)の手法を用いる。以下、その概要を述べる。

企業の資産価値 V はドリフト μ 、ボラティリティ σ の幾何ブラウン運動に従うものと仮定する。

$$(1) \quad dV = \mu V dt + \sigma V dz$$

株式価値 E_t は、満期 T の負債の額面価値 B を行使価格とする、企業資産に対するコールオプションとみなすことができる。 z は標準ブラウン運動である。負債はリスクフリーだとすると、安全資産の金利で増えるので、株式価値は、次式で与えられる。

$$(2) \quad E_t = V_t N(d_t) - B_t N(d_t - \sigma \sqrt{T})$$

ここで、

$$(3) \quad d_t = \frac{\ln(V_t / B_t) + (\sigma^2 / 2)T}{\sigma \sqrt{T}}$$

である。したがって、株式市場で株式価値 E_t を、バランスシート上で負債の額面価値 B_t をそれぞれ観測できれば、パラメータを推計することによって、(2)式より、企業の資産価値 V_t を求めることができる。この方法は unobservable な企業の資産価値（時価）を株価から推計するため、リアルタイムでの推計が可能であること、また社債市場と比べて効率性がはるかに高い株式市場のデータに依拠しているため正確性が期待できることが利点である。

パラメータは、Duan (1994)および Duan (2000)によって開発された最尤法を用いて推計する。株式価値 E_t の流列 $E = (E_t), t \in \{1, \dots, m\}$ を所与とすると、パラメータ (μ, σ) は、次の尤度関数を最大化することで求めることができる。

$$(4) \quad L(E, \mu, \sigma) = -\frac{m-1}{2} \ln(2\pi) - \frac{m-1}{2} \ln \sigma^2 - \sum_{t=2}^m \hat{V}_t(\sigma) - \sum_{t=2}^m \ln(N(\hat{d}_t)) \\ - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=2}^m \left[\ln \left(\frac{\hat{V}_t(\sigma)}{\hat{V}_{t-1}(\sigma)} \right) - \mu \right]^2$$

ここで、 $\hat{V}_t(\sigma)$ は V_t に関する(2)式の解であり、 \hat{d}_t は(3)式において、 V_t を $\hat{V}_t(\sigma)$ に置き換えた場合の d_t の値である。

単純化のため、負債の満期 T は 1 年と仮定する。また、J-REIT 設立のアナウンス前後各 200 営業日の株式価値 E_t を用いてアナウンス前後の V_t をそれぞれ求める⁴。なお、パラメータの推計に際しては、初期時点 ($t=-200$ あるいは $t=1$) を 1 に基準化した。

3. 2 リスクのメジャー

資産リスクのメジャーの一つは、資産のボラティリティ σ である。もう一つのメジャーは、資産価値 V_t と株式の市場インデックスとの連動性の指標である。市場インデックスとしては、スポンサーが不動産業の場合、不動産業の株価インデックス M_t を用い、それ以外の産業の場合、当該産業の株価インデックス MR_t と不動産業の株価インデックス M_t の両方を用いる⁵。具体的には、スポンサーが不動産業の場合、REIT 設立のアナウンス前後各 200 営業日分のデータを用い、以下の推計を行う。

$$(5) \quad V_t = \alpha_0 + \alpha_1 PRE_t + \beta_0 M_t + \beta_1 PRE_t \times M_t + \varepsilon_t, \quad t = -200, -199, \dots, -1, 1, 2, \dots, 200$$

ここで、 PRE_t は、アナウンス日より前 ($t = -200, -199, \dots, -1$) であれば 1、アナウンス日より後 ($t = 1, 2, \dots, 200$) であれば 0 を取るダミー変数である。 (5) 式の推計は、定数項と M_t のそれぞれにダミー変数をかけているので、アナウンス前後でサンプル分割して

$$(6) \quad V_t = (\alpha_0 + \alpha_1) + (\beta_0 + \beta_1) M_t + \varepsilon_t, \quad t = -200, -199, \dots, -1$$

$$(7) \quad V_t = \alpha_0 + \beta_0 M_t + \varepsilon_t, \quad t = 1, 2, \dots, 200$$

を推計していることと実質的には同じである。このため、アナウンス前の M_t との連動性は $(\beta_0 + \beta_1)$ で、アナウンス後の M_t との連動性は β_0 で測ることができる。仮に、J-REIT 設立によって M_t との連動性が弱まる場合には、 β_1 はプラスで有意になる。

スポンサーが不動産業以外の場合、

$$(6) \quad V_t = \alpha_0 + \alpha_1 PRE_t + \beta_0 M_t + \beta_1 PRE_t \times M_t + \gamma_0 MR_t + \gamma_1 PRE_t \times MR_t + \varepsilon_t,$$

⁴ 東急電鉄のケースのみ、アナウンス前 196 営業日で年度が替わるため、アナウンス前後 195 営業日の資産価値を求めた。

⁵ スポンサーが不動産業の場合、不動産業の株価インデックスにスポンサー自身の株価が反映されるため、 (5) 式による証券化の効果 (β_1) は、下方にバイアスがかかる可能性がある。これは、我々の推計値が保守的であることを意味する。

$$t = -200, -199, \dots, -1, 1, 2, \dots, 200$$

の推計を行う。アナウンス前の M_t 、 MR_t との運動性はそれぞれ $(\beta_0 + \beta_1)$ 、 $(\gamma_0 + \gamma_1)$ であり、アナウンス後の M_t 、 MR_t との運動性はそれぞれ β_0 、 γ_0 で測ることができる。例えば、J-REIT 設立によって M_t との運動性が弱まり、 MR_t との運動性が高まる場合には、 β_1 はプラスで有意、 γ_1 はマイナスで有意となる。

3. 3 データ

分析の対象は、J-REIT のスポンサーである。スポンサーとは REIT の組成主体のことであり、投資法人や資産運用会社の設立や資産運用等に主導的な立場で関与するものである⁶。日本では 2000 年 11 月に「投資信託および投資法人に関する法律」(投信法) が改正されて以降多くの上場不動産信託 (J-REIT) が設立されているが、本稿では、このうち 2007 年までに REIT を上場させた表 1 のスポンサー 7 社および REIT 9 社を対象とする。⁷

J-REIT 創設のアナウンス日の特定にあたっては、以下のルールを適用する。まず、スポンサーのウェブサイトで、創設あるいは資信託委託業者の金融庁認可に関するニュースリリースがある場合には、当該日をアナウンス日とする。こうしたニュースリリースがない場合、J-REIT のウェブサイトで、設立申請の届け出日がわかる場合には当該届け出日をアナウンス日とする。最後に、設立申請の届け出日がわからない場合には、設立日をアナウンス日とする。各スポンサー/J-REIT のアナウンス日とその内容については、表 1 を参照されたい。

資産価値の推計に必要なデータは、株価、発行済株式数、および負債総額である。株価については、日経メディアマーケティング社の Nikkei NEEDs Financial Quest より、日時データの終値を用いる。発行済株式数と負債総額は、有価証券報告書による。有価証券報告書は、各スポンサーのウェブサイトあるいは eol 有価証券報告書から入手した。発行済株式数については、増資等によって年度途中に変化した株式数と日付がわかる場合には、その情報を用いた。転換社債の転換等、変化した株式数しかわからない場合には、年度内に一定の割合で変化すると仮定した。こうして推計した日次の発行済株式数に株価を乗じることにより、日次の株式価値を求めた。

負債の額面額は年度末 (3月末) しか手に入らないので、年度途中の負債額は、一定の伸び率で変化すると仮定した。具体的には、時点 t が年度 y の n 日目である場合、前年度末と当年度末の負債総額をそれぞれ B_{y-1} 、 B_y であらわすと、 t 時点の負債総額は

$$B_t = B_{y-1} \left(\frac{B_y}{B_{y-1}} \right)^{\frac{n}{365}}$$

で求めた。

⁶ ただし、投信法上の機関ではなく、法律上明確な定義があるわけではない。

⁷ 野村不動産については、必要なデータが集められなかつたため、対象外とした。

不動産業の市場インデックス M_t は、Nikkei NEEDs Financial Quest より、日経業種別インデックス（不動産）を用いる。不動産業以外のスポンサー3社については、自産業の市場インデックス MR_t として、Nikkei NEEDs Financial Quest より、日経業種別インデックス（鉄道・バス）（東急電鉄および阪急阪神HD）あるいは日経業種別インデックス（その他金融）（オリックス）を用いる。

4. 分析結果

表2は、J-REIT創設のアナウンス日前後それぞれの、資産価値のドリフト μ とボラティリティ σ の推計結果を示す。これによると、9ケースのうち、アナウンス後に σ が上昇したのが4ケース、下落したのが5ケースであり、アナウンスによるボラティリティの変化に一定の傾向は見出しがたい。表2には、不動産市場インデックス M_t およびスポンサーの属する産業の市場インデックス MR_t のボラティリティ（対数階差の標準偏差）を併せて掲載しているが、これらとの比較でもみても、やはり一定の傾向は見出しがたい⁸。これはスポンサーがREITに資産を売却した後に、どのような資産構造・資本構造になるか、について株式市場がどのように評価するか、という点に大きく依存することを付記しておきたい。

表3は、スポンサーの資産価値がアナウンス前後でどう変化したかを見たものである。具体的には、不動産市場インデックスの変動の影響を除くために、資産価値 V_t を不動産業株価インデックス M_t あるいは自産業株価インデックス MR_t で除した比率の、アナウンス前後それぞれにおける平均値を示している。これによると、 V_t/M_t あるいは V_t/MR_t アナウンス後に有意に低下したものが2ケース、有意に上昇したものが3ケース、有意な変化がなかったものが4ケースであり、一貫した傾向は見られない。

表4は、資産価値と市場インデックスとの連動性（(5)式あるいは(6)式）の推計結果である。まず、不動産業の市場インデックスとの連動性を見ると、9ケースのすべてにおいて、 $PRE_t \times M_t$ の係数はプラスで有意であり、証券化によって不動産業の市場インデックスとの連動性が弱まっていることがわかる。また、不動産業以外のスポンサー企業3ケースのうち、2ケース（東急電鉄および阪急阪神HD）については、 $PRE_t \times MR_t$ の係数がマイナスで有意であり、証券化によって自産業の市場インデックスとの連動性が強まる傾向があることがわかる。

次に、頑健性チェックとして、被説明変数の企業価値 V_t 、被説明変数の M_t 、 MR_t のそれぞれについて、対数を取って推計した。例えば、スポンサー企業が不動産業の場合、推計式は

$$(7) \log(V_t) = \alpha_0 + \alpha_1 PRE_t + \beta_0 \log(M_t) + \beta_1 PRE_t \times \log(M_t) + \varepsilon_t,$$

⁸ M_t のボラティリティとの比較でみると、9ケースのうち5ケースで上昇、4ケースで下落している。また、 MR_t のボラティリティとの比較でみると、3ケースのうち2ケースで上昇、1ケースで下落している。

$$t = -200, -199, \dots, -1, 1, 2, \dots, 200$$

である。推計結果は、表 5 に示す⁹。これによると、 $PRE_t \times \log(M_t)$ の係数は、9 ケースのうち 7 ケースでプラスに有意であり、やはり、証券化によって不動産業の市場インデックスとの連動性が弱まる傾向が見出される。また、 $PRE_t \times \log(MR_t)$ の係数は、3 ケースのうち 2 ケースでマイナスに有意であり、証券化によって自産業の市場インデックスとの連動性が強まる傾向があることがわかる。

最後に、被説明変数に、企業価値 V_t の代わりに株価（対数値）を用い、説明変数に市場インデックス（対数値）用いて推計を行った。これは、企業価値を推計することで、株価では得られない傾向が明らかになったかどうかを確認するためのものである。推計結果の表 6 を見ると、証券化によって不動産業の市場インデックスとの連動性が有意に弱まったのは 3 ケースで、逆に有意に連動性が高まったのも 2 ケース見られる。これを表 3、表 4 と比較すると、企業価値 V_t を用いた推計では、株価を用いた推計では観測できなかった明瞭な傾向が観察できた。我々は、単なる株価を使って業界インデックスと比べるのではなく、そもそも証券化の動機として重要な負債の影響をより直接的に反映している資産価値を使ったことにより、不動産業との関連性の変化を察知することができたと考えられる¹⁰。ただし、本節の分析は、資産価値のドリフト μ とボラティリティ σ が REIT 創設アナウンス前後それぞれの期間で一定であるという仮定の下での分析であり、そのために、短期間の分析であることに留意が必要である。

5. 証券化が資産リスクに及ぼす長期的な影響

本節では、証券化が資産リスクに及ぼすより長期的な影響を分析するため、時間を通じて係数が変化することを許容する time-varying CAPM を推計することとする。ただし、時間を通じて変化する資産価値（のドリフト μ とボラティリティ σ ）を推計することはできないため、本節では株価を用いた分析に限ることとする。具体的には、サンプル期間において 3 度にわたり証券化を行った三井不動産と、一度のみ証券化を行った三菱地所の週次ベースの株価（週終値）上昇率 R_{it} と、日経不動産業インデックスの週次ベース（週終値）上昇率 R_{mt} の週次データを用いて、Kaman filter を用いた以下の CAPM を推計する。推計期間は 1998 年 1 月 4 日から 2007 年 12 月 30 日までである。

$$(8) \quad R_{it} = \alpha_i + \beta_{it} R_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i)$$

$$(9) \quad \alpha_{it} = \alpha_{it-1} + \nu_{it}^\alpha, \quad \beta_{it} = \beta_{it-1} + \nu_{it}^\beta, \quad \nu_{it}^\alpha \sim N(0, \tau_i^\alpha), \quad \nu_{it}^\beta \sim N(0, \tau_i^\beta)$$

図 1 に、 β_{it} の推計値の推移を示す。これによると、三井不動産が証券化を行ったあとは、

⁹ これ以降の推計にあたっては、アナウンス前後それぞれの期間の最初の営業日 ($t = -200, 1$) の V_t および M_t を 1 に基準化している。

¹⁰ ただし、負債については、年度末のデータしか入手できないため、負債の変化の時点を特定化できないという限界がある。

連関性が下がっていることと対照的に、三菱地所については連動性が証券化の後高まる傾向がみられる。これは一つの事例であるが、証券化によって不動産業との連動性を低めるという前節の短期分析と整合的な結果である。

6. 結論

本稿では、資産リスクを分析するために、Lehar (2005)の手法を、J-REIT のスポンサー企業に適用し、J-REIT のスポンサーの資産価値とそのリスクが、J-REIT 設立のアナウンスメント前後によって、どう変化したかを分析した。

分析の結果、J-REIT 設立のアナウンス後は、資産価値のボラティリティの変化に一定の傾向は見られないものの、不動産業の株式市場インデックスとの連動性は弱まる傾向があることを見出した。また、不動産業以外の企業がスポンサーの場合には、本業の属する株式市場インデックスとの連動性は高まるケースがあることを見出した。この結果は、不動産の証券化による資産の入れ替えは、不動産価格リスクの軽減につながることを示唆している。また、こうした結果は、単なる株価を使った場合には得られないものであり、そもそも証券化の動機として重要な負債の影響をより直接的に反映している資産価値を使ったことにより、不動産業との関連性の変化を察知することができたと考えられる。

少なくとも不動産業の場合は REIT への資産売却後も新たな不動産投資を行う可能性が高いと予想される。しかしこの場合でも不動産業の市場インデックスとの連動性が弱まるというのは非常に興味深い。仮に将来実際に不動産投資が行われて不動産業の市場インデックスとの連動性が再度高まるとしても、株式市場は資産売却という *irreversible* な変化に対し、強く反応していると言えるからである。株式収益率を用いた長期的な事例分析においても、証券化を繰り返すケースのほうが一回限りの証券化のケースよりも不動産業の市場インデックスとの連動性の高まりがみられないという結果が見られた。

こうした分析結果は、重要な政策的含意を持つ。まず、企業金融の観点からは、不動産の証券化が、不動産の価格変動リスク（不動産業の市場インデックスに反映されていると考えられる）をコントロールする上で、重要なツールとなることが示唆される。また、マクロ経済的観点からは、不動産価格の下落が不動産業者による資産の投げ売りや倒産によってさらなる不動産価格の下落につながるという悪循環を軽減するために、証券化が有効となる可能性が示唆される。逆に、不動産価格の上昇が不動産業者のバランスシートの改善を通じてさらなる不動産投資を惹起し、バブルにつながるというリスクを軽減する上でも有効となる可能性もある。ただし、こうした効果が実現するかどうかを見極めるためには、誰が証券化商品を購入しているのか、また、証券化商品の市場価格の変動が逆に不動産価格の変動につながらないかなどの分析が必要となる。

今後の分析の拡張としては、いくつかの方向性が考えられる。まず、事前の資産市場の評価と事後的なバランスシート上の資産内訳の変化との関係に関する分析である。また、証券化の動機に関する分析や、証券化商品の投資家行動に焦点を当てた分析も有益である。

う。さらに、これらの点を含め、日本よりも証券化商品の市場が発達している米国との比較も興味深いと考えられる。

参考文献

- An, X., Deng, Y., and Gabriel S. A. Value creation through securitization: evidence from the CMBS market. *Journal of Real Estate, Finance and Economics*, 38: 302-326, 2009.
- Black, F. and Scholes, M. The pricing of options and corporate liabilities. *Journal of Political Economy*, 8: 1637-1659, 1973.
- Brounen, D. and Eichholtz, P. Initial public offerings: evidence from the British, French and Swedish property share markets. *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 24: 103-117, 2002.
- DeMarzo, P. Portfolio liquidation and security design with private information. *Stanford University working paper*, 2003.
- DeMarzo, P. The pooling and tranching of securities: A model of informed intermediation. *Review of Financial Studies*, 18: 1-35, 2005.
- DeMarzo, P. and Duffie, D. A liquidity-based model of security design. *Econometrica*, 67: 65-99, 1999.
- Duan, J.-C. Maximum likelihood estimation using the price data of the derivative contract. *Mathematical Finance*, 4: 155-167, 1994.
- Duan, J.-C., 2000. Correction: Maximum likelihood estimation using the price data of the derivative contract. *Mathematical Finance*, 10: 461-462, 2000.
- Greenbaum, S. I. Securitization, asset quality and regulatory reform. *BRG working paper* 147, Northwestern University, Evanston, IL., 1986.
- Greenbaum, S.I. and Thakor, J.V. Bank funding modes: securitization versus deposits. *Journal of Banking and Finance*, 11: 379-392, 1987.
- Grinblatt, M. and Hwang, C. Y. Signaling and the pricing of new issues. *Journal of Finance*, 44: 393-420, 1989.
- Hess, A. and Smith, C. Elements of mortgage securitization. *Journal of Real Estate, Finance and Economics*, 1: 331-346, 1988.
- Kutsuna, K., Dimovski, W., and Brooks, R. The pricing and underwriting costs of Japanese REIT IPOS. *Journal of Property Research*, 25(3): 221-239, 2008
- Lehar, A. Measuring Systemic Risk: a risk management approach. *Journal of Banking and Finance*, 29: 2577-2603, 2005.
- Ling, D. C., and Ryngaert, M. Valuation uncertainty, institutional involvement, and the

- underpricing of IPOs: the case of REITs. *Journal of Financial Economics*, 43: 433–456, 1997.
- Lockwood, L.J., Rutherford, R.C., and Herrera, M.J. Wealth effects of securitization. *Journal of Banking and Finance*, 20: 151-164, 1996.
- Wong, W-C, Ong, S-E, and Ooi, J.T.L. Sponsor backing in Asian REIT IPOs. *Journal of Real Estate, Finance and Economics*, 46: 299-320, 2013.

表1 スポンサーとJ-REIT

スポンサー	J-REIT	アナウンス日	アナウンスの内容	(参考)REIT上場日
三井不動産	日本ビルファンド	2000年2月15日	設立に係るプレスリリース	2001年9月10日
三井不動産	フロンティア不動産	2004年5月11日	設立に係る届出	2004年8月9日
三井不動産	日本アコモデーションファンド	2005年10月11日	設立に係る届出	2006年8月4日
三菱地所	ジャパンリアルエステート	2001年5月11日	設立	2001年9月10日
オリックス	オリックス不動産	2001年9月10日	設立	2002年6月12日
東京建物	日本プライムリアルティ	2001年3月27日	設立に係るプレスリリース	2002年6月14日
平和不動産	平和不動産REIT	2002年1月28日	設立に係る届出	2005年3月8日
東急電鉄	東急REIT	2003年6月16日	金融庁の認可取得に係るプレスリリース	2003年9月10日
阪急阪神HD	阪急REIT	2004年12月1日	設立に係る届出	2005年10月26日

表2 アナウンス前後の資産価値のドリフト μ とボラティリティ σ の推計結果

スponsサー	J-REIT	前後	μ	σ	σ_M	σ_{MR}
三井不動産	日本ビルファンド	前	-0.00049	0.00682	0.02553	
		後	0.00012	0.00766	0.02113	
三井不動産	フロンティア不動産	前	0.00030	0.00739	0.02711	
		後	0.00021	0.00542	0.01781	
三井不動産	日本アコモデーションファンド	前	0.00057	0.00478	0.01421	
		後	0.00080	0.01101	0.02448	
三菱地所	ジャパンリアルエステート	前	0.00015	0.00945	0.01943	
		後	-0.00016	0.00859	0.02224	
オリックス	オリックス不動産	前	0.00024	0.00379	0.01962	0.01902
		後	0.00008	0.00342	0.02363	0.01901
東京建物	日本プライムリアルティ	前	0.00014	0.00364	0.01957	
		後	-0.00002	0.00285	0.02378	
平和不動産	平和不動産REIT	前	-0.00026	0.00640	0.02045	
		後	0.00041	0.00480	0.02389	
東急電鉄	東急REIT	前	-0.00038	0.00285	0.02130	0.01113
		後	-0.00021	0.00587	0.02725	0.00942
阪急阪神HD	阪急REIT	前	0.00004	0.00324	0.02217	0.00986
		後	0.00000	0.00326	0.01360	0.00728

μ および σ は、スponサーの資産価値のドリフトとボラティリティの推計値。

σ_M および σ_{MR} はそれぞれ、不動産市場インデックスおよびスponサー産業の市場インデックスの、対数階差の標準偏差。

表3 スポンサーの資産価値(対不動産市場インデックスM
あるいは自産業市場インデックスMR)の変化

三井不動産 日本ビルファンド			
V/M			
	Obs	Mean	Std. Err.
post	200	5.13E+09	2.63E+07
pre	200	5.13E+09	3.15E+07
difference		-1433267	4.11E+07
三井不動産 フロンティア不動産			
V/M			
	Obs	Mean	Std. Err.
post	200	3.27E+09	1.05E+07
pre	200	3.95E+09	4.28E+07
difference		-6.77E+08	4.41E+07 ***
三井不動産 日本アコモデーションファンド			
V/M			
	Obs	Mean	Std. Err.
post	200	2.01E+09	1.03E+07
pre	200	3.00E+09	1.42E+07
difference		-9.93E+08	1.75E+07
三菱地所 ジャパンリアルエステート			
V/M			
	Obs	Mean	Std. Err.
post	200	4.93E+09	3.77E+07
pre	200	4.89E+09	1.84E+07
difference		3.79E+07	4.19E+07
オリックス オリックス不動産			
V/MR			
	Obs	Mean	Std. Err.
post	200	1.95E+09	1.14E+07
pre	200	1.62E+09	9.61E+06
difference		3.39E+08	1.49E+07 ***

東京建物	日本プライムリアルティ			
	V/M			
	Obs	Mean	Std. Err.	
post	200	5.13E+09	2.63E+07	
pre	200	5.13E+09	3.15E+07	
difference		-1433267	4.11E+07	
平和不動産	平和不動産REIT			
	V/M			
	Obs	Mean	Std. Err.	
post	200	2.29E+08	1.44E+06	
pre	200	1.93E+08	1.54E+06	
difference		3.64E+07	2.11E+06 ***	
東急電鉄	東急REIT			
	V/MR			
	Obs	Mean	Std. Err.	
post	195	2.47E+12	6.41E+09	
pre	200	2.91E+12	7.92E+09	
difference		-4.35E+11	1.02E+10 ***	
阪急阪神HD	阪急REIT			
	V/MR			
	Obs	Mean	Std. Err.	
post	200	1.88E+09	4.75E+06	
pre	200	1.74E+09	7.25E+06	
difference		1.32E+08	8.67E+06 ***	

***は有意水準1%で有意であることを示す。

表4. 資産価値と市場インデックスとの連動性の推計結果

三井不動産 日本ビルファンド		
	Coef.	Std. Err.
PRE	-0.1566	0.0103 ***
M	0.1783	0.0067 ***
PRE × M	0.1432	0.0098 ***
constant	0.8229	0.0083 ***
Adju. R2	0.9734	
No. of Obs.	400	
三井不動産 フロンティア不動産		
	Coef.	Std. Err.
PRE	0.0544	0.0086 ***
M	0.0002	0.0000 ***
PRE × M	0.0000	0.0000 ***
constant	0.8036	0.0082 ***
Adju. R2	0.9676	
No. of Obs.	400	
三井不動産 日本アコモデーションファンド		
	Coef.	Std. Err.
PRE	0.0956	0.0149 ***
M	0.0002	0.0000 ***
PRE × M	0.0000	0.0000 ***
constant	0.6332	0.0103 ***
Adju. R2	0.9417	
No. of Obs.	400	
三菱地所 ジャパンリアルエステート		
	Coef.	Std. Err.
PRE	-0.0532	0.0188 ***
M	0.0004	0.0000 ***
PRE × M	0.0001	0.0000 ***
constant	0.6796	0.0087 ***
Adju. R2	0.8120	
No. of Obs.	400	
オリックス オリックス不動産		
v	Coef.	Std. Err.
PRE	-0.2829	0.0183 ***
MR	0.0000	0.0000 ***
M	-0.0002	0.0000 ***
PRE × MR	0.0000	0.0000 ***
PRE × M	0.0003	0.0000 ***
constant	1.0601	0.0139 ***
Adju. R2	0.5848	
No. of Obs.	400	

東京建物	日本プライムリアルティ		
	Coef.	Std. Err.	
PRE	-0.0525	0.0064	***
M	0.0001	0.0000	***
PRE × M	0.0001	0.0000	***
constant	0.8794	0.0041	***
Adju. R2	0.9159		
No. of Obs.	400		
平和不動産	平和不動産REIT		
	Coef.	Std. Err.	
PRE	-0.1685	0.0224	***
M	0.0001	0.0000	***
PRE × M	0.0001	0.0000	***
constant	1.0043	0.0178	***
Adju. R2	0.7185		
No. of Obs.	400		
東急電鉄	東急REIT		
v	Coef.	Std. Err.	
PRE	0.6525	0.0579	***
MR	0.4154	0.0444	***
M	-0.0642	0.0059	***
PRE × MR	-0.9657	0.0644	***
PRE × M	0.2957	0.0117	***
constant	0.6353	0.0396	***
	0.6267		
	395		
阪急阪神HD	阪急REIT		
	Coef.	Std. Err.	t
PRE	0.0839	0.0352	**
MR	0.0004	0.0000	***
M	-0.0001	0.0000	***
PRE × MR	-0.0002	0.0000	***
PRE × M	0.0002	0.0000	***
constant	0.7409	0.0291	***
	0.7233		
	400		

被説明変数は、Vである。

***, **はそれぞれ有意水準1%、5%で有意であることを示す。

表5. 資産価値(対数値)と市場インデックス(対数値)との連動性の推計結果

三井不動産		日本ビルファンド	
	Coef.	Std. Err.	
PRE	-0.0144	0.0023	***
Log(M)	0.2060	0.0082	***
PRE × log(M)	0.0771	0.0101	***
constant	-0.0006	0.0019	
Adj. R2	0.9738		
No. of Obs.	400		
<hr/>			
三井不動産		フロンティア不動産	
	Coef.	Std. Err.	
PRE	0.2308	0.0587	***
Log(M)	0.2094	0.0082	***
PRE × log(M)	-0.0210	0.0085	**
constant	-1.4320	0.0563	***
Adj. R2	0.9648		
No. of Obs.	400		
<hr/>			
三井不動産		日本アコモデーションファンド	
	Coef.	Std. Err.	
PRE	1.0299	0.0976	***
Log(M)	0.4316	0.0087	***
PRE × log(M)	-0.1200	0.0134	***
constant	-3.1728	0.0661	***
Adj. R2	0.9446		
No. of Obs.	400		
<hr/>			
東急電鉄		東急REIT	
	Coef.	Std. Err.	
PRE	-0.0194	0.0036	***
log(MR)	0.3790	0.0453	***
log(M)	-0.0825	0.0082	***
PRE × log(MR)	-0.9196	0.0648	***
PRE × log(M)	0.2941	0.0124	***
constant	-0.0121	0.0023	***
Adj. R2	0.6184		
No. of Obs.	395		
<hr/>			
三菱地所		ジャパンリアルエステート	
	Coef.	Std. Err.	
PRE	-0.3651	0.1286	***
Log(M)	0.2973	0.0087	***
PRE × log(M)	0.0552	0.0196	***
constant	-1.9707	0.0570	***
Adj. R2	0.8002		
No. of Obs.	400		

オリックス	オリックス不動産			
	Coef.	Std. Err.		
PRE	-1.8541	0.1488 ***		
log(MR)	0.0858	0.0214 ***		
log(M)	-0.1202	0.0134 ***		
PRE × log(MR)	0.0442	0.0241 ***		
PRE × log(M)	0.2241	0.0176 ***		
constant	0.1059	0.1195 ***		
Adj. R2	0.5701			
No. of Obs.	400			
東京建物	日本プライムリアルティ			
	Coef.	Std. Err.		
PRE	-0.5187	0.0416 ***		
Log(M)	0.0972	0.0040 ***		
PRE × log(M)	0.0823	0.0063 ***		
constant	-0.6592	0.0259 ***		
Adj. R2	0.9175			
No. of Obs.	400			
平和不動産	平和不動産REIT			
	Coef.	Std. Err.		
PRE	-0.6853	0.1368 ***		
Log(M)	0.0630	0.0171 ***		
PRE × log(M)	0.0925	0.0210 ***		
constant	-0.3411	0.1103 ***		
Adj. R2	0.7234			
No. of Obs.	400			
阪急阪神HD	阪急REIT			
	Coef.	Std. Err.		
PRE	0.3558	0.2407		
log(MR)	0.3750	0.0404 ***		
log(M)	-0.1264	0.0184 ***		
PRE × log(MR)	-0.2357	0.0440 ***		
PRE × log(M)	0.1847	0.0271 ***		
constant	-1.6963	0.1998 ***		
Adj. R2	0.7216			
No. of Obs.	400			
被説明変数は、log(V)である。				
***, **はそれぞれ有意水準1%、5%で有意であることを示す。				

表6. 株価(対数値)と市場インデックス(対数値)との連動性の推計結果

三井不動産 日本ビルファンド			
	Coef.	Std. Err.	
PRE	0.2254	0.0095	***
Log(M)	1.2220	0.0338	***
PRE × log(M)	-0.1839	0.0420	***
constant	6.7635	0.0077	***
Adj. R2	0.9371		
No. of Obs.	400		

三井不動産 フロンティア不動産			
	Coef.	Std. Err.	
PRE	-0.1232	0.1644	
Log(M)	0.7185	0.0228	***
PRE × log(M)	0.0178	0.0239	
constant	2.1504	0.1576	***
Adj. R2	0.9797		
No. of Obs.	400		

三井不動産 日本アコモデーションファンド			
	Coef.	Std. Err.	
PRE	-0.1641	0.1681	
Log(M)	0.9059	0.0149	***
PRE × log(M)	0.0245	0.0231	
constant	0.8216	0.1139	***
Adj. R2	0.9931		
No. of Obs.	400		

三菱地所 ジャパンリアルエステート			
	Coef.	Std. Err.	
PRE	1.3661	0.2353	***
Log(M)	0.9058	0.0159	***
PRE × log(M)	-0.1980	0.0359	***
constant	1.0441	0.1043	***
Adj. R2	0.909		
No. of Obs.	400		

オリックス オリックス不動産			
	Coef.	Std. Err.	
PRE	-0.1057	0.5791	
log(MR)	0.6582	0.0832	***
log(M)	-0.2932	0.0521	***
PRE × log(MR)	-0.2241	0.0940	**
PRE × log(M)	0.300955	0.068375	***
constant	5.7789	0.4650	***
Adj. R2	0.4901		
No. of Obs.	400		

東京建物	日本プライムリアルティ		
	Coef.	Std. Err.	
PRE	-4.4876	0.3307 ***	
Log(M)	0.8699	0.0316 ***	
PRE × log(M)	0.6783	0.0504 ***	
constant	-0.3061	0.2057	
Adj. R2	0.8619		
No. of Obs.	400		
平和不動産	平和不動産REIT		
	Coef.	Std. Err.	
PRE	-0.6081	0.3516 *	
Log(M)	0.7211	0.0439 ***	
PRE × log(M)	0.0884	0.0540	
constant	0.9202	0.2835 ***	
Adj. R2	0.7457		
No. of Obs.	400		
東急電鉄	東急REIT		
	Coef.	Std. Err.	
PRE	0.144693	0.014615 ***	
log(MR)	-0.38334	0.185963 **	
log(M)	0.950224	0.033581 ***	
PRE × log(MR)	-0.89578	0.265759 ***	
PRE × log(M)	-0.02074	0.050918	
constant	5.8708	0.0095 ***	
Adj. R2	0.8996		
No. of Obs.	395		
阪急阪神HD	阪急REIT		
	Coef.	Std. Err.	
PRE	3.691127	1.000264 ***	
log(MR)	1.516091	0.168033 ***	
log(M)	-0.36978	0.076288 ***	
PRE × log(MR)	-1.37223	0.183054 ***	
PRE × log(M)	0.81924	0.112445 ***	
constant	-1.7894	0.8302 **	
Adj. R2	0.2621		
No. of Obs.	400		
被説明変数は、log(P)である。			
***, **はそれぞれ有意水準1%、5%で有意であることを示す。			

図 1. Time-varying CAPM における β の推計値の推移

