

# 米国の株価・住宅価格の予測可能性：グリーンズパンFRB議長の時代<sup>1</sup>



上智大学経済学部教授（ニッセイ基礎研究所 客員研究員）竹田陽介、経済調査部門 主任研究員 矢嶋康次  
y-takeda@sophia.ac.jp yyajima@nli-research.co.jp

## [要旨]

本研究は、1987年の「ブラック・マンデー」、2000年から2001年にかけて破裂した「ITバブル」、2006年をピークとし、サブプライム・ローン危機を招いた「住宅バブル」など、資産バブルの存在が金融システムに大きな影響を及ぼしてきた株価および住宅価格に関して、米国FRBが予測可能であったかどうかについて実証的に明らかにする。グリーンズパン前議長及びバーナンキ現議長の採る「グリーンズパン主義」は、中央銀行が資産価格の動向にバブルの気配を不完全にしか看守することができないことを前提とする。資産価格の予測可能性について本研究は、一変量の推定法 (Campbell and Shiller, 1988 (a); 1988 (b); 2001) 及び多変量の推定法 (Cochrane, 1994; 2001) を米国における株式のS&P500指数、及び住宅価格の代理変数としてのREIT価格指数に適用する。配当 - 価格比率の配当変化率に対する予測力を示唆する効率市場仮説、及び配当 - 価格比率の資産価格変化率に対する予測力を意味するCochrane (2001) のモデル、この二つの仮説から推定結果を解釈した結果、どちらか一方の仮説を明確に支持することはない。株式については、Cochrane (2001) モデルの含意が大まかに妥当する一方、REITを代理変数として用いた住宅については、効率市場仮説と整合的である。また、グリーンズパン前議長の任期中に観察された資産価格の大きな変動 (1987年10月のブラック・マンデーの株価暴落、1999年から2000年にかけての.comバブルの時期の株価、2007年6月におけるREIT価格の二桁の下落率を記録する前の高騰) は、推定式の与える予測の95%信頼区間に収まらない。本研究の結論は、金融政策による資産価格の変動の予防的抑止を唱える主張の現実性に疑問を投げかけ、グリーンズパン主義の妥当性を支持する。

<sup>1</sup> 英文タイトル “Campbell and Shiller, and Cochrane Could Have Predicted Asset Prices? A Track of the ‘Greenspanism’” データに関する質問に答えてくれたJohn Barwick氏(NAREIT)に感謝する。

## 目次

1—はじめに .....	123
2—「グリーンスパン主義」.....	124
1   資産価格と金融政策 .....	124
2   サブプライム・ローン危機後の批判 .....	127
3—資産価格の予測可能性 .....	128
1   モデル .....	128
2   データ .....	131
3   一変量の推定 .....	132
4   株価 .....	133
5   REIT .....	134
4—多変量の推定 .....	135
1   多変量の手法 .....	135
2   株価 .....	136
(1) インパルス反応関数 .....	136
(2) 動学的予測値 .....	140
3   REIT .....	140
5—結論 .....	145
参考文献 .....	146

## 1—はじめに

「名指揮者」(maestro)と呼ばれてきたFRBのグリーンズパン前議長の任期を通じて、1987年の「ブラック・マンデー」、2000年から2001年にかけて破裂することとなった「ITバブル」、2006年をピークとする「住宅バブル」の破裂が引き金となったサブプライム・ローン危機は、金融政策における資産価格の位置付けについて多くの議論を呼んできた(Bernanke, 2002; Greenspan, 2004など)。グリーンズパン前議長の資産価格に対する考え方は、「グリーンズパン主義」と呼ばれる(DeLong, 2008)。中央銀行が資産価格の動向にバブルの気配を看守するとしても、ITバブル時に顕著であったように、情報技術の革新による技術ショックとの識別は困難であり、たとえある程度識別ができるとしても、FFレートの引き上げという伝統的な金融政策の手段によるのでは、バブル潰しに大した効果は期待できない、という考えである(Greenspan, 2004)。また、含意として、金融政策によるバブル潰しが功を奏するためには、景気安定化を損なうほどの引き締めが必要であり、資産価格におけるバブルの発生の芽を摘むことによる景気循環のコストよりも、バブルの発生を看過した上で、バブルの崩壊に伴う金融システムの健全性の低下、それに対する事後的措置の発動によるコストの方が小さいと考えられる。こうしたグリーンズパン主義は、バーナンキ現FRB議長も共有している(Bernanke, 2002)。

本研究は、グリーンズパン主義の前提に関わる資産価格の予測可能性について、ファイナンス理論の基本的な実証手法である平均回帰(mean-reversion)の検定(Campbell and Shiller, 1988 (a); (b); 2001; Cochrane, 1994, 2001)を適用する。通常、平均回帰検定には、長期にわたる年次データを用いるが、月次の意思決定である金融政策のための判断には、資産価格の月次のデータを用いる方が適切である。本研究は、米国における資産価格、とりわけ資産バブルの存在が金融システムに大きな影響を及ぼしてきた株価および住宅価格に関して、グリーンズパン前議長の任期中、金融政策の重大な政策変更時までの月次データを用いて、FRBはバブルを予測できたのか否かについて、実証的に明らかにすることを目的とする。

資産価格の予測可能性に関する検定の結果、配当-価格比率(dividend-price ratio)の配当変化率に対する予測力を示す効率市場仮説か、資産価格変化率に対する予測力を意味するCochrane(2001)モデルのどちらか一方を、明確に支持することはない。株式については、Cochrane(2001)モデルの含意が大まかに妥当する一方、REITを代理変数として用いた住宅については、効率市場仮説と整合的である。また、実際にグリーンズパンが重大な政策変更を決定した時点におけるデータを用いた予測を行うと、株式、REITとも、資産価格の予測が如何に困難であったかがわかる。本研究は、金融政策による資産価格の変動の予防的抑止を唱える主張の現実性に疑問を投げかけ、バーナンキ現FRB議長も共有するグリーンズパン主義の妥当性を支持する。

以下、第2節でグリーンズパン主義について詳述し、サブプライム・ローン危機に至るまでのFRBの政策態度について振り返る。第3節では、資産価格の予測可能性に関するCochrane(2001)のモデルを、効率市場仮説と対比させながら提示した上で、資産価格の平均回帰検定について、一変数に関するCampbell and Shillerの推定法を紹介し、グリーンズパン前議長の時代に関して適用する。第4節では、同じく平均

回帰検定として、多変量を扱うCochraneの推定法を紹介、適用する。最後に、第5節で結論を述べる。

## 2—— 「グリーンスパン主義」

### 1 | 資産価格と金融政策

グリーンスパンFRB前議長は、1987年8月から2006年1月まで議長を務めた。グリーンスパンの時代は、80年代後半以降、サブプライム・ローン危機が顕在化した2007年までの米国の“Great Moderation”と呼ばれる低インフレ、安定成長の時期と重なる。巧みな金融市場との対話、政界・金融界との太いパイプなどを駆使し、87年10月のブラック・マンデー、94年末のメキシコ金融危機、97年のアジア通貨危機など幾度の危機を次々に乗り切ってきた。市場経済の信奉者ながら、96年末には加熱気味の米国の株式相場を「irrational exuberance」(根拠なき熱狂)と表現するなど、時には市場を牽制する姿勢を保ち、その手腕はmaestro(名指揮者)と称されるようになった。

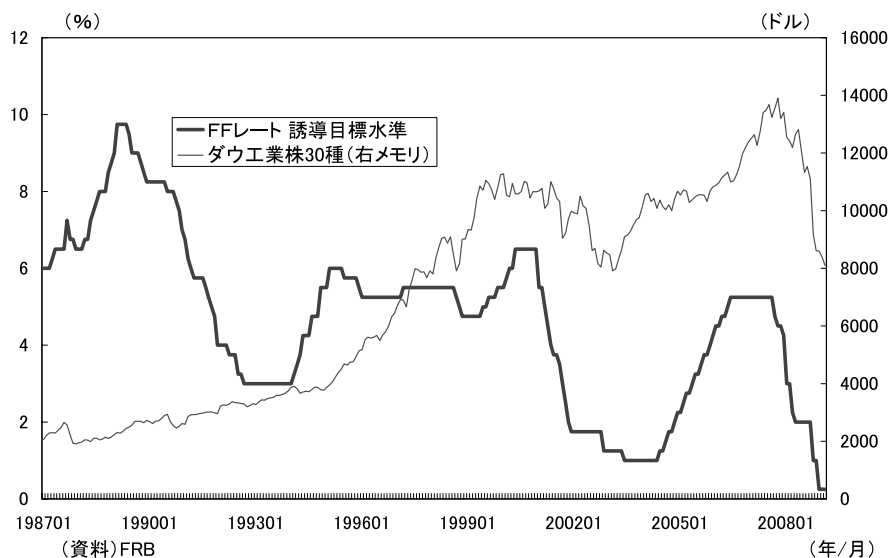
グリーンスパン議長の下で金融政策の主な変更をまとめた図表1にあるように、2001年頃からITバブル崩壊、テロ(01年9月)により消費者心理が急速に悪化する中、金融政策は、急ピッチで利下げを実施した。01年1月から年末までに緊急利下げを含む合計11回に及ぶ利下げ(6.5%→1.75%)を実施した。コア消費者物価でみた実質長期金利も急激に低下した。その後、地政学的リスクの高まりやデフレ懸念等により、さらにFFレートは引き下げられ、03年6月には大恐慌時を含めた過去最低水準である1.0%までとなった。

図表1 グリーンスパンFRB議長の時代

時期	金融政策	株価	住宅価格
Sep.'84--Apr.'87	金融緩和(11%⇒6.25%)		
Aug.'87	グリーンスパン議長就任		
Oct.'87		「ブラック・マンデー」	
Oct.'87	金融緩和(7.25%⇒6.5%)		
Mar.'88	金融引き締めへの転換(6.5%⇒9.75%)		
Jun.'89	金融緩和(9.75%⇒3%)		
Feb.'94	金融引き締めへの転換(3%⇒6%)		
Dec.'96		「根拠なき熱狂」発言	
Jun.'99	金融引き締めへの転換(5%⇒6.5%)		
Aug.'00		期中最高値	
Jan.'01--Jun.'04	金融緩和(6.5%⇒1%)		
Dec.'01	FFレート=1.75%	テロ(2001.9)勃発により株価底割れの危機を迎える	
Nov.'02	FFレート=1.25%		
Jun.'03	FFレート=1%		
Jun.'04--Jun.'06	金融引き締めへの転換(1%⇒5.25%)		
May.'05			グリーンスパンが一部地域における「フロス」(泡)の存在を指摘
Feb.'06	バーナンキ議長就任		
Jun.'06--	FFレートの据え置き		
Jun.'06			Case-Shiller指数(10都市)が最高値
Jul.'07		史上最高値を更新	
Sep.'07	金融緩和		

ダウ工業株30種で見た株価は、テロ直後急低下し、すばやい政策で一旦持ち直したが、2002年の春先からは再び大幅な下落となり8000ドルを割り込んだ。しかし、大規模な減税や大幅な金融緩和から低下していた株価は、2003年の春先をボトムに上昇に転じ始め、その後サブプライム・ローン危機が勃発する2007年の秋口まで上昇基調を続けることとなった(図表2)。

図表2 株価と金融政策

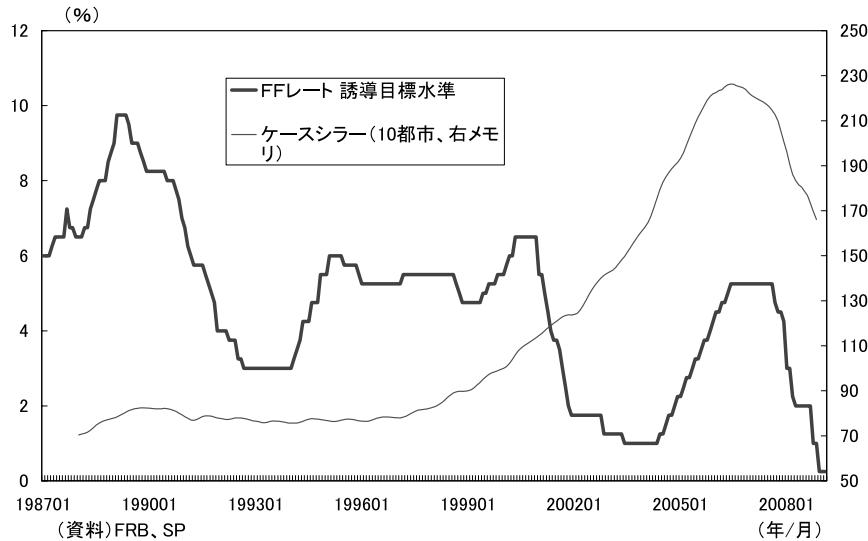


03年後半から景気は回復傾向に向かったものの、物価上昇率が低く、雇用の改善が緩慢であったことから、金利は1.0%に据え置かれる状態が続いた。次第に雇用も回復をみせ始め、04年6月には利上げを開始した。05年には、ハリケーンによる被害などが一時的に景気を下押ししたものの、景気は堅調に拡大し、「金融緩和の慎重な取りやめ」と表現される0.25%ポイントずつの小刻みな利上げが継続された。年後半にかけて緩和局面の終了時期や政策金利の中立的水準についての議論が市場で活発になる中、FF金利が4.25%に達した05年12月のFOMCで、小刻みな利上げは終了した。

しかし、その後もエネルギー価格の上昇など潜在的なインフレ圧力が高まっているとの判断から、「ある程度のさらなる引締め」と表現される利上げが継続した。06年6月に開催されたFOMCにおいても、0.25%ポイント引き上げられ(連続17回の利上げ)、5.25%となり、据え置きがその後07年の8月まで続くことになった。

この利上げにより、グリーンSPAN前FRB議長の在任時から懸念されてきた「住宅バブル」がいよいよはじけることとなった。全米の住宅価格は06年までの10年間で2倍程度、大都市では3倍以上上昇しているが、06年の半ば頃より住宅価格の上昇率が頭打ちとなり、07年はじめからは住宅価格の下落が始まった。07年後半には前年比で2桁のマイナスとなり、下落は現在まで継続している(図表3)。

図表3 住宅価格と金融政策



06年2月にはグリーンズパンが18年半の任期を終了し、バーナンキ前大統領経済諮問委員会(CEA)委員長が後任となった。同月に行われた議会証言でバーナンキは、「金融政策については、グリーンズパン議長の下で行われた政策と政策上の戦略を引き継いでいくことを最優先課題としたい」と発言し、当面はグリーンズパン主義の金融政策運営を継続していく姿勢を見せた。

バーナンキ現議長は議長に就任する以前の2002年に、FRBのFOMCメンバーの立場として講演を行った(Bernanke,2002)。その中で、バーナンキは、「最大雇用」と「物価の安定性」を委託されているFRBによる金融政策が、資産市場の不安定性に対してどのように対処するべきかに関して、二つの考え方があることを紹介している。第一は、“lean-against-the-bubble strategy”と呼ぶ考え方で、FRBは中央銀行として掲げる雇用と物価という二つのマクロ経済の目標に対して、資産価格の変動が及ぼす影響について注視するべきだとする。その際、バブルを含んだ経路から資産価格をファンダメンタルズの水準にまで漸進的に方向付けることがFRBに望まれる。この考え方はいわば、バブルか否かの判断ミスや意思決定の透明性の低下によるコストをプレミアムとして払いながら、FRBが資産バブルの発生・マクロ経済への悪影響に対して「保険」に入ることを意味する。

一方、第二の考え方は、“aggressive bubble popping”と呼ばれ、潜在的な資産バブルの発生に対して、FRBは事前的にかつ積極的に、利上げを通じてバブル退治をするべきだとする。実際、バーナンキは、大恐慌の原因としてFRBによる金融引締めを指摘したFriedman and Schwartz(1963)を引用して、aggressive bubble poppingの危険性を喚起した。

「それにも関わらず、株式市場の沈静化を図りたいという意思は、1928年から29年にかけてのFRB内部で、支配的とは言えないが、多数を占める考えであった。(中略)いずれにせよ、Fedは金融資産への投機熱を冷ますには緩め過ぎである一方、十全な経済成長を促すには引き締め過ぎと呼べる金融政策を続けてきた。われわれの考えでは、FRBは、金融投機あるいは価値の裁定者になるべき

ではなく、かつてフロリダの土地ブームに気を配ったように、株式市場ブームを注視することは慎むべきであった。」(1963, p.290, 抄訳)

Friedman and Schwartz(1963)によれば、FRB内で発言力をもってきたニューヨーク連銀総裁ベンジャミン・ストロングは、マクロ経済への悪影響を鑑みて、金融政策が株式市場の投機熱を狙い打ちにすることに強く抵抗してきたが、1928年の彼の逝去後、FRB内部でaggressive bubble poppingを支持する考えが広まり、金融引締めが図られたことになる。バーナンキはこの講演で、こうした大恐慌時の経緯は、Friedman and Schwartz(1963)のみならず、当時のJohn Maynard Keynes延いては今日の研究者に共有されていると指摘した。

Greenspan(2004)は、自らが率いてきたFRBの金融政策を資産価格の観点から振り返り、Bernanke(2002)と同じ考えを表明し、「株式・債券・住宅・不動産・外国為替、これら全ての資産価格は、GDPに影響する。しかし、少なくとも今日、多くの中央銀行の選択は、資産価格が金融政策の直接の目標ではなく、金融政策の最終目標のプリズムを通して考慮されるべき経済変数であるという考え方である」(p.40)と述べた。Bernanke(2002)、Greenspan(2004)から抽出される「グリーンспан主義」と呼ばれる考え方(DeLong, 2008)は、以下に集約される。

- 1) 中央銀行が資産価格の動向にバブルの気配を看守するとしても、ITバブル時に顕著であったように、情報技術の革新による技術ショックとの識別は困難であり、
- 2) たとえある程度識別ができるとしても、FFレートの引き上げという伝統的な金融政策の手段によるのでは、バブル潰しに大した効果は期待できない、
- 3) 金融政策によるバブル潰しが功を奏するためには、景気安定化を損なうほどの引き締めが必要であり、
- 4) 資産価格におけるバブルの発生の芽を摘むことによる景気循環のコストよりも、バブルの発生を看過した上で、バブルの崩壊に伴う金融システムの健全性の低下、それに対する事後的措置の発動によるコストの方が小さい。

## 2 | サブプライム・ローン危機後の批判

グリーンспан主義に対する批判は、2007年8月に顕在化したサブプライム・ローン危機の後になって噴出した。批判のひとつであるDeLong(2008)は、グリーンспан主義と対比させるために、元IMF(現Institute for International Economics, IIE)のMichael Mussaの主張を取り上げた。物価の安定を金融政策の第一義の優先順位とするグリーンспан主義と対比させて、DeLong(2008)が「ムッサ主義」(Mussaism)と呼ぶ考え方は、中央銀行による金融政策の優先順位が、高金利による物価の安定だけでなく、高金利による資産バブルの死滅にもあることを掲げる。ムッサ主義は、高金利及び財政規律などを内容とする「ワシントン・コンセンサス」として知られるこれまでのIMFの主張を強く反映している。

実際Mussa(2004)は、2000年から2001年にかけての景気後退を念頭に置きながら、当時の政策金利

の異常な低位水準が株式・不動産・長期債の価格の持続不可能な高騰に結び付き、持続不可能なバブルの放置か、マクロ経済の崩壊を伴うバブルの破裂かの苦渋の選択を将来の金融政策に迫る可能性を指摘していた。後者が選択される場合、現下のサブプライム・ローン危機に見られるように、バブルの破裂が「負債デフレ」の状況を生み出す危険性もMussa(2004)は予測していた。

一方、FRB議長退任後のグリーンズパンは、サブプライム・ローン危機に関して新聞記事や新聞のインタビュー<sup>2</sup>で、モーゲージ・ローンの担保である住宅の差押えを伴う「略奪的貸付」の存在について2005年の終わりか2006年まで事実を確認していなかったことを認めた。しかし、Mussa(2004)の指摘にもあるように、2001年以降の低金利政策が住宅バブルを発生させた原因であるとの批判に対しては、タイミング良くバブル退治ができるという主張は中央銀行に対する幻想に過ぎず、実際FRBは2004年に金融引締めへ転換したとして、グリーンズパン主義自体の正当性を主張し続けてきた。また、現下のサブプライム・ローン危機の真因が、中国をはじめとしたエマージング諸国における高貯蓄による世界的低金利にあると指摘した。

本研究は、金融政策における資産価格の果たす役割に関して、グリーンズパン主義に見られる保守的な立場、とりわけ、グリーンズパン主義の前提に関わる資産価格の予測不可能性(グリーンズパン主義の1))について、金融政策の意思決定の頻度に対応する月次の資産価格データを用いて実証的に明らかにする。

### 3—— 資産価格の予測可能性

ファイナンス理論の効率市場仮説 (efficient market hypothesis) によれば、資産価格はランダム・ウォーク過程にしたがい、平均回帰 (mean-reversion) の性質をもつ。よって、資産価格の変化を予測することは、配当-価格比率 (dividend-price ratio) などの評価比率 (valuation ratios) を以ってしても不可能である。効率市場仮説の下で、ランダム・ウォーク過程にしたがう資産収益率を構成する配当-価格比率が高ければ、将来の配当変化率が減少していくことが予測される (Campbell and Shiller, 2001)。

以下では、効率市場仮説とは異なり、配当-価格比率が資産価格変化率に対する予測力をもつことを示す理論モデルを提示する。その上で、モデルの含意について、米国のデータを用いて検定していく。

#### 1 | モデル

Campbell and Shiller (1988(a); (b)) は、将来の配当 $D$ の割引現在価値としての資産価格 $P$ の決定について、資産の粗収益率 $R$ の定義を用いた以下の式を線形近似した関係を導いた。

$$1 = R_{t+1}^{-1} \frac{P_{t+1} + D_{t+1}}{P_t}$$
$$\frac{P_t}{D_t} = R_{t+1}^{-1} \left(1 + \frac{P_{t+1}}{D_{t+1}}\right) \frac{D_{t+1}}{D_t}$$

2 ここでは、関連する新聞記事のうち、以下を参照した。Felsenthal, Mark, 2007, "Greenspan Says Didn't See Subprime Storm Brewing," *Reuter*, September 13, 2007; Guha, Krishna, 2007, "A Global Outlook," *Financial Times*(FT.com), September 16, 2007; Greenspan, Alan, 2007, "The Roots of the Mortgage Crisis," *The Wall Street Journal*, December 12, 2007.



以下、小文字は大文字で表わされる変数を対数変換した変数を意味する。両辺を対数変換した上で、任意の点  $\frac{P}{D} = e^{p-d}$  の近傍で一階のTaylor展開を施すと、

$$\begin{aligned} p_t - d_t &= -r_{t+1} + \Delta d_{t+1} + \ln(1 + e^{p_{t+1} - d_{t+1}}) \\ &= -r_{t+1} + \Delta d_{t+1} + \ln\left(1 + \frac{P}{D}\right) + \frac{\frac{P}{D}}{1 + \frac{P}{D}} [p_{t+1} - d_{t+1} - (p - d)] \\ &= -r_{t+1} + \Delta d_{t+1} + \ln\left(1 + \frac{P}{D}\right) + k + \rho(p_{t+1} - d_{t+1}) \end{aligned}$$

ここで、 $k = -\frac{\frac{P}{D}}{1 + \frac{P}{D}}(p - d)$ ,  $\rho = \frac{\frac{P}{D}}{1 + \frac{P}{D}}$  である。この  $p - d$  の差分方程式を無限期先まで繰返し代入して

いくと、

$$p_t - d_t = \text{const.} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} (\Delta d_{t+j} - r_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j (p_{t+j} - d_{t+j})$$

が得られる。右辺の最終項は、資産の空売りと配当買いによって鞆を取る裁定機会が存在していることを意味するので、 $\lim_{j \rightarrow \infty} \rho^j (p_{t+j} - d_{t+j}) = 0$  であることが要求される。よって、

$$p_t - d_t = \text{const.} + \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} (\Delta d_{t+j} - r_{t+j})$$

が成立する。この関係は事後的に成り立っているので、 $t$  期における無条件期待値の意味で事前的には、以下の式が成立する。

$$p_t - d_t = \text{const.} + E_t \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} (\Delta d_{t+j} - r_{t+j}) \dots (1)$$

この式(1)の下、効率市場仮説によれば、ランダム・ウォーク過程にしたがう資産収益率  $r$  を構成する配当-価格比率  $d - p$  が高ければ、将来の配当変化率  $\Delta d$  が減少していくことが予測される。

さらに、この線型化された割引現在価値の式(1)に基づいて、Cochrane(Chapter 20, 2001)は、資産収益率の予測可能性に関する以下のモデルを提示した。

$$\left. \begin{aligned} x_t &= bx_{t-1} + \delta_t \\ r_{t+1} &= x_t + \varepsilon_{rt+1} \\ \Delta d_{t+1} &= \varepsilon_{dt+1} \end{aligned} \right\} \dots (2)$$

$t+1$ 期における資産の(純)収益率 $r_{t+1}$ の決定要因として、係数 $0 < b < 1$ のAR(1)過程に従う「動きの少ない」(slow-moving)状態変数 $x_t$ を考える。この状態変数が資産収益率を予測可能とする。予期せぬ収益率を平均0の $\varepsilon_r$ とする。一方、 $t+1$ 期における当該資産からの配当 $d_{t+1}$ はランダム・ウォーク過程に従い、予測不可能であると仮定する。配当変化率に関するショックを平均0の $\varepsilon_d$ とする。

このとき、状態変数が配当-価格比率( $x_t = d_t - p_t$ )であるとすると、式(1)および式(2)より(但し、定数項を捨象する)、

$$\begin{aligned} d_t - p_t &= \sum_{j=1}^{\infty} \rho^{j-1} (E_t r_{t+j} - E_t \Delta d_{t+j}) \\ &= \frac{x_t}{1 - \rho b} \end{aligned}$$

よって、

$$d_{t+1} - p_{t+1} = \frac{x_{t+1}}{1 - \rho b} = \frac{b}{1 - \rho b} (d_t - p_t) + \frac{\delta_{t+1}}{1 - \rho b} \dots (3)$$

が得られる。また、式(2)と式(3)を以下の恒等式に代入して、

$$\begin{aligned} p_{t+1} - p_t &\equiv \Delta p_{t+1} = -(d_{t+1} - p_{t+1}) + (d_t - p_t) + (d_{t+1} - d_t) \\ &= \left(1 - \frac{b}{1 - \rho b}\right) (d_t - p_t) + \left(\varepsilon_{dt+1} - \frac{\delta_{t+1}}{1 - \rho b}\right) \dots (4) \end{aligned}$$

が得られる。

したがって、 $(\Delta d, \Delta p, d - p)$ に関して以下の体系が成立する。

$$\begin{bmatrix} \Delta d_t \\ \Delta p_t \\ d_t - p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 - \frac{b}{1 - \rho b} \\ 0 & 0 & \frac{b}{1 - \rho b} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta d_{t-1} \\ \Delta p_{t-1} \\ d_{t-1} - p_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 1 & -\frac{1}{1 - \rho b} \\ 0 & \frac{1}{1 - \rho b} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{dt} \\ \delta_t \end{bmatrix} \dots (5)$$

この体系から、 $(d, p)$ を内生変数とする誤差修正項を含むVECM(vector error-correction model)を導くと、

$$\begin{bmatrix} \Delta d_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 \\ 1 - \frac{b}{1 - \rho b} \end{bmatrix} (1 \quad -1) \begin{bmatrix} d_{t-1} \\ p_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ 1 - \frac{1}{1 - \rho b} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{dt} \\ \delta_t \end{bmatrix} \dots (6)$$

となる。以上から、このモデルの含意として、

- 1) 配当変化率  $\Delta d$  は、配当-価格比率  $d-p$  によって予測することができない一方、資産価格変化率  $\Delta p$  は、配当-価格比率によって予測することができる；
- 2) 配当のショック  $\varepsilon_d$  が生じる場合には、資産価格  $p$ 、配当  $d$  とも、瞬時に同じ幅だけ反応し、永続的な効果を維持し続ける；
- 3) 資産価格の直変化されたショック  $(\varepsilon_{dt+1} - \frac{\delta_{t+1}}{1-\rho b})$  から配当のショック  $\varepsilon_d$  の影響を取り除いたショック、

すなわち配当-価格のショック  $-\frac{\delta_{t+1}}{1-\rho b}$  は、配当には効果をもたない一方、資産価格には、誤差修正

項である配当-価格比率  $d-p$  からのラグを伴う影響から、時間とともに減衰していく効果をもつ、

ことが予想される。

以下の実証研究では、Campbell and Shiller(1988(a); (b))及びCochrane(1994; 2001)のモデルから導かれるこれらの含意について、米国のデータを用いて検定していく。

## 2 | データ

本研究は、資産として株式と住宅を取り上げる。1987年の「ブラック・マンデー」、2000年前後の「ITバブル」、2006年をピークとする「住宅バブル」の存在など、株価及び住宅価格における資産バブルの存在は、金融システムに大きな影響を及ぼしてきた。本研究の主眼とする中央銀行の金融政策は、月次単位の意思決定であるため、データの頻度は月次とする。中央銀行の政策判断にとって、判断材料となるデータの頻度が四半期あるいは年次では、タイミングの良い政策発動が難しい一方、日次の頻度のデータでは、金融資産価格の日々の変動に振り回される懸念がある。

米国の株価としては、S&P総合500種(コード名:XF30020#C)を用いる。S&P500とは、米国の投資情報会社であるスタンダード・アンド・プアーズ(S&P)社が算出した株価指数である。S&P総合500種は、ニューヨーク証券取引所、アメリカン証券取引所、NASDAQに上場している銘柄から、代表的な500銘柄の株価を基に算出される時価総額加重平均型株価指数である。一株当りの配当は、S&P総合500種の配当利回り(コード名:XF30025)に、S&P総合500種の株価指数を乗じて算出する。

一方、米国の住宅価格としては、代表的な指数であるCase=Shiller住宅価格指数(US Median Price of New One-Family Houses Sold during Month Curn)を使用する。Case=Shiller指数は、S&PとKarl Case, Robert Shiller両教授が代表を務める米調査会社MacroMarketsが共同で算出し、S&Pが発表している指数である。全米指数は3カ月ごと、主要な10および20都市を対象とした指数は毎月発表されている<sup>3</sup>。

ところが、住宅価格としてのCase=Shiller指数の場合、住宅の帰属家賃に当たる配当に関するデータが存在せず、資産配当の割引現在価値モデルを適用することができない。ここでは、住宅資産の価格そのものではないが、不動産投資信託であるREIT(Real Estate Investment Trust)の価格及び配当を、住宅価格及び住宅から得られる配当とみなし、代理変数として扱うことにする。

3 以下のウェブ・ページからダウンロードした。

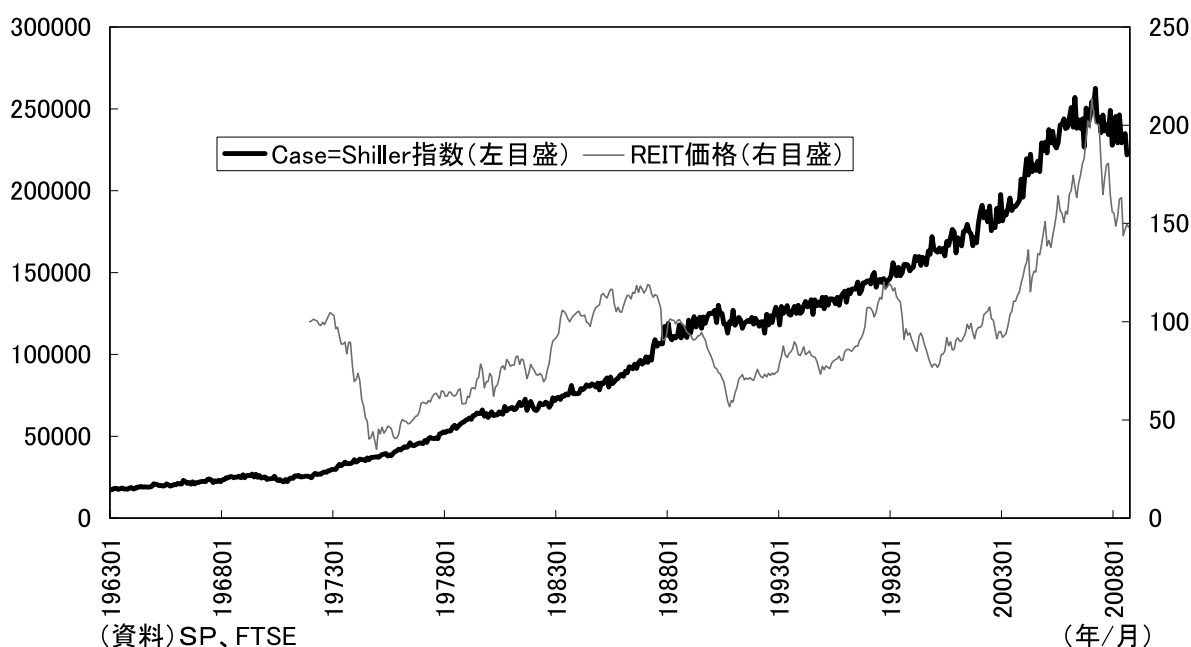
[http://www2.standardandpoors.com/portal/site/sp/en/us/page.topic/indices\\_csmahp/0.0.0.0.0.0.0.1.1.0.0.0.0.html](http://www2.standardandpoors.com/portal/site/sp/en/us/page.topic/indices_csmahp/0.0.0.0.0.0.0.1.1.0.0.0.0.html)

具体的には、REIT価格として代表的な指数であるFTSE NAREIT US Real Estate IndexのAll REITsのPrice Indexを使用する。全米不動産投資信託協会(NAREIT、National Association of Real Estate Investment Trust)が毎月公表しており、同指数には配当込みと配当除きの収益率などがある<sup>4</sup>。配当は、All REITsのDividend YieldにPrice Indexを乗じて産出する。

Case-Shiller指数とREIT価格の関係は、図表4に見られるとおり、REIT価格の方が変動が大きいものの、大概には似通った動向を示している。とりわけ、ピーク時期を比較すると、Case-Shiller指数が2007年3月、一方のREIT価格は2007年1月と近接している。以下では、住宅価格の代理変数として、REIT価格を用いることとする。

図表4

ケースシラー(US Median Price of New One-Family Houses Sold during Month Curn)とREIT価格(1971年12月=100)



### 3 | 一変量の推定

Campbell and Shiller(1988(a); (b); 2001)は、以下の推定式により、効率市場仮説と先のモデルの含意について検定する方法を提示した。

$$p_{t+j} - p_{t+j-1} = a + b(d_t - p_t) + v_{pt}$$

$$d_{t+j} - d_{t+j-1} = a + b(d_t - p_t) + v_{dt}$$

効率市場仮説の下では、配当-価格比率 $d_t - p_t$ が将来の配当変化率 $d_{t+j} - d_{t+j-1}$ ,  $j = 1, 2, \dots$ に対する予測力をもつことになる。一方、モデルの含意1)によれば、配当-価格比率は、資産価格の変化率 $d_{t+j} - d_{t+j-1}$ ,  $j = 1, 2, \dots$ を予測することができる。

4 以下のウェブ・ページからダウンロードした。http://www.reit.com/

#### 4 | 株価

米国S&P500指数について、Campbell and Shiller(1988(a); (b); 2001)の一変量に関する推定を行う。標本期間として、データの開始期間である1946年1月から以下の三つの終時点までの三通りを考える。それぞれの終時点は、2.1節の図表1にあるように、FRBが資産価格の動向を含めた経済状況の判断の下、政策変更を行った起点となる月に対応する。

第一は、グリーンズパンの議長就任前の1984年9月から二年半以上にわたって金融緩和がなされ、その後引き締めへ転じた1987年4月末までを標本期間とする。第二には、グリーンズパン前議長による「根拠なき熱狂」発言のなされた1996年12月5日までの期間、すなわち1996年11月までをとる。第三は、1997年3月以降の金融引き締め基調から緩和へ転じた2001年1月まで、すなわち2000年12月までを期間とする。

予測期間として、1年、4年、10年を選択する(推定式において、 $j=12,48,120$ months)。最小二乗法による推定の結果は、図表5の通りである。いずれの推定式も $R^2$ が微小であるものの、配当-価格比率の変数が統計的に有意であるのは、被説明変数が株価変化率である場合に限り、配当変化率の場合には見られない。この結果は、説明力が低いとはいえ、資産価格の予測可能性に関する先のモデルの含意1)を支持する。

図表5 一変量の推定(株式)

Estimation period (# of observations)	Jan.,1946---April,1987 (496)		Jan.,1946---Nov.,1996 (611)		Jan.,1946---Dec.,2000 (660)	
	Price	Dividend	Price	Dividend	Price	Dividend
Dep. Var. (growth rate)						
Forecast horizon	coef.(s.e) $R^2$	coef.(s.e) $R^2$	coef.(s.e) $R^2$	coef.(s.e) $R^2$	coef.(s.e) $R^2$	coef.(s.e) $R^2$
1 year	.018(.007) <sup>***</sup> 0.015	.003(.005) 0.0006	.009(.006) 0.004	.002(.004) 0.0005	.007(.004) <sup>*</sup> 0.005	.004(.003) 0.002
4 years	.009(.007) 0.004	-.002(.005) 0.0003	.004(.006) 0.001	.001(.004) 0.0001	.006(.004) 0.0028	.0002(.003) 0.0000
10 years <sup>Notes 2 参照</sup>	.005(.007) 0.001	-.001(.005) 0.0001	.003(.006) 0.0005	-.001(.004) 0.0002	.011(.005) <sup>**</sup> 0.007	-.001(.004) 0.0001

Notes:

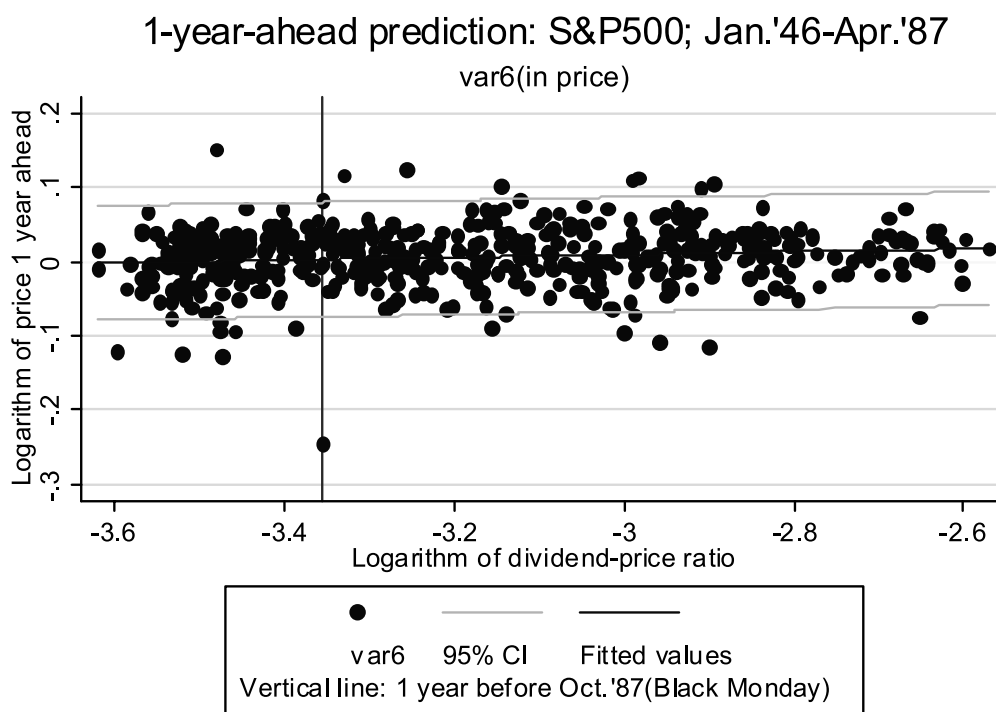
1. 記号\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ、有意水準10%, 5%, 1%で当該係数が統計的に有意であることを示す。

2. 標本期間がJan.,1946からDec.,2000のケースで10年先予測の場合は、Nov.,1998年までの観察数635に対する推定結果である。

ここで、配当-価格比率の係数が統計的に有意である三つのケースのうち、説明力の最も高いケース(標本期間が1987年4月まで;予測期間が一年先)について、Campbell and Shiller(2001)と同様の図示を行う。図表6は、横軸が配当-価格比率(対数変換値)、縦軸が一年先の株価変化率(対数変換値の差分)を示す。プロットされたデータの多くは、回帰式の95%の信頼区間の範疇に入ることがわかる。しか

しながら、垂線で示される1987年10月の「ブラック・マンデー」の一年前の時点(1986年10月)における配当-価格比率-3.36に対して、一年先の株価変化率の予測値は0.0027となり、1987年10月の現実値-0.25とは大きく異なる。中央銀行が懸念せざるを得ない資産価格の変動のマクロ経済に及ぼす負の影響が大きい「ブラック・マンデー」などの事象の発生に対して、Campbell and Shillerの主張とは異なり、配当-価格比率が株価変化率に対してきわめて弱い予測力しかもっていないことを、この結果は表わしている。

図表6 「ブラック・マンデー」の予測



## 5 | REIT

同じく米国REIT価格について、一変量の推定を行う。標本期間は、データの開始期間である1972年1月から、FRBの政策変更の起点となる月までの三通りを考える。第一は、S&P500指数の場合と同じく、1997年3月以降金融引締め基調が続いた2000年12月までを標本期間とする。第二、第三の区分は、2001年1月から2004年6月までの緩和期において、大幅なFFレートの引き下げが施行された2002年11月6日(1.75%から1.25%へ)、2003年6月25日(1.25%から1%へ)を終時点とする、それぞれ2002年10月まで、2003年6月までを期間として設定する。

REIT価格に関する最小二乗法による推定の結果は、図表7にあるように、株価のケースと大きく異なる。配当-価格比率が予測し得るのは、一つの例外を除いて、REIT価格変化率ではなく配当変化率の方である。今期、配当-価格比率が1%だけ高まると、一年先の配当変化率がおよそ0.02%だけ配当変化率が低下することが予想される。この結果は、モデルの含意1)に反し、配当がランダム・ウォーク過程にしたがうとは言えない一方、REIT市場においては効率市場仮説が妥当していることを示している。

さらに、図表7からわかることは、Case-Shiller指数で見た住宅価格の下落とはほぼ時を同じくして、2007年6月に二桁10%以上の下落率を記録したREITの価格動向を、配当-価格比率は予測できなかった。このことは、サブプライム・ローン危機の契機となった住宅価格の下落をFRBが予測することは不可能であったことを示唆する。

図表7 一変量の推定 (REIT)

Estimation period (# of observations)	Jan.,1972---Dec.,2000 (348)		Jan.,1972---Oct.,2002 (370)		Jan.,1972---June,2003 (378)	
	Price	Dividend	Price	Dividend	Price	Dividend
Dep. Var. (growth rate)						
Forecast horizon	coef.(s.e) R <sup>2</sup>	coef.(s.e) R <sup>2</sup>	coef.(s.e) R <sup>2</sup>	coef.(s.e) R <sup>2</sup>	coef.(s.e) R <sup>2</sup>	coef.(s.e) R <sup>2</sup>
1 year	.021(.012)* 0.0080	-.019(.010)** 0.0122	.016(.012) 0.0051	-.017(.009)** 0.0111	.015(.012) 0.0042	-.017(.008)** 0.0112
4 years	-.012(.011) 0.0035	.005(.005) 0.0030	-.014(.010) 0.0048	.004(.005) 0.0021	-.012(.010) 0.0033	.004(.005) 0.0017
10 years <sup>Notes 2 参照</sup>	-.002(.011) 0.0001	-.001(.005) 0.0003	-.002(.011) 0.0001	-.001(.005) 0.0003	-.002(.011) 0.0001	-.001(.005) 0.0003

Notes:

1. 記号\*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ、有意水準10%, 5%, 1%で当該係数が統計的に有意であることを示す。
2. すべてのケースで10年先予測の場合は、Sep.,1998年までの観察数321に対する推定結果である。

## 4 多変量の推定

### 1 | 多変量の手法

Cochrane(1994, 2001)は、平均回帰に関する計量手法として、以下のVECM(vector error-correction model)を提示した。

$$A(L) \begin{bmatrix} \Delta d_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = B_0 + B_1 (1 \quad -1) \begin{bmatrix} d_{t-1} \\ p_{t-1} \end{bmatrix} + \Psi_t$$

ここで特徴的なのは、誤差修正項が配当-価格比率 $d_{t-1} - p_{t-1}$ であるため、通常のVECMの一期ラグの変数 $\begin{bmatrix} d_{t-1} \\ p_{t-1} \end{bmatrix}$ に係数制約 $(1 \quad -1)$ がかかる点である。この手法を適用して、モデルの含意2)及び3)について検定する。

## 2 | 株価

S&P500データにVECMを適用する。まず、三つの標本期間について、ラグ次数をAIC基準に基づき決定する。結果は、図表8の通りである。次に、誤差修正項にかかる係数制約(1 - 1)について対数尤度比(LR)検定を行う。LR検定の結果(ID test)は、三つの標本期間とも係数制約を棄却できないことを表わしている。

図表8 VECMの推定(株式)

Estimation period (# of observations)	Jan.,1946---April,1987 (490)		Jan.,1946---Nov.,1996 (605)		Jan.,1946---Dec.,2000 (653)	
Lag length(months)	6		6		7	
ID test(LR p-value)	0.392		0.994		0.802	
Coef.(s.e) on	in price eq.	div. eq.	price eq.	div. eq.	price eq.	div. eq.
lagged ln(d/p)	.007(.003)***	.010(.002)***	.005(.002)***	.007(.001)***	.005(.001)***	.006(.001)***

Notes:

1. VECMのラグ数は、AIC基準に基づいて決めている。
2. VECMの誤差修正項(ln(dividend)-ln(price))に係る係数制約(1,-1)に関する対数尤度比(LR)検定の結果について、自由度1の $\chi^2$ 統計量のp値を指している。
3. ln(d/p)の1期ラグ変数の統計的有意性は、記号\*(有意水準10%)、\*\*(5%)、\*\*\* (1%)で示される。

図表8は、同定されたVECMにおいて、誤差修正項が配当及び株価の変化率に対して有意であることを示している。この結果は、Cochrane(2001)のモデルから導かれるVECM(式(6))において、ラグ付き配当-価格比率の係数が配当変化率の式で0である点に反する。よって、以下で見るインパルス反応関数において、配当変化率の反応がモデルの含意と異なることを示唆する。

### (1) インパルス反応関数

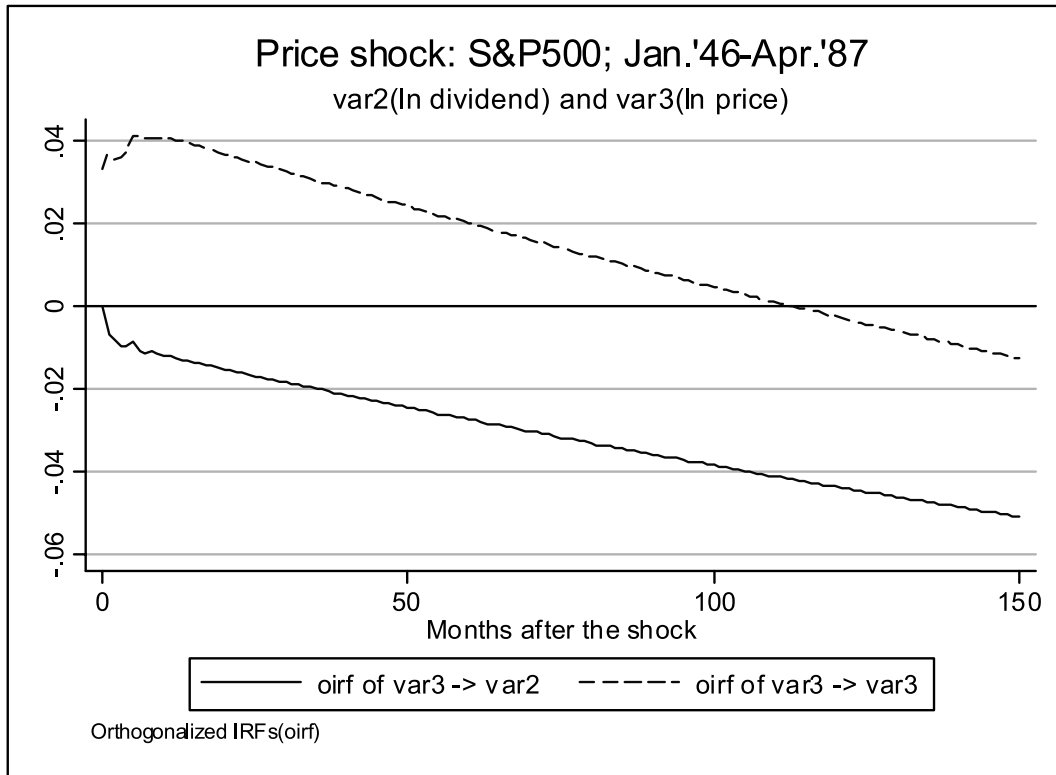
VECMにおける内生変数、配当及び株価のインパルス反応関数を推定する。ショックは、直交化された配当及び株価のショックである。標本期間別の推定結果が、図表9, 10, 11にある。

第一に、株価の正のショックに対して、株価は一時的な上昇を見せた後、徐々に効果が減衰していくことがわかる。効果は、1987年までの標本期間では、およそ10年間持続しているが、96年あるいは2000年までの標本期間では、それ以上持続するようになっている。これら時間とともに減衰していくインパルス反応関数は、モデルの含意3)ときわめて整合的である。しかし、株価の正のショックに対する配当のインパルス反応関数は、モデルでは効果を全く生まないが、推定結果は、いずれの標本期間についても持続的に低下させていく効果を見せている。こうした動きの少ない反応は、株価の上昇による配当-価格比率のラグを伴う低下が、誤差修正項を通じて配当を減少させていくことによって生じている。この点は、先の一変量の推定で示唆されたように、配当がランダム・ウォーク過程にしたがうというモデルの仮定に反し、配当-価格比率が配当変化率を予測し得るという効率市場仮説の妥当性を表わす。

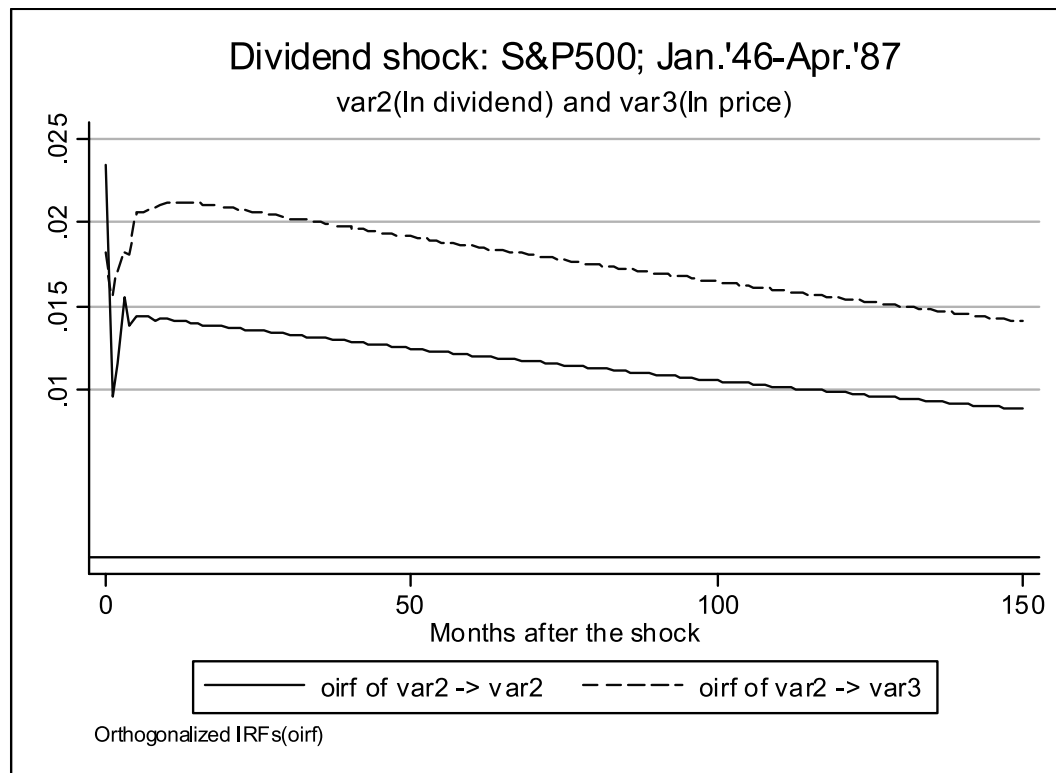
第二に、配当のショックに対して、モデルでは、配当及び株価とも同じ大きさだけ永続的な効果を持ち、配当-価格比率は全く反応しないことが要求される。一方、推定結果によれば、いずれの標本期間についても、配当の正のショックに対して、株価及び配当は大体同じ大きさの持続的な効果を示している。この結果は、配当がランダム・ウォーク過程にしたがっていないにも関わらず、モデルの含意2)と整合的である。



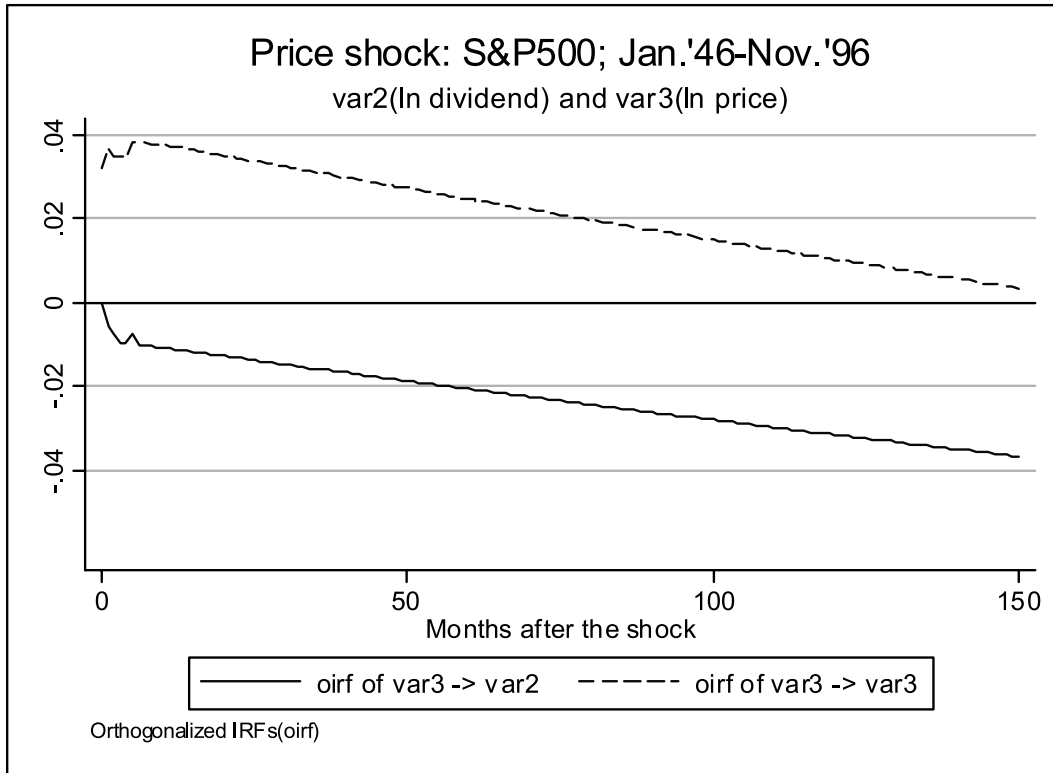
図表9-1 インパルス反応関数



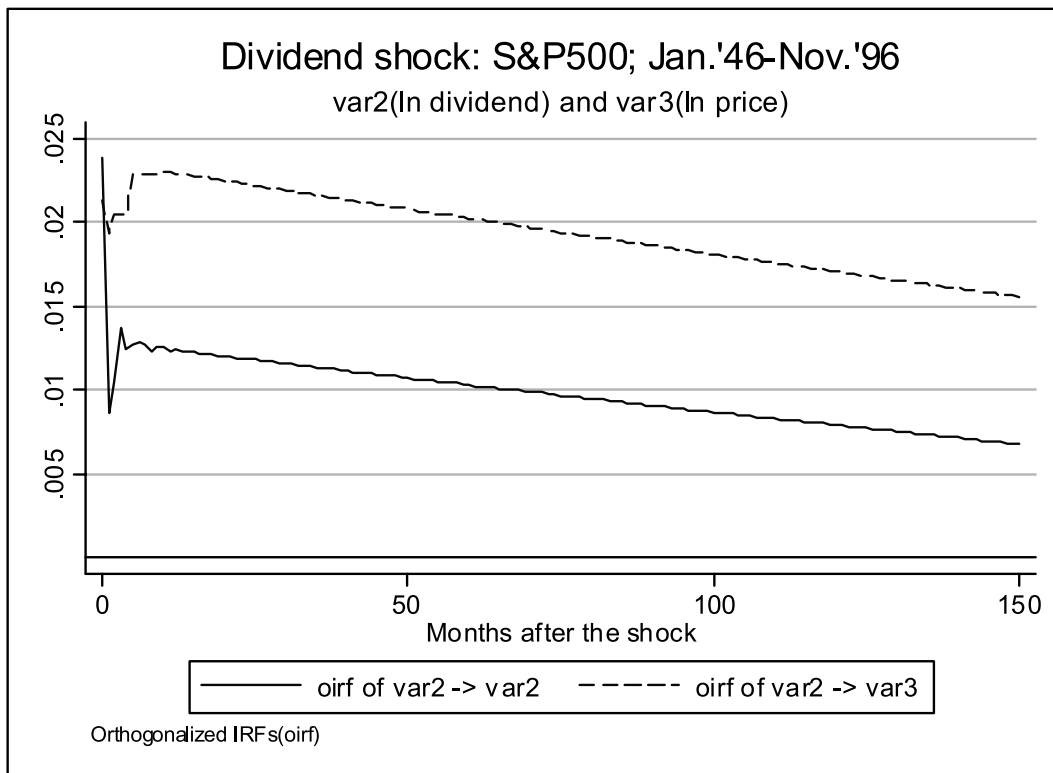
図表9-2 インパルス反応関数



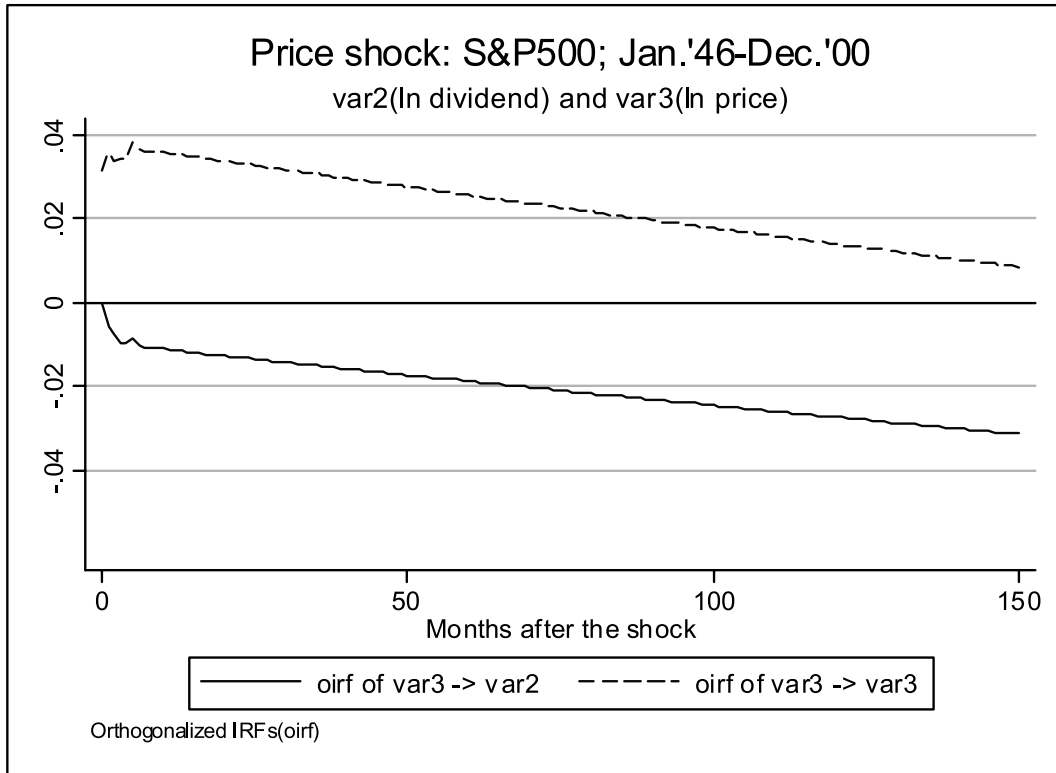
図表10-1 インパルス反応関数



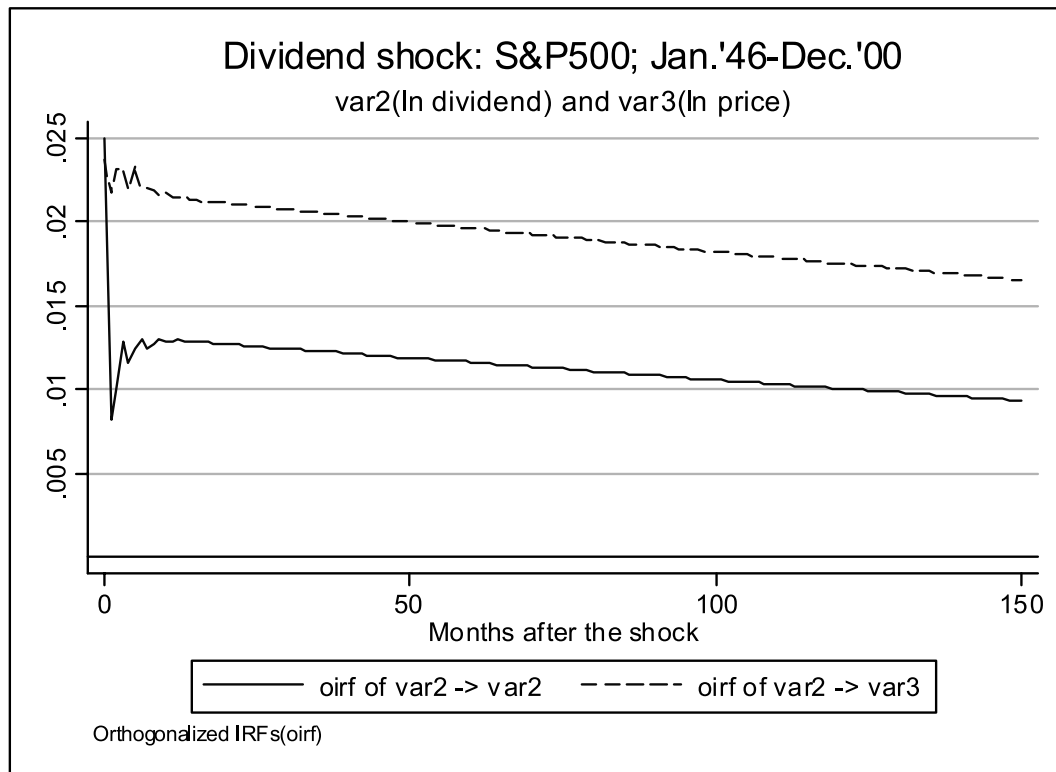
図表10-2 インパルス反応関数



図表11-1 インパルス反応関数



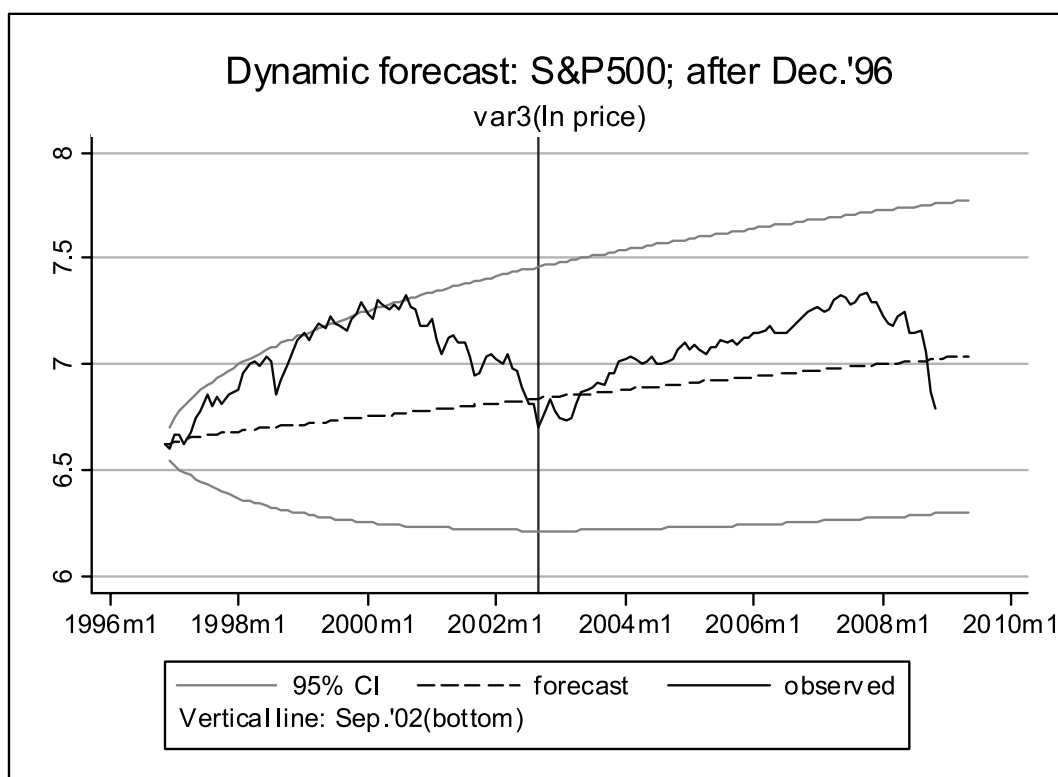
図表11-2 インパルス反応関数



## (2) 動学的予測値

またVECMの推定値を用いて、動学的な予測を行う。具体的には、三つの標本期間のうち、過剰識別条件の対数尤度比検定において最も有意性の高い1996年11月までの標本期間を取り上げ、1996年12月以降の株価(対数変換値)の予測値をシミュレートする。図表12が結果である。図中の垂線は、二度の株価高騰の狭間の「底」にあたる2002年9月に対応している。現実のS&P500指数はおよそ、95%の信頼区間内に収まってきたが、1999年から2000年にかけてのいわゆる「.comバブル」の時期の株価は、予測可能性が低かったことがわかる。

図表12 「.comバブル」の予測



## 3 | REIT

S&P500指数と同様、REIT価格について、VECMを推定する。AIC基準に基づきラグ次数を選択した後、係数制約のLR検定は、係数制約を棄却できないことを示している(図表13のID test)。また、同定されたVECMにおける誤差修正項の有意性は、配当の変化率を被説明変数とする式でのみ見られる。この点は、モデルの含意1)と矛盾する。

図表13 VECMの推定 (REIT)

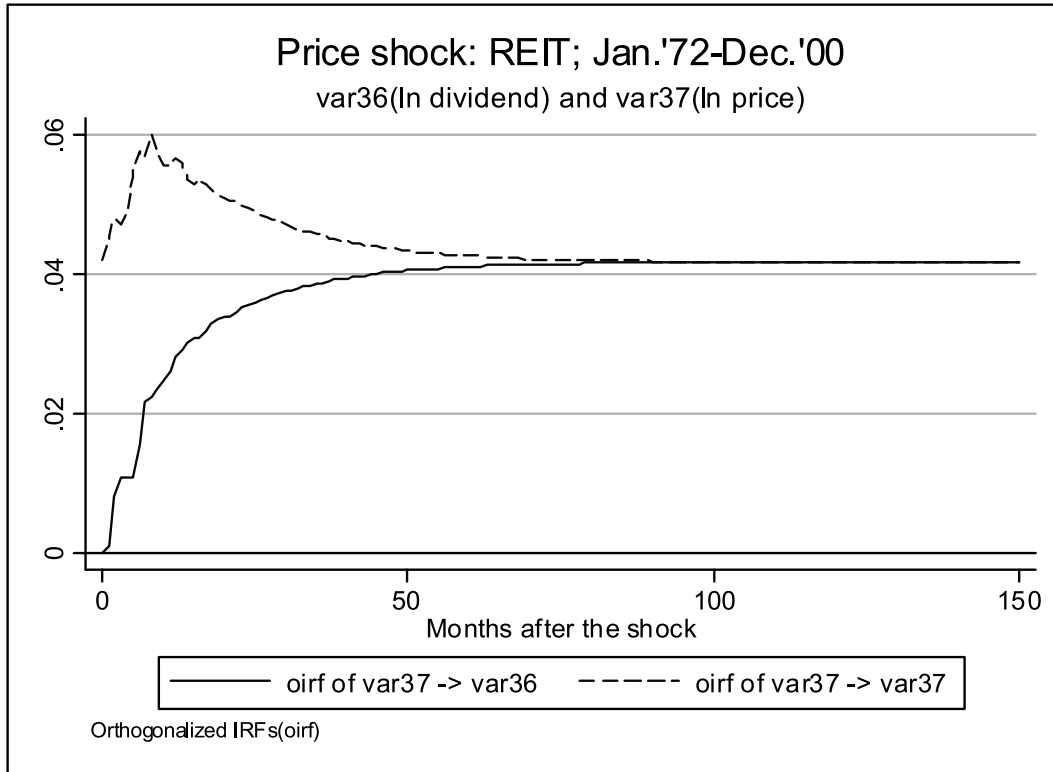
Estimation period	Jan.,1972---Dec.,2000		Jan.,1972---Oct.,2002		Jan.,1972---June,2003	
(# of observations)	(338)		(360)		(368)	
Lag length(months)	10		10		10	
ID test(LR p-value)	0.474		0.445		0.608	
Coef.(s.e) on	in price eq.	div. eq.	price eq.	div. eq.	price eq.	div. eq.
lagged ln(d/p)	.003(.016)	-.037(.011)***	.005(.015)	-.034(.011)***	.000(.014)	-.034(.010)***

1. VECMのラグ数は、AIC基準に基づいて決めている。
2. VECMの誤差修正項  $\ln(\text{dividend})-\ln(\text{price})$  に係る係数制約(1-1)に関する対数尤度比(LR)検定の結果について、自由度1の $\chi^2$ 統計量のp値を指している。
3.  $\ln(d/p)$ の1期ラグ変数の統計的有意性は、記号\*(有意水準10%)、\*\*(5%)、\*\*\* (1%)で示される。

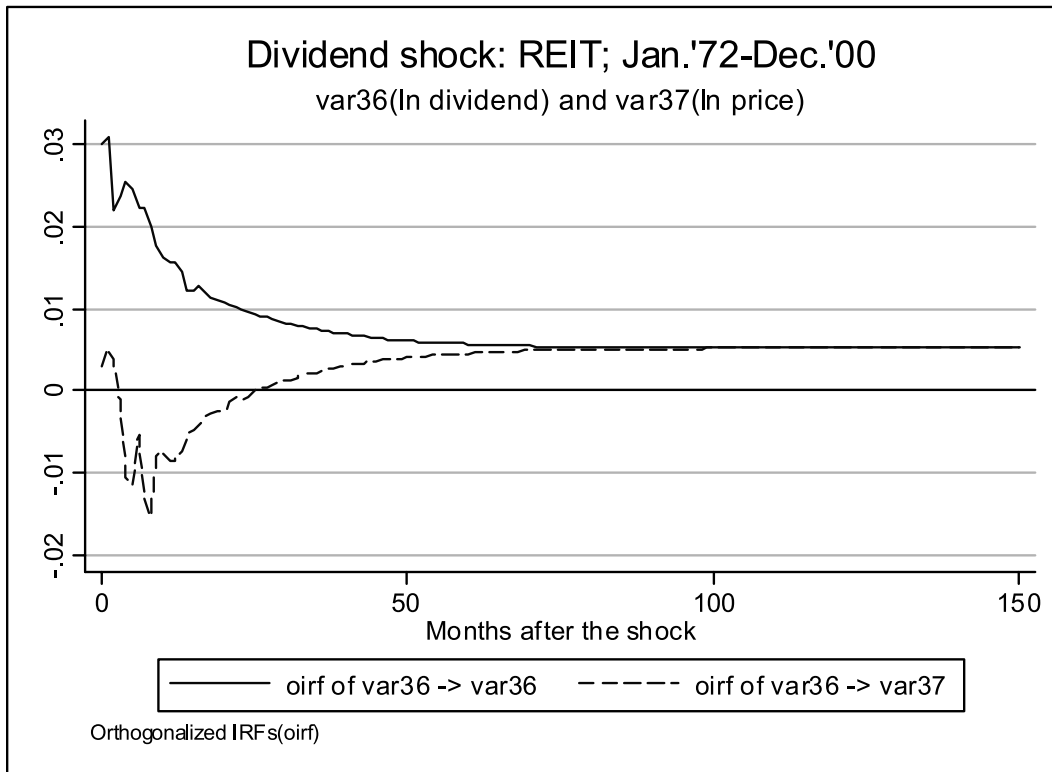
続いて、インパルス反応関数(標本期間別に、図表14から16まで)から、以下の結果が得られる。第一に、直交化されたREIT価格の正のショックに対して、配当及びREIT価格とも、いずれの標本期間についても持続的な正の反応を示す。この結果は、資産価格ショックに対して、配当は反応せず、資産価格の反応が減衰していくことを要求するモデルの含意3)に反する。また、REIT価格がランダム・ウォーク過程にしたがっていることを意味することから、効率市場仮説と整合的な結果である。

第二に、配当の正のショックに対して、しばらくはREIT価格と配当の反応に差が生じるが、次第に配当及びREIT価格の反応とも、同一の水準で持続していく。両者の反応が収斂していくまでの期間は、2000年までの標本期間ではおよそ5年であるが、標本期間が長くなるにしたがって、およそ10年まで遅れることがわかる。この結果は、モデルの含意2)と大体整合的であると言える。

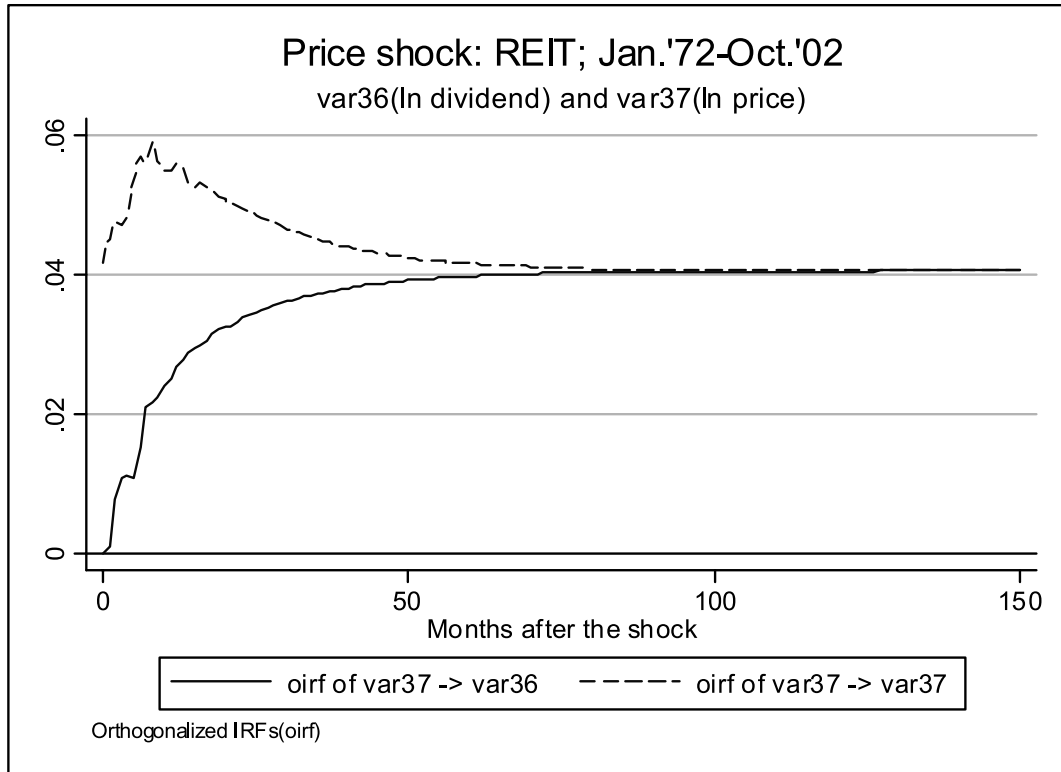
図表14-1 インパルス反応関数



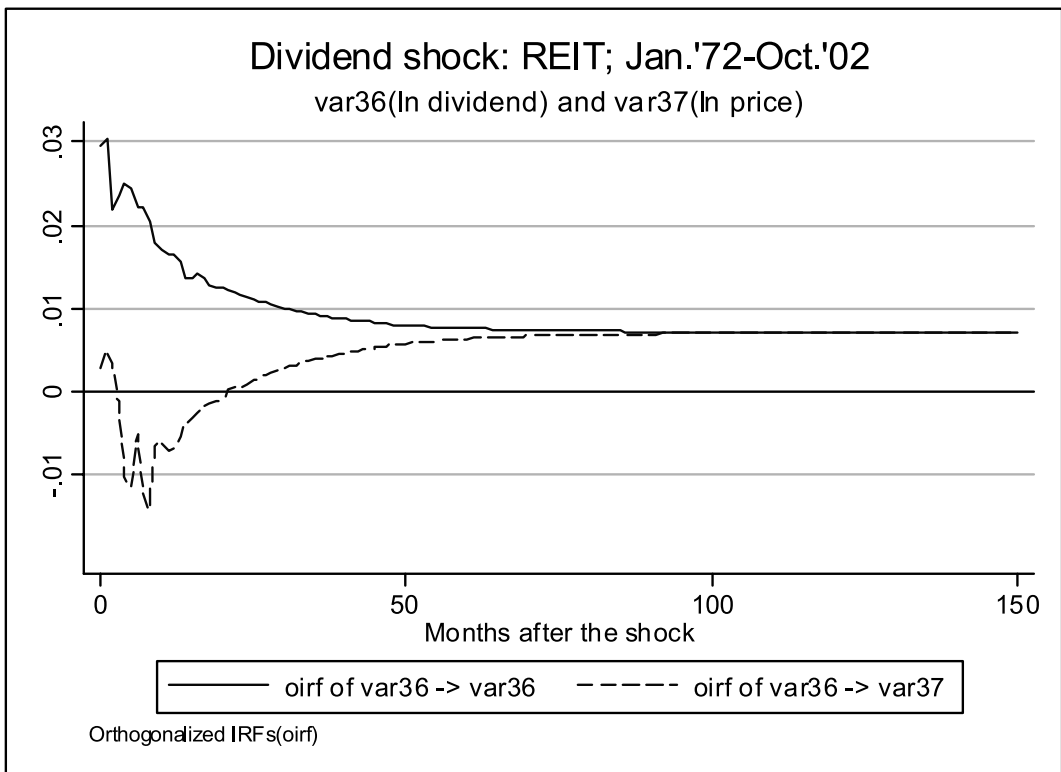
図表14-2 インパルス反応関数



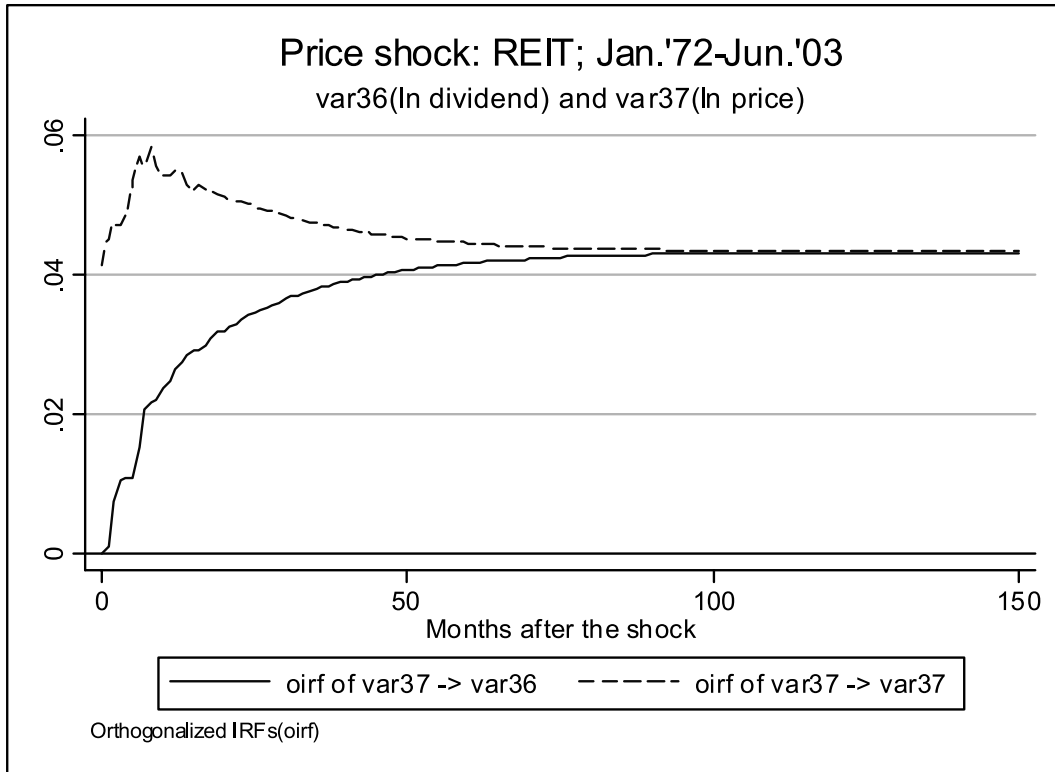
図表15-1 インパルス反応関数



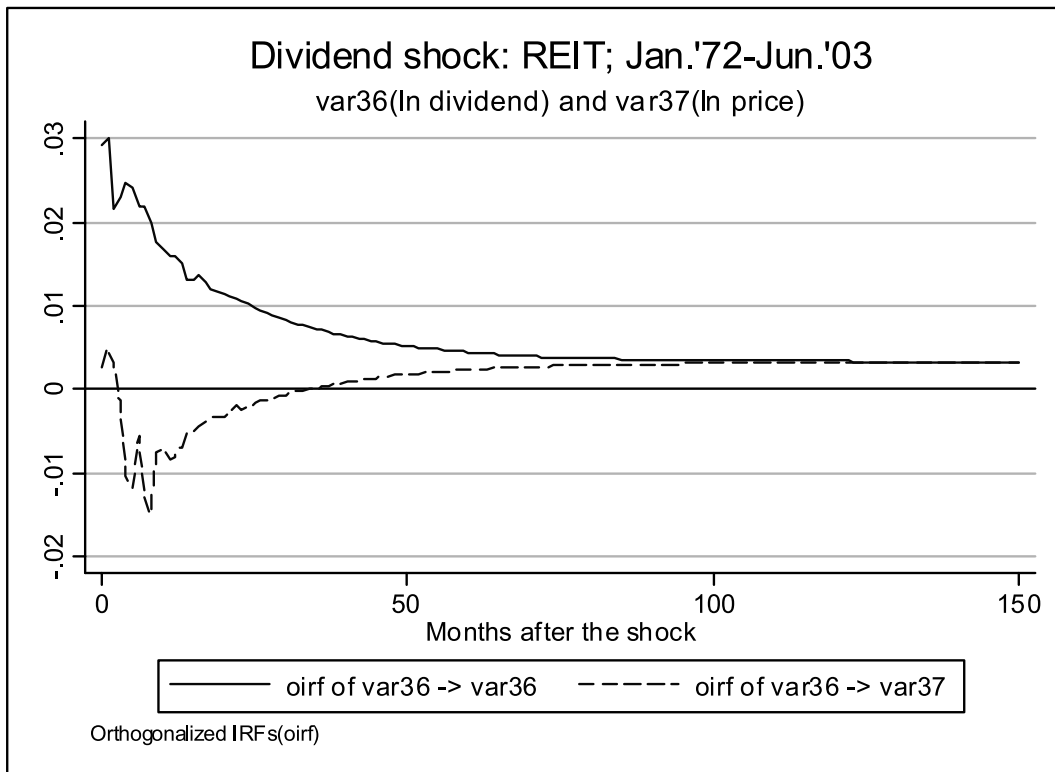
図表15-2 インパルス反応関数



図表16-1 インパルス反応関数



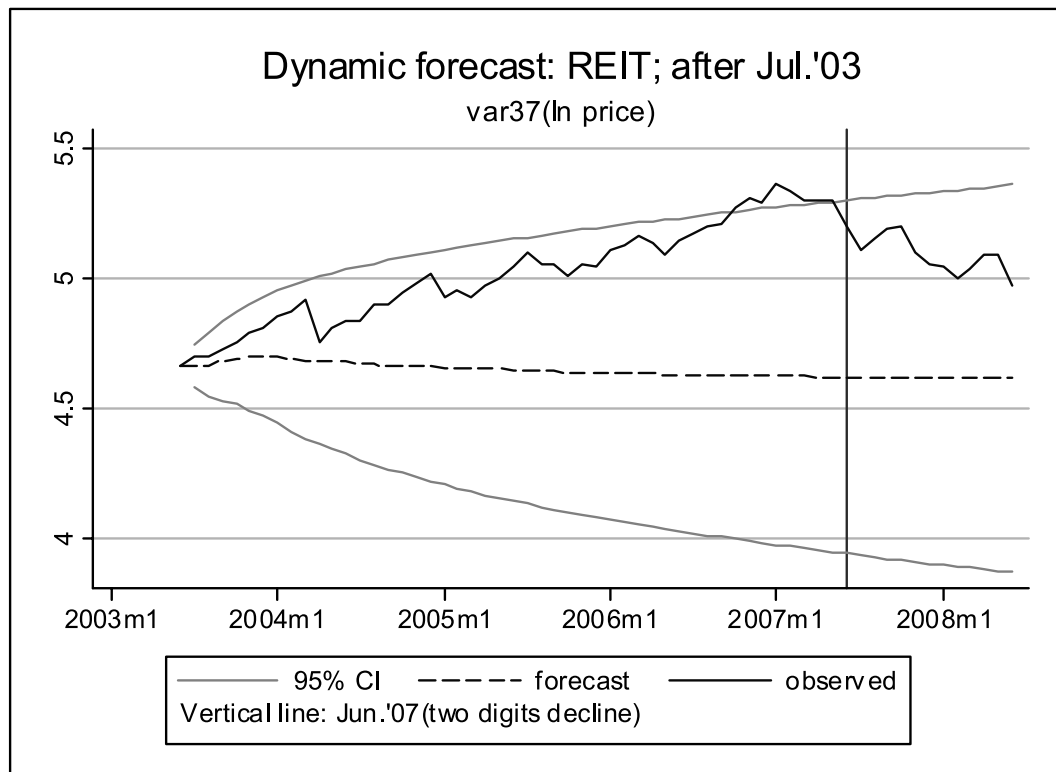
図表16-2 インパルス反応関数





S&P500の場合と同様に、REIT価格について動学的予測値を求める。用いられるVECMの推定式は、過剰識別条件の対数尤度比検定の結果から、2003年6月までを標本期間とするケースとする。この場合、2003年7月以降のREIT価格(対数変換値)がシミュレートされる。図表17から明らかなように、10%を越えるREIT価格の下落の生じた2007年6月の前の時期の価格上昇は、95%信頼区間を越えており、予測がきわめて困難であった。

図表17 「住宅バブル」の予測



## 5 結論

本研究は、金融政策における資産価格の役割に関するグリーンスパン主義と呼ばれる考え方について、資産価格の予測可能性の側面から実証的に分析した。一変量の推定法(Campbell and Shiller, 1988(a);1988(b);2001)及び多変量の推定法(Cochrane, 1994;2001)を米国における株式のS&P500指数、及び住宅価格の代理変数としてのREIT価格に適用した。推定では、グリーンスパン前FRB議長時代において、株式及び住宅に見られる金融資産市場の動向と並行して重大な政策変更が見られた時点(月)を選び、標本期間を幾通りか試した。得られた推定結果は、配当-価格比率の配当変化率に対する予測力を示唆する効率市場仮説、及び配当-価格比率の資産価格変化率に対する予測力を意味するCochrane(2001)のモデル、双方の仮説から解釈された。資産価格の予測可能性に関する一般的な結論として、効率市場仮説かCochrane(2001)モデルのどちらか一方を明確に支持することはない。

株式については、一変量の推定がCochrane(2001)モデルの方を強く支持する。多変量の推定では、配当がランダム・ウォーク過程にしたがうというモデルの仮定に反するものの、株価及び配当は配当のショックに対して大体同じ大きさの持続的な効果を示し、モデルの含意が大まかに妥当する。

一方、REITを代理変数として用いた住宅については、一変量の推定が効率市場仮説を支持する。また、多変量の推定では、配当のショックに対する反応の点でモデルとの整合性が見られるものの、REIT価格のショックに対して、配当及びREIT価格とも持続的な反応を示す点で、モデルの含意に反し、REIT価格がランダム・ウォーク過程にしたがうという効率市場仮説と整合的である。

一変量及び多変量の推定式を用いて、実際にグリーンスパンが重大な政策変更を決定した時点における予測を行うと、株式、REITとも、資産価格の予測が如何に困難であったかがわかる。1987年10月のブラック・マンデーの株価暴落、1999年から2000年にかけての.comバブルの時期の株価、2007年6月におけるREIT価格の二桁の下落を前にした高騰、それぞれのエピソードについて、推定式から得られる95%の信頼区間に収まらない資産価格の変動を観察できる。

こうした結論は、金融政策による資産価格の変動の予防的抑止を唱える主張の現実性に疑問を投げかけ、バーナンキ現FRB議長も共有するグリーンスパン主義の妥当性を支持する。

## 【参考文献】

- [1] Bernanke, Ben. S., 2002, “Asset-Price “Bubbles” and Monetary Policy,” Remarks by Governor Ben S. Bernanke, Before the New York Chapter of the National Association for Business Economics, New York, New York, October 15, 2002.
- [2] Campbell, John Y., and Robert J. Shiller, 1988(a), “The Dividend-Price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors,” *Review of Financial Studies*, vol.1, pp.195-228.
- [3] --- and ---, 1988(b), “Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends,” *The Journal of Finance*, vol.43, no.3, pp.661-676.
- [4] --- and ---, 2001, “Valuation Ratios and the Long-Run Stock Market Outlook: An Update,” mimeo.
- [5] Cochrane, John H., 1994, “Permanent and Transitory Components of GNP and Stock Prices,” *Quarterly Journal of Economics*, vol.109, pp.241-266.
- [6] ---, 2001, *Asset Pricing*, Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- [7] DeLong, Bradford J., 2008, “Greenspanism and Its Critics,” mimeo.
- [8] Friedman, Milton, and Anna J. Schwartz, 1963, *A Monetary History of the United States, 1867 to 1960*, Princeton, N.J.: Princeton University Press.
- [9] Greenspan, Alan, 2004, “Risk and Uncertainty in Monetary Policy,” *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol.94, no.2, pp.33-40.
- [10] Mussa, Michael, 2004, “Global Economic Prospects: Bright for 2004 but with Questions Thereafter,” Washington, D.C.: Institute for International Economics, April 1<sup>st</sup>.