

卒業論文

時系列分析を用いた
日本のバブル経済の実証分析

2016年1月12日

慶應義塾大学経済学部4年
長倉大輔研究会

坪谷 竜聖

時系列分析を用いた 日本のバブル経済の実証分析

坪谷 竜聖 *

2016年1月12日

<要旨>

本稿では、1) 単位根検定を用いたバブル期間の特定、2) マルコフスイッチングベクトル自己回帰モデル (Markov-Switching Vector Autoregression, MSVAR) モデルを用いたバブル期間の構造変化の検証、3) 回帰分析における長期的な金融緩和のバブルへの影響という3つの分析手法を用い、日本で発生した1980年代後半から1990年代初頭の資産価格の高騰の原因を解明する。その結果、最初の分析に関しては、日経225では1986年4月から1990年6月、TOPIXでは、1986年5月から1990年2月の間、explosive過程が存在した。2つ目の分析では、バブル崩壊とリーマンショックという金融危機が起こる直前の期間とそれ以外の期間との構造変化を確認することが出来た。また、インパルス関数においては、金融危機直前の時期では、設備投資が少なからず株価に影響を与える変数であることが分かった。そして、最後の分析では、1986年Q2から1990年Q2の間、前期のオーバーナイト金利の低水準の継続が株価に影響を与え、その影響力も非常に大きいことが判明した。

キーワード: バブル, explosive過程, recursive ADF 検定統計量, MSVAR, 金融緩和の継続

* 慶應義塾大学経済学部4年

1 導入

1.1 バブル経済の概要

本稿は、時系列分析の手法を用い、1980年代後半から1990年代初頭にかけて日本で発生した資産価格の高騰の発生原因の解明を目的とする。具体的には、1) 単位根検定を用いたバブル期間の特定、2) マルコフスイッチングベクトル自己回帰 (Markov-Switching Vector Autoregression, MSVAR) モデルを用いたバブル期間での構造変化の検証、3) 回帰分析における長期的な金融緩和のバブルへの影響である。日本は1980年代後半から1990年代前半まで、急激な資産価格の上昇とその崩壊を経験した。その発端としては、1985年のプラザ合意による急激な円高が引き金と言われている。この急激な円高が「円高不況」をもたらし、日本銀行は長期間金融緩和を実行した。また、円高に加えて、原油価格などの一次製品の価格低下も相まったことで、原材料コストの大幅削減となり、その余剰資金が投機に回った。日本中が「財テク」、「マネーブーム」に酔いしれ、日経平均株価は最高で38957.44円¹⁾までに上昇した。また、企業はエクイティファイナンスで資金調達を賄っていたため、金融機関は不動産融資を積極的に行った。そのため、株価だけではなく、土地価格も急騰した(図1を参照)。しかし90年初頭から、株価、地価ともに急激に下落し、バブルは崩壊した。バブル崩壊により、投機を行っていた企業の多くが業績不振に陥った。金融機関も多額の融資を行っていたため、企業の不振とともに大量の不良債権へと変わっていき、山一証券や北海道拓殖銀行、日本長期信用銀行など、多くの金融機関が倒産した。また、過剰投機によるキャピタルロスにより、大きな損失を受けるのと同時に、金融機関の貸し渋りなど有利子負債の資金調達に困難した企業の多くが倒産した。特に、1987年に施行されたりゾート法によって、多く設立した第三セクター企業は大きな打撃を受けた。このようなバブル崩壊以降による金融システムの機能不全や企業の設備投資の過剰設備への転化が1990年代初頭以降の日本の経済成長を妨げた要因である可能性は高い。本稿では、この時期を「バブル経済」と定義し²⁾、この熱狂におけるマクロ経済の構造変化を分析する。

バブルという用語の定義は、論文によって様々だが、翁他(2000)を引用すると、バブル経済は、「資産価格の急激な上昇、経済活動の過熱、マネーサプライ・信用の膨張」という3つの現象によって特徴づけられる。また、Phillips et al.(2012)は、統計学的なバブルをAR(1)モデルのパラメータに注目して定義している。AR(1)モデルは、次のように表される..

$$x_t = \mu_x + \delta x_{t-1} + \varepsilon_{t,x} \quad (1.1)$$

$\delta > 1$ のときに、この系列は、explosive AR(1) 過程と定義される。また、 $0 < \delta < 1$ の場合は、定常 AR(1) 過程で、 $\delta = 1$ のときは、ランダムウォークと定義される。本稿では、バブル時期と構造変化する時期を比較するため、バブルがいつ始まり、いつ崩壊したのかを特定しなければならない。そこで、この統計学的定義を利用し、explosive の期間をバブルと定義する。そのバブル期間の推定を行

¹⁾ 1989年12月29日付

²⁾ 本稿では、「平成バブル」とも記述している

うため、片山 (2009) や Phillips et al.(2012) にならい、recursive ADF 検定を行うことで、日経 225 と TOPIX のバブル期間を特定した。

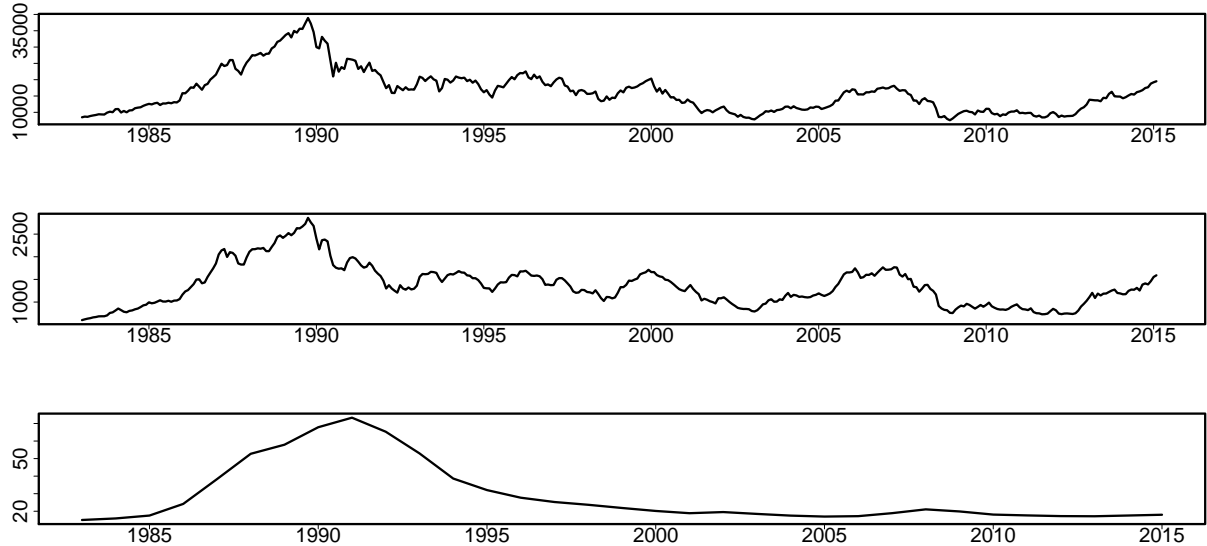


図 1: 各指数の原系列プロット (上から日経 225(終値), TOPIX(終値), 地価公示価格 (万円 / m^2)) .

1.2 資産価格と金融政策

また、資産価格バブルにおける金融政策の対処法に関しては、FRB view と BIS view という大きく 2 つの議論がなされている³⁾。FRB view は以下のとおりである。

- ・ 資産価格は物価に大きな影響を与える重要な変数ではあるが、金融政策の目標はあくまでも物価安定であり、資産価格の安定ではない。
- ・ 資産価格の上昇がバブルであるかどうかは事後的にしか判断できず、仮に予想できたとしても、どれくらい金利を引き上げるべきなのかが事前にはわからない。
- ・ バブルの発生の危険に対して何か対処するならば、その主体は中央銀行ではなく、銀行監督などのプルーデンス政策である。

一方、BIS View は、以下のとおりである。

- ・ 物価安定だけではなく、様々な金融不均衡の蓄積と巻き戻しにも注意を払う必要がある。金融的不均衡とは、地価や資産価格の上昇、レバレッジの拡大、ボラティリティの低下など長期的に持続可

³⁾ 白川 (2008) より参照

能とは考えにくい現象が同時に生じることをいう。

- ・バブル発生の認識は難しいが、中央銀行として必要なことは、現在の経済状態が持続可能かものかの判断である。その要素として、資産価格の上昇がバブルかどうかの判断以外にも信用の膨張やレバレッジの拡大も判断する必要がある。
- ・金融的不均衡を防ぐためには、中央銀行と銀行監督当局との密接な協力が必要である。

ここで焦点になっているのが、1) 金融政策の目標、2) バブルの認識、3) バブル抑止の主体である。特にバブルの認識に関しては、実際に資産価格の上昇が物価安定と並行して起こるため、生産性の向上の可能性が秘めているのではないかと考えてしまい、非常に難しい。しかし、本稿では、MSVARモデルを用い、バブル期間において構造変化が存在するかどうかを検証する。また、インパルス応答関数の手法を使い、バブル期間だけに株価に影響を与えた変数があるかどうかを検証する。もし、バブル期間における株価に影響を与えるマクロ変数が存在するならば、その変数が資産価格上昇の要因になる可能性がある。なぜなら、株価がバブル期間のみに影響を受ける変数があるならば、その変数はファンダメンタルズ項ではなくバブル項に影響を与えているからである。

本稿の分析をまとめると以下ようになる。

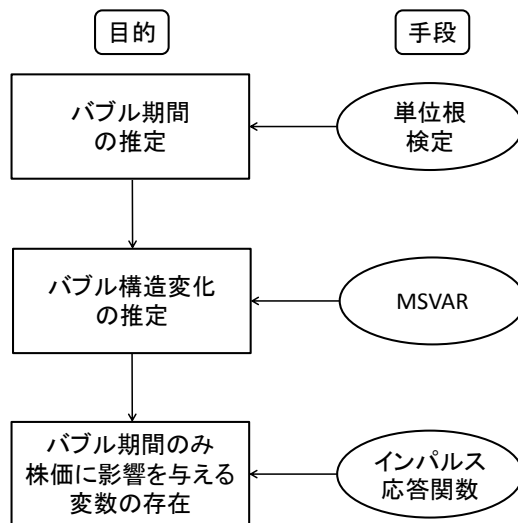


図 2: 本稿の分析の流れ。

また、次章に詳しく記載するが、日本の平成バブル時期に関する書籍や論文の多くに、日本銀行の長期的な金融緩和が投資家の株式市場に対する期待を生み出し、バブルを発生させたという指摘がある。この永続的な金融緩和が実際にバブルの要因となったのかどうか、ダミー変数を用いた回帰分析によって計量的に検証を行う。

本稿の構成を示すと次のようになる。第 2 章では、バブル、金融政策、MSVAR など本稿のテーマに関連した先行研究を紹介する。第 3 章では、バブル期間を推定するために用いる単位根検定や

recursive *ADF* 検定統計量を説明する。第 4 章では、構造変化に用いる MSVAR モデルの概要と推定方法、そして、インパルス応答関数を説明する。第 5 章では、これまでの章の方法を用いた実証分析の結果を記述する。第 6 章では本稿の結論を記述する。

2 先行論文

この章では、バブルや MSVAR に関連する先行論文を紹介する。

バブルに関する論文は、各方面から多く書かれている。辻 (2007) は、株価にバブル項が含まれた際の企業の資金調達行動を定式化し、日本のバブル経済期には、株価発行が最適解にも関わらず、将来の価格下落を考慮し、株価に転換できる転換社債を発行していたと結論付けた。翁他 (2000) は、バブル期の日本銀行の教訓を「先行きを展望した金融政策の重要性」、「マクロ的なリスクの把握」、「政策思想への働きかけ」、「制度設計の重要性」の 4 つを挙げている。さらに香西他 (2000) は、バブルの発生要因として、低金利の永続期待を誘発したことが大きく、米国、ドイツの利上げに追従できなかったことがバブルを招いた要因であると述べている。つまり、国際的な政策協調や円高阻止、内需確保を政策思想とした金融政策を掲げ続けてしまい、中長期的な物価安定や金融システムの安定を考慮せずに長期的な金融緩和を行ったことが資産価格上昇をもたらしたと考えられている。そこで、第 5 章の中では、回帰分析によって金融緩和の継続が本当にバブルの要因になったのかどうかを検証した。

バブルの理論的なアプローチに関しては、小島 (2012, 2013) は、世代重複モデルとラムゼーモデルを組み合わせ、2 世代重複モデルにおける信用バブルは、バブル崩壊にはならないが、渦巻き状の経路をたどり、循環しながらゼロ成長をすると結論付けた。また、齋藤、福永 (2008) が動学的一般均衡 (Dynamic General Equilibrium, DGE) モデルを用いて、資本市場が不完全な場合のシミュレーションを行っている。その結果、資本市場が不完全かつバブル情報が完全な場合には、資産価格を金融政策の政策目標に加えることが厚生損失の観点から望ましいと結論付けている。このことから、本稿の目的である日本の 1980 年代後半から 90 年代前半までの資産価格の急騰の原因を追究できれば、資産価格を金融政策の政策目標にする方が厚生的には優れていることになる。

MSVAR モデルにおいては、Hamilton(1989) が初めてマルコフスイッチングを経済学に応用した。それをきっかけに、Krolzig(1998) がプログラミングソフトの Ox を用いた MSVAR モデルの推定を行っている。また、日本の金融政策の変化を分析する上でもこのモデルが使われている。Fujiwara(2004) はブートストラップ法を用いた MSVAR モデルの推定を行い、ゼロ金利政策を境に金融政策の構造変化を確認し、金融緩和によって正の影響が存在しているにも関わらず、ゼロ金利政策以降、金融政策の効力が弱まったと結論付けた。また、Inoue and Okimoto(2007) が日本の金融政策の変化を MSVAR モデルで推定し、1996 年以降に日本の金融政策が変化したと結論付けた。

3 バブル時期の検定

この章では, recursive ADF 検定統計量の詳細を記述する. recursive ADF 検定統計量は, 合理的バブルにおいて, バブルの時期を特定するために用いられる検定統計量であり, この検定結果の時期を参考にして, この後の MSVAR モデルの構造変化を捉えることにする.

3.1 合理的バブルのモデル

ここからは, 片山 (2009) や Phillips et al.(2012) に従って, 合理的バブルの定式化を行う. 市場は効率的であるとし, t 期の配当を D_t , t 期の株価を P_t , t 期の期待値を E_t とする. 資産価格のファンダメンタルズは, 将来の配当と株価の期待値を割引率 R (時間に関して一定とする) で割り引いたものとして表される.

$$P_t = \frac{1}{1+R} E_t(P_{t+1} + D_{t+1}) \quad (3.1)$$

Campbell and Shiller(1989) は, この式を以下のように対数線形近似した.

$$p_t = p_t^f + b_t \quad (3.2)$$

$$p_t^f = \frac{\kappa - \gamma}{1 - \rho} + (1 - \rho) \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t p_{t+i} \quad (3.3)$$

$$b_t = \lim_{i \rightarrow \infty} \rho^i E_t p_{t+i} \quad (3.4)$$

$$E_t(b_{t+1}) = \frac{1}{\rho} b_t = (1 + \exp(\overline{d-p})) b_t \quad (3.5)$$

$$\kappa = -\log(\rho) - (1 - \rho) \log\left(\frac{1}{\rho} - 1\right) \quad (3.6)$$

ここで, $p_t = \log(P_t)$, $d_t = \log(D_t)$, $\gamma = \log(1 + R)\rho = 1/(1 + \exp(\overline{d-p}))$, $\overline{d-p} = E[\log(D_t/P_t)]$ である. p_t^f は, 将来の期待配当値により決まり, ファンダメンタルズを表している. b_t は, 合理的バブルの部分を意味しており, 次のようにも表すことが出来る.

$$b_t = \frac{1}{\rho} b_{t-1} + \varepsilon_{b,t} \equiv (1 + g) b_{t-1} + \varepsilon_{b,t}, \quad E_{t-1}(\varepsilon_{b,t}) = 0 \quad (3.7)$$

$g = \frac{1}{\rho} - 1 = \exp(\overline{d-p}) > 0$ となり, 合理的バブルの成長率を示している. また, $\varepsilon_{b,t}$ は, b_t のマルチンゲール差である. このモデルは, (2) 式の b_t が 0 ではないことが条件となっている.

ここで, (3.2) の式において, $b_t = 0$, つまり合理的バブルが存在しない場合,

$$p_t = p_t^f = \mu + (1 - \rho) \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t(d_{t+1+i}), \quad 0 < \rho < 1 \quad (3.8)$$

となり, d_t の性質が p_t を決めることになる. また, d_t から p_t を差し引いた値は次のようになる.

$$d_t - p_t = -\frac{\kappa - \gamma}{1 - \rho} - \sum_{i=0}^{\infty} \rho^i E_t(\Delta d_{t+1+i}) \quad (3.9)$$

もし, Δd_t が $I(0)$ ならば, p_t と d_t は共和分ベクトル $(1, -1)$ で共和分関係にある. ここで, $\Delta = 1 - L$ であり, L はラグオペレータである. また, $b_t \neq 0$ の場合, つまり合理的バブルが存在するときは, (3.7) 式から b_t は explosive になり, (3.2) 式により, p_t も explosive になる. つまり, b_t と p_t は非定常である. また, たとえ d_t が単位根過程 $I(1)$ や定常過程 $I(0)$ でも, Δp_t は explosive であり, 非定常である. そして, p_t と d_t は共和分関係にならない. このようなことから, 単位根検定を用いれば, p_t が explosive かどうかを判別することが可能である⁴⁾. そして, 本稿では, explosive の状態をバブルと定義する.

3.2 ADF 検定統計量

先ほど述べた, 単位根検定に関しては, Augmented Dickey-Fuller(ADF) を用いる. t 期の株価または配当の対数値を x_t とおくと, 以下のような式を推定する.

$$x_t = \mu_x + \delta x_t + \sum_{j=1}^J \phi_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_{x,t} \quad (3.10)$$

ここで, J はラグパラメータである. 単位根過程 $I(1)$ であれば, $\delta = 1$, 定常過程 $I(0)$ であれば, $\delta < 1$, explosive AR 過程であれば, $\delta > 1$ となる. この式を回帰で推定した δ を t 値を用いた ADF 検定統計量で検定する.

$$ADF = t_{\delta=1} = \frac{\hat{\delta} - 1}{\hat{\sigma}_{\delta}} \quad (3.11)$$

ここで, $\hat{\sigma}_{\delta}$ は, $\hat{\delta}$ の標準偏差である. この検定量の帰無仮説 H_0 は, $\delta \leq 1$ であり, 対立仮説 H_1 は, $\delta > 1$ である⁵⁾.

3.3 sup ADF 検定統計量

これまで, ADF 検定の説明をしてきたが, ADF 検定統計量の合理的バブルの検出力が低いことが Evans(1991) によって指摘されている. そのため, 今回の分析では, sup ADF 検定量を用いることにする. sup ADF は次の式で定式化される.

$$\sup ADF = \sup_{r \in [r_0, 1]} ADF_{[nr]} \quad (3.12)$$

⁴⁾ 本来は配当系列である d_t が単位根過程 $I(1)$ と結論付ける必要があるが, 本稿では両株価指数の配当系列に単位根過程が存在することを前提に分析を行った. 片山(2009)は TOPIX において配当指数の単位根過程の検証を行い, $I(1)$ 性の傾向が強いと結論付けた.

⁵⁾ 本来であれば, 帰無仮説が $\delta = 1$, 対立仮説が $\delta < 1$ であるが, 分布の棄却域を変更することで本稿の検定を行った.

ここで, $[\cdot]$ はガウス記号, $ADF_{[nr]}$ は, 時点 1 から時点 $[nr]$ までの ADF 検定統計量である. また, r_0 は分析者が決定する値である. 計算例として, $n = 500$, $r_0 = 0.1$ とすると,

$$\sup_{r \in [r_0, 1]} ADF_{[nr]} = \max\{ADF_{50}, ADF_{51}, ADF_{52}, \dots, ADF_{500}\} \quad (3.13)$$

$[nr_0] = 50$ なので, ADF_{50} から 1 期間ずつ増やして, 逐次的に ADF 検定統計量を求め, その最大値を計算している.

ADF 検定統計量はいくまでも, 期間の範囲によって, バブルの認識が変わってくるのである. というのも, 期間の長さによっては, バブル期間 (explosive) が途中に存在しているにも関わらず, 長期の範囲だと, ファンダメンタルズの地点へ収束していくように見えてしまい, $I(1)$ 系列であると判断してしまう. それに対して, $\sup ADF$ 検定統計量は, 期間の中での最大値を測るので, バブル崩壊する前の値を観測することが出来る. それゆえ, ADF 検定統計量よりも, $\sup ADF$ 検定統計量の方が, バブルの存在を観測するのにふさわしいのである.

3.4 recursiveADF 検定統計量

これまでのことを考慮すると, recursiveADF 検定統計量は次のようにまとめることが出来る.

標本の期間を n_0 から n_1 として計算した ADF 検定統計量を $ADF(n_0, n_1)$ と表記する. ただし, $1 \leq n_0 < n_1 \leq n$ とする. n は標本の全期間数であるとする.

$$\inf ADF(r) = \min_{k \in [nr], \dots, n} ADF(1, k) \quad (3.14)$$

$$\sup ADF(r) = \max_{k \in [nr], \dots, n} ADF(1, k) \quad (3.15)$$

$$\text{range}ADF(r) = \sup ADF(r) - \inf ADF(r) \quad (3.16)$$

$\inf ADF$ 検定統計量は, $\sup ADF$ 検定統計量とは対称的に最小値を測る統計量である. また, $\text{range}ADF$ 検定統計量は, $\sup ADF$ から $\inf ADF$ を控除した値であり, 最大値と最小値の幅を表している. 片山 (2009) は, バブルの実証分析に関しては, $\sup ADF$ 検定統計量がこの中で一番検出力があり, 構造変化 (バブル発生期間の認識違い) に対してもある程度ロバストであると結論付けている. また, TOPIX (東証株価指数) の実証分析を行い, 1986 年 3 月から 1990 年 2 月までがバブル期間という結果を得た. 本稿では, TOPIX に加えて, 日経平均株価の 2 つの株価指数を用いて, バブル期間を推定した.

片山 (2009) と Phillips et al (2012) は, この recursiveADF 検定統計量の他に, $k - [nr] + 1$ 期間から k 期間までの ADF 統計量の最大値や最小値を求める rollingADF 検定統計量もバブル期間を表す統計量としてふさわしいと述べている. しかし, 本稿では, あくまでもバブル期間を測るための手段であり, 今回は recursiveADF 検定統計量のみを用いることにした⁶⁾.

⁶⁾ また, Phillips et al (2012) は, 株式市場の膨張において成長パラメータのための新しい信頼区間構造や右側 recursiveADF 検定統計量を用いることで, 減価償却率が不変という仮定のもと, バブル発生からバブル崩壊のプロセスにおける検出力があると結論付けた.

4 MSVAR モデル

この章では、MSVAR モデル⁷⁾の概要と推定方法を記述する。先ほどの recursive ADF 検定統計量を参考にし、このモデルを用いることで、バブル期間とその他の期間という 2 状態における構造変化を検証する。

4.1 モデルの概要

MSVAR モデルとは、マルコフスイッチングモデルにベクトル自己回帰モデルを組み合わせたものであり、 K 状態 MSVAR(p) モデル以下のように記述される。

$$\mathbf{y}_t = \Phi_1^{(1)}(s_t)\mathbf{y}_{t-1} + \Phi_2^{(2)}(s_t)\mathbf{y}_{t-2} + \cdots + \Phi_p^{(p)}(s_t)\mathbf{y}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

$$s_t = j \quad j = 1, \dots, K \quad (4.2)$$

\mathbf{y}_t は、変数ベクトルであり、 s_t は 1 から K までの値をとる状態変数である。状態変数 s_t はマルコフ過程であり、今期の s_t がある値を取る確率は前期の s_t のみに依存する。すなわち、状態 i から状態 j への推移確率を p_{ij} とすると、 $P(s_t = j \mid s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots) = P(s_t = j \mid s_{t-1} = i) = p_{ij}$ である。さらに、 $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Omega(s_t)$ である。また、 K 状態の推移確率行列 \mathbf{P} は次のように表される。

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} & \cdots & p_{M1} \\ p_{12} & p_{22} & \cdots & p_{M2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ p_{1M} & p_{2M} & \cdots & p_{MM} \end{pmatrix} \quad \sum_{j=1}^M p_{ij} = 1, \forall i, j \in (1, M) \quad (4.3)$$

ここでの \mathbf{P} の (j, i) 成分は、推移確率 p_{ij} になっている。(2, 1) 成分では、状態 1 から 2 への移動する確率である。例として、非吸収型 3 状態 3 変数 MSVAR(2) モデルは次のように記述される。

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \\ y_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(1)} & \phi_{12}^{(1)} & \phi_{13}^{(1)} \\ \phi_{21}^{(1)} & \phi_{22}^{(1)} & \phi_{23}^{(1)} \\ \phi_{31}^{(1)} & \phi_{32}^{(1)} & \phi_{33}^{(1)} \end{bmatrix} (s_t) \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \\ y_{3,t-1} \end{bmatrix} \quad (4.4)$$

$$+ \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(2)} & \phi_{12}^{(2)} & \phi_{13}^{(2)} \\ \phi_{21}^{(2)} & \phi_{22}^{(2)} & \phi_{23}^{(2)} \\ \phi_{31}^{(2)} & \phi_{32}^{(2)} & \phi_{33}^{(2)} \end{bmatrix} (s_t) \begin{bmatrix} y_{1,t-2} \\ y_{2,t-2} \\ y_{3,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \end{bmatrix} \quad (4.5)$$

$$s_t = [1, 2, 3] \quad \mathbf{P} = \begin{pmatrix} p_{11} & p_{21} & p_{31} \\ p_{12} & p_{22} & p_{32} \\ p_{13} & p_{23} & p_{33} \end{pmatrix} \quad \sum_{j=1}^3 p_{ij} = 1 \quad (4.6)$$

このモデルにおける吸収型とは、1 度状態が変化したら元の状態に戻らないことを示している。

⁷⁾ マルコフスイッチングモデルと VAR モデルは沖本 (2010) を参照

そこで、もし先ほどの例示のモデルが吸収型なら以下のように推移確率行列が変化する。

$$\mathbf{P} = \begin{pmatrix} p_{11} & 0 & 0 \\ 1-p_{11} & p_{22} & 0 \\ 0 & 1-p_{22} & p_{33} \end{pmatrix} \quad (4.7)$$

この場合は、状態 1→状態 2→状態 3 の順に状態が推移する。そのため、 p_{11} , p_{22} , p_{33} を推定すれば、推移行列 \mathbf{P} を求めることが出来る。しかし、本稿では、バブル期間は特定の期間にのみ限定され则认为、非吸収型の MSVAR モデルを推定する。

4.2 インパルス応答関数

インパルス応答関数とは、ある変数のショックが他の変数にどのような影響を与えるのかを定量的にシミュレーションする関数である。インパルス応答関数は、偏微分によって次のように表される。

$$\xi_{ij}^k(h) = \frac{\partial E_t \mathbf{y}_{t+h}}{\partial \varepsilon_{jt}} \Big|_{s_t=\dots=s_{t+h}=k} \quad (4.8)$$

この式では、状態 k において \mathbf{y}_t に対して、1 単位のショックを与えたときの (h 期先まで状態 k が持続したと仮定した下での) h 期先のインパルス応答関数である。MSVAR モデルでは、状態ごとにインパルス応答関数が分かれているため、その状態による変化の違いを考察する。もし、バブル期間にだけ株価に影響を与える変数があれば、バブル項に影響を与える変数の可能性がある。これによって、本稿の目的であるバブルの要因を検証する。

4.3 ギブスサンプラー

次に MSVAR モデルの推定方法について述べる。基本的に推定方法は、主に EM アルゴリズムとギブスサンプラー (Gibbs sampler) があるが、今回はギブスサンプラー⁸⁾を用いることにする。また、プログラミング言語の R の中にある MSBVAR というパッケージを用いて推定を行った。このパッケージは、Patrick(2015) が作成したもので、ギブスサンプラーを用いた MSVAR の推定を容易にしたパッケージである。そして、MSBVAR のパッケージの記述のみでは、数学的に表現することが困難であるため、Inoue and Okimoto(2007) も参考にした。

まず、MSVAR モデルの式を次のように変換する。

$$\boldsymbol{\theta} = [\theta'_1, \theta'_2, \theta'_3, \theta'_4]' \quad (4.9)$$

$$\theta_1 = [s_1, s_2, \dots, s_T]' \quad (4.10)$$

$$\theta_2 = [p_{11}, p_{12}, p_{21}, p_{22}, \dots, p_{MM}]' \quad (4.11)$$

$$\theta_3 = [\text{vech}(\Omega(1))', \text{vech}(\Omega(2))', \dots, \text{vech}(\Omega(K))']' \quad (4.12)$$

$$\theta_4 = [\beta(1)', \beta(2)', \dots, \beta(N)]' \quad (4.13)$$

$$\beta(j) = [\text{vec}(\boldsymbol{\Phi}_1^{(1)}(j))', \text{vec}(\boldsymbol{\Phi}_2^{(2)}(j))', \dots, \text{vec}(\boldsymbol{\Phi}_p^{(p)}(j))']' \quad (4.14)$$

⁸⁾ ギブスサンプラーの基本的な説明については、中妻 (2007) を参照

$vch(\cdot)$ は共分散行列を表す記号であり, $vec(\cdot)$ はベクトルオペレータを表す記号である. 例を挙げると以下のようなになる.

$$vch \begin{pmatrix} 1 & 2 & 3 \\ 4 & 5 & 6 \\ 7 & 8 & 9 \end{pmatrix} = (1 \ 2 \ 3 \ 5 \ 6 \ 9) \quad (4.15)$$

$$vec \begin{pmatrix} 1 & 3 & 5 \\ 2 & 4 & 6 \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 \\ 2 \\ 3 \\ 4 \\ 5 \\ 6 \end{pmatrix} \quad (4.16)$$

ここから 6 つのステップを踏むことでギブスサンプラーのサンプリングを行う, サンプリングをする前に事前分布 $p(\boldsymbol{\theta}|\hat{\boldsymbol{y}}_T)$ ⁹⁾, 初期値 $\boldsymbol{\theta}^{(0)}, j = 0$ を定義し N 回のサンプリングを行うこととする.

1) $\theta_1^{(j+1)} \leftarrow p(\theta_1|\theta_2^{(j)}, \theta_3^{(j)}, \theta_4^{(j)}, \hat{\boldsymbol{y}}_T)$ (マルコフ過程における状態空間のサンプル)

このサンプリングにおいて, 状態確率を推定するために Baum-Hamilton-Lee-Kim(BHLK) filter and smoother を用いた. また, 標準的な forward-filter-backward-sample アルゴリズムに基づいてサンプリングを行った.

2) $\theta_2^{(j+1)} \leftarrow p(\theta_2|\theta_1^{(j)}, \theta_3^{(j)}, \theta_4^{(j)}, \hat{\boldsymbol{y}}_T)$ (マルコフ推移行列のサンプル)

Dirichlet 事後分布からサンプリングされる.

3) 回帰式の更新

もし, この段階で状態が変化していたら, その状態において回帰式を推定することにする.

4) $\theta_3^{(j+1)} \leftarrow p(\theta_3|\theta_1^{(j)}, \theta_2^{(j)}, \theta_4^{(j)}, \hat{\boldsymbol{y}}_T)$ (誤差共分散行列のサンプル)

逆ウィシャート分布からサンプリングされる.

5) $\theta_4^{(j+1)} \leftarrow p(\theta_4|\theta_1^{(j)}, \theta_2^{(j)}, \theta_3^{(j)}, \hat{\boldsymbol{y}}_T)$ (回帰係数のサンプル)

多変量正規分布の事後分布からサンプリングされる.

6) $j + 1 = N$ になるまで繰り返す.

このような手順を踏まえて, 推定を行う. MSVAR モデルの推定方法において, EM アルゴリズムではなく, ギブスサンプラーを選択する理由は, モデルのパラメータが非常に多く含まれている場合においては, 最尤法の推定を行うのが非常に困難だからである. 特に MSVAR モデルにおいては, 変数, ラグ数, 状態数などによってパラメータ数に影響を与えるため, モデルによっては非常に多くのパラメータ数になることがある. そのため, EM アルゴリズムに用いられる最尤法による推定の

⁹⁾ $\hat{\boldsymbol{y}}_T = \{\boldsymbol{y}_{-p+1}, \boldsymbol{y}_{-p+2}, \dots, \boldsymbol{y}_t\}$ である.

中での対数尤度を最大化する過程において苦労する場合がある。その一方で、ギブスサンプラーは、マルコフ連鎖モンテカルロ (MCMC) 法を用いている。MCMC 法は、最尤法とは異なり事前分布とデータからベイズの定理を用いて事後分布を計算し、その事後分布からマルコフ連鎖を形成することによって乱数を生成する手法である。この場合、対数尤度の最大化を計算する必要もなく、仮に手に負えなさそうな事後分布だったとしても、乱数を生成することが可能である。このような点から本稿ではギブスサンプラーの手法を採用した。

5 実証分析

この章では、マクロデータを用いて、*ADF* 検定統計量と MSVAR モデル等の推定を行う。*ADF* 検定統計量では、合理的バブルの存在の有無と期間を推定する。MSVAR モデルでは、*ADF* 検定統計量によって推定した合理的バブル期間を参考にして、その期間において構造変化が生じているかどうかを推定する。

5.1 合理的バブルの検証

第 3 章で述べた *ADF* 検定統計量を用いて、日経 225 と TOPIX の合理的バブルの存在の有無と期間を推定する。両方の株価指数とも終値で、1970 年 1 月～2014 年 12 月の月次データを用いる。両データとも実質化するために物価指数 (CPI) で除し、対数化した (図 3 を参照)。 $r_0 = 0.1$ とし、1974 年 6 月から逐次的に *ADF* 検定を行う。

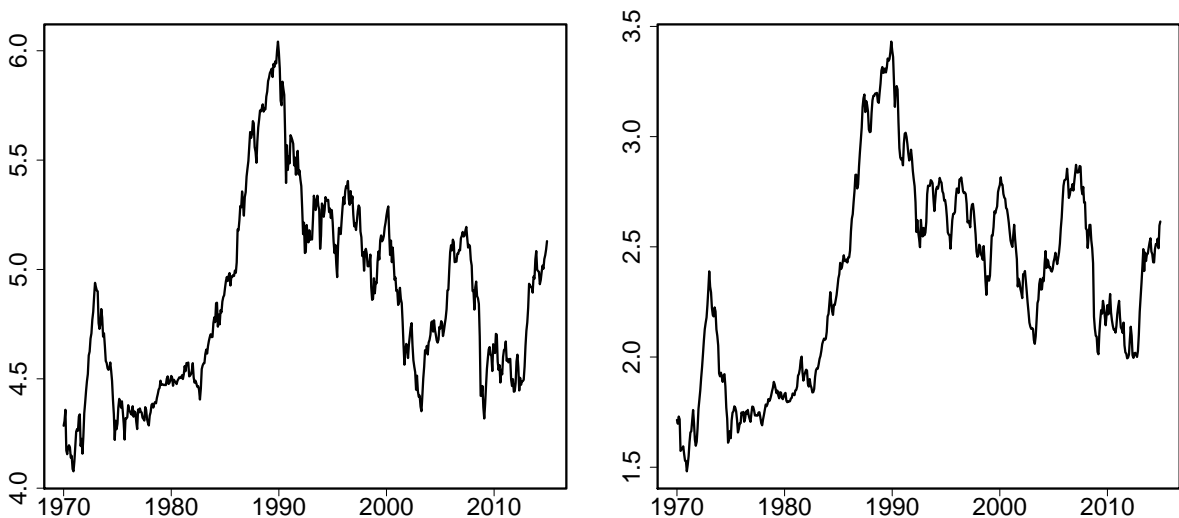


図 3: 日経 225 と TOPIX の実質対数化プロット図 (左が日経 225, 右が TOPIX)。

1974 年 6 月から逐次的に *ADF* 検定統計量をプロットしたのが図 4 である。縦軸の 0 付近にあ

る横線は有意水準 5% の両側検定したときの棄却点である。この結果から、日経 225 のバブル期間は 1986 年 4 月から発生し、1990 年 6 月に崩壊したことが分かる。同様に TOPIX は、1986 年 5 月にバブルが発生し、1990 年 2 月に崩壊した、両株価指数ともバブル期間の間に棄却域を下回っている部分があるが、これは 1987 年 10 月 19 日に世界的に株価下落を巻き起こしたブラックマンデーの影響があると考えられる。また、表 1 から、バブル期間においては、 $AR(1)$ モデルのパラメータが 1 を上回っており、*explosive* $AR(1)$ 過程であることが分かる¹⁰⁾。表 3 からは、株価指数の *recursive* ADF 検定統計量の結果を載せている。*sup* ADF 検定統計量を見てみると、棄却域を超えており、バブル期間の *explosive* の存在を表している。

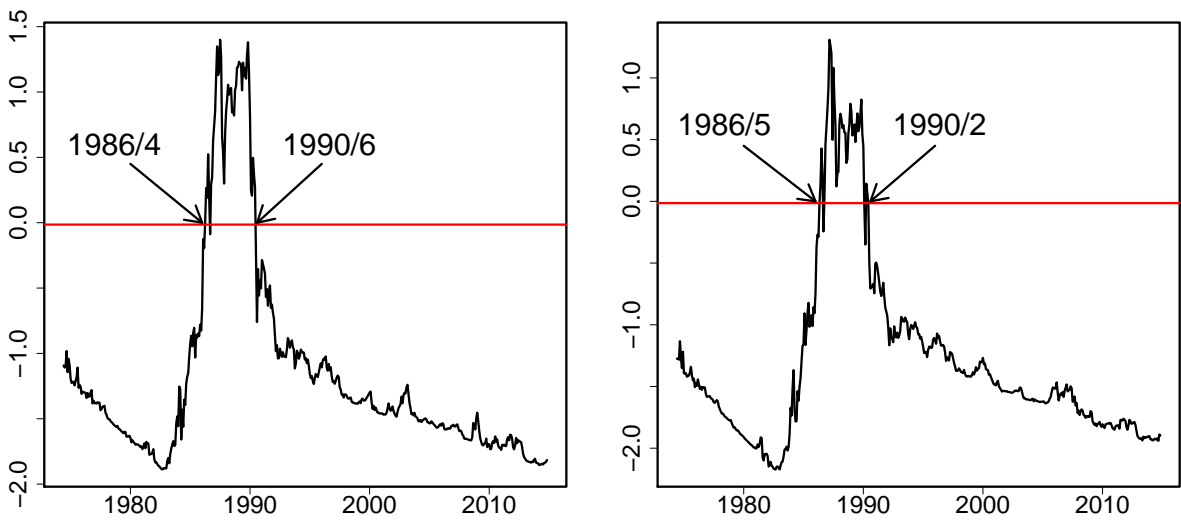


図 4: 日経 225 と TOPIX の recursive ADF 検定統計量プロット図 (左が日経 225, 右が TOPIX) .

期間 (1970 年 1 月～)	1985 年 10 月	1986 年 4 月	1987 年 7 月	1990 年 6 月	1990 年 12 月
推定値	0.9884	1.0020	1.0152	1.0024	0.9971
期間 (1970 年 1 月～)	1985 年 10 月	1986 年 5 月	1987 年 3 月	1990 年 2 月	1990 年 12 月
推定値	0.9997	1.0123	1.0241	1.0048	0.9989

表 1: $AR(1)$ モデル ($x_t = \mu_x + \delta x_{t-1} + \varepsilon_{x,t}$) のパラメータ δ の値 (上が日経 225, 下が TOPIX)

¹⁰⁾ この $AR(1)$ モデルの推定は、最小 2 乗法によって推定した。

検定統計量	$\sup ADF(r)$	$\inf ADF(r)$	$\text{range} ADF(r)$
値 ($r_0 = 1/10$)	1.4001	-1.8881	3.2882
検定統計量	$\sup ADF(r)$	$\inf ADF(r)$	$\text{range} ADF(r)$
値 ($r_0 = 1/10$)	1.3094	-2.1724	3.4818

表 2: recursive ADF 検定統計量の結果 (上が日経 225, 下が TOPIX)

この分析結果をまとめると、以下ようになる。

- ・ $\sup ADF$ の結果から、日経 225 と TOPIX の両株価指数に explosive 期間がある。
- ・ 日経 225 の explosive 期間は、1986 年 4 月から 1990 年 6 月である。
- ・ TOPIX の explosive 期間は、1986 年 5 月から 1990 年 2 月である。
- ・ 1970 年 1 月から explosive 期間までの AR(1) モデルを推定した結果、パラメータ δ の値が 1 を超えた。

一方で、この分析結果から様々な疑問も存在する。1 つ目は、日経 225 と TOPIX のバブル崩壊時期の違いである。バブル開始時期に関しては、日経 225 は 1986 年 4 月、TOPIX は 1986 年 5 月とわずか 1 ヶ月のラグしかない。しかし、バブル崩壊時期は、日経 225 は 1990 年 6 月、TOPIX は 1990 年 2 月と 4 ヶ月のラグが存在する。この違いに関しては、日経 225 と TOPIX の株価指数の銘柄の違いが関係していると考えられる。日経 225 は東証一部上場銘柄の内、225 銘柄を対象としているのに対し、TOPIX は東証一部上場銘柄全てを対象としている。そのため、日経平均株価は TOPIX に比べて、特定の銘柄に大きく影響されるので、TOPIX の方がバブル崩壊時期が短いことは、日経 225 の方が株価下落のタイミングが遅い銘柄が多いことを意味している。また、日経 225 と TOPIX においてグレンジャー因果性を検定したところ¹¹⁾、TOPIX から日経 225 にグレンジャー因果性の存在があることが判明したため、TOPIX のバブル崩壊が日経 225 に影響されたのではないかと考える¹²⁾。2 つ目は、TOPIX のバブル時期が、片山 (2009) の期間と少し異なる点である。片山 (2009) の explosive 期間は、1986 年 3 月から 1990 年 2 月である。バブル崩壊時期は一緒なのだが、バブル開始時期では 2 ヶ月のラグが存在した。おそらくだが、片山 (2009) のサンプル期間 (1970 年 1 月から 2003 年 4 月) のほうが少ないため、サブサンプルの期間が短いことがバブル開始時期の違いに関係しているのではないかと考える。3 つ目は、日本の平成バブル以降の好景気の時期 (2000 年の IT バブルや 2007 年のサブプライムローン問題以前の不動産バブル) の株価にはバブルが発生していないということである。この点に関しては、サンプルの開始時期によって、結果が変化するのではないかと考える。今回の 1970 年 1 月からの検定だと、平成バブルが弾けて、再びバブルに向かう際の

¹¹⁾ 最大 10 のラグから最も AIC の値が低い 2 変数 VAR(6) モデルにおいてグレンジャー因果性を検定した。グレンジャー因果性については、沖本 (2010) を参照。

¹²⁾ また、日経 225 から TOPIX へのグレンジャー因果性は存在しなかった。

系列は, explosive 過程ではなく, ランダムウォークに見えてしまうのである. このことから, 平成バブル以降の好景気に関しては, バブル崩壊後を開始時点とすると, また違う結果になる可能性は高いことが考えられる.

5.2 MSVAR モデルの実証分析

この節では, 第 4 章で紹介した MSVAR モデルの実証分析の設定と結果を記述する.

5.2.1 MSVAR モデルの設定

まずは, モデルの設定を記述する. MSVAR モデルに用いる説明変数の選択は, 伊藤 (2010) の文章を参考にした. 伊藤 (2010) によると, 投機の起点は企業部門の資金の膨張であり, 1985 年のプラザ合意を機に急速に進んだ円高は, 86 年に「円高不況」をもたらしたが, 87 年に入ると逆に原油等一次製品の国際価格の低下と相俟って円建て原材料コストの大幅削減となり, 企業の手元資金を急増させたと述べている. そして, この手元資金の使い道として, 株価や不動産投資などの投機に繋がったのではないかと考えた. 本稿では, この仮説をもとに, 日経 225, 実効実質為替レート, 設備投資, 石油価格, 消費者物価指数 (CPI) の 5 変数を用いた. また, 状態数に関しては, バブル期間とその他の期間の 2 状態に分類した¹³⁾. さらに, バブル期間は永続的ではなく, 一定時期に発生すると考え, 非吸収型のモデルを用いた. まとめると, 非吸収型 2 状態 5 変数 MSVAR モデル (1) を推定した. サンプル期間は, 1980Q1 ~ 2014Q4 の四半期データを用いた. そして, 全変数に単位根検定を行った結果, 単位根過程の存在が判明したため, 対数変化率化することで, 単位根過程から定常過程に変換した. 図 5 や次の推定結果の図表を見やすくするため, 変数の名前を Nikkei-E-I-Oil-CPI とする. そして, MSVAR モデルの推定に用いられるギブスサンプラーに関しては, burn-in を 1000 回, 乱数を 10000 回生成した.

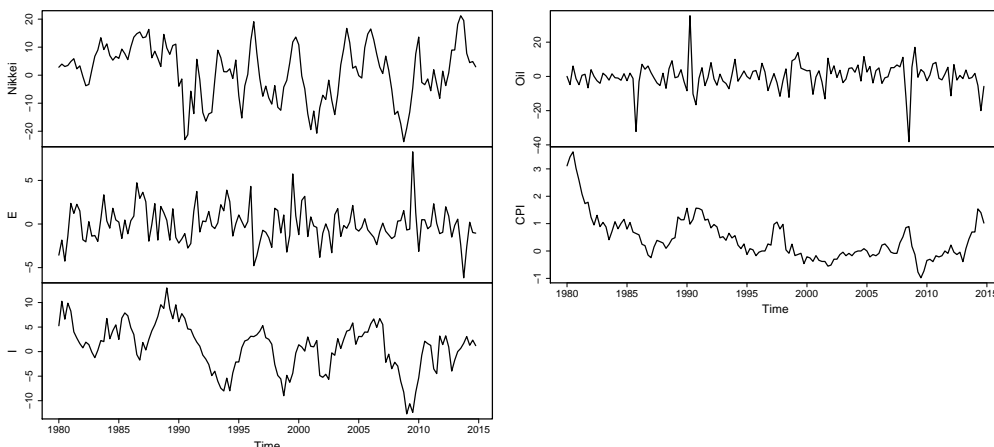


図 5: 変数のプロット図.

¹³⁾ 3 状態でも推定を行ってみたが, 結果は 2 状態の構造変化しか見られなかった.

5.2.2 MSVAR モデルの分析結果

次に実証分析の結果を記述する¹⁴⁾。図 6 では、ギブスサンプラーの結果に基づいた 2 状態の状態確率のプロット図である。この結果から、状態 1 の期間は 1990 年 Q1 ~ Q2 と 2008 年 Q2 ~ Q3 である。この期間が意味していることは、両方の期間とも株価の急降下の直前の時期である。最初の 1990 年 Q1 ~ Q2 の期間に関しては、前節での日経 225 のバブル期間である 1986 年 4 月 (=Q2) ~ 1990 年 6 月 (=Q2) において、バブル崩壊直前の期間である。また、2008 年 Q2 ~ Q3 の時期は、リーマンショックが関係していると考えられる。リーマンショックとは、サブプライムローン問題によって大きな損失を抱えていた米国投資銀行であるリーマンブラザーズが破綻したことによる世界的な金融危機のきっかけとなったショックである。このリーマンブラザーズの破綻が 2008 年 9 月 15 日 (=Q3) であり、状態 1 の期間はリーマンショック直前の期間であったことも分かる。また、リーマンショックによって日経平均株価も 2008 年 9 月 12 日時点の終値が 12214 円であったが、約 1 ヶ月後の 10 月 28 日には、6994 円と約半分の価格になった。このリーマンショックがバブルかどうかは本稿の分析結果からは結論付けることが出来ないため、この状態 1 がバブル期間かどうかを判断することは不可能ではあるが、平成バブルの期間においては前節で分析した日経 225 の explosive 期間ではなく、期間の一部に構造変化が生じたため、バブル期間の構造変化という本来の目的とは異なる結果になった。しかし、これらのことから、この状態 1 は、日本の平成バブルの崩壊とリーマンショック直前の期間における状態であるため、「金融危機直前の期間」と述べる事が出来る。

次に、インパルス応答関数の結果を載せたのが図 7 である。この図においては、12 期先のシミュレーションを行っている。この結果の特徴として主に 4 つ挙げられる。1 つ目は、状態 1 の方が状態 2 よりも設備投資のショックによって日経 225 に対して正の影響が存在していることが分かる (I → Nikkei)。これは、金融危機直前の期間においては、景気の過熱が強く、過剰な設備投資が行われた。このことが投資家に対して企業の期待を高め、株価に反映されたのではないかと考える。2 つ目は、状態 1 の方が状態 2 に比べて、同一変数の影響が大きいことである (Nikkei → Nikkei, I → I)。これも同じく、景気の過熱により、株価や設備投資の上昇により、将来の期待が状態 2 の状況に比べて大きいことを表している。3 つ目は、その後の金融危機を示唆していることである (Nikkei → I, Nikkei → CPI)。この期間の直後に日経平均株価が下落し、日本経済が不景気になるため、設備投資の急激な減少と物価の急激なデフレ化が進行することを示している。4 つ目は、状態 1 において、石油のショックが設備投資に負の影響を与えることである (Oil → I)。これは、仮説と同じように 1 次製品である石油価格の下落による原材料コストの削減を生み出し、その余剰が設備投資に回ったことが分かる。今回の仮説からこのインパルス応答関数の結果を捉えると、少しではあるが整合性が見られる。1 次製品である石油価格の下落が設備投資に負の影響を与え、その設備投資の上昇によって株価が上昇したと見ることが出来る。しかし、構造変化の違いやインパルス応答関数の影響力を考慮すると、今回の仮説と差異が見られるが、波及経路に関しては、ある程度の整合性が存在した。

¹⁴⁾ MSVAR モデルの係数値や推移確率の値に関しては補論.B を参照

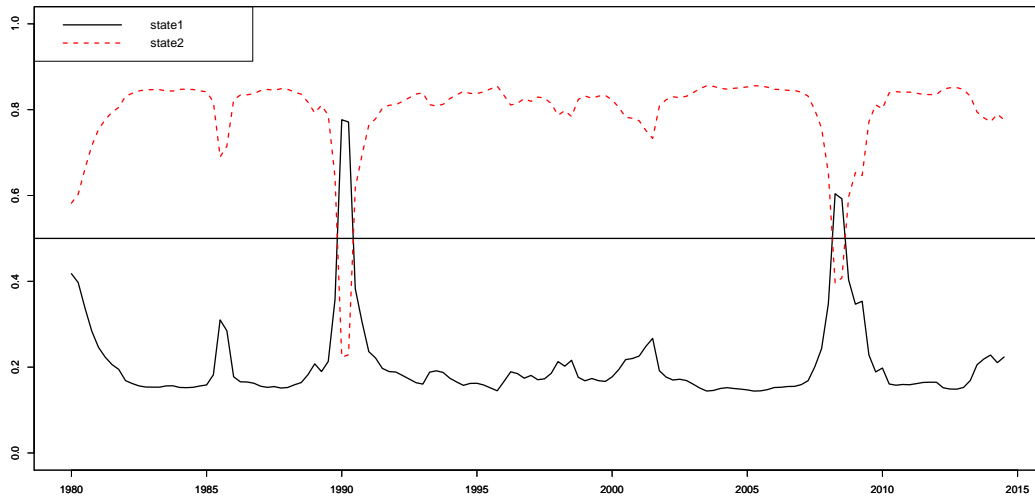


図 6: 状態確率のプロット (x 軸は時間, y 軸は確率).

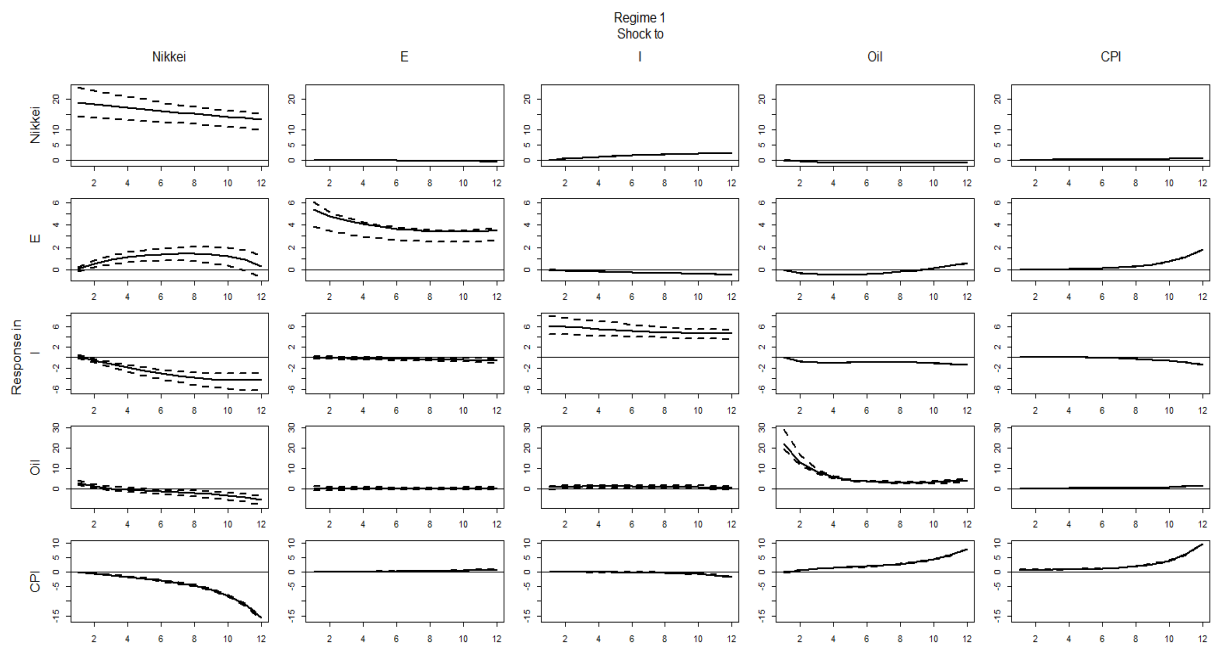


図 7: 状態 1 におけるインパルス応答関数 (点線部分は信頼区間 95% の範囲).

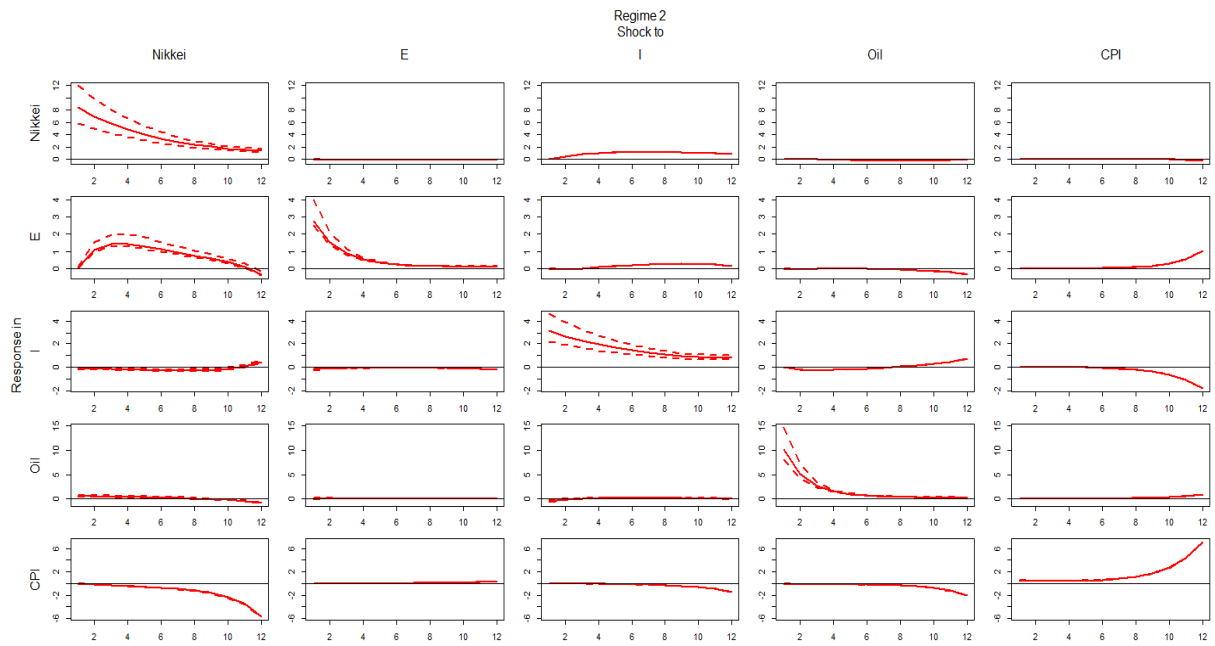


図 8: 状態 2 におけるインパルス応答関数 (点線部分は信頼区間 95% の範囲).

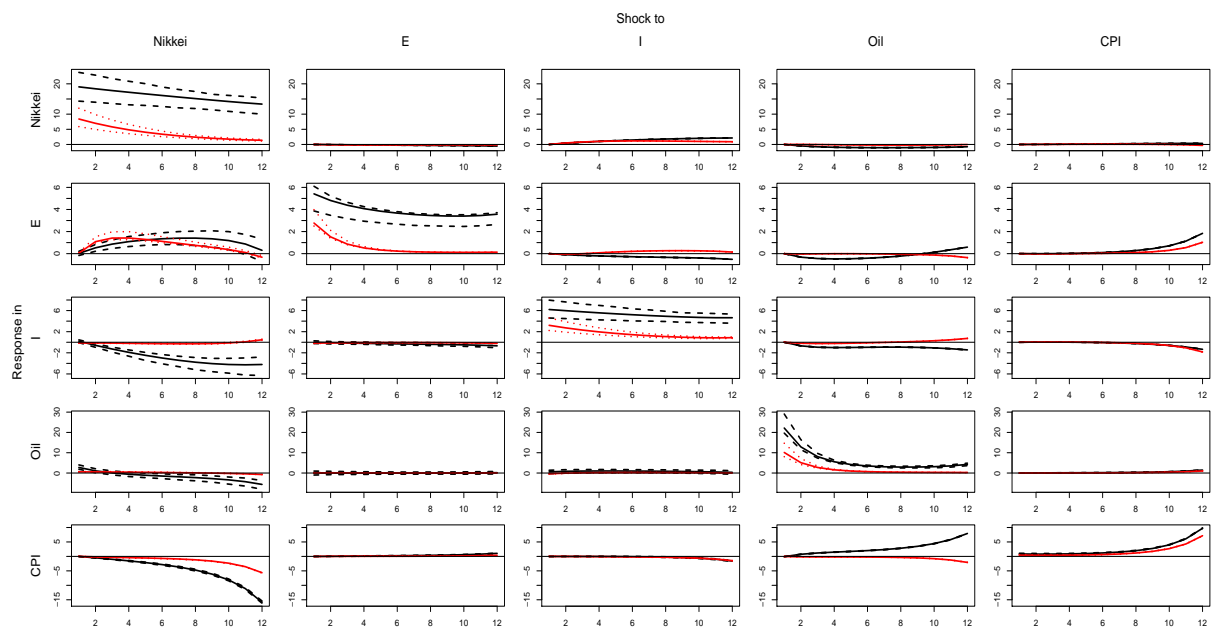


図 9: 状態 1,2 のインパルス応答関数 (点線部分は信頼区間 95% の範囲).

この分析結果をまとめると、以下のようになる。

- ・金融危機(平成バブルの崩壊,リーマンショック)の直前の構造変化を捉えた.
- ・インパルス応答関数により,金融危機直前の好景気の熱狂による増幅が確認できたのと同時に不況の予兆も確認することができた.
- ・少しではあるが,金融危機直前の方が設備投資が長期間に渡って株価に影響を与える.
- ・少しではあるが,金融危機直前に石油価格は設備投資に影響を与える.

一方で,この分析結果から様々な疑問が存在する.1つ目は,バブル期間全体ではなく,金融危機直前の期間のみ構造変化が起きた理由である.これは日経225と石油価格の急激な変化が構造変化を生み出したのではないかと考える.図5を見てみると,日経225と石油価格が同時期に大きな変化を起こしていることが分かる.つまり,バブル期間の構造変化というよりは,日経225と石油価格の構造変化を捉えたモデルに過ぎない可能性が大いに考えられる¹⁵⁾.2つ目は,リーマンショックの期間も選ばれた理由である.日本は平成バブルやリーマンショック以外にも1990年代後半から2000年代初頭に発生したITバブルなどのバブルと呼ばれる期間が存在するが,この結果では,平成バブルとリーマンショックの期間しか選ばれていない.しかし,これも先ほど述べたように石油価格と日経225の構造変化の時期と重なっただけの可能性もある.その理由として,石油価格も景気に左右される指標であることが挙げられる.リーマンショックの時では,世界経済が不況となり,石油の需要の低迷から石油価格が下落したと考えられている¹⁶⁾.また,石油価格は図5を見ても分かるように,価格の上下幅が非常に大きく,構造変化のポイントとして分かりやすいことも挙げられる.このようなことから,石油価格も景気との関係性が存在し,かつ,その変化も非常に大きいため,日経225との構造変化の時期が重なったとみられる.

5.3 金融緩和のバブル要因分析

第2章において,日本の平成バブル期間での日本銀行による長期的な金融緩和がバブルに影響を与えたのではないかと指摘があった.そこで,ダミー変数を加えた回帰分析を用いることで,その指摘が正しいかどうか検証する.

5.3.1 回帰分析のモデル設定

この分析で用いる重回帰分析のモデルは,以下のとおりである.

¹⁵⁾ 石油価格の変数を除いた条件でMSVARモデルの構造変化を推定したが,構造変化が生じることはなかった.

¹⁶⁾ 1990年に見られる石油価格の急騰については,湾岸戦争がきっかけで国連安全保障理事会がイラクとクウェートからの原油等の禁輸を行ったため,石油の供給不足が起これ,価格が急騰したと考えられる.

$$y_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 D_1(t)) \text{Rate}_{t-d} + \varepsilon_t \quad (5.1)$$

$$y_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_3 D_2(t)) \text{Rate}_{t-d} + \varepsilon_t \quad (5.2)$$

$$y_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 D_1(t) + \beta_3 D_2(t)) \text{Rate}_{t-d} + \varepsilon_t \quad (5.3)$$

$$y_t = \beta_0 + (\beta_1 + \beta_2 D_1(t)) \text{Rate}_{t-d} + \beta_4 ST_t + \beta_5 EX_t + \beta_6 MB_t + \varepsilon_t \quad (5.4)$$

$$D_1(t) = \begin{cases} 0 & (t \notin S_k) \\ t+1-t_0 & (t \in S_k) \end{cases}, \quad D_2(t) = t \quad t = 1, \dots, 175 \quad (5.5)$$

$$S_k = \begin{cases} \{1986Q1, \dots, 1990Q2\} & (\text{日経ダミー}) \\ \{1986Q1, \dots, 1990Q1\} & (\text{TOPIXダミー}) \end{cases} \quad (5.6)$$

y_t … 日経 225 or TOPIX(終値)

Rate_t … 無担保オーバーナイト金利

ST_t … TOPIX or 日経 225(終値)

EX_t … 実効実質為替レート

MB_t … マネタリーベース

$D_1(t)$ … バブルダミー関数

$D_2(t)$ … 時間ダミー関数

本稿では、4つの種類のモデルを分析する。被説明変数は、日経 225 と TOPIX の 2 パターンを用いることにする。説明変数に関しては、(5.1) 式では、無担保オーバーナイト金利とバブルダミー (モデル 1)、(5.2) 式では、無担保オーバーナイト金利と時間ダミー (モデル 2)、(5.3) 式では、モデル 1 とモデル 2 の説明変数全て (モデル 3)、(5.4) 式では、(5.1) 式に加えて、被説明変数以外の株価指数 (被説明変数が日経 225 ならば、TOPIX を用いる)、実効実質為替レート、マネタリーベースである (モデル 4)。バブルダミー $D_1(t)$ は、バブル期間 S_k のときにバブル開始時期から 1, 2, 3, … と数が 1 ずつ増加していき、それ以外だと 0 をとるダミー変数である。バブル期間に関しては、前述の分析結果を利用し、被説明変数が日経 225 のときは、1986 年 Q1 ~ 1990 年 Q2、TOPIX のときは、1986 年 Q1 ~ 1990 年 Q1 に設定する。一方で、時間ダミー $D_2(t)$ は、サンプルのスタート地点から 1, 2, 3, … と数が 1 ずつ増加し続けるダミー変数である。全てのデータは四半期を用い、期間は 1970 年 Q1 ~ 2014 年 Q4 である。このモデルでは、長期的な低金利の状態が株価の影響を徐々に大きく負の影響を与えるのかどうかを検証するため、 β_2 の値が負であり、なおかつ統計的に有意な結果になる必要がある。モデル 1 では、ダミーの性質上、バブル期間に限り、モデル 2 では、全期間に渡っている。そして、モデル 3 とモデル 4 は、 β_2 の係数の頑健性を確かめるため、様々な説明変数を加えても結果が変わらないか確認する。

また、このモデルに 5 つのバリエーションを加えることにする。I) オーバーナイト金利が被説明変数と同じ時期 ($d = 0$)、II) オーバーナイト金利が被説明変数より 1 期前にずれる ($d = 1$)、III) バブルダミーの開始期間が 1 期前にずれる、IV) バブルダミーの開始期間が 1 期後にずれる、V) バブルダミー $D_j(t) = k$, $j = 1, 2$ を k ではなく k^2 とするの 5 パターンである。この 5 つのバリエー

ションの理由を述べると、I) 同時期の情報が株価に反映されるのか、II) 1 期前の情報が株価に反映されるか、III, IV) 先ほど単位根検定によって分析したのバブル期間以外の期間でも効果があったのか、V) 金融緩和の継続性がどのくらい株価に影響をあたえるのかであるこれまでをまとめると、(4 つのモデル)×(5 つのバリエーション)×(2 つの被説明変数)×(2 つのダミー) の全 80 パターンを推定する。それぞれのモデルを番号で整理したのが表 3 である。この中で先ほどの条件に当てはまるモデルはどれなのか確かめることにする。分析の順番として、最初に I と II を分析した後、有意な結果を得られた方の条件で III, IV, V を推定することにする。

被説明変数		Nikkei225				TOPIX			
パターン/モデル		1	2	3	4	1	2	3	4
I	n	1-I-N-n	2-I-N-n	3-I-N-n	4-I-N-n	1-I-T-n	2-I-T-n	3-I-T-n	4-I-T-n
	t	1-I-N-t	2-I-N-t	3-I-N-t	4-I-N-t	1-I-T-t	2-I-T-t	3-I-T-t	4-I-T-t
II	n	1-II-N-n	2-II-N-n	3-II-N-n	4-II-N-n	1-II-T-n	2-II-T-n	3-II-T-n	4-II-T-n
	t	1-II-N-t	2-II-N-t	3-II-N-t	4-II-N-t	1-II-T-t	2-II-T-t	3-II-T-t	4-II-T-t
III	n	1-III-N-n	2-III-N-n	3-III-N-n	4-III-N-n	1-III-T-n	2-III-T-n	3-III-T-n	4-III-T-n
	t	1-III-N-t	2-III-N-t	3-III-N-t	4-III-N-t	1-III-T-t	2-III-T-t	3-III-T-t	4-III-T-t
IV	n	1-IV-N-n	2-IV-N-n	3-IV-N-n	4-IV-N-n	1-IV-T-n	2-IV-T-n	3-IV-T-n	4-IV-T-n
	t	1-IV-N-t	2-IV-N-t	3-IV-N-t	4-IV-N-t	1-IV-T-t	2-IV-T-t	3-IV-T-t	4-IV-T-t
V	n	1-V-N-n	2-V-N-n	3-V-N-n	4-V-N-n	1-V-T-n	2-V-T-n	3-V-T-n	4-V-T-n
	t	1-V-N-t	2-V-N-t	3-V-N-t	4-V-N-t	1-V-T-t	2-V-T-t	3-V-T-t	4-V-T-t

表 3: モデルのまとめ (n は日経ダミー, t は TOPIX ダミーを用いた場合のモデルを表している.)

また、各変数に単位根検定を行い、全変数単位根過程であるため、対数変化率に直し、定常過程に変換した。これは、単位根過程のまま回帰分析を推定すると、見せかけの回帰の可能性があるのである。見せかけの回帰とは、全く関係ない単位根過程同士を回帰分析すると、有意な関係にあり、あたかも回帰の説明力が有るように見える現象である。そこで、差分を取って定常過程に変換することで、見せかけの回帰を回避した¹⁷⁾。

¹⁷⁾ この他にも、説明変数が被説明変数のラグ項を入れると見せかけの回帰を回避することができる

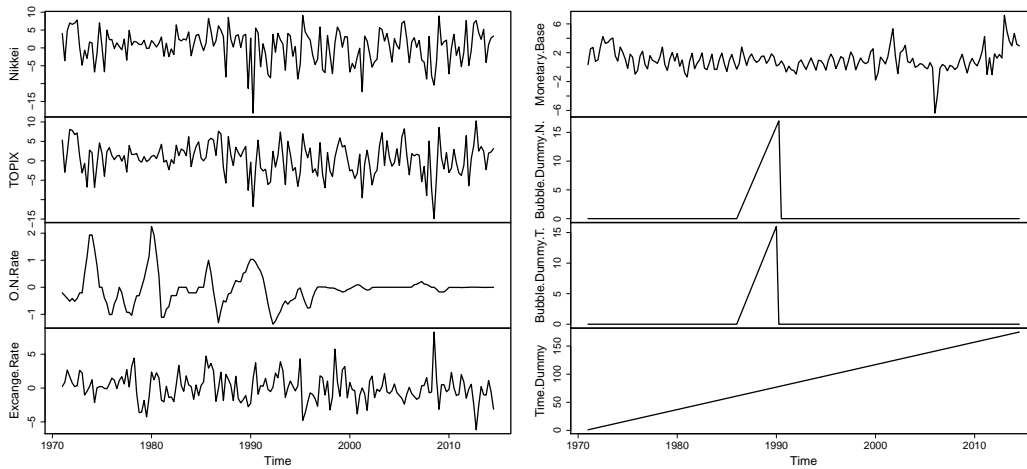


図 10: 変数のプロット図.

5.3.2 回帰分析の結果

先ほどのモデルで重回帰分析を行い、 β_2 もしくは β_3 の有意水準 10% において、有意の有無をまとめた結果が表 4 である。まず、パターン I とパターン II を比較すると、パターン II の日経バブルダミーの行の中で有意な結果になった。そこで、パターン III~V に関しては 1 期前のオーバーナイト金利を用いた。表 4 から結果をまとめると、日経バブルダミーと TOPIX バブルダミーの 1 期後 (= 日経バブルダミーと期間が同じ)、日経バブルダミーの k^2 が有意になった。一方、 β_3 の時間ダミーや β_2 における TOPIX ダミーに関しては、1 つも有意にならなかった。

被説明変数		Nikkei225				TOPIX			
モデル		1	2	3	4	1	2	3	4
I	n	×	×	×	×	×	×	×	×
	t	×	×	×	×	×	×	×	×
II	n	○	×	○	○	○	×	○	×
	t	×	×	×	×	×	×	×	×
III	n	×	×	×	×	×	×	×	×
	t	×	×	×	×	×	×	×	×
IV	n	×	×	×	×	×	×	×	×
	t	○	×	○	○	○	×	○	×
V	n	○	×	○	○	○	×	○	×
	t	×	×	×	×	×	×	×	×

表 4: モデルの結果 (有意水準 10% を満たした β_2 は ○, パターン II に関しては β_3)

次にパターン II- n 行と IV- t 行の各係数の値の結果を載せたのが表 5 である。この表から、TOPIX のモデル 4 以外、バブルダミーの係数が負の値であり、有意であることが分かる。この負の係数の値の意味は、オーバーナイト金利の低金利水準の継続が株価に正の影響を与えるということである。つまり、平成バブル期（正確に言うと、1986 年 Q2 ～ 1990 年 Q2 の期間）において、長期的な金融緩和政策がバブルの一因であることになる。また、日経のモデル 4 のように、オーバーナイト金利とバブルダミー以外の説明変数を加えても、バブルダミーの係数の有意が存在したので、日経バブルダミー係数の頑健性を確かめることが出来た。また、表 6 ではパターン V- n 行の係数の値の結果を載せている。ここで確認してほしいことは、先ほどの表 5 よりもバブルダミーの t 値が大きいことである。これは、バブルダミーが k よりも k^2 の方が有意であるため、長期的な金融緩和の株価への影響が非常に大きいと言える。また、 R^2 の値においても、表 5 よりも表 6 の方が大きいため、バブルダミー k^2 の方がモデル式の当てはまりが優れている。これらの分析結果をまとめると以下のようなになる。

- ・日経バブルダミーの期間（1986 年 Q2 ～ 1990 年 Q2）のみ、金融緩和の継続が両株価指数（日経 225, TOPIX）に影響を与える。
- ・前述の場合、前期の金融緩和の情報が株価に影響を与える。
- ・バブルダミーに関しては、 k よりも k^2 の方が優れているため、金融緩和の継続による株価の影響力は非常に大きい¹⁸⁾。
- ・日経のモデルに関しては、他の説明変数を入れてもある程度の頑健性が存在する。

一方で、この分析結果から様々な疑問も存在する。1 つ目は、TOPIX のバブル期間ではなく、日経バブル期間にのみバブルダミーの係数が有意になることである。この時期における日本銀行の金融政策を見てみると、1986 年に 4 回に渡って公定歩合を引き下げた（5.0% → 3.0%）¹⁹⁾。この急激な公定歩合の低下、そして、この低金利状態を 1989 年 5 月 31 日まで継続したことがバブルを形成した要因であると考えられる。しかし、今回の日経バブルダミーの期間は、1986 年 Q2 ～ 1990 年 Q2 であり、金融緩和を続けていた 1986 年 ～ 1989 年と少しながら遅いラグが見られる。この違いに関しては、前期のオーバーナイト金利が株価に影響を与える結果になったため、バブルダミーの期間が実際の低金利期間よりも少し後にずれることで、バブルダミーの係数が有意になったのではないかと言うことが出来る。2 つ目は、同時期ではなく、前期のオーバーナイト金利の情報が株価に影響を与えた理由である。この点については、株価のデータの性質が関わるのではないかと考える。投資家は、将来の株価を予想しながら投資を行うため、株価のデータは、景気に先行する先行系列であると言われている。そのため、同時期のオーバーナイト金利ではなく、前期のオーバーナイト金利

¹⁸⁾ ちなみに、バブルダミーを k^3 にして分析を行ってみたが、 k^2 よりも t 値と R^2 の値が大きいことが判明した。

¹⁹⁾ 1 月 30 日に 5.0% → 4.5%、3 月 10 日には、4.5% → 4.0%、4 月 21 日には、4.0% → 3.5%、11 月 1 日には、3.5% → 3.0%、また、翌年 2 月 23 日には、3.0% → 2.5% に引き下げた。

の方がモデルの当てはまりが優れていると言えるだろう。

被説明変数 モデル	Nikkei225				TOPIX			
	1	2	3	4	1	2	3	4
β_0 (切片)	0.600 (1.741)	0.434 (1.237)	0.661 (1.875)	-0.201 (-1.108)	0.576 (1.853)	0.464 (1.478)	0.625 (1.963)	0.266 (1.621)
β_1 (利子率)	-0.322 (-0.516)	-0.745 (-0.657)	-1.088 (-0.975)	0.234 (0.874)	-0.624 (-1.108)	-0.994 (-0.979)	-1.237 (-1.226)	-0.316 (-1.271)
β_2 (バブルダミー)	-0.436 (-2.785**)		-0.481 (-2.901**)	-0.127 (-1.809)	-0.315 (-2.155**)		-0.341 (-2.274*)	0.040 (0.620)
β_3 (時間ダミー)		-0.002 (-0.128)	0.002 (0.828)			-0.001 (-0.013)	0.014 (0.733)	
β_4 (他株価指数)				0.990 (26.588***)				0.815 (26.588***)
β_5 (為替レート)				-0.006 (-0.079)				-0.480 (-0.700)
β_6 (マネタリーベース)				0.231 (2.322**)				-0.175 (-1.930)
R^2	0.043	0.001	0.042	0.812	0.034	0.008	0.032	0.814

表 5: II-n 行と IV-t 行の係数の値 (カッコ内は t 値, ***, **, *, ; は, それぞれ有意水準 0.1%, 1%, 5%, 10% である)

被説明変数 モデル	Nikkei225				TOPIX			
	1	2	3	4	1	2	3	4
β_0 (切片)	0.628 (1.822)	0.434 (1.237)	0.688 (1.948)	-0.189 (-1.038)	0.593 (1.901)	0.464 (1.478)	0.640 (2.002*)	0.259 (1.571)
β_1 (利子率)	-0.367 (-0.596)	-0.745 (-0.657)	-1.109 (-0.995)	0.235 (0.869)	-0.664 (-1.193)	-0.994 (-0.979)	-1.245 (-1.235)	-0.322 (-1.311)
β_2 (バブルダミー)	-0.029 (-2.909**)		-0.031 (-3.011**)	-0.009 (-2.024*)	-0.020 (-2.192**)		-0.022 (-2.296*)	0.003 (0.806)
β_3 (時間ダミー)		-0.002 (-0.128)	0.017 (0.799)			-0.001 (-0.013)	0.013 (0.692)	
β_4 (他株価指数)				0.989 (26.609***)				0.816 (26.609***)
β_5 (為替レート)				-0.006 (-0.076)				-0.471 (-0.689)
β_6 (マネタリーベース)				0.231 (2.330*)				-0.175 (-1.930)
R^2	0.047	0.001	0.045	0.818	0.034	0.008	0.032	0.814

表 6: V-n 行の係数の値 (カッコ内は t 値, ***, **, *, ; は, それぞれ有意水準 0.1%, 1%, 5%, 10% である)

6 結論

今回の論文では、3つの統計的手法を用いて、日本の1980年代後半から90年代前半のバブル経済の要因の解明を試みた。単位根検定によるバブル期間の推定に関して、TOPIXは1986年5月～1990年2月、日経225は1986年4月～1990年6月の間、explosive過程であることが判明した。次に、MSVARモデルを用いて、バブル期間の構造変化を検証してみたが、結果としては、平成バブル崩壊とリーマンショック直前の半年の期間でしか構造変化を見ることが出来なかった。また、インパルス応答関数では、先ほどの期間において、石油価格の低下が設備投資の上昇を促し、その設備投資の上昇が株価を上昇させるという仮説と同じ波及経路を辿った。そして、金融緩和の継続性に関して、1986年Q2～1990年Q2までの間において、金融緩和の継続が株価に非常に大きな影響を与えることが判明した。

この分析結果から、バブル経済の要因は主に2つ存在する可能性があることが統計的に判明した。1つ目は、長期的な金融緩和の継続である。金融政策の主体である日本銀行が早めに金融緩和を止めることが出来なかったことがバブルを引き起こした可能性が大いにありと考える。つまり、バブル期当時の日本銀行は、金融緩和の出口戦略を見誤ったのである。2つ目は、原油価格低下に伴う設備投資の増加が株価(バブル項)に反映されることである。しかし、この結論に関しては、金融危機直前の半年の間には起きないことであるため、バブルの要因であると断定することは出来ない。そのため、分析結果としてはあまり望ましくない結果になった。

このバブル経済の要因に関しては、現在の経済環境と非常に似ている部分がある。まず、2012年12月に自民党が政権復帰し、安倍内閣の下、日本銀行は無制限の量的緩和を行った。その結果、2012年11月段階では9000円台だった日経平均株価は、2015年4月には15年ぶりに20000円台にまで回復した。また、2010年ごろから、シェールガスが台頭し、石油の需要が減少した。これにより、石油価格は急激な下落を見せている²⁰⁾。この長期的な量的緩和と石油価格の下落という環境は、今回の分析結果におけるバブルの要因と重なっていることが分かる。経済環境はバブル経済の時と大きく異なるが、現在の状況において、今後の日経平均株価がバブルになる可能性が少なからずあるのではないかと今回の分析結果から述べる事が出来る。特に現在も行われている日本銀行の大規模な量的緩和政策は、出口戦略を見誤るとバブルを誘発させることが大いにあり得るだろう。

また、本稿ではまだまだ考慮すべき問題がいくつか存在する。1つ目は、株価以外のバブルの分析である。バブルは株価指数以外にも、地価など様々な指標において生じている可能性が高い。富士他(2000)によれば、1970年以降97年までの全上場企業の株式時価総額は、不動産含み益を考慮した企業の純資産の時価評価額と対応しているため、株価のバブルは地価のバブルが影響していると述べている。このようなことから、株価だけではなく、地価も同じように分析を行えば、また面白い結果が出るのかも知れない。2つ目は、MSVARモデルのバブル期間の構造変化があまり望ましい結果にならなかったことである。この理由としては、バブルの波及経路に関して、強い仮説が存在しな

²⁰⁾ 2012年12月には、200円台であったが、2015年8月では、86円台にまで下落した。

いことが考えられる。バブルは様々な環境要因が複合して投資家の期待から作られていくものであり、その複雑であろうメカニズムを分析することは非常に困難であることが今回の分析で判明した。しかし、この点に関しては、より多くの仮説を分析すれば、新しい結果に出会えた可能性は大いにある。また、株価は独立変数としての側面が強いため²¹⁾、今回の分析ではバブル項の要因をテーマにしたが、バブル項も独立変数としての側面が強いのかもしれない。それに加え、株価は将来の予測値から判断するため、MSVAR モデルという過去のデータに影響されるモデルを使うことが果たしてふさわしいのかという疑問も存在する²²⁾。

参考文献

- [1] 伊藤修、黄月華、「バブル発生の認知と膨張の抑止」、伊藤修、埼玉大学金融研究室編、『バブルと金融危機の論点』、日本経済評論社、2010年、85-87頁
- [2] 翁邦雄、白川方明、白塚重典、「資産価格バブルと金融政策：1980年代後半の日本の経験とその教訓」、『金融研究』、日本銀行金融研究所、2000年、263-319頁
- [3] 沖本竜義、『経済・ファイナンスデータの計量時系列分析』、朝倉書店、2010年、74-188頁
- [4] 片山直也、「合理的バブルの検定の検出力について」、ディスクッションペーパーシリーズ第2009号、第7部、2009年、1-25頁
- [5] 香西泰、伊藤修、有岡律子、「バブル期の金融政策とその反省」、『金融研究』、日本銀行金融研究所、2000年、220-243頁
- [6] 小島祥一、「不安定性とバブルのマクロ経済理論（上）」、帝京経済研究、2012年、83-86頁
- [7] 小島祥一、「不安定性とバブルのマクロ経済理論（下）」、帝京経済研究、2013年、133-137頁
- [8] 齋藤雅史・福永一郎、「資産価格と金融政策～動学的一般均衡モデルによる分析と展望～」、日本銀行金融研究所、2008年、33-47頁
- [9] 白川方明、『現代の金融政策』、日本経済新聞出版社、2008年、400-401頁
- [10] 辻幸民、「株価バブルと企業の資金調達行動」、三田商学研究、2007年、174頁
- [11] 中妻照雄、『入門ベイズ統計学』、朝倉書店、120-153頁
- [12] 富士由將、目瀬直之、山田良平、「資産バブルと企業のバランスシート調整」、深尾光弘、日本経済研究センター編、『金融不況の実証分析』、日本経済新聞社、81-117頁
- [13] Campbell, J. Y., and Shiller R., "The Dividend-Price Ratio and Expectation of Future Dividend and Discount Factors", *Review of Financial Studies* 1, 1989, 195-228
- [14] Evans, George, W., "Pitfalls in Testing for Explosive Bubbles in Asset Prices", *Economic Review* 81, 1991, pp. 922-930
- [15] Fujiwara, Ippei, "Evaluating Monetary Policy When Nominal Interest Rates are Almost Zero", *Research and Statistics Department, Bank of Japan*, 2004, pp.1-24

²¹⁾ 香西他(2000)参照

²²⁾ 今回の分析手法では、ルーカス批判を回避することが出来ない。

-
- [16] Hamilton, James, "A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle", *Econometrica* 57(2), 1989, pp. 357-384
- [17] Inoue, Tomoo, Okimoto, Tatsuyoshi, "Were There Structural Breaks in the Effect of Japanese Monetary Policy? Re-evaluating Policy Effects of the Lost Decade", Faculty of Economics and IG555, Yokohama National University, 2007, pp. 1-25
- [18] Krolzig, Hans, M., "Econometric Modelling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox", Institute of Economics and Statistics and Nuffield College, Oxford, 1998, pp. 1-20
- [19] Patrick, Brandt, "Package 'MSBVAR'", CRAN, 2015, pp.1-92
- [20] Phillips, Peter, C. B., Wu, Yangru and Yu, Jun, "Explosive Behavior in the 1990s Nasdaq : When Did Exuberance Escalate Asset Values?" , Cowles Foundation Paper NO.1349, 2012, pp. 201-207

補論.A データ

変数	説明	出所
日経 225	日経平均株価, 終値	日経平均プロフィール
TOPIX	東証株価指数, 終値	日経 NEEDS・ 明治以降本邦主要統計
地価	公示地価平均	国土交通省
消費者物価指数 (CPI)	平成 22 年基準消費者物価指数	総務省
実効実質為替レート	2010 年=100	日本銀行
設備投資	金融保険業以外の全業種	経済産業省
石油価格	2005 年=100	IMF
オーバーナイト金利	85 年 6 月以前に関しては, 基準割引率および基準貸付利率を使用	日本銀行
マネタリーベース	平均残高	日本銀行

表 7: 本稿で用いたデータの出所

補論.B MSVAR モデルの推定結果

B.1 MSVAR モデルの推移確率行列の値

確率変数	平均	標準偏差	Naive SR	Time-Series SE
p_{11}	0.8977	0.0297	0.0003	0.0003
p_{12}	0.1023	0.0297	0.0003	0.0003
p_{21}	0.0691	0.0290	0.0003	0.0005
p_{22}	0.9309	0.0290	0.0003	0.0005

表 8: MSVAR モデルの推移確率行列の値

B.2 MSVAR モデルの係数値

被説明変数	説明変数	平均	標準偏差	Naive SR	Time-Series SE
Nikkei	切片	-0.2876	0.3567	0.0036	0.0049
	Nikkei	0.9390	0.0788	0.0008	0.0014
	E	0.1363	0.1827	0.0018	0.0026
	I	-0.1123	0.1457	0.0014	0.0019
	Oil	-0.0581	0.0569	0.0006	0.0008
	CPI	-0.5452	0.7461	0.0075	0.0100
E	切片	0.0305	0.1388	0.0014	0.0016
	Nikkei	-0.0047	0.0133	0.0001	0.0001
	E	0.8320	0.1692	0.0017	0.0032
	I	-0.0185	0.0401	0.0004	0.0005
	Oil	0.0024	0.0095	0.0001	0.0001
	CPI	0.0725	0.1865	0.0019	0.0021
I	切片	-0.0767	0.1761	0.0018	0.0024
	Nikkei	0.0311	0.0241	0.0002	0.0004
	E	-0.0232	0.0497	0.0005	0.0006
	I	0.9452	0.0689	0.0007	0.0012
	Oil	0.0121	0.0123	0.0001	0.0002
	CPI	0.0006	0.2319	0.0023	0.0025
Oil	切片	-0.1698	0.4900	0.0049	0.0064
	Nikkei	-0.0229	0.0578	0.0006	0.0007
	E	-0.0591	0.1127	0.0011	0.0013
	I	-0.1191	0.1457	0.0014	0.0018
	Oil	0.5663	0.1573	0.0016	0.0030
	CPI	0.7271	1.0582	0.0106	0.0165
CPI	切片	-0.0047	0.2227	0.0022	0.0022
	Nikkei	0.0019	0.0202	0.0002	0.0002
	E	-0.0024	0.0763	0.0008	0.0008
	I	0.0062	0.0477	0.0005	0.0005
	Oil	0.0022	0.0179	0.0002	0.0002
	CPI	0.9374	0.2843	0.0028	0.0028

表 9: 状態 1 における MSVAR モデルの係数の値

被説明変数	説明変数	平均	標準偏差	Naive SR	Time-Series SE
Nikkei	切片	-0.4457	0.1594	0.0016	0.0019
	Nikkei	0.8176	0.0486	0.0005	0.0007
	E	0.4057	0.1364	0.0014	0.0016
	I	0.0284	0.1012	0.0010	0.0011
	Oil	0.0121	0.0431	0.0004	0.0005
	CPI	-0.4083	0.4060	0.0041	0.0045
E	切片	-0.0187	0.0939	0.0010	0.0010
	Nikkei	-0.0104	0.0096	0.0001	0.0001
	E	0.5218	0.0994	0.0010	0.0013
	I	-0.080	0.0258	0.0002	0.0003
	Oil	0.0107	0.0100	0.0001	0.0001
	CPI	0.0681	0.1278	0.0010	0.0010
I	切片	0.0733	0.1203	0.0012	0.0013
	Nikkei	0.0620	0.0138	0.0001	0.0002
	E	-0.0268	0.0377	0.0004	0.0004
	I	0.8418	0.0375	0.0004	0.0004
	Oil	0.0219	0.0092	0.0001	0.0001
	CPI	-0.0578	0.1789	0.0018	0.0020
Oil	切片	0.2207	0.2642	0.0026	0.0032
	Nikkei	0.0062	0.0328	0.0003	0.0004
	E	-0.0069	0.0790	0.0008	0.0009
	I	-0.0638	0.0817	0.0009	0.0010
	Oil	0.4932	0.1131	0.0011	0.0016
	CPI	-0.4402	0.5519	0.0026	0.0032
CPI	切片	0.0201	0.2449	0.0024	0.0024
	Nikkei	0.0017	0.0023	0.0002	0.0002
	E	-0.0081	0.0950	0.0009	0.0009
	I	0.0102	0.0538	0.0005	0.0005
	Oil	0.0001	0.0274	0.0003	0.0003
	CPI	0.8842	0.2449	0.0024	0.0024

表 10: 状態 2 における MSVAR モデルの係数の値