

創立130周年記念若手研究者募集論文  
国際政治・経済（経済・ビジネスと政治・法律）部門 佳作  
中国の株式市場の発展と実証分析

張 艶

要 旨

中国の株式市場は1990年から本格的にスタートし、中国経済の急成長とともに急速に伸びてきた。現在、新興国の株式市場として大きく注目されており、その存在感はますます高まっている。中国株式市場が成長する一方、株価の変動も激しく、低迷の時期も経験した。政府は株式市場の安定成長を目指して、非流通株の放出、法制度の整備など、次々と政策を打ち出し、試行錯誤を繰り返しながら、中国の株式市場はその形を整えつつある。

本論文では、中国の株式市場を考察し、株式市場の発展、問題点および株式市場に影響する要因を明らかにし、株式市場に対する政策のインプリケーションを導き出す。

本論文では、中国の株式市場を分析対象として、まず、株式市場の発展過程と問題点などについて考察した。そして、中国の株式市場をよりの確に理解するために、データ生成過程（DGP）の慎重な検討を踏まえて、I(0)変数という点で、上海総合指数、固定資産投資、工業総生産、社会商品小売総額の4変数について、Granger因果性テスト、インパルス反応、分散分解などの分析を試みた。

Granger因果性テストでは、上海総合指数に対して、固定資産投資、社会商品小売総額からGrangerの意味での因果関係はあった。工業総生産は上海総合指数に対し、Grangerの意味での因果関係はない。さらに、DGPの視点から、4変数VARモデルが中国の株価を分析する上で有益であることを明らかにした。インパルス反応では、固定資産投資、工業総生産、社会商品小売総額3変数のうち、株価にもっとも影響するのは固定資産投資であった。次は、家計消費の代理変数と考えられる社会商品小売総額であった。分散分解では、上海総合指数の変動は3変数のうち、固定資産投資がもっとも大きく説明できた。固定資産投資は中国経済の高度成長を牽引しているだけでなく、中国の株式市場にも影響していることが分かった。高成長の中国では、過剰な固定資産投資はいつも問題視されているが、その急激な縮小は不測の混乱をもたらす恐れがあるため、緩やかな調整が望まれる。

Development and Empirical Analysis of the Stock Market in China

The stock market in China started in 1990, and has expanded rapidly. Stock fluctuation has been very sharp as the stock market has matured in China. The government has implemented policies one after another aiming at the stable growth of the stock market.

The purpose of this paper was as follows. I clarified development and problems of the stock market in China, analyzed the factors that influence the stock market, and derived implications of the policy for the stock market.

In this paper, first of all, development and problems of the stock market were considered. Then after the

data generation process was carefully examined, from the viewpoint of  $I(0)$  variables, analyses were tried using the Granger test, impulse response, and variance decomposition of four variables (Shanghai stock exchange composite index, investment in fixed assets, total industrial production, and total retail amount of commodities).

With the Granger test for the Shanghai stock exchange composite index, there were Granger causal relations from investment in fixed assets and the total retail amount of commodities, but there was not a Granger causal relation from total industrial production.

Furthermore, it was clarified that a four-variable VAR model was useful for analyzing the stock market in China from the viewpoint of DGP. In impulse response, it was investment in fixed assets that influenced the Shanghai stock exchange composite index most among the three variables. Next in order of influence was total retail amount of commodities. In variance decomposition, investment in fixed assets was most useful in explaining the fluctuation of the Shanghai stock exchange composite index among the three variables.

It has been understood that investment in fixed assets not only stimulates the high growth of the economy, but also influences the stock market in China. Although excessive investment in fixed assets is always brought into question now, gradual adjustment is expected because sudden reduction might bring unexpected confusion.

## 目 次

1. はじめに
2. 中国の株式市場の概観
  - 2.1 株式市場の発展
  - 2.2 株式市場の問題点
3. 先行研究
4. 中国の株式市場に関する実証分析
  - 4.1 分析手法の概要
  - 4.2 使用データ
  - 4.3 データの定常性の検証
  - 4.4 Grangerの因果性テスト
  - 4.5 インパルス反応
  - 4.6 分散分解
5. 結び

## 1. はじめに

中国の株式市場は1990年から本格的にスタートし、中国経済の急成長とともに急速に伸びてきた<sup>(1)</sup>。現在、新興国の株式市場として大きく注目されており、その存在感はますます高まっている。上海株式市場の時価総額は東京の1/4程度に過ぎないが、今年2月の上海株相場の急落を受けて、アメリカ、日本などの株価は大幅安となった<sup>(2)</sup>。これは初めての中国発の世界株安である。また、2006年に中国工商銀行は香港・上海市場に株式を同時上場し、新規株式公開（IPO）による資金調達額は220億ドル（約二兆六千億円）であった。これは、1998年のNTTドコモの181億ドルを上回り、世界的にも過去最高となった。

中国株式市場が成長する一方、株価の変動も激しく、低迷の時期も経験した。政府は株式市場の安定成長を目指して、非流通株の放出、法制度の整備など、次々と政策を打ち出し、試行錯誤を繰り返しながら、中国の株式市場はその形を整えつつある。

本論文では、中国の株式市場を考察し、株式市場の発展、問題点および株式市場に影響する要因を明らかにし、株式市場に対する政策のインプリケーションを導き出す。

本論文の構成は、次のとおりである。まず、中国の株式市場について、発展過程と問題点を概観する。次に、先行研究を説明する。そして、中国の株式市場について実証分析を行う。分析のプロセスについては、以下のとおりである。まず、分析手法を紹介した後、単位根検定を行い、分析変数のデータ生成過程（DGP）を検証する。具体的には、分析変数の時系列データについて、ADF検定とPP検定により単位根が存在するという帰無仮説を検証し、ADF検定とPP検定により帰無仮説が棄却されない変数については、1回の構造変化を認めるPerron（1997）の方法と2回の構造変化を認めるClemente, Montanes and Reyes（1998）の方法により構造変化と単位根の関係を検証する。さらに、単位根検定の結果により、Grangerの因果性テスト、インパルス反応、分散分解などの分析を行い、株式市場に影響する要因を明らかにする。中国の時系列データの分析では、単位根検定によるデータの定常性を検証することは一般的であるが、構造変化の有無を含めた詳細なDGPの検証は行われていない。DGPの詳細な検証を踏まえたモデルの構築が本論文の特徴である。

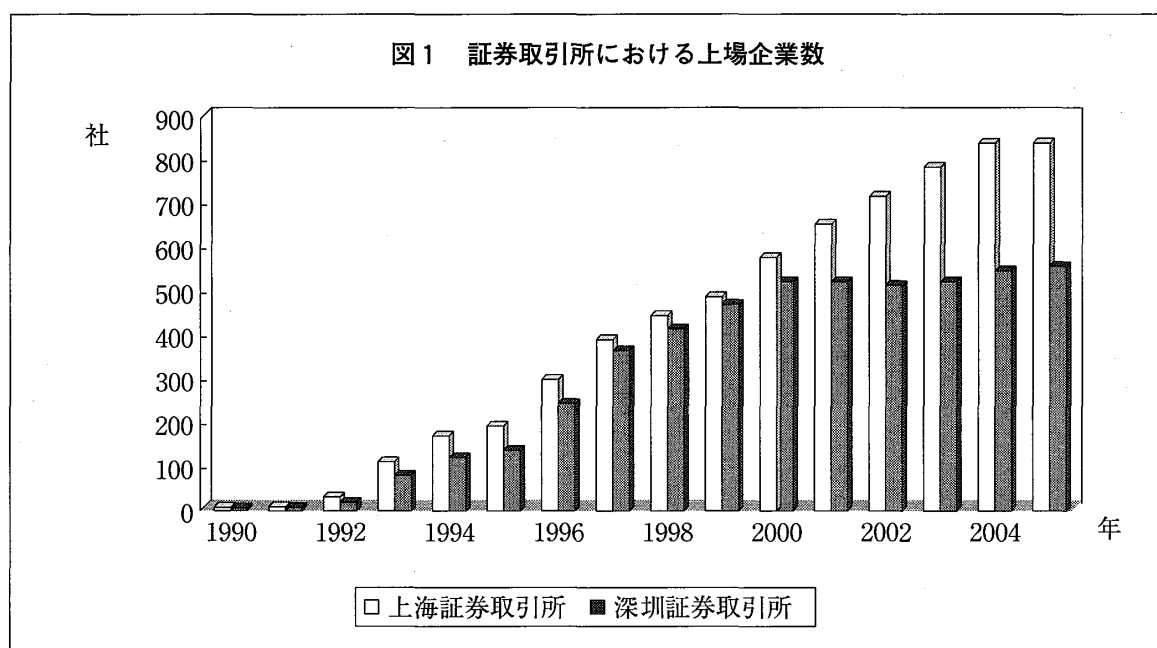
## 2. 中国の株式市場の概観

### 2.1 株式市場の発展

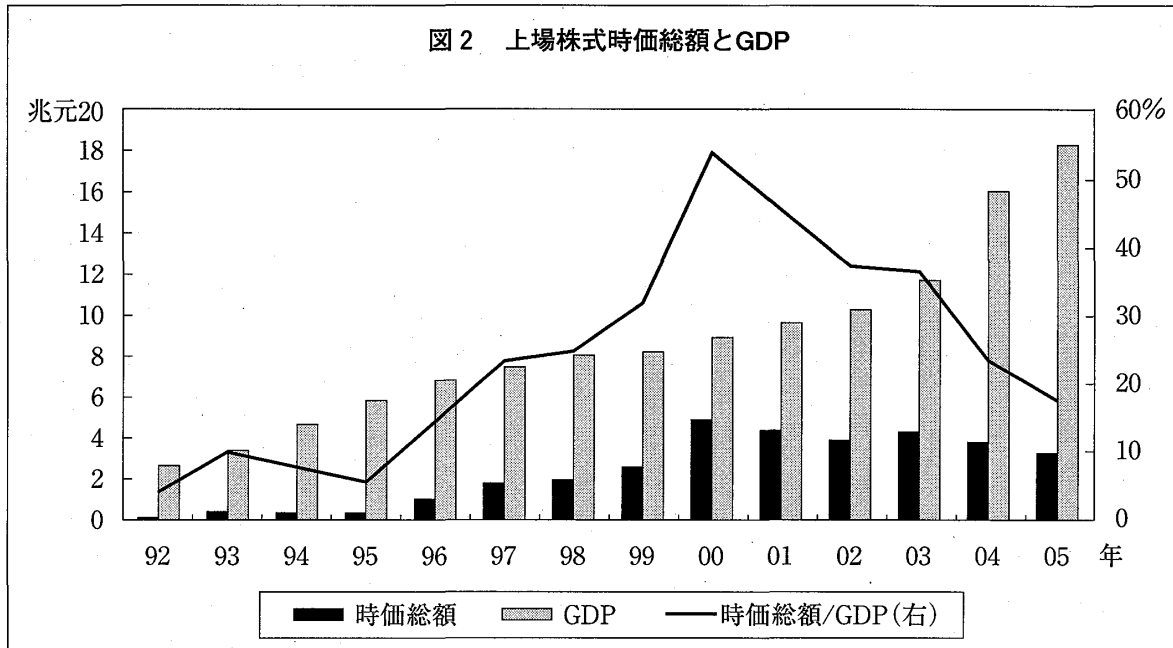
経済改革後、金融改革が進められるなかで、資金流動の方向は大きく変化し、かつて最大の資金供給部門であった政府は、1985年に家計部門に取って代わられた。家計貯蓄残高から見ると、1978年には211億元で、名目GDPの5.8%を占めていたが、それ以降急上昇し、2005年には14兆1051億元に達し、名目GDPの77%を占めるようになった<sup>(3)</sup>。家計貯蓄の急速な増加につれ、人々は銀行預金以外の資金運用方法を求めるようになり、株式などの有価証券への関心が高まりつつある。一方、国有企業改革により、それまで国家財政に従属していた企業財務は銀行借入に頼るようになり、その後、企業はさらに銀行借入以外の資金調達方法も求めるようになった。こうした中で、証券市場に対する需要が高まってきた<sup>(4)</sup>。

1984年に、北京天橋百貨会社と上海飛樂音響会社が株券を発行し、株式制を導入した。これが経済改革後中国の株式発行の始まりである<sup>(5)</sup>。1986年に、上海静安証券取引コーナーが、

株式の流通市場として設立された。株式の発行市場、流通市場の規模拡大につれ、全国規模の証券取引所の設立が急務となった。そして、1990年12月に上海証券取引所、1991年1月に深圳証券取引所が相次いで設立され、全国的な株式業務が始まり、株式、債券など有価証券の発行・流通を含む証券業務が本格的に始まった。上海、深圳両証券取引所を比べると、上海証券取引所は深圳証券取引所より市場規模が大きい。具体的にいうと、2005年においては、上場する企業の時価総額がそれぞれ2兆3096億元、9334億元、流通株の時価総額が6754.6億元、3875.9億元である<sup>(6)</sup>。上場企業数から見ると、図1のように、上海証券取引所と深圳証券取引所は、1990年においてそれぞれ8社、2社であったが、2005年には834社、547社に増加した<sup>(7)</sup>。



中国の株式市場における年間売買高は、1992年の683億元から急増し、2000年には6兆827億元に達し、史上最高になった<sup>(8)</sup>。さらに、1993年には上場銘柄が218銘柄、時価総額が3531億元であったが、2005年には上場銘柄が1467銘柄、時価総額が3兆2430億元に増加した<sup>(9)</sup>。図2は、1992年からの上場株式時価総額と名目国内総生産（GDP）を示したものである<sup>(10)</sup>。時価総額のGDPに占める比率は、1992年の3.9%から1993年には10.2%に上昇したが、その後は減少して、1995年には5.9%に下落した。それ以降、急ピッチで上昇し、2000年には53.8%に達し、史上最高になった。



中国の株式は、「非流通株」と取引所で売買される「流通株」の二つに大別される。非流通株とは、中央政府や地方政府が所有する「国有株」、国有企業などの法人が所有する「法人株」のことをいう。国有株は流通しない。法人株は、正式に上場は認められていないが、一定の範囲で流通可能である。流通株は国内一般投資家向けの人民元建てA株、元来は外国人投資家向けの外貨建てB株、外国人向けに海外取引所に上場されている海外上場外資株などに分けられる<sup>(11)</sup>。A株は人民元で取引され、B株は上海証券取引所では米ドル、深圳証券取引所では香港ドルで取引されている。海外上場外資株には、香港で上場されるH株、レッドチップ、東京でのT株、ニューヨークでのN株、ロンドンでのL株などがある<sup>(12)</sup>。2005年の上場企業の株式構造を見ると、国有株は3433億株で全体の45%、法人株は1021億株で13.4%、A株は2281億株で29.9%、B株は218億株で2.9%、H株は416億株で5.4%のシェアを占めている<sup>(13)</sup>。

株式市場の発展とともに、証券業務を営む証券会社も増えてきた。2005年においては、証券市場で活動している証券会社は116社、証券営業部は3090箇所となった<sup>(14)</sup>。中国の証券会社は、業務が比較的単一で、主に流通している各種有価証券の代理売買および自己売買、上場引き受けなどの業務に集中している。また、証券各社の市場占有率は低く、資本規模がまだ小さい。

1997年11月には、証券監督管理委員会が設立され、上海、深圳両証券取引所から監督業務を引き継ぐことになった。2000年から、株式の発行価格、株価収益率が、従来の証券監督管理部門によって統一的に決められる制度から、発行者と証券業者によって決められ、そして証監会で認可される制度に変わった。株式上場が人為的な割当による審査制から認可制に変更され、市場化に向けて重要な一歩を踏み出した。さらに、2001年11月10日のWTO（世界貿易機関）加盟を機に、中国の株式市場は益々発展することが期待できる。

## 2.2 株式市場の問題点

中国の株式市場は、急速な発展に伴い、次のような多くの問題を抱えている。

### A. 中国の株式市場は基本的に投機市場であり、相場の変動が大きい。また、株価は市場原理に基づくものではなく、政府の影響力がまだ大きい。

1990年の証券取引所の開設以来、株式市場は高騰と暴落を繰り返した。普通銘柄の1日の値幅は上下10%以内と決められているが、2002年から2005年まで、株価指数の下落幅は約40%に達していた。2005年以降、一連の証券改革、不動産投機規制の強化や大型企業の新規上場による市場活性化などにより、株価は上昇し、上海総合指数は2006年12月には約4年半ぶりに史上最高値を更新した。その後も堅調に推移している。また、株価収益率（PER＝1株当たり株価/1株当たり利益）と売買回転率（期間売買高/年末流通株式数）は高い。株式市場が低迷した2003年においても、上海株式市場におけるA株の新規株と流通株の株価収益率はそれぞれ36.6、37.2で、流通株の株式売買回転率は269%である<sup>(15)</sup>。

中国の株式市場は基本的に投機市場であり、企業業績などファンダメンタルズに基づき投資判断を下すとされる大口の機関投資家層が発展途上の段階で、参入がまだ少なく、市場参加者の中心がキャピタルゲイン志向の個人投資家である。2005年に、A株の投資家の口座数は全国で7174.75万戸であり、そのうち、個人投資家は7139.72万戸、全体の99.5%を占める<sup>(16)</sup>。個人投資家の短期利益志向は市場の値動きを不安定にし、市場の投機的性格を強める。企業業績を客観的に分析する投資家は少なく、多くは噂話やインサイダーまがいの情報を投資ツールとして重用している。インサイダー取引に対する罰則はあるが、執行は厳格ではない。

また、株式市場には、吊り上げ操作、違法取引が見られ、企業の経営が悪化しても、株価を吊り上げて、高い株価を維持できた企業もある。一部の企業はディスクロージャー制度を守らず、財務データを故意に変更したり、吸収・合併の情報を事前に流したりする。しかし、政府による取締りが強化されると、株価操作は難しくなり、株価は急落することになる。さらに、中国の株式市場は政治性が強い。政府により、株式発行計画と上場企業が決められるので、自由競争ではなく、行政的に株価が左右される面がある。

### B. 上場される国有企業はコーポレート・ガバナンスがうまく機能せず、経営が悪化しても、なかなか市場から退出しない。

国有企業を上場させる本来の目的は、株式市場で資金を調達させ、資源を有効に配分させて、国有企業改革を推進することにある。しかし、国有企業の所有権と経営権がはっきりしないため、コーポレート・ガバナンスが適切に機能していない。株主総会はその役割が弱く、取締役会は独立性に欠けている。集められた資金の使途が勝手に変えられ、一部の高リスクプロジェクトに投資され、中小投資家の権益を損ねる事件がしばしば起こった。株主総会や取締役会が本来の役割を果たすには、株主構造の調整と国有株の非流通問題の解決が必要となった。

前述したように、非流通株は、政府によって保有される「国有株」と国有企業が保有する「法人株」から構成されている。非流通株は上場企業の株式でありながら、株式市場で取引できない中国独特の株式である。これは、株式市場が創設された当初、政府が上場後も企業への支配権を維持するために作られた。2005年までの上場企業の株式構造を見ると、国有株、法人株のような非流通株が大きな割合を占め、流通株は3分の1でしかなかった。数度にわ

たり非流通株の流通化が試みられ、2006年末にはほぼすべての企業が流通株に転換した。ただし、流通株に転換された最初の1年間はロックアップ期間であり、売ることができない。1年過ぎても、発行済み株式総数の5%までしか売れず、さらに2年過ぎても10%までしか売ることができない。形式的には非流通株は解消されたものの、以上のような厳しい制限があるため、2007年の4月末でも、上海A株の流通する株式は発行済み株式総数の27.1%に過ぎない状況である<sup>(17)</sup>。

さらに、上場される国有企業は政府、特に地方政府により守られているので、たとえ赤字経営が続いても、なかなか上場廃止にならない。上場を続けるため、企業が偽帳簿を作成したりする事件がしばしば摘発された。地方政府は、上場させた国有企業に引き続き地元経済に貢献させようとして、上場廃止をできるだけ避けるのである。すでに経営が悪化し、債務負担の重い赤字企業は“資産再編”という方法を利用し、上場を続けている。一部の赤字企業は、この方法により経営を改善したが、多くは効果をあげられないままである。

上海・深圳証券取引所の上場廃止制度は、『公司法』と『証券法』に基づいて作られたものである。2001年2月22日の証監会の規定に基づく、赤字企業に関しては、3年連続赤字のPT（Particular Transfer「特別譲渡」）銘柄に対して監視を強化し、赤字が改善されない場合、証監会はその上場を停止する。実際には、上場企業の退出基準は、財務上非常に緩やかで、退出する企業は多くないという<sup>(18)</sup>。

### 3. 先行研究

中国の株式市場に関する実証分析は、数多く存在する。韓（2001）は1978年-1999年のデータを利用して、株式市場の発展、金融の発展と経済成長の関係について実証分析を行った。万・李（2004）は1985年-2001年のデータを利用して、金融の発展（株式市場、債券市場と金融機構の発展）と経済成長の関係について分析を行った。胡・寧（2004）は、1990年-2001年のデータを利用して、株式市場、債券市場と経済成長の関係について回帰分析を行った。馬・関（2006）は、1996年-2005年の四半期データを利用して、単位根検定、共和分検定、Granger因果性テストで、株式市場とマクロ経済変数との関係について実証分析を行った。なお、以上の分析はVARモデルによる分析ではない。

最近、VAR分析を行った研究には、以下のものがある。梁・滕（2005）は、1991年-2004年の四半期データを利用して、VARモデルで株式市場、銀行の発展と経済成長の関係について実証分析を行った。分析結果より、銀行の発展と経済成長の間にはっきりした因果関係があるが、株式市場の発展が経済成長を促進する役割は見当たらない。一方では、株式市場の変動性は、経済成長と銀行発展にマイナスの影響を与える。徐（2006）は、1999年-2004年の月次データを利用して、M2、銀行の預金と貸出の差額、銀行間金利、上海総合指数についてVARモデルで分析を行った。上海総合指数のインパルスの分析結果によると、上海総合指数に対して、もっとも強く影響するのは上海総合指数自身であり、次は銀行の預金と貸出の差額で、もっとも弱いのはM2である。楊・竜（2006）は、1996年-2004年の四半期データを利用して、株式市場と金融政策変数（M1、M2、預金金利）の関係についてVARモデルで分析を行った。分析結果によると、株式流通総額に対して、M1、M2、実質金利、名目金利はグレンジャーの因果関係があり、貨幣より金利のほうが株式市場により強く影響する。

以上のように、中国の株式市場に関する実証分析は少なくないが、分析に使用する変数のデータ生成過程を考慮したうえでの研究は、まだ見当たらないようである。実証分析のモデルに含まれる変数のデータ生成過程 (DGP) は、統一されていることが望ましい。時系列データの分析では、単位根検定により、データの定常性を検証する。注意を要するのは、単位根の存在が棄却されないときの、構造変化の有無の検証である。DGPの性質の差により、その後の経済的分析、計量方法は全く異なり、また政策的なインプリケーションも異なる<sup>(19)</sup>。

単位根の構造変化の検証は、Perron (1989) により、構造変化の時期が既知であり、その時期はデータに依存せず外生的に与えられると仮定した形で最初に提示された。それに対し、Christiano (1992) は構造変化の時期の選択はデータに依存すると指摘している。その理由としては、有限サンプルも統計量の漸近分布も、構造変化の時期の選択とデータの間に関連程度に依存することを挙げている。さらに、Banerjee, Lumsdaine and Stock (1992)、Zivot and Andrews (1992) など、構造変化の時期を未知として、それを内生化する試みが行われた<sup>(20)</sup>。また、Perron (1997) はBanerjee et al. (1992) やZivot and Andrew (1992) を発展させて、単位根が存在するか否か、構造変化が生じたか否か、生じたとすればいつの時点でどのように変わったのかを分析した<sup>(21)</sup>。Perron (1997) では1回の構造変化を考慮したのに対し、Clemente, Montanes and Reyes (1998) はPerron and Vogelsang (1992) をさらに発展させ、2回の構造変化を考えた。日本では、Yamamoto (1996)、Ohara (1999)、Hayashi (2005) などにおいて、構造変化を考慮した単位根検定の分析が行われている。

## 4. 中国の株式市場に関する実証分析

### 4.1 分析手法の概要

#### 4.1.1 Perron (1997) の検定方法

##### 4.1.1.1 Perron (1997) のモデル

Perronは以下の三つのモデルを示している<sup>(22)</sup>。ここで、構造変化は最大で1回とされる。 $T_b$ は構造変化の時点を表す。

- ・モデル1 (innovational outlier model 1)

モデル1においては、帰無仮説と対立仮説双方の下で、定数項の変化のみが考慮される。単位根検定は、以下の式において $a=1$ の $t$ 検定で行われる。

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (1)$$

$$\begin{aligned} DU_t &= 1 & \text{if } t > T_b & & D(T_b)_t &= 1 & \text{if } t = T_b + 1 \\ &= 0 & \text{otherwise} & & &= 0 & \text{otherwise} \end{aligned}$$

- ・モデル2 (innovational outlier model 2)

モデル2においては、定数項と線形トレンドの傾きの変化が考慮される。 $a=1$ の $t$ 検定で単位根検定を行う。



$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (2)$$

$$DT_t = t \quad \text{if } t > T_b \\ = 0 \quad \text{otherwise}$$

・モデル3 (additive outlier model)

モデル3においては、傾きとトレンドの変化が同時に起きるとし、線形トレンドがブレイク・ポイントの前後でつながるように傾きが変化することが許容される。手順は二つのステップに分けて進められる。具体的には、以下のとおりである。

まず、(3a)式の回帰を行うことで、変数のトレンドを除去する。

$$y_t = \mu + \beta t + \gamma DT_t^* + \tilde{y}_t \quad (3a) \\ DT_t^* = t - T_b \quad \text{if } t > T_b \\ = 0 \quad \text{otherwise}$$

そして、残差 $\tilde{y}_t$ に関して $a=1$ の $t$ 検定で単位根検定を行う。

$$\tilde{y}_t = \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t \quad (3b)$$

4.1.1.2 構造変化時点 $T_b$ とラグの次数 $k$ の選択

上記三つのモデルの下で、 $t_a(i, T_b, k)$  ( $i=1, 2, 3$ )により、構造変化時点 $T_b$ とラグの次数 $k$ における $a=1$ の $t$ 検定統計量が示される。 $T_b$ と $k$ は未知数であり、以下の方法で内生的に選択される。

・ $T_b$ の選択方法

$T_b$ は、以下の二つの方法で内生的に選択される。

A. 各々の $i$ について、 $t_a(i, T_b, k)$ を最小とする $T_b$ を選択する。

$$t_a^*(i) = \text{Min}_{T_b \in (k+1, T)} t_a(i, T_b, k) \quad (i=1, 2, 3)$$

なお、 $t_a^*(1)$ と $t_a^*(2)$ の漸近的分布は、Zivot and Andrews (1992)で検討された。

B. 定数項（モデル1）の変化に関する $t$ 統計量 $t_\beta$ を最小にするか、あるいは傾きの変化（モデル2、モデル3）に関する $t$ 統計量 $t_\gamma$ を最小にする $T_b$ を選択する。

具体的には、モデル1については、以下のとおりである。

$$t_{a,\theta}^*(1) = t_a(1, T_b^*, k)$$

ここで  $T_b^*$  は次の条件を満たすものとする。

$$t_{\hat{\theta}}(T_b^*) = \text{Min}_{T_b \in (k+1, T)} t_{\hat{\theta}}(T_b, k)$$

モデル 2、モデル 3 については、 $t_{a,\gamma}^*(i)$  ( $i=2, 3$ ) は、モデル 1 の  $t_{a,\theta}^*(1)$  と類似の形で定義される。

#### ・ $k$ の選択方法

$k$  の選択については、 $k$  をあらかじめ固定せずに、データに依存した方法で選択するほうが、検出力を高めることができる<sup>(23)</sup>。データに依存した方法とは、general to specificアプローチに基づいて、有意になるラグの最大値を選択することである。具体的には、 $t$ -sig ( $t$ 値に基づく) と  $F$ -sig ( $F$ テストを利用) という二つの方法が提案されている<sup>(24)</sup>。

#### 4.1.2 Clemente, Montanes and Reyes (1998) の検定方法

Clemente, Montanes and Reyes (1998) では、以下の帰無仮説を検定する<sup>(25)</sup>。

$$H_0 : y_t = y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + u_t \quad (4)$$

$$\begin{aligned} DTB_{it} &= 1 \quad \text{if } t = TB_i + 1 \quad (i=1,2) \\ &= 0 \quad \text{otherwise} \end{aligned}$$

対立仮説は以下の (5) 式のとおりである。

$$H_A : y_t = \mu + d_1 DU_{1t} + d_2 DTB_{2t} + e_t \quad (5)$$

$$\begin{aligned} DU_{it} &= 1 \quad \text{if } t > TB_i \quad (i=1,2) \\ &= 0 \quad \text{otherwise} \end{aligned}$$

ここで、 $TB_1$  と  $TB_2$  は変化時点であり、単純化するため、以下のように仮定される。

$$TB_i = \lambda_i T \quad (i=1, 2) \quad 0 < \lambda_i < 1, \lambda_2 > \lambda_1$$

#### ・ IOモデル (innovational outlier model)

IOモデルは、次の2つのステップで、単位根帰無仮説を検定する。すなわち、まず (6) 式を推計し、次にすべての構造変化時点の組み合わせのもとで、自己回帰のパラメータ ( $\rho$ ) が 1 であるかどうかを検定するため、 $t$  値の最小値を求める。

$$y_t = \mu + \rho y_{t-1} + \delta_1 DTB_{1t} + \delta_2 DTB_{2t} + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t \quad (6)$$

なお、 $0 < \lambda_0 < \lambda_1$ 、 $\lambda_2 < 1 - \lambda_0 < 1$ と仮定されるので、トリミング値（ $\lambda_0$ ）を選択する必要がある。

・AOモデル（additive outlier model）

AOモデルは、次の2つのステップで、単位根帰無仮説を推計する。すなわち、まず、(7)式を推計することにより、変数の確定的部分（deterministic part）を除去する。

$$y_t = \mu + d_1 DU_{1t} + d_2 DU_{2t} + \tilde{y}_t \quad (7)$$

次に(8)式において、 $t$ 値の最小値を求めることによって、 $\rho = 1$ という仮説を検定する。

$$\tilde{y}_t = \sum_{i=0}^k \omega_{1i} DTB_{1t-i} + \sum_{i=0}^k \omega_{2i} DTB_{2t-i} + \rho \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t \quad (8)$$

## 4.2 使用データ

これからの分析では、月次データを使用する。株式市場関連指数については、上海証券取引所総合株価指数（上海総合指数）を使用する<sup>(26)</sup>。金融変数としては、貸出金利、預金金利、M2、M1を使用する<sup>(27)</sup>。実体経済変数としては、工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額、小売物価指数上昇率を使用する<sup>(28)</sup>。使用データは表1のとおりである。推計期間は1990年12月から2006年12月までとする。なお、各変数ともに季節調整前の月次データを用いる<sup>(29)</sup>。また、金利と物価以外の変数は自然対数値を使用する。

表1 使用データ

使用データ	データの求め方	出所
上海総合指数		上海証券取引所
貸出金利		IMF
預金金利		IMF
M2	90年から99年6月までの月次データは四半期データから補間法で求めた	IMF
M1	90年から99年6月までの月次データは四半期データから補間法で求めた	IMF
工業総生産		中国統計
固定資産投資		中国統計
社会商品小売総額		中国統計
小売物価指数上昇率	小売物価指数対前年同月比	中国統計

## 4.3 データの定常性の検証

### 4.3.1 ADF検定とPP検定

データの定常性が満たされるかどうかを検定するために、単位根検定を行う。ここでは、

ADF (拡張Dickey-Fuller) 検定とPP (Phillips-Perron) 検定を利用し、トレンド項と定数項を含むもの、定数項のみ含むものの2通りの方法により検定を行う。

(ADF検定とPP検定)

上海総合指数、貸出金利、預金金利、工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額、小売物価指数上昇率の単位根検定結果は、表2のとおりである<sup>(30)</sup>。最適ラグの次数はSIC基準により自動選択した。

表2 単位根検定の結果 (レベル)

変数	ADF検定		PP検定	
	トレンド項+定数項	定数項	トレンド項+定数項	定数項
上海総合指数	-3.224223*	-2.920677**	-3.140639*	-2.920338**
ラグ	0	0	9	11
貸出金利	-1.1724	-0.7414	-1.3905	-0.8678
ラグ	0	0	6	6
預金金利	-1.0924	-0.7192	-1.3364	-0.8273
ラグ	0	0	6	6
工業総生産	-1.0209	0.3679	-4.635794***	-0.0442
ラグ	13	13	5	32
固定資産投資	3.4654	4.5509	-6.917753***	-3.415488**
ラグ	12	12	5	0
社会商品小売総額	-2.3871	-0.9475	-4.113821***	-0.0045
ラグ	13	13	5	21
小売物価指数上昇率	-1.5511	-1.1225	-1.6554	-1.2319
ラグ	0	0	6	6

注：\*\*\*は1%、\*\*は5%、\*は10%水準で単位根が存在するという帰無仮説が棄却されることを示す。以下同様。

工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額は1%水準で、上海総合指数は5%有意水準で単位根が存在するという帰無仮説は棄却された。これらの変数はI(0)変数と考えることができる。貸出金利、預金金利、小売物価指数上昇率は10%水準でも単位根の存在が棄却されなかった。貸出金利、預金金利、小売物価指数上昇率は単純なI(0)変数ではなく、上海総合指数、工業総生産などとはDGPを異にすることが分かる。

(M2とM1における補間法の妥当性)

M2とM1については、1990年12月-1999年6月の期間は四半期データしか公表されていない。そこで、次の二つの方法を試みる。①公表された四半期データにより単位根検定を行う。②補間法により欠値を埋めて、単位根の検定を行う。公表された四半期データと補間法による月次データにDGPが共通していれば、少なくとも単位根の検定結果は共通するであろう。これについてADF検定とPP検定を行った。結果は表3のとおりである。

表3 Mの単位根検定（レベル）

変数	ADF検定		PP検定	
	トレンド項+定数項	定数項	トレンド項+定数項	定数項
<b>方法①</b>				
M2	5.227	17.8182	4.5034	14.7355
ラグ	0	0	3	4
M1	4.5632	6.2633	5.905	16.6181
ラグ	10	10	36	35
<b>方法②</b>				
M2	-3.2305*	-2.7826*	-2.0338	-4.8874***
ラグ	13	13	5	5
M1	-2.8321	-1.9701	-1.992	-2.5959*
ラグ	12	12	0	0

M2については、方法①では単位根の存在は棄却されなかった。方法②については、PP検定のトレンド項+定数項のケース以外、単位根の存在は棄却された。M1については方法①では単位根の存在は棄却されなかった。方法②については、PP検定の定数項のケースのみ10%水準で単位根の存在は棄却された。すなわち、M2とM1は補間法によりDGPが変わっている。データの生成過程を変えた（各月を補間で作成した）ことの影響があることから、これからの分析では、月次データ不備のM2とM1を分析対象から外す。

以上のことから、1990年12月-2006年12月を通じて、データ作成方法が一定でかつI(0)変数であるのは、上海総合指数、工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額の4変数であることが分かった。中国株式市場のモデルの候補としては、まずこの4変数によることとなる。

#### 4.3.2 DGPの構造変化

I(0)とされた4変数によるモデル作成の前に、10%有意水準で単位根の存在が棄却できなかった貸出金利、預金金利、小売物価指数上昇率の変数について検証を進めたい。この場合、次の二つの可能性がある。

① 構造変化があったために、単位根が存在するように見える。構造変化を明示的に考慮した場合、単位根の存在は棄却される。

② 構造変化の有無にかかわらず単位根が存在する。I(1)変数またはI(2)変数である。

そこで、貸出金利、預金金利、小売物価指数上昇率に対して、構造変化を考えたDGPの分析を行う。

##### 4.3.2.1 Perron (1997) の検定結果

まず、1回の構造変化の影響を見るPerron (1997)の方法により、構造変化と単位根の関係を検証する。その結果は表4のとおりである<sup>(31)</sup>。

表4 Perron [1997] の検定結果

貸出金利のPerron (1997) の検定結果

期間1990:12-2006:12 Obs=193

	$T_b$	$k$	$DU$	$D(T_b)$	$DT$	$a$	$t_a$
モデル1	1996:03	0	-0.2992 (-4.7153)	0.2722 (1.1303)		0.9731	-2.1931
モデル2	1993:07	9	0.4060 (2.0680)	0.1161 (0.4081)	-0.0259 (-3.2330)	0.9885	-0.6895
モデル3	1994:06	9			-0.1058 (-10.1059)	0.9748	-1.4620

預金金利のPerron (1997) の検定結果

期間1990:12-2006:12 Obs=193

	$T_b$	$k$	$DU$	$D(T_b)$	$DT$	$a$	$t_a$
モデル1	1996:03	0	-0.4553 (-5.0067)	0.4520 (1.4111)		0.9577	-3.2242
モデル2	1993:07	3	0.3655 (2.0805)	0.0805 (0.2165)	-0.0307 (-4.0796)	0.9947	-0.3638
モデル3	1994:02	3			-0.1374 (-8.2792)	0.9804	-1.3247

小売物価指数上昇率のPerron (1997) の検定結果

期間1990:12-2006:12 Obs=193

	$T_b$	$k$	$DU$	$D(T_b)$	$DT$	$a$	$t_a$
モデル1	1994:10	7	-2.0236 (-5.5223)	2.3009 (2.0537)		0.9617	-2.8677
モデル2	1994:10	11	0.5250 (0.8469)	3.0171 (2.7424)	-0.0925 (-4.7298)	0.9060	-5.82525**
モデル3	1993:09	10			-0.4314 (-6.7717)	0.9589	-2.6228

・貸出金利

貸出金利については、モデル1 (innovational outlier model 1)、モデル2 (innovational outlier model 2)、モデル3 (additive outlier model) のいずれも、単位根が存在するという帰無仮説は棄却されなかった。

・預金金利

預金金利については、貸出金利と同様に、モデル1、モデル2、モデル3のいずれでも、

単位根が存在するという帰無仮説は棄却されなかった。

・小売物価指数上昇率

小売物価指数上昇率については、モデル1とモデル3では、単位根が存在するという帰無仮説は棄却されなかった。モデル2では、帰無仮説は5%水準では棄却された。その構造変化の時期は、1994年10月である。この時期は不動産、開発区の開発ブームにより過剰需要が生じ、インフレが発生した。特に1994年10月にインフレ率は25.2%に達し、史上最高であった。1994年10月の小売物価指数上昇率の構造変化はこのことを反映していると考えられる。

Perron (1997) の検定結果により、小売物価指数上昇率は1994年10月頃の構造変化を認めると、5%水準で単位根の存在は棄却される。これより、小売物価指数上昇率を単純なI(1)変数とみなすことはできないことがわかる。

4.3.2.2 Clemente, Montanes and Reyes (1998) の検定結果

貸出金利、預金金利については、Perron (1997) の方法では単位根が存在するという帰無仮説は棄却されなかったため、2回の変化を考慮したClemente, Montanes and Reyes (1998) の方法により検証する。その結果は表5のとおりである<sup>(32)</sup>。

表5 Clemente, Montanes and Reyes (1998) の検定結果

貸出金利のClemente, Montanes and Reyes (1998) の検定

期間1990:12-2006:12 Obs=193

	$T_{b1}$	$T_{b2}$	$k$	$DU_1$	$DU_2$	$\alpha - 1$	$t_{\alpha - 1}$
IO model	1993:03	1997:08	9	0.312 (4.06)	-0.692 (-6.298)	-0.13	-6.331
AO model	1993:08	1997:12	3	1.898 (11.705)	-4.945 (-40.216)	-0.206	-4.123

預金金利のClemente, Montanes and Reyes (1998) の検定結果

期間1990:12-2006:12 Obs=193

	$T_{b1}$	$T_{b2}$	$k$	$DU_1$	$DU_2$	$\alpha - 1$	$t_{\alpha - 1}$
IO model	1993:03	1996:03	1	0.407 (4.715)	-0.778 (-7.122)	-0.08	-6.502
AO model	1993:02	1997:11	6	1.934 (6.834)	-7.068 (-35.699)	-0.128	-3.187

Clemente, Montanes and Reyes (1998) の検定結果によると、貸出金利、預金金利については、IOモデルとAOモデルのいずれでも単位根が存在するという帰無仮説は棄却されなかった。

以上をまとめると、

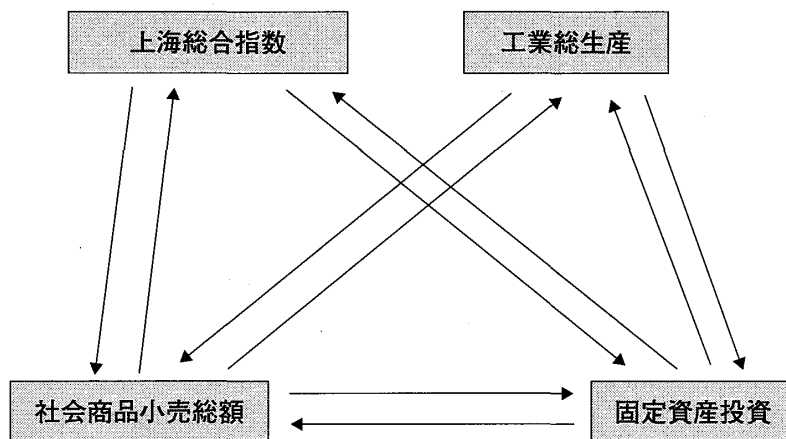
- ① M1とM2については、月次データ不備のため補間法で月次データを作成したが、補間法による場合はデータ生成過程が変更された可能性がある。
- ② 上海総合指数、工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額はI(0)変数である。
- ③ 小売物価指数上昇率は、1994年10月の構造変化を踏まえると、I(0)変数である。
- ④ 貸出金利、預金金利は、2回の構造変化を考慮しても単位根の存在は棄却されなかった。これらはI(1)変数である。

#### 4.4 Grangerの因果性テスト

1990年から2006年まで、①データの作成方法が変わらない、②単位根の存在が棄却されるという意味で、DGPが一定という条件を満たすのは、上海総合指数、工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額である。そこで、中国の株式市場を分析するために、共にI(0)変数とされた上海総合指数、工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額について、Grangerの因果関係を検定したい。

月次データであるので、ラグは12期とした。図3は、4変数の間でグレンジャーの因果関係が、5%の有意水準でどのように成り立つのかを表したものである<sup>(33)</sup>。

図3 Granger因果性テストの結果 (12期ラグ)



上海総合指数については、固定資産投資、社会商品小売総額から上海総合指数に対し、Grangerの意味での因果関係はある。工業総生産は上海総合指数に対し、Grangerの意味での因果関係はない。

工業総生産については、固定資産投資、社会商品小売総額から工業総生産に対し因果関係がある。上海総合指数は工業総生産に対し、Grangerの意味での因果関係はない。

固定資産投資については、上海総合指数、工業総生産、社会商品小売総額から固定資産投



資に対し因果関係がある。

社会商品小売総額については、上海総合指数、工業総生産、固定資産投資から社会商品小売総額に対し因果関係がある。

#### 4.5 インパルス反応

VARモデルにより各変数間の影響を分析するために、インパルス反応の分析が行われる。インパルス反応とは、ある式の誤差項に与えられた衝撃が、その変数やほかの変数に、時間を通じてどのように波及していくかを示すものである。ここでは、変数（上海総合指数、工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額）の並べ方に依存しない一般化インパルス反応の分析を行う<sup>(34)</sup>。

上海総合指数のインパルス反応を見てみる。図4は、各変数の1標準偏差のショックに対する上海総合指数のインパルス反応を示している。図5は、その累積反応である。縦軸はトレンドからの乖離を表し、単位はパーセントである。横軸は期間を表し、単位は月次である。長期的な反応を見るため、ここでは24期のラグをとった。

ここで、図4、図5の結果について詳しく見てみる。

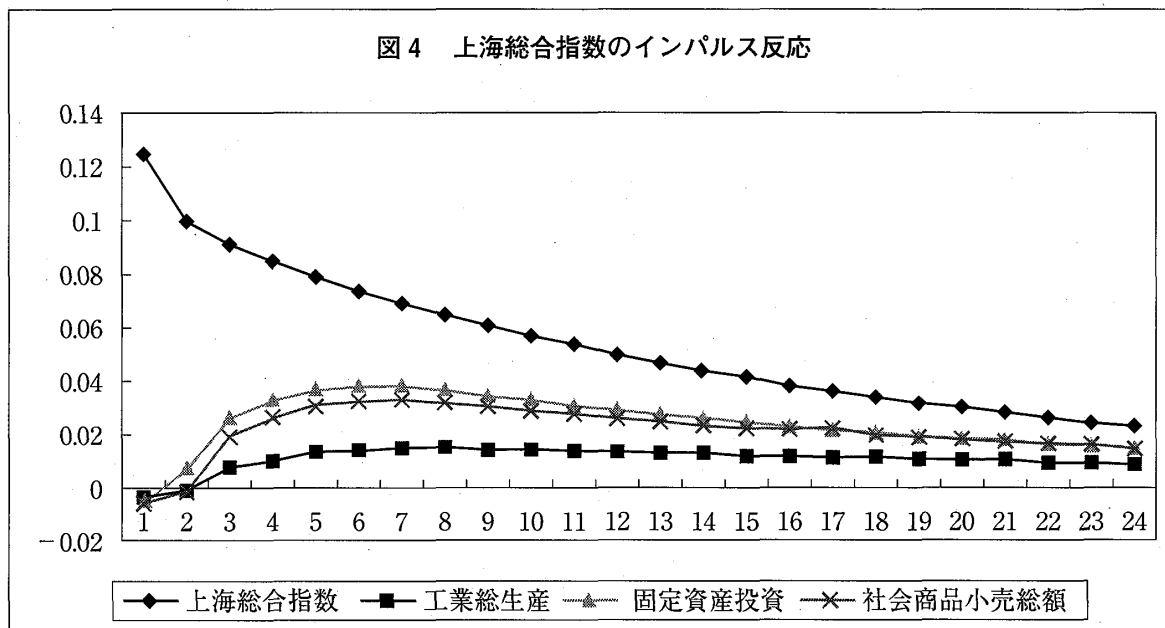
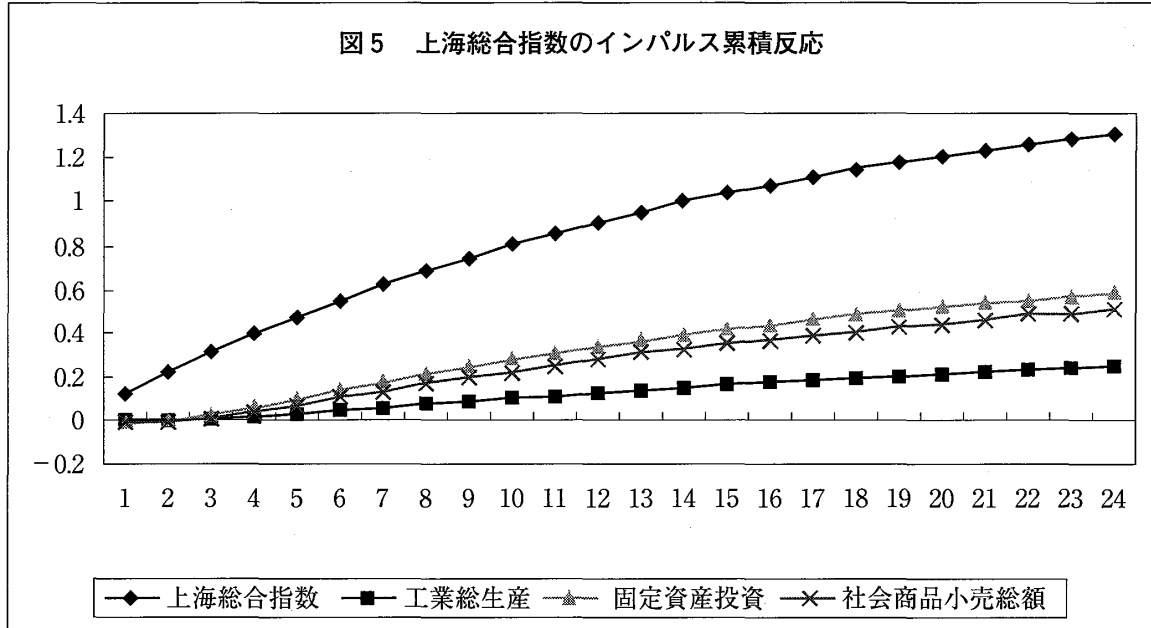


図5 上海総合指数のインパルス累積反応



1. 上海総合指数のショックに対する自身の反応については、1期目に0.125%であり、2期目に0.100%で、それ以降も徐々に小さくなる。24期間の累積で1.310%である。

2. 工業総生産のショックに対する上海総合指数の反応については、1期目に-0.004%、2期目に-0.002%、3期目に0.007%でプラスになり、徐々に大きくなり、ピークの7期目に0.014%になってから、また徐々に小さくなる。24期間の累積で0.245%である。

3. 固定資産投資のショックに対する上海総合指数の反応については、1期目に-0.004%、2期目に0.008%で、プラスになってから徐々に大きくなり、6期目に0.038%でピークに達し、それ以降は徐々に小さくなる。24期間の累積で0.583%である。

4. 家計消費の代理変数ともいべき小売物価指数のショックに対する上海総合指数の反応については、1期目と2期目はそれぞれ-0.006%、-0.001%でマイナスであり、3期目以降はプラスで徐々に大きくなり、ピークの6期目に0.033%に達してから徐々に小さくなる。24期間の累積で0.510%である。

3変数（工業総生産、固定資産投資、社会商品小売総額）の1標準偏差のショックに対する上海総合指数のインパルス反応の大きさは、全体的にいうと、固定資産投資がもっとも大きく、その次は社会商品小売総額である。すなわち、実体経済の中で、固定資産投資が中国の株式市場にもっとも影響するといえよう。累積インパルス反応でも、固定資産投資が重要であるという点には変わりはない。企業は固定資産投資を行う際、情報の公開や口コミなどを通じて、株価の変動に反映させるものと考えられる。

#### 4.6 分散分解

ある変数の変動にどの変数がどれだけ寄与しているかを求めるために、予測誤差の分散分解が使用される。ここでは、上海総合指数の変動にどの変数がどれだけ寄与しているかを明らかにするため、上海総合指数の分散分解を行う。ラグの長さは36期とする。結果は表6のとおりである。

表6 上海総合指数の分散分解

	上海総合指数	工業総生産	固定資産投資	社会商品小売総額
1期先	100	0	0	0
4期先	93.2	0.6	5.9	0.3
8期先	85.1	1.8	12.2	0.9
12期先	81.9	2.4	14.4	1.2
24期先	79.2	3.4	15.7	1.7
36期先	78.5	3.8	15.7	1.9

単位：%

分散分解の結果から、上海総合指数に対し、1期先では100%が自己のショックによるが、36期先では78.5%となる。ほかの3変数の中では、固定資産投資のショックは36期先において15.7%であり、上海総合指数に影響する度合いはもっとも大きい。工業総生産、社会商品小売総額のショックが36期先においてそれぞれ3.8%、1.9%となり、上海総合指数に影響する度合いは小さいといえる。

## 5. 結び

本論文では、中国の株式市場を分析対象として、まず、株式市場の発展過程と問題点などについて考察した。そして、中国の株式市場をよりの確に理解するために、データ生成過程（DGP）の慎重な検討を踏まえて、I(0)変数という点で、上海総合指数、固定資産投資、工業総生産、社会商品小売総額の4変数について、Granger因果性テスト、インパルス反応、分散分解などの分析を試みた。

Granger因果性テストでは、上海総合指数に対して、固定資産投資、社会商品小売総額からGrangerの意味での因果関係はあった。工業総生産は上海総合指数に対し、Grangerの意味での因果関係はない。さらに、DGPの視点から、4変数VARモデルが中国の株価を分析する上で有益であることを明らかにした。インパルス反応では、固定資産投資、工業総生産、社会商品小売総額3変数のうち、株価にもっとも影響するのは固定資産投資であった。次は、家計消費の代理変数と考えられる社会商品小売総額であった。分散分解では、上海総合指数の変動は3変数のうち、固定資産投資がもっとも大きく説明できた。固定資産投資は中国経済の高度成長を牽引しているだけでなく、中国の株式市場にも影響していることが分かった。高成長の中国では、過剰な固定資産投資はいつも問題視されているが、その急激な縮小は不測の混乱をもたらす恐れがあるため、緩やかな調整が望まれる。

本論文では、DGPの検討により、金融変数（M1、M2、貸出金利、預金金利）はVARモデルの分析の対象から外した。しかし、金融変数は株式市場に影響する重要な要因であることから、今後の研究課題としては、推計期間を変更したり、あるいは金融変数のみの分析を行ったりして、金融要因の株式市場に対する影響を考察することを考えている。さらに、株式市場を反映する変数としては、本論文では、上海総合指数のみを使用したが、今後、株価収益率も分析の対象に入れることが考えられる。

- (1) 香港は1997年に中国に返還されたが、それ以前よりアジアの代表的な金融センターとして成長しており、証券市場の原形は19世紀末にまでその起源を遡れる。だが、返還されたとはいえ、現在、香港の証券市場は従来の制度を継続しており、中国本土の証券市場との間には完全に自由な交流はない。このため、以下では、中国本土の証券市場を対象とする。
- (2) 2月27日に上海証券取引所総合株価指数（上海総合指数）が前日比268ポイント安（8.8%安）となり、過去最大の下落を記録した。
- (3) 『中国統計年鑑』2006年p.57、p.347より計算。
- (4) 中国の証券市場に関する考察については、曹（2003）、李・苑（2003）、王（2002）、呉（2002）、鄭（2000）、張（2004）、樊・岡（1998）などを参照。
- (5) 金（1999）によると、1980年8月に中国人民銀行扶順支店が企業を代理して211万円の株を発行したことは、経済改革以来の初めての株式発行である。
- (6) 『中国証券期貨統計年鑑』2006年p.41、p.43を参照。
- (7) 『中国証券期貨統計年鑑』2006年p.174を参照。
- (8) 株式市場のデータは、『中国証券期貨統計年鑑』2006年pp.23-24、国債市場と社債市場のデータは、pp.102-103を参照。
- (9) 『中国証券期貨統計年鑑』2006年pp.38-39を参照。
- (10) 『中国証券期貨統計年鑑』2006年p.12を参照。
- (11) A株については、2002年12月にQFII（適格外国機関投資家）制度が創設され、外資に部分開放された。2003年7月に、スイス系のUBSはQFIIで初のA株取引を行った。2006年8月には、同制度の資格条件が緩和され、海外の機関投資家による資金投入が本格化している。ただし、QFIIによる投資上限は100億米ドルであり、A株市場の時価総額の1%にも満たない。B株は、2001年2月28日から中国国内投資家に開放されている。
- (12) H株は中国で登録を行い、中国証券監督管理委員会から許可を受けて香港取引所に上場する企業の株式であり、レッドチップ株は実質的な保有関係や事業活動は中国本土にあるが、法人登記は中国外で行われ、香港取引所に上場する企業の株式である。
- (13) 1株の額面価格は1元。『中国証券期貨統計年鑑』2006年p.178より計算。
- (14) 『中国証券期貨統計年鑑』2004年p.324を参照。
- (15) 『中国証券期貨統計年鑑』2006年p.265を参照。
- (16) 『中国証券期貨統計年鑑』2004年p.290より計算。
- (17) 田代（2007）p.25を参照。
- (18) 李・成（2006）pp.17-32を参照。
- (19) たとえば、①単位根の有無でモデルの形が変わり、レベルで分析を行うか、階差モデルで行うかになる。②構造変化の有無で推計期間、モデルが異なる。構造変化がある場合、構造変化の前後で推計期間を変えるか、あるいは構造変化の時点モデルに取り込むかになる。松浦・マッケンジー（2001）、松浦・竹澤（2005）などを参照。
- (20) Harris and Sollis（2003）pp.70-74を参照。
- (21) 松浦・竹澤（2005）などを参照。
- (22) Perron（1997）pp.357-360、松浦・竹澤（2005）、張（2008）などを参照。
- (23) Ng and Perron（1995）、Perron and Vogelsang（1992）、Hall（1994）を参照。
- (24)  $t$ -sigについてはPerron（1997）、 $F$ -sigについてはSaid and Dickey（1984）を参照。
- (25) Clemente, Montanes and Reyes（1998）pp.176-178、松浦・竹澤（2005）、張（2008）などを参照。
- (26) 中国の本土市場の代表的な株価指数は上海総合指数である。上海総合指数は、上海証券取引所に上場するA株とB株の全銘柄を、時価総額で加重平均して指数化しているものである。具体的には、次のとおりである。上海証券取引所総合株価指数 = 算出時の上海取引所時価総額 ÷ 基準時の上海取引所時価総額 × 100。ここでの基準時は90年12月19日、基準時時価総額は100である。
- (27) 現在の中国では、M0、M1、M2についての区分は、以下のとおりである。M0は流通している現金、M1（狭義マネーサプライ）は、M0+小切手による支払が可能な企業の普通預金、M2（広義マネーサプライ）は、M1+個人預貯金+企業の定期性預金+企業のその他預金+証券会社顧客保証金である。

- (28) 消費者物価指数のデータ公表は1993年10月からであるので、ここでは小売物価指数を利用した。
- (29) 季節調整済データを利用する場合、単位根検定や共和分検定に深刻なバイアスがかかることが指摘されている。また、変数間で季節調整方法が異なる場合、その問題はより深刻となり、推計では一致性も得られないという問題が起きることも指摘されている。松浦・マッケンジー（2001）を参照。
- (30) 1階の階差をとった場合、すべての変数について、ADF検定またはPP検定で1%有意水準で単位根ありという帰無仮説は棄却された。ここでは、その単位根検定の結果を省略する。
- (31) 臨界値については、Perron and Vogelsang（1992）のTable 3とTable 4を参照。
- (32) 臨界値については、Clemente, Montanes and Reyes（1998）のTable 1とTable 2を参照。
- (33) 変数が単位根を持ち、かつ変数間に共和分関係が存在すると、因果関係の検定は複雑になると指摘されている。松浦・マッケンジー（2001）を参照。
- (34) SCにより、2期ラグをとった。

## 参考文献

- 曹凤岐（2003）『中国資本市場創新』北京大学出版社。
- 韓延春（2001）「金融發展与經濟增長：基于中国的實証分析」『經濟科学』第3期、pp.31-40。
- 胡宗義・寧光荣（2004）「資本市場对我国經濟增長貢獻的研究」『湖南大学学报（社会科学版）』第3期、pp.35-38。
- 李茂生・苑德軍（2003）『中国証券市場問題報告』中国社会科学出版社。
- 李自然・成思危（2006）「完善我国上市公司的退市制度」『金融研究』第11期（総第317期）、pp.17-32。
- 梁琪・滕建州（2005）「股票市場、銀行与經濟增長：中国的實証分析」『金融研究』第10期、pp.9-19。
- 馬進・関偉（2006）「我国股票市場与宏觀經濟關係的實証分析」『財經問題研究』第8期（総第273期）、pp.71-75。
- 万寿橋・李小勝（2004）「中国資本市場与經濟增長關係的脈衝响应分析」『財經研究』第6期、pp.104-113。
- 王国剛（2002）『中国資本市場熱点研究—政策分析報告』中国城市出版社。
- 吳曉求（2002）『中国金融大趨勢：銀証合作』中国人民大学出版社。
- 徐為民（2006）「基于VAR的央行对股票市場影響力分析」『統計与信息論壇』pp.107-111。
- 楊新松・童革生（2006）「貨幣政策是否影響股票市場：基于中国股市的實証分析」『中央財經大学学报』第3期、pp.39-44。
- 鄭振竜（2000）『中国証券發展簡史』經濟科学出版社。
- 中国証券監督管理委員会編著『中国証券期貨統計年鑑』各年、中国財政經濟出版社。
- 中国国家统计局『中国統計』（元『中国統計月報』）各年、中国統計出版社。
- 中国国家统计局『中国統計年鑑』各年、中国統計出版社。
- 金薇薇（1999）「中国株式市場の現状と問題点」『福岡大学大学院論集』第31巻第2号。
- 田代尚機（2007）「株式市場は国有企業のためにある」『週刊エコノミスト』2007年5月22日、毎日新聞社、pp.25-26。
- 張艷（2004）「中国の証券市場の發展とWTO加盟後の展望—株式市場と債券市場を中心に—」『月刊 中国經濟』日本貿易振興機構、Vol. 457、2月号、pp.26-45。
- 張艷（2008）「中国マクロ經濟變数の非正常性とDGPの構造変化」『經濟学研究』九州大学經濟学会、近刊。

- 樊勇明・岡正生 (1998) 『中国の金融改革』 東洋経済新報社.
- 松浦克己・コリン・マッケンジー (2001) 『EViewsによる計量経済分析』 東洋経済新報社.
- 松浦克己・竹澤康子 (2005) 「金融変数と実体変数に構造変化は存在したのか—データ生成過程の検証」 日本金融学会秋季大会報告論文、6月19日.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. L., Stock, J. H. (1992). Recursive and sequential tests of the unit root and trend break hypothesis : theory and international evidence. *Journal of Business and Economic Statistics* 10 : pp.271-287.
- Christiano, L. J. (1992). Searching for breaks in GNP. *Journal of Business and Economic Statistics* 10 : pp.237-250.
- Clemente, J., Montanes, A., Reyes, M. (1998). Testing for a unit root in variables with a double change in the mean. *Economics Letters* 59 : pp.175-182.
- Hall, A. (1994). Testing for a unit root in time series with pretest data based model selection. *Journal of Business and Economic Statistics* 12 : pp.461-470.
- Harris, R. and Sollis, R. (2003). *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. John Wiley & Sons. Chichester.
- Hayashi, N. (2005). Structural Changes and Unit Roots in Japan's Macroeconomic Time Series : Is Real Business Cycle Theory Supported?. *Japan and the World Economy*. 17 (2) : North Holland : pp.239-259.
- IMF. <http://www.imfstatistics.org/imf/>.
- Ng, S. and Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with data dependent methods for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association* 90 : pp.268-281.
- Ohara, H. I. (1999). A unit root test with multiple trend breaks: a theory and application to US and Japanese Macroeconomic time-series. *The Japanese Economic Review* 50 : pp.266-290.
- Perron, P. (1989). The Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Econometrica* 57 : pp.1361-1401.
- Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics* 80 : pp.355-385.
- Perron, P. and Vogelsang, T. J. (1992). Nonstationarity and level shifts with an application to purchasing power parity. *Journal of Business and Economic Statistics* 10 : pp.301-320.
- Said, S. E. and Dickey, D. A. (1984). Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order. *Biometrika* 71 : pp.599-608.
- Yamamoto, T. (1996). A Simple Approach to the Statistical Inference in Linear Time Series Models which may Have Some Unit Roots. *Hitotsubashi Journal of Economics*. 37 (2) : pp.87-100.
- Zivot, E. and Andrews, D. W. K. (1992). Further evidence on the Great Crash, the oil price shock and the unit root hypothesis. *Journal of Business and Economic Statistics* 10 : pp.251-270.