

中国における株価変動と実体経済及び 金融政策の関係について

張 艶

Abstract

In this paper, China's fluctuation of stock prices is considered, the reasons of the current fluctuation of stock prices are clarified, and empirical analyses of the effects of the real economy and monetary policy on the fluctuation of stock prices are implemented. Concretely, the analyses of cointegration tests, Granger causality tests and impulse responses are implemented for the four variables, i.e., stock prices, deposit interest rate, M2, and industrial production.

Granger causality tests reveal that both deposit interest rate and M2 Granger cause stock prices, and industrial production and stock prices Granger cause each other. Based on the impulse responses, the stock prices indicate positive responses on the shocks of M2 and industrial production, and a negative response on the shock of deposit interest rate. In addition, the negative response of the stock prices on the shock of the deposit interest rate gradually increases. While the money supply affects the fluctuation of stock prices more than the real economy at first, the real economy affects the fluctuation of stock prices more than the money supply three months later.

JEL Classification: C13, E00, E52, G10

Key words: Chinese Economy, Stock Prices, Real Economy, Monetary Policy

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発展してきた。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。世界取引所連盟（WFE）によると、上海株式市場の時価総額は2015年、米ニューヨーク、米ナスダックに次ぐ世界第3位の規模となっている。中国経済の急速な発展と企業の旺盛な資金需要を背景に、今後世界のマネーが中国に流入する動きが加速すると考えられる。

中国株式市場は成長する一方、株価の変動も激しく、高騰と低迷を繰り返している。2007年10月16日に上海総合指数が史上最高値の6124を付けた後、世界金融危機の影響で翌年11月4日に1707に下落した¹。2014年から上昇局面に入り、2015年6月12日に5166の高値を付けたが、8月下旬に再び2000台に戻っている。現在、中国の株安が海外市場にも本格的に連鎖し始めた。株価が不安定な値動きを続けている中で、中国政府は株式市場の安定成長を目指して、次々と

経済政策を打ち出している。

本論文では、中国の株価変動について考察し、最近の株価変動の原因を明らかにし、株価変動に対する実体経済と金融政策の効果を分析する。

本論文の構成は、以下のとおりである。まず、最近の株価変動の原因を考察する。そして、先行研究をサーベイした後、中国の株価変動に対する実体経済と金融政策の影響について実証分析を行う。分析のプロセスは、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、共和分検定を行い、そして、グレンジャー因果性テスト、インパルス反応などの分析により、株価変動に対する実体経済と金融政策の影響を明らかにする。最後に、分析結果に基づき、株式市場に対する経済政策のインプリケーションを導き出す。

2. 最近の中国の株価²

1990年に証券取引所が開設されて以来、中国の株価は高騰と暴落を繰り返した。図1は上海総合指数の推移を示している。特に、2005年以降、株価は急騰し、2005年から2007年までの株価指数の上昇幅は5倍以上であった。しかし、2007年10月以降また下落し、2007年10月16日に上海総合指数が史上最高値の6124を付けた後、世界金融危機の影響で2008年11月4日に1707に

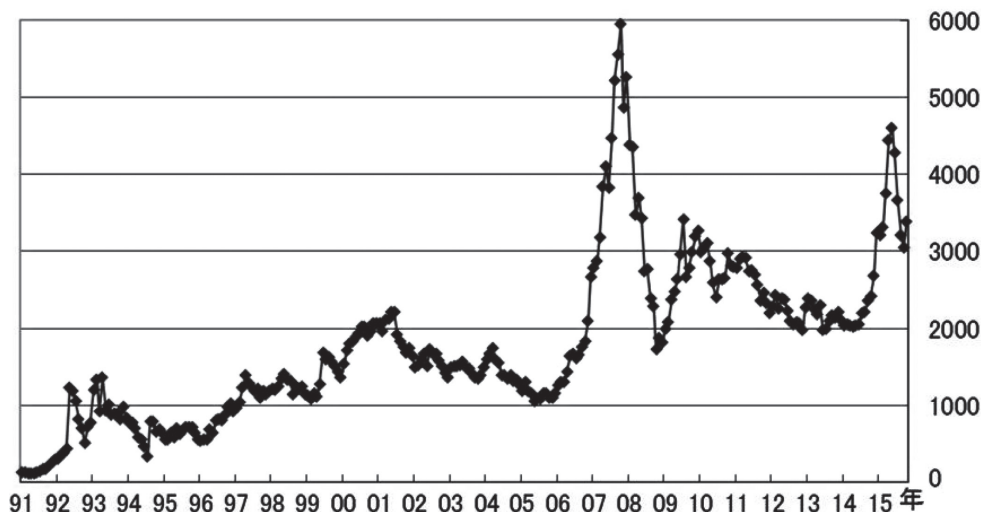


図1 上海総合指数の推移

1 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された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たものである。具体的には、次のとおりである。上海総合指数 = 算出時の上海証券取引所時価総額 ÷ 基準時の上海証券取引所時価総額 × 100。ここで基準時は1990年12月19日、基準時時価総額は100である。上海総合指数のデータについては、搜狐証券サイトを参照。

2 安 (2015)、哈 (2015)、王超 (2014)、汪 (2015)、夏 (2015)、易 (2015a) (2015b) (2015c) (2015d) (2015e)、『日本経済新聞』などを参照。

下落した。2014年7月以降再び上昇局面に入り、2015年6月まで株バブルとなっていたが、現在再び3000台に戻っている。

最近の株価変動の原因については、信用取引の影響、「滬港通」の実施、不動産市場の影響、政策の影響などが挙げられる。以下では、各原因についてそれぞれ見てみる。

A. 信用取引の影響

第1に、中国の株価急上昇の主な原因として、信用取引の拡大があげられる。2010年3月に中国では信用取引が始まり、それまでは個人投資家が銀行などからお金を借りて株式に投資する例が多かったが、元手が少なくとも、証券会社などの金融機関から現金や保有株式などを担保に資金を借り入れて、投資資金を膨らませることができるようになった。証券会社にとっては、お金を貸し出す際の金利が大きな収益源となるため、信用取引の扱いを拡大させた。信用取引は個人の間急速に広がり、過去1年の株価急騰の原動力となった。2015年5月末時点で上海証券取引所の時価総額は東京市場の1.2倍であったが、信用取引残高は日本の10倍であった³。2015年、中国政府は信用取引規制の強化を打ち出し、多くの投資家が株の売りを急いだ。これが現在の株価急落の主因になった。

B. 「滬港通」の実施

第2に、「滬港通」の実施に対する期待から、個人投資家の株投資に対するインセンティブが高まり、株価の上昇につながったと考えられる。2014年11月17日から「滬港通」の運用が開始し、上海証券取引所と香港証券取引所の株式取引の相互売買が可能となった。「滬股通」と「港股通」という二つの部分からなり、「滬股通」とは、外国人投資家が香港証券取引所経由で上海証券取引所に上場している株式へ投資する際の枠組みであり、「港股通」とは、中国の投資家が香港証券取引所に上場している株式へ投資する際の枠組みである。株式投資の総限度額と毎日の限度額については、「滬股通」はそれぞれ3000億元と130億元、「港股通」はそれぞれ2500億元と105億元である。対象銘柄は、「滬股通」では、上海180指数や上海380指数の構成銘柄などA株の代表的な大型株や、新興株、A株とH株に重複上場する全ての銘柄（計568銘柄）である。また「港股通」では、ハンセン総合大型株指数とハンセン総合中型株指数の構成銘柄や、A株と香港H株に重複上場する銘柄（計266銘柄）である。こうして、A株とH株の重複上場銘柄や指数構成銘柄は、香港の投資家は上海証券取引所に、中国の国内投資家は香港証券取引所に投資することが可能となったため、投資家の株式投資の意欲が高まった。

C. 不動産市場の影響

第3に、不動産市場の影響も挙げられる。1998年に根本的な住宅制度改革が行われ、都市部では公的住宅の実物分配制度が廃止され、市場で自ら住宅を購入することになった。それ以降、

3 2015年7月23日の『日本経済新聞』を参照。

全国70都市の新築住宅価格をはじめ、不動産価格は急上昇した。2013年3月、政府は住宅売却益に対するキャピタルゲイン課税を主要内容とする「新国5条」と呼ばれる不動産市場に対する新たな引き締め策を発表した。「新国5条」政策により、住宅価格が高騰している都市では、個人住宅の売却益に対する20%のキャピタルゲイン課税や2軒目の住宅購入者に対する頭金比率と貸出金利の引き上げが実施された。2013年10月以降、住宅価格は価格抑制策の影響を受けて次第に下落していた。このように、不動産投資への規制強化により、不動産の相場が低迷するようになり、投資マネーが不動産市場から株式市場に流れ込み、株価を押し上げる要因になった。

D. 政策の影響

中国の株価は市場原理に基づくものではなく、政府の影響力がなお大きい。2014年5月、約10年ぶりに資本市場振興策「新・国9条」が発表された。消費を刺激し、個人投資家のため込んだ資金を株式市場に流入させて、企業の資金調達を後押しするために、中国政府は国有メディアなどを利用し、株式購入を奨励し、株高を支持する姿勢を示した。また、景気刺激のため、中央銀行である中国人民銀行は2014年11月以降、数回にわたり、政策金利を引き下げた。政府の「株高政策」により、景気減速や企業業績の低迷にもかかわらず、多くの個人投資家は2014年夏から2015年6月頃まで、企業の業績に関わりなく株式購入を進めたため、株価の急上昇につながった。さらに、2015年、史上最大の経済プロジェクト「一帯一路」の構想が発表され、インフラ関連株は株価上昇を続けた。また、資金面で支援するアジアインフラ投資銀行(AIIB)も2015年に北京で設立され、金融関連株も値上がりを続け、株式市場の過熱感が高まっていた。

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。たとえば、Bondta and Santabarbara (2011) は、企業収益、利子率、株式リスクプレミアムなどの変数を利用して、中国の株価について実証分析を行った。実証分析の結果から、預金金利の改革、株式市場の改革、あるいは過剰流動性のような政策措置は、中国の株価変動に大きく影響したことが分かった。Zhang, Zhang and Breece (2011) は、GARCH モデルを利用して、2003-2009年における中国の株価ボラティリティを分析した。分析結果によると、2007-2008年の世界金融危機に対応して、中国人民銀行が緩和的な金融政策をとった時に、株価ボラティリティに構造変化が生じて増大したことが分かった。これより、中国人民銀行は株式市場のボラティリティを政策立案プロセスに組み入れるべきである、との指摘がなされた。Zhou, Li and Lin (2013) は、2003年から2011年までのデータを使用して、中国の株価ボラティリティに対する短期国際資本移動の効果を分析した。その結果、管理された変動相場制のケースでは、ドルペッグ制のケースと比べて、短期国際資本移動の株価ボラティリティに対する効果は大きく、また、人民元の自由化は株価ボラティリティを大きくさせてしまうことが分かった。Guo (2015) は、世界金融危機発生前後の中国について、株式リターンと実質経済成長との因果関係の実証分析を行った。DCC-GARCH モデル分析

によると、世界金融危機前には両者の間に因果関係はないが、世界金融危機後には因果関係があることが分かった。すなわち、世界金融危機後、中国では株式市場と実体経済の連関が高まっており、政府は高成長を維持するために、株式市場の効率性の向上や規制緩和を続けるべきである、と指摘された。Burdekin and Tao (2011) は、2004-2010年の中国人民銀行サーベイデータを使用して、銀行貸出、株価とインフレーションの関係について分析した。一般的に、インフレ懸念の高まり、銀行貸出の増加などは株価の上昇につながることから、上海株式市場が金融政策の有用な指標として利用されうる、と指摘された。王静敏・王丹 (2014) は、2007年1月-2012年12月の月次データを使用して、K-L 情報量法で中国の株価について実証分析を行った。分析結果から、M2と小売物価指数は株価に対して著しく影響し、工業増加率増加率の株価に対する影響は比較的小さいことが分かった。周 (2015) は、全国銀行間同业拆借中心（センター）の指標金利が上海総合指数と深圳総合指数に与える影響について、理論と実証の両面から分析を行った。分析結果によると、利子率が上海株式市場と深圳株式市場に与える負の影響は限定的であり、その原因は、利子率はまだ完全に市場化されておらず、株式市場の効率性は高くないことにある、とされた。寇・景 (2013) は、共和分分析やグレンジャー因果性テストなどを利用して、2005年に為替改革が行われた後、人民元の為替相場が株価の変動にいかなる影響を与えたかを分析した。分析結果は、以下のとおりである。すなわち、人民元対米ドルレートと人民元対オーストラリアドルレートは、株価との間に長期均衡関係がある。また、株価と人民元対米ドルレートの間には双方向の因果関係が存在する一方、株価と人民元対オーストラリアドルレートの間には双方向の因果関係は存在しない。さらに、人民元の為替相場変動に対する株価の敏感度は、業界によって違う。

中国の株価と金融政策の関係に関する分析には、以下のものがある。梁・滕 (2005) は、1991-2004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、1999-2004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 分析を行った。インパルス反応の分析結果によると、上海総合指数に対して、もっとも強く影響したのは上海総合指数、次は銀行の預金と貸出の差額、もっとも影響が弱いのは M2であった。楊・龍 (2006) は、1996-2004年の四半期データを利用し、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 分析を行った。分析結果によると、流通株式時価総額に対して、M1、M2、実質金利、名目金利はグレンジャーの意味で因果関係があり、貨幣より金利が株式市場に強く影響した。孫・馬 (2003) は、金融政策と株式市場の関係について分析し、中国人民銀行の株式市場への直接介入の必要性和効果について、理論面と実証面から考察した。分析結果によると、株式市場は、金融政策がマクロ経済運営に影響するいくつかの経路の一つであり、株式市場時価総額と GDP の間には相関関係がある。ただし、この関係は安定的ではなく、時には理論と一致しない時もあった。たとえば、バブル時に両者の間に負の相関関係が見

られた。余・夏・汪（2003）は、1993-2002年の四半期データを利用し、株式市場と金融政策の関係について分析を行った。分析結果によると、株価と貨幣供給量の間に正の相関があり、株価の変動が貨幣需要に一定の影響を与えた。株式市場の発展とともに、こうした関係がさらに強まったことから、中央銀行は金融政策を策定する際、株式市場の動向も考慮すべきという結論が出された。張（2008）は、1990年12月-2006年12月の月次データを利用して、株価、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、グレンジャー因果性テスト、インパルス反応、分散分解などの分析を行った。Lv, Dong and Fang（2015）は、中国において利子率の変化が株式市場に与える効果を分析した。累積超過収益率（Cumulative Abnormal Returns, CARs）を測定することにより、利子率と株価収益の間には負の関係があり、特に市場が強気の時に利子率の負の効果はもっとも大きく、株価変動のない時に利子率の負の効果はもっとも小さいことを示した。呂（2014）は、2003年1月-2013年6月の月次データを使用して、VARモデルで金融政策の株価に対する影響を分析した。実証分析の結果は、以下のとおりである。貨幣供給量M0、M1、M2は株価に負の影響があり、利子率は株価に正の影響がある。このうち、インパルス反応の大きさからいうと、M2がもっとも大きく、M0がもっとも小さい。また、インパルス反応の時間の長さからいうと、M1がもっとも長く、M0がもっとも短い。屈（2015）は、2009-2012年の時系列データを利用して、貨幣供給量と利子率の株価に対する影響を分析した。分析結果から、貨幣供給量の増加は株価を上昇させ、利子率の引き上げは株価を下落させることが分かり、金融政策は株式市場に影響するという結論を導いた。

張（2011）は、1990年12月-2009年12月の月次データを利用して、中国の株式市場と金融政策を分析対象として、金融政策の株価変動に対する効果を考察した。具体的には、株価、預金金利、M2、工業生産の4変数について、共和分検定、グレンジャー因果性テストとインパルス反応の分析を行った。分析結果から、中国では、株価の変動に対して、金融変数の影響はそれほど大きくないが、預金金利に比べ、M2は比較的に影響していることが分かった。VARモデルの使用変数により、分析結果は大きく違ってくる可能性がある。ここ数年間、中国の株式市場と経済情勢は大きく変化した。世界金融危機発生後、中国は高い経済成長率を維持していたが、株式市場は低迷していた。また、2015年春、中国政府は年7%前後の成長目標を掲げ、中国经济は37年間に及ぶ高成長の時代は終わり、外需依存の輸出・投資主導型から、内需中心の消費主導型へと転換し、持続的な安定成長を模索する転換期に入った。本論文では、中国の株価変動に対する实体经济と金融政策の影響について考察するため、株価、实体经济、金融政策の変数からなるVARモデルにより分析を行い、さらに、張（2011）の分析結果と比較し、中国の株式市場に影響する要因の変化を考察する。

4. 株価と実体経済及び金融政策の関係に関する実証分析

4.1 分析手法

基本的な VAR モデルは、以下のように表される。

$$X_t = k + [B(L)]X_t + u_t \quad (1)$$

ここで、 X は変数を表すベクトル、 B は係数行列、 L はラグオペレータである。また、 k は定数項ベクトル、 u_t はショックを表すベクトルである。ここでは、中国の株価変動の原因を考察するために、ベクトル X を株価、金融変数と実体経済変数からなるものとする。具体的には、金融変数の代理変数として、金利とマネーサプライを利用する。実体経済変数の代理変数として、工業生産を利用する。

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。使用データは表1のとおりである。株価については、上海総合指数を使用する。金利の変数として1年物の預金基準金利、マネーサプライの変数としてM2を使用する⁴。実体経済の変数としては工業生産を使用する。推計期間は1990年12月から2014年12月までとする。なお、各変数はともに季節調整前の月次データを用いる⁵。季節調整済データを用いない代わりに、ダミー変数として季節ダミーを利用して分析を行う。また、金利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 |
|------------|---|---------|
| 株価（上海総合指数） | | 上海証券取引所 |
| 預金金利（1年物） | | 中国人民銀行 |
| M2 | 1990年1月から1996年12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 | 中国国家统计局 |
| 工業生産 | 工業生産前年同期比と1989年12月から1990年11月までの各月の工業生産により、計算した。 | 中国国家统计局 |

4 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+企業のその他の預金+証券会社顧客保証金である。

5 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（2012）を参照。

4.3 単位根検定

まず、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）テストと PP（Phillips-Perron）テストを使用し、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。最適ラグの次数は SIC 基準により自動選択した。

各変数の単位根検定の結果は、表2のとおりである。表2によると、株価を除いて、すべての変数は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ない。すなわち、これらの変数には単位根が存在する。

さらに、1階の階差をとり、単位根検定を行うことにする。その結果は表3のとおりである。表3から分かるように、株価、預金金利と工業生産については、ADF 検定も PP 検定も1%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。すなわち、株価、預金金利と工業生産の定常性が満たされ、各変数は次数が1の和分 I(1) である。M2については、PP 検定の両ケースでは、1%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。単位根検定の検出力が弱いということから、これからの分析では M2も和分 I(1) と見なし、分析を進める。

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 |
| 株価 | -3.6266** | -3.2038** | -3.6290** | -3.2051** |
| ラグ | 0 | 0 | 7 | 9 |
| 預金金利 | -0.9282 | -1.2174 | -1.2805 | -1.3352 |
| ラグ | 0 | 0 | 8 | 8 |
| M2 | -3.5035** | -2.1051 | -2.9517 | -5.4191*** |
| ラグ | 12 | 12 | 3 | 1 |
| 工業生産 | -2.7894 | -1.7851 | -9.9732*** | -0.7881 |
| ラグ | 13 | 13 | 8 | 31 |

注：**、*** はそれぞれ5%有意水準、1%有意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。

表3 単位根検定の結果（1階の階差）

| 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 |
| 株価 | -17.6215*** | -17.5572*** | -17.6158*** | -17.5502*** |
| ラグ | 0 | 0 | 7 | 6 |
| 預金金利 | -10.0538*** | -10.0418*** | -16.6532*** | -16.6565*** |
| ラグ | 1 | 1 | 8 | 8 |
| M2 | -2.4677 | -1.7686 | -16.14473*** | -15.6796*** |
| ラグ | 11 | 11 | 1 | 7 |
| 工業生産 | -4.2039*** | -3.9447*** | -48.3630*** | -47.0858*** |
| ラグ | 12 | 12 | 31 | 31 |

注：*** は1%有意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。

表4 共和分検定の結果 (Johansen の尤度比検定)

| 帰無仮説 | 対立仮説 | トレース検定 | 最大固有値検定 |
|------|------|--------------|--------------|
| r=0 | r>=1 | 107.2 (47.9) | 117.2 (27.6) |
| r<=1 | r>=2 | 53.1 (29.8) | 31.6 (21.1) |
| r<=2 | r>=3 | 21.4 (15.5) | 19.6 (14.3) |
| r<=3 | r>=4 | 1.8 (3.8) | 1.8 (3.8) |

注：() 内の数値は5%有意点。

4.4 共和分検定

階差を1階とると定常になる非定常過程はI(1) (1階の和分過程) であり、I(1) 変数どうしの線形結合が定常過程 (すなわちI(0)) となる場合に、共和分の関係にあると定義される。変数が共和分の関係にあるということは、各変数が大きく乖離することなく、長期的に一定の関係に収束していくというものである。ここでは、ヨハンセンテストを用いて共和分検定を行う。ヨハンセンテストの結果は、表4のとおりである。

表4から分かるように、トレース検定でも最大固有値検定でも帰無仮説r<=2は棄却され、帰無仮説r<=3は棄却されない。すなわち、株価、金融変数(預金金利、M2)と工業生産の間に共和分関係が存在し、共和分関係は3個ある。

4.5 誤差修正モデル

単位根検定と共和分検定の結果から、株価と預金金利、M2、工業生産がそれぞれI(1)過程に従っており、共和分関係が3個存在することが分かった。これからVARモデルに誤差修正項を入れた誤差修正モデル(VECM、Vector Error Correction Model)を利用し、分析を進める。

(1)式のVARモデルに対応し、誤差修正モデルは以下の(2)式となる。

$$\Delta X_t = k + [B(L)]\Delta X_t + EC + u_t \quad (2)$$

ここで、ECは誤差修正項を表し、以下の(3)式になる。

$$EC = X_t - [B(L)]X_t - k \quad (3)$$

誤差修正モデルのラグ次数の選択方法については、テクニカル的には、赤池の情報量基準(AIC)、シュバルツの情報量基準(SC)などで判断するのが一般的であり、AICまたはSCの値を最小にするラグの長さを選べばよい⁶。ここでは、SCにより、1期ラグを選ぶ。具体的な結果については、表5のとおりである。

表5 ラグに関する統計量

| ラグ | AIC | SC |
|----|----------|---------|
| 1 | -10.0761 | -8.9540 |
| 2 | -10.1204 | -8.7910 |
| 3 | -10.1367 | -8.5988 |
| 4 | -10.1523 | -8.4049 |
| 5 | -10.1593 | -8.2013 |
| 6 | -10.1161 | -7.9465 |
| 7 | -10.0786 | -7.6961 |
| 8 | -10.0387 | -7.4424 |
| 9 | -10.0568 | -7.2455 |
| 10 | -9.9879 | -6.9605 |
| 11 | -10.2287 | -6.9841 |
| 12 | -10.3210 | -6.8580 |

6 松浦・マッケンジー(2012)を参照。

誤差修正モデル (2) 式の推計結果は、以下の (4) 式のとおりである⁷。

$$\begin{aligned} \Delta(\text{LSTOCK}) = & -0.0742 \times (\text{LSTOCK}(-1) - 0.1805 \times \text{LINDUSTRY}(-1) - 5.5717) - 0.0091 \times \\ & (\text{DEPOSIT_RATE}(-1) - 1.6721 \times \text{LINDUSTRY}(-1) + 10.9163) - 0.0784 \times (\text{LM2}(-1) - 1.1819 \\ & \times \text{LINDUSTRY}(-1) - 1.1261) - 0.0306 \times \Delta(\text{LSTOCK}(-1)) + 0.0102 \times \Delta(\text{DEPOSIT_RATE}(-1)) \\ & + 0.5885 \times \Delta(\text{LM2}(-1)) - 0.1044 \times \Delta(\text{LINDUSTRY}(-1)) - 0.0044 + 0.0006 \times D1 + 0.0072 \times D2 \\ & + 0.0038 \times D3 + 0.0492 \times D4 + 0.0311 \times D5 - 0.0005 \times D6 - 0.0204 \times D7 + 0.0160 \times D8 + 0.0002 \\ & \times D9 - 0.0163 \times D10 + 0.0285 \times D11 \end{aligned} \quad (4)$$

4.6 グレンジャー因果性テスト

各変数間にグレンジャーの意味で因果性があるかどうかを見るため、グレンジャー因果性テストを行う。使用データが月次データであるため、ラグは12期とした。表6は、4変数の間でグレンジャーの因果関係が、どのように成り立つのかを表したものである⁸。

表6 グレンジャー因果性テストの結果

| 帰無仮説 | F 値 | p 値 |
|--------------------------|--------|----------|
| 預金金利が株価にグレンジャーの意味で因果性はない | 6.0294 | 0.0147** |
| 株価が預金金利にグレンジャーの意味で因果性はない | 2.3326 | 0.1278 |
| M2が株価にグレンジャーの意味で因果性はない | 4.2428 | 0.0403** |
| 株価がM2にグレンジャーの意味で因果性はない | 0.0005 | 0.9819 |
| 工業生産が株価にグレンジャーの意味で因果性はない | 3.7738 | 0.0530* |
| 株価が工業生産にグレンジャーの意味で因果性はない | 3.8596 | 0.0504* |

注：*、**はそれぞれ10%有意水準、5%有意水準を示す。

表6から分かるように、預金金利とM2から株価に対して、5%有意水準でグレンジャーの意味での因果関係はある。また、工業生産から株価に対しても、株価から工業生産に対しても、10%有意水準でグレンジャーの意味での因果関係はある。

4.7 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。

7 ここで、 Δ は階差、LSTOCKは株価の対数、(-1)は1期前の値、DEPOSIT_RATEは預金金利、LINDUSTRYとLM2はそれぞれ工業生産の対数とM2の対数、Dはダミー変数を表す。

8 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(2012)を参照。

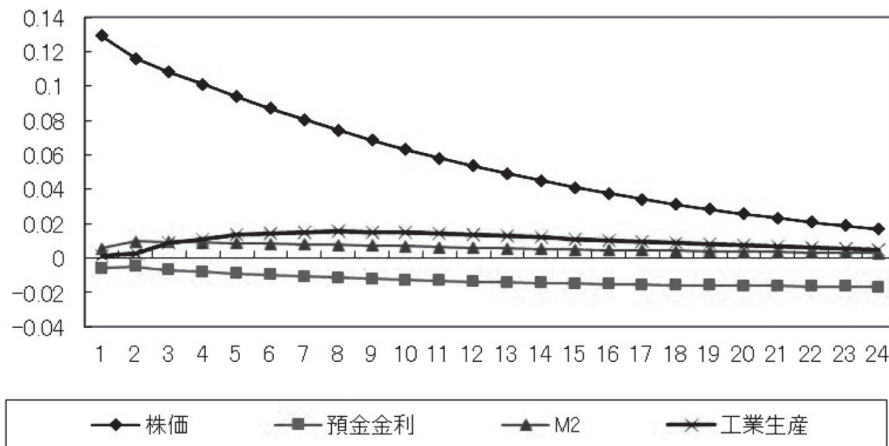


図2 株価のインパルス反応

ここで、各変数に対する株価のインパルス反応を見てみる。図2は、各変数の1標準偏差のショックに対する株価のインパルス反応を示している。縦軸はトレンドからの乖離を表す。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期のラグをとる。

預金金利のショックに対する株価の反応については、マイナスの反応を示している。反応の大きさを見ると、1期目に-0.006、2期目に-0.005と反応はごくわずかであるが、3期目に-0.007、4期目に-0.008と比較的に反応し、5期目以降反応は徐々に小さくなり、24期目に-0.017に落ち着く。

張（2011、推計期間：1990年12月-2009年12月）では、預金金利の株価に対する負の効果は非常に限定的であった。当時の中国では、金利はそれほど機能していなかった。その原因としては、当時金利は規制され、市場化されていなかったため、金融政策手段としての効果を発揮するには限界があったからである。

本論文では、張（2011）に比べ、預金金利の株価に対する負の効果は大きくなっている。その原因は以下のことが考えられる。中国人民銀行は、2012年6月に、貸出金利の変動下限を基準金利の0.8倍にし、預金金利の変動上限を基準金利の1.1倍にすると発表した。さらに、2013年7月に貸出金利下限が撤廃され、2013年11月には、預金金利の変動上限が基準金利の1.1倍から1.2倍に引き上げられた。

M2のショックに対する株価の反応については、プラスの反応を示している。1期目に0.006、2期目に0.010、3期目に0.009、それ以降は徐々に小さくなり、24期目に0.003に収束し、効果が非常に小さいといえる。M2のショックに対し、2期目は一番大きく反応することから、M2の効果がもっともあるのは、2ヶ月目であるといえる。

M2のショックに対して株価が大きく反応しないことは、中国において、マネーサプライによる株価の調整効果が小さいということになる。その原因としては、中国人民銀行がコントロールできるのはベースマネーであり、コントロールできない貨幣乗数が不安定になってきたこと

がある。また、公開市場操作、預金準備金、再割引などのほかの金融政策手段が実施されるにつれ、マネーサプライの効果は以前ほど強くなかったことが考えられる。

工業生産のショックに対する株価の反応については、プラスの反応を示している。1期目に0.001、2期目に0.003、3期目に0.009、4期目に0.011、5期目に0.014となり、徐々に反応が大きくなり、一番反応の大きい8期目は0.015で、それ以降反応は小さくなり、24期目に0.005に落ち着く。

1期目と2期目において、工業生産のショックに対する株価の反応は、M2のショックに対する株価の反応より小さいが、株価が4期目から大きく反応を示すようになる。これは、現在の中国では、株価は長期的には、マネーサプライより実体経済に強く影響されることを意味する。

インパルス反応の分析から分かるように、株価は、M2と工業生産のショックに対して、正の反応を示し、預金金利のショックに対して、負の反応を示している。反応の大きさからいうと、株価は1期目から2期目まではM2のショックに対する反応が大きいが、4期目以降は工業生産のショックに対する株価の反応が大きくなる。また、預金金利のショックに対する株価の負の反応は、徐々に大きくなることが分かる。

5. 結 び

本論文では、中国の株価変動について考察し、最近の株価変動の原因を明らかにし、株価変動に対する実体経済と金融政策の効果について実証分析を行った。具体的には、株価、預金金利、M2、工業生産の4変数について、共和分検定、グレンジャー因果性テストとインパルス反応の分析を試みた。

グレンジャー因果性テストによると、預金金利とM2から株価に対し、グレンジャーの意味での因果関係はある。また、工業生産から株価に対しても、株価から工業生産に対しても、グレンジャーの意味での因果関係はある。

インパルス反応によると、株価はM2、工業生産のショックに対して、正の反応を示し、預金金利のショックに対して、負の反応を示す。反応の大きさからいうと、株価は1期目から2期目まではM2のショックに対する反応が大きいが、4期目以降は工業生産のショックに対する株価の反応が大きくなる。また、預金金利のショックに対する株価の負の反応は徐々に大きくなる。

マネーサプライのショックに比べ、株価の工業生産のショックに対する反応が4期目から大きくなるということは、マネーサプライはすぐ株価の変動に有効であるが、3か月後、実体経済はもっと株価の変動に影響することを意味する。最近、中国の経済成長の減速が懸念されている。中国政府は実体経済とかけ離れたマネーの膨張を抑え始めたが、ブレーキが利きすぎると、投資や消費が冷え込んで実体経済への下方圧力が増す。逆に、融資が伸び続けると、実体経済と金融の乖離が拡大し、信用バブルになる恐れがある。成長の速度より質を求めるには、

余剰設備を統廃合し、より強い分野に資源と資金を集中し投入する改革が不可欠である。持続的で安定した内需主導の成長に転換するためには、中間層を拡大し、上海、広東など東部沿海部と甘粛省や青海省など西部内陸部との間の経済格差を是正していく必要もある⁹。今後、沿海部では、サービス業の拡大や付加価値の高い製品への切り替えを急ぐとともに、内陸部では、潜在的な需要を開拓し、インフラ整備をさらに進める必要がある。こうすることによって、中国経済は安定成長軌道へ軟着陸し、株式市場の健全な発展が期待できると思われる。

本論文では、張（2011、推計期間：1990年12月-2009年12月）に比べ、預金金利の株価に対する負の効果は大きくなったのは、規制されていた預金金利は2012年から変動上限が引き上げられたと考えられる。また、マネーサプライによる株価の調整効果が小さいのは、中国人民銀行がコントロールできない貨幣乗数が不安定になってきたこと、公開市場操作、預金準備金、再割引などのほかの金融政策手段が実施されるにつれ、マネーサプライの効果は以前ほど強くななくなったことが考えられる。2015年10月に預金金利は自由化された。金利の自由化により、株式市場・国債市場等の中で相互に裁定が働き、公開市場操作や公定歩合などを含む金融手段を操作することによって、金融政策運営の能力がさらに高まると考えられる。今後、法制度の整備、金融機関の不良債権処理、株式市場の改善などが必要である。さもなければ、混乱が生じ、いままで潜在していた問題が一気に出てくる可能性がある。

今後、株価が急騰・暴落しないようにするには、金融政策を含む政府の経済政策が必要不可欠である。そのため、中国人民銀行は株式市場の状況を考慮して、株価の変動に注意を向け、適度に対応すべきであろう。株式市場に対する監督管理を強化し、法律、規則などをさらに健全化させる必要がある。また、株式市場が円滑に運営され、公正、客観、独立の原則が保持されるためには、法制度、会計基準を含むインフラの整備が不可欠である。それには、会社法、証券法を含む法律、国内法体系の整備・改善を図る必要があり、「人治」から「法治」へと、市場経済化の流れに乗り、グローバルな競争に勝ち抜ける株式市場にすることが望まれる。法制度、会計基準以外に、信用格付け機関の業務の改善、監督管理の強化なども必要であり、完備した審査制度、厳格な市場監督能力が達成できれば、株式市場の専門化がさらに高まることと思われる。

中国の株式市場は、経済改革と対外開放政策の波に乗り、紆余曲折を経ながらも次第に機能を高め、著しい進展を見せた。ところが、中国は現在世界第2位の経済大国であるにもかかわらず、その株式市場はいまだ発展途上の段階にある。今後、株式市場を成長させ、より理性的な投資が行われるためには、機関投資家の育成が重要な課題となってくる。証券会社、信託投資会社、保険会社などを含む機関投資家を育成することによって、証券の流動性が高まり、中国の株式市場はさらに成熟したものとなる。現在、中国では、直接金融よりも間接金融のほうがメインであり、株式市場の裁定・調整機能が十分とはいえない。企業の銀行融資への依存度がまだ高いことから、今後、株式市場の発展にさらに力を入れ、企業の資金調達と投資の選択

9 張（2014）などを参照。

肢の多様化を図る必要があると思われる。

参考文献

「中国語文献」

- 安国俊 (2015) 「中国股市上涨的原因及未来走向探讨」『和讯网』 5月13日
 哈继铭 (2015) 「如何看待当前经济与股市」『中财网』 5月8日
 寇明婷・景海霞 (2013) 「人民币汇率波动的股票价格效应研究」『商业时代』 第28期
 梁琪・滕建州 (2005) 「股票市场、銀行与經濟增長：中国的实证分析」『金融研究』 第10期、pp.9-19
 吕夏梦 (2014) 「货币政策对股票市场流动性的影响研究」『时代金融』 第29期
 屈晶 (2015) 「货币政策对股票市场影响的实证研究」『经济问题』 3月
 上海証券交易所サイト <http://www.sse.com.cn/>
 搜狐証券サイト <http://q.stock.sohu.com/>
 孫華好・馬躍 (2003) 「中国貨幣政策与股票市場的關係」『經濟研究』 2003年7期、p.44-53
 王超 (2014) 「我国股票市場現存問題及原因分析」『时代金融』 第3期
 汪红驹 (2015) 「股市上涨具有内在的牢固基础」『上海証券報』 5月26日
 王静敏・王丹 (2014) 「我国股票价格指数与宏观经济变量关系的实证分析」『当代經濟』 第7期
 夏斌 (2015) 「中国股市没有理由不涨」『东方财富网』 3月10日
 徐为民 (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・龍革生 (2006) 「貨幣政策是否影響股票市場：基于中国股市的实证分析」『中央財經大學學報』 第3期、pp.39-44
 易宪容 (2015a) 「散户是这波股市上涨的动力」『百度百家』 4月8日
 —— (2015b) 「中国股市出现非理性繁荣」『中财网』 4月10日
 —— (2015c) 「政府托市, 中国股市就不用悲观」『网易财经』 4月30日
 —— (2015d) 「股市大震荡对实体经济的冲击不容小觑」『上海証券報』 8月3日
 —— (2015e) 「中国股市再暴跌的原因及影响」『搜狐财经』 8月5日
 余明桂・夏新平・汪宜霞 (2003) 「我国股票市場与貨幣政策互動關係的实证分析」『金融与經濟』 2003年9期
 中国国家统计局 『中国統計』 各年、『中国統計年鑑』 各年、中国統計出版社
 中国人民銀行サイト <http://www.pbc.gov.cn/diaochatongji/tongjishuju/>
 周亚玲 (2015) 「利率对我国股市的影响——基于上证综指和深圳成指实证研究」『征信』 第2期

「日本語文献」

- 張艶 (2008) 「中国の株式市場の発展と实证分析」『國際政経論集』 第14号、二松学舎大学、pp.137-158
 —— (2011) 「中国の株式市場と金融政策」『文藝と思想』 第75号、福岡女子大学、pp.91-109
 —— (2014) 「經濟改革後における中国の經濟成長と經濟格差」『國際社会研究』 第3号、福岡女子大学、pp.81-95
 日本經濟新聞社 『日本經濟新聞』
 松浦克己・コリン・マッケンジー (2012) 『EViews による計量經濟分析 (第2版)』 東洋經濟新報社

「英語文献」

- Bondta, Gabe J. de, Tuomas A. Peltonenb and Daniel Santabarbara (2011) “Booms and busts in China’s stock market: estimates based on fundamentals,” *Applied Financial Economics*, 21, pp.287-300.
 Burdekin, Richard C. K. and Ran Tao (2011) “Bank Lending, Inflation, and China’s Stock Market (2004-2010),”

Economics Research International.

Guo, Jin (2015) "Causal Relationship between Stock Returns and Real Economic Growth in the Pre- and Post-crisis Period: Evidence from China," *Applied Economics*, 47 (1-3), pp.12-31.

Lv, Xin, Weijia Dong and Fang Fang (2015) "The Asymmetric Effects of Official Interest Rate Changes on China's Stock Market During Different Market Regimes," *Emerging Markets Finance & Trade*, 51, pp.826-841.

WFE (世界取引所連盟) サイト <http://www.world-exchanges.org/statistics>

Zhang, Cheng-si, Da-yin Zhang and Jeery Breece (2011) "Financial Crisis, Monetary Policy, and Stock Market Volatility in China," *ANNALS OF ECONOMICS AND FINANCE*, 12-2, pp.371-388.

Zhou, Hong, Guoping Li and Wanfa Lin (2013) "A Study on the Relationship between Short-Term International Capital Flow and the Volatility of China's Stock Market," *ANNALS OF ECONOMICS AND FINANCE*, 14-2 (A), pp.587-608.