

論 説

中国における為替市場改革の効果

——実質実効為替レートと株価指数の関係による分析——*

王 浩[†]
青 野 幸 平[‡]

1 はじめに

IMF が発表している統計によると、中華人民共和国（以下、中国）の GDP は1990年には世界11位であったが、1994年には8位になり、2005年には5位になった。2010年には日本を抜いて2位になり、いまでは世界有数の経済大国の1つになっている。この経済規模の上昇に合わせる形で、中国の貿易額も2000年を境に急激に増加している。

この統計をみると、中国の経済成長において貿易が大きな役割を果たしていると考えるのが妥当であろう。中国の経済成長により、中国企業の利益の上昇を通じて、中国株式の上昇がトレンドとして起こっている。さらに、貿易を考える上で重要なのは為替制度である。為替制度には、大雑把に分類すると固定相場制と変動相場制の2つがある。国際金融のトリレンマ (Impossible Trinity) によれば、「自由な資本移動」・「固定為替制」・「金融政策の独立性」の3つを同時に達成することは出来ないことになる。金融政策の独立性を確保することを前提にすれば、自由な資本移動と固定為替制を両立することは難しい。1970年代前半より資本市場の対外開放が進んでいた日本では、1973年2月に、固定相場制から変動相場制への移行を速いスピードで進めることになった。一方、中国では資本移動を厳しく制限していたために、1990年から2018年までの間、固定相場制から変動相場制への移行するための制度変更を比較的ゆっくりと移行させることが出来た。移行の詳細は2節で議論するが、この間に進められた為替市場の制度変更の中でも1994年、2005年、2015年にそれぞれ実施された3回の改革が重要である、というのが中国の多くの研究者によりコンセンサスが得られている（例えば、管（2018）を参照されたい）。

本稿では、1994年、2005年、2015年に実施された3回の為替制度改革が中国経済、とくに中国の株式市場にどのような影響を与えたのかについて考察していきたい。ただし、実質実効為替レ

* 本稿の作成において、中田勇人先生（明星大学）より多くの有益なコメントを頂いた。また、本研究は JSPS 科研費基盤研究(C)課題番号：19K01747の助成を受けたものである。記して感謝させていただきたい。

ただし、本稿に残された問題は著者達にあることは言うまでもない。

[†] 2019年度立命館大学経済学研究科修士課程修了生 (wanghao301302@gmail.com)

[‡] corresponding author。立命館大学経済学部 (aono@ba.ritsume.ac.jp)

ートが1994年以降しか入手できなかったことから、本稿におけるデータ分析のサンプル期間を1994年から2018年とし、2005年の第2回為替改革と2015年の第3回為替改革に焦点を当てた分析を行っていく。

中国の株式市場と為替市場の関係は多くの研究がすでに行われてきている。舒・謝 (2008) は、2005年から2007年までについて、上海総合指数と名目の元ドルレートに関する日次データを用いた分析を行っている。TGARCHを用いた分析の結果、名目元ドルレートから上海総合指数へのスピルオーバーの効果があることを報告したうえで、中国の株式市場におけるGARCH効果が非常に強いことを報告している。Wang et. al. (2013) は、中国における為替レート(名目元ドルレート)と株式収益率(上海と深圳)の非線形関係を考慮した非線形対数STARX (Smooth Transition Autoregressive with Exogenous Transition) モデルを利用した分析を行い、為替レートによる株式収益率の予測が一定程度可能であることを報告している。Jaun and Tang (2015) は、中国における実質為替レート(元ドルレート)と株式収益率(上海と深圳)のスピルオーバーの効果を検証している。短期におけるグレンジャー因果関係については為替レートから株式市場への効果を報告する一方で、逆の効果がないことも報告している。また、同時点での効果を考察するために、マルコフスイッチングSVARモデルを利用した分析を行い、B株の収益率の変動が為替レートに影響を与えていることを報告している。

さらに、本稿と同様に為替市場における改革に注目した上で株式市場と為替市場の関係についての研究もある。鄧・楊 (2008) は、2005年7月21日から2007年3月20日までの名目元ドルレートと上海と深圳の総合株価指数を利用することで第2回為替改革が中国の為替市場と株式市場の関係に与えた影響を分析し、為替市場から株式市場へのグレンジャー因果関係があることを報告している。このグレンジャー因果関係が為替市場改革と直接的な関係があるかどうかは明確には議論されていない。張ほか (2008) も、鄧・楊 (2008) と同様に2005年に実施された第2回為替改革に着目した分析を行っている。張ほか (2008) は、上海と深圳のA株・B株の株価総合指数の日次データを利用し、為替市場と株式市場におけるグレンジャー因果関係が両報告に観察されること、並びにそれらの効果はA株の方が大きいことを報告している。興味深い結果ではあるが、鄧・楊 (2008) と同様に為替市場改革と直接的な関係があるかどうかは明確には議論されていない。

より直接的に為替市場改革の影響を考慮し、長期のデータを利用した分析としてZhao (2010) がある。Zhao (2010) は、実質実効為替レートと上海総合株価指数の1991年からの月次データを利用し、為替改革が実施されていた期間のダミー変数を考慮した分析を行っている。その結果、為替改革を考慮することで、為替市場と株式市場の収益率に関するスピルオーバーは観察されないが、ボラティリティのスピルオーバーが観察されることを報告している。ただし、第3回為替市場改革については分析されていない。王 (2020) は、1994年から2018年までの実質元ドルレートと上海総合指数とNASDAQの日次データを利用した分析を、3回の為替市場改革の影響を考慮しながら為替市場と株式市場の相互関係について考察した。その結果、株式市場から為替市場への効果が、アメリカの株式市場を通じて観察されるという結果を報告している。

これらの先行研究は、それぞれ興味深い結果ではある。しかし、2節で説明する2015年に実施された第3回為替改革の影響について、ボラティリティのスピルオーバーの影響も含めた分析を

行っている研究は著者の知る限り存在していない。そこで、本稿においてその影響を分析している。以下、本稿の構成は下記の通りである。2節で中国為替市場における3回の改革について説明し、3節で本稿の分析において利用するデータを説明する。4節において、VARモデル、MGARCHモデル、同時点の回帰分析を利用した実証分析を示す。5節は本稿の結論である。

2 中国における「三大為替改革」

1節で指摘したように、中国の為替市場において3回の大きな改革が行われている。本節では、この3回の大きな為替レート改革について説明していく¹⁾。

2.1 第1回為替レート改革

1980年代以降の中国の為替市場は、「公定レート」と「外貨調整センターレート」の2つのレートが併存していた。しかし、時間の経過とともに、「外貨調整センターレート」を利用した取引が増加していった。管(2018)によると、その結果1993年末時点において、外国為替取引のおよそ8割は1ドル=8.7元の「外貨調整センターレート」を用いた取引で、残りの約2割が1ドル=5.8元の「公定レート」を用いて取引されていた。

中国において、最初の為替レート改革が実施される直前の1992年や1993年における中国経済は、1989年からの景気調整期間を終えて、過熱気味の好景気の時期であった。好景気を背景に、国内における需要増による輸入が増加し、貿易赤字が顕在化してきていた。貿易赤字によって、人民元に対する大きな切り下げ圧力が生じていた。同時に、GATTへの加盟交渉を開始したことやIMF 8条国への移行を目指していく中で、為替市場の改革の必要性が高まっていた。

このような背景もあり、1994年1月に、最初の為替市場改革(以降、第1回為替レート改革)が実施された。主な内容は、「外貨調整センターレート」と「公定レート」の2つのレートについては「外貨調整センターレート」に統一したこと、並びに「外貨取引センター」を設立し、為替取引を集中させたことである。前者については、為替市場における需要と供給に基づく「単一管理フロート」制を導入し、前日の仲値をもとに、中国人民銀行が発表する翌日の基準レートに基づいて、外為指定銀行などが外国為替市場で取引を行う制度を明確化したことを意味する。後者は、為替の取引を一元化するとともに、外貨兌換券の廃止し、内外資本取引規制を強化するなど、外貨の管理を厳重にすることで自国通貨である元が一方向的に高くなることを防ぐことを目的にしていた。

第1回為替レート改革によって資本取引を規制していたことがアジア通貨危機による中国への影響を小さくした。しかし、アジア通貨危機への対応から、為替市場は1997年以降事実上のドルペッグ制が採用され、1ドル=8.3元というレートに事実上固定されることになった。アジア通貨危機の中で、中国の元が安定していたことは地域経済の安定にとって重要であったが、「強いドル」にペッグされている元によって経常収支黒字額が大きくなったことを背景に「人民元切り上げ」を求める声が大きくなってきた。同時に、中国への資本流入を吸収する形で外貨準備が急増していた。さらに、2001年にはWTOに加盟するなど中国が果たす役割や義務も大きくなっ

ていった。

2.2 第2回為替レート改革

前小節のような背景で、2005年7月に、2回目の為替市場改革（以降、第2回為替レート改革）が実施された。主な内容は、事実上ドルペッグ制になっていた為替制度を、市場の需給を基礎に、通貨バスケットを参考として調整する管理された変動相場制（管理フロート制）に変更することである。さらに、2%人民元を切り上げし、1ドル=8.11元とした。通貨バスケットを参考にした管理フロート制であるので、前日の終値を中心レートに前後0.3%の変動を認めた。つまり、第1回為替レート改革によって採用されていた管理された変動相場制に戻すと同時に、通貨バスケット制を採用することで、ドルペッグにならないような制度に改革したことになる。さらに、1日あたり0.3%、という変動幅を数値で明示した点も第1回為替レート改革とは異なる点である。

この第2回為替レート改革の結果、経常収支黒字が改善し、外貨準備の若干減少した。改革が実施された2005年の数字で確認すると、経常収支黒字は前半に比べ37.6%減少し、外貨準備も前半に比べて14.1%減少した。しかし、1日あたり0.3%の変動を認めたにもかかわらず実際には大きな変動は確認されていない。伊藤（2006）によると、実際には介入が継続されていた可能性が高く、バスケット制を採用している積極的な証拠もない、とされている。

2.3 第3回為替レート改革

2005年の第2回為替レート改革以降、元高が徐々に進行してきた。2008年にリーマンショックが起こった時点では1ドル=6.8元程度になっていた。リーマンショックから一定期間は、為替レートはほぼ一定で、為替介入が大きく実施されたと推察されるが、それ以降も元高基調は続いていた。また、中国の影響力が大きくなると同時に、リーマンショックにおける影響から新しい国際金融の秩序の形成が求められるようになってきた。その中で、中国人民元がIMFのSDR（特別引出権）構成通貨入りが議論されるようになった。SDR構成通貨入りのためには、一定の為替市場における改革が必要になってきた。

このような事情を背景に、2015年8月11日、人民元の対米ドル基準値の報告方法の改善を目的にした改革が実施された。つまり、外貨需給・他通貨の為替レート変動などを総合的に考慮した上で、為替レートの動向をより実勢を反映させる形で報告することにした。この改革は、SDR構成通貨入りを前提にした事実上の変動相場制と解釈することが出来る。しかし、その結果3日連続で人民元が大きく切り下げられる状況になった²⁾。また、その際の変動の幅が大きく、市場を混乱させることになったために、中間値の計算などについて何度か修正が行われてきている。この後、2015年にSDR構成通貨入りが決定し、2016年10月より実施されている。この事実上の変動相場制の導入により、人民元は元安基調が続いていた。しかし、2017年以降、再度元高基調に戻っている。

本論文では、これら3回の為替レート改革によって為替レートと株式市場の間の関係にどのような変化をもたらしたかについてZhao（2010）に基づいて分析を行っていく。

3 データの説明

本節では、本稿における分析で利用しているデータについて説明していく。本稿は中国の株式市場と為替市場の関係について、実質実効為替レートと上海総合指数を利用した分析を行っている。実質実効為替レートについては国際決済銀行 (Bank for International Settlements, 以降 BIS と表記) のホームページ³⁾より入手している。実質実効為替レートの2010年の平均を100に基準化した指数になっている。先行研究の多くでは、アメリカとの為替レート (元ドルレート) に着目をしている。しかし、1節で議論しているように、本稿の分析期間である1994年から2018年にかけて中国の貿易相手国は多岐にわたるようになり、対米レートだけに着目するよりも複数の通貨に対するレートに着目した方がより正確に為替市場と株式市場の関係を考察できる。そこで、特定の通貨間ではなく「元」の通貨としての相対的な実力を考察するために、本稿では実効為替レートをを用いた分析を行うことにした。なお、本稿の分析に最も近い Zhao (2010) では実質実効為替レートをを用いた分析を行っている⁴⁾。

この時系列の変動をグラフにしたのが図1である。このグラフを見ると、1994年に実施された第1回為替改革により為替市場に単一フロート制が導入されてから1998年頃までは元高方向に推移している。しかし、1997年頃からのアジア通貨危機を受けて、事実上のドルペッグ制に移行していることを受け、第2回為替改革が実施された2005年まではほぼ横ばいで推移している。2005年以降、第3回為替改革が実施された2015年までは、リーマンショック前後の大きな変動を除けば、緩やかに元高方向に推移していることがわかる。2015年には、第3回為替改革によって若干元安方向に変化したのが、2017年以降はほぼ横ばいで推移をしていた。

上海総合指数については The China Stock Market and Accounting Research Database (以降, CSMAR と表記) より入手している。上海株式市場には人民元で取引する A 株市場とドルで取引する B 株市場がある。為替レートとの関連を考察する上では B 株市場の総合指数を考察するのが最良であるが、B 株のみの総合指数を長期間の時系列データとして入手することは出来ない。そこで、Zhao (2010) など多くの先行研究と同様に総合株価指数を選択して分析を行っている。

この上海総合株価指数の時系列変動をグラフにしたのが図2である。図2では目立たないが、収益率を確認すると一番大きく変化しているのが1994年8月であり、120%を超える収益率になっている。これは、株式市場の下落を食い止めるために証券監督会が1994年7月に「新株発行中止」・「証券会社融資の許可」・「中外合資基金の成立」という3つの政策を実施したことが大きく影響していると考えられる。「証券会社融資の許可」・「中外合資基金の成立」により資金調達に目処がついた企業の利益が改善する一方で、「新株発行中止」により供給が制限されたことですでに流通していた株式が極端に上昇したと考えられる。また、「中華人民共和国公司法 (会社法)」の制定が大きく関係している可能性があるが本稿ではこれ以上は立ち入らないことにする。それ以外で目立った変化をしているのは2007年と2015年である。2007年は株式分置改革を発端にする大きな変動が起こった時期であり、株式分置改革と呼ばれる非流通株と流通株の差を是正する改

図1：実質実効為替レート



BISのホームページより入手した中国の実質実効為替レートを折れ線グラフにしている。2010年の実質実効為替レートの平均が100になるように基準化されている。サンプル期間は1994年から2018年である。

図2：上海総合株価指数



CSMARのホームページより入手した上海株式総合株価指数を折れ線グラフにしている。上海株式市場のA株市場・B株市場に上場しているすべての株式を用いて作成されている。サンプル期間は1994年から2018年である。

革の結果、非常に大きな変動を起こしたことが指摘されている。⁵⁾2015年は、過剰に株式投資が行われていた「バブル」的状況において、株価下落が発端となった大暴落である。当初の下落は大きくはなかったが、この下落により追加保証金を求められた投資家が株式を売却することで下落の連鎖が起きたとされている。

本稿で利用している実質実効為替レートと上海総合指数について、記述統計量と単位根検定の結果を示しているのが表1の上段である。この表1に示されているとおり、実質実効為替レートと上海総合指数のレベルを用いた場合、両変数とも「単位根がある」という帰無仮説を棄却することが出来ず時系列分析をしていく上では問題が残る。そこで本稿では、実質実効為替レートと

表 1：データの記述統計量と単位根検定

	記述統計量		単位根検定		サンプル数
	平均	標準偏差	統計量	ρ 値	
実質実効為替レート	98.960	15.505	-1.647	0.457	300
上海総合指数	2077.884	1009.481	-2.503	0.116	300
実質実効為替レート収益率	0.002	0.014	-12.750	0.000	299
上海総合指数収益率	0.004	0.098	-12.167	0.000	299

BIS のホームページより入手した中国の実質実効為替レートと CSMAR のホームページより入手した上海株式総合株価指数について、レベルデータと対数差分によって計算した収益率について、平均・標準偏差と単位根検定を行うための ADF 統計量と MacKinnon (1996) による ρ 値を報告している。サンプル期間は1994年~2018年である。

上海総合指数の両変数について対数差分を計算し、収益率データを用いた分析を行っていく。収益率データに関する記述統計量と単位根検定の結果は表 1 の下段であり、両変数ともに「単位根がある」という帰無仮説を棄却していることが示されている。

4 実証分析

4.1 VAR を用いた分析

最初に、Zhao (2010) におけるアイデアを参考に、2005年に実施された2回目の為替改革の期間のダミー変数と2015年に実施された3回目の為替改革の期間のダミー変数を用いて下記の VAR モデルを推計した。

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} R_{1,t} \\ R_{2,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} R_{1,t-1} \\ R_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} d_{2005,1} \\ d_{2005,2} \end{bmatrix} Dum2005_t \\ &\quad + \begin{bmatrix} d_{2015,1} \\ d_{2015,2} \end{bmatrix} Dum2015_t + \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t} \\ \epsilon_{2,t} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 $R_{1,t}$ は t 期における実質実効為替レートの収益率、 $R_{2,t}$ は t 期における株価指数の収益率を示している。また、 $Dum2005_t$ と $Dum2015_t$ は第 2 節で説明したように、2005年と2015年が第 2 回目の改革と第 3 回目の改革が行われた時期であり、この改革の影響を捉えるためのダミー変数である。 $\epsilon_{1,t}$ と $\epsilon_{2,t}$ は攪乱項である。本論文のサンプル期間が1994年からであることを考慮し、第 1 回目の改革に関するダミー変数は含めていない。

(1)式を推計した結果は表 2 である。表 2 の推計結果から考察されるのは下記の 4 点である。第 1 に、為替レートは前期の為替レートの影響を強く受けているが、株価指数の影響は受けていない。つまり、前期の為替レートの収益率がプラスであれば、今期の為替レートも有意にプラスになるが、株価指数については有意な関係は見られなかった。第 2 に、株価指数は前期の株価指数の影響を受けていない上に、為替レートの影響もほぼ受けていない。第 3 に、これらの結果については、ダミー変数を除いても傾向は変わらなかった。最後に、ダミー変数は、為替レートについても、株価指数についても有意な影響は与えていない。これは、中国における第 2 回為替市場

表2: VAR(1)の推定結果

	為替レート	株価指数	為替レート	株価指数
為替レート (前期)	0.2802*** (0.0497)	-0.5045 (0.4127)	0.2919*** (0.0485)	-0.4426 (0.4205)
株価指数 (前期)	-0.0131 (0.0095)	-0.0347 (0.0813)	-0.0120 (0.0092)	-0.0287 (0.0837)
2005年ダミー	0.0016 (0.0017)	0.0089 (0.0133)		
2015年ダミー	-0.0028 (0.0019)	-0.0141 (0.0112)		
定数項	0.0013 (0.0012)	0.0034 (0.0080)	0.0015 (0.0008)	0.0049 (0.0059)
R^2	0.1003	0.0110	0.0091	0.0052
Adj R^2	0.0881	-0.0025	0.0848	-0.0015
サンプル数	298	298	298	298

1列目と2列目は(1)式を最小2乗法で推計した結果を報告している。3列目と4列目についてはダミー変数を取り除いた結果を報告している。()内はNewey-West標準偏差を報告している。サンプル期間は1994年から2018年までの298ヶ月である。2005年ダミーは、第2回為替改革が実施されていた期間(2005年7月~2015年7月)に1をとるダミー変数で、2015年ダミーは、第3回為替市場改革が実施されていた期間(2015年8月以降)に1をとるダミー変数である。***は1%, **は5%, *は10%水準で有意であることを示している。

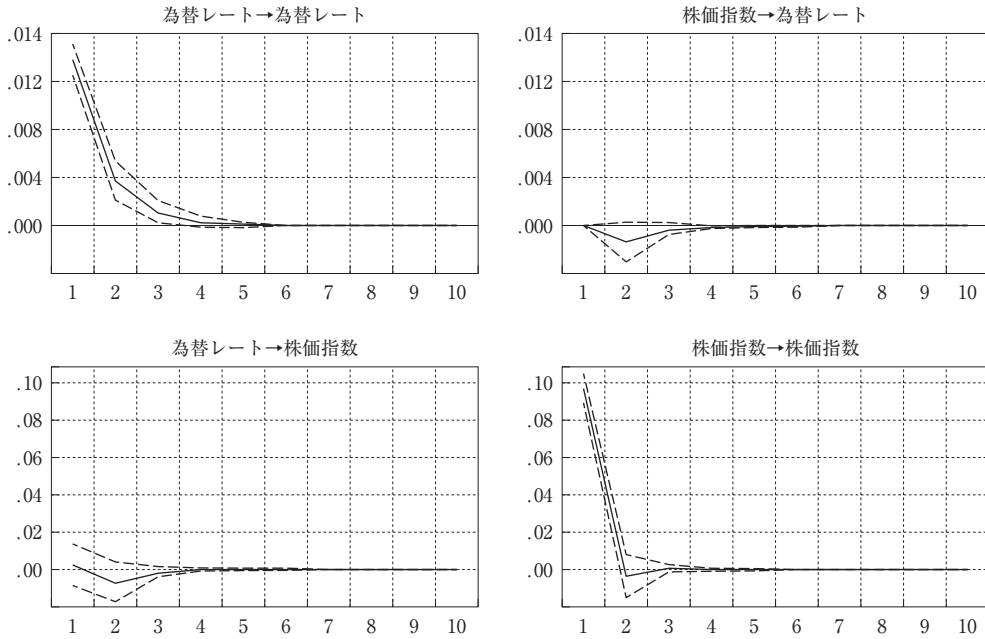
改革と第3回為替市場改革が、為替市場と株式市場の関係に有意な影響を与えていないことを示唆している。従って、為替レートと株式市場の関係について、本稿で利用しているデータセットを用いる限り、第2回為替市場改革以前との比較において、第2回・第3回の為替市場改革は、株式市場と為替市場における関係には影響を与えていないことになる。

Zhao (2010) は、1991年からのデータを利用することで第1回為替改革と第2回為替改革のダミー変数を検証しているのに対して、本稿では、1994年からのデータを利用することで第2回為替改革と第3回為替改革のダミー変数を検証しているため、直接的な比較は出来ない。そのことを前提に、本稿とZhao (2010)の結果を総合して考察すると、VARを用いた分析では、第1回為替改革の実施前後で為替市場・株式市場に大きな影響があったこと、それ以降、為替市場においては前期の数値が大きく影響しているが、第2回為替改革や第3回為替改革が為替市場や株式市場に直接的な影響を与えていないことが推察される結果になっている。

次に、(1)式を利用したインパルス・レスポンスの結果が図3である。図3の左側が「為替レート」にショックを与えた結果、右側が「株価指数」にショックを与えた結果である。左上の為替レートショックが為替レートに与える影響は、プラスで有意で4期間から5期間(月次データなので4ヶ月から5ヶ月)の持続性があることがわかる。一方、右下の株価指数ショックが株価指数に与える影響は、1期間だけプラスで有意であるものの、2期目以降は有意な影響を与えておらず、極めて短期的な影響しかないことがわかる。為替レートショックが株価指数に与える影響、株価指数ショックが為替レートに与える影響については、ともにほぼ影響は与えていないことがわかる。これらの分析と本質的には変わらないが、グレンジャー因果性の検定を行った結果が表3である。インパルス・レスポンスの結果から予想されていたことではあるが、グレンジャーの意味での因果性は為替レートから株価指数についても、株価指数から為替レートについても確認できなかった。

本小節における為替レートと株価指数の2変数からなるVARを用いた分析の結果、為替レ

図3：インパルス・レスポンス関数



左側は為替レートにショックを与えた際のインパルス・レスポンス、右側は株価指数にショックを与えた際のインパルス・レスポンスを示している。上段は為替レートの反応、下段は株価指数の反応を示している。各図における実線がインパルス関数で、点線はその標準誤差2倍を利用した信頼区間を示している。

表3：グレンジャー因果性検定

	χ^2 検定量	自由度	p 値
為替レート→株価指数	2.5187	1	0.1125
株価指数→為替レート	1.6366	1	0.2008

第1行目は「為替レート」が「株価指数」に対してグレンジャーの意味で因果性を持っているかどうかを検定しており、第2列は「株価指数」が「為替レート」に対してグレンジャーの意味で因果性を持っているかどうかを検定している。

トと株価指数について有意な結果は得られなかった。また、推計のサンプル期間に含まれる2回⁶⁾の為替市場改革が為替レートと株価指数に与える影響についても観察することが出来なかった。

4.2 構造変化の分析

本小節では、為替市場改革の影響を与えた影響を「構造変化」として捉えた分析を行う。本小節ではVARを用いた推計ではなく、下記の2つの式を用いた分析を行うことにする。

$$R_{1,t} = \alpha_1 + a_{11}R_{1,t-1} + a_{12}R_{2,t-1} + \epsilon_{1,t} \tag{2}$$

$$R_{2,t} = \alpha_2 + a_{21}R_{1,t-1} + a_{22}R_{2,t-1} + \epsilon_{2,t} \tag{3}$$

(2)式、(3)式は、(1)式で表現されている2つの式を別々に書いたに過ぎないが、構造変化の検定を行う上では有用である。この2つの式を利用して、第2回為替市場改革や第3回為替市場改革が

実施された時期に構造変化が起こったかどうかについて、Chow 検定を利用した分析を行う。つまり、構造変化が起こった時点を外生的に為替改革を開始した時点であると特定化した上で、その時点において為替レートと株価指数の関係に構造変化が起こっていたかどうかについて考察していく。今回は、第2回為替市場改革が開始された2005年7月と第3回為替市場改革が実施された2015年8月を構造変化時点とした分析を行っている。

結果は表4にまとめられている。表4のPanel Aでは(2)式を用いたChow 検定の結果が報告されている。10%水準で構造変化があると考えられる場合、Chow 検定の p 値は0.1を下回るはずである。しかし、Panel Aの結果は、両時点ともに0.1より大きな p 値になっており、これらの時点で構造変化があったとはいえない結果になっている。次に、表4のPanel Bでは(3)式を用いたChow 検定の結果が報告されている。Panel Bの結果は、両時点ともに0.1より大きな p 値になっており、これらの時点で構造変化があったとはいえない結果になっている。従って、前小節と同様、為替市場改革の影響はない、という結果を示唆している。

ここまででは、2005年7月と2015年8月という2回の為替市場改革の時期を外生的に特定化した上で、その時点における構造変化の可能性を考察してきた。しかし、構造変化を外生的に与えるのは若干の恣意性を含むことになる。また、2005年7月や2015年8月以外の時点において構造変化が起こっている可能性もあるし、構想変化が1回であると暗黙裏に想定していることが影響している可能性も考えられる。それらの可能性を考慮して、(2)式と(3)式を利用したBai-Perron 検定を行った。Bai-Perron 検定とはBai and Perron (2003)で提案された内生的に構造変化点を見つける検定方法で、複数の構造変化にも対応している。つまり、もし、2回の為替市場改革が同時に構造変化を引き起こしている場合、その両方の時点を構造変化点として検出することになる。

結果は表5にまとめられている。Bai-Perron 検定では、構造変化の回数について、最初に「0回」と「1回以上」の比較をし、「1回以上」が選択された場合は、次に「1回」と「2回以上」の比較に進むことになる。これを繰り返すことにより構造変化の回数を特定化し、それぞれの構造変化の時点を特定化することことが出来る。Panel Aの為替レートの結果、Panel Bの株価指数の結果、いずれも「0回」と「1回以上」の比較の段階で「0回」が選択されている。

表4：構造変化検定 (Chow 検定)

Panel A：為替レートに関するChow 検定		
	F 統計量	p 値
2005年7月	0.1397	0.9362
2015年8月	1.1083	0.3460
Panel B：株価指数に関するChow 検定		
	F 統計量	p 値
2005年7月	1.3812	0.2487
2015年8月	0.4639	0.7077

Panel Aは(2)式を利用したChow 検定、Panel Bは(3)式を利用したChow 検定を行った結果である。2節で議論したように、第2回為替市場改革が2005年7月に実施され、第3回為替市場改革が2015年8月に実施されたことを前提に、構造改革の時点として2005年7月と2015年8月を利用している。

表 5 : 構造変化検定 (Bai-Perron 検定)

Panel A : 為替レートに関する Bai-Perron 検定			
	F 統計量	調整済み F 統計量	臨界値
0 vs 1	2.5578	7.6734	13.98
Panel B : 株価指数に関する Bai-Perron 検定			
	F 統計量	調整済み F 統計量	臨界値
0 vs 1	1.5474	4.6422	13.98

Panel A は(2)式を利用した Bai-Perron 検定, Panel B は(3)式を利用した Bai-Perron 検定を行った結果である。Bai-Perron 検定では, 構造変化点は内生的に時点・回数を特定化する。「0 vs 1」の行は, 構造変化が「0 回」と「1 回以上」を比較することでどちらが正しいかを検定している。調整済みの F 統計量が臨界値の値を超えていれば, 構造変化が「1 回以上」となり, 超えていない場合は「0 回」になる。

本小節における結果をまとめると, 本稿のサンプル期間において, 為替市場と株式市場における関係において, 為替市場改革の影響も含めて, 構造変化はない, ということになる。これらの結果は, 第 1 回目の為替市場改革と第 2 回目の為替市場改革に着目して両市場の関係を分析した Zhao (2010) と基本的には整合的な結果である。しかし, 管 (2018) による分析では, 為替市場改革によって為替市場を取り巻く環境が関係が変化すると指摘されている。そこで, Zhao (2010) に倣って, 為替レートと株価指数の収益率そのものではなく, 収益率の分散が変化した可能性に着目した分析を行う。さらに, 本稿での分析は, 実際には高頻度で観察されるデータについて, 月次データを利用した分析である。従って, VAR モデルのようなラグを考慮したモデルではなく, 同時点における月次データを利用した分析を行っていくことにする。

4.3 MGARCH の分析

金融データは一般的にボラティリティが長期にわたって比較的大きな自己相関を持つことが多い。その点を考慮し, 本小節では, (1)式の攪乱項である ϵ_t について, GARCH モデルを利用した分析を行う。具体的には, Zhao (2010) と同様に, Baba, et. al. (1990) や Engle and Kroner (1995) が提案した 2 変数の MGARCH-BEKK モデルを利用する。従って

$$\epsilon_t = H_t^{\frac{1}{2}} \nu_t \tag{4}$$

$$H_t = B^T B + C^T \epsilon_{t-1} C + G^T H_{t-1} G \tag{5}$$

というモデルについて, (1)式も含めて推計することになる。ここで, C と G は 2×2 の行列, B は 2×2 の上三角行列, ν_t は分散共分散行列が I_2 になるホワイトノイズ項である。各行列の要素を小文字で表すことにすると(4)式は Zhao (2010) と同様に下記のように書き下すこと出来る。

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} b_{11,t} & b_{12,t} \\ 0 & b_{22,t} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} b_{11,t} & b_{12,t} \\ 0 & b_{22,t} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} C_{11,t} & C_{12,t} \\ C_{21,t} & C_{22,t} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} \epsilon_{1,t-1}^2 & \epsilon_{1,t-1} \epsilon_{2,t-1} \\ \epsilon_{1,t-1} \epsilon_{2,t-1} & \epsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} C_{11,t} & C_{12,t} \\ C_{21,t} & C_{22,t} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

$$+ \begin{bmatrix} g_{11,t} & g_{12,t} \\ g_{21,t} & g_{22,t} \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} g_{11,t} & g_{12,t} \\ g_{21,t} & g_{22,t} \end{bmatrix} \quad (6)$$

$h_{11,t}$ は実質実効為替レート変化率の分散, $h_{22,t}$ は上海総合株価指数変化率の分散, $h_{12,t}$ と $h_{21,t}$ は実質実効為替レート変化率と上海総合株価指数変化率の共分散になっている。従って, 2変数の MGARCH-BEKK モデルを利用することによって, 為替市場と株式市場の分散に関するスピルオーバー効果を検証することが出来る。具体的には, 為替市場から株式市場に対するスピルオーバー効果は c_{12} や g_{12} で捉えることが出来るし, 株式市場から為替市場に対するスピルオーバー効果は c_{21} や g_{21} で捉えることが出来る。

そこで, 両市場間のスピルオーバー効果について検証するために, (1)式を Zhao (2010), Baba, et. al. (1990) や Engle and Kroner (1995) と同様に最尤法で推計し, ϵ_t を求めた上で, (6)式を推計した結果が表7である。第1段階において(1)式を最尤法で推計した上での推計になっており, その結果は推計結果は表6である。4.1節で議論した最小二乗法による推計結果である表2と比較すると係数や標準誤差に若干の違いがあることがわかる。特に, 表6では, 前期の株価指数が為替レートに与える影響が負で有意になるという結果になっている。この点については詳細に検討すべき点ではあるが, 本小節での目的が分散のスピルオーバー効果であることを考慮し, この点については本稿においてはこれ以上は立ち入らないことにする。

改めて, 2変数の MGARCH-BEKK モデルを用いた Conditional Variance Equation に関する推計結果が表7である。Conditional Variance Equation の定数項に該当する B の要素について考察すると, 為替市場から為替市場への影響を捉える b_{11} と株式市場から株式市場への影響を捉える b_{22} は正で有意である。この結果については, 第1回と第2回の為替改革に着目した Zhao (2010)と同じであった。しかし, 両市場間の相互への影響を直接捉える b_{12} については, Zhao (2010)とは異なり, 5%水準で有意な結果になった。さらに, 1期前の分散や攪乱項の影響を考慮した残りの分散については, 第1回と第2回の為替改革に着目した結果とは異なり, 第2回と第3回の為替改革に着目した場合, その影響が一定程度確認できることが推察される。

Conditional Variance Equation の1期前の攪乱項の影響に該当する C の要素について考察すると, 株式市場から株式市場への影響を捉える c_{22} と為替市場から株式市場への影響を捉える c_{12} は有意な影響を与えている一方で, 為替市場から為替市場への影響を捉える c_{11} と株式市場から為替市場への影響を捉える c_{21} は有意ではなかった。Zhao (2010) では, C の要素のすべてが有意であったことと比較すると, 第1回と第2回の為替改革に着目した場合, C の要素を通じてスピルオーバー効果が重要な役割を担っている一方で, 第2回と第3回の為替改革に着目した場合, 1期前の攪乱項の影響は株式市場への一方向への影響に変化していることになる⁷⁾。従って, 第1回と第2回の為替改革に着目した場合は, 為替市場の分散に対して過去の攪乱項の影響が確認できたが, 第2回と第3回の為替改革に着目した場合は, 為替市場の分散への影響はほとんどなくなったことを示唆している。また, 4.1節で議論した VAR のインパルス・レスポンスなどで考察した収益率の「平均」への影響とは異なり, 株式市場の分散への影響が強く推察できる結果になっている。

Conditional Variance Equation の1期前の分散の影響に該当する G の要素について考察する

表 6 : MGARCH の 1 段階推計結果 (Conditional Mean Equation)

	為替レート	株価指数
為替レート (前期)	0.2769*** (0.053)	0.1201 (0.3553)
株価指数 (前期)	-0.0127** (0.0056)	0.0037 (0.0557)
2005年ダミー	0.0025 (0.0017)	0.0028 (0.0090)
2015年ダミー	-0.0020 (0.0023)	-0.0078 (0.0125)
定数項	0.0003 (0.0013)	0.0012 (0.0056)
Adj R^2	0.0860	-0.0014
サンプル数	298	298

1 列目と 2 列目は(1)式を, MGARCH 分析の第 1 段階として, VAR(1)モデルを最尤法で推計した結果を報告している。() 内は Gradients の外積を利用して計算した標準偏差を報告している。サンプル期間は1994年から2018年までの298ヶ月である。2005年ダミーは, 第 2 回為替改革が実施されていた期間 (2005年 7 月~2015年 7 月) に 1 をとるダミー変数で, 2015年ダミーは, 第 3 回為替市場改革が実施されていた期間 (2015年 8 月以降) に 1 をとるダミー変数である。***は 1%, **は 5%, *は 10%水準で有意であることを示している。

表 7 : MGARCH の 2 段階推計結果 (Conditional Variance Equation)

推定量		推定量		推定量		推定量	
b_{11}	0.1340** (0.0662)	b_{12}	0.0967** (0.0441)	b_{22}	0.1092*** (0.0263)		
c_{11}	0.1087 (0.1131)	c_{12}	-0.2633*** (0.0863)	c_{21}	-0.1395 (0.2463)	c_{22}	0.4842*** (0.1178)
g_{11}	0.8382*** (0.162)	g_{12}	-0.0501 (0.1705)	g_{21}	0.0476 (0.1507)	g_{22}	0.7987*** (0.0902)

(6)式を, MGARCH 分析の第 2 段階として最尤法で推計した結果を報告している。() 内は Gradients の外積を利用して計算した標準偏差を報告している。サンプル期間は1994年から2018年までの298ヶ月である。***は 1%, **は 5%, *は 10%水準で有意であることを示している。なお, B は上三角行列なので b_{21} の推計値は存在していない。

と, 為替市場から株式市場への影響を捉える g_{12} と株式市場から為替市場への影響を捉える g_{21} が有意ではない一方で, 為替市場から為替市場への影響を捉える g_{11} と株式市場から株式市場への影響を捉える g_{22} が有意な結果になった。第 1 回と第 2 回の為替改革に着目した Zhao (2010) では, 株式市場から株式市場への影響を捉える g_{22} 以外は有意ではなかったことを踏まえると, 過去の分散が為替市場に与える影響については, 第 2 回と第 3 回の為替改革によってより大きな影響を持つようになったことが推察できる。

さらに, 両市場間のスピルオーバー効果について 3 つの可能性について考察した結果が表 8 である。「両方向」は, 両市場間に相互のスピルオーバーがない (つまり, $c_{12}=c_{21}=g_{12}=g_{21}=0$), という帰無仮説について χ^2 検定を行った結果である。結果は帰無仮説を 1% 有意水準で棄却することが出来た。従って, 両市場間に相互の分散に関するスピルオーバーは存在していることになる。この結果は, 第 1 回と第 2 回の為替改革に着目した Zhao (2010) と同じ結果であった。

次に, 「為替レート→株価指数」は, 為替市場から株式市場へのスピルオーバーだけに着目した帰無仮説を検証した結果である。つまり, $c_{12}=g_{12}=0$ という帰無仮説を χ^2 検定を行った結果,

表 8 : Volatility のスピルオーバー効果

	検定統計量	p 値
両方向	16.3195	0.0026
為替レート→株価指数	9.3673	0.0092
株価指数→為替レート	0.3707	0.8308

(6)式を, MGARCH 分析の第 2 段階として最尤法で推計した結果を利用した χ^2 検定の推計結果である。「両方向」は $c_{12}=c_{21}=g_{12}=g_{21}=0$ という帰無仮説, 「為替レート→株価指数」では $c_{12}=g_{12}=0$ という帰無仮説, 「株価指数→為替レート」では $c_{21}=g_{21}=0$ という帰無仮説, をそれぞれ検定した結果を報告している。

帰無仮説を 1% 有意水準で棄却することが出来た。従って, 為替市場から株式市場への分散のスピルオーバー効果が存在していることが確認できた。これも Zhao (2010) と同様の結果であった。

次に, 「株価指数→為替レート」は, 株式市場から為替市場へのスピルオーバーだけに着目した帰無仮説を検証した結果である。つまり, $c_{21}=g_{21}=0$ という帰無仮説を χ^2 検定を行った結果, 帰無仮説を棄却することが出来なかった。従って, 株式市場から為替市場への分散のスピルオーバー効果の存在を確認できないことになった。この結果は Zhao (2010) とは異なる結果になった。最初の為替改革後を基準にした分析を行った場合, 分散は為替市場から株式市場へのスピルオーバー効果のみになっていることが推察できる。

また, Zhao (2010) と異なり, b_{12} が有意であることを考慮すると, 1 期前の攪乱項や分散を通じた影響だけでなく, 両市場間へのスピルオーバーの効果が確認出来ている。従って, 為替市場から株式市場へのスピルオーバー効果は 2 回目・3 回目の為替市場改革によりより大きくなっていると推察することが出来る。

4.4 同時点のデータを用いた分析

4.3 節までの分析では, t 期における収益率に対して, $t-1$ 期の収益率がどのような影響を与えるか, という点に着目した VAR 分析やグレンジャー因果性検定, 構造変化検定, MGARCH 推計を行ってきた。3 節で議論しているように, 本稿で利用しているのは実質実効為替レートや上海総合株価指数である。これらのデータは, 実際には日次データとして分析することが可能なデータである。しかし, データ (特に実質実効為替レート) の入手困難さから, 本稿では日次データではなく, 月次データを利用した分析を行ってきた。つまり, 「日次」データの「月中平均」を計算し, その値を「月次」データとして扱っていることになる。本来は, 日次レベルで t 期における収益率に対して, $t-1$ 期の収益率がどのような影響を与えるか, を考察する必要がある, 反応が日次レベルで起こる場合, 日次データを平均して作成した月次データでは, 瞬時的な影響を考察できていないことになる。

そこで, 本小節では, 4.3 節までにおける VAR の構造を用いた分析ではなく, 為替レートの収益率と株価指数の収益率について「同時点」のデータを用いた分析を本小節では行うことにする。本小節での分析結果については, 月次データを利用することに関する問題の一部を解決することにはなるが, 同時性の問題を含む結果になっていることは留保して解釈する必要がある。

本小節では、下記の式を用いた分析を行うことにする。

$$R_{1,t} = \beta_1 + \beta_{12}R_{2,t} + \epsilon_{1,t} \quad (7)$$

$$R_{2,t} = \beta_2 + a_{21}R_{1,t} + \epsilon_{2,t} \quad (8)$$

上記の(7)式にダミー変数や公差項を加えた推計式を用いて、株価指数が為替レートに与える影響について考察した推計結果が表9である。1列目はダミー変数を加える前の回帰分析であり、2列目が定数項ダミーを加えた回帰分析、3列目は2列目に交差項を加えた回帰分析の結果をそれぞれ表している。この結果から、交差項まで含めた分析を行うと、交差項がいずれも有意になると同時に、株価指数が為替レートに与える影響が有意になる。交差項の結果に留意すると、株価指数が為替レートに与える影響は、第2回為替市場改革の期間において有意に小さくなり、第3回為替市場改革の期間においては、第2回の実施時間よりは若干大きい、第2回改革以前と比較すると符号が逆転することになった。これらから下記の3点を推察することが出来る。第1は、サンプル期間を通じて株価指数が為替レートに影響を与えていた点である。第2は、第2回為替市場改革の結果、株価指数が為替レートに与える影響がプラスからマイナスに転じた点である。第3は、第3回為替市場改革の結果、株価指数が為替レートに与える影響が若干小さくなるもののマイナスのままである。これらの結果からは、第2回為替市場改革は、為替市場と株式市場の関係が逆転するほどの影響を与えていたことがわかる。

つぎに、上記の(8)式にダミー変数や公差項を加えた推計式を用いて、為替レートが株価指数に与える影響について考察した推計結果が表10である。1列目はダミー変数を加える前の回帰分析であり、2列目が定数項ダミーを加えた回帰分析、3列目は2列目に交差項を加えた回帰分析の結果をそれぞれ表している。この結果から、交差項まで含めた分析を行うと、第2回為替改革ダミーと為替レートの交差項が有意な結果になっていることがわかる。ほかの列の結果も含めると、下記の2つの結果を推察することが出来る。第1は、為替レートが株価指数に与える影響は有意ではない点である。第2は、第2回為替市場改革は、為替レートが株価指数に与える影響に変化を与えた点である。これらの結果から、為替レートが株価指数に与える影響は有意ではないものの、第2回為替市場改革によって影響に変化が生じ、その変化は第3回為替市場改革によって元の状況(第2回為替市場改革実施前)と有意な差がないことがわかる。

表9ならびに表10の結果から、同時点のデータを用いている問題点は残っているものの、為替市場と株式市場の関係に、第2回為替市場改革・第3回為替市場改革は影響を与えていることが推察できる。また、第2回為替市場改革によって株式収益率がプラスの時期に、為替収益率がマイナス(元安)になるような制度になったものの、第3回為替市場改革では、効果は若干小さくなっているが、これまでと同様の効果が継続していることが観察されていることになる。さらに、第2回為替市場改革によって為替収益率がプラス(元高)の時期に、株式収益率がマイナスになるような制度になり、第3回為替市場改革はその効果がなくなることが観察されていることになる。この結果を素直に解釈すれば、第2回為替改革以前は、株式収益率がプラスになると為替収益率がプラス(元高)になる影響が若干見られたが、逆の影響は観察できなかった。しかし、第2回為替改革の影響により、株式収益率がプラスになると為替収益率がマイナス(元安)になり、為替収益率がマイナス(元安)になると株式収益率がプラスになるという影響に変化したことに

表9：同時点のデータを用いた推定結果（為替レート）

	為替レート	為替レート	為替レート
株価指数	0.0022 (0.0128)	0.0010 (0.0132)	0.0206* (0.0110)
2005年ダミー		0.0020 (0.0023)	0.0023 (0.0022)
2015年ダミー		-0.0036 (0.0024)	-0.0036 (0.0025)
株価指数×2005年ダミー			-0.0524*** (0.0194)
株価指数×2015年ダミー			-0.0313* (0.0174)
定数項	0.0020** (0.0010)	0.0017 (0.0016)	0.0017 (0.0016)
R^2	0.0002	0.0156	0.0461
Adj R^2	-0.0031	0.0056	0.0267
サンプル数	299	299	299

1列目は(4)式を推計した結果、2列目は(4)式に定数項ダミーを加えて推計をした結果、3列目は(4)式に定数項ダミー、ダミー変数と説明変数の交差項を加えて推計をした結果、を報告している。()内はNewey-West標準偏差を報告している。サンプル期間は1994年から2018年までの299ヶ月である。2005年ダミーは、第2回為替改革が実施されていた期間（2005年7月～2015年7月）に1をとるダミー変数で、2015年ダミーは、第3回為替市場改革が実施されていた期間（2015年8月以降）に1をとるダミー変数である。***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示している。

表10：同時点のデータを用いた推定結果（株価指数）

	株価指数	株価指数	株価指数
為替レート	0.0999 (0.6035)	0.0458 (0.6170)	1.0455 (0.9551)
2005年ダミー		0.0075 (0.0133)	0.0142 (0.0131)
2015年ダミー		-0.0117 (0.0102)	-0.0108 (0.0103)
為替レート×2005年ダミー			-2.3525** (1.1396)
為替レート×2015年ダミー			-1.4137 (1.0664)
定数項	0.0037 (0.0056)	0.0024 (0.0073)	0.0007 (0.0074)
R^2	0.0002	0.0043	0.0317
Adj R^2	-0.0031	-0.0058	0.0151
サンプル数	299	299	299

1列目は(5)式を推計した結果、2列目は(5)式に定数項ダミーを加えて推計をした結果、3列目は(5)式に定数項ダミー、ダミー変数と説明変数の交差項を加えて推計をした結果、を報告している。()内はNewey-West標準偏差を報告している。サンプル期間は1994年から2018年までの299ヶ月である。2005年ダミーは、第2回為替改革が実施されていた期間（2005年7月～2015年7月）に1をとるダミー変数で、2015年ダミーは、第3回為替市場改革が実施されていた期間（2015年8月以降）に1をとるダミー変数である。***は1%、**は5%、*は10%水準で有意であることを示している。

なる。まとめると第3回為替改革によって、株式市場が為替市場に与える影響が残る一方で、為替市場が株式市場に与える影響はなくなっている。これは、資本規制が緩やかになったかもしれない。つまり、中国の株式市場における株高によって、資本規制が緩やかになった中国に資本が流入すれば為替市場では元高になる。より注意深い考察が必要ではあるが、為替市場改革が両市

表11：同時点データを用いた構造変化検定 (Chow 検定)

Panel A：為替レートに関する Chow 検定		
	F 統計量	p 値
2005年 7月	3.5881	0.0289
2015年 8月	1.7597	0.1744
Panel B：株価指数に関する Chow 検定		
	F 統計量	p 値
2005年 7月	3.5174	0.0309
2015年 8月	0.4627	0.6300

Panel A は(4)式を利用した Chow 検定, Panel B は(5)式を利用した Chow 検定を行った結果である。従って, 同時点の情報のみを利用した分析を行っていることになる。2節で議論したように, 第2回為替市場改革が2005年7月に実施され, 第3回為替市場改革が2015年8月に実施されたことを前提に, 構造改革の時点として2005年7月と2015年8月を利用している。

表12：同時点データを用いた構造変化検定 (Bai-Perron 検定)

Panel A：為替レートに関する Bai-Perron 検定				
	F 統計量	調整済み F 統計量	臨界値	変化時点
0 vs 1	7.5884	15.1768	11.47	1998年 2月
1 vs 2	3.6665	7.3330	12.95	
Panel B：株価指数に関する Bai-Perron 検定				
	F 統計量	調整済み F 統計量	臨界値	変化時点
0 vs 1	0.9012	1.8023	11.47	

Panel A は(4)式を利用した Bai-Perron 検定, Panel B は(5)式を利用した Bai-Perron 検定を行った結果である。Bai-Perron 検定では, 構造変化点は内生的に時点・回数を特定化する。「0 vs 1」の行は, 構造変化が「0回」と「1回以上」を比較することでどちらが正しいかを検定している。調整済みの F 統計量が臨界値の値を超えていれば, 構造変化が「1回以上」となり, 超えていない場合は「0回」になる。構造変化が検出された場合のみ, 構造変化時点を特定化している。

場の関係に何らかの影響を与えたことは間違いない。

表9ならびに表10の結果より, 同時点のデータを用いた場合にも, 為替市場と株式市場における関係に構造変化があることが考えられる。そこで, 4.2節での分析方法に倣い, Chow 検定と Bai-Perron 検定を用いた構造変化検定を行ったのが表11ならびに表12である。

実際に為替改革が実施された時点における構造変化を検証した Chow 検定である表11を確認すると, Panel A の為替市場については1%有意水準で, Panel B の株式市場については5%有意水準で, 第2回為替改革による構造変化については確認することが出来たが, 第3回為替改革による構造変化は確認することが出来なかった。従って, 為替市場改革としては第2回為替市場改革の効果が大きいことが推察できる。また, 構造変化時点を外生的に特定化する Bai-Perron 検定の結果である表12を確認すると, 為替市場における構造変化が1回あったことが発見されたが, 構造変化時点は1998年2月であり為替市場改革とは直接の関係のない時点であった。1998年2月はアジア通貨危機の時期に近いことを踏まえると, 為替レート以外の要因によって検出され

た構造変化である可能性が高い。それ以外は、AR 構造を前提にした分析と同様、構造変化がないという結果になった。

5 結 論

本稿では、中国における3回の為替改革、特に2005年の第2回為替改革と2015年の第3回為替改革、に着目し、為替市場と株式市場の関係を分析してきた。VAR モデルを利用した分析では、為替市場と株式市場の関係にどのような変化が起こったのかについて明確に捉えることは出来なかったが、MGARCH モデルを用いた分析によって、為替改革を考慮した分析の結果、為替収益率の分散が株式収益率の分散にスピルオーバーしている効果を捉えることが出来た。収益率の分散をリスクと解釈すれば、為替市場におけるリスクが株式市場のリスクとしてスピルオーバーしていることを明確にした。さらに、本稿が月次データを利用している点を考慮し、同時点における影響に着目した分析を行った結果、第2回為替改革は株式市場と為替市場の間に大きな影響を与えたことが明らかになった。第3回為替改革によって、為替市場が株式市場に与える影響は第2回為替改革以前に戻った一方で、株式市場が為替市場に与える効果は小さくなるものこれまでと同様の効果が継続していることも明らかになった。月次データを用いた分析であることに留保する必要があるが、第2回為替改革と第3回為替改革が為替市場と株式市場にどのように影響したかについて一定の解答を与えている点は本論の貢献である。

もちろん、本稿にも残された課題はたくさんある。いくつかを上げることで本稿を終えることにしたい。まず、本稿では為替市場の改革に焦点を当てた分析をしてきたが、同じ時期に中国では株式市場でも多くの改革が行われてきている。本来は、為替市場の改革だけではなく、株式市場の改革についても考慮した分析をする必要があった。また、1994年以前の実質実効為替レートを入手することが出来なかったために、第1回為替改革の影響について明確に分析できなかった点も今後考察すべき点である。また、為替市場や株式市場のような金融市場を分析する際には、月次データでは多くの情報を失っている可能性がある。ティックデータを用いることは難しいかもしれないが、日次データを用いた分析をすることによって、より詳細な分析が可能である。それら多くの点については、今後の課題としたい。

注

- 1) 中国の為替市場改革については、曾根 (2018)、広田 (2013)、伊藤 (2006)、赤間・御船・野呂 (2002) などが詳しく説明している。本節における議論は、これらの解説をもとに重要だと思われる点についてまとめたものである。詳細については、上記の各論文を参照されたい。
- 2) 日本を含む多くの国では「チャイナショック」といわれ、各国の株式市場に大きな影響を与えた、といわれている。
- 3) <https://www.bis.org/statistics/>
- 4) Zhao (2010) は、1991年からの実質実効為替レートを IMF から入手している。本稿でも同様のデータを利用しているが、IMF から入手できたのは1994年以降のデータであった。
- 5) 劉 (2009) が詳細にこの点を分析している。

- 6) Zhao (2010) ではインパルス・レスポンスを用いた分析は行われていない。
- 7) 本稿の前段階として行った、名目実効為替レートを利用した分析でも、本稿と同様の結果になっていた。従って、実質実効為替レートを利用した違いではなく、為替改革の違いの影響が大きいと判断している。
- 8) 日次データから月次データを考察する際に、月中平均以外に月末値を用いる方法もある。株式市場を分析する際にはよく利用されるが、本稿では実質実効為替レートの計算が「月中平均」であることを考慮して、株式についても月中平均を利用した。

参考文献

(中国語文献)

- [1] 鄧燊, 楊朝軍 (2008), 「匯率制度改革后中国股市与匯市关系—人民币名义匯率与上证综合指数的实证研究」, 『金融研究』, 2008年第1期
- [2] 管涛 (2018), 『匯率的博弈—人民币与大国崛起』, 中信出版集团
- [3] 舒家先, 謝远涛 (2008), 「人民币匯率与股市收益的动态关联性研究」, 『技术经济』, 2008年第2期
- [4] 張兵, 封思賢, 李沁丹, 汪慧建 (2008), 「匯率与股价的变动关系: 基于匯改后数据的实证研究」, 『经济研究』, 2008年第9期

(日本語文献)

- [5] 赤間弘, 御船純, 野呂国央, 『中国の為替レートについて』, 日本銀行調査月報, 2002年5月号
- [6] 伊藤隆敏 (2006), 『人民元改革の分析』, REIT Discussion Paper Series 06-J-028
- [7] 王浩 (2020), 「中国における為替市場改革の効果—実質為替レートと株式指数の関係による分析」, 2019年度立命館大学大学院経済学研究科修士号取得論文
- [8] 曾根康雄 (2019), 「人民元“国際化”の進展と限界」, 『習近平政権第1期総括』(アジア研究シリーズ), pp.93-120
- [9] 広田堅志 (2013), 「1994年からWTO加盟までの中国の為替管理」, 広島経済大学在研究論集, 35(4), pp.75-91
- [10] 劉家敏 (2009), 「中国株の急騰・急落をもたらした特殊要因～株式分置改革の背景・内容と株価への影響～」, みずほレポート

(英語文献)

- [11] Baba, Y., Engle, R. F., Kraft, D. F. and Kroner, K. F (1990), “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH,” Unpublished mimeo, Department of Economics, University of California.
- [12] Bai, Jushan and Pierre Perron (2003), “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models”, *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), pp.1-22.
- [13] Engle, R. F. and Kroner, K. F (1995), “Multivariate Simultaneous Generalized ARCH”, *Econometrics Theory*, 11, pp.122-150.
- [14] Juan Carlos Cuestas and Bo Tang (2015), “Exchange Rate Changes and Stock Returns in China: A Markov Switching SVAR Approach”, Sheffield Economic Research Paper Series no. 2015024.
- [15] Wang, Chien-Jen, Po-Chin Wu and Huei-Hsieh Lin (2013), “The relationship between stock returns and foreign exchange rates in China using smooth regime-switching approach”, *Investment Management and Financial Innovations*, 10(3), pp.46-504.
- [16] Zhao Hua (2010), “Dynamic relationship between exchange rate and stock price: Evidence from China”, *Research in International Business and Finance*, 24, pp.103-112.

2020年3月