

中国株式市場と主要株式市場間における 株価連動性分析^{a)}

西村友作^{b)}

要 旨

本稿の目的は中国、G5(日、米、英、独、仏)およびアジア NIEs(香港、韓国、台湾、シンガポール)の株式市場の代表的株価指数を用いて、中国国内市場と海外市場における株価の連動性を検証すると同時に、その構造的要因や特性、内在するメカニズムを考察することにある。各市場の株価に長期的均衡関係が存在するか否かを検証するため、EG 検定、Johansen 検定を用いて共和分検定を行なった結果、中国国内市場と海外市場間では有意な共和分関係は認められず、長期的な均衡関係が存在しないことが明らかになった。Toda and Yamamoto [1995] の LA-VAR に基づく Granger 因果性検定では、中国国内市場と多くの海外市場の間には有意な因果性は観測されなかったが、米国、香港市場との間での株価連動性が高まっている可能性が示唆された。今後は、中国政府による「走出去」戦略の推進、国際資本移動の自由化、外資系銀行のプレゼンス向上などを背景に、このような証券価格の国際的連動性はより一層高まっていくと考えられる。

キーワード：中国国内株式市場 株価連動性 共和分 LA-VAR
Granger 因果性

目 次

- ・ はじめに
- ・ 中国株式市場の回顧と現状
 - 2-1. マーケットの沿革
 - 2-2. 国際主要株式市場との比較と中国国内株式市場の現状

a) 本論文を作成するにあたり、対外経済貿易大学(中国・北京)の劉園教授、藩紅宇教授、奉立城教授から多くの貴重なコメントをいただいた。また、李瑞氏(対外経済貿易大学)にはデータの入手にあたって御助力いただいた。ここに記して感謝の意を表したい。当然、本稿に含まれうる誤謬、主張の一切の責任は著者個人に帰属するものである。

b) 対外経済貿易大学(中国・北京)、国際経済貿易学院、金融学科、大学院博士課程(後期)

- . データ
 - 3-1. 使用データの説明
 - 3-2. データの基本統計量
 - 3-3. 単位根検定
 - . 分析方法
 - 4-1. 共和分検定
 - 4-2. LA-VAR に基づく Granger 因果性検定
 - . 実証結果と分析
 - 5-1. 共和分検定
 - 5-2. Granger 因果性検定
 - 5-3. 株価連動性の要因分析
 - (1) 香港市場と中国国内市場
 - (2) 米国市場と中国国内市場
 - (3) その他の海外市場と中国国内市場
 - . 結論と今後の発展
 - 6-1. 株価連動性向上の構造的要因と問題点
 - 6-2. 今後の課題
- 参考文献

I. はじめに

国際金融において、(1) 国境を越えた資本移動の完全な自由、(2) 為替相場の安定、(3) 国内目標を実現するための独立した金融政策の3つは鼎立しないことが「政策トリレンマ」としてよく知られている。従来、中国政府はこの中でも国際資本移動を厳しく制限することにより、為替の安定と独立した金融政策を確保してきた。しかし、近年においては短期資本の流出は依然として制限されているものの、長期的な対内直接投資の自由化、短期投資としての証券投資等も漸進的に開放されており、中国国内¹⁾への資本流入を中心に国際資本移動の自由化に向かって動きだしている。また、中国全体における外資系銀行のプレゼンスは比較的小さいものの、2001年12月11日の世界貿易機構(WTO)加盟以降はその規模は拡大傾向にあり、2007年以降はその規模も一層拡大するものと見られている。その外資系銀行も、国内市場と海外市場における取引や本社と支店間での資本移動などを通じ、中国の資本フローに一定の影響を及ぼしていると考えられる。

このような資本市場のグローバル化に伴う資金フローの拡大は、証券価格の国際

1) 本稿における「中国国内」の定義は香港・台湾・マカオを除く中国本土とする。

的連動性を増大させる可能性が考えられる。さらに、実物経済においても中国経済は日米欧、アジア域内を中心にその相互依存性を強めており、これも証券価格の国際連動性を高めることに寄与するとみられる。本研究は、急速に発展する中国資本市場の中でも株式市場に着目し、中国国内株式市場と世界の主要株式市場及びアジア諸国間において株価の波及効果が存在するか否かを検証する。このような株価連動性の検証を通じて、中国株式市場の国際化、グローバル化の進展状況を確認すると同時に、その形成要因や特性、内在するメカニズムを考察する。

近年、計量分析の発展に伴い国際間における株価連動性の研究は盛んに行なわれてきた。Jeon and Von Furstenberg [1990] でも国際証券市場における各国主要株価指数の連動趨勢はしだいに顕在化していると指摘している。株価の連動性についてより一層認識が高まったのは、1987年10月19日、ニューヨーク株式市場の暴落を発端に世界同時株安を誘発したブラックマンデーで、このような株価大暴落は国際的に伝播することはよく知られている。また、1994年～95年のメキシコ・ペソ危機、1997年のアジア通貨危機など、1990年以降に発生した急激かつ巨額の資本移動に起因する多くの通貨危機においても、国際間で株価が連動して動く現象が指摘されている。

渡部 [1996] は1990年1月8日～1994年6月27日を対象期間とし、Schwert [1990] が提唱している手法を用いて英米の市場を中心にアジア域内の収益率とボラティリティの連動を分析している。結果、日次収益率ではインドネシアを除く8カ国がアメリカから影響を受け、イギリスは5カ国に影響を与えている。ボラティリティではアメリカが日本、インドネシア、タイの三カ国に影響を与えているだけで、イギリスからの影響は存在しないと報告している。

近年においてはアジア通貨危機に起因する株価連動性の研究も積極的に行なわれてきた。Jang and Sul [2002] では、対象期間をアジア通貨危機発生以前、期間中、危機以降、及び2000年以降の4期間に分割し、日本を含めたアジア7ヶ国を対象に、共和分検定とGranger因果性検定を用いて分析を行なっている。Granger因果性検定の結果をしてみると、危機発生以前では全く連動性が確認されなかったのに対し、通貨危機以降は連動性が認められ、特に香港、シンガポールが他の地域に対して強い因果関係を有しており、日本、台湾は全期を通じて、他の市場との連動関係は全く確認できなかったとしている。Khalid and Kawai [2003] では、因果性のテストを本稿と同様の手法であるToda and Yamamoto [1995] のVARモデル(Lag-Augmented Vector Autoregressions, 以下LA-VARと略称)を用いて分析を行なっている²⁾。この研究では、1997年7月1日～1998年6月30日を対象に、日本を含めたアジア

2) Khalid and Kawai [2003] の中ではLA-VARをMWALDと称している。

9カ国について株価だけでなく、為替、金利を含めてアジア通貨危機における伝播効果を検討している。結果としては、アジア通貨危機時には株価と為替レートの間における伝播効果は発見できなかったとしている。

中国国内の株価連動性に関連する文献を見てみると、奉立城 [2004] では、上海 1992 年 6 月 1 日～1998 年 6 月 30 日の上海総合指数と深圳成分指数を対象に、Johansen 共和分分析を行っている。この研究によると、上海・深圳の両市場には共和分関係が存在するが異なるリスク特性を有しており、これは市場の非合理性を意味しているため、上海・深圳市場を統一すべきであると指摘している。陳守東・韓広哲・荊偉 [2003] では、1992 年 11 月 20 日～2002 年 7 月 12 日を対象に、中国、米国、英国、日本および香港市場間において Johansen 共和分検定をおこなっている。結果、上海・深圳市場ともにこれらの市場間との長期的均衡関係は確認されなかったとしている。韓非・肖輝 [2005] は、MA-GARCH-M モデルを用いて、2000 年 1 月 1 日～2004 年 12 月 31 日を対象に中国と米国間の株価の連動性を検証しており、中国から米国への一方的な因果性が検出されたと報告している。

本稿の特徴は、こうした株価連動性の可能性を、近年目覚ましい発展を遂げている中国株式市場を中心に検証することにある。具体的には、中国株式市場と海外市場間の連動性を、中国、G5 (日、米、英、独、仏) 及びアジア NIEs (香港、台湾、韓国、シンガポール) の 10 市場の代表的株価指数の週次データを用い、共和分検定では市場間の長期的均衡関係を、LA-VAR に基づく Granger 因果性検定では市場間における影響の伝搬経路を検証する。これに対し著者の知る限り、中国株式市場に関する株価連動性の研究は、先にサーベイしたように上海と深圳の国内 2 市場間のみ研究や欧米を中心とした先進国との研究に傾注しており、本稿のような多数の市場との比較研究はほとんど行なわれていない。

なお本稿では株価のみを分析対象とした。株価に加え金利、為替レートといった他の変数を加えると、多重共線性が強く出る可能性も懸念される。さらに次数の選択でも各変数の説明力が変化し、結果として説明力を分散させ有意性を失ってしまう可能性がある。上述の Khalid and Kawai [2003] では 3 変数、9カ国の VAR 推計を行っており、このように説明変数の数が多くなると、たとえ因果性があってもそれを検出できない可能性が高いと伊藤・橋本 [2005] においても指摘されている。また、本稿の目的は株価変動の波及効果を検証することを主旨としているため、多くの先行研究にしたがい金利、為替レート等を考慮せず株価のみを研究対象とした。

本稿における構成は以下の通りとなっている。まず第 1 節では、中国国内株式市場の沿革と現状を整理するとともに、国際主要市場との比較を行う。第 2 節では、実証分析に用いるデー

タの詳細をまとめ、単位根検定を実施しデータの定常性を調べる。第 3 節においては、共和分分析、LA-VAR といった本稿における分析手法を説明する。第 4 節では、これらのモデルを用いて株価連動性の検証を行い、結果の分析をおこなう。第 5 節を結語とする。

II. 中国株式市場の回顧と現状

2-1. マーケットの沿革

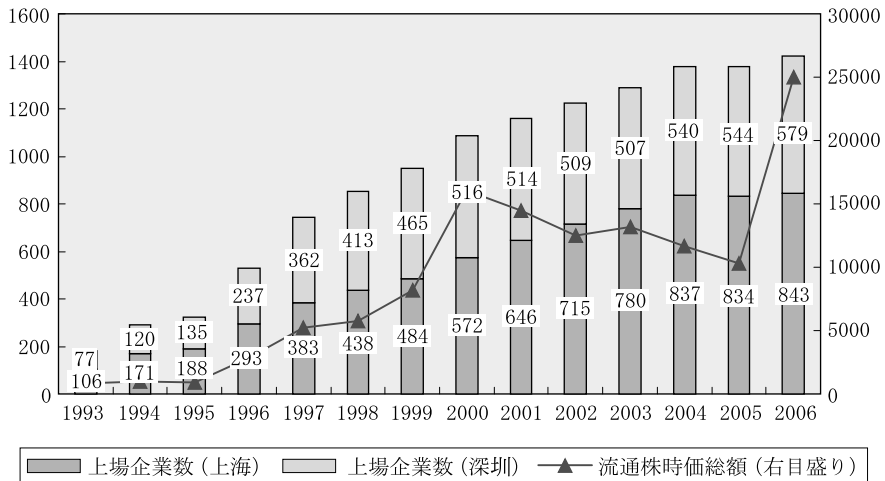
中国国内においては 1990 年 12 月に上海で、1991 年 7 月には深圳でそれぞれ証券取引所が開設され、ようやく直接金融への道が開かれた。当時、改革開放政策で市場経済の急速な浸透を進めている中国にとって、社会主義計画経済の負の遺産ともいえる国有企業の改革が最重点課題となっていた。改革費用として国費を投入するのではなく、優良国有企業の株式改組を通じた、証券市場からの資金調達による改革費用の確保が証券市場設立の最たる目的であったといえる。1993 年 11 月、中国共産党第十四期中央委員会第三回全体会議（三中全会）において、《社会主義市場経済体制確立の若干の問題に関する決定》が採択された。これによって、国有企業改革の目標は「現代企業制度の確立」と定められ、その現代企業制度の特徴も「産権明晰（法人財産権の確立）、権責明確（権力と責任の明確化）、政企分離（政府と企業の分離）、科学管理（科学的経営管理の実施）」と総括された。現代企業制度の確立こそが、中国国有企業改革、特に大・中型国有企業改革の主軸と位置づけられたのである。これ以後、国有企業の民営化を推進し上場企業への改組することが、国有企業改革の有効手段であるという見方が一般的となり、「国有企業改革のための証券市場」といった傾向が顕著になっていく（劉園・羅飛飛・西村 [2007]）。

外国人投資家の中国市場参入の歴史を見てみると、中国国内では 1990 年より国内株式市場を利用した外資導入方法の研究に着手している。しかし、厳しい外為管理政策、資本移動規制及び国内資本市場の未成熟といった条件の下、最終的には 1992 年上海に国外投資家限定の外資株「B 株（人民元特殊株）」市場の開設を選択した。この B 株市場においては外貨均衡とリスク管理を考慮に入れ、上海では米ドル、深圳では香港ドルの外貨による売買しか許可しなかった。

中国株式市場全体の市場規模は驚異的な発展を遂げてきた。米国における株式市場の上場企業数は約 100 年の歳月をかけて 800 社に至ったが、中国はわずか 8 年足らずでそれを超え、2006 年末において上海では 843 社、深圳では 579 社と中国株式市場全体で 1422 社にまで増加している。上海、深圳市場を合わせた流通株の時価総額でも、1995 年から 96 年の 1 年間で約

3倍になりその後も順調に増加、2000年からは下降線をたどるも、2005年を境に急反発し2006年末では2兆5003.64億人民元の規模となっている(図1)。その内訳をみてみると、上海、深圳証券取引所の流通株の時価総額はそれぞれ1兆6428.33億、8575.31億人民元である。また、中国国内株式市場では「股権分置」と呼ばれる流通株と非流通株が混在する特異な状態にあり、株式市場全体の約6割が非流通株によって占められている。2006年末におけるこの非流通株を含めたトータルでの時価総額は、上海で7兆1612.38億人民元、深圳で1兆7791.51億人民元となり両市場合計では8兆9403.89億人民元となっている。なお、2005年に入るとこの「股権分置」改革を推進すべくA株市場での新株発行による資金調達は一時的に凍結されるも、約1年後の2006年5月8日に、中国証券監督管理委員会(CSRC)により上場企業の新株発行に関する新規定《上場企業証券発行管理弁法》が施行され、市場への影響を懸念し当初は既存上場企業によるワラントや第三者割当増資のみであったが、現在ではIPOも完全に再開されている。

図1 中国株式市場規模の推移



(出所) 1993-96年は『中国金融年鑑2000』, 1997-2004年は『中国金融年鑑2005』, 2005-2006年は上海証券交易所 (<http://www.sse.com.cn/>), 深圳証券交易所 HP (<http://www.szse.cn/>) の数値をもとに筆者作成。

- 注1) 左目盛りは上場企業数, 右目盛りは時価総額(億人民元)を表す。数値は年末。
 2) 流通株の時価総額は上海・深圳市場それぞれのA株・B株の合計値。

2-2. 国際主要株式市場との比較と中国国内株式市場の現状

表1には主要国家及び地域の代表的株式市場の2006年末時点における概況がまとめてある。市場規模、市場の活発さをみても米国のニューヨーク証券取引所(以下NYSEと略称)が群を

中国株式市場と主要株式市場間における株価連動性分析

抜いており、ここでは世界最大の株式市場を有する米国との比較を中心に中国国内株式市場の考察をおこなう。

まずは市場規模であるが、市場全体の時価総額を NYSE と比較すると、上海で 1/16.8、深圳で 1/67.7 となっている。これを流通株ベースで見ると、上海で 1/73.3、深圳で 1/140.4、中国国内トータルと比較してもわずかに 1/48.1 となっており中国市場の規模がさらに顕著に見てとれる。また上海、深圳、中国国内トータルの年間売買金額はそれぞれ NYSE の 3.38%、1.94%、5.32% にすぎない。次に株式の流通性を示す株式回転率をみてみると、World Federation of Exchanges [2007] では上海、深圳それぞれ 153.8%、251.7% と報告されているが、この数値は市場全体の時価総額を用いて計算されており中国特有の「股権分置」が反映されていない。よって各証券取引所が公表している統計データから得た流通株の時価総額を用いて独自に計算し、上海、深圳でそれぞれ 498.8%、524.5% という結果を得た³⁾。これは中国株式市場の投機性が他のマーケットよりもかなり高く、短期的なキャピタルゲインを期待したマネーゲームの要素が非常に高くなっていることを示唆している。また、2005年6月3日～2006年5月18日には股権分置改革の推進を受け A 株市場の IPO は暫時凍結されたため、2005

表 1 主要株式市場の概況 (2006 年末)

	企業数 (社) 総数 増加数	売買金額 (億 US\$)	時価総額 (億 US\$)	株式回転率	IPO (億 US\$)
Shanghai SE	842 8	7363.57	9175.08 [2104.8]	153.8% [498.8%]	118.17
Shenzhen SE	579 35	4226.40	2279.47 [1098.7]	251.7% [524.5%]	20.29
NYSE	2280 10	217906.0	154211.7	134.3%	371.30
London SE	3256 165	75716.99	37943.10	124.8%	558.07
Tokyo SE	2416 65	58228.22	46140.69	125.8%	NA
Euronext	1210 - 49	38533.21	37081.50	116.4%	270.45
Deutsche Borse	760 - 4	27371.95	16376.10	173.7%	117.01
Taiwan SE Corp.	693 - 3	7364.69	594 6.59	141.7%	7.52
HK Exchanges	1173 38	8324.00	17149.53	62.1%	429.72
Singapore Exchange	708 22	1802.43	3842.86	58.2%	48.0
Korea Exchange	1689 73	13420.86	8344.04	171.4%	28.53

出所) World Federation of Exchanges 『World Federation of Exchanges Annual Report and Statistics 2006』、深圳証券交易所 『2006 年深圳証券市場概況』、上海証券交易所 『2006 年市場資料』をもちに筆者作成。

注) 上海・深圳のデータ中の括弧は流通株のみを用いた場合の数値。

3) 株式回転率 = 年間売買金額 / {(本年度末流通株時価総額 + 昨年度末流通株時価総額) / 2} × 100 で算出した。

年末の IPO 総額は上海、深圳でそれぞれ 3.49 億米ドル、3.56 億米ドルとわずかであったが、2006 年には相次ぐ大型 IPO を受け、上海、深圳共に 118.17 億米ドル、20.29 億米ドルと大幅に拡大している。

次に 2006 年における中国国内株式市場の現状を考察する。2001 年以来、上海・深圳の両市場は低迷状態へと陥り、株価指数とファンダメンタルズの乖離が顕在化していたが、2005 年下期以降には大きな転換期を迎えている。まずは上海株式市場について考察する。上海総合指数は 2005 年 6 月 6 日の取引時間中につけた 998.23 ポイントを底値に急反発、2006 年 12 月 29 日の大納会には史上最高値となる 2675.47 ポイントを記録し、年初より約 126.55 % 値上がりした。株価の上昇に伴い市場全体の時価総額も増加している。2006 年 12 月 29 日での流通株の時価総額、トータルの時価総額はそれぞれ 1 兆 6428.33 億人民元、7 兆 1612.38 億人民元となっており、流通市場の規模は 2005 年末の 6754.61 億人民元より約 143.22 % 拡大、トータルの時価総額においては 2005 年末の 23096.13 億人民元からたった一年で約 210.06 % も規模が拡大したことになる。また、2006 年一年間の総出来高、総売買金額はそれぞれ 1 兆 283.93 億株、5 兆 7816.6 億人民元に達し、2005 年の年間 5986.59 億株、1 兆 9240.21 億人民元の水準を大きく上回る商いになっている⁴⁾。次に深圳株式市場であるが、深圳総合指数は 2005 年 7 月 18 日の 237.18 ポイントから、2006 年最後の取引日にあたる 29 日には 550.59 ポイントで引け、年初より約 97.53 % 上昇している。2006 年 12 月 29 日での流通株の時価総額、トータルの時価総額はそれぞれ 8575.31 億人民元、1 兆 7791.51 億人民元となり、流通市場の規模は 2005 年末の 3875.91 億人民元から約 121.25 % 拡大、トータルの時価総額でも 2005 年末の 9334.15 億人民元から約 90.61 % の規模拡大となった。また、2006 年一年間の深圳証券取引所における総出来高、総売買金額はそれぞれ 5861.29 億株、3 兆 2652.28 億人民元に達し、上海証券取引所と同様で大商いとなった⁵⁾。

このような背景には、強まる人民元相場の先高感、堅調な中国経済、中国国内市場の制度改革の進展、2005 年に実施された指定国外機関投資家 (Qualified Foreign Institutional Investors, 以下 QFII と略称) 全体の投資限度額の引き上げ、2006 年下半期の相次ぐ大型 IPO 等、好材料が数多く重なったことがある。また、中国生命保険の凍結資金約 8000 億元が解除され、今後はこれらの資金の一部が株式市場に流入し株価押し上げの要因となるとみられる。しかし、このような大幅な株価の上昇は世界的にも特異な現象であり、また上海・深圳両市場をあ

4) 数値は上海証券交易所ホームページ (<http://www.sse.com.cn/>) 『上証所股票成交概況』より引用。

5) 数値は深圳証券交易所ホームページ (<http://www.szse.cn/>) 『市場総貌』より引用。

わせた中国国内市場全体での時価総額も一年間で 2.35 倍と急激に膨れ上がっている。これを受け、現在では中国国内株式市場におけるバブル形成の議論も行なわれ始めている。

Ⅲ. データ

3-1. 使用データの説明

本稿では中国、G5 及びアジア NIEs の代表的株価指数の週次データを用いて分析を行う。Lo and MacKinlay [1988] にしたがって、各週の水曜日の終値を使用し、各週の水曜日から翌週の水曜日までを一週間のリターンとする。休日等の理由により水曜日のデータが利用不可能の際は火曜日のデータを、火曜及び水曜の両方のデータが利用できない場合は木曜のデータを、火曜日、水曜日及び木曜日のデータが無い場合は金曜日のデータを用いて対応している。一週間全てにおいて取引が行われていない場合は、その週は欠損値として対応した。このように水曜日の指数を用いることによって、ある特定の曜日に株価の上昇(下落)が強く観察されるといった、いわゆる「曜日効果 (day-of-the week effects)」がもたらすバイアスを避けることが可能であると Lo and MacKinlay [1988] も指摘している。例えば、米国市場では月曜に株価が下落し、それに伴い翌火曜日に日本市場で株価が下落するという現象は古くから知られている。また渡部 [2000] のように、近年における日本では月曜日に曜日効果が観察されるとの報告もある。奉立城 [2000] では、中国株式市場において火曜日には負の、金曜日には正の曜日効果が見られるという結果を示しており、このような効果は中国国内株式市場でも同様に発生していることがわかる⁶⁾。なお、株価指数については、先行研究にしたがい全て自然対数をとったものを使用することにする⁷⁾。

1999 年 7 月 1 日、《中華人民共和国証券法》が正式に施行され、中国証券市場は成熟化に向け新たな一歩を踏み出した。また、Jeon and Von Furstenberg [1990] でも株価暴落時は暴落前と比較しても連動性は高まると指摘しており、第 3 節でもサーベイした通り、アジア通貨危機直後でも連動性が高まることが多くの文献で報告されている。本稿は平常時における中国国内株式市場と国際市場間での株価連動性の有無を考察するため、このような通貨危機により一時的に連動性が顕著になるといったバイアスも避けなければならない。以上の理由から本稿における推定期間は 1999 年 7 月 1 日から WTO 正式加盟 5 周年に当たる 2006 年 12 月 10 日まで

6) 薛繼銳・顧嵐 [2000], Chen, Kwok and Rui [2001] 等、このことを支持する文献は多い。

7) 自然対数をとった株価指数の一次階差に 100 を掛けたものが近似的に株式収益率となる。

とした。なお第 3 節でも見たように、上海証券取引所は上場企業数、時価総額の面から見てもその規模は深圳証券取引所を大きく上回っており、中国全体に及ぼす影響は比較的大きくなると考えられる。よって本稿では上海総合指数を中国の代表株価指数とする。分析の対象となる株価指数のうち上海総合指数は国泰君安証券会社が提供する「大智慧」システムから、その他主要国の株価指数は Bloomberg からのデータを使用している。分析に使用した具体的な株価指数は表 2 にまとめられている。

表 2 各国、地域の株価指数・略号

国・地域	略号	証券取引所	株価指数
中国	CHN	上海証券交易所	上海総合指数
日本	JPN	東京証券取引所	日経平均 225 種
アメリカ	USA	ニューヨーク証券取引所	Dow Jones
イギリス	UK	ロンドン証券取引所	UKX
フランス	FRA	ユーロネクスト・パリ	CAC40
ドイツ	GER	ドイツ証券取引所	DAX
台湾	TWN	台湾証券取引所	TWSE Index
香港	HK	香港証券取引所	HANG SENG Index
韓国	KOR	韓国証券取引所	KOSPI
シンガポール	SIN	シンガポール証券取引所	Straits Times Index

3-2. データの基本統計量

表 3 には、1999 年 7 月 1 日から 2006 年 12 月 10 日までの各株価指数の週次リターンの基本統計量がまとめられている。

収益率の平均値をみると、全ての変数において平均が 0 であるという帰無仮説は 10% 有意水準でも棄却されておらず、平均は有意に 0 から乖離していないということになる。各株式市場のリスクを表す標準偏差においては、韓国が 3.905 と最大で、最も小さいのは米国の 2.271 となっている。分布に関しては、正規分布に従うのであれば、歪度 = 0、尖度 = 3 とならなければならない。観察頻度の比較的高い日次・週次の株式リターンの統計的性質では、その分布は超過尖度 (excess kurtosis) を持っており、正規分布よりも裾が厚くなっていることが以前から知られている (Fama [1965], Mandelbrot [1963])。本稿においても、各株価指数すべてにおいて統計的に有意な超過尖度の存在を確認することができる。JB は歪度 = 0 かつ尖度 = 3 という正規性の検定を行なう Jarque and Bera [1987] 統計量で、正規分布に従う場合、漸近的に自由度 2 の χ^2 分布に従うこととなる。JB 統計量の値から、全ての変数において帰無仮説は有意水準 5% で棄却されている。これらの結果は、各株価指数の週次リターンの分布が正規分布に従っていないことを意味している。

表3 基本統計量：株価指数の週次リターン
推定期間：1999年7月1日～2006年12月10日

	平均	標準偏差	歪度	尖度	JB
CHN	0.027 (0.149)	2.803	0.235 (0.131)	3.684 (0.262)	10.05
JPN	-0.024 (0.147)	2.896	-0.165 (0.125)	3.663 (0.249)	8.844
USA	0.025 (0.115)	2.271	0.171 (0.125)	5.004 (0.249)	66.67
UK	-0.021 (0.119)	2.346	0.169 (0.125)	8.949 (0.249)	572.6
FRA	0.036 (0.161)	3.169	-0.010 (0.125)	7.466 (0.249)	321.6
GER	0.034 (0.180)	3.544	-0.355 (0.125)	6.401 (0.249)	194.6
TWN	-0.020 (0.194)	3.767	-0.129 (0.126)	3.913 (0.252)	14.15
HK	0.075 (0.147)	2.882	-0.562 (0.125)	4.548 (0.249)	59.02
KOR	0.088 (0.199)	3.905	-0.193 (0.125)	3.557 (0.249)	7.391
SIN	0.078 (0.133)	2.612	-0.036 (0.125)	5.276 (0.249)	83.62

注1) 週次リターンは3-1の定義にしたがい水曜日の終値の対数階差を100倍することにより算出した。

2) 括弧内の数値は標準誤差を表す。

3) JBはJarque and Bera統計量で、臨界値は10%で4.61、5%で5.99、1%で9.21である。

3-3. 単位根検定

ここでは分析に用いる変数の時系列的性質を調べ、原系列が定常時系列か否かのテストを実施する。本稿ではADF (Augmented Dickey-Fuller) 検定を用いて単位根検定を行う。表4に各変数のレベル値と一次階差による単位根検定の分析結果がまとめられている。なお、モデルとしては、以下の定数項のみを含んだモデル(1)と定数項とトレンド項を含んだモデル(2)の2つを用いて推定している。

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta t + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

ラグについては赤池情報量基準 (Akaike Information Criterion, 以下AICと略称) を用いてそれが最小となる次数を選択している⁸⁾。表4の左側に示されているレベル値の検定では、すべての変数で単位根があるという帰無仮説は棄却されず、各変数が非定常であるという結果が得られた。一次階差をとった検定では、全ての変数について単位根を持つという帰無仮説は棄却され、定常な変数とみなしてよいこととなった。単位根検定の結果では各変数がレベル値において非定常となる1次の和分過程 (以下I(1)と表記) であると確認されたため、次節で説明

8) 最大12期を許容してAIC基準を最小にする次数を選択した。

表4 単位根検定結果

	Level				一次階差			
	Constant		Constant & Trend		Constant		Constant & Trend	
	lag	ADF stat	lag	ADF stat	lag	ADF stat	lag	ADF stat
CHN	0	-0.6208	0	-0.1955	0	-18.674*	0	-18.6559*
JPN	0	-1.3802	2	-0.9535	1	-15.014*	1	-15.2290*
USA	7	-1.3635	7	-1.5728	6	-9.2672*	6	-9.4150*
UK	6	-1.1776	4	-0.6289	3	-11.1830*	3	-11.3573*
FRA	3	-1.0812	3	-0.9174	2	-10.3835*	2	-10.3936*
GER	1	-0.9525	1	-0.5997	0	-22.2012*	0	-22.252*
TWN	2	-1.9032	0	-1.7538	1	-12.3450*	1	-12.396*
HK	8	-0.7887	9	-0.7752	8	-7.5800*	8	-7.7067*
KOR	0	-0.7727	0	-2.3930	1	-15.0173*	1	-15.1590*
SIN	5	-0.4054	5	-1.0218	4	-8.5932*	4	-8.7654*

注1) *, **, *** はそれぞれ1%, 5%, 10%水準で有意であることを意味する。

2) 単位根検定は以下の ADF 検定を用いて実施した。

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \text{ (Constant)}$$

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \delta t + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \text{ (Constant \& Trend)}$$

する共和分分析ではレベル値によって検定を行うこととなった。

IV. 分析方法

4-1. 共和分検定

中国国内株式市場と海外市場の株価に「長期的均衡関係が存在するか否か」を検証するために共和分検定を用いる。非定常な時系列変数間の線形結合に長期的な均衡の存在が認められる場合、共和分関係 (cointegration) にあるといわれる。もし推定の結果、変数間に共和分関係が観測されたならば、両者に長期的かつ安定的な均衡関係があると判断され、両市場に影響を与える共通のトレンドが存在し、両市場は長期的に連動しているということになる。共和分分析の手法はいくつかあるが、本稿では EG 検定 (Engle-Granger test) と Johansen 共和分検定を用いて、中国国内株式市場と海外市場の2市場間について検証する。

Engle and Granger [1987] によって提唱された EG 検定は、 $I(1)$ である2個の変数を有する共和分回帰式について最小二乗法で推計し、それから得られる残差について ADF 単位根検定を(2)式によって実施し共和分関係にあるか否かを判断する。具体的に、本稿における中国と米国間での EG 検定は以下のように定式化される。

$$\hat{u}_t = y_t^{Chn} - \hat{\alpha} - \hat{\beta} y_t^{Usa} \quad (3)$$

$$\Delta \hat{u}_t = \alpha_0 + \beta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta \hat{u}_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim i.i.d. (0, \sigma^2) \quad (4)$$

ここでの \hat{u}_t は最小二乗法によって得られた残差であるから、(2) 式の ADF 検定の分布は第節での分布とは異なる。このような残差ベースの ADF の共和分検定において通常の ADF 分布の臨界値を利用すると帰無仮説が棄却されやすくなるため、ここでは MacKinnon によって提示された分布表で判断することとなる (Davidson and MacKinnon [1993])。

Johansen 共和分検定は、共和分ベクトルを推定しその制約に関する検定を可能にする手法で、具体的には「共和分の関係がない」という無帰仮説と、「共和分の関係がある」という対立仮説について有意性を検証するものである⁹⁾。Johansen 共和分検定ではトレンド項と定数項の扱いにより 5 つのケースに分けられるが、本稿ではその中でも一般的な以下の 3 ケースについて検定を行なう。

- (1) データには線形トレンドを含まず、共和分方程式には定数項を含む。
- (2) データには線形トレンドを含み、共和分方程式は定数項のみを含む。
- (3) データには線形トレンドを含み、共和分方程式は定数項と線形トレンドを含む。

Johansen 共和分検定にはトレース検定と最大固有値検定があり、本稿では上記全てのケースでこの 2 つの検定を行なうこととする。

4-2. LA-VAR に基づく Granger 因果性検定

本稿での因果性テストは Toda and Yamamoto [1995] で提唱されている LA-VAR を使用する。通常、変数間に共和分関係が存在する場合には、誤差修正項を含む Vector Error Correction Model (VECM) を用い、逆に共和分関係が存在しない場合は、階差 VAR モデルを構築する事が適切とされる¹⁰⁾。しかし、単位根検定は検出力が弱いことが指摘されており、こうした検定において誤りを犯した場合、この VAR もしくは VECM に基づく推定結果に誤差が生じてしまう恐れがある。これに対し LA-VAR モデルでは、VAR で用いる変数間に共和分関係が検出されても、あるいはこれらの変数が何次の和分の次数を有していても、単位根検定や共和分検定によるバイアスを回避し、Granger 因果性検定を行うことができるという点で優れている。

9) Johansen 共和分検定の詳細は Johansen [1988, 1991], Johansen and Juselius [1990] を参照。

10) このような手続の詳細は Hamilton [1994] を参照。

n 市場による LA-VAR モデルは以下のように定式化される。

$$Y_t = c + \delta_1 t + \delta_2 t^2 + A_1 Y_{t-1} + \dots + A_l Y_{t-l} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3)$$

ただし、

$$Y_t = \begin{bmatrix} y_t^{Market(1)} \\ y_t^{Market(2)} \\ \vdots \\ y_t^{Market(n)} \end{bmatrix}, C = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \\ \vdots \\ c_n \end{bmatrix}, A_k = \begin{bmatrix} a_{11}(k) & a_{12}(k) & \dots & a_{1n}(k) \\ a_{21}(k) & a_{22}(k) & \dots & a_{2n}(k) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1}(k) & a_{n2}(k) & \dots & a_{nn}(k) \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix}$$

A_k ($k=1, 2, \dots, l, \dots, p$) は $n \times n$ の係数行列、 t はタイムトレンドのベクトルであり、 ε_t は誤差項のベクトルである。 p は真のラグ次数 l に、変数の中で最も大きい和分の次数 d_{\max} ($d_{\max}=l+1, \dots, p$) を拡張項として加えたものである。本稿では土居 [2001] などの先行研究にしたいが d_{\max} は 2 とした¹¹⁾。

具体的に、海外市場から中国国内市場への因果性を検定する場合は以下のように定式化される。

$$\begin{aligned} y_t^{Chn} = & c + \delta_1 t + \delta_2 t^2 + \sum_{k=1}^4 a_{11}(k) y_{t-k}^{Chn} + \sum_{k=1}^4 a_{12}(k) y_{t-k}^{Usa} + \sum_{k=1}^4 a_{13}(k) y_{t-k}^{Uk} \\ & + \sum_{k=1}^4 a_{14}(k) y_{t-k}^{Fra} + \sum_{k=1}^4 a_{15}(k) y_{t-k}^{Ger} + \sum_{k=1}^4 a_{16}(k) y_{t-k}^{Jpn} + \sum_{k=1}^4 a_{17}(k) y_{t-k}^{Kor} \\ & + \sum_{k=1}^4 a_{18}(k) y_{t-k}^{Twn} + \sum_{i=1}^4 a_{19}(k) y_{t-k}^{Sin} + \sum_{k=1}^4 a_{110}(k) y_{t-k}^{Hk} + \varepsilon_t^{Chn} \end{aligned} \quad (4)$$

真のラグ次数の選択は補助帰帰式となる VAR モデルを構築し、AIC 基準により推定を行なった結果 2 が選択されている。この最適なラグ次数と d_{\max} をあわせ、VAR モデルをラグ次数 4 で推定する。

例えば、(4) 式における米国市場から中国国内市場への Granger 因果性検定は、(4) 式を通常の最小二乗法で推定し、Wald 検定を用いて以下の仮説検定を行なうことで可能となる。

$$H_0 : a_{12}(1) = a_{12}(2) = 0$$

$$H_1 : H_0 \text{ ではない}$$

帰無仮説 H_0 が真の場合、この Wald 検定統計量は漸近的に自由度 2 の χ^2 分布にしたがう¹²⁾。

11) d_{\max} は真のラグ次数を超えてはならないという制約がある。また、具体的な d_{\max} の数値は事前に調べる必要は無く、ありうる次数を先験的に与えるとよい。

12) VAR モデルの最適なラグ次数は 2 であるため、定義上 $a_{12}(3) = a_{12}(4) = 0$ となる。よって検定の際にはラグ次数 1~2 の推定係数のみに対して Wald 検定を行なうこととなり、 d_{\max} をラグに加えた 1~4 に対する検定ではないことに注意する必要がある。

Toda and Yamamoto [1995] は、変数間に共和分関係が存在しても、変数が定常過程、 $I(1)$ もしくはそれ以上の和分過程であっても、この方法を用いることによって、Granger 因果性検定が正しく行なえることを示した。具体的に、帰無仮説 H_0 が棄却できなければ、米国は Granger の意味で中国と因果関係が無い、つまり米国から中国への因果関係が存在しないということになる。逆に中国国内市場から米国市場への Granger 因果性検定は、被説明変数を y_t^{Usa} として $H_0: a_{11}(1) = a_{11}(2) = 0$ の帰無仮説について、上記と同様の Wald 検定を行なうこととなる。このように中国国内市場と全ての海外市場の間で双方向の検定を行なう。

V. 実証結果と分析

5-1. 共和分検定

共和分検定で使用されるデータは非定常である必要があり、第 3 節の単位根検定で $I(1)$ であると確認されたため、レベル値を使用することとなる。

表 5 は EG 検定の結果をまとめたものである。EG 検定の場合、説明変数と被説明変数を入れ替えて行くと逆の結果が得られるケースがある (松浦・McKenzie [1999])。よって、本稿では中国株式市場をそれぞれ説明変数、被説明変数に設定した 2 パターンについて検定を行なった。ここでもラグ次数は AIC 基準に基づき選択している。検定の結果を見てみると、全ての

表 5 EG 検定結果

	CHN (被説明変数)				CHN (説明変数)			
	constant		constant & trend		constant		constant & trend	
	lag	ADF stat	lag	ADF stat	lag	ADF stat	lag	ADF stat
JPN	0	-0.6671	0	-0.4745	0	-1.1457	0	-0.9786
USA	0	-0.6751	0	-0.3369	5	-0.0038	5	-0.1305
UK	0	-0.7648	0	-0.6790	7	0.5371	7	0.8340
FRA	0	-0.9712	0	-0.8510	5	-0.2725	5	-0.2730
GER	0	-0.9437	0	-0.8577	0	-1.8521	0	-1.8035
TWN	0	-0.5918	0	-0.2499	1	-1.7363	1	-1.6033
HK	0	-0.6134	0	-0.2700	3	-0.5244	3	-0.7704
KOR	2	-0.8396	0	-0.2091	0	-0.6003	0	-1.5346
SIN	0	-0.5435	0	-0.0128	0	-0.1970	0	-0.5889

- 注 1) *, **, *** はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを意味する。
 2) 臨界値は Davidson and MacKinnon [1993] table 20.2 を使用。Constant の臨界値は 1% 水準で -3.90, 5% 水準で -3.34, Constant & Trend の臨界値は 1% 水準で -4.32, 5% 水準で -3.78 である。
 3) Constant と Trend 共に含まないモデルでも推定を行なったが、結果は変わらないので省略する。

表6 Johansen 共和分検定結果

	lag	帰無仮説	固有値	トレース	最大固有値
JPN	3	r = 0 r ≤ 1	0.0380 0.0083	13.9326 2.4716	11.4611 2.4716
USA	3	r = 0 r ≤ 1	0.0134 0.0052	5.5228 1.5312	3.9916 1.5312
UK	2	r = 0 r ≤ 1	0.0298 0.0067	11.6066 2.1100	9.4967 2.1100
FRA	2	r = 0 r ≤ 1	0.0319 0.0089	12.9950 2.8050	10.1900 2.8050
GER	2	r = 0 r ≤ 1	0.0247 0.0143	12.3443 4.5073	7.8370 4.5073
TWN	5	r = 0 r ≤ 1	0.0301 0.0094	10.1421 2.4006	7.7415 2.4006
HK	5	r = 0 r ≤ 1	0.0372 0.0123	13.0647 3.2084	9.8563 3.2084
KOR	1	r = 0 r ≤ 1	0.0240 0.0076	10.6171 2.5439	8.0732 2.5439
SIN	5	r = 0 r ≤ 1	0.0337 0.0025	9.5587 0.6576	8.9011 0.6576

注1) 統計量の臨界値は Osterwald-Lenum [1992] を使用した。

2) 表中の r は共和分ベクトルの数を表している。

3) 表は「(2) データには線形トレンドを含み、共和分方程式は定数項のみを含む」ケースの数値。この他に「(1) データには線形トレンドを含まず、共和分方程式には定数項を含む」ケースと「(3) データには線形トレンドを含み、共和分方程式は定数項と線形トレンドを含む」ケースについても同じ共和分検定を行なったが、同様の結果が得られたため、本稿では省略する。

検定において共和分回帰式から得られる残差に単位根が存在するという帰無仮説を棄却できない。つまり、EG 検定では中国国内株式市場とその他の全ての海外市場との間に共和分関係は認められなかった。

Johansen 共和分検定の結果は表6にまとめられている。Johansen 共和分検定は2変数以上の変数間で複数の共和分があるか否かを検証できる特徴を持つが、本稿では中国国内市場と海外市場との検証を主旨としているため、ここでも2市場間による検定を行なった。補助回帰式となるVARモデルのラグ回数については、AIC基準が最小となる回数を選択している。第節で提示した(1)、(2)、(3)の全てのケースに関して最大固有値検定、トレース検定を行なった結果、いずれにおいても中国国内市場、海外市場間に共和分ベクトルの個数がゼロであるとする帰無仮説は棄却できない。よってJohansen 共和分検定においても共和分関係の存在

は否定される結果となった。

共和分検定の結果、EG 検定および Johansen 検定による全てのケースにおいて株価変数間に共和分関係が存在しないと判断された。これは中国国内株式市場と G5 及びアジア NIEs の株式市場との間には共通のトレンドは存在せず、長期的な均衡関係がないことを示唆している。本稿においても、陳守東・韓広哲・荊偉 [2003] などの先行研究と整合的な結果が得られた。

5-2. Granger 因果性検定

Toda and Yamamoto [1995] の LA-VAR に基づいた Granger 因果性検定の推定結果は表 7 にまとめられている。表 7-1 には中国国内市場から海外市場への因果性検定結果が示されており、米国と香港市場に対して Granger の意味での因果関係が 10% 有意水準で確認された。すなわち、過去の中国国内市場の株価指数の変動が米国市場、香港市場の株価指数の変動の原因となっていることが示唆される。表 7-2 には G5、アジア NIEs の各市場から中国国内市場への因果性検定結果が示されている。結果は米国市場から中国国内市場に対する Granger の意味での因果関係が 5% 有意水準で確認された。渡辺 [1996] や Cheung and Mak [1992] は、米国とアジア諸国間の株価連動性を検証し、米国からほとんどのアジアの株式市場への因果関係を発見しており、中国国内市場も他のアジア市場同様に米国からの影響を受けていることを示唆している。中国国内市場と米国、香港以外の市場との間には有意な因果関係は検出されなかった。これは、これらの市場と中国国内市場との関係が、米国、香港市場と比較して、限定的であるということを示唆している。

表 7 Granger 因果性検定結果

(1) 中国国内市場から G5, アジア NIEs 各市場への因果性検定									
	JPN	USA	UK	FRA	GER	TWN	HK	KOR	SIN
CHN	0.4897	5.5109***	4.0086	3.8540	1.9314	0.0175	4.7266***	1.3568	1.2612
(2) G5, アジア NIEs 各市場から中国国内市場への因果性検定									
	JPN	USA	UK	FRA	GER	TWN	HK	KOR	SIN
CHN	1.8756	6.8712**	1.7423	0.3116	0.3202	2.7456	2.5790	0.4688	0.0089

注 1) *, **, *** はそれぞれ 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを意味する。

2) 数値は Wald 統計量

5-3. 株価連動性の要因分析

本稿から得られた分析結果では、中国国内株式市場と米国、香港市場との間での株価連動性が高まっている可能性が示唆されたが、その他の海外市場との間には有意な波及効果は観測さ

れなかった。ここでは、香港、米国を中心に中国国内市場とこれらの市場との株価連動性の形成要因や特性に言及する。

(1) 香港市場と中国国内市場

香港はアジア・太平洋地区の金融センターの一つで、中国国内でも比較的経済発展が進んでいる珠江デルタ地区と隣接し、この2つの地域は言語や文化面でも非常に類似しており、地理的、文化的近接性が非常に高い。また、改革開放以降、市場経済の発展に伴い中国国内と香港の経済一体化は急速に進行しており、1997年7月1日の香港返還、2004年の経済貿易緊密化協定(Closer Economic Partnership Arrangement, CEPA)の実施後、その趨勢は日増しに顕著になっている。

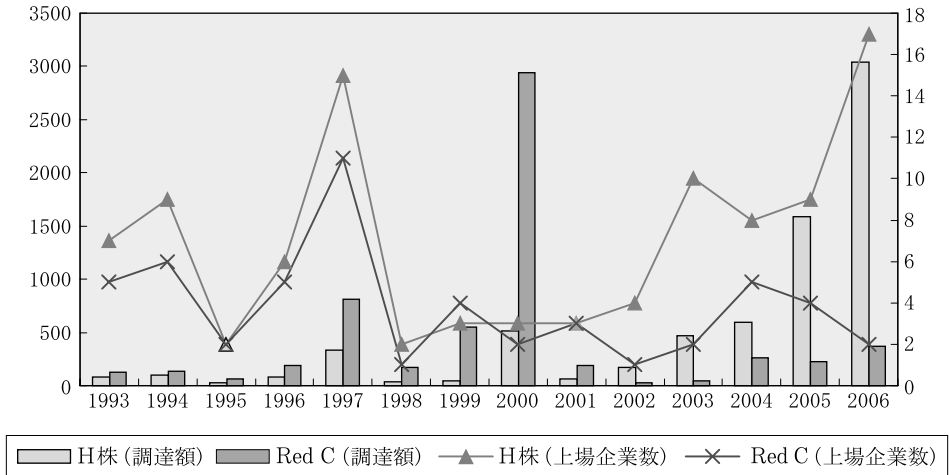
近年、香港株式市場は中国の「オフショア金融センター」的方向へと発展しており、国際資本の中国国内向け投資の主要ルートとなると同時に、中国国内企業にとって最も重要な海外上場先となっている。図2にはH株、レッドチップの上場企業件数及び資金調達総額の推移がまとめられている。大多数の中国企業は、H株あるいはレッドチップの発行を通じ香港株式市場での上場を実現させており、2006年末までに、香港メインボードで上場しているH株、レッドチップ企業は合わせて186社となっている¹²⁾。近年においてはレッドチップよりもH株での上場が主流となっており、中国企業による香港株式市場での資金調達額も年々増加している。図3にはH株、レッドチップの香港株式市場における時価総額の推移が示されている。90年代後半からH株、レッドチップの時価総額は堅調に拡大してきたが、2004年を境に急激に増加しているのが確認できる。この背景には2005年の建設銀行、2006年の中国銀行、中国工商銀行、招商銀行などによる大型IPOが続いたことなどがあり、2006年末現在でのH株、レッドチップを合わせた時価総額が香港市場に占める比率は47.67%にまで達している。以上のことから香港市場における中国企業のプレゼンスはきわめて大きくなっていることがわかる。

以上のような中国国内と香港による経済活動の進展は証券価格連動性の構造的要因として考えられる。さらに、2006年からハンセン指数構成銘柄にH株の銘柄を徐々に組み入れていくことが決定しており、9月には中国建設銀行、11月には中国建設銀行、中国石油化工がすでに組み入れられている。このような背景の下、中国企業がハンセン指数に与える影響は今後も拡大していくと見られている。

12) 香港証券取引所で上場している企業の大部分が国有もしくは国有持ち株会社である。国有企業による海外上場に関しては劉鴻儒 [1998]、劉園・羅飛飛・西村 [2007] などが詳しい。

中国株式市場と主要株式市場間における株価連動性分析

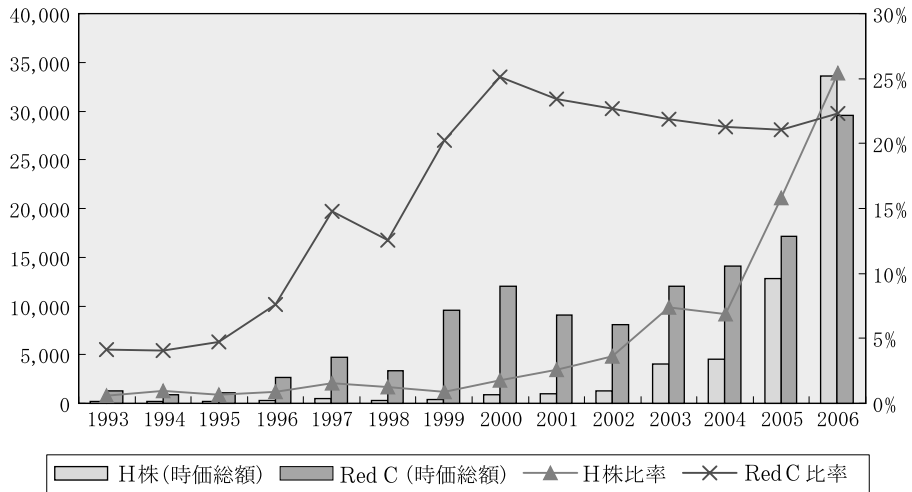
図2 年別 H 株，レッドチップの上場企業件数及び資金調達総額



(出所) 香港証券取引所『中資紅籌股公司名單』、『中國企業 H 股公司名單』、『相關中國股份之股份集資(主板及創業板)』をもとに筆者作成。

- 注 1) 左目盛りは資金調達総額(億香港ドル)，右目盛りは上場企業数(件数)を表す。
- 2) 数値はメインボードのみで中小企業ボードは含まれていない。

図3 H 株，レッドチップの時価総額及び香港株式市場時価総額に占める比率



(出所) 香港証券取引所『相關中國股份之市價總值(主板及創業板)』をもとに筆者作成。

- 注 1) 左目盛りは時価総額(億香港ドル)，右目盛りは香港株式市場時価総額に占める比率(%)を表す。数値は年末。
- 2) 数値はメインボードのみで中小企業ボードは含まれていない。

(2) 米国市場と中国国内市場

米国は中国にとって最大の輸出国であり、2005年にはついに米国の対中貿易赤字額が史上最高の2000億米ドルを超え、米国貿易赤字全体の約25%に達した。このような貿易黒字に直面しながらも、人民元の急激な高騰を避け為替の安定を維持するために、中国人民銀行は毎年大規模な外為市場での介入を続けており、2000年には109億米ドル程度だった外貨準備の年間増加額は、2004年にはついに2000億米ドルを超え2066億米ドルを記録、2005年には2090億米ドル、2006年には2475億米ドルとその傾向は近年になるにつれ顕著になっている¹³⁾。このような背景の下、1999年末時点で1546.75億米ドル程度であった外貨準備も、2006年10月にはついに1兆米ドルを超過し、2007年3月末には1兆2020億米ドルにまで増加している¹⁴⁾。その外貨準備の構成も、米国債を中心とした米ドル資産が少なくとも全体の約60%を占めているとみられている¹⁵⁾。

米国は世界最大の経済大国であり、投資ファンドや機関投資家などによる国際的な投資活動も非常に活発である。このような投資家は全世界に資金を振り分けて運用しており、そのファンドマネージャー達は各国の株式市場の動向をつぶさに観察、分析し、適時にポートフォリオの調整を行なっている。つまり中国国内株式市場の動向も重要な情報の一つとして投資家行動に影響を与えているとみられる。

また、1993年7月26日に上海石化(シノペックシャンハイ)が香港証券取引所とNYSEで同時に上場し、IPO方式による米国での上場を果たした中国初の企業となって以来、米国市場は中国企業にとって香港に次ぐ重要な海外上場先となっている。2006年12月末までに、79社の中国企業が米国預託証券(American Depositary Receipt, ADR)を発行、その内NYSEで19社、NASDAQで22社の中国企業がレベル2及びレベル3のADRの発行を通じて上場を果たしている¹⁶⁾。

以上のような中国と米国間の実物経済及びマネー経済における強い結びつきは互いの相関性を高め、ひいては証券価格連動性の向上を促す要因となっていると考えられる。事実、2007年2月27日の中国国内株式市場が震源となった世界同時株安では、上海総合指数が8.8%下

13) 2000年～2005年までの数値はBIS [2006], “76th Annual Report, . Financial markets,” より、2006年の数値は中国人民銀行ホームページ (<http://www.pbc.gov.cn/>) 『統計データ』より引用。

14) 数値は中国人民銀行ホームページ (<http://www.pbc.gov.cn/>) 『統計データ』より引用。

15) 『新聞晨报』2006年6月28日。

16) 数値はNYSE ホームページ (<http://www.nyse.com/>)、ニューヨーク銀行のデータベースであるADRs: Global Investing & Personal Finance With The Bank of NY (<http://www.adrbny.com/>)より引用。

落、その影響を受け米国のダウ工業株 30 種平均も 2001 年の同時多発テロ以来の下げ幅となる 3.3% 安となった。また、翌日のハンセン指数も 2.5% 安と大きな下げ幅を記録しており、これも本稿との実証結果と整合的である。

(3) その他の海外市場と中国国内市場

米国、香港以外の 7 つの市場については有意な因果関係は検出されなかった。上記のとおり、外貨準備の多くは米ドル資産が大半を占めており、日本円やユーロといったその他の通貨建て資産はごくわずかとなっている。また、香港、米国と比較すると、これらの市場以外での中国企業の上場も限定的である。更に、中国国内への資本流入が自由化へむけて進んでいるとはいえ、先進国と比較すると、中国では金融部門に対する厳しい規制が依然として存在している。中国における資本規制はさまざまであるが、ここでは直接株式市場に影響を及ぼすと考えられる規制について考察する。

従来、中国政府は、株式市場の外国人投資家と国内市場や中国国内の投資家を分離することにより、資本流出を抑制しながら外資流入をコントロールしてきた。現在においても、外国人投資家は基本的には B 株しか購入できず、A 株への投資は QFII 資格の認可を受けている機関投資家に部分的に開放されているに過ぎない。2006 年末現在で、中国証券監督管理委員会は 49 社の海外機構に対し QFII 資格を認可し、その機関投資家による投資限度総額は 90.45 億米ドルに達している。2006 年 12 月 31 日現在での上海、深圳における A 株の流通株時価総額はそれぞれ 1 兆 5933.90 億元、7797.36 億元で、同時期の B 株の流通株時価総額は、上海、深圳でそれぞれ 494.43 億元、777.95 億元となっている¹⁷⁾。つまり中国株式市場全体で見ると、B 株市場の流通株は全体の約 5.09% 程度の規模に過ぎず、非流通株も含めたトータルの時価総額と比較すると約 1.42% となる。QFII の投資限度総額をみても、中国 A 株市場の流通株の約 2.97% となっており、外国人投資家のプレゼンスの低さがうかがえる¹⁸⁾。また、QFII の投資限度額は米ドルで換算されており、今後も人民元が切り上がっていくと仮定するとこの比率の押し下げ要因となる。さらに、2006 年末には股權分置改革がほぼ完了し、国有株や法人株など今まで市場に流通することがなかった非流通株の一部が漸進的に市場に流入することになった。対外開放がこの改革速度に追いつかなければこの比率はさらに押し下げられ、海外投資家の中国国内株式市場でのプレゼンスは更に低下することになる。

17) 数値は上海証券交易所 (<http://www.sse.com.cn/>)、深圳証券交易所 HP (<http://www.szse.cn/>) より引用。

18) ここでは US\$1 = 7.8RMB で計算した。

資本流入と比較すると短期資本の流出に対しては更に厳しい規制が実施されており、2006年まで中国国内の機関投資家および一般投資家による海外市場の株式への投資は、原則的に認められていなかった。2006年4月17日、《商業銀行開弁代客境外理財業務管理暫定弁法》が中国人民銀行、中国銀行業監督管理委員会 (CBRC)、国家外貨管理局の連名で公布され、即日施行となった。これにより、適格国内機関投資家 (Qualified Domestic Institutional Investor, 以下 QDII と略称) 制度が正式に導入され、中国当局により指定された国内の金融機関は海外の証券市場で資金を運用できるようになり、ようやく中国人個人投資家もこのような機関投資家を通せば海外の証券市場に投資できることとなった。つまり、中国の投資家が海外の資本市場に投資できるようになってからわずかしが経過していないのである。

多くの国際株式市場と中国市場間において、米国、香港ほどの強い因果関係を有していない主な理由の一つとしては、以上のような厳しい外資規制に起因すると考えられる。

VI. 結論と今後の発展

本稿では共和分検定と LA-VAR に基づく Granger 因果性検定を用いて、中国国内株式市場を中心に G5 とアジア NIEs 諸国の計 10 市場の株価の変動に着目し、これらの株式市場間において株価の波及効果が存在するか否かの実証分析を行なった。本稿の実証分析で得られた主な結論は以下のとおりである。

- (1) EG 検定、Johansen 検定を用いた共和分検定では、中国国内市場と海外市場の間で有意な長期的均衡関係は確認できなかった。
- (2) LA-VAR に基づく Granger 因果性検定では、中国国内市場と多くの海外市場との間には有意な因果性は観測されなかったが、米国、香港市場との間での株価連動性が高まっている可能性が示唆された。

6-1. 株価連動性向上の構造的要因と問題点

2006年12月11日のWTO加盟などを契機に、中国国内株式市場はより一層の自由化を進め、国際化への道を歩んできた。QFII や QDII の実施はその成果の一つといえよう。また、中国政府は「走出去 (中国企業による海外進出)」を国家戦略に掲げており、海外資源の買収や国有企業を中心とした海外進出が積極化している。

2006年7月21日、国家外貨管理局が中国銀行、中国工商銀行、東亜銀行に対し、計48億米ドルにのぼる海外投資代行業務の投資限度額を認可した。2007年5月末には、24の金融機

関に対し合計 205 億米ドルの投資限度額を認可しており、銀行 19 行が 148 億米ドル、ファンド 1 社が 5 億米ドル、保険会社 4 社が 52 億米ドルとなっている¹⁹⁾。また、《適格国内機関投資家による海外証券投資の管理に関する暫定規則》が 7 月 5 日より施行され、中国国内の証券、投資信託会社による海外投資の道も開かれた。更に、人民元の先高感や中国国内株式市場の好調を背景に国内への投資が先行し、銀行預金などの短期金融資産や債権などの固定収益商品への投資に制限されていた QDII の利用は限定的であったが、今後は投資範囲も拡大され CSRC 認可の上場株式、公募投信、金融派生商品といった金融商品にも投資が可能となる。このような QDII の拡大は膨大な国内貯蓄や年々増加する保険の積立金などの国内資金を活用する道がひらけると同時に、長期的にはインフレ圧力や人民元切り上げ圧力の軽減に資するであろう。また、QDII は中国の「走出去」戦略を直接的に促進することになるため、今後その規模は拡大し人民元の世界への還流は今後も加速していくと考えられる。

2005 年 7 月 21 日、中国の為替制度は事実上のドル・ペッグ制を放棄し、通貨バスケットによる管理フロート制へと移行した。これを契機に、人民元をより柔軟な為替制度へと移行する一方で、国際資本移動の自由化を漸進的に進め、最終的には変動相場制、資本自由化の下、金融政策の独立性を維持するといった先進国型へシフトしていくと予想される。また、国際資本移動の自由化は国内投資家の投資先及び民間企業の資金調達手段の多様化、投資リスクの分散、国内企業の海外進出に伴う資金調達の円滑化、貿易信用取引の自由化と貿易促進などさまざまな効果が期待される²⁰⁾。よって、長期的には国際資本移動の自由化に向けた動きが活発になっていくと考えられる。

外資系銀行は合弁企業、外資系企業、中国企業のいずれとも取引可能で、中国の国際資本移動の仲介で積極的な役割を果たしており、本社と支店間での貸借も資本移動のチャンネルとなっている。2006 年 11 月末時点での銀行系金融機関における国内資産総額は 43 兆 1050 億人民元となっており、そのシェア率は国有商業銀行の 52%、株式制商業銀行の 16% に対し、外資系銀行の資産規模はわずか 2% と中国銀行業におけるプレゼンスは比較的小さいものとなっている²¹⁾。しかし、2006 年 12 月 11 日には、WTO 加盟時のコミットメントにしたがい、中国国内の外資銀行に人民元業務などを全面的に開放する「外資銀行管理条例」が施行され、それに伴い大手外資系銀行の現地法人化が現在急ピッチで進められている。今後は外資系銀行に対する規制が緩和され、その総資産規模の拡大に伴い、外資系銀行の中国におけるプレゼンスは大

19) 数値は国家外貨管理局ホームページ (<http://www.safe.gov.cn/>) より引用。

20) 詳細は白石 [2006] を参照。

21) 数値は中国銀行業監督管理委員会 (CBRC) ホームページ (<http://www.cbrc.gov.cn/>) より引用。

幅に増大し、このような資本移動の仲介機能は一層その重要性を増していくと考えられる。

以上のような理由により、中国の国際間における資金フローはより一層拡大していくと予想され、それに伴い証券価格の国際的連動性は高まっていくとみられる。なお、1999年7月から2006年12月までのデータを用いた本稿の実証分析では香港、米国の2市場との因果関係しか検出されなかったが、今後は日本やヨーロッパあるいは他のアジア諸国間における株式市場の連動性も高まっていくと考えられる。韓非・肖輝 [2005] では2000年1月1日から2004年12月31日の期間において中国から米国への一方的な因果性が検出されたと報告しているが、期間を2006年12月まで延長した本稿の研究では、中国国内市場と米国市場との間に双方向の波及効果が存在する可能性が示唆された。また、Hamao, Masulis and Ng [1990] では日米英の株式市場について、米国から日本、英国から日本、米国から英国の波及効果が検出されたと報告しており、これは株式市場の市場規模がより大きく、市場成熟度がより高いマーケットが波及効果の主導的役割を担っていることを示唆している。以上の研究結果を総合すると、中国国内株式市場の対外連動性の発展方向としては、まず海外市場が中国国内市場からの影響を受け、中国国内資本市場の開放に伴い、漸進的に双方向もしくはより影響力の大きい市場からの影響を受けるといった方向へシフトしていくと予想される。これは、海外の投資家と比較して、中国国内の機関投資家および一般投資家は自由に投資が行なえないなど、中国には依然として多くの資本規制が存在していることに起因するとみられ、発展途上にある中国国内株式市場独特の現象であるといえよう。

また、証券価格の国際的連動性が高まることにより中国国内市場に対し多寡の影響を及ぼすとみられる。アジア通貨危機が発生し多くのアジア諸国の通貨が暴落した1997年前後を境に、他の株式市場が縮小もしくは横ばい傾向で推移したのに対し、中国国内市場だけはその閉鎖的特徴から、比較的影響を受けず順調に増加してきた。しかし、本稿の実証結果を見ると、少なくとも米国市場から受ける影響が高まっていることが示唆されており、今後さらなる証券価格の国際的連動性の向上に伴い、国際金融資本市場が危機的状況に直面した際には、中国国内市場もその影響を大きく受けることになる。また、連動性が顕著になると、国際分散投資におけるリスク分散効果は中長期的にみて低減することになるといったデメリットも呈すると考えられる。

6-2. 今後の課題

本稿では因果関係の中でも平均の因果関係 (causality-in-mean) を中心に議論を進めてきた。近年の先行研究によると、株価指数はボラティリティを持っていることがわかっており、ある

国でのボラティリティの変動が他市場のボラティリティに影響を与えているのかどうかといった、国際市場間のボラティリティ同士の関係に注目する必要もある。そこで今後の課題としては、ARCH 型モデル、SV モデルといったボラティリティモデル²²⁾を用いて株式市場のボラティリティを求め、分散の因果関係 (causality-in-variance) が存在するかを検証し、中国国内市場と海外市場間におけるボラティリティ・スピルオーバーを考察する必要がある。また、本稿では 2006 年 12 月 10 日までの株価連動性を検証しており、これ以降の期間との比較研究を行うことにより、WTO 過渡期終了後、中国国内市場と海外市場間の株価連動性がどのようにシフトしていくかを考察する必要もある。この点に関しても今後の課題である。

参 考 文 献

[和文文献]

- (1) 伊藤隆敏・橋本優子 [2005], 「アジア通貨・株価の伝播と連動性に関する分析」, 東京大学大学院経済学研究科 ディスカッションペーパー COE-j-15.
- (2) 白井早由里 [2006], 「中国の人民元改革と変動相場制への転換 - 経済発展と為替制度の総合政策学アプローチ - 」, 慶應義塾大学総合政策学ワーキングペーパーシリーズ, No. 85.
- (3) 土居丈朗 [2001], 「貯蓄率関数に基づく予備的貯蓄仮説の検証」, ESRI Discussion Paper Series No. 1, 内閣府経済社会総合研究所.
- (4) 松浦克己・McKenzie, C. [1999], 「応用計量経済学 (8)」, 『郵政研究所月報』, No. 134, pp. 111-129.
- (5) 劉園・羅飛飛・西村友作 [2007], 「中国における国有企業の海外上場について」, 『中国経済』, 日本貿易振興機構 (JETRO), No. 494, pp. 52-71.
- (6) 渡部敏明 [1996], 「東アジアの株価の時系列分析 米英からの波及効果と域内連動」, 『フィナンシャル・レビュー』, 大蔵省財政金融研究所, No. 38, pp. 56-67.
- (7) ——— [2000], 『ボラティリティ変動モデル』 (シリーズ《現代金融工学》4), 朝倉書店.

[英文文献]

- (8) Bank for International Settlements [2006] “76th Annual Report, . Financial markets,” pp. 98-119.
- (9) Chen, G., Kwok, C. Y. and Rui, O. [2001], “The Day-of-the-Week Regularity in the Stock Markets of China,” *Journal of Multinational Financial Management*, 11, pp. 139-163.
- (10) Cheung, Y. L. and S. C. Mak [1992], “A Study of the International Transmission of Stock Market Fluctuation between the Developed Markets and the Asian-Pacific Markets,” *Applied Financial Economics*, 2, pp. 1-5.
- (11) Davidson, R. and J. MacKinnon [1993], *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford

22) ボラティリティモデルに関しては渡辺 [2000] が詳しい。

- University Press, New York.
- (12) Engle, R. F. and C. W. J. Granger [1987], "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55, pp.251-276.
 - (13) Fama, E. F. [1965], "The Behavior of Stock Market Prices," *Journal of Business*, 38, pp.34-105.
 - (14) Hamao, Y., Masulis, Ronald W and Ng, V. [1990], "Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets," *Review of Financial Studies*, 3(2), pp.281-307.
 - (15) Hamilton, J. D. [1994], *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
 - (16) Jang, H. and Sul, W. [2002], "The Asian Financial Crisis and the Co-movement of Asian Stock Markets," *Journal of Asian Economics*, 13, pp.94-104.
 - (17) Jarque, C. M. and A. K. Bera [1987], "Test for Normality of Observations and Regression Residuals," *International Statistical Review*, 55, pp.163-172.
 - (18) Jeon, B. N. and G. M. Von Furstenberg [1990], "Growing International Co-Movement in Stock Price Indexes," *Quarterly Review of Economics and Business*, 30, pp.15-30.
 - (19) Johansen, S. [1988], "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp.231-254.
 - (20) ——— [1991], "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica*, 59, pp.1551-1580.
 - (21) Johansen, S. and K. Juselius [1990], "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration -With Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, pp.169-210.
 - (22) Khalid, A. M. and Kawai, M. [2003], "Was Financial Market Contagion the Source of Economic Crisis in Asia? Evidence Using a Multivariate VAR Model," *Journal of Asian Economics*, 14, pp.131-156.
 - (23) Lo, A. W. and A. C. MacKinlay [1988], "Stock market prices do not follow random walks: evidence from a simple specification test," *Review of Financial Studies*, 1, pp.41-66.
 - (24) Mandelbrot, B. [1963], "The Variance of Certain Speculative Prices," *Journal of Business*, 36, pp.394-419.
 - (25) Osterwald - Lenum, M. [1992], "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp.461-472.
 - (26) Schwert, G. W. [1990], "Stock Volatility and the Crash of '87," *Review of Financial Studies*, 3(1), pp.77-102
 - (27) Toda, H. and Yamamoto, T. [1995], "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes," *Journal of Econometrics*, 66, pp.225-250.
 - (28) World Federation of Exchanges [2007], World Federation of Exchanges Annual Report and Statistics 2006.

中国株式市場と主要株式市場間における株価連動性分析

[中文文献]

- (29) 陈守东·韩广哲·荆伟 [2003], 「主要股票市场指数与我国股票市场指数间的协整分析」, 『数量经济技术经济研究』, 第 5 期, pp.124-129.
- (30) 奉立城 [2000], 「中国股票市场的“周内效应”」, 『经济研究』, 第 11 期, pp.50-57.
- (31) —— [2004], 「沪深两市的整合性及风险特征」, 『对外经济贸易大学学报』, 第 1 期, pp.35-39.
- (32) 韩非·肖辉 [2005], 「中美股市间的联动性分析」, 『金融理论』, 第 11 期, pp.117-129.
- (33) 刘鸿儒 [1998], 『中国企业海外上市回顾与展望』, 中国财政经济出版社.
- (34) 薛继锐·顾岚 [2000], 「中国股票市场的日历效应分析」, 『数理统计与管理』, 第 2 期, pp.10-15.

西 村 友 作

Summary

Empirical Analysis on the Co-movement between China and World's Main Stock Indices

This paper mainly focuses on the co-movement relationship among the stock markets in the China Mainland, G5 (JPN, USA, UK, GER, FRA) and Asian NIEs (HK, KOR, TWN, SIN). Further more, with stock indexes on the ten markets, the paper placed emphasis upon the structural cause, characteristic and internal mechanism of these ten markets' co-movement. With the methodologies of Co-integration test and Granger Causality test based on LA-VAR model, this paper empirically analyzes the relationship among them, using historical data of China and world's main stock indices. To put it concretely, EG test and Johansen test was used to test long-run equilibrium relationship among the stock markets. Granger Causality test based on LA-VAR model has been able to explore how causality relationship exist between China and world's stock markets. Based on the analysis, this paper concludes that (1) there is no equilibrium relationship among the stock markets; (2) there is one-side relationship between the stock markets in the Mainland and Hong Kong and reciprocal relationship between the stock markets in the Mainland and USA and no relationship between the stock markets in the Mainland and other countries. Under the background of the implement of China's "go out" strategy, liberalization of international capital flow and enhancement of the market position of foreign banks, China's stock market index will commove with international stock market's index and the integration process of international capital market will be further advanced.

Keyword: China's stock market; Co-movement; Co-integration; LA-VAR; Granger causality