

# 株価時系列分析の発展過程と中国株式市場の構造変化：QFII と QDII 制度の効果 を中心に

劉偉（福岡大学大学院）ED110501

## 目次

はじめに.....	1
1. 株価時系列分析の発展過程.....	5
1-1. 最適資本構成と完全市場.....	7
1.1.1. 最適資本構成と完全市場の仮定.....	7
1.1.2. 裁定取引.....	7
1.1.3. MM 理論の誕生とその問題点.....	8
1-2. ランダムウォーク仮説と効率的市場仮説.....	11
1.2.1 仮説の定義と歴史背景.....	11
1.2.2. 効率的市場仮説の定式化と発展.....	12
1-3. グレンジャーの株価予測研究.....	15
1.3.1. グレンジャー因果性概念の登場.....	22
1.3.2. 共和分概念の発展と確立.....	26
1.3.3. エングル＝グレンジャーによる単位根と共和分.....	38
1.3.4. 株価予測研究とグレンジャー因果性.....	38
1.3.5. 株価予測研究と共和分.....	41
1-4. AR モデルの進化.....	49
2 . 中国株式市場の現状、先行研究と研究意義.....	57
2-1. グローバル化の中の中国株式市場の現状と制度改革.....	57
2.1.1 グローバル化の中の中国株式市場の沿革と現状.....	57

2-2. 中国株式市場の QFII と QDII 制度改革の現状.....	82
2-2. 中国国内・海外の連動性理論の先行研究.....	88
2-2-1. 他の市場の連動性の先行研究.....	88
2-2-2. 中国国内の先行研究.....	94
2-3. 本文の構成と目的、研究意義.....	96
3. 実証分析と結果.....	98
3-1. データの選択とモデルの準備.....	98
3.1.1 データの描き方.....	98
3.1.2. 実証分析のためのモデル準備.....	104
3-2. 単位根検定.....	108
3-3. 共和分検定.....	110
3-4. Granger 因果性検定.....	111
3-5. 共和分検定の結果.....	113
3-6. VEC モデル式の推定の結果.....	121
3-7. Granger 因果検定の結果.....	121
3-7-1. 株価連動性要因の分析.....	133
3-8. ボラティリティ実証分析の結果.....	139
3-9. 主な結論.....	142
おわりに.....	147
参考文献.....	148

## 図表目次

表 1 中国証券市場の歩み（直接金融市場設立まで）.....	60
表 2 中国証券市場の歩み（初期の安定成長期 1992～1998 年）.....	62
表 3 中国証券市場の歩み（アジア金融危機後の大胆な構造改革期）.....	64

表 4	中国株の分類と定義.....	68
表 5	近年の中国主な証券法の整備現状.....	71
表 6	近年中国株式市場多層化の概観.....	72
表 7	各市場の主な上場基準比較.....	73
表 8	主要株式市場の国際比較（2010年11月末、億ドル）.....	77
表 9	近年の中国の QFII と QDII の現状.....	84
表 10	中国 QDII 制度主な特徴.....	85
表 11	先行研究.....	92
表 12	採用データとその出所.....	101
表 13	各株価指数の日次リターン（対数値）.....	103
表 14	全時間帯時系列の単位根検定.....	109
表 15	EG 検定の結果.....	113
表 16	Johansen 共和分検定の結果.....	114
表 17	時期区分した共和分検定.....	115
表 18	Granger 因果性検定の結果.....	122
表 19	世界各主要株式市場の相関係数.....	131
表 20	資金調達額の比較（億米ドル）.....	135
表 21	香港市場での中国大陸企業 IPO 状況（億米ドル）.....	135
表 22	ボラティリティ分析のための ADF 検定.....	139
表 23	ボラティリティ分析の結果.....	140
図 1	中国株式市場の構成.....	68
図 2	2012 年の中国株式市場各株の割合.....	68
図 3	PanelA QFII 実施前の各国因果性関係.....	129
図 4	PanelB QFII 実施した以降の各国因果性関係.....	130

図 5 PanelC QDII 実施以降の各国の因果性.....	131
----------------------------------	-----

## はじめに

現在、金融・株価時系列分析は大きく発展し、現実諸データの解析に盛んに用いられている。しかし、こうした分析が発展してくる背景には、中国をはじめとする新たな株式市場が発展し、各国株価の連動性が高まるとともに、それを揺るがす不確定な要因が増加してきたという現実的な背景があった。また、同時に、計量分析手法の分野における時系列分析の発展という事情もあったのである。

MM 定理は経済学における株式価値の研究で基本的な出発点になった。そこでは完全情報と完全な裁定取引が前提されていた。また、変動を考えないモデルであるため、株価収益率の時間的変化を扱えないという実証分析上の難点が存在した。

ポートフォリオ理論と CAPM とでは、平均収益率と収益率の標準偏差が安定的なものと考えられていた。CAPM では市場ポートフォリオが誰にとっても最も効率的と考えられているため、人を出し抜いて高い収益率をあげることはできない。このため、経済学者が CAPM において想定する株式市場では効率的市場仮説が成立する。効率的市場では株価収益率はランダムウォークになる。また、効率的市場仮説に含まれるマルチンゲール性は、収益率の時系列モデルの性質に深く関係している。

ちょうど時を同じくして、計量分析の分野では時系列分析が発展していた。時系列分析において重要な概念である単位根や共和分は、Granger によって研究と解明が行われた。さらに、こうした時系列データの性質に関する研究は、株価を ARMA、ARIMA などの時系列モデルで表現する研究へと進んだ。

これらの線形時系列モデルは、株価変動のより複雑な動きをとらえる非線形モデルへと進化し、1982 年に Engle が ARCH モデルを提唱した。それを一般化した GARCH では ARMA モデルのように残差がホワイトノイズではない。

こうした株価時系列分析発展の背景にあったものは、計量手法の発展だけではなかった。現実の国際株式市場における株価変動の激化と相互の連動性の高まりということが背景に

あったのである。20世紀の60年代に入り、資本市場の自由化の深化に伴い金融市場のグローバル化の状況も変化しつつあり、先進各国間の金融市場の相関性が高まり、特に先進各国株式市場の連動し動く現象が指摘されている。20世紀の70年代から先進国の経済研究者は連動性現象に気づき、大量の実証研究を積み重ねて来ており、そこには沢山の有意義な理論も提起されている。たとえば、1987年10月のブラックマンデーでは、ニューヨーク発の株価暴落が日本を含めた各先進国に波及した。1997年7月のアジア通貨危機でも、タイ発の通貨の切り下げに始まった株価暴落はアジア諸国を巻き込んでしまった。21世紀に入って、更なる国際的な経済自由化のなか、先進国株式市場の連動性が更に顕著化しつつあり、先進株式市場だけではなく、先進市場と新興国の間でも多くの経済研究者は、実証研究だけに関らず、各視点から、連動相関性を発見し、これまた多くの有意義な結論を導出した。このような先行研究では、国際的な株価連動性の高まりの要因としては、各国の共通のファンダメンタルズショックが指摘されている。しかし、20世紀において中国の国内市場は相当程度閉鎖された市場であり、ファンダメンタルズショックによる外国市場との連動性は殆ど観測されなかった。21世紀に入って、中国の株式市場が一連の資本市場制度改革（非流通株改革や人民元為替レート改革など）により、一層開放向かって進んできた。そして、2002年12月に外資を効率的に調達するために、中国当局はQFII制度を実施した。このため、外国株式市場からの影響も受けやすくなってきている。2006年4月にQDII制度の実施により、国内の投資家が外国の株に投資できるようになって、投資リスク低減させる一方に外国市場に影響を与えられるようになった。中国市場は閉鎖的特徴から、外国市場からの影響は限定的比較的順調に拡大してきた。その一つの例は、2007年のアメリカのサブプライムローン問題に端を発した世界金融危機である。これは世界経済全般に様々な影響を与え、世界の需要の冷え込みを通じて中国国内経済をも直撃した。中国株式は60%以上の大暴落で、中国株式市場に続き、世界各市場と変わらず大幅に下落した。中国の株式市場が国際市場との連動関係を生み出したのか、連動関係があるなら、外国からの影響が大きくなったのか、中国国内市場が外国市場への影響が増加したのであろうか、

といった問題がある。あるいは、この連動の波及効果は市場ファンダメンタルズを通じたものであるのか、ファンダメンタルズによらない伝染効果であるのかも考える価値が大きい。今後、さらなる証券価格の国際的連動性の向上に伴い、構造改革政策制定者の政府に対して、その因果性と相関性を十分に把握した上で、慎重に改革政策に反映していく必要性が出てきている。また、個人投資家も、中国株式市場で投資する際にも、国際分散投資におけるリスク分散効果を十分に検討することも重要である。

今までの多くの先行研究では、中国国内市場はアメリカが代表する国際市場からの影響を受け、海外市場に影響を与えなかった。つまり、アメリカ市場から単一方向の因果性しか観測されなかったとしている。最新の研究に関しても、2007年の世界金融危機後の多くの研究者の実証研究結果から、中国市場はアメリカ市場から受ける影響が高まっていることが示唆されている。2007年以降は、中国の国内マクロ経済市場は横ばいで、成長率10%前後の安定な局面に入った。2010年には中国のGDPが日本を超えて世界2位になった。それ以降、アメリカ財政危機が起きて、先進国は国内雇用低迷とギリシャ財政破綻に直面してしまい、中国経済成長率も8%前後に落ち込んでいた。中国は世界から高い経済成長エンジンの役割を期待されている一方で、国内資本市場の改革を行わざるを得ない局面に入っている。こうして、中国市場に投資資金流入が続いているなか、投資家からの国際投資リスク分散効果の観点からも、中国株価と他の市場連動性の研究は重要な意味を持っていると言えよう。

中国経済は過去数年に渡って10%以上の高い成長率を維持してきた。中国国内経済市場は2020年ごろにはアメリカを抜くという予測もあり、いずれは米国と並ぶ経済大国として、世界経済へ大きな影響力を発揮するようになることだろう。中国が世界経済成長のエンジンとして世界経済成長に貢献し続けるなか、中国政府は「引進來」<sup>1</sup>と「走出去」<sup>2</sup>を組み合

---

<sup>1</sup> 「引進來」とは、外国の先進的な技術や優秀な人材や投資資金などを一定な優遇政策で国内へ誘致する政策である。1978年に鄧小平の“南巡の談話”で決めた開放政策である。

<sup>2</sup> 「走出去」とは、中国国内の製品、技術や資金を積極的に国際市場へ参入することである。1998年に江沢民主席により提起された、2001年に正式的に“第十五次發展計画”で政策化された。今の段階では両者の發展は非常に不均衡な状態にある。

わせた開放戦略の更なる推進を図っていくことが予想できる。この政策の下で、中国金融市場の積極的対外開放、国際資本移動の増大により、証券価額の国際的連動性は高まり、中国国内株式市場も更に他市場からの影響を受けやすくなると推論される。その一方、近年の IT 技術の高度発達は市場間の情報伝達を容易にさせ、中国の株式の取引コストを低減させた一方で、市場間の相関関係を増加させた重要な原因の一つだと考えられる。ここ 10 年の中国株式市場においては、QFII と QDII 制度の実施によって外国投資家のシェアが年々上昇している。外国投資家の影響力が高まったことで、中国市場は海外の市場の影響をより強く受けるようになった可能性がある。近い将来、中国株式市場も世界有数の市場になれることも予想され、世界市場における中国株式市場のプレゼンスはますます大きくなるだろう。しかし、近年起きたギリシャ発の厳しい世界経済情勢のなかで、中国国内市場の構造問題が顕著化し、中国政府においても監督管理の効率化に努めると同時に、対外開放速度と規模に検討し市場改革政策に反映していく必要性は増大している。そのため、中国株式市場の価格の揺れ動く状況と成因を探求して、成熟した株式市場の価格動向に見られる特性を分析し、未熟な中国株式市場の投資家と管理者に対する示唆を与えることも本論文の重要な目的である。

論文の構成として、まず、株式時系列分析の発展過程について、学説史的な検討が行われる。とりわけ、エングルとグレンジャーの株価時系列分析におけるグレンジャー因果性、共積分、ARCH 型モデルなどの概念および業績を生み出していったことが初めて詳細に明らかにされる。その概念および手法の思想と歴史的背景から、株価予測の概念の歴史的な展開と手法の精度化を学説史的に論じる。

第二章では中国株式市場の自由化過程を歴史的にまとめて、その自由化過程から、中国株式市場の独特な特徴を生み出す。さらに、その自由化過程における QFII と QDII 制度の意義を概観する。また、先行研究のサーベイとして、これまでの中国株式市場の実証研究を考察する。

第三章では、第一章で論述した株価分析手法を用いて、実証の面から、世界の株式市場における中国市場の株価相関性を検証する。分析手法について、グレンジャーが提唱されたデータの定常性をチェックするために ADF 単位根検定を行う。さらに、共和分検定、グレンジャー因果性検定を行う。より正確な共和分関係を捉えるために、相関係数の分析も行う。また、ARCH 型モデルを用いて、ボラティリティの観点から中国と諸国の株価連動性を検証する。つまり、中国株市場における QFII と QDII の実施の効果と各国市場との相関性が存在しているかについて、株価収益率とボラティリティ・スピルオーバーを同時に扱って、各主要市場を VAR と ARCH の計量的手法を使用して、相関性があるなら、その構造的要因を考察する。最後に得られた実証分析の結果に基づき、今後の中国市場の改革課題や有り方を考察する。

実証分析において、QFII、QDII 構造改革による中国株式市場と世界主要市場の相関関係を検証した上で、さらに連動相関のあるアメリカ市場を中心に考察したことにより、収益率とボラティリティの両面から有意な結論を得られた。この結論が中国の不完全な株式市場改革の更なる深化に伴い、政策制定者の市場間情報伝達方向の判断、市場の効率化や投資家投資リスクの回避に有意な方法や健全な政策を提供できたら幸甚である。

## 1. 株価時系列分析の発展過程

株価は金融市場における重要な観測指標の一つであり、近年の金融市場研究の焦点にもなっている。そうした株価を分析する手法としての株価時系列分析は、ここ 40 年ほどの間に大きく発展し、計量経済学の一潮流として、現実諸データの解析に盛んに用いられている。株価時系列分析に限ったことではないが、単位根 (unit root)、共和分(co-integration) やグレンジャー因果性 (Granger causality) は、もはや不可欠の分析概念である。当初、革命的な業績と目された、これら時系列分析手法の発展は 1980 年代に入ると、誤差修正モデルや二段階推定法などの手法を用いて、実証研究に盛んに使われるようになった。こうした時系列分析の具体的なモデルである AR、MA、ARMA、ARIMA による株価予測が発達した

一方で、非線形 ARCH 型モデルも、株価などの金融変数の異変性を捉えるために、株価予測分析に非常によく用いられている。

さらに、共和分概念は、因果性の議論とも密接な関わりをもっていることが本論文で明らかにされる。各国株価の連動性が高まるとともに、それを揺るがす不確定な要因が増加してきたという現実的な背景が理論発展の背後にはあった。もちろん、多様化した株価時系列分析の全ての分野を論じることは困難であるため、本論文では、2003年、ノーベル経済学賞を授与されたグレンジャーの思想と歴史的背景から、株価予測概念の歴史的な展開と手法の精度化を学説史的に論じる。そして、今後こうした分析が発展していくべき方向性についても展望していきたい。

金融・株価時系列分析方法は、株価や為替レートなど、時間的に変動する金融変数の変動構造をモデル化して、その変動構造の理解や将来の値の予測、意思決定、リスクマネジメントあるいは経済学の理論的仮説の検証など、さまざまな経済的問題の解決に寄与する分析方法である。

現在多用されているこれらの分析方法が確立していく過程には、株価の変動をどのように認識し、位置づけていくかという認識の変転が存在した。また、同時に計量分析手法の発展も欠かせない要因であった。本章ではこれらを学説史的に追うとともに、従来見逃されがちであった、各転換点における認識上の変化の契機について重点的な分析を行いたい。まず、基本的理論構成から論じていきたい。MM 定理は経済学における株式価値の研究で基本的な出発点になった。そこでは完全情報と完全な裁定取引が前提されていた。また、変動を考えないモデルであるため、株価収益率の時間的変化を扱えない。ポートフォリオ理論と CAPM とでは、平均収益率と収益率の標準偏差が安定的なものと考えられていた。CAPM では市場ポートフォリオが誰にとっても最も効率的と考えられているため、人を出し抜いて高い収益率をあげることはできない。このため、効率的市場仮説が成立する。効率的市場では、株価収益率はランダムウォークになる。このころ、時系列分析が発展していた。

単位根や共和分は、Grangerによって研究、解明が行われた。効率的市場仮説に含まれるマルチンゲール性は、収益率の時系列モデルの性質に深く関係している。

こうした時系列データの性質に関する研究は、株価をARMA、ARIMAなどの時系列モデルで表現する研究へと進んだ。これらの線形時系列モデルは、株価変動のより複雑な動きをとらえる非線形モデルへと進化し、GARCHなどが研究された。これらはARMAモデルのように残差がホワイトノイズではない。1982年にEngleがARCHモデルを提唱した。本論文では、そうした理論群の歴史的発展を追う前に、テーマである株価時系列データの持つ性質について、経済学がどのように考えてきたかを学説史的に確認しておきたい。

## 1-1. 最適資本構成と完全市場

### 1.1.1. 最適資本構成と完全市場の仮定

企業にとって最適な資本構成とは、資本コストをできる限り小さくする資本構成のことを指す。なぜなら、資本コストが小さいと企業価値が大きくなるためである。

一方、古典的な金融経済学の理論的結果の多くが完全市場の仮定に基づいている。金融経済学において完全市場とは、以下の条件を満たす金融市場をいう。

- (1).取引手数料が課せられない。
- (2).利益に対する課税がない。
- (3).情報は無費用で瞬時に経済主体に伝達される。
- (4).金融資産は無限に分割可能で空売り可能である。

### 1.1.2. 裁定取引

理論値からの乖離を利用して、リスクなしに利益を得る取引を裁定取引という。なお、投資家の裁定取引により、割安な資産は需要が増加し、割高な資産需要が減少する結果、最終的には、ある資産は理論価格で均衡することとなる。このように、ある一つの資産についてある一つの価格が決定されることを「一物一価の法則」という。また、両社の企業

価値が異なっていたとしても、投資家の裁定取引により最終的には両社の企業価値は等しくなる。これにより、完全資本市場の下では、企業価値は資本構成の影響を受けないと結論付けることができる。

### 1.1.3. MM 理論の誕生とその問題点

1958年、フランコ・モジリアーニとマートン・ミラーはモジリアーニとミラーの法則を発表した。つまり、企業の資本構成(自己資本と他人資本の配分)を完全資本市場の下であれば、完全資本市場とは次のような状態にある。

- (1).法人税がゼロである。
- (2).情報取得コストがゼロである。
- (3).株式市場の流動性が十分にある。

この状態では、企業の資本構成がどのような構成になろうと企業価値が変わらないことを明らかにした。これをモジリアーニ・ミラーの法則、またはMM理論と呼ぶ。

MM理論によれば、完全で効率的な資本市場の下では、資本構成の違いは企業価値や資本コストに影響を与えない。一枚のピザをどのように切ってもピザ全体の価値には変わらない。

しかし、実務家はMM理論が非現実的であると考えている。それは、企業経営者と投資家との間に情報の非対称性が存在するからである。このペッキング・オーダー(Pecking Order)仮説に基づけば、企業は資金調達の優先順位を決めており、その優先度に従って各調達手段を利用可能額いっぱいまで利用し、それでも資金が不足する場合に次の優先順位の調達手段を利用する。その場合、資金調達の優先順位は、内部留保、銀行借入、普通社債、転換社債、株式という順番になる。

なお、MM理論は裁定取引により、将来の期待営業利益が等しいのならば、負債利用の有無に関わらず企業価値が一定になると考えているが、現実の市場では取引コストが発生す

るなどの理由により、裁定取引が有効に機能するとは限らないのである。MM理論の主な問題は、株主は、公企業の所有者であると仮定することである。流通市場である限り、株主はどちらの所有者、利益所有者、投資家でもない。

MM理論が公表されて以来、最適資本構成に関する一般公式や実務解がまだに提示されておらず、研究論文などでは「実務での検証が望まれる」といった結びが多い。MM理論は、経済学のなかにファイナンスを位置づけたという点で重要な業績を残し、また、ファイナンスの分野に多くの経済学者を導いて発展させるきっかけを作った。MM理論が資本市場に影響を与えた正確な範囲を決定することは困難だが、資産価格理論に対して現代的な基礎づけを与えるものであったことには間違いない。

一方で、MM理論は株価のファンダメンタル分析の理論的基礎となるものであるが、ボラティリティを伴う株価時系列の分析には全く役立たない。したがって、投資理論や統計的観点からの分析が求められることになるが、それが歴史的にはMM理論と同時期に発展を遂げたポートフォリオ理論やCAPMであった。

#### 1.1.5. ポートフォリオ理論とCAPM

ハリー・マーコビッツ(1952)は、危険回避的な経済主体を想定し、平均分散分析(mean-variance analysis)と呼ばれる完全市場の下でのポートフォリオ選択理論を考案した。その後、ジェームズ・トービンにより平均分散分析と期待効用最大化の関係が検討され、分離定理(separation theorem, mutual fund theorem)と呼ばれる、ある特定の平均分散的に効率的なポートフォリオと安全資産への投資比率を変化させるだけで効率的フロンティアを再現できるという定理が示された。

ポートフォリオ理論は、現代有価証券運用の基本になっている。その目的は、証券の利回りの統計的分析から、ポートフォリオの最適構造に関する規則を導くことにある。従来の株式評価が個々の株に基づいているのに対し、ポートフォリオ理論では、様々な証券の相互作用に注目しているのが最大の特徴である。また、ポートフォリオ理論のリスクはボラティリティと相関性の二重の意味を含んでいる。リターンがその平均から上下に動く程

度に基づいて投資のリスクが計算される。通常使用される統計的指標は、標準偏差、すなわち、ボラティリティである。最も重要な点は、ポートフォリオのボラティリティはそのポートフォリオに含まれた有価証券のボラティリティの加重平均から計算できないことである。ポートフォリオのボラティリティは、個々のポートフォリオ構成物のリターンが互いにどれだけ調和して機能するかによる。相関性が完全にプラスでない場合、いくつかの証券に分散投資することでリスクを削減できる。ポートフォリオ理論の条件によると、唯一最適なポートフォリオとは、明確なリスク水準で最大のリターンが予測されるものである。こうしたポートフォリオを効率的ポートフォリオと呼んでいる。

このポートフォリオ理論での業績を元に開発されたのが資本資産評価モデル(CAPM)で、システムティック・リスクの指標としてベータ係数が考案された。CAPMはポートフォリオ理論の規則上に構築され、市場全体に基づいた展望が加わっている。ポートフォリオ理論とは異なり、予測されるリターンはもはや外因的に判断されるのではなく、モデル内で説明される。CAPMはウィリアム・シャープ、トレイナー、リントナー、モシンの4人が同時に開発した。しかし、保険市場に関しては使いにくい理論だったために、最も株式市場に注目したシャープが有名になった。その後、ファーマ=フレンチ(1993)は3ファクターモデルを提唱した。なお、CAPMは静学的な収益率の関係の記述だが、動学的構造を加味したモデルとしてマートン(1973)が示した異時点間(intertemporal capital asset pricing model, ICAPM)がある。また、CAPMの共通リスクファクターは市場ポートフォリオだけであるが、複数の共通リスクファクターを持つ場合を考えた裁定価格理論(arbitrage pricing theory, APT)がロス(1976)によって考案されている。

ボラティリティは投資リスクの指標であるとともに、株価価格の決定要因でもある。ここでもしそれが時間を通じて変動するのであれば、その変動をうまく捉えられるような時系列モデルを開発することは単に研究者の間だけでなく、投資のリスク管理という観点から実務家にとっても重要である。

しかし、ポートフォリオ理論にせよ、CAPM にせよ、現代投資理論による株価分析では、平均と分散という両指標から見て最も望ましいポートフォリオを構成し、そのポートフォリオを保有し続けるという投資戦略が導かれることになる。つまり、系列データが持つ情報のかかなりの部分を捨てて、銘柄特性だけを頼りに投資をすることになるのである。

しかし、現実の株式市場におけるボラティリティの激しい変動は、それらをきちんと分析できる計量的な手法の発展を要請することになった。ボラティリティの変動を明示的に定式化する時系列モデルとしては、これまでに大きく分けて2つものが提案されている。1つはエングル（1982）によって提案された ARCH（Autoregressive Conditional Heteroskedasticity）モデルとそれを発展させた ARCH 型諸モデルであり、もう1つは確率的ボラティリティ変動（Stochastic Volatility, SV）モデルである。ARCH 型モデルがパラメータの値を最尤法によって簡単に推定できるのに対して、SV モデルは尤度を解析的に評価するのが難しいため、パラメータの推定には最尤法に代る推定法が必要になる。

## 1-2. ランダムウォーク仮説と効率的市場仮説

### 1.2.1 仮説の定義と歴史背景

株価の変動はランダムウォークに従うという仮説は、今日でも広範に受け入れられている。この仮説が正しければ、株価はランダムに変動するために、将来の動きを過去のパターンから予測することは不可能であるということになる。

効率的市場仮説とは、市場は常に完全に情報的に効率的であるとする仮説である。効率的市場仮説に従えば、株式取引は株式を常に公正な価格で取引していて、投資家が株式を安く買うことも高く売ることもできないということになる。株式市場において、株価はランダムウォークしていることから、いわゆるファンダメンタル情報に加えて、政策の変更に関するアナウンスメント、国際情勢、災害などの情報も含めて、あらゆる利用可能な新規の情報に対する取引者の思惑に市場が瞬時に反応して、情報を株価に反映させるがゆえ

に、金融資産価格は、予想を許さない動きをするという意味をもっている。言い換えれば、株価は常に効率的に調整されたため、株価はランダムに動き、投資家は超過リターンを期待できないということを意味している。このことはファーマによる市場効率性の概念の基礎を形成する。

歴史的には、効率的市場仮説とランダムウォーク仮説、そしてマルチンゲールモデルは近い結びつきがある。つまり、ランダムウォーク仮説は効率的市場仮説と密接不可分な関係にある。前者が否定されれば、後者にも重大な影響が及ぶことになる。

株式市場価格のランダムな特性のモデル化は、1863年にフランス人仲介業者ジュール・レノーによって最初になされた。その後、フランス人数学者ルイ・バシュリエは1900年の博士論文「投機の理論」(The Theory of Speculation)でモデル化を試みた。コールズ研究所で有名なアルフレッド・コールズの1930年代と40年代の研究は、この仮説に重要な貢献をした。

### 1.2.2. 効率的市場仮説の定式化と発展

効率的市場仮説は、先述のシカゴ大学教授のユージン・ファーマが1960年代初頭に出版した博士論文中で研究した学術的な概念によって発展した。1965年にファーマはランダムウォーク仮説を主張する論文を書いた。サミュエルソンは市場が効率的であれば、価格がランダムウォークの動きを示すことを証明した。1970年代に、ファーマは効率的市場仮説<sup>3</sup>の理論と根拠の両方についてのレビューを発表した。このレビューはウィーク型、セミストロング型、ストロング型の三つの金融市場効率性を定義するなどして理論を拡張した。このレビューの表現に基づく市場効率性の定義が広く採用されている。しかしながら、効率的市場仮説の正否について現在までのところ決着がついていない。初期の研究においては、ファーマ(1970)が総括したように、粗雑な理論枠組みにおいて効率的という結果を報告する論文が多かった。現在はなかなかコンセンサスが形成されない停滞期に入ったと見

---

<sup>3</sup> 詳細は Fama(1970)[pp.883]「価格が利用可能な情報を完全に反映させる市場を効率的とよぶ」(A market in which prices always “fully reflect” available information is called “efficient”.)を参照。

る人が多い。また、効率的市場仮説の成立に懐疑的立場を取る研究者が増えている。推定方法について様々な工夫がなされるようになって、1980年代後半から1990年代前半にかけて、株式市場に心理的な考察を持ち込むべきだという考えに基づき、行動ファイナンス理論が登場した。

プリンストン大学のバートン・マルキールは効率的市場仮説の支持者である。彼は1973年に『ウォール街のランダム・ウォーカー』を出版し、市場は効率的なので期待リターンを超える投資は不可能だと主張している。彼の理由は、現実にはどのファンドや投資家も期待リターンを超える成績をあげていないということである。ダートマス大学タック・ビジネススクールのケン・フレンチは超過リターンを上げる投資家の存在を認めるが、それは幸運にすぎないとする。また、フレンチは効率的市場仮説を否定するモメンタム効果を脅威だと捉えるが、この効果を期待してアクティブ運用をするのはリスクが大きすぎるとして退けた。

ランダムウォークの鍵となる研究は1980年代後半にアンドリュー・ローとクレイグ・マッキンレーによりなされた。マサチューセッツ工科大学(MIT)のアンドリュー・ローは、効率的市場仮説に反対する代表の一人である。ローは、効率的市場仮説のかわりに、適応的市場仮説を提唱した。ローの考えは斬新で、進化生物学の理論を応用し、市場は適応性を持ち時間とともに進化していくと考える。投資家が同一の手法をとっている市場は安定的になり、参加者全体に利益をもたらす。しかし、やがてその手法の旨みを取り尽くしてしまつて飽和状態に陥り、不安定になる。すると、新たな投資手法が台頭し、前の手法に取って替わる。このように革新は栄枯盛衰を繰り返し、常に市場に適応しているものの、生き延びるといふ、まさに進化論の発想に立つものである。

エモリー大学ゴイズエタ・ビジネススクールのナラシマラン・ジェガディーシュも効率的市場仮説に反対する。かれは、最も重要な効率的市場仮説アノマリーとして、先述のモメンタム効果の存在だと挙げている。モメンタム効果とは、値上がりした株価銘柄はその後引き続き上がり続ける傾向があり、反対に値下げしている銘柄はしばらく下がり続ける

傾向のことを指す。実際にこのモメンタム効果に基づいて、高いリターンを得ているファンダメンタルもあり、効果はある程度実証されている。

ハーバード大学のアンドレイ・シュライファーは、行動ファイナンス理論を確立し、効率的市場仮説の根拠となっている前提を否定する。人々が合理的に行動するという前提に対しては、そもそも人々の行動は合理的ではないとするのである。集団になった時に個々の非合理的な行動は相殺しあうという前提に対しては、少ないサンプルから全体を仮想してしまう誤謬、および、人々は新しい情報への適応が遅れてしまう誤謬の結果、非合理的な行動が相殺されないとする。プロの裁定取引により素人投資家の非合理は解消されるという前提に対しては、資産家からの受託者として行動するプロディーラーは短期的な収益を要求され、裁定するまでは取引を継続しないと反論する。さらに、投資家の過信が過剰反応を引き起し、アノマリーを引き起こすと説明している。

ニューヨーク大学ポリテクニク研究所のナシム・ニコラス・タレブは『ブラック・スワン』という著書で一躍有名になった。マンデル・ブローの、分散はベキ分布に基づくという考えを受け継いで、リスクをコントロール可能だとする金融学のスタンスを批判し、あるのは予見不可能な不確実性だけだと主張している。

一方、効率的市場仮説の検証においては、データ上の問題がある。金融データは定常性その他に問題があるし、データ生成過程が構造的に安定である保証がない。そのために、個別に行われた検証結果については、常に慎重な検討が要求されることになる。これも方法論上大きな問題となりうる。株価データのように典型的な非定常時系列データに対して、サンプル期間を変えることで効率的市場仮説の成否が変わりうることになる。株価データのサンプル期間があまり短すぎると、古典的 ARFIMA モデルによる長期記憶の問題が生じる。長期記憶を扱う場合がサンプル期間の取り方に大きく依存するからである。また、多くの市場の株価を考えると、価格水準ばかりではなく収益率に変換した後も定常性は保証されない。その場合、非定常モデルとしては、非常に広範なクラスに属するパラメト

リックな非定常モデルが候補となりうるし、ARFIMA モデルのような定常と非定常の境界に位置する時系列モデルも視野に入れなくてはならないだろう。

ランダムウォーク仮説に従うと、株価時系列そのものは理論的にとらえることはできないということになる。そのため、資本市場論は平均と分散という株価の基本統計量に基づく分析にしばらくは限定されていくこととなった。

### 1-3. グレンジャーの株価予測研究

クライブ・グレンジャーは1934年9月に、イギリス、ウェールズのスワンシに生まれ、ノッティンガム大学に学んだ。グレンジャーは「数学の理論と経済実証を完璧に結ぶ」<sup>4</sup>という夢のために、イギリスで初めて、経済学と数学の両学位を受け取った一人になった。卒業後、母校に残り教員を務めていたグレンジャーは、1957年、初めて天文学に関する統計的な論文、Granger (1957) を発表した。そして、1959年にノッティンガム大学で統計学博士の学位を取得している。

1960年代初頭に、グレンジャーはハークネス (Harkness) 奨学金を獲得し、モルゲンシュテルン<sup>5</sup>の要請を受けて、プリンストン大学客員研究員としてアメリカに渡り、「時系列分析とスペクトル経済分析の応用」の研究<sup>6</sup>を続けた。指導にあたったのはジョン・タッキー (John Tukey) とゲーム理論で名を馳せていたオスカー・モルゲンシュテルン (Oscar Morgenstern) であった。その後、彼はノッティンガムに戻って経済学と統計学の教授になったが、米国へのこの訪問は、彼のアメリカでの大学生活への欲望を刺激した。1974年、グレンジャーはアメリカに移住し、カリフォルニア大学サンディエゴ校の経済学教授とな

---

<sup>4</sup> グレンジャーは1997年のP. C. B. Phillipsにおけるインタビューでこうのべている。“I liked the description of the degree because it mixed two thing-one thing I thought I could do, and one thing I thought was going to be interesting, economics, and I like very much the people there in Nottingham.”

<sup>5</sup> オスカー・モルゲンシュテルンは、ゲーム理論と不確実性の下での選択理論を構築したオーストリア学派の経済学者である。趣味は投機と経済予測であるが、ファイナンスの分野で、モルゲンシュテルンはグレンジャーと一緒に生まれつつあったランダムウォーク仮説の検証を行った。

<sup>6</sup> ET Interview(1997)で、Granger は ‘Morgenstern said, “Come and join our time series project.” As that sounded very promising, I decided to do that. I went to Princeton and the time series project turned out to be Michio Hatanaka and myself. But we were to study under John Tukey about spectral analysis. (p259)’と述べている。

った。同大学へ、グレンジャーはノーベル賞を同時受賞したエングルを招聘し、旺盛な共同研究活動により、サンディエゴ校を全世界で最も優れた計量経済学の拠点の一つとすることに貢献した。2003年に彼は退職してサンディエゴ校の名誉教授となった。

当初統計学を修めたグレンジャーが経済学にその研究領域を移したとき、株価予測研究という極めて具体的な分野に取り組んだことが重要である。グレンジャーが統計学から経済学、ないしは計量経済学にその研究領域を移したのは、プリンストン大学に滞在したことがきっかけであった。そして、そこでの研究テーマが株価予測分析であったのである。Granger はまず、モルゲンシュテルンとの共著というかたちで Granger and Morgenstern (1970) を発表している。この著作のなか、当時の株価変動の分布の形及び、ランダムウォーク仮説の独立性の検証に重点を置いて、株価変動が同一分布に従うことさえ要求されなくなった。ランダムウォーク仮説は、株価変動の期待値が一定であることと任意の異なる二つの時点での株価価格変動の相関がゼロであることと定義される。グレンジャーの研究は計量経済学の角度からの株価予測の早期の研究であった。それから、予測精度および予測に用いられる計量経済学モデルを評価することは、グレンジャーの研究の繰り返されるテーマの一つとなった。

彼の初期の株価予測研究は、ニューボルド(1973)と一緒に形で行われた。そのきっかけは、Box and Jenkins(1970)が1968年に“Time Series Analysis, Forecasting and Control” (published in 1970)を書いた際にグレンジャーがコメントを依頼されたことであつた。グレンジャーは、予測研究は潜在的可能性が高いと認識しながら、“Control”に関する研究に知識がなかったため、博士号取得済みの共同研究者を探したがニューボルドがただ一人の応募者であつた。ニューボルドはボックスの下で計量経済学と時系列分析を学び、1970年にウィスコンシン大学博士号を取得した。その後の株価予測研究は Granger and Newbold(1974, 1975, 1976, 1977a, 1977b) というかたちで継続された。特に、1977a は株価予測分野の古典的教科書となっている。

従来伝統的なモデルは株価に焦点を当てて構造モデルの当てはめと予測を行い、予測評価を行っている。株価の時系列が単位根を有する非定常系列のままでの推定であり、その推定の結果は「見せ掛け」の回帰の疑いを拭い去ることはできないと Granger and Newbold(1974)が指摘している。この重要な発見は共和分概念の誕生と直接つながっている。

株価予測研究という問題領域について、グレンジャーは次のように述べている。

A consequence of this behaviour of economic time series is that a naive ‘no change’ model will often provide adequate, though by no means optimal forecasts. Such models are often employed as bench-marks against which the forecast performance of econometric models can be judged. (Granger and Newbold (1973))

It has been well known for some time now that if one performs a regression and finds the residual series is strongly auto-correlated, then there are serious problems in interpreting the coefficients of the equation. Despite this, many papers still appear with equations having such symptoms and these equations are presented as though they have some worth. (Granger and Newbold (1974))

ここから読み取れることは、1970年代時点までの株価予測に対する考え方では、株価がランダムウォークに従うのが通説になっているが、その独立性の検証に焦点が合わせた分析が主流<sup>7</sup>であったということである。単変量自己回帰モデルに基づいて推測を行う際、株価データの期待値や分散、自己相関といった確率過程のパラメータを推定しなければならないという困難に直面することになる。これらのパラメータを推定するためには、株価データの発生メカニズムに何らかの制約を課さないといけませんが、それが定常性にほかならない。しかし、現実の時系列データが、そのまま定常性の条件を満たすことがほとんどないため、原データを階差の取ることによってトレンドの除去による定常化する方法が Box and Jenkins(1970)によって考案された。株価予測分析において、定常過程を対象としてい

---

<sup>7</sup> 1960年代においてランダムウォーク仮説をめぐってさまざまな検証が行われた。A. B. Moore (1953) M. G. Kendall (1953) S. Alexander (1961) など株価変動の分布が必ずしも正規分布に従うわけではないと指摘している。一方、E. F. Fama(1965)は株価変化が同一分布をもつことを仮定している。

る自己回帰モデル、移動平均モデル、二つのモデルを混合した自己回帰移動平均モデルの当てはめを行い、予測に活用するのである。

これに対して、グレンジャーは、以下のように述べている。

The suggested rule perhaps should be to build one's models both with levels and also with changes, and then interpret the combined results so obtained. (Granger and Newbold (1974))

From our own studies we would conclude that if a regression equation relating economic variables is found to have strongly auto-correlated residuals, equivalent to a low Durbin-Watson value, the only conclusion that can be reached is that the equation is mis-specified, whatever the value of  $R^2$  observed. (Granger and Newbold (1974))

In building a forecasting model, the time series analyst regards the series to be forecast as containing two components. The first is that part of the series which can be explained in terms of its own past behaviour and the second is the residual part. Thus, in order to explain this residual element one must look for other sources of information-related time series, or perhaps considerations of a non-quantitative nature. (Granger and Newbold (1974))

変数をそれぞれ自身の過去の値に関係づけることによって予測が行われてきた。Granger はその場合、もし  $x_{n+h}$  を予測するならば、考慮される情報セットは  $I_n: x_{n-j}, y_{n-j}, z_{n-j}, j \geq 0$  のようなより広い情報セットへと移行するときであり、 $x_{n+h}$  の予測は、 $x_t$  のみならず他の系列  $y_t$  や  $z_t$  の過去および現在の値も用いて行われるのである。二つの確率変数間の線形の関係は以下のようになる。

$$X = a + bY + \text{誤差} \quad (1-1-1)$$

古典的統計学の方法では、パラメータ  $a$  と  $b$  は最小二乗基準を用いて推定される。

$$X = a + bY + cZ + dW + \dots + \text{誤差} \quad (1-1-2)$$

この推定法は、より複雑な重回帰へと簡単に拡張されうる。被説明変数は従属変数とよばれ、方程式の右辺の諸変数は独立変数ないし説明変数とよばれる。従属変数のラグ付きの値を説明変数の中にもめるか否か、また、どのような他の経済時系列が適切であるかというような問題は非常に重要であり、モデルの予測能力に相当な差異をもたらさうる要因である。

妥当な予測モデルを作成する上での困難を説明するために、配当額の予測例をあげる。 $D_t$ が年配当額の系列ならば、この系列からモデルを構築し、それを用いて予測を行うという手順になる。情報セットを拡大し、配当額は企業利益、あるいは税引き後利潤によって説明できる。株主に配当の形で支払われる貨幣の源泉は利潤 $E_t$ であるから、次式のような関係を考察するのが適切である。

$$D_t = a + bE_t + e_t \quad (1-1-3)$$

ここで $e_t$ は非決定的性質を持つ残差ないし「誤差」の系列を表している。係数 $a$ と $b$ は、最小二乗回帰の手法を用いて、利用可能なデータに対して方程式(1-1-3)が最もよく当てはまるように選ばれる。 $n$ 時点において $D_{n+1}$ の値を予測する必要があるとしよう。このとき、(1-1-3)から次式を与える。

$$D_{n+1} = a + bE_{n+1} + e_{n+1} \quad (1-1-4)$$

これが予測に殆ど役に立たないことは直ちに分かる。それは、一つの変数の将来の値が単に他の変数の将来の値によって表されているにすぎないからである。これを二つの異なる方法で予測目的に使用することができる。まず、「条件付予測」すなわち、 $E_{n+1}$ になんらかの特定の値が与えられるとして、それを $D_{n+1}$ の値を予測するために使うことが考えられる。例えば、事前にその年の期待利潤の数値を発表している場合、この期待値が正しいという仮定を条件として、配当額の予測に方程式(1-1-4)を用いることができる。

$$D_{n+1} \text{の予測値} = a + bE_{n+1} \quad (1-1-5)$$

ただ、この方法は誤差の予測可能性を無視しているので、モデルの最適予測を与える使用法ではない。もし、可能な利潤の数値について確率分布が存在するならば、この分布を

予想配当の分布へと変換することができる。ある会社の与える利潤の予測値は、(1-1-4)を用いて、配当額の予測値に変換することができる。

$$D_{n+1} \text{の予測値} = a + b(E_{n+1} \text{の予測値}) \quad (1-1-6)$$

配当額の予測値の良好さは、明らかに利潤の予測値の精度に依存している。企業利潤について、広く応用できる次のようなモデルが与えられる。

$$E_t = m + E_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1-1-7)$$

ここで、 $\varepsilon_t$ はホワイトノイズである。このようなモデルで作りに出される変数は、ドリフト項付きランダムウォークといわれる。この式を真のモデルと認め、 $t=n+1$ とおくと、利潤の良好な予測値が得られる。

$$E_{n+1} \text{の予測値} = m + E_n \quad (1-1-8)$$

これを(1-1-6)に代入すると次式が得られる。

$$D_{n+1} \text{の予測値} = a + b(m + E_n) \quad (1-1-9)$$

これと同様の予測値が、単に $D_{n+1}$ を $E_n$ に回帰させることによって、次のモデルを考えられる。

$$D_t = \alpha + \beta E_{t-1} + e'_t \quad (1-1-10)$$

このようなモデルは予測関係式とよばれる。現在の配当額を現実の利潤に関係づける元のモデル(1-1-3)の経済学的基礎は非常に単純なものである。実際には、経営者は、株主の心理に配慮して、安定した配当金の支払いを非常に重視するので、実際の配当データの実証的研究では、次式のほうがより良い説明的モデルであることが知られている。

$$D_t = c + dD_{t-1} + fE_t + e_t \quad (1-1-11)$$

ここで、 $d$ の値は殆ど常に正であり、 $d$ が0の場合より $D_t$ の変動がより小さいことを意味している。(1-1-11)と(1-1-7)を合わせると、より改善された予測関係式が得られる。

$$D_t = c' + dD_{t-1} + fE_{t-1} + e'_t \quad (1-1-12)$$

ここで、特定の企業についての係数 $c'$ 、 $d$ 、 $f$ は、容易に入手しうる過去の配当と利潤の観察値を用いて、標準的な重回帰の手法により推定することができる。通常の推定法では、

モデルの係数の値は当てはまりが最もよくなるように決定されるが、場合によって、ある係数のとるべき値について想定がなされることがあり、もしこの想定が制約の形で表現されるならば、制約付き最小二乗法が必要となる。もし制約が正しければ、そのときには予測能力からより優れたモデルが得られる。利潤が大きいほど配当も大きいので、 $f$  は正でなければならない。ただ、この制約は、かなり頻繁に利潤の減少と配当の増大が同時に観察されるという事実からおそらく誤りである。グレンジャーはその原因について株価から解釈している。

$$P_t = gE_t + hD_t + e_t \quad (1-1-13)$$

ここで、 $P_t$ は現在の株価、 $e_t$ は誤差系列である。もし経営者が、株主の関心が配当よりもキャピタル・ゲインにあると考えるならば、利潤が減少するときに株価を安定させる方法は配当を増やすことである。このように考えるならば、経営者が利潤と配当をいかに関係づけるかについての先の理論は誤りであり、それに基づいた予測モデルに課された制約は不正確である。(1-1-12)と(1-1-7)を(1-1-13)に代入して株価の予測モデルを提供することはできる。

$$P_t = k + pE_{t-1} + qD_{t-1} + e'_t \quad (1-1-14)$$

事実、ファンダメンタル分析として知られる株価予測の方法は、この関係式か、あるいは、右辺に他の説明変数を加えることによってそれを一般化した式によっている。しかし、多くの経験的検証によっても、この方法が株価の予測に有効であるという証拠は見つかっていない。その理由は、情報セットと予測モデルという観点から、本質的(1-1-14)には、情報セット $I'_n: E_{n-j}, D_{n-j}, j \geq 0$ から $P_{n+1}$ を予測しようとするものであるが、株価系列の過去の値を無視すべき正当な理由は何もないである。もし過去の利潤、配当に株価を加えて拡張された情報セット $I'_n: E_{n-j}, D_{n-j}, P_{n-j}, j \geq 0$ を用いるならば、次式のモデルが考えられる。

$$P_t = k + rE_{t-1} + sD_{t-1} + wP_{t-1} + e_t \quad (1-1-15)$$

もしこのモデルがデータに当てはめられれば  $r$  と  $s$  はゼロと有意な差がなく、 $w$  は殆ど 1、 $k$  は小となり、誤差がホワイトノイズであるため、(1-1-15)は事実上次式となる。

$$P_t = P_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1-1-16)$$

ここで、 $\varepsilon_t$ は近似的にホワイトノイズである。これはよく知られた株価についてのランダムウォーク仮説であり、株価の変化は本質的にホワイトノイズで、その過去の値からは予測不能であることを示しているのである。

### 1.3.1. グレンジャー因果性概念の登場

従来、因果関係という概念は、哲学、統計学、経済学など広い分野に存在する。哲学をはじめ、因果という概念に関しては、さまざまな論争が行われている。Wold(1954)は因果概念の重要性を説きながら、その概念は経験ではなく理論によってとらえるべきこと、概念より因果の法則性を定義することが難しいことを強調している。彼は、因果性を関数関係や予測可能性で定義することには否定的で、統計モデルや経済モデルを例にとり因果性の説明を試みている。確率論に基づく因果性研究は最も重要な方法であるが、グレンジャー因果性は確率論方法の範疇に属するといえる。因果性の確率論方法の最も簡単な定義はSuppes(1970)に定義され、もし事件 A の発生は事件 B の発生の確率を増やしたと仮定し、即ち  $P(B|A) > P(B)$  であれば、事件 A は事件 B の原因となる。また、 $P(B|A) < P(B)$  であれば、事件 B は事件 A の逆原因となる。つまり  $P(B|A) \neq P(B)$  となれば、即ち、事件 A の発生は事件 B の確率分布を変えたとすれば、事件 A は事件 B の発生の原因となる。その概念を明白な因果性(*prima facie causality*)と定義している。この定義の短所は事件発生の前後順序を考慮していないことと、統計的に原因と結果を区別することができないことである。公式から導き出すと、もし  $P(B|A) > P(B)$  であれば、 $P(A|B) > P(A)$  が必ず成立する。つまり、もし事件 A が事件 B の原因となら、必然的に事件 B も事件 A の原因となる。この問題は統計学的に観測性等価(*observational equivalence*)と呼ばれており、この問題を解決する方法は原因と結果の間に前後の順序を考慮することである。

グレンジャーは1960年代初、スペクトル解析に研究の中心においた。彼は交差スペクトル形状が常用であると考えている。交差スペクトル形状の“potential feedback”現象を

解釈することは困難であるが、時系列内の変数間関係と繋がっている。因果性の考えは交差スペクトルの状態図の分析から誕生した概念だといえる。

I needed a causality-type definition and test. I attempted to invent such a definition, and was having difficulties in doing that. I had a friend at Nottingham called Andre Gabor, whom I was working with, and his brother was Dennis Gabor, who was at Imperial College and who won the Nobel Prize in physics for holography, a very nice man and a brilliant physicist. I had a dinner with him, Dennis Gabor, one night and he said to me there is a definition of causality in a paper by Norbert Wiener, and he gave me a reference. (ET Interview, p271)

グレンジャーは Wiener の物理的概念を応用して、時系列分析における因果性という概念を発想していることがわかる。彼はこの概念を用いた 2 変量の経験系列スペクトル状態図の著作を出版したが無視された。その後、Chris Sims が貨幣供給と収入の関係を論じた論文にこの概念の適用したことをきっかけに因果性が大きな論争的になって、グレンジャーの定義は人々に知られるようになり、“Granger causality”として定着した。

Granger(1969)は、計量経済学の変数間の因果性 (causality)、瞬間的因果性 (instantaneous causality) と情報集合の概念を導入している。

The variance does seem to be a natural criterion to use in connection with linear predictors as it is mathematically easy to handle and simple to interpret. If one uses this criterion, a better name might be “causality in mean.” (p 430)

The definition of causality used above is based entirely on the predictability of some series, say  $X_t$ . If some other series  $Y_t$  contains information in past terms that helps in the prediction of  $X_t$  and if this information is contained in no other series used in the predictor, then  $Y_t$  is said to cause  $X_t$ . It also follows from the definitions that a purely deterministic series, that is, a series which can be predicted exactly from its past terms such as a non-stochastic series, cannot be

said to have any causal influences other than its own past. This may seem to be contrary to common sense in certain special cases but it is difficult to find a testable alternative definition which could include the deterministic situation. (p430)

グレンジャーが述べているように、二変数間の因果関係は予測の観点から定義されたものである。「因果的」という言葉の使い方について意見の不一致が存在しているが、その実用性には着目すべきものがある。この見解から導かれる一つの帰結は、原因の変数は、予測形成において他の情報が用いられた後でさえ、結果の変数の予測に有用であるに違いないということである。Suppes のランダムウォークに基づいた因果性定義と比べて、グレンジャー因果性定義は用いられたデータの情報集合の概念、そして事件発生の順序性を強調した実用性が最大のポイントであろう。

Granger (1969) がグレンジャー因果性の定義に至った経緯は次のようなものである。

$X=(X(n) ; n \in Z)$ ,  $Y=(Y(n) ; n \in Z)$  をそれぞれ  $d_1$ ,  $d_2$  次元の弱定常過程とする。

$$X(n) = \begin{pmatrix} X_1(n) \\ \vdots \\ X_{d_1}(n) \end{pmatrix}, Y(n) = \begin{pmatrix} Y_1(n) \\ \vdots \\ Y_{d_2}(n) \end{pmatrix} \quad (1-3-1)$$

$X_i(n)$ ,  $Y_j(n)$ ,  $i=1, \dots, d_1$ ,  $j=1, \dots, d_2$  を含み、時点  $n$  で観測可能な確率変数の集合を  $J_n$ ,  $U_n = \{J_m ; m \leq n\}$  と置く。また、時点  $n$  以前の  $X$  の過去の情報の集合  $\{X_i(m) ; m \leq n, i=1, \dots, d_1\}$  を  $\bar{X}(n)$ 、同様に時点  $n$  以前の  $Y$  の過去の情報  $\bar{Y}(n)$  も定義する。I をある観測可能な確率変数の集合とする時、 $X(n)$  の I による線形最良予測を  $\hat{X}(n)$ 、予測誤差  $X(n) - \hat{X}(n)$  の分散を  $\sigma^2(X(n) | I)$  とおく。Granger は  $X$  を予測する時、 $Y$  から得られる情報を利用すれば、その予測誤差が小さくなる時、 $Y$  から  $X$  への因果があるとしている。即ち

定義 1 (Granger の因果性)

$$\sigma^2(X(n) | U_{n-1}) < \sigma^2(X(n) | U_{n-1} - \bar{Y}(n-1)) \quad (1-3-2)$$

この場合、Granger の意味で  $Y$  から  $X$  への因果関係があるといい、 $Y \xrightarrow{GC(U)} X$  と表す。  $X$  から  $Y$  への因果関係も同様に定義 1 と同値な定義を与えられる。

定義 2 (Granger の因果性)

$$\sigma^2(X(n) | U_{n-1}) = \sigma^2(X(n) | U_{n-1} - \bar{Y}(n-1)) \quad (1-3-3)$$

この場合、Granger の意味で Y から X への因果関係がないといい、 $Y \nrightarrow X$  と表す。ところで、実際の実証分析に経済データは月次あるいは四半期毎に集計されるケースが数多くみうけられる。そのため実際のデータには時間のずれがあるのに、集計の過程でそれが無視され、同時点でのデータとして処理されることになり、統計上の諸問題が生じることにもなる。Granger は因果に関するこの問題をとらえ、次の定義を与えた。

定義 3 (Granger の瞬間的因果性)

$$\sigma^2(X(n) | U_{n-1}, Y(n)) < \sigma^2(X(n) | U_{n-1}) \quad (1-3-4)$$

この場合、Granger の意味で Y から X への瞬間的因果関係があるといい、 $Y \xrightarrow{GIC(U)} X$  と表す。

定義 4 (Granger の瞬間的因果性)

$$\sigma^2(X(n) | U_{n-1}, Y(n)) = \sigma^2(X(n) | U_{n-1}) \quad (1-3-5)$$

この場合、Granger の意味で Y から X への瞬間的因果関係がないといい、 $Y \nrightarrow X$  と表す。X から Y への因果関係、瞬間的因果関係も全く同様に定義される。X と Y の Granger の意味での因果関係を分類すると以下のようなになる。

- (1) X、Y には因果関係はない。
- (2)  $Y \xrightarrow{GC(U)} X$  だけが成立。
- (3)  $X \xrightarrow{GC(U)} Y$  だけが成立。
- (4)  $Y \xrightarrow{GC(U)} X$ 、 $X \xrightarrow{GC(U)} Y$  即ちフィードバックが成立。

瞬間的因果関係も 4 通りに分類されるので、因果関係、瞬間的因果関係を併せれば 16 通りのパターンがある。Granger は B が与えられた時の A の条件付分布を  $P(A|B)$ 、 $\Omega_{n-1}$  を n-1 時点までの情報全体とする。

$$P(X(n) | \Omega_{n-1}) = P(X(n) | \Omega_{n-1} - \bar{Y}(n-1)) \quad (1-3-6)$$

この場合、X、Y には因果関係はなく。この定式等号が成立しない時、因果関係があると考えている。しかしながら、有限個のデータから分布を特定化するのは容易ではなく、それ

以上にこの式を検定するのは難しい。そこで検定可能な代替案として浮上したのが、予測誤差による定義1である。定義1では、 $\Omega_{n-1}$ は時点  $n-1$  までに観測可能な集合  $U_{n-1}$ に限定し、より具体的になっている。なお時間領域が  $Z$  の弱定常過程を対象にしているから、Granger の定義は時間  $n$  に無関係としている。というのも因果が1ステップ予測誤差を基準に定義されているからで、大域的弱定常過程において1ステップ予測誤差が時間  $n$  に無関係ということは、Wold 分解定理の証明に見ることができる。その後、この手法は広範的に因果関係の検証に応用されている。そして、VAR モデルにおける因果関係の分析が広く応用されるようになってきている。

しかし、Granger, Ashley and Schmalensee(1980)にはグレンジャーが一貫して“Granger causality”の“Predictability”を強調して、その概念が主に“In-sample testing”に応用されていることに失望したと述べている。彼は1997年のPhillipsによるインタビューで次のように述べる。

The definition is a predictability test, not a test of fit, and so the fact that your model fits in-sample does not mean it is going to forecast out of sample. The test that I push is that you actually build in-sample models with or without the possible variable, so you have two models, and then you ask which model actually forecast the better out of sample, using a comparison of forecast test. That is a true test of the forecasting ability of the models and definition is the forecasting definition. (ET Interview, p273)

### 1.3.2. 共和分概念の発展と確立

共和分概念を理解する上で極めて重要な単位根、非定常過程、見せかけの回帰、効率市場仮説などの概念の成立について、予測概念との関係で触れていく。

株価の変動はランダムウォークに従うという仮説が広範に受け入れられている。つまり、株価はランダムに変動するために、将来の動きを過去の変動のパターンから予測すること

は不可能である。従って、株価の変動は幾何ブラウン運動によって支配されていると仮定される。また、の収益率は対数正規分布に従うことが一般論として知られている。

株式市場には、合理的な資金配分の機能を果たすことが期待されており、市場の資金配分機能が効率的であるか否かは株式市場の効率的かどうかの評価の基準になっている。しかし、株式市場においてはもう一つ、「市場が情報を効率的に処理している」という効率性がある。Fama(1970)が効率的市場仮説を定義して以来、現代ポートフォリオ理論の基盤となったものの、アノマリーが数多く報告されている。Famaによると、「効率的市場においていかなる時点においても観察される証券の価格は、その時点で利用可能なあらゆる情報の“正確な”評価に基づいている。すなわち、取引される資産の価格がいつでも全ての利用可能な情報を完全に反映している。言い換えれば、情報が効率的に処理される市場が効率的であるという表現もできる」。その後、Jensen(1978)は、「情報集合をもとにした投資戦略からは、経済的利潤を獲得するのが不可能なとき、市場は情報集合に関しては効率的であるという」と効率的市場仮説を再定義した。

短期的な価格の予測可能性について Fama は 1960 年代に、株式には短期的に若干の正の自己相関が見られることを発見した。しかし、その程度は非常に弱く、取引コストを考えればその相関を利用して計画的に利益を上げることは不可能だとし、株式市場は短期的には効率的な状況に近いということが学界でのコンセンサスになっている。長期的な価格の予測可能性については取引コストを加味しても利益を上げられるような予測が可能であるという研究成果がある。これまで、先進国株式市場においてなされた多くの研究結果は、効率的市場仮説、とりわけ不偏性仮説が成立しないことを示している。株価の将来は予測することができない、将来を全く読みとれないとするような説明変数を用いて回帰分析をしても、意味のある結果は得られそうにない。効率的市場仮説の立場からみると、株価モデルとしての最有力候補は、予測可能性を否定したランダムウォークモデルとなる。これは株価の対数値がランダムウォークで表現されるモデルである。

$$\text{Log}P_t = \log P_{t-1} + \varepsilon_t$$

$\varepsilon_t$ は正規ホワイトノイズである。これは収益率 $z_t = \log P_t - \log P_{t-1} = \varepsilon_t$ が強ホワイトノイズとなる。これは連続時間表現で株価の価値評価の基礎となっている。しかし、実際の株価データから見る限り、この株価の収益率モデルは棄却される。株価収益率の変動特性に合うモデルとして ARCH 型モデルを前提にした株価オプション評価が提案されているが、非マルコフ・モデルの場合、無裁定理論の仮定と矛盾することになる。

1997年PhillipsによるインタビューでGrangerは共和分概念の考えの起源は次のように述べていた：

He was saying that he had a case where he had two I(1) variables, but their difference was I(0), and I said that is not possible, speaking as a theorist. He said he thought it was. So I went away to prove that I was right, and I managed to prove that he was right. Once I realized that this was possible, then I immediately saw how it was related to the formulation of an error correction model and their balancing. So, in a sense, all the main results of co-integration came together within a few minutes. I mean, without any proof, at least not any deep proof, I just sort of saw what was needed... Then I had to go to away and prove it. That was another thing. But I could see immediately what the main results were going to be.

(p25)

GrangerはHendryとのこの問題についての会話から、共和分の概念を捉えたことがわかる。見せ掛けの回帰問題を緩和するためにGrangerとNewboldの提唱した差分手法は普遍的な支持を見出さなかった。特に、Granger and Newbold(1977)による概念がSimsの自分の論文に初導入した「いくらか鋭敏」(somewhat acerbic)なものとして表現したにもかかわらずLSEグループの計量経済学者は疑っていた。

Hendryは、プロセス $\varepsilon_t = \rho\varepsilon_{t-1} + v_t$  ( $|\rho| < 1$ )に従うと誤って仮定された回帰式 $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + \varepsilon_t$ を同等の式に書き換えた。

$$Y_t = \beta_0(1-\rho) + \beta_1 X_t + \rho\beta_1 X_{t-1} + \rho Y_{t-1} + v_t \quad (1-3-7)$$

更に、Hendry は上の式を自体の制限されたバージョンに書き換えた。

$$Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 X_t + \gamma_2 X_{t-1} + \gamma_3 Y_{t-1} + w_t \quad (1-3-8)$$

Hendry は(1-3-8)が、Sargan(1964)が以前に示したように制限は $\gamma_2 + \gamma_1 \gamma_3 = 0$  であり、尤度比統計量によってテストできると考えた。しかし、ある種の偽の重要な数が存在してあれば、尤度比統計量が(1-3-7)を拒否し、(1-3-8)の $X_t$ と $X_{t-1}$ には殆ど影響しないことになる。Hendry は(1-3-8)のような方程式の差分について、二つの異なる解釈を提供した。一つは Granger and Newbold によって暗黙のうちに考慮された「演算子形式」であり、これは(1-3-8)を次のような式に変形させる。

$$\Delta Y_t = \gamma_1 \Delta X_t + \gamma_2 \Delta X_{t-1} + \gamma_3 \Delta Y_{t-1} + \Delta w_t \quad (1-3-9)$$

ここで、切片が含まれていれば、これがトレンド項に対応する。 $w_t$ がランダムウォークであれば、 $\Delta w_t$ はホワイトノイズであるので、誤差修正項の自己相関特性が完全に変更される。一方、(1-3-9)の一階階差の方程式は、パラメータ制約 $\gamma_1 + \gamma_2 = 0$  と $\gamma_3 = 1$ を課すことによって、次式の「制限形式」が得られる。

$$\Delta Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta X_t + w_t \quad (1-3-10)$$

(1-3-10)と(1-3-9)と比較すれば、 $\Delta X_{t-1}$ と $\Delta Y_{t-1}$ を除外できることがわかる。つまり、回帰式(1-3-9)は、誤って $\Delta X_{t-1}$ と $\Delta Y_{t-1}$ を含み、切片を除外し、-1の係数で移動平均誤差を有するので、不正確な定式化である。Hendry は差分化でも見せ掛け回帰問題が依然に存在していると指摘したのであった。彼は、(1-3-8)に $\gamma_1 + \gamma_2 + \gamma_3 = 1$ という制約を課すことによって、次式が得られる。

$$\Delta Y_t = \gamma_0 + \gamma_1 \Delta X_t + (\gamma_2 - 1)(Y_{t-1} - X_{t-1}) + w_t \quad (1-3-11)$$

(1-3-11)の特定化は、 $Y_t$ と $X_t$ との短期関係および長期関係の両方をモデル化することができた。このような方程式は、Sargan(1964)によって以前から示唆されていたが、 $\gamma_1$ と $\gamma_2 - 1$ それぞれに対応する微分および比例制御メカニズムを有すると解釈することできる「誤差修正モデル」として急速に知られるようになった。この差分に対する批判と誤差モデルに重点をおく主張のなかで、Granger は回帰式に現れる変数のインテグレーションの順序の裏

の意味をより慎重に検討するようになった。彼は、説明変数の主要な特性を生み出し、その特性を一貫性方程式と呼ぶならば、このような回帰を生成式 (generating equation) と呼んでいる。(Granger, 1981, p121)

グレンジャーは、非一貫性方程式の簡単な例として、 $y_t$ が正であったが  $x_t$  が両方向で無制限である回帰を与えた。その具体例は、 $y_t$ が指数関数的に分布し、 $x_t$ が正規分布しているとき、次のような方程式で表せる。

$$b(B)y_t = c(B)x_t + h(B)\varepsilon_t \quad (1-3-12)$$

ここで、すべての多項式は有限次数であり、 $\varepsilon_t$ は有限分散ないし  $x_t$ と無関係のホワイトノイズである。この方程式は一貫して  $d_x = d_y$ なので、より一般的なモデルを想定できる。

$$b(B)y_t = c(B)x_t + g(B)z_t + h(B)\varepsilon_t \quad (1-3-13)$$

この多項式の一つが integrating フィルタに対応し、従って無限次数でなければ、関連する条件は  $d_y = \max(d_x, d_z)$  でなければならない。しかし、グレンジャーはこれらの規則が成立しない特殊なケースを発見した。(1-3-13) の  $c(B)=c$  および  $g(B)=g$  であり、 $\varepsilon_t$ は  $h(B)\varepsilon_t \sim I(d_y)$ ,  $d_y > 0$  の単位分散を有すると仮定するならば、多項式 (1-3-13) の右辺のスペクトルは次式になる。

$$(c^2 f_x(\omega) + g^2 f_z(\omega) + g c f_{xz}(\omega)) + |h(z)|^2 / 2\pi \quad (1-3-14)$$

グレンジャーの特殊なケースは: ①小さい  $\omega$  については  $f_x(\omega) = \alpha^2 f_z(\omega)$  となるので、 $d_x = d_z$ ; ②小さい  $\omega$  については  $f_{xz}(\omega) = \alpha f_z(\omega)$  であり、 $x_t$  と  $z_t$  の間のコヒーレンスは 1 であり、位相角 0 であることを意味する。①と②に従う任意の一連の系列は、グレンジャーによって co-integrated と呼ばれていた。また、 $g = -ca$  ならば、低周波数でスペクトル (1-3-14) はちょうど  $|h(z)|^2 / 2\pi$  に収束するので、 $d_y < \max(d_x, d_z)$  であっても、(1-3-13) のモデルは適切である。

$$b(B)y_t = c(x_t - \alpha z_t) + h(B)\varepsilon_t \quad (1-3-15)$$

つまり、二つの co-integrated 系列の差分は  $I(0)$  系列になる可能性がある。より一般的には、 $x_t = z_t + q_t$  ( $d_z = d_x$ ,  $d_q < d_x$ )、 $z_t$  と  $q_t$  は独立していると考えると、 $x_t$  と  $z_t$  は co-integrated が、

差分 $q_t=x_t-z_t$ は  $I(d_q)$ となる。また、 $\alpha(B)x_t$ と $\beta(B)z_t$ も有限次数の $\alpha(B)$ と $\beta(B)$ に対して和分されるので、 $x_t$ と $z_{t-1}$ もすべての  $k$  に対して、co-integrated するようになる。従って、二つの共和分系列は長期間にわたって同様の動きで移動し、短期間で不均等であるかもしれないが、長期的には結びついていくだろう。グレンジャーは、(1-3-15)における $x_t-\alpha z_t$ は(1-3-10)の誤差修正項に類似していることに留意し、後者が $d_x > d_w$ ならば、 $X_t$ と $Y_t$ は共和分であり、長期的には密接に動くことになる。これは、なぜ Sargan(1964)のようなモデルが経験的に普及しているのか、また、なぜ Hendry(1981)のような誤差修正モデルの影響のある応用となるのかをよく説明した。しかし、 $d_x = d_y = d_w$ であれば、共和分は成り立たない。この場合、(1-3-11)は基本的に $X_t$ と $Y_t$ の間のレベル特定の代数的再構成である。この考えは Granger and Weiss(1983)で公式化され始めた。彼らは最初に二変量モデルを考えた。

$$\alpha_1(B)\Delta^d y_t = \beta(y_{t-1} - Ax_{t-1}) + b_1(B)\Delta^d x_t + c_1(B)\varepsilon_{1t} \quad (1-3-16a)$$

$$\alpha_2(B)\Delta^d x_t = c_2(B)\varepsilon_{2t} \quad (1-3-16b)$$

$\varepsilon_{1t}$ と $\varepsilon_{2t}$ は独立した平均ゼロのホワイトノイズであり、 $d$ は0また1のいずれかであり、 $\Delta^d x_t$ と $\Delta^d y_t$ は定常であると仮定される。(1-3-16)は一方向の因果構造を持ち、 $x_t$ は $y_{t+1}$ を引き起こすが、 $y_t$ は $x_{t+1}$ を引き起こさない。 $b_1(0)$ を非ゼロにすることは、 $x_t$ と $y_t$ との間の同時性の可能性をもたらす。(1-3-16a)には単一の誤差項のみが含まれるが、 $\beta_2(y_{t-2} - Ax_{t-2})$ のような追加項は、モデルの構造を変化することなく常に組み込むことができる。彼らは単純なケースを考えた。

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \beta_1(y_{t-1} - Ax_{t-1}) + \beta_2(y_{t-2} - Ax_{t-2}) + a\Delta y_{t-1} + b_1\Delta x_t + \varepsilon_{1t} \\ &= (\beta_1 + \beta_2)(y_{t-1} - Ax_{t-1}) + (a - \beta_2)\Delta y_{t-1} + b_1\Delta x_t + \beta_2 A\Delta x_{t-1} + \varepsilon_{1t} \end{aligned}$$

そうすると(3-2-10a)は次のように書き換えられる：

$$\alpha_1(B)y_t = \alpha_2(B)x_t + c_1(B)\varepsilon_{1t} \quad (1-3-17)$$

$\alpha_1(B) = \Delta^d a_1(B) - \beta B$ と $a_2(B) = \Delta^d b_1(B) - \beta AB$ を定義すれば、(1-3-16b)を用いて、(1-3-17)から $x_t$ を除外すると次式が得られる。

$$\alpha_2(B)\alpha_1(B)\Delta^d y_t = \alpha_2(B)c_2(B)\varepsilon_{2t} + c_1(B)\alpha_2(B)\Delta^d \varepsilon_{1t} \quad (1-3-18)$$

d が 0 か 1 かに関わらず、右辺は常に有限移動平均として書くことができることは明らかである。β の値に関係なく  $y_t \sim I(d)$  に従い、d=1 であれば、誤差修正係数の値は  $y_t$  の低周波成分に影響を及ぼす。β ≠ 0 であれば、右辺の  $\varepsilon_{1t}$  を含む項は本質的にゼロになる。 $y_t$  の低周波成分は、 $\varepsilon_{2t}$  の低周波成分によって大きく決定され、また  $x_t$  の低周波成分 (1-3-16b) も決定される。一方、β = 0 であれば、 $\varepsilon_{1t}$  と  $\varepsilon_{2t}$  の両方の低周波成分が一緒に  $y_t$  の低周波成分を決定することは明らかである。 $z_t = y_t - Ax_t$  を定義すると、これは単変量モデルになることがわかる。

$$\alpha_2(B)\alpha_1(B)z_t = c_2(B)(b_1(B) - A\alpha_1(B))\varepsilon_{2t} + c_1(B)\alpha_2(B)\varepsilon_{1t} \quad (1-3-19)$$

彼らは  $x_t$  と  $y_t$  は両方とも  $I(1)$  であっても、すぐに  $z_t \sim I(0)$  につながるため、共和分の定義が導かれる：もし  $x_t \sim I(d)$  と  $y_t \sim I(d)$  があり、 $z_t = y_t - Ax_t \sim I(0)$  となるような定数 A が存在するならば、 $x_t$  と  $y_t$  は共和分であると言われる。A はユニークである。d=1 のとき、 $x_t$  は  $y_t$  の両方に無限の分散があるが、 $z_t$  が有限の分散を持つような一意の定数 A が存在する。さらに、 $x_t$  と  $y_t$  が d=1 で、(1-3-16) によって生成された場合、必ず一体的に共和分である。もし共和分でない場合、誤差修正モデルは不適切である。なぜならば、(1-3-16a) の左辺は  $\Delta y_t$  が有限分散を持つが、右辺は無限分散項  $y_{t-1} - Ax_{t-1}$  を含み、方程式は明らかに一貫していないからである。差分系列  $\Delta y_t$  と  $\Delta x_t$  は 1 のコヒーレンスと低周波数でのゼロの位相をもつことになる。さらに、 $y_t$  と  $Ax_t$  が同じ低周波数成分をもつようになる。これらは共通の確率的トレンドをもっているといわれている。d=0 のとき、任意の A に対して、 $y_t - Ax_t$  は  $I(0)$  になることは明らかである。d=1 でモデル (1-3-17) は常に (1-3-16a) に書くことができるが、 $x_t$  は d=0 で (1-3-16b) で与えられる。

$x_t$  と  $y_t$  が共和分であると仮定すると、 $x_t = x_{1t} + \gamma x_{2t}$  となる。(1-3-16a) の誤差修正項は  $\beta(y_{t-1} - A_1 x_{1,t-1} - A_2 x_{2,t-1})$  になり、 $y_t \sim I(1)$  なら、 $x_{1t}$  と  $x_{2t}$  が誤差修正に入るための必要な条件は、両方とも  $I(1)$  となる。例えば、 $x_{1t} \sim I(d)$ ,  $d > 1$  であれば、誤差修正項は  $I(0)$  であることができない。一方、 $x_{1t} \sim I(0)$  であれば、 $\Delta y_t$  と  $\Delta x_t$  の低周波数ではコヒーレンスに寄与す

ることができず、誤差修正モデルに現れてはならない。この条件を前提として、Granger and Weiss (1983)は低周波数でのコヒーレンス間に次のような関係を得ている。

$$1 - C_{12}^2 - C_{1y}^2 - C_{2y}^2 + 2C_{12}C_{1y}C_{2y} = 0 \quad (1-3-20)$$

$C_{12}$ は $x_{1t}$ と $x_{2t}$ のコヒーレンス、 $C_{1y}$ と $C_{2y}$ はこれらの系列と $y_t$ の間のコヒーレンスである。この関係のいくつかの結果は、① $C_a=1$ ならば、 $C_b=C_c$ となる：一連の系列の中で、任意ペアの系列が共和分されている場合、残りのペアの系列は低周波数で等しく関連していなければならない。② $C_b=C_c=1$ ならば、 $C_a=1$ となる：一連の系列の中で、任意の二つペアの系列が共和分である場合、残りペアの系列も必ず共和分でなければならない。③ $C_a=0$ ならば、 $C_b+C_c=1$ となる： $x_t$ と $y_t$ が共和分であっても、必ずし $x_{1t}$ と $x_{2t}$ が $y_t$ と共和分であるわけではない。この最後の特性は、二つ以上の系列が考慮されている場合に、共和分である系列の分析がペアで行われてはならないことを意味する。

共和分の関係が存在していれば、誤差修正モデル表現が明らかに重要である。グレンジャーとワイスは、 $y_t$ と $x_t$ が  $I(1)$ ならば、差分系列 $y_t$ と $x_t$ の二変量モデルに焦点をあてることができ、その識別モデルは次式となる。

$$\alpha_1(B)\Delta y_t = \alpha_2(B)\Delta x_t + c_1(B)\Delta \varepsilon_{1t} \quad (1-3-21)$$

このモデルは階差をとっていたが、移動平均期間 $c_1(B)\Delta \varepsilon_{1t}$ の単位根は見つからない。彼らは、拡張モデルに適合する残差形式に基づいた「効率的なテスト」を提案した。

$$y_t = m + Ax_t + \sum_{i=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$y_t = m + Ax_t + \gamma(y_{t-1} - Ax_{t-1}) + \sum_{i=1}^p \alpha_j \Delta y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \beta_j \Delta x_{t-j} + \varepsilon_t$$

$y_t$ と $x_t$ が共和分であるという仮説からは、ラグの長さ  $p$  と  $q$  が適切に選ばれれば、 $\varepsilon_t$ はホワイトノイズであり、 $A$ の推定値が有意であるかどうかを調べることは、誤差修正モデルが適当かどうかのテストとなる。

グレンジャーは、共和分のより一般的な定義と誤差修正モデルの有用なテストを提供するさらなる研究が必要であると考えた。これらの拡張は Engle and Granger (1987) によって行われた。彼らは、共和分のより広い定義を提案した。すなわち、 $x_t$ は次数  $(d, b)$  の共和分

されている  $x_t \sim CI(d, b)$  で示される場合、①  $x_t$  のすべての成分が  $I(d)$  である。②  $z_t = \alpha' x_t \sim I(d-b)$ ,  $b > 0$  となるようなベクトル  $\alpha (\alpha \neq 0)$  が存在するならば、 $\alpha$  は共和分ベクトルと呼ばれ、 $z_t$  は平衡状態ゼロで、 $\alpha' x_t = 0$ ,  $z_t = \alpha' x_t$  はシステムがこの平衡から発散する程度を表すことになる。Engle and Granger (1987) が次のように述べていた。

co-integration would mean that if the components of  $x$  were all  $I(1)$ , then the equilibrium error would be  $I(0)$  and  $z$  will rarely drift far from zero if it has zero mean and  $z$  will often cross the zero line. Putting this another way, it means that equilibrium will occasionally occur, at least to a close approximation, at least to a close approximation, whereas if  $x$  was not co-integrated, then  $z$  can wander widely and zero-crossing would be very rare, suggesting that in this case the equilibrium concept has no practical implications. The reduction in the order of integration implies a special kind of relationship with interpretable and testable consequence. If however all the elements of  $x$  are already stationary so that they are  $I(0)$ , then the equilibrium error  $z$  has no distinctive property if it is  $I(0)$ . (p253)

共和分多変量解析へと移行すると、いくつかの興味深い結果が得られる。 $x_t$  が  $N > 2$  の成分を持つ場合、いくつかの平衡関係が変数の合同挙動を支配する可能性があることは明らかであるので、複数の共相互ベクトルが存在する可能性がある。エングルとグレンジャーは、正確な  $r \leq N-1$  の線形独立共和分ベクトルが存在すると仮定し、これらは  $N \times r$  行列  $A$  にまとめられる。ランク  $r$  は  $x_t$  の「共和分ランク付け」(co-integration rank) として知られている。彼らは、 $x_t$  の誤差修正表現を提示した。

$$A(B) \Delta x_t = -\Gamma z_{t-1} + u_t \quad (1-3-22)$$

ここで、 $u_t$  は固定多変量攪乱項である。 $A(0) = I$  となり、 $A(1)$  のすべての成分は有限である。 $z = A' x_t$  は誤差修正の  $r \times 1$  ベクトルであり、 $\Gamma \neq 0$  は係数の  $N \times r$  行列である。この表現は、エングルとグレンジャーよってに証明されたが、グレンジャーの表現定理と呼ばれて

いる。N×1 ベクトル  $x_t$  が  $d = b = 1$  で共和分され、共和分ランク  $r$  がある場合、ベクトル ARMA 表現が存在する。

$$A(B)x_t = d(B)\varepsilon_t \quad (1-3-23)$$

これはベクトル自己回帰モデルである。そして、 $A^*(0) = I$  とすると、 $z_t = A'x_t$ 、定常的な確率変数の  $r \times 1$  ベクトルの誤差修正表現式が存在する。

$$A^*(B)\Delta x_t = -\Gamma z_{t-1} + d(B)\varepsilon_t \quad (1-3-24)$$

エングルとグレンジャーは、 $d(B) = 1$  のとき、(1-3-23) と (1-3-24) はそれぞれ  $x_t$  と  $\Delta x_t$  の標準 VAR に似ていると指摘した。例として、 $N=3$  および  $r=2$  を考えると、 $A = (\alpha_1, \alpha_2)$  であり、1 対の  $I(0)$  誤差修正があるようにと書くことができる。

$$z_t(\alpha_1) = \alpha_{11}x_{1t} + \alpha_{12}x_{2t} + \alpha_{13}x_{3t}$$

$$z_t(\alpha_2) = \alpha_{21}x_{1t} + \alpha_{22}x_{2t} + \alpha_{23}x_{3t}$$

変数対の任意の線形結合も  $I(0)$  となるので

$$z_t(\lambda) = (1-\lambda) z_t(\alpha_1) + \lambda z_t(\alpha_2)$$

平衡関係  $\alpha_1'x_t = \alpha_2'x_t = 0$  は一意的に特定されず、誤差修正表現 (1-3-24) は、特定の平衡関係の対からの逸脱に対して厳密に「訂正」するものと解釈することはできない。彼らは、誤差修正フォーム (1-3-24) が最も便利であることを着目し、共和分システムの評価に注目した。しかし、誤差修正項は、本質的に  $-\Gamma A'x_{t-1}$  であるので、考慮する必要のある係数を含む交差方程式の制約が存在し、最尤推定は反復の手順が必要となる。彼らは  $r = 1$  の場合、単一の相互交差ベクトルための「二段階」推定法を提案した。まず、パーティション  $x_t = (y_t, x_{t-1}^*)$  がなされた静的回帰  $y_t = \beta_0 + \beta'x_{t-1}^* + \varepsilon_t$  を最小二乗法により推定することである。これは本質的に非ユニークな共和分ベクトル  $\alpha$  が正規化されることである。これは「共和分回帰」として知られ、共和分ベクトルの推定値は  $\hat{\alpha} = (1, -\hat{\beta})$  として得られる。この推定値は (1-3-24) に代入することができ、その未知パラメータにおいて線形になり、最小二乗法によっても推定することができるようになった。エングルとグレンジャーは次のように述べている。

The two-step estimator of a single equation of an error-correction system with one co-integrating vector, obtained by taking the estimate  $a^*$  of  $a$  from the static regression in place of the true value for estimation of the error correction form at a second stage, will have the same limiting distribution as the maximum likelihood estimator using the true value of  $a$ . Least squares standard errors in the second stage will provide consistent estimates of the true standard errors. (p262)

さらに、彼らは簡単な例を提供した。  $N = 2$  とし、  $x_t$  を以下のモデルに従って生成する。

$$\begin{aligned} x_{1t} + \beta x_{2t} &= u_{1t}, \quad u_{1t} = u_{1,t-1} + \varepsilon_{1t} \\ x_{1t} + \alpha x_{2t} &= u_{2t}, \quad u_{2t} = \rho u_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} \quad |\rho| < 1 \quad (1-3-25) \end{aligned}$$

ここで、  $\varepsilon_{1t}$  と  $\varepsilon_{2t}$  は、場合によっては相関したホワイトノイズである。パラメータ  $\alpha$  および  $\beta$  は明らかに未確認であり、システムの誘導形は  $(\alpha \neq \beta)$  以下のものである。

$$\begin{aligned} x_{1t} &= \alpha(\alpha - \beta)^{-1} u_{1t} - \beta(\alpha - \beta)^{-1} u_{2t} \\ x_{2t} &= -(\alpha - \beta)^{-1} u_{1t} + (\alpha - \beta)^{-1} u_{2t} \end{aligned}$$

$x_{1t}$  と  $x_{2t}$  がランダムウォークである線形の  $u_{1t}$  に依存するので、  $I(1)$  でなければならない。ただし、  $u_{2t}$  は定常であり、  $x_{1t}$  と  $x_{2t}$  は  $CI(1, 1)$  であるため、  $x_{1t} + \alpha x_{2t}$  は  $I(0)$  でなければならない。  $x_{2t}$  で  $x_{1t}$  を回帰すると、  $\alpha$  の優れた推定値が得られる。なぜならば、  $x_{1t}$  と  $x_{2t}$  のすべての線形結合は、共和分回帰によって定義されるものを除いて、無限分散を有するからである。誤差修正表現は VAR 表現式から得られる。

$$\begin{aligned} \Delta x_{1t} + \beta x_{2t} &= \varepsilon_{1t} \\ \Delta x_{1t} + \alpha x_{2t} &= \varepsilon_{2t} - (1-\rho)x_{1,t-1} - (1-\rho)x_{2,t-1} \end{aligned}$$

となるので、

$$\begin{aligned} \Delta x_{1t} &= \beta \delta z_{t-1} + \eta_{1t} \\ \Delta x_{2t} &= -\delta z_{t-1} + \eta_{2t} \quad (1-3-26) \end{aligned}$$

この表現から、 $\delta \neq 0$  および  $\rho \neq 1$  である場合にのみ当てはまると思われるだろうが、 $\rho = 1$  場合は、 $u_{1t}$  と  $u_{2t}$  両方をランダムウォークにすれば、それが非共和分システムに導く条件となり、レベル変数は VAR 内で消滅して VAR の制限された形式に縮減する。

彼らは共和分のためのテストも提示した。Fuller (1976) と Dickey and Fuller (1979, 1981) によって DF テストが最初に策定され、続いて多くの人々によって PP テストなどが開発されたように、それらは観察された系列の単位根検定と密接に関連している。しかし、DF 検定は、推定された  $\alpha$  が  $z_t$  を構築するために使用されたとき、あまりにも頻繁に帰無仮説を棄却する。この問題に取り掛かるために、Engle と Granger は元になる共和分があるという帰無仮説ではなく共和分がないという帰無仮説をテストするための一連のテストを提案した。5%水準の臨界値は 0.386 であり、DW がこの臨界値を超える場合、Bhargava (1986) と Sagan and Bhargava (1983) の結果を利用し、帰無仮説を棄却すべきである。また、共和分回帰残差の DF 単位根検定と 5%水準の臨界値 -3.37 を比較し、統計値がこの値より小さければ帰無仮説を棄却する。彼らはシステムがより高次のものである場合、DF 検定から拡張された回帰残差の ADF テストを使用することを推奨した。

また、Granger (1986) は、共和分の基本概念のいくつかを拡張した。表現定理の典型的な場合の  $d = b = 1$  に焦点を当てると、誤差修正モデルは次式となる。

$$A^*(B)\Delta^d x_t = -\Gamma(1 - \Delta^b)\Delta^{d-b} z_t + d(B)\varepsilon_t \quad (1-3-27)$$

$y_t$  と  $x_{1t}$  が共和分であれば、 $x_{1t}$  と  $x_{2t}$  は多変量共和分といわれる。 $y_t$  と  $x_{2t}$  も共和分であることになる。これを当てはめると  $w_t = x_{1t} + \alpha'y_t \sim I(0)$  は次式となる。

$$w_t = x_{1t} + \alpha'\Delta^{-1}z_t = x_{1t} + \alpha'\Delta^{-1}(x_{1t} + \alpha x_{2t}) = (1 + \alpha'\Delta^{-1})x_{1t} + \alpha\alpha'\Delta^{-1}x_{2t} = \alpha'(B)x_t$$

これは多変量共和分概念であり、Granger and Lee (1989) に適用されたことによって、さらに発展された。モデル (1-3-24) では  $z_{t-1}$  は線形に現れ、変数の変化はラグのある誤差修正モデルに関係する。より現実的には小さな誤差を無視するが、大きな誤差に実質的に反応することにより非線形関係を示唆することができる。この考えを示す誤差修正モデルは次のように定式化される。

$$\Delta x_t = f_1(z_{t-1}) + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{1t}$$

$$\Delta y_t = f_2(z_{t-1}) + \text{lagged}(\Delta x_t, \Delta y_t) + \varepsilon_{2t}$$

グレンジャーは、一般的に $z_t$ と $f(z_t)$ は同じ順序で共和分であり、二つの変数間の共和分の発見が非線形誤差修正モデルの可能性を示唆していると主張している。

### 1.3.3. エンゲル=グレンジャーによる単位根と共和分

経済時系列分析では時系列分析理論の定常性の概念を発展させられている。経済時系列の概念は、分析目的に対応して実践性と予測可能性を与えるように発展させられてきた。

定常過程は、時間や位置によって確率分布が変化しない確率過程を指す。このため、平均や分散も時間や位置によって変化しない。定常性は時系列解析で重要であり、時系列データを定常的なものに変換することがよく行われる。

マクロ的な立場から、多変数で同時に実現するベクトル変数の時系列的変動を線形的にモデル化した VAR モデルの利用は一般的である。ここでは、共和分分析に関わる誤差修正モデルも重要になる。

### 1.3.4. 株価予測研究とグレンジャー因果性

株価の説明モデルでは、ある変数の値を、変数の現在と過去の値によって説明する方程式(1-1-3)と(1-1-13)がその例である。説明変数に適切な値を代入することによって、直接的に条件付予測値が求められる。無条件の予測値を得るためには、各説明変数の予測値を得るためのそれぞれについての方程式が必要である。もし  $x_t$  を予測しようとして、 $y_t$  と  $z_t$  を説明変数とするならば、説明的モデルは次式となる。

$$x_t = a + by_t + cz_{t-1} + dy_{t-1} + e_t \quad (1-4-1)$$

1 期先の予測を行うには、次の方程式に書き換える。

$$x_{n+1} = a + by_{n+1} + cz_n + dy_n + e_{n+1} \quad (1-4-2)$$

ここで、 $x_{n+1}$  を予測するには  $y_{n+1}$  の予測値を与える別のモデルが必要である。2 期先、あるいはそれ以上先の期間の予測のためには、 $z_{n+j}$ ,  $j \geq 1$  の予測値を与える、また別の方程式が

必要となる。いったん必要なモデルが得られるとすれば、予測値が容易に求められることは明白である。重要となるのは、正確な説明的モデル、ないし予測モデルを構築することである。グレンジャーの株価に関するこれまでの議論は、次の二つのルールを示唆している。

- ① 堅牢な基礎もなければ包括的な経験的検証も経ていない理論に過度に依存してはならない。
- ② ある変数を、他の諸変数の過去の値だけで説明しようとする試みからは重要な点が見落とされている。予測形成に用いられる情報セットに説明される変数の過去の値を含めることは、常に有用である。(1-1-11)と(1-1-15)はその例である。

②については、被説明変数 $x_t$ が、説明変数 $y_t$ の現在および過去の値から構成される次のモデルのような場合、それが当てはまらないような状況が存在する。

$$x_t = ay_t + by_{t-1} + cy_{t-2} + \dots + e_t \quad (1-4-3)$$

このようなモデルがデータに当てはめられるならば、誤差はホワイトノイズにはならない。その理由は、通常の OLS によって得られたモデルの係数の推定値は満足すべき性質を持たず、 $x_{n+1}$ の予測値変更が必要となるからである。例えば、当てはめられるモデルを次式とすると

$$x_t = by_{t-1} + cy_{t-2} + e_t \quad (1-4-4)$$

$n$ 時点での $x_{n+1}$ の予測値は次式となる。

$$f_{n,1}^x = by_n + cy_{n-1} + e_{n+1} \text{の予測値} \quad (1-4-5)$$

$e_{n+1}$ の予測値は過去の誤差についての単一系列モデルを構築することによって求められる。誤差系列は AR(1)モデルによって表される。

$$e_t = \alpha e_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1-4-6)$$

$\varepsilon_t$ はホワイトノイズである。(4-5)に代入すべき  $e_{n+1}$ の適切な予測値はそのとき $\alpha e_n$ であるから(4-4)より得られる。

$$e_{n+1} \text{の予測値} = \alpha(x_n - by_{n-1} - cy_{n-2})$$

これを(4-5)に代入すると、 $x_{n+1}$ の最良の予測値を求めるためには、さらに過去の $y$ の値と並んで $x_n$ が必要であることがわかる。元のモデルの情報セット $x_{n-k}$ ,  $k \geq 0$ を用いれば、モデルが改善されたことがわかる。被説明変数と説明変数の十分な長さのラグが使用されれば、得られる誤差系列は一般にホワイトノイズである。因果モデルを構築する場合の通常の注意点は以下の通りである。

- ① 予測される変数について、説明変数ないし原因となる変数を列挙する。選ばれる変数は、できればなんらかの理論的基礎を持つべきであるが、直感的推論を用いてもよい。
- ② 予測モデルに含まれるすべての変数の時系列が必要であり、非常に古いデータは除外しても、系列の期間はできるだけ長くとるべきである。

現実には、さまざまな代替的ラグ構造のモデルをデータに当てはめ、その中で最も満足すべきモデル、すなわち、誤差の二乗和の最小値を持つモデルを選択すべきである。最終的に選択されるモデルの持つ非常に重要な側面は、その誤差、ないし残差系列はホワイトノイズでなければならないことである。その理由は、もし誤差がそれ自身から予測可能であるならば、モデルの予測能力が最大限発揮されたとはいえないからである。

モデルの定式化において経済理論をどの程度用いるべきであるかは、依然として議論がある問題である。正しい理論は、満足のいく定式化の方向を示し、考慮すべきモデルの範囲を限定する上で、少なくともどの説明変数を含めるべきであるか示唆する点において、非常に有用である。ただ、ラグの長さも含めて、理論によってモデルが完全に定式化できることはきわめて稀である。正統な経済理論による定式化は次式で与えられる。

$$Dx_t = \alpha + \beta z_{t-1} + x_t y_t \text{のラグ付きの変化} + \text{残差}$$

このようなモデルは誤差修正型として知られており、 $z_{t-1}$ を通して理論をモデルに導入するが、 $\beta$ はゼロともなりうるので、モデルが理論を真ならしめるように予め制約を付されているわけではない。

グレンジャー因果性は何の理論にも基づかない仮説フリーなものである。つまり、理論や知識を用いずに、因果関係の有無をデータだけから判断する。グレンジャー因果性は通常の因果性が存在する必要条件<sup>8</sup>であっても十分条件ではないことに注意する必要がある。

Engel, Hendry and Richard(1983)は外生性の定義を与えた。外生性の検定によって、先験的に決められた外生変数と内生変数の問題を検定の対象とすることができたことが、時系列モデルによる仮説の検証可能性を広げた意味は大きい。これによって、グレンジャー因果性テストと外生性に関する検定を統一的に把握し検定することができるようになった。これはルーカス批判<sup>9</sup>への計量経済学からの解答といえるかもしれない。

### 1.3.5. 株価予測研究と共和分

Engel and Granger(1987)は有用性を持つ共和分の概念を定式化した。マクロモデルとARIMAなどの単変量モデルが、それぞれ予測能力に欠けていると考えられていたため、理論的にそのような概念が必要だった。特に、トレンドのある株価データを分析するためにそれは必要だった。

共和分関係において二つの大きな拡張が行われた。一致推定(super consistent)では、共和分ベクトルの最小二乗推定値は、二次のバイアスによって悪影響をうけることが示され、推定値の漸近分布は偏っていて非正規分布であった。Phillips and Hansen(1990)は、最小二乗推定値がバイアスの推定値を差し引いて完全に修正される推定を提案した。Mackinnon(1991)は応答表面法を使って、共和分残差の単位根に対するテストの臨界値のより広範な数値表を得た。

また、Johansen(1988)は多変量誤差修正モデルの数学的構造を調べ、検定法を尤度比の原理を使用して構築することができた。Johansen(1994)は誤差修正モデルにおける時間的トレンドなどの決定論的な項の役割と仮説検定への影響を分析した。Perron(2006)では共和分と構造変化の関連性を調査されている。Granger and Hallman(1991)は、変数は一般的に、

---

<sup>8</sup>単位根過程を含むもの、異なる時系列間に共和分関係にある場合、グレンジャー因果性テストは適用不可である。

<sup>9</sup>政策変更後のモデルの安定性と頑健性の問題をモデルが回避しているか否かを検証することを可能としている。

それら自身の非線形変換とは一元的に共和分とされないが、一組の共和分された系列に適用される同じ変換は、変換された系列間の共和分関係をもたらすことができる。Granger and Swanson(1996)は、正と負の誤差の異なる非対称誤差修正モデルを提案した。Siklos and Granger(1997)は、変数を一つのレジームにより共和分とされ、他のレジームには非共和的な時間的共和分概念を提案し、政策体系に従って共和分関係が切り換わると主張した。Granger and Hyung(2006)は、‘M-M’モデルを使用し、レジーム・スイッチング非線形共和分プロセスを開発した。そのモデルは、和分と共和分の混合を可能にするスイッチング・レジーム・プロセスに従って変化する。グレンジャーが取り込んだもう一つ内容は、観察された系列における長期記憶の構成要素を解釈したことであった。一連の時系列の特性としての共和分については、長期的にそれらを動かす共通の「恒久的な」要素を相殺することによって、「共通の確率的トレンド」概念の解釈が導かれる。グレンジャーは、実証的証拠とのよりよい一致によって、共和分モデルの構築の質を向上させる株価ボラティリティ・クラスタリング、利回り曲線まで言及している。共和分と並行して、ボラティリティ・モデリングは、株式市場を経験的に分析する有用な方法であるが、1980年代半ばのグレンジャーとエンゲルの業績以降、主要な概念的ブレークスルーはないようである。

近年、構造変化を含む単位根検定が開発されており、様々な研究がなされている。見せかけの回帰の問題を回避するため、株価時系列データを用いた実証分析においては、単位根検定を行うことが常態化している。さらに、パネルデータにおける共和分検定、季節変動を考慮した季節共和分などの方法も開発されている。また、共和分が株価指数変動の長期均衡関係を利用したECMによる実証分析は相当量の研究蓄積がある。季節単位根検定の応用例はGranger and Yoo(1990)にある。また、構造変化が起きた場合、つまり、トレンドが変化したとき、構造変化 (structural break) の前と後の各々は定常であっても、両期間を含めると単位根の存在をほとんど棄却しないことが知られている。そのためにBanerjee,Lumsdaine and Stock(1992)は逐次検定(Sequential Test)とローリング検定(Rolling Test)を提唱している。定数項、またはトレンドのダミー変数をADFモデルに追加し、全

てのデータを使用してモデルを推定し、ADF 検定量を計算できる。それらの臨界値より低い統計値を得ると、データには単位根がなく、ドリフト変化とトレンド変化の証拠になる。

多変量時系列における株価予測に関しては、近年、ランダムウォークで表されるような確率的トレンドの議論が多くなされている。トレンドが除去されれば、多変量の定常時系列として扱うことができる。多変量時系列の場合、各成分に独立なトレンドをもつと考えるよりも、共通なトレンドが存在すると考えた方が自然であることが多いと指摘される場合もある。確率的な共通トレンドを持つ場合、状態空間表現によってモデル化することができる。

共和分ベクトルの推定方式として、より効率的で、誤差項のパラメータに依存しないようなもの考えることが重要である。理論的には、共和分の存在を帰無仮説とするのが望ましい。この観点からの研究として、Hansen(1992)、Tanaka(1993)がある。対象とする和分過程の系列数が大きくなると、共和分ベクトル空間の次元を決定する問題も重要となってくる。さらには、すべての系列が必ず同一の和分次数をもつとは限らないので、次数決定の方法も研究対象となる。株価予測分析における共和分現象は、同時方程式モデルの従来からの理論を再考させるものである。

Granger における因果性および共和分予測手法は従来 of 連立方程式による予測手法と相互に補完的役割をもつと理解すべきである。従来 of 構造方程式は経済理論を用いた単純化は何も行われず、推定値は最大限の有効性<sup>10</sup>を持たない。間違っ、あるいは不十分な理論に基づくモデルは、最適とはいえない予測値しかもたらさない。また、モデルに入る諸変数のラグ構造を十分な精度で定式化する正確な理論は殆ど存在しない。これらの問題の結果、計量経済モデルについて、誤差項の定式化に関してある程度の試行錯誤が行われるのである。

変数に定常性を仮定している ARIMA(p, d, q)モデルは、株価のような非定常時系列も分析することが可能であるが、決して元のデータそのものを分析するのではなく、d 回の階差を

---

<sup>10</sup>有効性：推定量の分散が小さくなる度合い。

とった、定常とみなされる系列を分析するものである。これに対して、グレンジャーは和分過程が示す非定常性あるいは確率的トレンドは、その系列の固有にもっている変動であり、トレンドが確率的か決定論的かどうか自明のことではないとした。仮に、トレンドが確率的であるとしても、差分後の系列を考えるのは、変数間のレベルにおける潜在的、長期的な関係についての情報を捨てることになる。確率的トレンド自体も分析すべきであり、変数のレベルに関する情報を取り込むべきであるという発想が Sargan(1964)により提案され、後に誤差修正モデルと名付けられた共和分モデルが見直されたわけであった。

グレンジャーは AR(1)モデルのような、ラグ効果は殆ど考慮しないモデルに対するいくつか代替的方法を考案した。

- ① 非線形統計モデルについて、グレンジャーは双線形モデルを考案した：

$$x_t = \varepsilon_t + \alpha \varepsilon_{t-1} x_{t-2}$$

このモデルは、ホワイトノイズと同定されるにもかかわらず、非線形の定式化において、それ自らの過去の値から予測可能である。

- ② 可変パラメータモデルについて、カルマンフィルターとして知られるアルゴリズムを用いて有効推定することができ、予測値の算出も容易である。

- ③ 二つおよび数個の時系列の間に長期成分の存在する共和分モデルが存在する場合、いくつかの ARIMA(p, 1, q)系列の一次結合が、ARMA の性質が有することが示された。

もし時系列が共和分の性質をもつならば、それに関する誤差修正モデルが存在するが、それによって潜在的短期予測の改善が可能であり、長期予測の質的向上も見込まれる。

- ④ 可変的分散を予測するべく考案されたモデルは ARCH 型モデルと呼ばれている。

Granger and Newbold(1986)はどの方法を採用するかを決定を容易にするために、一連の決定へと細分化することを提案した。

表 1Granger による予測の形態論

1. 予測問題の型の認識			
出来事のタイミングの予測	出来事の予測	点予測	トレース予測
2. 分析前の決定			
情報セット			
(i) 長さ	短い系列		長い系列
(ii) 深さ	1 系列	2 系列	少ない系列 多数の系列
(iii) 型	1 系列	非因果的	因果的 拡張的因果
期間	短期	中期	長期
費用	低コスト	中コスト	低コスト
3. 分析上の決定			
トレンド	トレンド	トレンドなし	
季節性	季節性	季節性なし	
変換	変換	無変化	
形	線形	非線形	
定常性	固定パラメータ	可変パラメータ	
分析	利用可能な手法のリスト代 (替的な同定および推定法)		
4. 総合の決定	1 段階	2 段階	多段階
5. 分析後の決定			
更新	なし	折々	継続的
追跡調査	自動的調査		自動的調査なし
評価	なし	計画性のない	綿密

この手法は形態学的分析として知られている。考察されている情報セットのタイプは以下のように要約される。①単一系列では、予測が自らの過去の値のみに基づいて行われる。

②非因果的系列における予測は実際に因果関係が存在しないが、予測に役立つ先行指標のような他の系列にも依存する。③因果的系列はなんらかの経済理論や統計的テストから判断して因果関係を持つと考えられる系列からなる。④因果的系列の拡張としては因果系列と予想データのような他の変数の両方を用いる。「変換」に関する決定とは、データを元の形で分析するか、それとも、たとえば株価データの対数を用いたり収益率を求めたりして、まず変換すべきか否かということである。

表 2 決定集合と結果としての手法の例

情報セット	A	B	C	D	
(i) 長さ	短い系列	長い系列	長い系列	長い系列	
(ii) 深さ	1 系列	1 系列	多変量系列	1 系列	
(iii) 型	1 系列	1 系列	因果的	1 系列	
期間	短期	短期	短/中期	短期	
費用	低コスト	中なし高コスト	高コスト	高コスト	
トレンド	トレンド	トレンド	トレンド	トレンド	
季節性	季節性	季節性なし	季節性	季節性なし	
変換	無変換	無変換	無変換	無変化	
型	線形	線形	線形	D1	D2
定常	不変	不変	不変	可変	不変
代替的手法					
利用可能な手法	素朴なモデル	自動的な AR モデル	計量経済モデル	カルマン・フィルター	双線形
	適応的モデル	自動的な ARMA モデル	因子分析時系列 自動的 AR モデル	ルター 可変 AR	有界過程

		ステップ・ワイズ自己回帰 ボックス・ジェンキンス ARMA モデルなど 推定方法： 反復法 最尤法 ベイズ推定 ロバースト推定	ル 多くの推定手法 (時系列分析— 計量経済モデル)		
総合	1 段階	二段階（結合）	総合（TSAR）	1 段階	1 段階
更新	更新なし	折々の更新	折々の更新	継続更新	折々更新
追跡調査	簡潔な調査	自動的調査なし	自動的調査なし	調査なし	調査なし
評価	評価なし	綿密な評価	偶発的	なし	偶発的 <sup>11</sup>

経済学や伝統的ファイナンスの領域では、株価時系列分析は相対的にみて、重要視されてこなかった。その原因が経済学の思考法が最適化行動を通じた需要均衡分析という思考法をとることを求めてきたからである。その思考法のもとでマクロモデルによる株価予測が少なくとも 1970 年代初期までは主流であった。その後、株価時系列分析は、「予測」<sup>12</sup>に関する伝統的計量分析手法への批判から出発した。その批判者はルーカスであった。一方、この流れを支えたのはグレンジャーによる因果分析法である。この時系列分析の流れに更なる重要な共和分という概念を作り出したのも、やはりグレンジャーであった。その後、共和分分析モデルと VAR モデルの誤差修正モデル表現の重要な関係が議論される。共和分分析は多変量時系列分析となった。

<sup>11</sup>表は C.W. J. Granger, (1989) "Forecasting in Business and Economics" Academic Press, INC.からの引用である。

<sup>12</sup>伝統的なマクロ計量モデルの予測という観点から、予測能力と妥当性の関係が何かの指標で表現できることが重要である。

ポートフォリオ分析において、株価のような金融的変数の変動構造は安定的な行動を区別できないため、株価収益率の変動性は極めて大きい。効率的市場仮説の下、株価の予測は不可能であると認識されている。しかし、効率的市場仮説では実体経済からみて株価が割高になるバブルの発生やその崩壊が説明できないとする批判が強い。このような背景のなか、グレンジャーは「株式市場の短期的な動きを予測するのは無理だが、中長期的には予測可能性の余地がある」と主張している。結果として、株価の変動は多様な不確実性を内包しているため、統計的にみてどのような変動構造がつくるのかを解析し、そこから予測を狙う立場である。

80年代に発展した共和分概念と、構造方程式重視のLSE学派が60年代から熟成させてきた誤差修正モデルとの融合は、計量経済学を大きく発展させた。現在では、時系列分析は株価予測分析の標準的手法となっている。本論文はこれまで独立に論じられることが多かったグレンジャー因果性と共和分が、グレンジャーの研究プログラムのなかで一貫性を持って結びついていることを、初めて明らかにし、両者をつなぐ環が株価予測に関する研究であることと株価時系列分析がグレンジャーの研究プログラムの中心であることを見出すことできた。

Granger (2009) は「モデルは意思決定者にとって役に立つものでなければならない」と述べている。グレンジャーは結果を解釈するとき、統計的有意性よりも経済的有意性をもっと強調すべきだとする。予測モデル構築にあたって統計学的検定にのみ頼るべきではない。「実際に当たる確率」で正しくモデルを評価すべきである。「予測力最大」ではなく、コストが少なく「適度の予測力」を持つモデルも選択可能である。標本期間内予測ではなく期間外予測によるモデル評価が近年ではよく採用されているし、その支持も多くなってきた。

とはいえ、株価予測分析に主眼を置いた予測モデルの構築自体より、グレンジャーは、データ主導の分析と結論重視における可能な範囲での先験的制約の除去という観点から評価されるべきと思われる。データ主導の分析は、経済理論をできる限り先験的情報として

利用しないモデルの構築手法を示し、内生変数の恣意的選択や見せかけの回帰などを事前テストや診断検定によって解決したことは高く評価できるだろう。グレンジャーは計量経済学が物理学的のように実際問題を解決することに重心を置くべきだと提唱している。グレンジャーは、最初、数学の研究から統計学に転じて、最後に数学と経済学の結び付けた計測経済学に落ち着いた。これもグレンジャーが、生涯に数多くの実用的な結果を残した重要な原因と思われる。

#### 1-4. AR モデルの進化

時系列分析の概念は時系列分析理論の定常性の概念を発展させたものである。特に、経済時系列の概念は経済時系列のデータに対して分析目的に対応して実践性と予測可能性を与えるように発展させてきたという特徴をもっている。

定常過程 (Stationary process) とは、時間や位置によって確率分布が変化しない確率過程をさす。このため、平均や分散も時間や位置によって変化しない。定常性 (Stationarity) は時系列の解析で重要であり、時系列データを定常的なものに変換することがよく行われる。

マクロ的な立場から、多変数の同時的に実現するベクトル変数の時系列的変動を線形モデル化した VAR モデルの利用は一般的である。このため、モデルと定常性の概念と関係、均衡モデルを表現する計量経済学的同時方程式モデルとの関係が基礎知識となる。ここでは、共和分分析にかかわる誤差修正モデルも重要になる。

ミクロ的な立場から、ファイナンスの領域で株価、為替レートや市場の効率性など変動分析、金融工学でもポートフォリオ分析を利用していくには、GARCH モデルや長期記憶モデル、あるいは、DCC-GARCH モデルが重要となる。いずれの場合においても、定常時系列分析の基礎として、定常性の概念、次元 ARMA モデル、モデル推定、選択法などが重要な基礎知識となる。

定常性の概念を経済時系列のデータに適用することで、分析目的に対応した実践性と予測可能性のモデルが発展してきた。特に定常過程の1変量・多変量ARモデルを経済分析に適合させるために、多様な経済的な概念を付与してそのモデルを発展させてきた。ARモデルは、計量経済学が経済分析のために発展させてきた多様な回帰分析法や一般均衡体系を示す同時方程式分析法に密接に関係している。

一次元変量分析の場合ARMA (autoregressive moving average) モデルが代表的なモデルである。ARMAモデルは自己回帰移動平均モデルのことである。60年代に発展したBox-Jenkins法の上で、さらにパラメータ節約的表現と安定性を求めて、ARモデルを拡張したモデルであり、経済分析に多量に応用されていた。

ARMAモデル式で表現すると以下のように

$$X_t = \phi_1 X_{t-1} + \dots + \phi_a X_{t-a} + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \theta_b \varepsilon_{t-b}$$

となる。ここでは、 $\varepsilon_t$ は弱ホワイトノイズ ( $0, \sigma_\varepsilon^2$ ) に従う。 $b=0$ のときはAR(a)モデル、 $a=0$ のときはMA(b)モデルとなる。BoxとJenkinsは、さらに、トレンドを持つ変数に対して、差分をとってトレンド処理してARMAモデルを適用するARIMAモデルや、経済変数にはつきまとう季節変動を表現するSARIMAモデルへと拡張した。ARモデルなどで、説明変数としての過去のラグつき変数の次数の選択問題に関しては、赤池情報量基準 (AIC; Akaike Information criterion)、Schwarzのベイズ情報量基準 (BIC) など尤度関数に基づいた基準が確立され、時系列分析の基礎が確立されていった。

他方、多変量の場合、VARモデルやVARMAモデルと呼ぶことが多い。この場合では、データに対してパラメータが相対的に過剰になる。一方、VARモデルなどでの変数選択は、経済変数の意味や因果の関係などもあり、情報量基準を形式的に適用できない。

ARMAモデルに関連した経済時系列分析法は経済金融分析に特徴的な概念をモデルに付加して発展してきた。

(1)Dickey-Fuller検定：経済時系列にトレンド問題関連して、ARモデルでの定常性を示すために、ARモデルの特性方程式の根の絶対値が1という非定常性帰無仮説に立って、

それを棄却して定常対立仮説をとれるか、という検定をする単位根検定問題がある。中でも有名な検定方式は、拡張 Dickey-Fuller 検定(ADF test)である。ADF 検定で帰無仮説が棄却できない場合、一次差分をとるなどのトレンド処理をして、定常性を確保しようとする。

(2)長期記憶(long memory)問題:単純に一次差分をとると過剰にトレンド処理して重要な情報を失う可能性があることを見つけたのがグレンジャーである。グレンジャーのトレンド処理法としては、ARIMA モデルによる 1 次の差分代わりに ARFIMA モデルによる 3 分の 1 次など 2 分の 1 より小さい次数の分数差分で定常化する方法である。この構造に関連する概念は長期記憶の概念であり、定常化が実現した同時、自己相関係数がゆっくりと減衰する過程である。

(3)非定常変数の共和分変動関係の検証:株価のような金融時系列は、一定のレベルの回りを変動しているのではなく、時間とともにレベルが上昇、あるいは下降、さらに、変動幅が大きくなるほどの非定常的な動きを示す場合が多い。これらの階差系列を考えると、定常的な振る舞いをするのが普通である。すなわち、原系列 $y_t$ は、その階差系列 $u_t = y_t - y_{t-1}$ が定常的となるということである。このとき、原系列 $y_t$ は単位根系列であるという。その回帰式は $y_t = y_{t-1} + u_t$ となる。したがって、 $u_t$ は独立な系列であれば、 $y_t$ はランダムウォークに従うから、単位根系列はランダムウォークの拡張である。より非定常性が強い場合は、定常性を確保するために 2 回以上の階差をとる必要がある。さらに、階差を実数の世界にまで拡張したフラクショナル階差を考えることがある。この場合についてもグレンジャーの偉大な貢献がある。

(4)非線形経済時系列分析法:定常時系列モデルは、線形モデルと非線形モデルに大別することができる。非線形モデルの中には、ARCH 型モデル、閾値自己回帰モデル(Threshold Autoregressive モデル、TAR モデル)を始めとする多様なモデルが含まれている。従来の回帰分析を基礎にした同時方程式モデルはモデルの線形性、プロセスのガウス性(プロセスの定常性)を前提にしており、80 年代に入って以下の二つの経済

時系列の分野から問題にされてきた。Nelson と Plosser は長期マクロ経済時系列のうちの多くがタイムトレンド回りで定常というよりも、階差をとった系列が定常であるという結論を得た。また、ファイナンスで扱う証券の収益率のデータについてエンゲルは、収益率の自己相関は高くないが収益率の二乗の自己相関が高いことに着目し、収益率の条件付き分散に自己回帰構造を導入した ARCH モデルを提案した。その後、時系列の非線形性に対する関心が高まり、多くの研究がなされてきた。Granger and Terasavirta(1992)は Long Memory Model に言及しており、非線形性の検定についても詳しく説明している。非線形モデルの多くが 70 年代の後半に提案されてきたため、同じ時期かそれより後に現れた単位根と共和分が 80 年代後半から計量経済学を席卷してきたことから、長期的な均衡関係を表している誤差修正モデルとしての表現が可能な共和分モデルが広範に受け入れられる一方、非線形時系列モデルはそれほど普及しなかった。90 年代以降、非線形モデルの中でも GARCH モデルが実証分析に広く利用されている。

(5)GARCH モデルを多次元に拡張した DCC-GARCH モデル：これらの方法は、実証的な分析法だけでなく、経済や金融に重要な概念を提供してきている。これらの方法以外にも経済学、金融工学やリスクマネジメントなどの領域に関して、派生的な分析法の発展が数多くある。

ロバート・エンゲルの最も大きな業績は、金融市場や金利など予測不能な動きの分析法を確立したことである。これらの不安定な動きの正確な予測は、経営リスクの適切な管理に不可欠のものである。たとえば、リスクマネジメントはオプション価格やデリバティブに重要な役割を果たす。以前の経済学者は不安定性の評価や単純な原理を使った荒い予測によってこれらを見積もっていた。

エンゲルは 1982 年、高い不安定性と低い不安定性の間で動く株価や他の金融変数のデータ、言い換えると分散不均一性を示す時系列データを扱う新しい統計モデルを考案した。これらの統計モデルは現代の価格理論において不可欠なものとなった。

株式の収益率をプロットすると、景気が安定して拡大している時期などにはボラティリティが平均して小さく、不況の直前などにはボラティリティが平均して大きくなる傾向が観察される。このようなボラティリティが時期によって異なった水準を示すことをボラティリティ・クラスタリング、または分散不均一性と呼ぶ。

時刻  $t$  における時系列データ  $y_t$  の時刻  $t-1$  までの情報による条件付き期待値を  $\mu_t$  とする。 $y_t$  と  $\mu_t$  の差を  $u_t = y_t - \mu_t$  とする。さらに  $u_t = \sigma_t \varepsilon_t$  と分解できるとする。ただし、 $\varepsilon_t$  は平均が  $0$ 、分散が  $1$  の確率変数で、 $\sigma_t$  はボラティリティであり、時刻  $t-1$  までの情報で確定していると考えられる。すなわち、時刻  $t-1$  の時点で、時刻  $t$  におけるこの時系列データのボラティリティは予測できる、と考えるのである。他方、 $u_t$  そのものは実際に時刻  $t$  になり確率変数  $\varepsilon_t$  の値が確定するまでは確定しない。よって  $y_t$  自体は  $y_t = \mu_t + u_t = \mu_t + \sigma_t \varepsilon_t$  と表せる。ARCH(q)モデルの下で条件付ボラティリティ  $\sigma_t$  は以下の式で決定される。

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2$$

つまり、ARCH(q)モデルでは、 $q$  期前までの平均からの乖離部分  $u_{t-i}$  の  $2$  乗が条件付きボラティリティに影響を与えている。仮定から  $v_t = u_t^2 - E_{t-1}[u_t^2] = u_t^2 - \sigma_t^2$  であるので ARCH モデルの決定式は  $u_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + v_t$  と書き直すことが出来る。さらに  $v_t$  は  $E[u_{t-i}^2 v_t] = 0, i = 1, \dots$  であることも分かる。つまり  $u_t^2$  から見ると  $q$  次の自己回帰モデルと見なせる。よって  $u_t^2$  について自己回帰 (autoregressive) であり、条件付き (conditional) ボラティリティ  $\sigma_t$  が分散不均一性 (heteroscedasticity) を示すことから頭文字を取り ARCH モデルと名付けられている。 $u_t^2$  についての定常性条件から次の  $z$  についての方程式  $1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i z^i = 0$  の全ての解の絶対値が  $1$  より大きくなるように係数  $\alpha_i, i = 1, \dots, q$  に条件が課される場合が多い。

1986年にエンゲルの弟子であったボラスレフはARCHモデルを一般化したGARCHモデルを提案した。GARCHモデルでは、条件付ボラティリティ  $\sigma_t$  は以下のように決定される。

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2$$

すなわち、現在の条件付ボラティリティは  $p$  期前までの条件付ボラティリティと  $q$  期前までの平均からの乖離部分の 2 乗により決定される。ボラースレフも当該論文中的実証分析の節で述べているが、ARCH モデルを金融時系列データに適用すると分散の長期記憶性を再現する為に次数  $q$  が大きくなる傾向があったが、GARCH モデルは比較的小さい次数 ( $p = 1, q = 1$ )でも十分に分散の長期記憶性が再現されるので、ARCH モデルに比べると儉約的なモデルとなる。GARCH モデルにおいては  $u_t^2$  は自己回帰移動平均モデルとして表され、その定常条件は  $1 - \sum_{i=1}^{\max\{p,q\}} (\alpha_i + \beta_i) z^i = 0$  の全ての解の絶対値が 1 より大きくなることである。ただし  $\alpha_i = 0, i > q$  かつ  $\beta_i = 0, i > p$  である。

GARCH モデルは様々な拡張がなされている。以下で代表的なものを述べる。

ネルソンが 1991 年に提案した EGARCH モデルは以下のようにボラティリティが決定する。

$$\text{Log}\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i \log \sigma_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q (\alpha_i \varepsilon_{t-i} + \gamma_i (|\varepsilon_{t-i}| - E|\varepsilon_{t-i}|))$$

EGARCH モデルにおいては通常の GARCH モデルと異なり、 $u_{t-i}$  ではなく、それを  $\sigma_{t-i}$  で割った  $\varepsilon_{t-i}$  がボラティリティに影響を与える。条件付き分散の対数に対してモデル化が行われているため、通常の GARCH モデルに比べると非負性や定常性のための制約が緩くなるという利点がある。

グロステン=ジャガンナサン=ランクル によって 1993 年に提案された GJR GARCH モデルは、以下のようにボラティリティが決定する。

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 + \gamma u_{t-1}^2 I_{t-1}$$

ただし、 $I_{t-1}$  は  $u_{t-1}$  が負ならば 1、正ならば 0 を取る変数である。株価収益率などが持つ、下落局面でボラティリティがより増加するレバレッジ効果を捉えるためのモデルである。

ヘストン=ナンディにより 2000 年に提案された Heston-Nandi GARCH モデルは以下のようにボラティリティが決定する。

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^q \alpha_i (\varepsilon_i - \gamma_i \sigma_{t-i})^2$$

Heston-Nandi GARCH モデルも EGARCH モデルと同様に  $u_{t-i}$ ではなく  $\varepsilon_{t-i}$  がボラティリティに影響を与える。また、このモデルも GJR GARCH モデルと同様にレバレッジ効果を捉えることができる。さらにデリバティブのオプションと親和性が高く、Heston-Nandi GARCH モデルに従う株式のオプションについて、その無裁定価格が導出されている。しかし、Heston-Nandi GARCH モデルはモデルが過適合を起こしやすいという欠点もある。

ここまで述べてきた GARCH モデルはいずれも単一変数の時系列データに対して適用されるものであったが、多変数の時系列データに対してその相関構造を内包しつつ適用可能な GARCH モデルも存在する。例として BEKK モデルや CCC-GARCH モデル、DCC-GARCH モデルなどがある。

Engle(2002)で定式化された DCC-GARCH モデル :

$$r_t | \mathcal{F}_{t-1} \sim N(0, D_t R_t D_t)$$

$$D_t^2 = \text{diag}\{\omega_i\} + \text{diag}\{k_i\} \cdot r_{t-1} r'_{t-1} + \text{diag}\{\lambda_i\} \cdot D_{t-1}^2$$

$$\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t$$

$$Q_t = \bar{Q} \cdot (I - A - B) + A \cdot \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + B \cdot Q_{t-1}$$

$$R_t = \text{diag}\{Q_t\}^{-1} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1}$$

このモデルの第二式は各株価の GARCH プロセスを、第三式は基準化残差を示し、第四式は共分散マトリックス、第五式は相関マトリックスを示す。従来の時変動モデルの推定しなければならないパラメータ数が多すぎる問題をある程度軽減した。相関係数は  $R_t = (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}} Q (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}}$  で求められる。このモデルは、比較的大きなシステムティック・リスク発生時、及び発生後の相関係数の変動特性を捉える。

MIT 時代のエングルはワシントンで開かれた会合でグレンジャーと出会い、CUSD への移動を打診する。そして、彼ら二人は同僚となったのである。こうしてエングルとグレンジャーは CUSD で「時系列分析の黄金時代」を過ごすのだが、1979 年になるとエングルが

LSE にサバティカルに出かける。そこで彼はフリードマンのインフレ予想の不確実性が景気循環の原因であるという考えに興味を持ち、Engle (1982) を書き上げる。これによって、エンゲルは後に自らが開発する ARCH についての最適性テストの方法を確立したのであった。

アメリカに戻ったエンゲルは ARCH モデルの完成を急ぐ一方で、グレンジャーが手を染めた共和分の研究にも興味を抱く。彼らは UC デイビスでの学会で共和分についての初めての発表を行ったが結果は微妙であった。二人は共同で 2 本の論文を書き上げたが、エコノメトリカ誌の採否の判断に時間がかかったため、グレンジャーは別の論文を別の雑誌に発表してしまったほどだった。Engle and Granger (1987) がついにエコノメトリクス誌に載るまでにはしばらくかかったのである。

先にも見たように、グレンジャーの研究の最初に株価の問題があったのとは対照的に、エンゲルの場合はまずはマクロ計量経済学の領域での研究から始めたのである。しかし、研究が進むにつれてエンゲルの関心も金融の問題に集中していく。ARCH モデルが、リスクとリターンのトレードオフを考える金融の分野に最適であることを自覚するようになったからである。

このころエンゲルは、GARCH のボラースレフやワールドリッジとともに、多変量の ARCH モデルで CAPM を一般化する仕事を行っている。オプション市場はボラティリティを取引する市場であり、それは ARCH モデルに数量的な検証を行うものであるからである。

こうしてエンゲルは単変量の ARCH から多変量の ARCH へと研究を広げていき、DCC モデルが誕生した。

このように、株価の経済学的研究の最終局面において、エンゲルとグレンジャーを中心に株価時系列分析が発展してきたことを確認できるであろう。そして、こうした計量経済手法の開発の背景にあったものは、マクロモデルと ARIMA などの単変量モデルが、それぞれ予測能力と経済実体に欠けていると考えられていたため、理論的にも適用された計量経済学者にもそのような概念が必要だった。特に、トレンドのある株価データを分析するた

めの適切な統計ツールを見つかることが緊急の必要があるため、ソフトウェアの普及によって、多くの研究者が共和分手法を適用できるようになり、長い株価サンプルデータの可用性が向上したことも間違いない。

こうして、我々は現実の中国株式市場の発展を分析すべき地点に至った。まずは、歴史的・定性的な概観を行った上で、計量的な分析へと進むことにしよう。

## 2 . 中国株式市場の現状、先行研究と研究意義

### 2-1. グローバル化の中の中国株式市場の現状と制度改革

#### 2.1.1 グローバル化の中の中国株式市場の沿革と現状

①中国株式会社制度の萌芽、導入と改革（市場経済移行による「放権譲利」<sup>13</sup>から「利改税」<sup>14</sup>「請負経営責任性」<sup>15</sup>へ）

中国の株式取引の歴史は19世紀末に遡るが、1947年に「上海証券交易所」が設立され、外国人投資家、外国株など活発な取引が行われていた。しかし、1949年中華人民共和国が成立すると同時に同交易所は閉鎖された。一時的に中央政府が資本の集積のために、次々に「北京市証券交易所」と「天津市証券交易所」を設立したが1952年には、中国が本格的な社会主義の計画経済体制に移行したため、全国すべての取引が停止し、取引所が閉鎖された。その後、社会主義計画経済の下で長らく資本主義の象徴と言える株式市場は否定され、存在していなかった。1978年、10年間の文化大革命による中央政府の赤字が年々増加し、中国経済が鄧小平による改革開放路線に向かった。中国の改革開放は農村が先行し、

---

<sup>13</sup> 「放権譲利」(1978-1982)とは中国計画経済体制の下で中央政府に集中していた権利を下級政府と国有企業に移譲し、経営自主権と利益留保を認める制度である。

<sup>14</sup> 「利改税」(1983-1986)とは国有企業が政府に対して支払う上納金を利潤上納制から法人税納付制へ変更した政策である。この制度により、国有企業は税引き後の利益を企業の内部留保として自由に処分できるようになって企業活力を増強した。

<sup>15</sup> 「請負経営責任制」(1987-1992)とは国家から割り当てられた計画を達成した企業はその超過分を市場で自由に販売できる制度である。政府官僚による経済介入の減少による生産者と経営者の営利のインセンティブ向上に寄与した。

最初の株式会社制企業の登場は農村からであった。1979年3月、国務院は「社隊企業発展の若干の問題に関する規定」を公布し、中国経済改革の幕をあけた。具体的には、人民公社のもとでの「集中労働、統一分配」の農村経済体制が土地公有と農戸ごとでの「農村経営請負」制度に変わった。この新しい経済政策は生産力を高めたと同時に農民の商品生産と商品交換に対する意識も変わるようになった。農民たちは自発的に資金、現物、労務を持分として出資し、企業を設立しはじめた。このような企業は「郷鎮企業」と呼ばれた。この現物と労務を持分として出資する方式で共同出資者である農民たちは労働者としても働かなければならない。つまり、「労働に応じる分配」原則を守らなければならない。当時、この新たな企業形態を社会主義制度のもとでの「集体所有制企業」に属させた。また、1949年の社会主義の中華人民共和国成立以降の30年間空白の時代が続いたが、1981年に政府は資金不足を緩和するために「国庫券」(48.6億元)と呼ばれる国債も発行した。「国庫券」の流通が厳しく禁じられたと同時に、国民に強制的に購入を義務付けたことから、中国の証券市場の再開の兆しが見えてきた。その翌年、中国国際信託投資公司(CITIC)が円建て私募債を東京で発行し、中国政府の海外市場での資金調達の道を切り開いた。農村の改革に続き、都市における本格的な企業改革は1984年から始まった。1984年には経済改革の中心が農村から都市へ移ることにより、都市部での人々は消費に対する観念が高まり、企業に対する投資意識が生じた。海外からの耐久消費財の輸入の増加による対外支出の増加、国家財政の予算外固定資産の増大など内外の要因で、政府は金融引き締め政策と銀行の貸し出し金利の引き上げを打ち出した。その結果は「集体所有制企業」<sup>16</sup>と「全民所有制企業」は銀行からの資金調達が極めて困難になり、新たな資金調達方法としては株式会社制度の導入を余儀なくされた。企業の資金調達の変更のみならず、企業に対する「放権譲利」政策の実施により、企業利益の分配方式も変わった。計画経済体制の下では企業は自主性を持たず上級機関の付属機関にすぎなかった、「放権譲利」によって企業が生産の計画、原材料の購入販売、人事財務などに対して一定の自主権をもつようになった。企業の

---

<sup>16</sup> 集団所有制企業とも呼ばれる。

所有と経営を分離する新しい市場経済のメカニズムに転換したと言えよう。この経済改革政策の成果は住民平均収入を増加させた。従って、個人収入の増加に対して個人消費のパターンは変わらなかった。生活消費以外に余裕のあるお金は全部金融機関に貯蓄した。このような状況から、個人の収入の増加は企業の資金調達に道を開き、株式会社制度の導入に新たな可能性をもたらした。以上のように、当時の政策の転換は企業の資金調達に対する自主性を刺激したと同時に、計画経済から市場経済への移行に一定の役割を果たした。

「放権譲利」に政策の転換と住民個人所得収入の増加は中国の株式会社制度の導入に必要な条件となった。従来、株式会社制度は欧米、日本など資本主義国家で生まれ、また資本主義国家で発展してきた。社会主義の政治制度を採りながら市場経済を目指している中国にとって、この制度の導入は社会、経済、政治にどのような影響を及ぼすのか、当時の経済研究者と政府関係者の間熱く争論した。賛成と反対両方が議論されていた結果は社会主義政治制度を放棄せず、中国の独特な株式会社制度作りが始まった。1984年4月には、国家経済体制改革委員会は「集体所有制企業」及び小型「全人民所有制企業」に対して株式会社制企業の試行を認める方針を打ち出した。1984年7月には国有企業の北京天橋百貨店株式会社<sup>17</sup>の株式発行を始め、中国建国以来で初めての株式会社が設立された。国有企業に本格的な株式制度が導入されたことは中国が本格的な株式時代に入ったことの象徴でもある。その後の試行は北京、上海<sup>18</sup>、広州<sup>19</sup>、瀋陽<sup>20</sup>、重慶、武漢など全国の重要都市に広がった。1986年には全国範囲で株式発行が過熱化するまで至った。人々は株を買えば儲かると思い、株を買う傾向も過熱化していた。この時期の株式会社導入の目的は新たな資金調達のためであったため、共同出資という新しい資金調達方法で、郷鎮企業の発展と農村労働市場の多様化を実現した。政府は政策面から株式制度の試行を促した。1986年末頃にすでに中国の全土に株式会社が広がった。しかし、この時期の株式は従業員向けの発行が主

---

<sup>17</sup> 初めて個人の商業部の従業員を対象にして株式を発行し、株式所有構成は国家株、銀行持ち株、企業法人株、従業員持ち株がそれぞれ 50.97%、25.89%、19.69%、3.46%となっていた。

<sup>18</sup> 1984年11月に上海の第一号試行株式会社として「上海飛楽音響会社」が設立された。

<sup>19</sup> 1985年年末において広州だけでは850の企業が株式を発行した。体表的な企業は「明興製薬工場」、「僑光製革工場」などの国有企業がある。

<sup>20</sup> 1985~1986.7にかけて50社の「集体所有制企業」が株式会社になった。

流であり、人々は株式に対する認識が低くて一種の金儲けの道具と見なしていたため、現代的な株式とはいえない。この最初段階に導入した株式制度における強い特徴は三つが挙げられる。まず、1984年からの農村から都市への改革政策の転換や同時に行われた金融引き締め政策により、企業は財政と金融に頼れなくなっていたことから新たな資金調達方法を生み出すために株式の発行を認めた。次には、株式が発行できたとしても、発行会社と発行対象が厳しく制限された。つまり、発行会社は「集体所有制企業」と小「全人民所有制企業」に限定されていた。殆どの企業は株式発行の対象が内部従業員向けの内部発行であって公募を行わなかった。また、株式には社債券のような強い役割が果たした。つまり、株式には償還可能、利子と配当付けの条件が約束されていた。集団株と個人株に対してそれぞれの銀行の一年の定期預金利率に相当する利率が設定され、配当も一株当たりの年間の利益配当額は株式の券面額の3%~5%程度に設定された。以上の特徴からこの段階の株式が発行した後でも、国家が重要な位置を占めていることが言える。現代的な株とはいえない。

表 1 中国証券市場の歩み（直接金融市場設立まで）

年/月	主な出来事
81/7	「国庫券(国債)の発行再開
82/1	中国国際信託投資公司（CITIC）が初めて海外の東京で円建て債を発行
84/9	「上海飛楽音響公司」が株式会社に転換し、中国初の公募発行を実施
86/8	瀋陽市で投資信託におけるブローカー業務、店頭取引業務を開始
86/9	中国工商銀行が上海で店頭取引業務を開始
87/3	「企業債権管理暫定条例」を施行
88	国際流通市場を育成のため、人民銀行出資による3社証券会社を設立
90/12	上海証券取引所が開設
91/7	シンセン証券取引所が開設

## ②株式会社制度の発展期と調整期（1987－1991）と直接金融市場の設立

「請負経営責任制」の本格的な実施による社会全体のインセンティブシステムの構築と企業効率の向上といった面において十分な効果を発揮してきた。1987年～1991年の4年間は中国の株式会社制度が国有企業を中心に発展期と調整期に向かえた。上述したように1987年までには小型「全人民所有制企業」と「集体所有制企業」を中心に株式発行を実行された。このような政策のもとで大型「全人民所有制企業」の株式会社制度の試行はより遅れてしまった。1986年12月に中国国務院は「企業改革進化と企業活力増強に関する若干の規定」を公布し、各地で条件が揃えた少数の全人民所有制の中型企業を選んで会社制度を試行することを許可するようになった。この政策のもとで、1987年1月上海で初めての大型国営企業「上海真空電子器件公司」が4000万元の株式を発行して株式試行会社として設立された。また、1987年上半期には「四川重慶嘉陵集团公司」が設立され、株式試行会社が全国各地に広がった。1988年末の時点で全国の株式試行会社は4750にも達していた。しかし、株式制度の試行が全国に広がっているなか、中国政府の内部から反対の声がでてきた。1987年3月28日に国務院は「株券、債権管理強化に関する通知」を發布し、株式の試行を「集団所有制企業」に制限し、「全人民所有制企業」の株式会社の株式発行が禁止するようになった。既に試行会社として認められたている大中型の「全人民所有制企業」に対して地方政府の監督と検査を厳しく行い、中央銀行の中国人民銀行も審査と許可を厳しく行うとしていた。その後で、株式の試行が社会主義に適應するかどうかと疑問の声が学界に及んでいた。その論争の中で、1988年5月3日には初めて全国を対象に株式を公募して当時最大の株式会社である「瀋陽金杯汽車株式有限公司」が設立された。1988年、ついに国庫券の譲渡が認められ、上海、瀋陽、武漢、ハルビン、北京などに相次いで取引市場が開設された。だが、1989年に起きた天安門事件の影響で、再び株式会社制度の試行は他の資本市場体制改革と一緒に冷え込んでしまった。

中国では、社会主義国初の証券取引所として、「上海証券交易所」が1990年12月に上海で開業した。1991年7月には深圳で「深圳証券取引所」が開設され、ようやく中国も直

接金融への道が開かれた。この証券取引所の開設は株式市場を通じて企業は資金調達手段多様化することが可能となり、より低コストで効率的に資金を調達することができるようになった。同時にこの時期の株式市場は家計などが行う貯蓄を生産的な用途に振り向けた経済発展を促進するという重要な役割を果たした。

上述のように、中国株式市場制度の発展過程の最大の特徴は社会主義計画経済時期の負の遺産とも言える国有企業改革の手段としての役割を負わされている。つまり、優良国有企業の株式改組を通じて、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。「国有企業改革のための証券市場」の下で国有企業の民営化を推進し、上場企業へと改組することが国有企業改革の最も有効手段であるとの傾向が顕著であった。1980年代には国有企業の大半が著しい経営不振に陥り、財政による企業赤字が増大し、深刻な状況となっていた。国有企業資産経営業績の悪化と企業赤字の拡大の根本的な原因は国有企業の非効率な経営にあった。政府は、小規模の不採算企業を整理し、規模の大きい企業について、それまで政府が独占的に有していた経営権の一部を投資家に委譲する「放権譲利」と呼ばれる政策を打ち出した一連の制度改革により、株式会社形態に転換していた。また、「利改税」の実施による企業活力の増強、更には「請負経営責任制」の推進による企業効率の向上は最適な企業の組織形態を創出し、改革の中心である既存企業制度の転換が図ることができ、直接金融市場の設立が実現できた。上海、シンセン両国内証券市場は国有企業の株式会社化の受け皿として設立された面をもっている。1990年代の上場企業の9割は国有企業であったが2012年末時点においては、国有企業は上場企業の3割までシェアを下げている。

**表 2 中国証券市場の歩み（初期の安定成長期 1992年～1998年）**

年/月	主な出来事
92/2	「上海真空電子株式会社」が初のB株を発行した
92/5	「株式企業試行弁法」を發布

92/10	中国証券監督管理委員会 CSRC(China Securities Regulatory Commission)が発足
93/5	「株式の発行と取引の管理に関する暫定条例」を実施した
93/7	青島ビールが香港証券取引所に上場し、初の H 株を発行
93/11	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
93/12	中国の「公司法」が作られ、94 年 7 月に実施された
97/1 1	銀行、証券、保険の経営と監督機能の分離原則を確定

### ③ 市場経済移行と株式会社制度の本格的な実施

上述したように、1991 年までの中国の株式会社制度が国有企業を中心に行っていたが政府と学界から憂慮と疑問の声が出ており、国有企業経常状況の悪化により、株式制度の試行は再び冷え込んでしまった。全国の経済改革も一時停滞状態になった。この局面を破れるために 1992 年鄧小平は「南巡講話」<sup>21</sup>を行った。1992 年以降中国政府は明確的に株式制度を実施するようになった。表 2 のように、1992 年 5 月に「株式制企業試行弁法」を公布し株式会社制企業組織、株式の所有形態、従業員の持ち株、株式会社のガバナンスなどについて詳しい政策を決めた。同時に「株式有限公司規範意見」を公布し、株式会社の設立、株式の発行、所有権や株主総会、取締役会、監察会などの権利と義務について詳細な制度が作られた。そして、この「株式有限公司規範意見」により、株式を国家株、法人株、個人株、外資株など四種類に分類した。最も重要なのは 1993 年 12 月には「会社法」が作られて、国有企業を中心に株式制度改革の方向を示すものとなった。このように、大型国有企業の株式制度が本格的な実施段階に迎えるようになった、1995 年 100 社の大型国有企業

<sup>21</sup> 鄧小平は上海、シンセンなど沿海都市を視察し、中国の経済改革路線をもっと大胆に行うべきだと主張した。資本主義の資本、技術、管理のノウハウだけではなく、資本主義諸国の経済政策と経済法など中国に参考になるなら、大胆に取り入れてもよいと指示した。南巡講話は中国の株式制度の導入と発展において重要な意義を持っている。1992 年まで論争されてきた理論に終止符を打ち、株式制度は社会主義の市場経済にとって有効な経済手段として定着した。

が株式会社になった。このような頻繁に株式制度改革政策を採択されたことで現代株式市場を中心とする現代企業政策制度の確立が目指された。中国における株式会社成立と株式発行は急速に拡大した。初期の中国株式会社制度の導入と改革は簡潔にまとめると、都市を中心に株式会社移行という大義名分の下で、国有企業は余剰労働力や不採算部門を思い切って切り離した上で、国有株式会社は株式発行によって得た巨額な資金を利用して設備投資と技術革新投資を一気に進め、近代的な会社に生まれ変わることができた。

表 3 中国証券市場の歩み (アジア金融危機後の大胆な構造改革期)

年/月	主な出来事
99/7	「証券法」を実施
99/12	最初の国有株売却のテスト実施を発表
01/2	中国国内居住者による B 株取引を解禁
01/6	「国有株売却による社会保障資金調達に関する暫定弁法」を公布
01/9	中国初のオープンエンド型ファンド設立
02/5	証券取引手数料自由化と国有株売却の停止
02/11	QFII 制度の導入 (適格外国投資家に A 株を解禁)
04/2	「資本市場の改革開放と安定的発展の推進に関する若干意見」を発表
04/5	シンセン証券取引所に中小板創設
05/5	CSRC が非流通株改革を開始。四大国有銀行初の株上場。株式市場改革を実施、企業の新株発行が停止
05/10	「公司法」と「証券法」の修正案を可決 (2005 年 11 月が実施)
06/4	QDII 制度創設、新株発行再開方針発表、非流通株の三段階解消計画打ち出す
06/5	「上場会社の証券発行に関する管理弁法」「株式の新規公開及び上場についての管理弁法」実施、「証券会社信用取引業務テスト管理弁法」実施
07/1	株式市場過熱に関する対策を発表

07/5	株式印紙税引き上げ（0.1%から 0.3%）
07/8	通称「直通列車」実施、個人の香港株を手始めに海外株式への直接投資試験的解禁
07/12	QFII の投資枠を現行の 100 億ドルから 300 億ドルに拡大
08/03	CSRC が創業ボードの草案公表、印紙税を 0.3%から 0.1%に引き下げ
08/5	中国国家外貨管理局は国内投資家に対して QDII を一時的に凍結
08/7	CSRC は「企業内部控制基本規範」（中国版 SOX <sup>22</sup> ）制定、2009 年 7 月実施へ
08/9	株価急落懸念から新規株式公開(IPO)停止へ、株式購入時の印紙税免除
09/3	CSRC は「新規発行株及び創業板上場に関する暫定管理法」を公布（5 月 1 日に実施）
09/6	新規株式公開 IPO 再開
09/10	QDII 再開、シンセン証券取引所で創業板取引開始
10/1	信用取引の解禁に同意、3 月から信用取引 <sup>23</sup> 口座開設受付開始
10/4	株式指数（上海 300 指数）先物取引解禁、上海に中国金融先物取引所開設

注：中国証券監督委員会資料により作成

1998 年アジア通貨危機以降、中国株式市場の法律整備と構造調整を加速した。1999 年 7 月に「証券法」が実施され、優良な国有企業の上場が容易になった。こうして、中国株式市場への上場は国有企業が優先され、民営企業や外資企業は後回しにされ、中国株式市場の主役は国有企業となった。中国政府は公有制の主導的な地位を維持し、国有資産の流失を防止するため、国有株の売却を認めていなかった。中国の経済改革以来の株式制度の導入の経緯から中国の株式構造問題が描かれる。

#### ④ 中国株式の所有構造問題

<sup>22</sup> SOX 法とは、アメリカにおける企業会計や財務報告に関する法律で、企業の情報開示の信頼性を高めて、投資家を保護する目的に定められた。サーベンス＝オクスリー(Sarbanes Oxley)法、略して SOX 法と呼ばれている。米国の企業ではなく、米国の証券市場で株式上場をしている場合に SOX 法が適用される。日本版 SOX 法 2007 年 2 月に作られ、J-SOX 法と呼ばれている。全ての上場企業に対して内部統制報告書の提出が義務づけられる一方、監査証明をうけることも設けられている。

<sup>23</sup> 中国の信用取引対象は上海の 50 社、シンセンの 40 社に最低 50 万元の預かり資産の流動性の高い企業を選んだ。

上述したように、中国株式制度の導入経緯から市場の主役は国有企業であり、国有株の売却を認めていない構造になって、結果として、中国証券市場では浮動株が少ない、分断された市場構造と歪価格形成になっている。中国株式市場を分析する際、この上場企業の特徴と構造的な問題点を十分に把握しておく必要がある。今までも中国では依然として国有企業が経済的に大きな地位を占めており、株式市場においてもその図式は変わらない。本稿では、中国の株式市場の性質と基本構造を紹介するとともに、非流通株問題、株式市場開放の問題を取り上げて、現在の中国株式市場の開放度を測りながら、今後の中国株式市場の課題を見つけ、その解決策を提言したい。

#### ④-1)中国株式の種類：流通株と非流通株

図 1 のように、中国の株式は所有によって、国家株、法人株、個人株、外資株に分類できる。国家株は、国家投資を体表する権利のある部門もしくは機関が国有資産を会社に投入して得た株である。法人株は、企業法人が合法的に支配できる資産を会社に投入して得た株式である。個人株は、個人投資もしくは当該公司内部の職員が、個人の合法的財産を会社に投入して得た株式である。外資株は、海外及び香港、台湾、マカオ地域の投資家が人民元の持ち株式を購入する形で会社に投入して得た株式である。また、株式の流通の形態から、非流通株と流通株に分けられている。非流通株の中では、国家株以外に法人株と内部従業員株などがある。さらに、法人株の中では国内法人株、外資法人株、募集法人株に分類されている。2005年4月に非流通株を流通させる改革が実行され、非流通株は流通株と売却制限付き下部のどちらに分類されることになった。図2のように、中国の株式構成の中で非流通株の割合は長い間高かった。全体株に占める割合は1992年の69%から2012年の30%になっている。

図1 中国の株式市場の構成

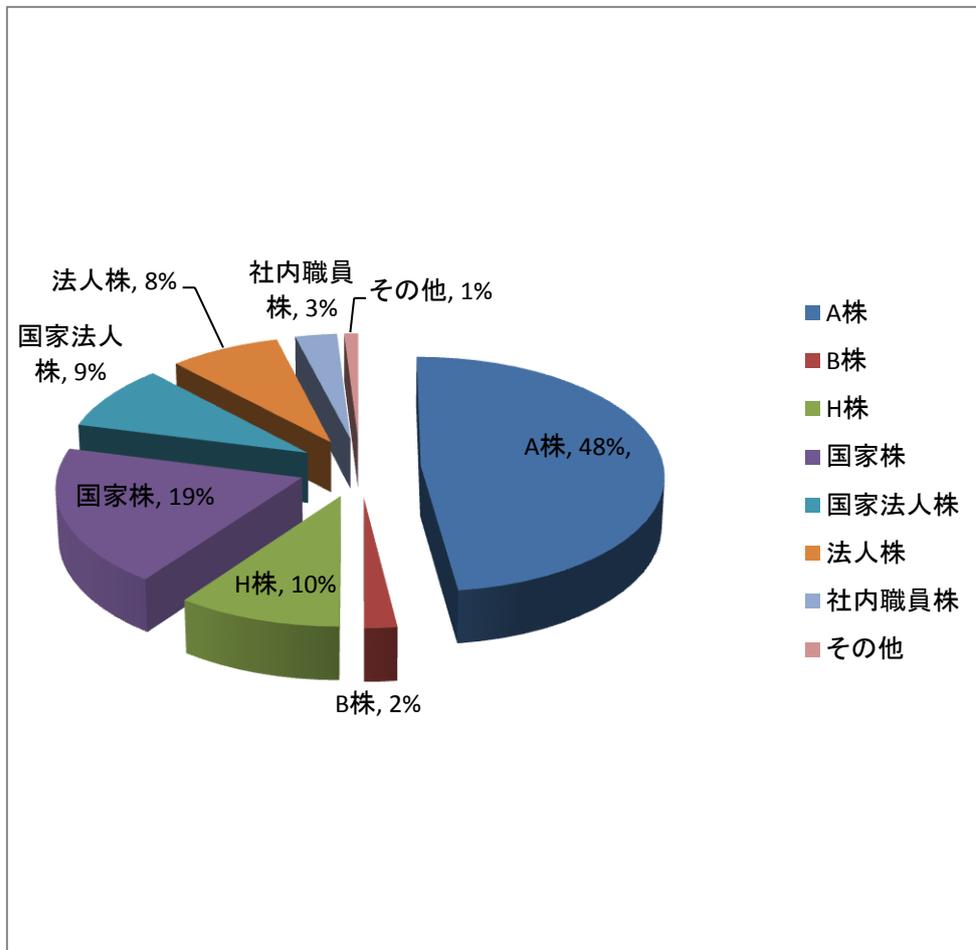


図 2 2012 年の中国株式市場各株の割合

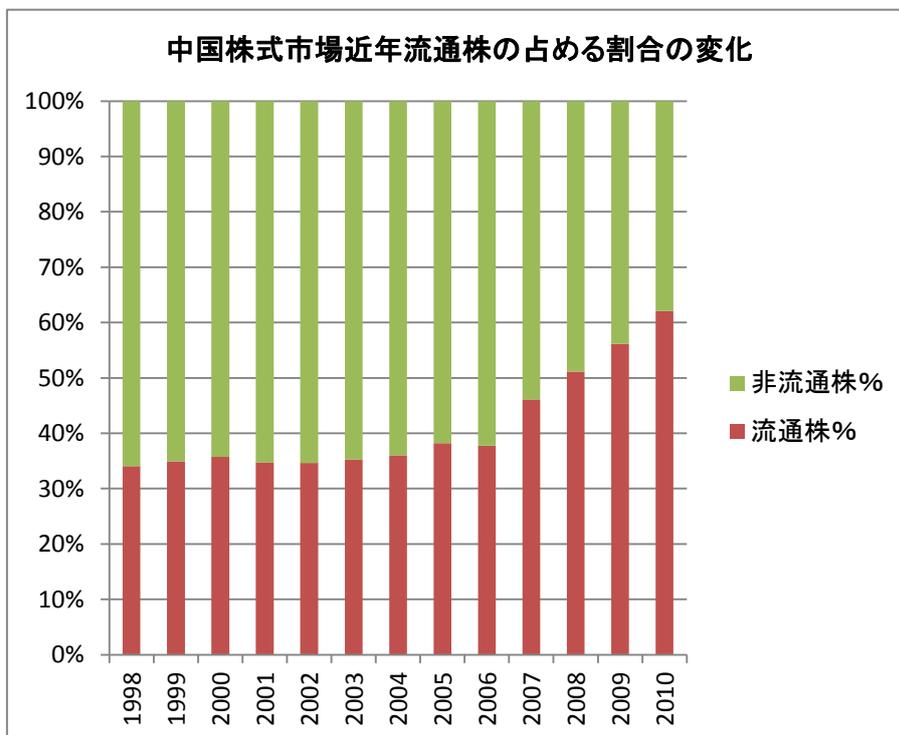


図 4 のように表している中国の流通株の種類 A 株と B 株に大別ができる。中国には上海、シンセン、香港の三つの市場があり、うち上海、シンセン市場には国内投資家と適格外国機関投資家 (QFII 後述) 向けの元建てで取引される A 株、一般の海外投資家向けの米ドル建て(シンセン市場は香港ドル建て)で取引される B 株がある。香港市場に上場している H 株とレッドチップ株がある。

表 4 中国株の分類と定義

	種類	取引場所	決済通貨	株の定義
中国 本土 株式	A 株	上海 深セン	人民元	中国国内及び QFII 資格の認可を受けている外国機関投資家が投資可能な人民元普通株式。

市場	B 株	上海	米ドル	国内外投資家共に投資可能な人民元特殊株。(2001年2月に国内個人投資家に開放)
		シンセン	香港ドル	
香港 株式 市場	レッド チップ 株	香港	香港ドル	中国本土に資本的背景を有し、香港で登記し、香港で上場している株。
	H 株	香港	香港ドル	中国本土に資本的背景を有し、中国国内で登記し、香港で上場している株(大型国有企業が多数)。QDII 資格の認可を受けている国内機関投資家が投資可能。
香港 以外 の海 外株 式市 場	N 株・L 株・S 株 等	NY・London・ Singapore,	現地通貨	ニューヨーク (N), ロンドン (L), シンガポール (S) などで上場する中国企業の株式。QDII の投資が可能している。

注：筆者作成。

表 4 で示したように中国株式市場は A 株と B 株に分断されているほかに、海外市場で発行する香港のレッドチップや H 株、ロンドンの L 株、シンガポールで S 株等もある。長い間に B 株のシェアは僅かに過ぎなかった。しかし、B 株上場企業のうち、A 株も上場しているが両市場が分断されており、流動性が大きく異なるため、同一企業の A 株と B 株との価格差が生まれる。A 株のほうが 2 倍高い状態が続いている。21 世紀に入ると、この A 株と B 株の価格差は市場の効率性を損なうものと多くの経済学者に指摘されている。2001 年の国内投資家の B 株市場開放や QFII の実施によりこの価格差は縮まってきているが依然とし

て価格差の問題が残っている。しかし、B株の国内投資家向け解禁とA株の海外投資家のQFIIの実施により、市場を分ける意味がなくなっている。将来時点で両市場が統合していくと思われる。

A株、B株の他に、海外で上場される中国株として、H株、N株<sup>24</sup>、L株、S株などがある。1993年6月青島ビールが香港ハンセン市場に上場以来、政府が「走出去」の政策を実施し、大手国営企業が相次いで外国市場に上場していた。アメリカ、香港、シンガポール、ロンドンには中国企業が最も多く上場した市場である。中国本土市場が大規模国有企業の資金調達の間となっていたため、中国本土市場から締め出される中小企業、民間企業は資金調達のために海外市場に流れる。前述したが、中国市場は海外投資家に対してかなり閉鎖的な市場制度をとってきたために1997年のアジア通貨危機の影響が殆どなく安定成長してきているが2001年のWTOに加盟したきっかけに、近年ではQFIIやQDII制度が実施され、更なる市場が開かれている。非流通株改革による国有株を段階的に放出していることに加えると市場への影響は大きくなりそうであると予測できる。

#### ⑤近年中国株式市場の動向と株式取引規制の緩和

##### (a)近年における中国株式市場の法整備とコーポレートガバナンス

中国証券法律システムの建設の状況は、改革開放以来長い空白の時期があって、1998年初めて第9回人民代表大会で中華人民共和国証券法が可決され、1999年7月1日に実施された。この証券法は中国証券市場の基本法律に成り、投資家の適切な権利の保護と資本市場の健康的な発展において大きい役割を立っていた。しかし、市場発展の深化に伴い、証券法の不完全性が表してきた。特に取引の方式と非流通株問題が顕著しつつであった。2005年に証券法が修正され、2006年1月1日に公司法と証券法が実施された。これによって、IPO企業の情報披露、上場企業の条件の基準を設けた。中国株式市場の法律制定がある程度完備された。

---

<sup>24</sup> N株は通常の株ではなく、米国預託証券ADR (American Depositary Receipt) として発行される。額面は人民元、募集は米ドル、配当は人民元で発表されるが支払いは米ドルである。

表 5 近年の中国主な証券法の整備現状

中国	実施される時間
《中華人民共和国証券法》	1998年12月29日可決され、1999年7月1日に実施された
《公司法》、《証券法》	2005年10月に修正し、2006年1月1日に実施された

近年の中国株市場における重要な規制緩和政策を幾つか紹介する。1998年12月に「証券法」が公布され、初の株式市場法整備として、中国証券市場を規範な新时期に向かわせた。証券法は中国の第一部証券の法典として、証券市場を安定かつ健康な発展のための法律の基礎を提供できた。2003年「証券投資信託法」を公布し、信託投資領域も法整備を強化した。2004年の9条（國務院が資本市場の改革開放と安定の発展を進める若干の意見に関して）の公布、証券市場の重要性が明確され、新たな株式市場発展の動力となって、市場の規模が着実に拡大することができた。2005年に入ると「股權分置」<sup>25</sup>改革を推進すべくとの意見から、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たが、約1年後の2006年5月8日、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」が施行された。市場への影響を懸念して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、年末にはIPOも完全に再開されている。2006年、中国の経済の動きと世界の経済運営に共振関係が現れて、政策の積極的な協力の下で、株式市場は前例のない水準にまで上昇し、2007年にピークを迎えた。2008年には中国証券市場も米国の金融危機の影響で調整期に入った。2010年に株価指数の先物の出現と新融資の試験地の新設（創業板）は、管理者の市場機能の改善と市場の品質を昇格させた。

(b)株式市場の多層化

<sup>25</sup> 「株權分置」とは非流通株改革ともいい、2005年4月に中国証券監督委員会は「上場企業の株權分置改革の実施における問題に関する通達」を公布し、非流通株主から流通株主に対する補償と非流通株式を流通株市場で流通させると二つの政策を打ち出した。2006年8月までに全国1300の上場株式会社のうち90%以上が「株權分置」改革に応じて、非流通株を減量させた。

中国本土株式市場は上海証券取引所とシンセン証券取引所に分けられ、上海証券取引所が大企業向け、シンセン証券市場が中小企業むけの機能が強化されている。表 6 のように、メインボードにはシンセン市場の中小企業ボードが設けられているが、実際には規模の大きい企業が上場しているため、予定していたベンチャー市場の機能は果たしていない。中国株式市場では外資企業の上場は認められていない、現在中国の管理監督機関が外国企業の国内株式市場への上場を容認する方向で検討がなされている。将来、中国の国際ボードが上海証券取引所に開設され、香港市場に上場しているレッドチップ株が対象としての見込みがある。

表 6 近年中国株式市場多層化の概観

市場	取引所		対象企業	備考
メインボード	上海証券取引所		大企業	
		国際ボード	レッドチップ企業	検討中
	深セン証券取引所	中小企業ボード	中小企業	
創業ボード (Chi Next)	シンセン証券取引所		新興企業	
三板市場	店頭市場	老三板	上場廃止銘柄	
		新三板	ハイテク企業	

上海、シンセンのメインボード以外に、創業ボードと三板市場がついに最近できた新しい市場であり、中国株式市場が確実に多層化している。創業ボード(Chi Next)は中国のナスダックとも呼ばれる市場で、2009年10月にシンセン証券取引所で開設された。創業板は2001年に構想されたが当時の米国のITバブル崩壊を受けて、創業板に先に立って、シンセン証券取引所のメインボードに中小企業板が設立された。この中小企業板はベンチャー市場とはなっておらず、ベンチャー企業の資金調達手段は極めて限られていたため、2009に創業板を開設された。上場企業の質を維持し、透明性を高めるために、創業ボードの上場廃止制度はメインボードより厳格に規定された。例えば、上場廃止の要件として、年度報

告書に会計事務所が不適正の意見と付加、年度報告書の期間内未発表、直近一会計年度の純資産のマイナス、120 取引日間の累積取引高は 100 万株未満などが挙げられている。2012 年 8 月末時点で創業ボードの銘柄数は 68 銘柄、時価総額は 4018 億元、一日の売却高は約 100 億元となっている。

表 7 各市場の主な上場基準比較

中小板(2004.6)/メインボード(上海 1990.11.シンセン 1991.4)	創業板(2009.10.30)	新三板(2006.1.23)
<ul style="list-style-type: none"> <li>a. 成立後、営業期間が三年以上。</li> <li>b. 発行前の資本金が 3000 万元以上</li> <li>c. 直近 3 年の純利益が黒字かつ累計で 3000 万元超</li> <li>d. 直近 3 年のキャッシュフローの累計が 5000 万元超或いは直近 3 年の営業収入が累計で 3 億超</li> <li>e. 直前期末の無形資産が純資産の 20%以下</li> <li>f. 機関投資家と個人投資家が対象</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>a. 成立後、営業期間が 3 年以上</li> <li>b. 発行後の資本金が 3000 万元以上</li> <li>c. 直近 2 年間連続黒字で、直近 2 年間の純利益が累計で 1000 万元以上、かつ利益が増加し続けていること、或いは直近 1 年間で黒字で純利益が 500 万元以上でかつ直近 2 年間の営業収入の増加率が 30%以上</li> <li>d. 直前期末の純資産が 2000 万以上</li> <li>e. 機関投資家と個人投資家が対象</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>a. 成立後、営業期間が 2 年以上</li> <li>b. 営業利益の要求なし、営業範囲の明確かつ継続営業能力の持ち</li> <li>c. 企業内部統制が合理的、運営が規範</li> <li>d. 国家レベルの科学技術パークの企業（今の段階は北京市に限定）</li> <li>e. 機関投資家や特定の個人投資家が対象</li> </ul>

中国の三板市場は中国の店頭株式市場（OTC 市場）となっている。また、三板市場は老三板市場と新三板市場に分けられる。老三板市場はすでに上場廃止された銘柄を対象にしている。しかし、老三板市場では追加発行などの資金調達はできない。つまり、増資は禁止されている。これに対して、新三板市場ではハイテク企業の集積する北京市の中関村パークの企業のみを対象にしており、増資も可能である。今の新三板市場は北京以外に、成都、広州、天津、西安、武漢の五つの都市の科学技術パークで試行段階と捉えられ、今後全国へ拡大すると思われる。2012 年の新三板市場では、130 銘柄程度に過ぎず、市場規模は 108 億元で未だ小さく、流動性も低い。

先述したように、中国株式市場は規模が巨大であるが、海外から隔絶された市場である一方、政府によって管理される発展途上の市場である。近年、市場の育成に向けて、徐々に規制緩和が実施されつつある。また、香港市場も海外市場としての役割を果たし、ほとんどの内陸大手企業が上場しており、資金調達の最も有効な市場となっている。近年、香港市場だけではなく、ニューヨーク、ロンドン、シンガポールなど海外取引所に上場する中国企業も増えつつある。

本来 A 株市場は中国本土居住者向けの株を売買する市場で、B 株市場は外国人向けの株を売買する市場であった。そのために、A 株は人民元建てで売買されるが上海 B 株は米ドル建て、深圳 B 株は香港ドル建てで売買される。その後、2001 年 2 月から B 株市場において中国本土居住者の売買も可能となり、現在中国本土居住者は A、B 両方の株が売買可能になった。ただ、海外の投資家は原則 B 株しか売買できない。現在 QFII（適格海外機関投資家）制度を使い、一部の海外投資家は A 株の購入もできる。だが、投資枠の制限がある。香港証券取引所は、メインボード市場と GEM 市場に分かれる。GEM 市場は「中小、ベンチャー企業向けに資金提供できる市場」という目的で開設された新興企業向け市場である。両方の市場に H 株、レッドチップ株とその他の株がある。H 株とは中国本土に登録しており、かつ、営業本拠地を本土に持つ企業の株式である。Hong Kong の頭文字を取って H 株と呼ばれる。レッドチップ株とは中国本土以外に登録しており、主な事業資産を中国本土

に持つ企業の株式で香港市場に上場しているものを指す。具体的な定義は、発行済株式の30%以上が本土の機関やその関連企業に保有されている企業、もしくは、保有割合が20%以上30%未満でも本土の機関が取締役会で実質的に支配しているような企業を一般的にレッドチップ企業と定義している。近年の株価上昇、大型上場や増資などで、H株やレッドチップ株の市場全体に占める割合は増加している。

中国株式市場は経済の進展とともに急速に拡大しつつある。2010年末の時価総額をみると上海証券取引市場はすでにロンドン証券市場を上回って世界5位になっている。上海、シンセンの両市場を合算したペースでは東京証券取引所を上回る世界2位の規模を誇る。また、売買代金でも上海証券取引所単独で東京証券取引所を上回る世界三位の市場になっている。中国国内株市場を数値で見ると、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、2010年末において上海では894社、深圳では1169社と中国株式市場全体で2063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1996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2010年末では約20兆人民元の規模となっている。その後で、ギリシャ危機の影響で、世界経済が不況になって、2012年の中国株式にも大きい打撃を与え、時価総額が16兆元に落ち込んでいた。

図3 上海とシンセンの上場企業数

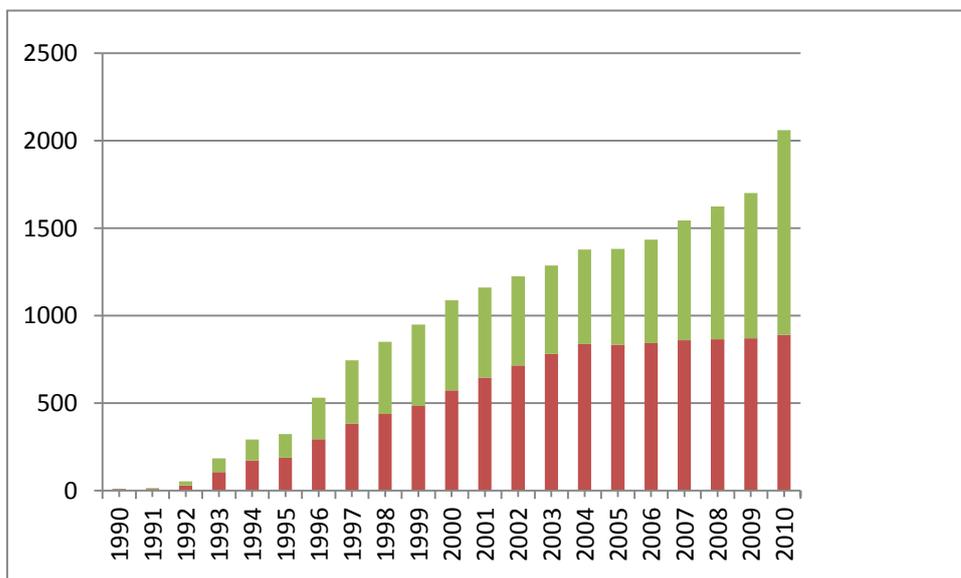
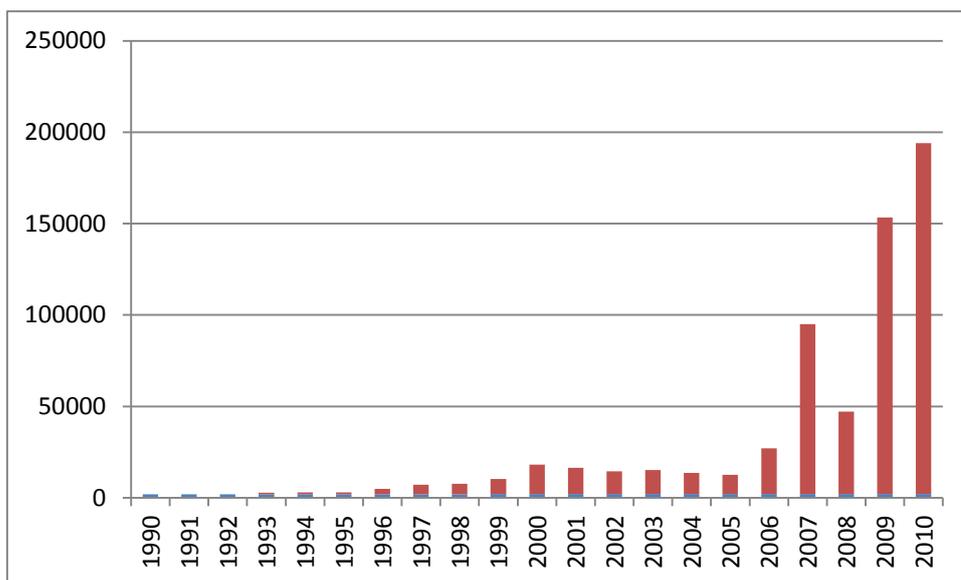


図4 上海とシンセン上場企業の時価総額



(出所)①1993-2004年は『中国金融年鑑 2005』、2005-2008年は『中国金融年鑑 2009』、2009、2010年は上海

証券交易所 HP: (<http://www.sse.com.cn/>)、深セン証券交易所 HP: (<http://www.szse.cn/>) の数値をもとに作成。

③ 数値は 2010 年年末まで。左目盛りは上場企業数(上海)と上場企業数(深圳)、時価総額は億人民元で表す。

2010年の中国株式市場時価総額の内訳を見ると、上海、深証券取引所の流通株の時価総額は、それぞれ13兆8633.3億と4兆0473億人民元である。また、前節で紹介したように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3割が非流通株によって占められている。2010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16兆7707億人民元、深圳で7兆6415.4億人民元となり、両市場合計では24兆4222.4億人民元となっている<sup>26</sup>。2010年末の時点では上海、シンセン両市場はまだ22.74%の国家株、法人株の非流通株がある。つまり、2005年からの非流通株を解決された以来66%の非流通株から2010年の22.74%まで減少しつつある。

国際主要代表的な株式市場と中国国内株式市場の2010年6月時点における概況が、表8にまとめてある。市場規模、市場の活発さを見ても米国のニューヨーク証券取引所(NYSE)が以前に群を抜いており、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。

表8 主要株式市場の国際比較 (2010年6月末、億ドル)

市場名	新規上場企業数	上場企業数	時価総額	売買代金
東京証券取引所	13	2291	35417.9	37483.0
NYSE	36	2318	130406.9	175970
ドイツ取引所	5	770	11722	17952.0
ロンドン証券取引所	33	2972	33538.4	31726.0
香港証券取引所	28	1170	26959.3	38569.2
上海証券取引所	24	894	26807.2	41012.7

<sup>26</sup> 20年の発展を経て中国の市場化改革と経済高度発展に伴い、資本市場規模も増大したことで既に中国金融体系の重要な構成部分になっており、中国経済社会発展を推進する重要な推進力になっている。

シンセン取引所	35	1136	12838.1	32292.7
---------	----	------	---------	---------

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 1/5 となっている。これを流通株ベースでみると、上海で 1/9、中国国内トータルと比較してもわずか 1/8 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。また上海の年間売買金額は NYSE の 21% にすぎない。次に株式の流通性を示す株式回転率を見てみると、World Federation of Exchanges では上海、深圳がそれぞれ 198.4%、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。また、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売買回転率を計算し、上海、深圳でそれぞれ 498.8%、524.5% という結果を得た。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。

以上のように、中国市場は価額変動の激しい市場であり、直接金融比率の相対的に低い市場である。その他、中国本土株式市場は売買回転率が高く、国内個人投資家中心の市場である。中国では株式を売買する際、投資家は決済機関に証券口座を開設しなければならない。売買主体は個人であり、短期売買が中心となっているため、個人が相場の動向によって口座開設するケースが多い。株取引際に必要な証券口座の増加数が高いことも売買回転率の高い原因となっている。また、売買主体が個人投資家であるため、個人投資家の噂や思惑によって相場が大きく動くことがある。たとえば、2009 年 7 月 29 日に、印紙税引き上げ観測から上海市場株価が急落し、一時に 7% 下げ、前日比 5% 安の 3266.432 になっていた。中国人民銀行や中国外国貨幣準備局などの金融機関がマクロ経済景気レポートの公表や金融政策運営の調整に言及する際、株価急落のきっかけになる。

株式の発行に関しては、1998 年の証券法の公布により、行政による企業推薦人制度が廃止された。2003 年 12 月には保証推薦人制度（スポンサー制度）が導入され、発行業務に精通した証券会社などが保証人推薦人として発行体を指導することとなった。発行後、保証推薦人は担当上場企業の情報開示などの法的責任を負っている。しかし、中国の実際の

株発行管理者は CRCS であり、IPO、増資は政府管理の下にある。上場審査は非常に煩雑で効率性も低い。政府の方針によって IPO が凍結される場合もある。2005 年 6 月 3 日から 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 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。しかし、2006 年には相次ぐ大型 IPO を受け、上海、深圳ともに 118.17 億米ドル、20.29 億米ドルと大幅に拡大している。さらに、世界金融危機の影響で 2008 年 9 月から 2009 年 6 月まで IPO も凍結された。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 年以降、大きな転換期を迎えている。

まず、上海株式市場について考察すると、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し、2007 年 9 月の大納会には史上最高値となる 6800 ポイントを記録して 5 年前より約 281% 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。2010 年 12 月 31 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 10 兆 2338 億人民元、17 兆 9000 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 2107% 拡大した。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 775% も規模が拡大したことになる。また、2010 年 1 年間の総出来高、総売買金額はそれぞれ 30 兆 4312 億株、39 兆 8396 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数値になっている。

次に深圳株式市場を振り返ると、深圳総合指数は 2005 年 7 月 18 日の 237.18 ポイントから、2010 年最後の取引日にあたる 31 日には 1290.87 ポイントで引け、5 年間で約 544% 上昇している。2010 年 12 月 31 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 5 兆 0772.97 億人民元、8 兆 6415.35 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 1309% 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 925.8% の規模拡大となった。また、2010 年一年間の深セン証券取引所における総出来高、総

売買金額はそれぞれ 5044.98 億株、24 兆 1322 億人民元に達し、上海証券取引所と同様で大きく増加した<sup>27</sup>。

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・深セン両市場をあわせた中国国内市場全体での時価総額も一年間で 2~4 倍と急激に膨れ上がっている。これを受け、2007 から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。2010 年、中央政府が異常な不動産価額上昇に対する抑制政策を打ち出したため、投資的なマネーが再び株式市場に流れ込んでくるのではないかと経済専門家が予想している。そうなると株価上昇の後押しになると考えられる。

一方、中国には未上場の株式会社が数十万社以上あると言われ、国にとって重要なエネルギーの電気企業、炭鉱企業、ガス企業や運輸業界の鉄道企業など国有有力企業も多数上場していない。H 株、レッドチップ、N 株などの中には、本土上場していないが積極的に海外に上場している有力企業がどんどん増えている。2003 年に中国国内の 20 社の企業がアメリカのナスダック市場に上場し、中国はナスダック市場で ADR 最も多い国になった。中国の企業の ADR は ADR 時価総額の半分を占めていた。中国企業の ADR の上場は豊富な海外資金が調達できた同時、中国市場と海外市場との関連を高めたと言える。以上のように、今後の中国株式市場の成長性が高い一方で、大型 IPO、非流通株改革など株式市場のボラティリティを混乱させる要因だと言えよう。

一方、中国株式市場は個人投資家中心の市場であり、価格変動も激しい。個人投資家の比率が極めて高い。2010 年末の投資家のシェアをみると実家総額で個人投資家が 38%、機関投資家が 62%であるが、売買高では個人投資家シェアが 89%に対し、機関投資家のシェアは 11%に過ぎない。株式取引は個人投資家中心であることは中国株式の大きな特徴の一つである。これも中国株価変動の激しさの要因になっている。中国国内市場が完全に開放されていないにもかかわらず、価格変動の激しい、ボラティリティの高い傾向が強まって

---

<sup>27</sup> このこと背景には、強まる人民元相場の高感、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 等の好材料が数多く重なったことがある。

きている。近年の株価指数の推移をみると、2005年世界市場とともに過剰流動性が発生し、2006年から速い上昇過程に入り、上海総合指数は一年間で2.3倍、2007年も約2倍の急上昇を記録した。その後、世界金融危機の影響を受けて、2008年には3分の1に急落したが2009年には政府の4兆元景気刺激政策と金融機関の融資急増の影響で再び株価は急騰に転じた。2010年から、ギリシャ財政危機による世界経済の不況の中、株価が低迷している。さらに、最策面においても、国有企業の業績が政府の政策に左右されやすい、株式市場は金融引き締めや緩和といった金融政策に大きく反応する傾向がある。中国株式市場は政策相場と流動性相場の強い市場であることも大きな特徴の一つである。

#### ⑥中国株式市場における最近の規制緩和と制度改革

中国株式市場は規模拡大しつつあるがまた政府管理の下で海外市場から相当閉鎖された市場でもある。近年、完全な自由市場の育成にむけて、徐々に規制緩和が実行されつつある。

##### A. 株価指数先物と取引の解禁：

2008年に中国政府は株価先物取引の導入を承認して、2010年2月20日にCSI300指数の先物契約と業務規則を正式に承認した。2010年4月16日には正式的に株価指数先物取引が開始された。

##### B. 信用取引の解禁：

中国株式市場の信用取引は早い段階で認められたが、特別な市場構成のなかで実際には先送りとなっていた。2010年3月19日に中国証券監督委員会が証券会社6社に対して試験的に信用取引の取り扱いを認可した。続いて3月31日に上海、シンセンの両証券市場が信用取引システムを稼働させた。つまり、投資家が証券会社から資金や株式を借りることが可能になった。条件としては、口座開設には最低50万人民元の預かり資産が必要であり、対象は上海A株50銘柄、シンセンA株40銘柄の合計90銘柄に限定された。現在多くの外国個人投資家が投資信託などを通じて中国株へ投資を行っている。その意味で、中国株式信用解禁は中国株式と外国株式との相関関係を増大させたと言え

る。しかし、投資家に対して、中国株式市場は政策変更や規制緩和などによって大きく変動する可能性の高いハイリスクな市場であることを忘れてはいけない。なお、中国市場の規制緩和は慎重に行われているが株式市場間の影響を分析する必要性が大きくなってきている。

#### C. QFII と QDII 制度の導入、

前述したように、中国では 2001 年に WTO 加盟時の公約として、外国機関投資家の A 株市場への参入を一部解禁した。2002 年 11 月に適格外国機関投資家 (QFII) 制度を導入した。CRSC から認可を受けた外国の運営会社、保険会社、証券会社、年金基金、銀行などの投資家が、中国国家外国為替管理局 (SAFE) から認められた運用枠の範囲内において A 株などの中国国内証券に投資することは可能になった。適格国内機関投資家 (QDII) 制度は中国投資家の資金を海外投資に向ける目的で 2006 年に導入された。具体的には、海外投資を行う金融機関などは中国証券管理監督当局から QDII のライセンスを取得し、さらに SAFE から投資枠を取得すれば、枠内で外国証券投資が可能となる。

### 2-2. 中国株式市場の QFII と QDII 制度改革の現状

上述したように、中国株式市場は、その特別な歴史的な背景の下、「市場」と「株式」の両方の面において分断構造が形成されている。中国株式市場は「A 株市場」と「B 株市場」の二つのマーケットに分けられている。外国人投資家は基本的には B 株しか購入できず、A 株への投資は適格国外機関投資家 (Qualified Foreign Institutional Investors、QFII とも略称される) 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すぎない。改革開放以来、中国の外資利用は多元化の道を辿ってきた。1990 年国内株式市場を利用した外資調達方法の研究に着手したが、資本移動規制及び国内資本市場の未発達といった厳しい外国為替管理政策の下、B 株の発行という過渡的形式を採用し、外貨均衡とリスク・コントロールを考慮にいれ、外国人投資家に対する外資による売買を許可した。従来中国政府は、株式市場の外国人投資家と国内市場や国内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。2006年4月、中国政府はQDII制度を実施し、中国国内の投資家が外国の市場に投資できるようになった。QFIIとQDIIの現状は図9のようにまとめている。

2002年と2006年に、中国国内では別々にQFIIとQDII制度が実施された。近年の経済規模の拡大に伴い、QFIIとQDII制度が段階的に完備され、規模も年々拡大している。金融危機までの中国国内証券市場の繁栄は資金調達額の増加、国内投資家の投資方式の拡大、人民元の元高の予期の圧力の緩和など各面から支えていたといえる。他の国と比べてみれば、中国のQFIIとQDII制度はどんな意義をもっているのか？今の段階ではQFIIとQDIIはどんな状況にあるのか？どんな問題点があるのか？ここで簡単に説明してみたい。QFIIやQDII制度を実施した歴史のある国々の経験からみると、一般的には、ある新興経済国及び地域は当国の貨幣が自由に変動できない状況の下で、条件付で資本市場と貨幣市場を開放し、外国の投資機関家及び個人投資家が当国の国内資本市場に投資できる及び国内の投資機関や個人投資家が他の国の資本市場へ投資できるような暫定制度である。つまり、QFII制度は、資本取引が規制されている状況の下で、外資に対する国内資本市場を次第に開放していく暫定手段である。資本市場の発達した先進国では、貨幣の自由変動が保障されているのでQFIIとQDIIのような制度は必要がない。20世紀90年代以来、主に韓国、インド、ブラジル、台湾の四つの国と地域が経済高度発展期にQFII制度を実施した。外国の投資資金が調達できた一方で、大量の海外投資資金の流入による市場へのショックも予防できた。QDII制度の歴史からみると、QDIIは2001年に香港で初めに設立された。当時の1998年のアジア金融危機から市場経済を再活性化するために、中国大陸の投資資金を積極的に香港の資本市場に誘導するよう、QDII制度を設けた。QFIIとQDII制度の最大な特徴は条件付である。つまり、投資資格のある投資機関家や個人投資家が一定な金額枠内で許可された金融商品にしか投資できない。QFIIとQDII制度は一国の貨幣市場が完全に自由相場制へ変わる前の重要な暫定制度だといえよう。このような制度によって、海外及び国内で資金調達のができた以上に、当該国の貨幣制度改革を促す効果ももっている。今後、人民元の

国際化の加速に伴い、運営枠、保有期間、投資対象商品などの面における規制が漸次に緩和されるだろう。

中国の QFII 制度の現状はまず適合な外国投資機関は中国政府の証券監督委員会から投資資格を許可され、「中国外匯管理局」の許可した金額枠内で中国国内の商業銀行に資本資産を委託し、中国国内の証券会社に証券売買の活動を委託する。表 9 のように、QFII の投資枠は最初の 40 億ドルから 2005 の 100 億ドル、2007 年の 300 億ドルまで年々増加している。単一投資機関の投資枠も 8 億ドルから 10 億ドルまで拡大した。投資できる証券は A 株、国債、転換できる債券、企業債券に限られている。一般的には投資期間は一年に制限している。2003 年 6 月 4 日、スイス銀行と野村証券は初めて 3.5 億ドルの QFII を許可された以来、2012 年まで 274 機関に合計 264 億ドルの QFII 投資枠を許可している。

表 9 近年の中国の QFII と QDII の現状

QFII	件数	機関数	金額 (億ドル)	総額上 限(億 ドル)	QDII	件数	機関数	金額 (億ドル)	総額 (億ドル)
2003	14	10	17	40	2003	no	no	no	no
2004	19	18	15.25		2004	no	no	no	no
2005	19	17	22.2	100	2005	no	no	no	no
2006	23	23	34		2006	19	19	206.65	
2007	6	6	9.5	300	2007	31	31	310.01	
2008	27	26	33.98		2008	7	7	37.55	
2009	24	24	31.27		2009	13	13	116.79	
2010	18	18	26.5		2010	21	21	90.17	
2011	23	23	19.2		2011	6	6	24.8	
2012	101	99	148.3	800	2012	11	11	50	

注：データは「中国外貨管理局」による。

一方、2006年にQDII制度が実施され、2006年7月10日に中国銀行の10億ドルのQDIIを許可されたのは中国の初めのQDIIとなった。2012年まで、すでに108の国内適合機関に835.97億ドルのQDIIを許可した。中国のQDII制度は、表10のように、おもに銀行QDII、基金QDII、信託QDII、保険QDIIの四種類に分けられる。保険QDIIは保険会社が国内の保険資産管理会社や投資管理機関に依頼して海外に投資活動を行う。保険QDII以外の三種類QDIIは国内の投資家と投資機関を対象にして投資活動を行う。比較的基金QDIIの条件が低くて流動性も高い。

表 10 中国 QDII 制度主な特徴

特徴	銀行 QDII	基金 QDII	信託 QDII
募集方式、対象	公募、一般投資家	公募、一般投資家	私募、ハイエンド個人投資家及び機関投資家
投資条件	5-30 万元	1000 元以上	100-1000 万元
流動性	期限付き、流動性が低い	開放式、期限なし、流動性が高い	期限付き、流動性が低い
投資対象	銀行貯蓄、債権、株、公募基金など	貨幣市場、固定収益類証券、株、DR、公募基金、金融派生商品。	貨幣市場、銀行貯蓄、債権、信託、金融派生商品。

以上のように、中国 QFII と QDII 制度の現状と特徴からこの制度が直面している問題点をまとめる。まず、中国国内資本市場の不自由性と不完全性は QFII 誘致の障碍になっている。2012 年まで許可した QFII 金額は 364 億ドルであり、総額上限の 800 億ドルの 2 分の 1 に達していない。また、中国の証券市場は、長い間、上場している企業の株の大半は政府に保有され、投機色が強く、市場の分断構造が深刻化している。構造問題以外に、上場企業側にも情報披露、会計粉飾、株主の利益に注視しないなどの問題がある。資本市場の未熟性のために、投機的個人投資家は 7 割を占めており、証券市場のリスクを増大させる要因

である。色々な問題点があるため、外国投資家が中国の QFII への積極的な参加を妨げている。株価も経済のファンダメンタルズと無関係の動きを示していた。また、QFII の規模が依然小さく、投資できる対象が少なく、実際の効果と予期目標が大きく乖離している。一方、2005 年に始まった非流通株改革と 2006 年に実施した QDII 制度をきっかけに、2008 年金融危機の時、中国と世界共通の株価暴落連動がみられるという指摘もある。

2012 年まで、QFII の株式規模が流通株 A 株規模の 1.5%しか占めていない、これは最初の QFII 制度の導入目的としての海外の投資資金の招致による国内株式市場の投機性を改善し、国際化を高めることから大きな差異が生じている。いままで許可した QFII の内容をみると、投資銀行と商業銀行が大部分を占めている。長期的な保険基金、年金、開放式基金の占めるシェアがまだ小さい。QFII 投資できる対象は A 株、国債、転換債券、企業債権などに集中している。株価指数先物取引や金融派生商品分野の QFII がまだ解禁されていない。他の QFII の実施した国と比べると中国市場の不完全性と不規範性が浮かんでいる。また、QDII は 2006 年 7 月から積極的に行われていたが 2007 年米国発の金融危機が起き、2008 年一年間で 231 社の銀行 QDII で 95%の 221 社は損失を被っていた。基金 QDII も全面的に破綻した。このため、2008 年一旦 QDII 申請が一時停止したが 2009 年 10 月に再開された。この事件で、国内投資家の自信に大きいな打撃を与えられ、そのあとの新しい QDII 商品の発売にもマイナスな影響を与えた。QFII より QDII 実施されたのは時間的にまだ短いため、国内投資家は投機的な動機で海外への投資を行っている。海外市場の法律制度、市場規律を十分認識していないため、投資リスクを増大させ、失敗した例が後多々切れない。QDII 経験の少ない国内投資家は金融危機の影響で、2008 年から新しい銀行 QDII の申請がなかった。信託 QDII は 2009 年一年間で僅か 3 件しかなかった、主に制度に詳しい香港株式市場向けの投資であった。

2003 年から 2011 年まで 19 の外国信託銀行と 103 の団体の 170 億ドル QFII を許可した。90 の国内企業に 700 億ドルの QDII を許可した。このような QFII と QDII の実施によって、中国株市場とアメリカ、香港、シンガポールなどの市場と緊密的に繋がっていった。海外

投資家は先進市場の投資理念と情報を中国株式市場に持ち込まれたと同時に、国内投資家の投資行動も海外株式市場の株価変動に影響を与えたと考える。実際、中国は2006年以降、二回に渡って、株価の上昇局面を経験した。2012年現在、中国は高成長・高インフレという過熱期から低成長・高インフレというスタグフレーション期に差し掛かった。QFII、QDIIと非流通株改革をきっかけに、証券市場の健全化が図られ、株価は経済成長、インフラといったマクロ実体経済動向に反映し、他の市場と連動するような動きが見られてきた。一方で、アメリカ、中国、日本、ドイツは世界上位4位の経済大国である、緊密な貿易関係をもっている。中国株式市場を分析する際、この4か国の実体経済の影響を重視しなければならない。また、前節で述べたように、中国中小企業は国内株式市場以外に、主に香港、シンガポール、ロンドンに上場しているので、情報伝染の観点からもこの三市場を無視できない。それにより、本稿は七つの国を対象として分析しようと思っている。このような総合的な考慮は本稿による市場関連性研究は市場の健康的成長において重要な意味を持っている。

今後の展望として、QFIIは、いままで外国投資家がA株市場に直接投資できるチャンネルであったが、資本取引の本格的な自由化が行われていない中で、QFIIの規模も市場の発展と共に拡大していこう。さらに、QFII制度を導入した際、国内機関投資家の規模が小さかったため、監督当局は外資がもたらすリスクをコントロールし、株式市場が過大な影響を受けないように、運用枠、保有期間、投資対象商品などの面において多くの制限をかけた。世界金融危機で市場の大幅な上昇と下落を経験したあとで、国内投資機関家が成長し、運用手法も段階に成熟してきた。今後、人民元の国際化に伴い、QFIIに対する制限が市場の成熟度に応じて次第に撤廃され、最終的にはQFIIが国内国民待遇を付与されて、資本取引の自由化が実現されるだろう。

QDIIに関しては、現在のQDII商品構成はアクティブ運用商品を中心とする設定当時の特徴をもっている。これまでの運用は商品構成が投資能力や投資家のニーズに一致しておらず、成功したとはいえない。海外への投資を通じ、投資のリスク分散を図りたいのは本

来の QDII の目的である。しかし、中国国内投資家はグローバル投資能力に欠けていると国際金融市場に対する理解が不十分であることも現状である。つまり、国内投資機関家はまだ QDII のアクティブ運用能力を持っていないようである。商品構成と投資能力、投資家ニーズを一致させるために将来の QDII 商品の細分化が求められる。商品の細分化により、運用会社の経営の差別化に寄与する一方、顧客のニーズに応じてグローバル金融市場にある多種多様の投資ツールが活用できる。これにより、QDII を通じて各国地域市場に分散投資すれば、リスクを抑えながら利益を上げることができる。また、金融危機がひとまず収めまった現在、人民元の切り上げに対する予期が高まっている。QDII 制度による資本流出は、経常黒字がもたらしている人民元切り上げ圧力とある程度相殺し、人民元の切り上げ期待を和らげる効果が得られる。

## 2-2. 中国国内・海外の連動性理論の先行研究

### 2-2-1. 他の市場の連動性の先行研究

ブラックマンデー、90年代のアジア通貨危機、最近の世界金融危機など、国際間での株価が連動して動く現象が指摘されている。21世紀に入り、世界経済のグローバル化の進展とともに中国の資産価格の国際的連動性も高まる傾向になる。

なぜ市場の間に連動の現象が起きるのか？連動の内在原因はなんだろうか？海外の研究文献は経験論的な論述が多く、統一的な連動性理論モデルがまだ出ていない。海外の先行研究は二つに分かれる。①経済のファンダメンタルズ仮説（Economic Fundamentals Hypothesis）：Calvo and Reinhart(1996)、Kanas(1998)と②市場伝染効果仮説（Market Contagion Hypothesis）：King and Wadhvani(1990)、Valdes(1996)である<sup>28</sup>。

経済ファンダメンタルズ仮説に関しては、伝統的な経済分業では異なる国家間でも共通な経済基礎変数を持っていればショックが発生する時に株式市場が一致性のある動きを

---

<sup>28</sup> 前者は、経済実体の基礎的要因（貿易、金利、為替など）は連動の理由になるのに対し、後者は経済ファンダメンタルズだけでは説明できない、一つの市場が打撃（ショック）を受けた場合、投資家の恐怖心理があるため、打撃が伝染病のように一つの市場から他の市場に移っていくと考える。2008年の金融危機がこの仮説に当てはまると考えている論者が多い。

表す。Solnik(1972)はCAPM(Capital Asset Pricing Model)モデルに基づいて為替レートと金利を入れたIAPM(International Asset Pricing Model)モデルを提案した。Solnik(1974)はこのモデルを用いて、アメリカ、英国、ドイツ、フランス、イタリアの株式市場を分析した結果、株価の変動は主に自国内の経済要因によって動かすが間接的に外国市場の影響も受けるとした。また、輸出、輸入に依存する国の株価は海外市場の変動に敏感である。ここでは、仮にX国とY国が密接な貿易関係にあるとして、X国において危機が発生すれば、X国の財需要は低下し、Y国からの輸入も減少することが想定できる。X国で発生したショックはY国にもショックを与えることが予想できる。そして、X国でのショックの規模が大きいほどY国に与えるショックも増大することになる。Y国の株価はX国の株価とともに変動することになるが、Y国の株価変動はX国における財需要の変化によるもので、X国からY国への株価の連鎖変動は経済ファンダメンタルズから起こるものである。すなわち、株価の顕著な波及現象が見られても、それは経済相互依存関係から起因しているだけで、波及構造に変化がない。Masson(1998)は、主要国の政策変更などが共通ショックとして途上国の株価に与える影響を“monsoon effects”、経済の相互依存関係に基づく株価の連動性を“spillovers”、経済ファンダメンタルズでは説明できない要因による株価の連動性を“contagion”として区別している。株価変動の伝染効果は危機の発生時だけではなく、マーケットが安定状態にある時にも発生する可能性がある。Craig, David and Richardson(1995)は分析対象を危機の発生前後に限定することなく、伝染効果を分析している。また、世界銀行は伝染効果の定義として三つのカテゴリーを挙げている。第一、危機の発生時、平穏時に関わらず、国際的な株価変動の波及を伝染効果として捉えるものであり、これを広義の伝染効果(Broad definition)としている。第二、ファンダメンタルズでは説明できない株価変動の波及効果は狭義の伝染効果(Restrictive definition)としている。第三、危機の発生時における過剰な株価変動の波及効果を超狭義の伝染効果(Very restrictive definition)としている。この共通のファンダメンタルズショックをもつ異なる国々の株価に互いに影響を与える理論に賛成する経

経済学者は Solnik(1974),Stulz(1981),Alder and Dumas(1983),Errunza and Losq(1985),Cho et al.(1986)など挙げられる。分析対象は殆ど発達した先進市場である。

市場伝染仮説に関しては初めに King and Wadhvani(1990)によって提唱された。全世界的な株価変動には経済ファンダメンタルズでは完全に説明できない、市場の情報の非対称性が確実に存在しているので、投資家は全部の市場情報を把握することが無理であるために、他の市場の価格を参考して情報の不足を補完することは一国の株価変動を他の国に伝染病のように移していく。King and Wadhvani はこの現象を非完全反映均衡 (Non-fully revealing Equilibrium) と定義している。その逆の場合は完全反映均衡(Fully revealing Equilibrium)と指している。一国の株価は自国国内の公開した情報の影響を受けると同時に他の国の株価の影響も受ける。1987年10月のブラックマンデー以降、株式価格の国際的連動性に関する分析が数多く行われた。経済ファンダメンタルズの変化を伴わない株価の波及効果は伝染効果(Contagion)として注目されるようになった。つまり、経済ファンダメンタルズとの関連の有無にかかわらず、ある国から周辺諸国へと株価変動が伝播する現象を伝染効果と呼ぶことになった。1987年10月に、米国株式市場で株価が暴落し、その直後に世界各国の株価がいっさいに下落した。1997年7月2日、タイ当局はバスケット・ペッグ制を放棄し、変動相場制への移行を決定した。タイ・バーツの暴落に続き、マレーシアリング、韓国ウォンも下落し始めた。その後、香港は10月に急激な株価下落を経験し、12月にはマレーシア、韓国の株価は90%以上に下落した。1998年8月17日、ロシア債務危機が起き、ルーブルの暴落が始まり、中南米向けに多額の資金運用を行っていたヘッジファンドの破綻に繋がった。この間も、アジアや中南米各国の株価は低下傾向に転じ、米国まで株価の下落が起こっている。このような株価の同時暴落をファンダメンタルズで説明することは困難である。ブラックマンデーを一つの契機として、ファンダメンタルズショックに基づかない株価の波及現象を伝染効果として数多くの分析が報告されていくことになる。しかし、従来の株価の国際連動に関する先行研究では伝染効果仮説の定義について必ずしも明確な意見がなかった。株価の波及現象をもたらす源泉を限定することなく、

株価の波及現象を伝染効果と呼んでいたこともあった。分析の手法としては、相関係数を示す回帰パラメータをショックの前後で比較し、ショック後に係数の上昇が見られるか否かを確認するものであった。複数の株価収益率の連動性を同時に確認する場合には VAR や VECM を採用した検証が一般的である。また、株価収益率の波及効果のみならず、株価収益率のボラティリティに関する分析もよく行っており、ARCH 型モデルを採用したボラティリティの国際的波及の検証も一つの分析手法である。例えば、Hamao, Masulis and Ng(1990) は主要 3 カ国の株価のボラティリティについて、Edward(1998) はメキシコ危機の時のメキシコから中南米諸国への金利のボラティリティを検証している。また、Koutmas and Boot(1995) は EGARCH モデルを用いて主要三ヶ国の株式変動の波及効果について検証しており、株価の上昇時よりも下落時の方が、ボラティリティ波及効果が高まる結果を得ている。

Karolyi and Stulz(1996) は 1988 年から 1992 までのアメリカに上場している日本企業の ADRS 株価と関連するアメリカ株価を分析した結果、マクロ的な変数は日米株価連動への影響が限定的であるが株価連動の要因は市場伝染効果であると強調した。そのあと、Karolyi and Stulz は海外市場からの影響を二分類し、共有経済ファンダメンタルズにおけるショックと海外市場収益率における固有ショックと定義した。Lin et al(1994) はこの仮説を用いて日米間に双方向の株価収益率とボラティリティ相関関係が存在していると証明した。あるいは、ショックを各国共通のショックと各国固有のショックに区別した場合に固有ショックの国際的波及を伝染効果として定義している先行研究もある。例えば、King and Wadhvani(1990), Lin, Engle and Ito(1994), Craig, David and Richardson(1995), Dungey, Fry and Martin(2003) など数多く見られる。伝染効果の発生は一時的なものであり、長期的には消滅すると考えられるが、危機発生国から波及した周辺諸国の株価の下落が周辺国の景気減速を招き、持続的な負の連鎖をもたらすのであれば、管理監督当局は一時的な市場規制や緊急な流動性供給など、過剰な負の連鎖を防ぐ制度設計を構築していく必要性が出てくる。しかし、株価収益率の連動が経済ファンダメンタルズの経済相互依存性に基つくもの

であれば、波及効果を防ぐためのシステムは有効な解決手段とはならない、波及効果を遅らせるだけにしかない。

また、先行研究は用いられた分析方法から三つに分かれている。①ヨハンセン共和分 (Cointegration Test) とグレンジャー因果性検定を行い、二つの株式市場及び多数の株式市場の間に、長期的に見て共和分関係があるか否かを検証する。②自己回帰 VAR モデル及び VAR モデルの拡張型により、二つの株式市場及び多数の株式市場の間に、株価収益率の共和分関係を検証する。③条件つき自己回帰モデル (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity Model) と ARCH 型拡張モデルでデータの定常性を確認し、市場のボラティリティを観察する。また、SV (Stochastic Volatility) モデルの応用研究も多くなされている。

また、別の分類方法は①発達市場間の連動性②新興市場と発達市場間の連動性③中国国内市場と海外市場間の連動性の三つに分けられる。

表 11 先行研究

研究対象	代表的な研究者と研究対象	主な研究の結論
① 発達市場間の連動性	Becher, Finnerty, Gupta (1990) は日米株式市場を対象 Hamao, Masulis (1990) は日、米、英 Kasa (1992) は日、米、英、独、加 Claudio Morama, Andrea Beltratti (2006) は日、米、独、英	米国→日本の因果性がある 米→日、米→英、英→日 米→日、英、独、加 米→日、英、独
② 新興市場と発達市場間	Chan, Gup and Pan (1997) は米、日、英などとパキスタンという 18 カ国 John Wei-Shan Hu (2000) は米、日、香港、台湾、中国	米→香港、台湾、中国

	<p>Gokce Soydemir(2000)は先進国と新興国</p> <p>今村 (2001) は ASEAN 諸国、韓国、香港、台湾と日米</p> <p>平山 (2003) は、韓国、タイやアジア 8 カ国と日米</p> <p>Khalid,Kawai(2003)は新興市場と先進市場</p>	<p>米→メキシコ</p> <p>通貨危機後各国間の連動性が強まった。</p> <p>アジア通貨危機後新興市場と先進市場の連動性が強まった。</p>
③ 中国国内市場と海外市場間	<p>俞世典、陳守東、黄立華 (2001) は中国と日、米、香港</p> <p>陳守東、韓広哲、荆偉 (2003) は中国と日、米、英、香港</p> <p>張福 (2005) は中米</p> <p>王小芳、芦小兵 (2007) 中国と米、英、香港</p> <p>GrayGangTian(2007)は A 株 B 株と香港、台湾、日、米</p> <p>る振心 (2008) アメリカ、英国、ドイツ、日本、香港と中国</p>	<p>中国市場は閉鎖された市場である。</p> <p>中国市場は分離している。</p> <p>米→中</p> <p>1%の有意水準で英→中。</p> <p>A 株⇔米、A 株⇔香港</p> <p>2005 年以降ある程度の相関関係が認められた</p>

まず、先進国間の株価連動性に関する先行研究は、Kasa(1992)が初めて多変量ヨハンセン共和分検定を行い、周辺主要 5 市場の株価（米、英、ドイツ、フランス、日本）のデータを用いた結果、米株は他の株に対する共和分効果が顕著であり、他市場変動の要因となっていると指摘した。Ahlgren and Antell(2002)は、米、英、仏とフィンランドの 1980.1ー1997.2 のデータを利用して、ヨハンセン検定と LR 検定を行い、月次データには共和分関係

があるが四半期データには共和分関係が無い結果を得られた。その他、Hamori and Imamura(2000)は G7 について、Tsutsui and Hirayama(2004)は日、米、英について、それぞれ株価連動性について検証した。Morama and Beltratti(2006)は 1973-2004 の日、米、英、独の株価対数を使って 4 カ国の連動相関性が強くなってきたことを検証した。

先進国と新興国市場の先行研究に関しては、Chan, Gup and Pan(1997)は 1961,1-1992,12 の月次データを用い、米、日、英などとパキスタンという 18 カ国の株式市場の共和分関係をヨハンセン検定で検証した。John Wei-Shan Hu(2000)は単位根とヨハンセン検定により、米、日、香港、台湾、中国の間に共和分関係を検出し、米国株の変動は香港、台湾、中国の株変動の影響が大きいと指摘した。Gokce Soydemir (2000)は 4 変数の VAR モデルを使って、先進国と新興国の間で分析を行ったが、米国とメキシコの相関関係が顕著であるのに対し、米国とブラジル、アルゼンチンは弱い相関関係を観察した。平山 (2003) は、韓国、タイやアジア 8 カ国と日米の株価関連について、通貨危機後株価相関性が強まったことを確認した。今村 (2001) は ASEAN 諸国、韓国、香港、台湾と日米についての株価連動性の可能性を検討した。先進国と新興国市場の間の研究の主な結論は、20 世紀 90 年代から、相関性が強まってきていることを観察している。

## 2—2—2.中国国内の先行研究

中国国内の先行研究に関しては、俞世典、陳守東、黃立華 (2001) は中国と日、米、香港の四市場の 1998 年から 2000 年までのデータを利用して、ヨハンセンとグレンジャー因果検定を行った結果、日、米、香港から中国への弱いグレンジャー因果性を検出したが、逆方向では全く因果関係が無いという結論を得られた。劉金全、崔暢(2002)はヨハンセン検定と ARCH モデルを用いて、上海とシンセン両市場間の共和分関係が確認されている。陳守東、韓広哲、荊偉 (2003) は VEC モデルを使って、中国と日、米、英、香港の間には長期的共和分関係が存在していないとの結論が得られ、中国国内市場と国際市場は分離され

ていると指摘した。韓非、肖輝(2005)は2000年から2004年までの株価収益率データを使って、中国からアメリカへの一方的な弱い情報伝染効果を確認した。張福(2005)はグレンジャー因果性テストでアメリカ市場から中国市場への単一方向的な共和分関係を検出した。黄永興(2005)はB株の海外投資家に開放された以来、A株とB株市場間の spillover 効果が観察された。王小芳、芦小兵(2007)は1998年から2006年までのデータを利用して、中国と米、英、香港の間で弱い相関性が検出したが、1%の有意水準では英国だけが中国国内市場に影響を与えている。Gray Gang Tian(2007)は1993.7.1から2007.3までの中国国内のA株、B株と香港、台湾、日本、米国の月次株価指数データを用いて分析した。結論はアジア通貨危機後A株市場が香港、米国市場と長期的な相関関係が検出した。骆振心(2008)はアメリカ、英国、ドイツ、日本、香港と中国国内の市場を中心に2005年の株権改革で時期をわけて分析した結果は2005年以前に共和分関係がなかったが2005年以降ある程度の相関関係を認めた。主な結論は、中国国内市場と香港市場の間に共和分関係があるが2005年以降はアメリカなどの先進国との間に弱い相関関係が検出されたというものである。劉陽・高惠(2012)はDCC-GARCHモデルを用いて、2008年の金融危機以降中米市場の相関関係を検出している。

QFIIとQDII制度に関する先行研究は、李天徳・張亮(2008)がQFIIとQDIIの実施による上海、シンセン両市場と米、英、日、香港、シンガポール、フランスの八つの市場の共和分とインパルス反応を推測した結果、QDII以降中国と日本、シンガポールとの共和分関係を検出した。張濤(2008)はQFIIQDIIによるA株とH株のグレンジャー因果性と共和分検定を行った結果、QDII以前はH株からA株への一方向の因果関係があるが、QDII以降、双方の因果関係を観察した。徐絹(2009)は、上海A株指数と米国のナスダック株指数がQFII実施前後のグレンジャー因果検定、共和分検定、誤差修正モデルを推定した結果、QFII以降両国の共和分関係と因果関係を示している。徐・王・賈(2010)は、多変量DCC-GARCHモデルの分析の結果、中国はインドより世界との連動性が弱く、QFII以降その連動性がある程度増加したとした。封・張・李・汪(2010)は、QFII以降の香港とシンガポールで取引さ

れている中国関連企業の H 株指数と A50 株指数と中国本土 A 株指数との因果性検定と BEEK-GARCH モデルの結果、H 株は A 株の主要的なグレンジャー因果であるが A50 株は A 株から一方向の影響を受けているとした。呂・趙(2010)は、QFII と「株権改革」を対象とした上海総合指数と米、英、日、香港市場との株価収益率の回帰分析を行った結果、中国と米、英との相関性を観察した。張兵・ハン致鎮・李丹心(2010)は、DCC-GARCH モデルを用いて中米市場を分析した結果、QDII 以前、中米間は長期的な相関関係が存在していなかったが QDII 以降、米国からの影響が強まっているとした。

以上のように、ブラックマンデー以降株価価格の暴落が瞬間に国際的に伝播する現象に関心が寄せられるようになったわけだが、先進国における株価連動に関する先行研究をサーベイした。中国国内の先行研究においては、中国と香港および中米市場の研究が数多く見られる。2008 年の世界金融危機以降、中国国内株式と外国株式市場の連動性研究はまだ数少ない。徐(2009)は QFII のみ対象として分析を行い、張(2010)は DCC-GARCH モデルのみの分析を行ったが、理論的分析がなく、観察の対象変数が少なく、対象期間の短い分析である。総合的な視点から株式市場構造改革に焦点を当て、株価連動に関する実証研究の論文はまだ数が少ない。本論文は分散不均一性、経済の相互依存性、観測不能な共通ショックなど推計上の諸問題を考慮して、構造改革の QFII、QDII 制度に焦点を当て、中国株式市場と海外市場間の株価相関関係および連動性を実証分析する。先にサーベイしたように上海とシンセンの国内 2 市場のみの研究や欧米を中心とした先進国との研究は多く見られるが、本稿のような多数の市場との比較研究と構造変化を考慮した静態と動態の両方からの分析は殆ど行われていない。

### 2-3. 本文の構成と目的、研究意義

近年、中国改革開放政策による資本市場の拡大と世界情報技術の発展に伴い、中国とアメリカの株価が関連して動く現象が指摘されている。このような国際的な株価連動性の高まりの要因として、各国に共通のファンダメンタルズ・ショックが指摘されている。前節

の先行研究結果においては、国際市場における中国市場との連動性がない、あるいは幾つかの市場の間に一定の弱い連動性があるという結果が示されてきた。ただ、これまでの研究では構造改革による構造変化の影響が考慮されていない。近年中国株式市場は一層急速に伸びており、国際経済でのプレゼンスがかなり高まってきている。中国国内株式市場が国際化に転換していく上では、QFII と QDII の二つ大きな政策が実施された。中国国内市場の構造改革の効果を見るために QFII と QDII の株式市場への影響を測ることが欠かせない。本稿では、金融危機の原因に焦点を当てず、ボラティリティ変動も取り入れ、国内市場改革開始の象徴である QFII と QDII 制度実施を中心に、国内株式市場構造改革の効果を、世界主要国と比較の下、中国株との相関関係を見られるかどうかという点で検証する。

まず、採用されたデータと計量分析の手順を説明し、実証分析の結果から構造要因を分析する。採用されたデータは QFII、QDII の実施日を境として三段階に区分し、パネルデータ分析を行った。また、より市場間のボラティリティ変動を捉えるために、非対称性を排除すべく各市場の株価指数の対数値、すなわち日次収益率を採用した。中国と主要国の間に本当に株価連動性が存在するの否かを検証するために、分析手法としてはグレンジャーに考案された因果性と共和分検定を中心に行う。LA-VAR モデル及び VAR モデルによる共和分検定を行う。この方法で、単位根検定や共和分検定が内包するバイアスを避け、直接に各変数間の因果性を検定できる。共和分検定では長期的な均衡関係を検証できるため、多角的に中国と他国間の株価因果関係を考察することができる。

分析手順として、まず、時系列の定常性を確認するために単位根検定を実施し、非定常時系列を確認し、ヨハンセン共和分テストとグレンジャー因果性テストを行い、因果性効果を測定した。続いて VEC モデルを推定した。ボラティリティ変動と特性を捉えるために GARCH モデルと情報の非対称性を考慮した EGARCH モデルを用いて検証する。より動態相関関係を観察するために DCC-GARCH モデルを用いて検証を行う。最後に、グレンジャーにおける株価時系列の方法論と実証分析の結果をまとめた上で、構造変化の要因と今後の課題を分析する。

前節で述べたように、主な先行研究では少数の国間の研究は多かった。つまり中国国内市場と米国、香港との文献が主流であった。主な結論 1997 年のアジア通貨危機以降、中国と香港の間の相関関係が強まっていた。2008 年の金融危機以来、中国国内市場と欧米との連動相関がある程度に強まってきている。しかしながら、本論文は先行研究と比べて、より精密な結果を求めるために、まず採用したデータの処理に関しては先行研究と違って、各国間の祝日のための休場の場合は多くの先行文献中で欠損値として消す方法と違い、曜日効果を考慮し、よりデータの連続性と持続性も取り入れた。また、近年のグローバル化の進展を考慮し、中国と深い経済関係を持つ日米の他、ドイツ、英国、香港、シンガポールの合わせた六つの最重要な国の株価収益率を選んで実証研究を行う。研究手法に関しては、従来の研究手法は理論分析および共和分検定だけの文献が多かったが本論文はグレンジャーの提唱した因果性検定と共和分テストを共に行ったうえで、VEC モデルも推定した。さらに、ボラティリティ分析において、情報の非対称性を考慮した EGARCH と動態分析の DCC モデルを用いることによる良い予測精度を観察できたといえる。このような研究方法は中国株式市場の構造改革による市場間の株価収益率の波及効果をうまくとられた一方、構造改革の効果による株価連動の成因を詳しく解釈することに繋がると思う。

### **3. 実証分析と結果**

#### **3-1. データの選択とモデルの準備**

##### **3.1.1 データの描き方**

本文では中国（HK 除）、日本、シンガポール、香港及び欧米のアメリカ、ドイツ、イギリスなど代表的株価指数の日次データを用いて分析を行う。アメリカ、日本、シンガポールは中国もっとも重要な投資国である。近年相互的の貿易額が拡大している、中国と緊密的な経済関係を持ちつつである。そして、アメリカ金融市場は世界で一番成熟度の高い資本市場であり、未熟的中国国内市場を分析する際アメリカ金融市場との比較が欠かせない。

香港は中国製品の輸出先の最も大きい貿易港である同時に、既に上海並びの金融センターの役割を果たしている。

データを分析する前に、先行研究者の幾つかのデータの扱う方法について考察しておきたい。

Lo and Mackinlay は 1988 年、「曜日効果」(day-of-the week effects) 理論を提起した。そこで、Lo and MacKinlay に従い、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な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や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 wee effects)」がもたらすバイアスを避けることが可能であると両氏も指摘していた。

たとえば、米国市場では月曜に株価が下落し、それに伴い翌日の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）は、中国株式市場において火曜日には負の曜日効果、金曜日には正の曜日効果が見られるという結果を指摘しており、このような曜日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。また、アメリカ市場は他の市場との時間差があるので、本文はアメリカと欧州市場の前日のデータを中国の市場の当日のデータと一緒に扱う。なお、株価指数については、全て自然対数をとったものを使用することにする<sup>29</sup>。

中国国内市場に関する従来の研究はほとんど 2006 年までのデータに集中していた。だが、2006 年以降も、中国株式市場更なる改革による著しい発展を遂げてきている。そして、市

---

<sup>29</sup> ここで何故株式の日次の収益リターンを採用し、月次リターンや四半期リターンを採用しなかったかを説明すると、毎月や四半期リターンより毎日の収益率の変化が短期間の株式市場の変動が反映できるからである。

場の人民元に対する値上がりの期待と強い経済成長率の下で、中国金融市場が依然最も注目を浴びた巨大な市場でもある。また、2008年秋の金融危機以降、世界株式市場は連動的に下がっていたが金融危機以降の中国国内株式市場に対する実証分析はまだ数が少ない。そのため、本論文では金融危機以降のデータも採用し、実証分析しようと考えた。

2003年7月9日の世界大手投資銀行のUSB Warburgの中国株式市場の参入はQFII制度の本格の実施だと一般的に認識されている。2005年6月15日の三一重工の流通株改革の実施は中国株権分置改革の始まりであると言われている。本稿の主要な目的の一つは、中国の資本市場の開放における株式市場制度改革が世界主要株式市場との連動性に与えた影響の考察である。そのために、本稿における推定サンプル期間を三つに分割した。1998年1月1日から2002年11月30日までのデータをpanelA、2002年12月1日から2006年3月31日までのデータをpanelB、2006年4月1日から2012年3月31日までのデータをpanelCとして分析を行う。なお、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、本論文では上海総合指数を中国の代表株価指数とする。

分析の対象となる中国の株価指数は上海取引所の上海総合指数から、その他主要国の株価指数は各国の証券取引所HPからのデータを使用している。表13のように、中国は上海総合指数、アメリカはナスダック指数、日本は日経225指数、香港はハンセン指数、シンガポールはST指数、ドイツはDAX指数、イギリスはFTSE100指数それぞれの国の代表指数として日次株価指数を用いる。

従来の研究では香港市場を外部変量と内部変量に分けて分析していた。香港市場は成熟した自由資本市場であり、アメリカ市場との連動性に強い一方、中国内陸との関係も深く、市場統一がかなり進んでいる。しかし、香港市場と内陸市場は制度が異なるため、取引時間や決済方法、休場も違う。たとえば、香港はクリスマスやバレンタイン・デーが休場だが内陸市場は旧正月や建国記念日などが休場になる。データを比較する際、時間上に持続性と一貫性にジレンマが生じる恐れがあるため、本論文は香港市場を外部変量として扱う。

そして、各市場（アメリカ、イギリス、ドイツは前日の株価指数）とも同一営業日（Open-to-Close）のデータだけを採用する。

表 12 採用データとその出所

国・地域	市場	データの出所	
CHN	上海証券取引所	新興市場	上海総合指数
JPN	東京証券取引所	発達市場	日経平均 225
USA	アメリカ証券取引所	発達市場	NASDAQ Index
SI	シンガポール証券取引所	発達市場	Straits Times Index
HK	香港証券取引所	発達市場	HANG SENG Index
UK	ロンドン証券取引所	発達市場	FTSE 100 index
GER	フランクフルト証券取引所	発達市場	Deutsche Aktien Index

表 14 には、各時間段階株価指数の日次リターンの基本統計量がまとめられている。株価収益率の計算式は

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (3-1-1)$$

はある株式市場の t 時間の株価収益率、は株式市場 t 時間での株価である。通常株価の変動は激しく、その影響を排除するために、株価の自然対数をとる。

$$R_t = 100 \times \frac{\ln P_t}{\ln P_{t-1}} = 100 \times (\ln P_t - \ln P_{t-1}) \quad (3-1-2)$$

本論文は(3-1-2)式の対数収益率を採用する。各市場のデータ統計量、収益率の平均値を見ると、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。中国株式市場は新興市場として収益率の平均値は株式市場の発展に伴って漸進的に増加した。各株式市場のリスクを表す標準偏差においては、中国が 5.0188 と最大で、最も小さいのは米国の 2.3373 となっている。また、中国市場の標準偏差は次第に増加している。香港市場も高い収益率と高リス

クが特徴である。日米市場は収益率変動が小さいため、成熟した市場でリスクも小さいことがわかる。

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の株式リターンの統計的性質では、その分布は超過尖度を持っており、正規分布よりも裾が厚くなっている。つまり、各市場の尖度が 3 より大きいため、日収益率の各株価指数すべてにおいて、統計的に有意な超過尖度 (Leptokurtic distribution) の存在を確認することができる。上海と香港市場の尖度は他の市場より大きいため、両市場の極端な収益率の発生頻度は正規分布より大きい。そして、Panel A では中国、香港とシンガポールの歪度は 0 より大きく、右へ偏っているが、発展途上国の市場の特徴である。日、米、独、英は 0 より小さいため、左へ偏っており、これも発達した市場の特徴である。

Panel B では、日、米とシンガポールの収益率の平均値が大きく、中国がマイナスになっている。歪度においても中国とすべての国がマイナスになっている。中国の市場が成熟していることがわかる。標準偏差は中国が次第に増加しており、リスクの増大が読み取れる。

Panel C では、中国と香港市場が高収益率と高リスクである。日米英が成熟した市場で収益率の変動が緩やかである。JB 統計量<sup>30</sup>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、各株価指数の日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。歪度において、中国上海市場は負であるため、実際の収益率が平均収益率より小さいことがわかる。金融危機発生以来、中国上海総合指数はピークの 2007 年より 46%下落したのが大きい原因と考えられる。上海、日本と香港の収益率分布は左に偏っている。米、英、独は右へ偏っている。そして、各指数から、中国上海市場の株価収益率の変動は、成熟した資本市場と類似の特徴を持っていることも分かった。

---

<sup>30</sup> JB は歪度 0 かつ尖度 3 という正規性の検定を行なう Jacque and Bara 統計量で、正規分布に従う場合、漸近的に自由度 2 の  $\chi^2$  分布に従うこととなる。

表 13 各株価指数の日次リターン（対数値）

時間区間	変量	平均値	標準偏差	歪度	尖度	JB 統計量
Panel A	CHN	0.1204	2.1297	0.9283	5.2985	22.332***
Panel B		-0.1086	3.3375	-0.0510	3.3525	1.0168
Panel C		0.8393	5.0188	-0.8885	4.5148	5.7632*
	USA	-0.0770	2.4140	-0.4532	3.7539	2.0948
		0.4003	1.2263	-0.0463	3.1052	0.1379
		-0.2092	2.3373	-1.1306	3.7389	15.3672**
	JPN	-0.1498	2.5950	-0.2478	3.1784	2.1834
		0.6818	1.9325	-0.0703	2.9989	1.7030
		-0.4736	2.6987	-1.4883	3.1563	42.8682***
	SIN	0.1143	4.3147	0.1538	3.4899	0.7714
		0.5736	1.3184	-0.1681	3.6460	0.3979
		0.0676	4.6251	-0.9815	3.0898	21.5846**
		0.0156	3.8731	0.6822	3.1937	4.0091
	HK	0.5672	1.9206	-0.5700	3.8548	2.8959
		0.3085	4.0804	-0.1384	6.0293	391.658***
	GER	-0.0053	3.0885	-0.5328	3.4098	2.7718
		0.5011	1.7389	-0.1778	3.5378	0.6893
		-0.3322	2.9883	-0.5812	3.3094	22.6552**

UK	-2.2393	2.0459	-0.5656	2.8927	2.8558
	0.3931	1.3398	-1.0620	5.9193	1.5908
	-0.1463	2.4243	-0.7353	3.5575	24.4388**

注：\*、\*\*、\*\*\*は10%、5%、1%で有意である。

### 3.1.2. 実証分析のためのモデル準備

VAR(vector autoregression)は1980年にC.A.Simsにより提唱された自己回帰モデルである。M個の確立変数からベクトル $y_t = (y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{mt}) \sim m \times 1$ がp次のVAR(p)モデルの式は以下のようになる。

$$y_t = \Phi_1 y_{t-1} + \Phi_2 y_{t-2} + \dots + \Phi_p y_{t-p} + u_t \quad (3-1-3)$$

$\Phi_k = \{\phi_{i,j,k}\} \sim m \times m (k = 1, \dots, p)$ は係数パラメータ m次元正方行列、 $u_t$ はm次元のホワイトノイズである。ラグ次数 pの選択はAIC情報量基準による選択される。

VARモデルによるGrangerの因果関係は次式のように表される。

$$y_{it} = \sum_{k=1}^p \phi_{i1,k} y_{1,t-k} + \dots + \sum_{k=1}^p \phi_{im,k} y_{m,t-k} + u_{it} + \dots + \sum_{k=1}^p \phi_{im,k} y_{m,t-k} + u_{it} \quad (3-1-4)$$

$$H_0: y_j \text{ does not Granger cause } y_i (y_j \not\Rightarrow y_i) \phi_{ij,1} = \dots \phi_{ij,p} = 0$$

$$H_A: y_j \text{ Granger cause } y_i (y_j \Rightarrow y_i) \Leftrightarrow \phi_{if,k} \neq 0 \text{ for any } k$$

該当変数の方程式のある変数がすべて説明力を持たないとき、Grangerの意味でその変数から該当方程式の被説明変数への因果関係がない。Johansenの共和分検定：単位根を持つm次元の確率変数 $y_t \sim I(1)$ を与えると、 $y_t$ はVAR(p)で表されると $y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \Phi_i y_{t-i} + \varepsilon_t$ となる。誤差修正(VECM)モデルは $\Delta y_t = \mu + \sum_{i=1}^{p-1} C_i \Delta y_{t-i} + C_p y_{t-p} + \varepsilon_t$ となる。この式は単位根検定のADFの式に対応している。 $C_p$ のランク $\gamma$ は独立な共和分の数に等しい、 $C_p$ の固有値を使って検定統計量を作る。 $y_t$ に共和分関係がないならば、 $C_p$ のランクはゼロ。すべての固有値 $\lambda_i$ はゼロである。 $y_t$ に共和分関係が一つだけ存在するならば、 $C_p$ のランクは1であり、 $0 < \lambda_1 < 1$ となる。Johansenの二つの検定統計量は以下のようになる。

トレース検定は

$$H_0: r \leq i$$

$$H_1: R = m, (i = 0, 1, \dots, m)$$

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^m \ln(1 - \hat{\lambda}_i)$$

最大固有値検定は

$$H_0: r = i$$

$$H_1: r = i + 1, (i = 0, 1, \dots, m)$$

$$\lambda_{max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

二つの検定を組み合わせ、共和分の数を検定する。まずトレース検定で大まかな数を出し、最大固有値検定で細かく見る。

一般的に株価は非定常時系列であるため、予測できない、しかし、Engle(1982)の ARCH モデルは得られた残差を利用し、確率的関数として分散を推定し、ボラティリティの動きを観察し、リスク評価を行うことができる。これまでの分析で、中国市場と各主要市場の間に一定な株価収益率の連動性が確認された。Ross(1989)は既に明確に論証したのはリターンのボラティリティは情報フローと深い関係があり、ボラティリティの方向は市場間の情報伝達の方向性を示していると述べている。Fleming(1998)は株価市場のボラティリティの変動は、2 種類の情報を受けているためだと指摘した。公開的な情報と個人情報である。個人情報は投資家の投資行動を通じて他の市場へ影響を与える。株式市場の株価の変動は自身市場の過去の情報の影響をうけて動くことだけではなく、他の市場からの影響をうけて変動するものと思われる。

本論文では Nelson (1991) で紹介された EGARCH モデルを採用するが、その前段階としてボラティリティ変動モデルの基礎である Engle (1982) の ARCH、および Bollerslev(1986) の GARCH について触れた後、特に EGARCH モデルを採用する理由となる特性を紹介することにする。

ARCH モデルは Engle (1982) によって紹介されたボラティリティを分析する方法で、その式は次式で表すことができる。

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \alpha_j \epsilon_{t-j} \quad (3-1-5)$$

このモデルの条件は $\omega > 0, \alpha_j \geq 0, j=1, 2, \dots, q$ である。パラメータに非負制約を課すことによってボラティリティの非負性を保障する。つまり、ARモデルなどで推定して得られた残差を説明変数としてボラティリティ $\sigma_t^2$ を推定している。 $\Sigma$ 項が存在するのは一般に予期せざる変動（ショック）があった場合に、それが簡単に収束せず、ある一定の期間大きな変動が続くというボラティリティ・クラスタリング(volatility clustering)という現象を捉えるためである。実際には $q$ の値が大きくなることがあるが、その場合には非常に次数が大きくなる傾向がある。その点を改良しているのが次のGARCHモデルである。

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \alpha_j \epsilon_{t-j} + \sum_{j=1}^q \alpha_j \epsilon_{t-j} \quad (3-1-6)$$

Bollerslev (1986) は、ARCHモデルでは次数の拡張のみによってボラティリティ・クラスタリングを説明していると。つまり、過去のボラティリティを含んだのはGARCHモデルである。

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i \sigma_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \alpha_j \epsilon_{t-j} \quad (3-1-7)$$

このモデルの条件は $\omega > 0, \beta_j, \alpha_j \geq 0, i=1, 2, \dots, p; j=1, 2, \dots, q$ である。ここでGARCH(1,1)モデルについて考えてみよう。

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta \sigma_{t-1}^2 + \alpha \epsilon_{t-1}^2 \quad (3-1-8a)$$

$$\sigma_{t-1}^2 = \omega + \beta \sigma_{t-2}^2 + \alpha \epsilon_{t-2}^2 \quad (3-1-8b)$$

以上の二つの式を合わせると次式となる。

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta \sigma_{t-1}^2 + \alpha \epsilon_{t-1}^2 = \omega(1 + \beta) + \beta^2 \sigma_{t-2}^2 + \alpha(\epsilon_{t-1}^2 + \beta \epsilon_{t-2}^2) \quad (3-1-9)$$

つまり、GARCH(1,1)=ARCH(1)となることがわかる。以上のことから現在分散項を含むARCH型モデルにおいては次数の拡張をあまり行わなくてもよく、実証分析では経験的 $(p,q)=(1,1),(1,2),(2,1),(2,2)$ の四つで推定すればよいと言われている。

しかし、上記二つのモデルは次の二つの点で問題がある。一つは全てのパラメータの非負制約である。もし、一つでも負がある場合、ボラティリティの値が負になってしまう可能性がある。しかし、ここでのボラティリティは条件付分散であり、分散である以上その

値が正でなければならない。二つ目に情報の非対称性である。一般に株価については上昇するときよりも下落するときのほうが大きいことがあるが、残差を二乗しているため結果的に非対称性を反映できていない。これら 2 点の問題を同時に解決しているのが次に紹介する EGARCH モデルである。一般に EGARCH( $p, q$ ) モデルは次式となる。

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i \ln(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^q \alpha_j [\theta z_{t-j} + \gamma(|z_{t-j}| - E(|z_{t-j}|))] \quad (3-1-10)$$

ここで、 $E(|z_{t-j}|)$ 項を加えることによって、 $z_t$ についてさまざまな分布に対応できる。例えば正規分布では $\sqrt{2/\pi}$ になる。実際に推定する際には次式のように書き換える。

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^p \beta_i \ln(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^q (\alpha_j |z_{t-j}| + \gamma_j z_{t-j}) \quad (3-1-11)$$

(3-1-11)式からもわかるようにあるから真数条件より $\sigma_t^2 > 0$ という非負条件が確保されるとともに、対数を取っているためパラメータの非負制約が解除されるという利点を持つ。つまり ARCH 項においてパラメータによって情報の非対称性を考慮しているのである。以上が EGARCH モデルの最大な特徴である。これを Eviews によって推定できるが本文の ARCH 型モデルでは最尤法により推定がなされる。最も簡単な EGARCH(1, 1)モデルにつて、 $z_{t-1}$ が正の場合、次式が得られる。

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) + (\alpha_1 + \gamma_1) z_{t-1} \quad (3-1-12)$$

$z_{t-1}$ が負の場合、次式が得られる。

$$\ln(\sigma_t^2) = \omega + \beta_1 \ln(\sigma_{t-1}^2) + (\alpha_1 - \gamma_1) z_{t-1} \quad (3-1-13)$$

このように、ARCH 項においてパラメータ $\alpha, \gamma$ によって情報の非対称性を考慮している。分析手順において、まず、推定量の有意性は ARCH 型モデルで最尤法により推定がなされる。本稿は Eviews によりパラメータを推定し、各パラメータの有意性について標準正規分布で行う。次に、AR(k)、EGARCH(p,q)型モデルの次数を選択する。①AR(k)モデルにおいて推定を行い、シュワルツ(SBIC)情報量基準を最小にする次数  $k^*$ を選択する。②AR( $k^*$ )-EGARCH(p,q)モデルにおいて(p,q)=(1,1),(1,2),(2,1),(2,2)を行い、SBIC を最小にする次数( $p^*, q^*$ )を選択する。③AR( $k^*$ )-EGARCH( $p^*, q^*$ )モデルから得られた基準残差、および基

準残差の二乗において修正 Ljung-Box 検定を行い、ともに棄却された場合、 $k^*+1$  として 2 に戻る。

また、Engle(2002)の定式化された DCC-GARCH モデルは次式となる。

$$r_t | \mathfrak{F}_{t-1} \sim N(0, D_t R_t D_t)$$

$$D_t^2 = \text{diag}\{\omega_i\} + \text{diag}\{k_i\} \cdot r_{t-1} r'_{t-1} + \text{diag}\{\lambda_i\} \cdot D_{t-1}^2$$

$$\varepsilon_t = D_t^{-1} r_t$$

$$Q_t = \bar{Q} \cdot (ll' - A - B) + A \cdot \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + B \cdot Q_{t-1}$$

$$R_t = \text{diag}\{Q_t\}^{-1} Q_t \text{diag}\{Q_t\}^{-1} \quad (3-1-14)$$

このモデルの第二式は各株価の GARCH プロセスを、第三式は基準化残差を示し、第四式は共分散マトリックス、第五式は相関マトリックスを示す。従来の時変動モデルの推定しなければならないパラメータ数が多すぎる問題をある程度軽減した。相関係数は  $R_t = (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}} Q_t (\text{diag}(Q_t))^{-\frac{1}{2}}$  で求められる。このモデルは、比較的大きなシステムティック・リスク発生時、及び発生後の相関係数の変動特性を捉える。DCC-GARCH モデルを用いた分析の利点は平均だけではなく分散についても因果関係を検定できる。モデルを組む必要がなく、分析手法が簡単である。長いラグで因果性のパターンを考えられる。また、単変量モデルを推定しているので、変数が足りないことを気にしなくてよい。本稿は簡単のために、モデルのパラメータに次数を 1 として検証を行っている。

### 3-2. 単位根検定

共和分検定を分析する前に、ここで用いる変数の時系列的性質を調べ、いわゆる原系列が定常時系列か否かのテストを実施する必要がある。定常か非定常かの判断には単位根検定<sup>31</sup>を行うのが通常である。単位根検定には、ディッキー=フラー (Dickey-Fuller, DF) 検定と Phillip-Perron (PP) 検定を用いて単位根検定を行う方法がある。もちろん、単位根検定に

<sup>31</sup> 自己回帰モデルにおいて、帰無仮説を検定する。

は、DF 検定以外にラグ付き従属変数を加えた拡張型ディッキー=フラー検定 (Augmented Dickey-Fuller, ADF) 方法がある。本論文は最もよく使われる ADF 検定を使う。

モデルとしては、定数項のみ含んだモデル(3-2-1)と定数項やトレンド項が追加されたモデル(3-2-2)の二つを用いて推定している。

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (\text{Constant})(3-2-1)$$

$$\Delta y_t = \mu + \beta t + \gamma y_{t-1} + u_t \quad (\text{With Trend})(3-2-2)$$

$\Delta$ は階差をとっていることを意味し、 $\mu$  は定数であり、 $\beta t$ は線形関数、 $u_t$ は誤差項である。  
 $-1 < \rho < 1$  であれば、 $y_t$ は定常時系列である。EViews で指定した範囲で AIC(Akaike Information Criterion)が最小になる次数を選択する。表 15 に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。検定結果を見てみると、すべての変数で、帰無仮説は棄却されず、単位根を持つ非定常時系列と判断された。

表 14 全時間帯時系列の単位根検定

変数	LEVEL			
	Constant		Constant&Trend	
	Lag	ADF stat	Lag	ADF stat
CHN	0	-6.5952	0	-6.6898
USA	7	-11.3675	7	-10.1298
JPN	0	-9.9892	2	-10.1535
SIN	5	-9.0854	5	-10.1219
HK	8	-18.9387	9	-19.0752
GER	4	-10.0398	4	-10.2386
UK	2	-10.9579	2	-11.2909

注：(1)ADF 検定 (定数項) の時、1%の臨界値は-3.3778 である。

(2)ADF 検定 (定数項とトレンド項) の時、1%の臨界値は-3.9687 である。

単位根検定の結果では非定常となると確認された。つまり、各国の株式指数の収益率時系列は非定常時系列である。これは Nelson(1982)の研究結果と一致している。続いて共和分検定を行う。

### 3-3. 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。観測されたデータが単位根を持つことが分かった場合、それらを線形回帰モデルの推定に用いると、T 検定や F 検定が使えない。しかし、変数が非定常時系列であっても、その階差であるが単位根を持たない定常時系列で有れば、それを線形回帰モデルに使うことは何ら問題ない。線形回帰モデルを推定したいが、変数が単位根を持つ非定常時系列であったとしよう。このとき、誤差項  $u_t$  が定常となることがある。これを非定常時系列の線形関係が定常となることを意味しており、つまり、非定常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<sup>32</sup>。

すなわち、二つの株式市場において、推定の結果、変数間に共和分関係が観測されたならば、両市場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、本文ではエングル=グレンジャー検定(Engle-Granger Test) とヨハンセン (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 E G 検定線形回帰モデルは下記のとおりである。

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \quad (3-3-1)$$

3-3-1 式に含まれる変数について単位根検定を行い、単位根を持つことを確認されれば、線形回帰モデルを最小二乗推定法で推定し、それから得られる残差について単位根があるか

---

<sup>32</sup> グレンジャーによると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、共和分関係にあるといわれる。

どうかの単位根検定を実施し、共和分関係にあるか否かを判断する。単位根の検定は次の拡張型ディッキー＝フラー (ADF) 検定による。

$$\Delta \hat{u}_t = \delta \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=1}^L \phi_i \Delta \hat{u}_{t-i} \quad (3-3-2)$$

帰無仮設が棄却できれば、変数が単位根を持つ非定常時系列データとしても、3-3-1 式は共和分関係にあると判断できる。

ヨハンセン共和分検定とは、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。一般的にヨハンセン共和分検定ではトレンド項と定数項の扱いにより五つのケースに分けられるが、以下のそれぞれの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まない。(2) データには線形トレンドを含まず、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。(4) データには線形トレンドを含み、共和分方程式にトレンドを含む。(5) データには二次トレンドを含み、共和分方程式には線形トレンドを含む。ヨハンセン共和分検定にはトレース検定と最大固有値検定があり、本文では上記全ての五つのケースでこの2つの検定を行なうこととする。

### 3-4. Granger 因果性検定

通常、変数間に共和分関係が存在する場合には、誤差修正項を含む誤差修正モデル(Vector Error Correction Model) <sup>33</sup>が存在し、逆に共和分関係が存在しない場合は、階差 VAR モデルを使うことで因果性検定を行うことが一般的である。

VAR モデルでも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、VECM と VAR に基づく推定結果に誤差が生じてしまう恐れがある。

---

<sup>33</sup> 誤差修正モデルはエコノメトリックスの実証分野で広く用いられて来たが、長い間、理論的合理性に欠けるアドホックな定式として批判されてきた。誤差修正モデルにおいて、変数が共和分関係からの乖離の表現であると理解され、乖離が生じると元の関係に戻るメカニズムが内在していることを意味するからである。ところが、共和分関係と密接な関係のあることがグレンジャーとエンゲルによって証明された。

これに対し 1995 年に Toda and Yamamoto が LA-VAR モデルを提唱して、VAR モデル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ようになった。

n 市場による LA-VAR モデルは以下のように定式化される。

$$y_t = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + A_1 y_{t-1} + \dots + A_L y_{t-l} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (3-4-1)$$

ただし、 $k=1,2,3$  は  $n \times n$  の係数行列、 $t$  はタイムトレンドのベクトル、 $u_t$  は誤差項のベクトルである。L は真のラグ次数、 $p$  は L に変数の中で最も大きい和分の次数を拡張項として加えたものである。

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。

$$y_t^{\text{Chn}} = \alpha + \beta_1 t + \beta_2 t^2 + \sum_{k=1}^4 a_{11}(k) y_{t-k}^{\text{Chn}} + \sum_{k=1}^4 a_{12}(k) y_{t-k}^{\text{Usa}} + \sum_{k=1}^4 a_{13}(k) y_{t-k}^{\text{Hk}} + \sum_{k=1}^4 a_{14}(k) y_{t-k}^{\text{Jan}} + \sum_{k=1}^4 a_{15}(k) y_{t-k}^{\text{Sin}} + \sum_{k=1}^4 a_{16}(k) y_{t-k}^{\text{Uk}} + \sum_{k=1}^4 a_{17}(k) y_{t-k}^{\text{Ger}} + u_t^{\text{Chn}} \quad (3-4-2)$$

真のラグ次数の選択は、補助回帰式となる VAR モデルの最適なラグ次数は 2 であるためこの最適なラグ次数とを合わせ、VAR モデルをラグ次数 4 で推定する。

具体的な分析において、たとえば、3-4-2 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、先に 3-4-2 式を通常の方法で推定し、Wald 検定を用いて仮説検定を行なうことで可能となる。

帰無仮説が真の場合、この Wald 検定統計量は漸近的に自由度 2 の  $\chi^2$  分布にしたがう。変数間に共和分関係が存在しても、変数が定常過程、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。帰無仮説 ( $H_0$ : 因果なし) 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、被説明変数としての帰無仮説について、上記と同様の Wald

	CHN 説明変数				CHN 被説明変数			
	Constant		Constant&Trend		Constant		Constant&Trend	
	lag	ADFstat	lag	ADFstat	lag	ADFstat	lag	ADFstat
USA	5	-0.0027	5	-0.1309	0	-0.6751	0	-0.3136
JPN	0	-1.2457	0	-0.1078	0	-0.6212	0	-0.4845
SIN	0	-0.1970	0	-0.5764	0	-0.5430	0	-0.0228
HK	3	-0.6246	3	-0.7840	0	-0.6314	0	-0.2870
GER	4	-0.2614	4	-0.4563	0	-0.6885	0	-0.1989
UK	4	-0.3779	4	-0.1786	0	-0.5958	0	-0.0384

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。

表 15 EG 検定の結果

### 3-5. 共和分検定の結果

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るが、前章の単位根検定で全て各変数が非定常となる一次の和分過程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。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。よって、本文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。表 16 は EG 検定の結果をまとめたものである。

検定の結果を見てみると、全ての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。しかし、香港、シンガポールなどの市場は有意水準に近いデータを観察できた。

ヨハンセン共和分検定の結果は表 17 にまとめられている。ヨハンセン共和分検定は 2 変数以上の変数複数の共和分があるか否かを検証できる特徴を持つが、本論文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、基準が最小となる回数を選択してい

る。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、ヨハンセン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が、やはり、EG 検定と同じく香港、シンガポール有意水準に近いデータを観察できた。

表 16 Johansen 共和分検定の結果

	LAG	帰無仮説	固有値	トレース	最大固有値
USA	3	$r=0$	0.0134	5.5228	3.9916
		$r \leq 1$	0.0052	1.5312	1.5312
JAN	3	$r=0$	0.0380	13.9326	11.4611
		$r \leq 1$	0.0083	2.4716	2.4716
SIN	5	$r=0$	0.0337	9.5587	8.9011
		$r \leq 1$	0.0025	0.6576	0.6576
HK	5	$r=0$	0.0372	7.0647	6.8563
		$r \leq 1$	0.0123	3.2084	3.2084
GER	4	$r=0$	0.0168	4.5983	4.0018
		$r \leq 1$	0.0041	2.1096	2.1096
UK	4	$r=0$	0.0094	3.1216	2.9758
		$r \leq 1$	0.0038	2.0917	2.0917

注①表中の  $r$  は共和分ベクトルの数を表している。

② 統計量の臨界値は Osterwald-Lenun を使用した。

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欧米及びアジアの

主要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。

次いで、時系列を三段階に区分し、Johansen 検定を行う。

表 17 時期区分した共和分検定

Panel A

	方程式	固有値	Trace	95%	最大固有値	95%
Model1 (No trend in data and no intercept or trend in CE or test VAR)	None	0.0249	39.0524	40.1749	26.8268	24.1592
	Atmost1	0.0077	12.2257	24.2760	8.1747	17.7973
	Atmost2	0.0038	4.0509	12.3209	4.0115	11.2249
	Atmost3	3.72E-0.5	3.0395	8.9912	3.0035	8.7942
	Atmost4	0.0031	2.8457	6.5359	2.6517	6.3712
	Atmost5	0.0028	2.0936	5.4841	2.0021	5.4816
	Atmost6	0.0012	1.5985	4.0299	1.5985	4.0299
Model2 (No trend in data but intercept in CE no intercept in VAR)	None	0.02518	42.7750	54.0790	27.1564	28.5881
	Atmost1	0.0078	15.6187	35.1928	8.3095	22.2996
	Atmost2	0.0045	7.3092	20.2618	4.8828	15.8921
	Atmost3	0.0023	4.4274	9.5864	2.4274	9.1646
	Atmost4	0.0020	3.9825	7.6801	3.6252	7.0896
	Atmost5	0.0016	3.0419	5.8973	3.0012	5.6789
	Atmost6	0.0008	2.2724	4.1646	2.2724	4.1614
Model3 (For linear	None	0.02512	42.6855	47.8561	27.1456	27.5845
	Atmost1	0.0078	15.5399	29.7991	18.2872	21.1316

trend in data and intercept in CE and VAR)	Atmost2	0.0046	12.2528	15.4947	11.8745	14.2646
	Atmost3	0.0032	9.7835	11.8415	9.3783	11.5142
	Atmost4	0.0028	7.5509	9.5859	7.1413	9.0904
	Atmost5	0.0022	6.0908	9.0003	5.9098	8.9098
	Atmost6	0.0016	4.1319	5.8917	4.1319	5.8917
Model4 (For linear trend in data and intercept and trend in CE no trend in VAR)	None	0.2574	55.6290	63.8671	27.7679	32.1188
	Atmost1	0.0104	27.8612	42.9152	15.0586	25.8234
	Atmost2	0.0076	12.8025	25.8722	8.0824	19.3871
	Atmost3	0.0044	11.7202	12.9180	10.7202	12.5180
	Atmost4	0.0031	9.0087	11.7704	9.0001	11.5435
	Atmost5	0.0027	8.9878	10.5986	8.4989	10.0776
	Atmost6	0.0008	4.9596	6.0034	4.9596	6.0034
Model5 (Quadratic trend in data and intercept and trend in CE linear trend in VAR)	None	0.0248	51.4269	55.2458	26.6435	30.8151
	Atmost1	0.0133	24.7834	35.0109	14.2065	24.2520
	Atmost2	0.0073	16.5770	18.3978	16.0674	17.1477
	Atmost3	0.0057	11.8096	13.8415	11.0936	13.1558
	Atmost4	0.0036	9.3735	11.6974	9.1219	11.3533
	Atmost5	0.0027	8.0068	9.9871	7.8906	9.2621
	Atmost6	0.0018	5.9893	8.5881	5.9893	8.5881

Panel B

	方程式数	固有値	トレース	95%	最大固有値	95%
Model1	None*	0.0734	92.4809	40.1749	56.4900	24.1592
	Atmost1*	0.0416	35.9909	24.2760	31.4906	17.7973
	Atmost2	0.0260	14.4939	12.3209	24.4755	11.2249
	Atmost3	2.62E-05	10.0194	10.1299	10.0194	10.1299
	Atmost4	0.0131	8.3986	8.9068	8.4986	8.8293
	Atmost5	0.0106	8.0762	6.5959	8.0990	6.5959
	Atmost6	0.0052	6.5442	5.9874	6.5442	5.9874
Model2	None*	0.0774	102.6018	54.0790	59.6737	628.5881
	Atmost1*	0.0437	42.9281	35.1928	33.1139	22.2996
	Atmost2	0.0081	19.8142	20.2618	25.9910	25.8921
	Atmost3	0.0052	13.8242	19.1646	15.7272	19.1640
	Atmost4	0.0038	10.9874	17.8893	12.9876	15.2828
	Atmost5	0.0027	8.8895	13.5859	10.5849	12.9937
	Atmost6	0.0010	6.5652	10.9890	6.5652	10.9890
Model3	None*	0.0774	59.6588	47.8561	59.6588	27.5845
	Atmost1*	0.0390	29.4641	29.7991	29.4641	21.1316
	Atmost2	0.0068	5.0754	15.4947	5.0754	14.2646
	Atmost3	0.0031	3.7824	13.8415	4.7962	13.0915
	Atmost4	0.0029	3.6648	10.9867	3.8836	11.0047
	Atmost5*	0.0018	2.5923	10.5942	1.5923	10.6842
	Atmost6	0.0003	1.0986	6.9864	1.0986	6.9864
Model4	None*	0.08656	108.4403	63.8671	67.0876	32.1188
	Atmost1	0.03954	41.3526	42.9152	29.8924	25.8234

	Atmost2	0.0096	11.4602	25.8722	17.1540	19.3871
	Atmost3	0.0058	8.3062	12.5180	8.3062	10.0518
	Atmost4	0.0042	6.6721	8.8912	6.0951	7.8933
	Atmost5	0.0031	5.0984	6.7819	4.2715	6.9647
	Atmost6	0.0008	2.9875	5.9816	2.9875	5.9816
Model5	None*	0.0865	108.2522	55.2458	67.0716	30.8151
	Atmost1*	0.0395	41.1805	35.0109	29.8924	24.2520
	Atmost2*	0.0094	11.2881	18.3978	16.9820	17.1477
	Atmost3*	0.0058	8.3062	13.8415	14.3062	13.9845
	Atmost4*	0.0049	6.9607	9.0807	10.2347	8.7957
	Atmost5	0.0030	4.9898	8.2428	6.0925	6.6879
	Atmost6	0.0018	2.0396	5.0914	2.0396	5.0914

Panel C

	方程式数	固有値	トレース	95%	最大固有値	95%
Model1	None*	0.0130	20.4661	40.1749	14.4828	24.1592
	Atmost1	0.0067	9.9840	24.2760	15.3428	17.7973
	Atmost2	0.0057	4.6407	12.3209	4.5827	11.2249
	Atmost3	7.21E-05	2.0580	8.1299	2.9586	8.6992
	Atmost4	0.0048	1.9476	3.9012	1.8235	4.0071
	Atmost5	0.0030	1.5038	1.9882	1.4918	2.0058
	Atmost6	0.0010	1.0024	1.9708	1.0024	1.9708
Model2	None*	0.0282	38.0476	54.0790	23.0200	628.5881
	Atmost1	0.0106	15.0276	35.1928	8.5358	22.2996
	Atmost2	0.0065	6.4928	20.2618	5.2373	15.8921

	Atmost3	0.0036	3.2556	9.1646	3.8569	9.0640
	Atmost4*	0.0028	2.5859	6.3148	2.6890	6.0889
	Atmost5	0.0019	1.9673	2.6758	2.0071	2.4678
	Atmost6	0.0004	0.1089	1.9073	0.3058	1.9073
Model3	None	0.0274	35.8565	47.8561	22.2603	27.5845
	Atmost1*	0.0105	13.5963	29.7991	8.4478	21.1316
	Atmost2	0.0054	5.1486	15.4947	4.3790	14.2646
	Atmost3	0.0040	3.7680	13.8415	3.6805	13.0435
	Atmost4	0.0031	2.9809	9.2467	2.6572	8.9980
	Atmost5	0.0020	1.7045	6.9694	1.6690	6.2254
	Atmost6	0.0005	1.0046	2.0981	1.0046	2.0981
Model4	None	0.0309	51.3856	63.8671	25.2630	32.1188
	Atmost1	0.0197	26.1235	42.9152	15.9877	25.8234
	Atmost2	0.0091	10.1361	25.8722	7.3456	19.3871
	Atmost3	0.0035	6.8906	12.5180	5.8102	12.1058
	Atmost4	0.0028	4.9810	8.5252	4.2017	8.2410
	Atmost5	0.0017	2.0546	3.9890	1.9890	3.0107
	Atmost6	0.0001	1.0089	2.3071	1.0089	2.3071
Model5	None	0.0290	48.4475	55.2458	23.6839	30.8151
	Atmost1	0.0197	24.7538	35.0109	15.9667	24.2520
	Atmost2	0.0076	8.7070	18.3978	6.1629	17.1477
	Atmost3	0.0053	6.6241	3.8415	5.4126	3.4185
	Atmost4	0.0042	4.9801	2.1910	3.9801	1.9964
	Atmost5	0.0029	2.5637	1.5219	2.0756	1.2987

	Atmost6	0.0014	0.9807	1.0020	0.9807	1.0020
--	---------	--------	--------	--------	--------	--------

Panel A では五つのモデルにおいて、固有价值が臨界値より小さいため、各市場の間共和分関係が存在しないと判断された。この段階では、中国の株式市場が設立してまだ間もないため、厳しい政府のコントロールの下で他の市場との繋がりを持ちえなかったものと思われる。そのため、1997年のアジア金融危機が起きた際、中国市場だけが影響を受けなかった。この閉鎖的な関係は関係係数表からも読み取れる。

Panel B では中国が B 株と H 株が発行された上、2002年12月に QFII 制度も実施され、海外よりの資金調達が可能になった。この外資によって海外市場との関係が一層緊密化した。また、2001年、中国が WTO に加盟したことにより、アメリカ、香港などの国・地域との貿易が急速に増加した。証券市場は外資の流入に大きい効果を果たした。その後、人民元相場が2005年7月に1%を限度に動くことが許可された。2005年4月の株権改革などの有効な制度改革で投資家の権利が守られるなど、投資環境が整えられた。この段階で中国市場と香港・シンガポール・アメリカ市場と有意な共和分関係が検出されるようになったのである。

Panel C では各市場に共和分関係がなかった。この段階では、中国政府が QDII 制度を実施した以外は有力な改革がなかった。そして、2007年のアメリカ発のサブプライムローン問題が世界の国々に広がった。その影響で、中国国内の投資家はリスクの高い海外市場より国内市場に投資する傾向を持つようになったと思われる。2008年、サブプライムローン問題による世界金融危機を対応するために、中国政府は4兆億元(70兆億円)に上る国内需要拡大のためのマクロ経済政策を実施した。人民元為替レートも緩和されて、継続的に高度発展の GDP 伸び率を確保した。世界不況の中、中国国内経済の持続的な発展は中国国内投資家の株式投資に自信をもたらしたと考えられる。世界市場の低迷に反して、この段階で上海総合市場が高い収益率を持っている。

### 3-6. VEC モデル式の推定の結果

PanelB では中国とアメリカ、中国と香港の間に共和分関係が検出できたので、それぞれの VEC モデルを推定する。

$$\begin{aligned} \Delta CHN_t &= -0.0001[-0.31] + 0.0323\Delta CHN_{t-1} [1.68] + 0.0899\Delta US_{t-1}[1.58] - 0.0202\Delta HK_{t-1} \\ & [-1.04] + 0.0101\Delta SI_{t-1} [0.88] - 0.0004\Delta JPN_{t-1}[-0.34] - 0.0021\Delta GER_{t-1} [-1.06] + 0.012\Delta UK_{t-1} \\ & [1.13] - 0.0016ECM_{t-1} [-1.80] \quad (R^2=0.007, \text{LOGL}=2172.7) \\ \Delta US_t &= 0.0005[1.86] - 0.1134 \Delta US_{t-1} [-2.98] + 0.0041 \Delta CHN_{t-1} [1.08] + 0.0021 \Delta HK_{t-1} \\ & [1.53] + 0.0394\Delta SI_{t-1} [1.38] + 0.0196\Delta JPN_{t-1} [1.47] + 0.0182\Delta GER_{t-1} [1.38] + 0.0031\Delta UK_{t-1} \\ & [1.92] + 0.0005ECM_{t-1}[1.99] \quad (R^2=0.0157, \text{LOGL}=2468.6) \\ \Delta HK_t &= 0.0003[0.18] + 0.1663 \Delta HK_{t-1} [4.68] + 0.3895 \Delta US_{t-1} [1.79] + 0.0418 \Delta \\ & CHN_{t-1} [1.31] + 0.0082 \Delta SI_{t-1} [9.44] + 0.0009 \Delta JPN_{t-1} [1.28] + 0.0168 \Delta GER_{t-1} \\ & [1.61] + 0.0231\Delta UK_{t-1} [1.88] + 0.0656ECM_{t-1}[9.31] \quad (R^2=0.3525, \text{LOGL}=1321.8) \\ \Delta SI_t &= 0.0007 [2.22] - 0.0384\Delta SI_{t-1}[-1.97] + 0.2300\Delta US_{t-1}[5.63] + 0.0595\Delta CHN_{t-1} [1.95] - 0.0006 \\ & \Delta HK_{t-1} [-0.98] - 0.0006 \Delta JPN_{t-1} [-1.31] - 0.0183 \Delta GER_{t-1} [-1.09] + 0.0213 \Delta UK_{t-1} \\ & [3.96] - 0.0009ECM_{t-1}[-1.78] \quad (R^2=0.0594, \text{LOGL}=2455.4) \end{aligned}$$

括弧内は t 値、ECM は誤差修正項、 $\Delta$ は一階階差である。アメリカの株価収益率の係数が最も大きく、アメリカ市場は他の市場へ決定的な影響を与えていることが分かる。アメリカ市場の VEC モデルにおいては、中国とシンガポール市場が大きい影響を与えている。

### 3-7. Granger 因果検定の結果

LA-VAR に基づいた Granger 因果性検定の推定結果は表 19 にまとめられている。これは中国国内市場から海外市場への因果性検定の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を示唆

している。また、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 (2002) は 1996 年、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観察している。本論文は、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 18 Granger 因果性検定の結果 : panelA

方程式	元仮説	$\chi^2$	自由度	P 値
CH	HK →CH ない	5.9876	4	0.0343
	SI →CH ない	0.3056	4	0.1649
	UN→CH ない	0.7924	4	0.5919
	JP→CH ない	0.0980	4	0.9521
	GER→CH	0.1462	4	0.3521
	UK→CH	0.5052	4	0.2542
	HK, SI, UN, JP, GER, UK→CH ない	16.9660	24	0.0199
HK	CH→HK ない	1.8225	4	0.4020
	SI→HK ない	3.4842	4	0.1752
	UN→HK ない	6.7546	4	0.00345
	JP→HK ない	2.7896	4	0.1251
	GER→HK	4.9034	4	0.2620
	UK→HK	2.5028	4	0.0018
	CH,SI,UN,JP, GER,UK→HK ない	11.3884	24	0.0787
SI	CH→SI ない	2.2257	4	0.3609

	HK→SI ない	0.3449	4	0.8910
	UN→SI ない	86.0570	4	0.0000
	JP→SI ない	4.8901	4	0.1941
	GER→SI	59.8963	4	0.0000
	UK→SI	82.0917	4	0.0000
	CH, HK, UN, JP、 GER, UK→SI ない	139.1513	24	0.0000
UN	CH→UN ない	0.2037	4	0.9032
	HK→UN ない	3.9239	4	0.0800
	SI→UN ない	2.9466	4	0.1260
	JP→UN ない	27.6898	4	0.0000
	GER→UN	3.0803	4	0.0890
	UK→UN	46.5421	4	0.0000
	CH, HK, SI, JP、 GER, UK→UN ない	16.6604	24	0.1630
JP	CH→JP ない	0.1869	4	0.9423
	HK→JP ない	38.6819	4	0.0000
	SI→JP ない	0.5540	4	0.6345
	UN→JP ない	76.7764	4	0.0000
	GER→JP	3.0912	4	0.0814
	UK→JP	2.0910	4	0.2090
	CH, HK, SI, UN, GER, UK→JP ない	145.0213	24	0.0134
GER	CH→GER ない	0.3077	4	0.9846
	HK→GER ない	42.6817	4	0.0000
	SI→GER ない	3.9607	4	0.1890
	UN→GER ない	72.8901	4	0.0000

	JP→GER ない	12.1918	4	0.0678
	UK→GER ない	66.0516	4	0.0000
	CH,HK,SI,UN,JP,UK→GER ない	176.2204	24	0.0012
UK	CH→UK ない	0.2673	4	0.9044
	HK→UK ない	46.5568	4	0.0000
	SI→UK ない	39.0912	4	0.0000
	UN→UK ない	72.0981	4	0.0000
	JP→UK ない	3.1060	4	0.1707
	GER→UK ない	32.0917	4	0.0000
	CH,HK,SI,UN,JP,GER→UK ない	122.9801	24	0.0000

Panel B

方程式	元仮説	$\chi^2$	自由度	P 値
CH	HK →CH ない	16.4791	4	0.0429
	SI →CH ない	14.9567	4	0.0691
	UN→CH ない	45.2753	4	0.0000
	JP→CH ない	2.6781	4	0.3543
	GER →CH ない	3.5527	4	0.4810
	UK →CH ない	4.1012	4	0.6521
	HK, SI, UN, JP, GER, UK→CH ない	32.0912	24	0.0671
HK	CH→HK ない	8.1758	4	0.0568
	SI→HK ない	43.2260	4	0.0000
	UN→HK ない	44.9872	4	0.0000
	JP→HK ない	3.7870	4	0.0327
	GER →HK ない	6.4404	4	0.0201

	UK →HK ない	39.0016	4	0.0000
	CH,SI,UN,JP,GER,UK→HK ない	201.0021	24	0.0000
SI	CH→SI ない	4.8970	4	0.0410
	HK→SI ない	0.1653	4	0.9208
	UN→SI ない	60.9033	4	0.0000
	JP→SI ない	37.3821	4	0.0000
	GER →SI ない	35.3454	4	0.0000
	UK →SI ない	55.6018	4	0.0000
	CH,HK,UN,JP,GER,UK→SI ない	358.0071	24	0.0000
UN	CH→UN ない	22.1255	4	0.0000
	HK→UN ない	21.1544	4	0.0008
	SI→UN ない	2.9033	4	0.3303
	JP→UN ない	1.7869	4	0.2198
	GER →UN ない	0.5776	4	0.0416
	UK →UN ない	68.0129	4	0.0000
	CH,HK,SI,JP,GER,UK→UN ない	389.0910	24	0.0000
JP	CH→JP ない	0.1012	4	0.9478
	HK→JP ない	1.9818	4	0.5654
	SI→JP ない	0.9865	4	0.2175
	UN→JP ない	38.7764	4	0.0000
	GER →JP ない	13.3242	4	0.0085
	UK →JP ない	2.9816	4	0.2450
	CH,HK,SI,UN,GER,UK→JP ない	240.5885	24	0.0000
GER	CH →GER ない	0.2915	4	0.9915

	HK →GER ない	19.8864	4	0.0002
	SI →GER ない	15.6601	4	0.0012
	JP →GER ない	8.0918	4	0.3898
	UN →GER ない	69.7716	4	0.0000
	UK →GER ない	55.0915	4	0.0000
	CH, HK, SI, JP, UN, UK →GER ない	211.6810	24	0.0000
UK	CH →UK ない	8.5111	4	0.3412
	HK →UK ない	35.0916	4	0.0000
	SI →UK ない	29.0912	4	0.0000
	JP →UK ない	10.9810	4	0.0687
	UN →UK ない	75.0012	4	0.0000
	GER →UK ない	40.0445	4	0.0000
	CH, HK, SI, JP, UN, GER →UK ない	305.7210	24	0.0000

Panel C

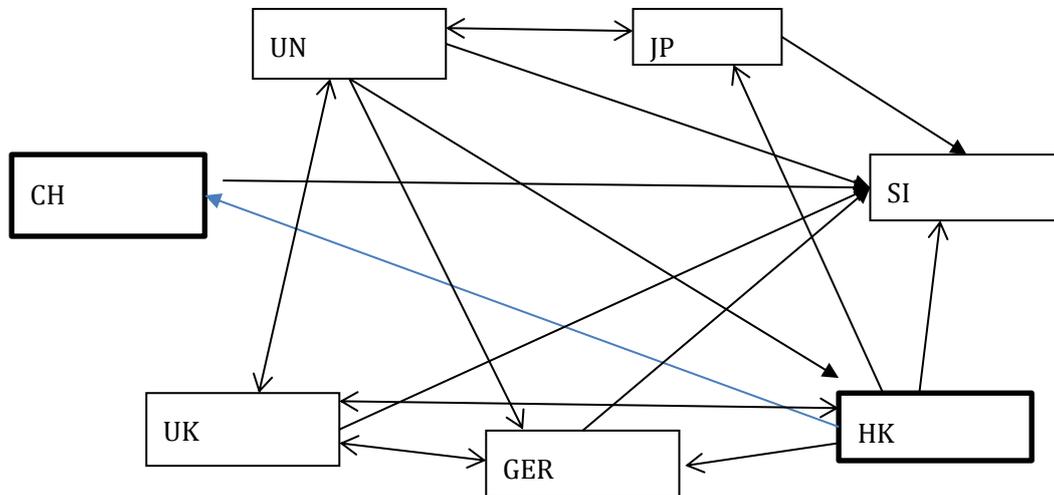
方程式	元仮説	$\chi^2$	自由度	P 値
CH	HK →CH ない	9.1890	4	0.0101
	SI →CH ない	6.0706	4	0.0481
	UN→CH ない	28.5260	4	0.0000
	JP→CH ない	2.7962	4	0.8156
	GER →CH ない	1.1958	4	0.9065
	UK →CH ない	6.9801	4	0.0310
	HK, SI, UN, JP, GER, UK→CH ない	138.0912	24	0.0086
HK	CH→HK ない	6.8805	4	0.0321
	SI→HK ない	21.2918	4	0.0000

	UN→HK ない	57.9145	4	0.0000
	JP→HK ない	39.0608	4	0.0000
	GER →HK ない	24.0912	4	0.0000
	UK →HK ない	42.5789	4	0.0000
	CH,SI,UN,JP,GER,UK→HK ない	234.0757	24	0.0000
SI	CH→SI ない	4.4148	4	0.1100
	HK→SI ない	4.3332	4	0.1145
	UN→SI ない	86.7823	4	0.0000
	JP→SI ない	5.6708	4	0.1152
	GER →SI ない	19.0887	4	0.0000
	UK →SI ない	38.2012	4	0.0000
	CH,HK,UN,JP,GER,UK→SI ない	146.0148	24	0.0000
UN	CH→UN ない	0.2258	4	0.8934
	HK→UN ない	6.6869	4	0.0354
	SI→UN ない	6.2478	4	0.0440
	JP→UN ない	7.9875	4	0.0576
	GER →UN ない	6.7409	4	0.0003
	UK →UN ない	8.9802	4	0.0014
	CH,HK,SI,JP,GER,UK→UN ない	29.7865	24	0.0023
JP	CH→JP ない	0.1175	4	0.9654
	HK→JP ない	5.4275	4	0.1750
	SI→JP ない	4.9816	4	0.1248
	UN→JP ない	45.6712	4	0.0000
	GER →JP ない	13.0918	4	0.0015

	UK →JP ない	22.4817	4	0.0000
	CH, HK, SI, UN, GER, UK →JP ない	25.6818	24	0.0024
GER	CH →GER ない	0.0985	4	0.9865
	HK →GER ない	12.5980	4	0.0921
	SI →GER ない	4.0148	4	0.2476
	UN →GER ない	35.0130	4	0.0000
	JP →GER ない	2.9805	4	0.0000
	UK →GER ない	22.0709	4	0.0290
	CH, HK, SI, JP, UN, UK →GER ない	55.0025	24	0.0000
UK	CH →UK ない	2.0913	4	0.3485
	HK →UK ない	25.0515	4	0.0000
	SI →UK ない	14.9095	4	0.0120
	UN →UK ない	38.9908	4	0.0000
	JP →UK ない	8.0913	4	0.2021
	GER →UK ない	35.0912	4	0.0000
	CH, HK, SI, JP, UN, GER →UK ない	66.7818	24	0.0000

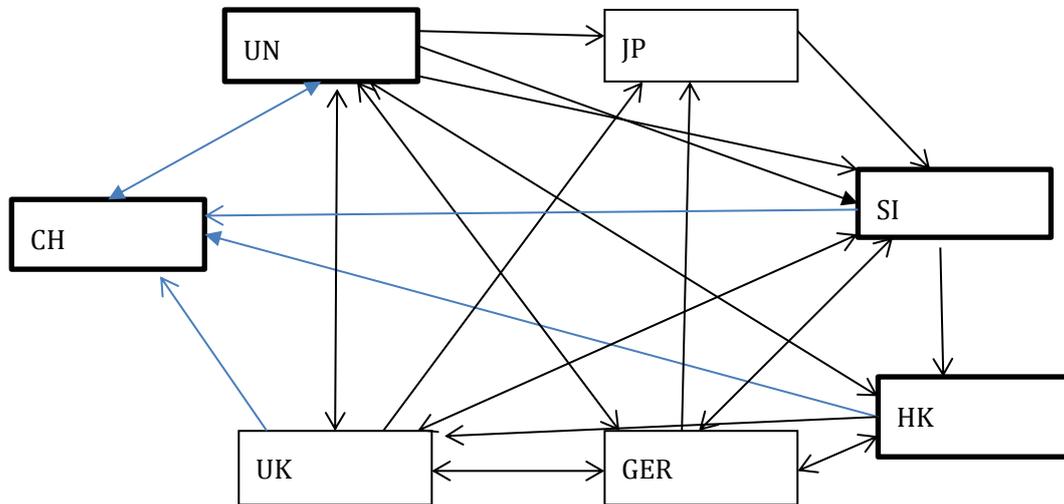
Panel A では、香港市場のみ中国市場とグレンジャー因果がある。アメリカ市場は香港市場とグレンジャー因果がある。中国・香港・アメリカ・日本・英国はシンガポール市場とグレンジャー因果がある。アメリカは日本とグレンジャー因果がある。

図5 PanelA QFII実施前の各国因果性関係



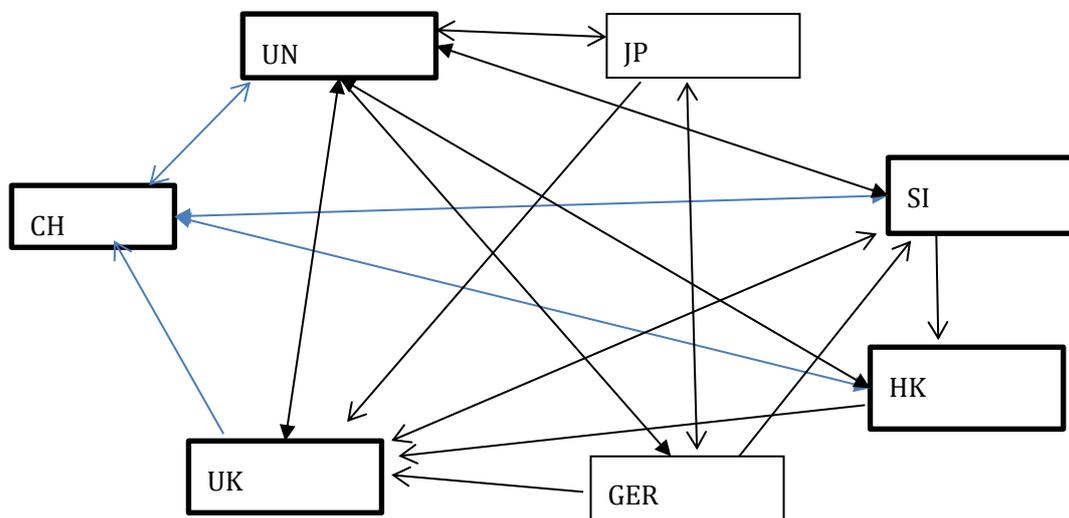
Panel B では QFII 制度実施されたため、アメリカなど海外からの影響が大きい。香港・アメリカ市場は中国市場とグレンジャー因果関係がある。シンガポールも有意水準に近い数値が観察されている。一方、中国・アメリカはシンガポールへグレンジャー因果性を持っている。中国市場もアメリカ市場へグレンジャー因果性を持っていた。つまり、中国とアメリカは双方向の因果性を持っている、中国と香港・シンガポール・英国が単一方向の因果性を持っている。中国と他の市場との因果が有意ではない。

図 6 PanelB QFII 実施した以降の各国因果性関係



Panel C では中国市場はより強い双方性の因果関係を示している。中国市場は、海外市場の影響を受けると同時に海外市場への影響を強く示している。PanelC では中国と各国の間に長期的な共和分関係がなかったものの、短期的な因果を持っているということである。中国と香港、中国とシンガポール、中国と米国の上に双方向の因果がある。英国から中国へ単一的な因果がある。

図 7 PanelC QDII 実施以降の各国の因果性



以上の因果関係から、中国株式市場と主要市場の間に、断続的にはあるものの、相関関係が増加していることがわかる。QFII 実施によって、中国とアメリカと双方向の因果関係を観察できた。QDII 以降はアメリカからの単一方向の影響しか受けられないものの、シンガポール・香港との双方向の因果が観察できた。つまり、中国国内株式市場の開放度が増加したことがわかるのである。

各市場の年収益リターンの実系列データでも相関性を測ってみた。各株式市場の 1998－2011 の年収益率で相関係数は表で表すと以下のようにになっている。

表 19 世界各主要株式市場の相関係数

Panel A

	CH	UN	SI	HK	JN	GER	UK
CH	1						
UN	0.053	1					

SI	0.092	0.650	1				
HK	0.214	0.582	0.512	1			
JN	0.011	0.489	0.141	0.262	1		
GER	0.196	0.510	0.345	0.176	0.194	1	
UK	0.101	0.483	0.497	0.464	0.238	0.530	1

Panel B

	CH	UN	SI	HK	JN	GER	UK
CH	1						
UN	0.195	1					
SI	0.232	0.615	1				
HK	0.296	0.450	0.526	1			
JN	0.086	0.473	0.388	0.366	1		
GER	0.178	0.316	0.367	0.406	0.127	1	
UK	0.198	0.590	0.499	0.512	0.129	0.480	1

Panel C

	CH	UN	SI	HK	JP	GER	UK
CH	1						
UN	0.588	1					
SI	0.338	0.848	1				
HK	0.356	0.348	0.447	1			
JP	0.008	0.535	0.847	0.230	1		
GER	0.012	0.101	0.560	0.160	0.347	1	
UK	0.376	0.296	0.668	0.563	0.285	0.458	1

この表から見ると、世界各市場が、日本市場を除けば、ほとんどアメリカ市場と相関していること、いわば、アメリカ市場が大きな影響力を持って、他の市場はアメリカ市場に連動的に動いていることがわかる。中国株式市場は米、シンガポール、香港などの資本市場と一定の相関があり、弱い連動性が観察できた。日本市場とは全く相関が無かった。ここから、中国国内の投資家が国際投資する際、欧米と香港シンガポールの市場の変動を参考にする傾向があると言えるだろう。相関係数の三つの表から、Panel A では中国と各市場の相関係数が非常に低いために、中国市場は閉鎖された市場と見られる。Panel B では、中国と各市場の相関係数が依然として低い、以前と比べ上昇の趨勢が見られる。Panel C では、シンガポールとアメリカで非常に高い相関係数が観察できた。中国と各市場の係数はまだ低い、それ以前より上昇趨勢が見られる。香港、シンガポールとも弱い相関が見られる。

### 3-7-1. 株価連動性要因の分析

以上の分析結果では、中国国内株式市場と米国・香港・英国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、日本とドイツの二つの市場とは有意な因果関係が観測されなかった。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を確認していきたい。

昨年から香港市場が金融危機の影響を脱しつつある。中国という成長市場を背景とした香港の強い資金調達力は、ますます吸引力を増すであろう。香港はアジア・太平洋地区の金融センターの一つであり、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する。この二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。中国のことを熟知している人材も豊富で、中国への玄関という地の利を活かして大陸のニーズに応えている。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(CEPA)の実施後、その趨勢は日増しに顕著になっている。

同時に、多くの中国企業が海外上場を目指しているため、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いる。他の市場と比べ、香港は資本規制が無く、利子やキャピタル・ゲイン課税のない国際金融センターとして、世界中から資金が集まってくることも、大陸企業にとって非常に魅力的である。香港は、中国の大手銀行の相次ぐ上場に象徴されるように、各国の間での中国企業を誘致する競争において優位に立っている。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。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、2010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367社となっている。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。

また、表21は香港証券取引所のデータによって作った近年のIPOの数値だが、2010年1-11月のIPOによる資金調達額は529億米ドルに達し、2位の深圳証券取引所の392億米ドルを大きく引き離れた上で、NYSEとロンドン取引所の合計をも上回った。3位の上海証券取引が278億米ドルと、NYSEの277億ドルをやや上回った。IPOだけでなく上場後の資金調達も加えると、今年11月末、香港市場は6797億香港ドル、NYSE、ブラジルに次いで世界3位である。市場時価総額も上昇しており、昨年12月末(17兆9800億香港ドル)に比べ17%増で、21兆香港ドル、世界第5位にランクアップした。以上のような中国本土と香港による経済活動の進展は株価相関性の構造的要因の一つとして考えられる。これから「滬港通」(Shanghai-Hong Kong Stock Connect)などの開通に伴い、中国国内企業が香港の株価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。

表 20 資金調達額の比較（億米ドル）

年	UN 市場	ロンドン市場	香港市場	上海市場	シンセン
06	468(201)	561(298)	415(59)	209(13)	140(11)
07	526(213)	518(241)	380(81)	350(25)	320(17)
08	270(31)	109(51)	81(29)	299(6)	254(8)
09	179(61)	17(12)	271(62)	261(6)	189(15)
10	277(113)	84(39)	529(93)	278	392

注：括弧内は IPO 企業数である。

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 2004 年の建設銀行、2006 年の中国銀行、中国工商銀行、招商銀行、2010 年の中国農業銀行などによる大型 IPO が続いたことなどがあり、2010 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 50%にまで達している。

表 21 香港市場での中国大陸企業 IPO 状況（億米ドル）

ランク	企業名	上場年度	IPO 金額
1	中国農業銀行	2,010	220
2	中国工商銀行	2006	160.2
3	中国銀行	2006	111.2
4	中国建設銀行	2005	91.8
5	中国聯通	2000	55.9
6	中国移动	1997	41.9
7	中国人寿保険	2003	34.2
8	中国石油化工	2000	34.2

9	中国神華能源	2005	32.7
10	中国石油天然気	2000	28.6
11	招商銀行	2006	26.5

注：①1米ドル7.8香港ドルにより換算。②出所香港取引所。

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。中国国内と香港による経済活動の緊密性は、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。中国農業銀行が10月15日に上海で、翌日の16日に香港でそれぞれ新規株式公開（IPO）した資金調達総額は約220億ドル（約1兆9600億円）に上回る見通しで、これまで世界最大規模だった2006年の中国工商銀行の香港と上海同時上場による219億ドル（うち香港が160億ドル、上海は59億ドル）を上回った。2010年12月27日の日本経済新聞によると、香港金融市場で人民元建て株式の上場が近く解禁されるとの見方が広がっている。そうすれば、外資系企業の人民元調達手段が広がる上、投資家は手持ちの人民元で株式投資できるため為替リスクも避けることもできる。海外投資家の選択肢が広がる意味で香港と大陸の間の関係が一層緊密になると予想される。

一方、米国は中国にとって最大の輸出国であり、2006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、1990年には104億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、2066億米ドルを記録した。2009年には4530億米ドル、2010年6月には対前年比15%増の1203億米ドルとその傾向は近年になるにつれて顕著になっている。このような背景の下、2000年末時点で1656億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、2009年6月末には2兆億ドルを超えて、2009年通年では2兆3990億ドルになった。2010年6

月末には2兆4543億米ドルにまで増加している。2008年秋のリーマンショック直後では新興国が資本流出に伴う自国通貨安に対処して外貨準備を取り崩したことから、一段減少したが、その後の2009年2月、金融安定化を背景に再び増加に転じた。一方、中国は年初から日本国債を購入し続けており、今年上半期の累計購入額は1兆7329億円となっている。これは、中国がドルから円へ外貨準備運用をシフトさせているなど、グローバル金融危機の沈静化に伴い、危機対応として米国債に偏重していた運営体制を徐々に修正してきたためと見られる<sup>34</sup>。

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（シンペックシャンハイ）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。2010年12月末までに、多くの中国企業が米国預託証券(ADR)を発行した。その内NYSEで72社、NASDAQで139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。

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。事案として、2007年2月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%下落した。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3%安と大きな下げ幅を記録しており、これは両市場と中国国内市場の連動が強いことの現れである。

---

<sup>34</sup> ただし、その後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し減少したとしても少なくとも全体の約30%を占めているとみられている。

一方、上述のとおり、米国、香港、シンガポールと違い、日本市場については有意な因果関係は検出されなかった。その原因は外貨準備のうち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いうことにある。また、香港、米国と比較すると、日本やドイツでの中国企業の上場も限定的であった。さらに、中国国内への資本流入の規制が緩和されたとはいえ、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。その資本規制は、未発達な中国株式市場に影響を及ぼすと考えられる。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。2010 年末現在で、中国证券监督管理委员会は 86 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 166 億米ドルに達している。2010 年 12 月 30 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 3 兆 3216 億元、3 兆 1431 億元で、同時期の B 株の流通株時価総額は、上海 1096 億元、深圳 1186 億元で、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%程度の規模に過ぎない。非流通株も含めたトータルの時価総額と比較すると約 1.5%となる。QFII の投資限度総額を見ても、中国株市場の流通株の約 5%となっている。外国人投資家のプレゼンスの低さがうかがえる。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予想すると、この比率の押し下げ要因となる。2006 年末には股権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恐れがある。

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、国家外貨管理局の連名で公布され、即日施行された。これにより QDII 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、中国の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しか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ことは、以上のような厳しい外資規制に起因すると考えられる。2008 年の金融危機の影響で、中国国内投資家による海外株式市場での取引増加が殆ど香港市場へ向いているといえる。

### 3-8. ボラティリティ実証分析の結果

ARCH 型モデルによるボラティリティの検証において、一般に最小二乗法では各パラメータの有意性については  $t$  分布によって行うが、最尤法の場合、各パラメータの有意性については標準正規分布で行う。ただし、今回は基準化残差を正規分布と仮定して尤度を計算する疑似最尤法によって推定しているが、サンプルが非常に大きい場合には同様に正規分布に収束することが知られているので、同様に標準正規分布によって検定が可能となる。EGARCH モデルを分析する前にデータの定常性を確認する。

表 22 ボラティリティ分析のための ADF 検定

	Panel A	Panel B	Panel C
	ADF 検定値	ADF 検定値	ADF 検定値
CH	-1.5044	-1.3836	-1.5425
UN	-1.4345	-0.9378	-0.7495
HK	-1.6365	-1.3394	-2.1872
SI	-1.7558	0.2365	-1.1045

JP	-1.5764	-1.4783	-1.3275
GER	-1.3821	-1.5987	-1.1990
UK	-1.9832	-2.0145	-0.9142
データ数	1268	935	1449

注：1%、5%、10%の臨界値はそれぞれ panelA では-3.4293,-2.8747,-2.5688 であり、panelB では-3.4317,-2.8678,-2.5589 であり、panelC では-3.4416,-2.8565,-2.5570 である。

以上の ADF 検定からすべてのデータは非定常時系列である。GARCH(1,1) の結果は以下のように、QFII 実施以前は中国の  $\alpha_1$  はアメリカと香港の 2 倍も高いため、情報に対して敏感である。投機的な市場の未熟性が読み取れる。 $\gamma$  は 1 に近いいため、ボラティリティ変動が持続であることがわかる。QFII 制度以前は、モデルのパラメータ推定値に有意性が見られなかったが、制度実施以後、推定値の有意性が現れている。これは制度実施以後市場の自由度が高まり、株価変動に自律性が見られるようになったためと解釈される。

また、QFII 以降、中国の  $\alpha_1$  が下がったため、市場はある程度成熟したことがわかる。また、QFII 以降、中国と香港・シンガポール市場の相関係数が大きくなってきている。

表 23 ボラティリティ分析の結果

GARCH(1, 1)

	Panel A		Panel B		Panel C	
	$R^2$	LogL	$R^2$	LogL	$R^2$	LogL
CH	0.9980	7133.9	0.9982	7142.5	0.9989	7185.4
UN	0.9968	7045.1	0.9945	6931.4	0.9975	6894.1
HK	0.9956	7013.4	0.9983	7237.6	0.9978	7024.2
SI	0.9931	6932.5	0.9990	7532.8	0.9982	7145.2
JP	0.9942	6913.2	0.9985	7439.3	0.9978	7126.7

GER	0.9801	7134.2	0.9916	7421.3	0.9907	7062.8
UK	0.9918	7047.9	0.9947	7316.8	0.9939	7190.4

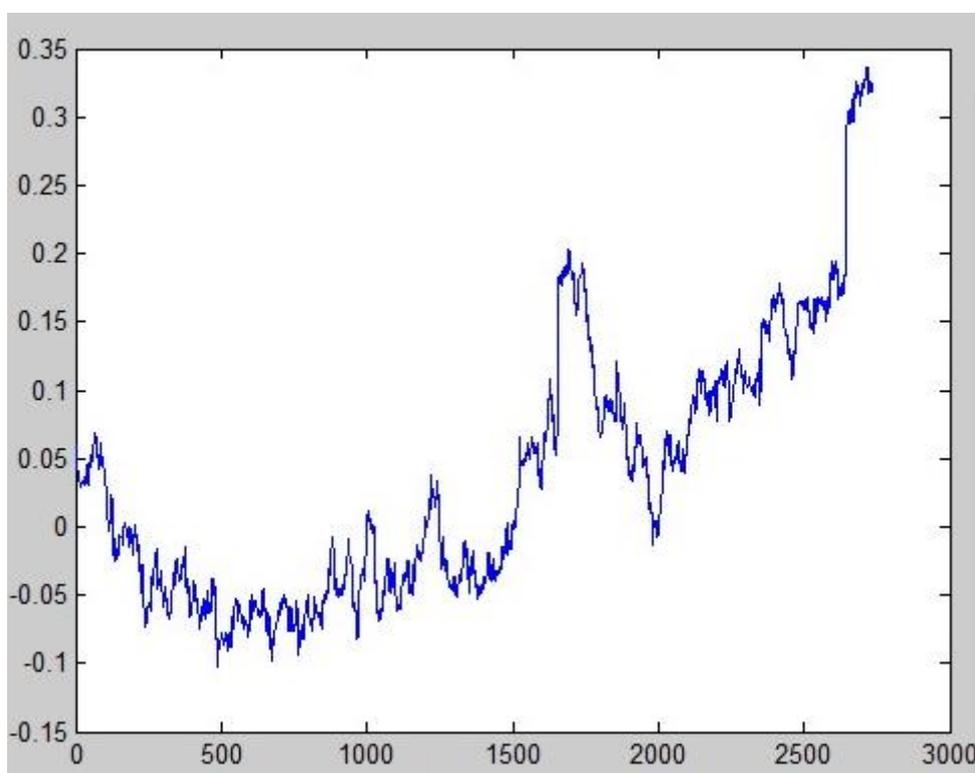
EGARCH

		$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\beta_0$	$\gamma$
Panel A	CH	1.61E-05	0.2654	0.7051	0.9705
	UN	1.39E-05	0.1179	0.8184	0.9063
	HK	1.73E-05	0.1245	0.8473	0.9718
	SI	3.99E-05	0.3911	0.6091	1.0000
	JP	1.54E-05	0.1372	0.8237	0.9609
	GER	2.98E-05	0.2119	0.6429	1.0000
	UK	1.53E-05	0.1678	0.8327	0.9539
Panel B	CH	1.28E-05	0.0737	0.8537	0.9274
	UN	4.53E-06	0.1228	0.8243	0.9471
	HK	0.00088	0.1405	0.8271	0.9676
	SI	2.14E-06	0.1082	0.8758	0.9840
	JP	1.79E-06	0.1197	0.8438	0.9635
	GER	1.57E-05	0.1398	0.8109	0.9890
	UK	1.98E-05	0.1906	0.8764	0.9701
Panel C	CH	1.03E-05	0.0661	0.9197	0.9858
	UN	1.57E-06	0.0998	0.9002	1.0000
	HK	0.0002	0.0543	0.9457	1.0000
	SI	3.54E-06	0.0957	0.8989	0.9946
	JP	2.79E-06	0.0946	0.8843	0.9879
	GER	1.87E-05	0.0819	0.9051	1.0000

	UK	1.49E-05	0.0971	0.9023	1.0000
--	----	----------	--------	--------	--------

DCC-GARCH(1, 1)モデルによる動態分析においては、QFII 実施前、中米は主に負の相関があり、QFII 実施後、相関係数が緩やかな右上がり傾向を表している。QFII 実施した後、負の相関から正の相関に変化している。QDII 実施後、相関関係は顕著な右上がり傾向を表している。2007 年末に最高値に達して、下落し、2009 年再びに右上がりとなり、2011 年に最高値を更新した。

図 8 DCC-GARCH(1,1)の結果



### 3-9. 主な結論

本論分は時系列分析について学説史的に、グレンジャーを中心にして初めて本格的に取り組んだ上で、その方法論、ないし思考の流れを明確に示した。

①80 年代に発展させた「共和分」の概念と、構造方程式重視の LSE 学派が 1960 年代から熟成させてきた「誤差修正モデル」の融合は、計量経済学を大きく発展させた。株価時系

列分析と伝統的な計量分析手法との融合に貢献したグレングァーは、2003年のノーベル経済学賞を受賞している。株式市場の短期的な動きを予測するのは無理だが、中長期的には予測可能性の余地があるとした。

②これまで独立に論じられることが多かったグレングァー因果性と共和分が、グレングァーの研究プログラムのなかで一貫性を持って結びついていることを、初めて明らかにした。また、両者をつなぐ環が株価予測に関する研究であることを明らかにし、株価時系列分析がグレングァーの研究プログラムの中心であることを初めて見出すことができた。

③Grangerは予測モデル構築の時、すべて統計学的検定に頼るべきではない。「実際に当たる確率」で正しくモデルを評価すべきことにより、選択されたモデルが「有用なモデル」であるかどうかを判断できる。「予測力最大」ではなく、コストが少なく「適度の予測力」を持つモデルも選択可能になることが評価されるべきである。GrangerとNewboldやEngleは経済学者でありかつ統計学者でもある。境界領域の活性化、理論と応用が手を結ぶことによる有意な共同研究で「見せ掛け」回帰と共和分概念を結び付けることができた。このことは時系列分析のパラダイムを変えたと言える。

これら学説史的な叙述の後、本論文では、グレングァーとエングルが提唱した単位根検定、共和分検定、因果性検定およびARCH型モデルを用いて、中国国内株式市場を中心に、QFIIとQDII制度の実施との関係で株式市場間の因果関係および相関関係が存在するか否かの実証分析を行なった。実証分析で得られた主な結論は以下のとおりである。

①連動性の変化において、QFII実施する以前では、EG検定、ヨハンセン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が、QFIIを実施した後は香港・シンガポールとの相関係数が有意水準近くまで上昇した。

②共和分検定において、QFIIとQDIIの間のみ中国とアメリカ・香港・シンガポール市場の共和分関係が存在した。誤差修正モデルでは、アメリカの株価収益率の係数が最も大きいので、アメリカ市場は他の市場へ決定的な影響を与えることが分かった。アメリカ市場

の VEC モデルにおいては、中国とシンガポール市場が大きい影響を与えていることがわかる。

③Granger 因果性検定では QFII 制度実施前に中国国内市場と香港との間のみ有意な因果性は観測されたが、QFII を実施した後は米国、香港、シンガポール市場との間での株価連動性が高まっていることが示唆された。つまり、QFII 以降中国株式市場は一定の外生性を現している。また、QFII と QDII の間には中米の双方向の因果性を持っている。QDII 以降、中国市場はより強い双方性を表してきた。中国市場は海外市場の影響を受けると同時に海外市場への影響が強く現れている。

④ボラティリティ分析では、中国市場は QFII 以降、成熟したアメリカ市場と安定的双方向変動が見られる。中国市場がより自由化したため、香港・シンガポール市場との間に一層強い連動性が見られる。現時点ではアメリカ市場は中国市場に決定的な役割を果たしていると言える。

株価連動性向上の構造的要因は 2001 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 の創設と実施はその成果の一つと言えよう。QFII 制度の導入により、国内市場である A 株を部分的に開放したといえる。また、中国政府は新株発行再開や非流通株の 3 段階解消計画を打ち出すなど、政策的に柔軟な姿勢を見せた。そして、「走出去」という政府の政策の下で、2000 年以降、大型国有企業を中心とした積極的に海外市場に上場する動きも活発し、同時に国内と海外市場に上場する企業が増え、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、合計 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た。また、QDII、「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。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、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と予想される。QDII は中国国内の証券・投資信託会社による海外投資の道も開かれたこと自体は意義が大きい。QFII 導入後から QDII 導入前の期間に共和分関係が存在するが、QDII 導入後の期間に共和分関係がなくなるとの解釈として、先に実施された QFII 制度は既に成熟し、大きな海外投資家（特に機関投資家）の中国株式市場での取引増加が相関に寄与した効果が大きい。さらに、QFII 制度の延長といえる RQFII 制度も近年整備されており、QFII 制度の補完的な役割にたっている。一方、QDII 制度において、中国国内機関投資家の法律整備不完全や金融危機などの影響で、中国国内投資家による海外株式市場での取引増加が殆ど香港市場へ向いているといえる。

さらに、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。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。2010 年 12 月末時点での銀行系金融機関における国内資産総額は 78 兆 7000 億人民元となっており、そのシェア率は国有商業銀行の 51.3%、株式制商業銀行の 14.9%に対し、外資系銀行の資産規模はわずか 1.7%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。しかし、2006 年 12 月 11 日には、WTO 加盟時のコミットメントに従い、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。

先行研究では中国から米国への一方的な因果性が検出されたと報告されているが、期間を2012年3月まで延長した本論文の研究では、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証明された。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って漸進的に双方向、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えないなど、中国市場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言えよう。

共和分検定の結果を見ると、少なくとも米国、香港やシンガポール市場から受ける影響が高まっていることが示唆されている。一方で、日本・ドイツ市場との相関性は無かったことも分かった。

これから、証券価格の国際的連動性の向上に伴い、国際金融市場が危機に直面した際には、中国国内市場もその影響を大きく受けることになると考えられる。また、相関性が高まっていくと、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といったデメリットも現れると考えられる。中国市場は二十数年に渡る発展で市場規模が大きくなったものの、市場構造問題が依然として多い。さらなる持続的な改革で市場の効率化が図るとともに、金融危機の予防策ともなる。また、法律面において、「証券法」の実施以降、法律の整備は行われていない。法律の制定は市場の効率化に繋がる緊急な課題である。

以上の現状から、QFII と QDII 制度に関する三つの政策提言をあげたい。(1) 持続的中長期投資の促進のため、国内証券市場の規範化を改善しないといけない。安心安全な投資環境は QFII を誘致するための最重要なポイントであるからである。(2) リスク・コントロールの観点から、国内投資家の QDII 投資マネジメントとリスク認識能力を高めないといけない。(3) QFII, QDII 制度を均衡的に発展するために、条件が整ったときに RQDII の投資枠と試行地域を拡大し、中国本土の機関投資家に人民元建ての海外投資業務展開を支援することも盛り込まれるべきである。そうすれば、RQDII 制度も QDII 制度の補完的役割が期待できるだろう。

## おわりに

本稿では、MM 理論や CAPM 理論、効率的市場仮説などからここ 40 年ほどの間に株価の分析手法としての株価時系列分析において、グレンジャーの共和分と因果性の概念がどのように発展してきたか、思想と歴史的背景から、株価予測の概念の歴史的な展開と手法の精度化を学説史的に論じた。理論に基づく計測という伝統的な計量経済分析とは一線を画し、予測を経済理論から解放して、データ自身の発生過程に委ねた将来予測を行う手法を提唱したグレンジャーという視点から、株価予測のアイデアと個々の予測モデルの定常化過程の研究がどのように展開されていったかを詳細に見ることができた。これら時系列分析手法の発展は 1980 年代に入ると、誤差修正モデルや二段階推定法などの手法を用いて、実証研究に盛んに行われるようになった。現在計量経済学の一潮流として、AR、MA、ARMA、ARIMA による株価予測が発達した一方で、非線形 ARCH 型モデルも、株価などの金融変数の異変性を捉えるために、株価予測分析に非常によく用いられている。因果性と共和分モデルの理論形成の背景から ARCH 型モデル、ボラティリティ変動モデルの発展まで、詳しくフォローした上で、実際の中国の株価分析にあてて、歴史的・実証的な QFII と QDII の構造変化を考察した。実際の分析結果から、QFII 改革中国市場がより自由化したため、香港・シ

ンガポール市場との一層的に連動性が見られる。QFII と QDII 改革の実施が市場自由化に寄与した効果が非常に大きいということであろう。

本研究では、株価時系列の発展の歴史的経緯をフォローした上で、近年の構造変化が始める中国株式市場のボラティリティの変動が他国主要市場のボラティリティに影響を与えているのかについても検証した。各主要市場間のボラティリティ相互の関係に注目したわけである。ARCH 型モデルの拡張モデルの GARCH と EGARCH を用いて株式市場のボラティリティを求め、分散の因果関係が存在するかを検証した。

また、本稿は 2012 年 3 月 31 日までの株価データを用いて相関関係を検証したが、各市場のマネーサプライ、金利、消費指数などのfundamentalな経済指標の連動性関係がある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。今後の研究課題として、a) 基本的な実体経済指標の消費者指数(CPI,PPI)、貨幣供給量(M1)や為替レートなども加えた構造 VAR モデルを用いて解析していきたい。b)中国の株市場全体像を捉えるためにシンセン株市場の時系列分析も欠かせない。c)二つの時系列 A、B が共和分の関係にある場合、Granger 因果性検定は成立しない。解決策としては、「インパルス反応」と「分散分解」などの手法を用いる必要がある。

## 参考文献

[日本語文献]

伊藤隆敏・橋本優子「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)、2005年、pp.1-15.

伊藤幹夫「効率的市場仮説をめぐる論争はなぜ決着しないのか」三田学会雑誌、第100巻3号、2007年10月、pp.211-229.

今村有里子「アジア諸国における株価変動の波及効果」、東洋大学学術情報経営論集第54巻、2011年11月30日、pp.133-145.

刈屋武昭、丸淳子、佃良彦「日本の株価変動—ボラティリティ変動モデルによる分析」東洋  
経済新報社、1989年7月。

北岡孝義「EViewsで学ぶ実証分析入門」日本評論社、2008年。

「東証統計月報」2000-2011年の各号。

グレンジャーC. W. J. (著)・細谷雄三(訳) (2009)「経済モデルは何の役に立つのか経  
済経験モデルの特定化とその評価」経済・統計分析入門1、牧野書店。

日本証券研究所「図説アジアの証券市場」日本証券経済研究所、2016年。

日本証券経済研究所「図説中国・香港の証券市場」日本証券経済研究所、1996年。

田中勝人「計量経済のテキストを書き換えた『共和分』と『単位根』概念：グレンジャー  
教授の業績」、『経済セミナー』588、pp 73-76、2004年、日本評論社。

張艶「アジアの株式市場における連関と構造変化」、九州大学学術情報経済学研究、2010  
年2月15日、第76巻5号、pp.143-170。

松浦克己・McKenzie, C. 「応用計量経済学(8)」, (郵政研究所月報)、NO134、1999年、  
pp.110-130。

羽森茂之「計量経済学」、中央経済社、2000年。

劉偉「中国株式市場と各主要市場の連動性とボラティリティ：QFIIとQDII制度導入効果に  
ついて」2013年7月、福岡大学大学院論集第45巻第1号、pp.81-113。

渡部敏明「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』38号、大蔵省財政金融研究所、1996年、pp.56-70。

渡部隆敏「ボラティリティ変動モデル」、(現代金融工学)、朝倉書店、1996年。

[英文文献]

Banerjee, A., Lumsdaine, R. L. and Stock, J. H. (1992) "Recursive and Sequential Tests of the  
Unit-Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidences," *Journal of  
Business and Economic Statistics*, vol. 10, No. 3:pp.271-287.

- Bekaert, Geet, Harvey, Campbell R. (1994) "Time-Varying World Market Integration," *NBER Working Paper*, Series No, 4843.
- Bekaert, G., and Wu, G. (2000) "Asymmetric Volatility and Risk in Equity Markets," *Review of Financial Studies*, 13, pp.1-42.
- Bera A. K., and M. L. Higgins, (1993) "ARCH Models: Properties, Estimation and Testing," pp.305-365.
- Bollerslev, Tim, (1986) "Generalized autoregressive conditional heteroscedasticity," *Journal of Econometrics* **31** (3): pp.307-327.
- Bollerslev, T. (1990) "Modeling the Coherence in Short Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Approach," *Review of Economics and Statistics*, 72, pp.498-505.
- Bollerslev T., And R. T. Baillie, (1990) "A multivariate generalized ARCH approach to modeling risk premia in forward foreign exchange rate markets," *Journal of International Money and Finance*, pp.309-324.
- Boilerslev, T., R. F. Engle and D. B. Nelson, (1993) "ARCH MODELS," *Handbook of Econometrics*, Volume IV. Amsterdam, the Netherlands: North Holland.
- Bollerslev, T., R. F. Engle and J. M. Wooldridge, (1988) "A capital asset pricing model with time varying covariances," *Journal of Political Economy*, Vol.96, No. 1: pp.115-131.
- Bollerslev, T., R. Y. Chou, and K. F. Kroner, (1992) "ARCH Modeling in Finance," *Journal of Econometrics*, 52, pp.5-59.
- Box, G. E. P., and G. M. Jenkins, (1970) "Time Series Analysis: Forecasting and Control," Holden-Day, San Francisco.
- Campbell, John Y. and Shiller, Robert J. (1988) "Stock prices, earnings, and expected dividends," *The Journal of Finance*, **43** (3):pp.661-676.

- Campbell, John Y. and Shiller, Robert J. (1988) "The dividend-price ratio and expectations of future dividends and discount factors," *The Review of Financial Studies*, **1** (3): pp.195-228.
- Davidson, Russell, and MacKinnon, James G. (2004) "Econometric Theory and Methods," *New York: Oxford University Press*. 623.
- Davidson, R. and MacKinnon, J. G. (1993) "Estimation and Inference in Econometrics" *the Oxford University Press*.
- Dickey, D. A. and Fuller, W. A. (1979) "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, **74** (366a): pp.427-431.
- Dickey, D. A., Bell, W. R. and R. B. Miller, (1986) "Unit Roots in Time Series Models: Tests and Implication," *The American Statistician*, **40**, pp.12-26.
- Engle, Robert F. (1982) "Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of United Kingdom inflation," *Econometrica*, **50** (4): pp.987-1007.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger, (1987) "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, **55**, pp.250-276.
- Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1991) "Long-Run Economic Relationships," *Oxford University Press*.
- Engal R. F., and K. F. Kroner, (1995) "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH," *Econometric Theory*, **11**, pp. 122-150.
- Fama, Eugene F. (1963) "Mandelbrot and the stable Paretian hypothesis," *The Journal of Business* **36** (4): pp.420-429.
- Fama, E. F. (1965) "The Behavior of Stock-Market Prices," *The Journal of Business*, Vol. 38, No. 1: pp. 34-105.
- Fama, Eugene F. (1970) "Efficient Capital Markets," *Journal of Finance*, Vol.25, No.1-2: pp.383-417.

- Fama, Eugene F. (1991) "Efficient Capital Market II," *Journal of Finance*, Vol.46, No.5: pp 1576-1617.
- Fama, E. F, and K. R. French, (1993) "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, Vol. 33, No. 1, pp. 3-56.
- Fama, E. F., and K. R. French, (1996) "Multifactor Explanations of Asset Pricing Anomalies," *The Journal of Finance*, Vol. 51, No1, pp. 55-84.
- French, K. R., G. W. Schwert, and R.Stambaugh, (1987) "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, pp .3-28.
- Granger, C. W. J. (1957) "A statistical model for sunspot activity," *The Astrophysical Journal*, 126:pp.152-158.
- Granger, C. W. J. (1969) "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-spectral Methods," *Econometrica*, 37 (3):pp.424-438.
- Granger, C. W. J. (1981) "Time Series Data and Econometrics Model Specification," *Journal of Econometrics*, 16, pp. 121-130.
- Granger, C. W. J. and Huang, S. P. (2006) "Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review," *Journal of Economic Literature*, Vol.41, No.2, pp.478-539.
- Granger, C. W. J. and J. Bates, (1969) "The combination of forecasts," *Operational Research Quarterly*, Vol.20: pp.451-468.
- Granger, C. W. J. and Morgenstern, O. (1970) "*Predictability of Stock Market Prices*," Lexington, Massachusetts: D. C. Health and Company.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1973) "Some comments on the evaluation of economic forecasts," *Applied Economics*, 5, pp.35-47, reprinted in Mills, T. C. (ed.) (1999), *Economic Forecasting, The International Library of Critical Writings in Economics*, Cheltenham: Edward Elgar.

- Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1974) "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, **2** (2): pp.111-20.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1975) "Economic Forecasting: The atheist's viewpoint," in Renton, G. A. (ed.), *Modeling the Economy*, London: Heinemann Educational Books.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1976) "Forecasting transformed series," *Journal of Royal Statistical Society, Series B*, **38**, pp.189-203.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1977a) "Forecasting Economic Time Series," New York: *the Academic Press*.
- Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1977b) "The Time Series Approach to Econometric Model Building, in C. A. Sims (ed.), *New Methods in Business Cycle Research*," Federal Reserve Bank, Minneapolis, MN, pp.7-21.
- Granger, C. W. J. and Haldrup, N. (1997), "Separation in Cointegrated Systems and Persistent - Transitory Decompositions," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, **59**(4): pp.449-463.
- Granger, C. W. J. and J. Hallman, (1991) "Nonlinear Transformationa of Integrated Time Sries," *Journal of Time Series Analysis*, No12: pp.207-224.
- Granger, C. W. J., R. Engle, S. Hyllerberg and S. Yoo, (1990) "Seasonal integration and Co-integration," *Journal of Econometrics*, No44: pp.215-238.
- Granger, C. W. J., R. Ramanathan and R. Engle, (1985) "Two-step modelling for short term forecasting," *Comparative Models for Electrical Load Forecasting*, edited by D. W. Bunn and E. D. Farmer, Wiley and Sons.
- Granger, C. W. J. and T. H. Lee, (1989) "Investigation of Production, Sales and Inventory Relationship Using Multicointegration and Nonsymmetric Error Correction Models," *Journal of Applied Econometrics*, No4: pp.145-159.
- Granger, C. W. J. and T. Terasvirta, (1993) "Modelling Non-linear Economic Relationships," Oxford: *Oxford University Press*.

- Granger, C. W. J. and Weiss, A. A. (1983) "Time Series Analysis of Error-Correcting Models," in *Studies in Econometrics, Time series, and Multivariate Statistics*. New York: Academic Press, pp.255-278.
- Gregory, A. W and Hansen, B. E. (1996) "Residual-based tests for co-integration in models with regime shifts," *Journal of Econometrics*, 70, pp 99-126.
- Geweke, J. (1983) "Comparing alternative tests of causality in temporal systems Analytic results and experimental evidence," *J. Econometrics*, Feb: pp.161-194.
- Hansen, B. E. (1992) "Tests for Parameter Instability in Regressions with I (1) Processes, To appear in," *Journal of Business and Economic Statistics*.
- Hendry, D. F. and J. F. Richard, (1983) "The econometric analysis of economic time series," *International Statistical Review*, Vol.51, No.2: pp.111-148.
- Hong bo He, Shou Chen, Shu jie Yao, Jing hua Ou, (2014) "Financial liberalisation and international market interdependence: Evidence from China's stock market in the post-WTO accession period," *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 33, pp.434-444.
- Jensen (1978) "Some Anomalous Evidence Regarding Making Efficiency," *Journal of Financial Economics*, pp.95-101.
- Johansen, S. (1988) "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, pp. 231-254.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1990) "Maximum likelihood estimation and inference on co-integration—with applications to the demand for money," *Oxford Bulletin of Economics and statistics*, 52(2): pp.169-210.
- Johansen, S. and Juselius, K. (1992) "Testing structural Hypotheses in a multivariate Co-integration analysis of the PPP and the UIP for UK," *Journal of econometrics*, 53(1): pp.211-244.

- Labys, W. C. and Granger, C. W. J. (1970) "Speculation, Hedging and Forecasts of Commodity Prices," Heath & Co., London.
- Lintner, J. (1965) "The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets," *The Review of Economics and Statistics*, Vol.47, No.1, pp. 13-37.
- Lucas, Robert Jr, (1976) "Econometric policy evaluation: A critique," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, vol. 1(1), Elsevier, pp.19-46.
- Maddala, G. S. and Kim, I. (1998) "Unit Root, Co-integration, and Structural Change," *Cambridge University Press*.
- Modigliani, F., and Miller, M. H. (1958) "The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment," *American Economic Review*, Vol.48, No.3, pp. 261-297.
- Mossin, J. (1966) "Equilibrium in a capital asset market," *Econometrica: Journal of the econometric society*, pp. 768-783.
- Morgan, M. S. (1991) "The History of Econometric Ideas," *Cambridge University Press*.
- Nelson, D. B. (1990) "ARCH Models as Diffusion Approximations," *Journal of Econometrics*, 45, pp. 7-38.
- Nelson, D. B. (1990) "Stationarity and Persistence in the GARCH (1, 1) Model," *Econometrics Theory*, 6, pp. 318-334.
- Nelson, D. B. (1991) "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, 59-2, pp. 340-370.
- Nelson, C. R. and C. I. Plosser, (1982) "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implication," *Journal of Monetary Economics*, 10, pp.139-162.
- Ng, A. (2000) "Volatility Spillover Effects from Japan and U.S to the Pacific-Basin," *Journal of International Money and Finance*, 19, pp. 207-233.

- Niels, Haldrup, (1994) "The asymptotics of single-equation cointegration regressions with I(1) and I(2) variables," *Journal of Econometrics*, 63(1): pp.153-181.
- Phillips, Peter C. B. and Perron, Pierre, (1988) "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75 (2):pp. 335-346.
- Qin, Duo, (1993) "The Formation of Econometrics: a Historical perspective," Oxford: *Oxford University Press*.
- Ross, S. A. (1989) "Information and Volatility: The No-Arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy," *Journal of Finance*, 44-1, pp.1-20.
- Sargan, J. D. (1964) "Wages and Prices in the United Kingdom: a Study in Econometric Methodology," in *Econometric Analysis for National Economic Planning*, ed. by P. E. Hatt, G Mills, and J. N. Whittaker. London: Butterworths.
- Shan Li, Paul Brockman, Ralf Zurbrugg, (2014) "Cross-listing, firm-specific information, and corporate governance: Evidence from Chinese A-shares and H-shares," *Journal of Corporate Finance*, pp.1-16.
- Sharpe, W. F. (1964) "Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk," *The journal of finance*, 19(3), pp.425-442.
- Shiller, Robert J. (1984) "Stock prices and social dynamics," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, (2): pp.457-510.
- Sims, C . A. (1972) "Money, income, and causality,"*American Economic Review*, 62, pp.540-552.
- Sims, C. A. (1980) "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, vol.48, (1): *Econometric Society*, pp.1-48.
- Stephen Pollok, (2014) "Econometrics: An Historical Guide for the Uninitiated," *Discussion Papers in Economics* 14/04 Department of Economics, University of Leicester.

Tobin, J. (1958) "Liquidity preference as behavior towards risk," *The review of economic studies*, pp.65-86.

Treynor, J. L. (1961) "Market value, time, and risk," Unpublished manuscript, pp.95-209.

WANG Lingzhi and WANG Yonghai, (2011) "Study on the Stock Liquidity Risk Spillover Effect——Evidence from US Stocks and Chinese Stock Market during the Financial Crisis," Proceedings of the 3~ (rd.) (2011) *International Conference on Financial Risk and Corporate Finance Management* (Volume II).

Wold, H. (1954) "Causality and Econometrics," *Econometrica*, 22, pp 162-177.

[中国語文献]

陈守东、韩广哲、刑伟 (2003) 「主要股票市场指数与我国股票市场指数间的协整分析」、(数量经济技术研究)、PP. 124-130.

陈泽忠、扬启智、胡金泉 (2000) 「中国股票市场的波动性研究----EGARCH 模型的应用」(决策借鉴)、PP. 24-28.

奉立城 (2000) 「中国股票市场的联动性研究」、(经济研究) 11 期、pp. 50-77.

封思贤、张兵、李心丹、汪慧建 (2010) 「从中国股指期货境外的联动看我国股市定价权」、金融研究、No358. pp. 101-114.

韩非、肖辉 (2005) 「中美股市间的联动性金融研究」、(金融理论) 第 11 期、PP. 110-130.

黄永兴 (2005) 「我国证券市场传染性的实证研究」、数理统计与管理、No6. pp. 89-95.

李天德、张亮 (2008) 「中国股票市场与国际主要股票市场的联动分析」、统计与决策、No270. pp. 125-127.

梁昌红、阵伟忠 (2007) 「中美股市间相关性实证分析」、(经济论坛) .

刘金全、崔畅 (2002) 「中国沪深股市收益率和波动性的实证分析」、经济学、No7. pp. 885-898.

刘阳、高惠 (2012) 「国别股市长期联动的影响因子剖析-以美国股市为例」、广东金融学院学报 (Journal of Finance and Economics)、Vol27. No5. pp. 66-76.

- 吕江林、赵征 (2010)「基于收益率视角的中国股市与国际股票市场联动性研究」、金融与经济 (Journal of Finance and Economics), pp. 42-45.
- 骆振心 (2008)「金融开放, 股权分置改革与股票市场联动-基于上证指数与世界主要股指关系的实证研究」、当代财经 (Contemporary Finance & Economics)、No4. Serial No281.
- 王晓芳、卢小兵 (2007)「中国股市是否实现了与世界同步」、经济经纬、No2.
- 吴振信、许宁 (2004)「我国股票市场与周边市场互动关系的 VAR 研究」、(北方工业大学学报)、PP. 1-4.
- 徐有俊、王小霞、贾金金 (2010)「中国股市与国际股市联动性分析-基于 DCC-GARCH 模型研究」、经济经纬 (Economic Survey)、No5. pp. 124-128.
- 张兵、范致镇、李心丹 (2010)「中美股票市场的联动性研究 (DCC-GARCH)」、经济研究、No11. pp. 141-151.
- 张碧琼 (2005)「中国股票市场信息世界化: 基于 EGARCH 模型的检验」(世界金融研究)、PP. 68-75.
- 张涛 (2008)「中国 A 股市场和 H 股市场的联动性研究」江西社会科学 (JiangXi Social Sciences)、No2. pp. 90-94.
- 赵勇、杨志波 (2012)「基于 DCC—MVGARCH 模型的中外股市联动性分析」、(商业研究)、第 425 期.

[ホームページ]

上海証券取引所: <http://www.sse.com.cn/>

深圳証券取引所: <http://www.szse.cn/>

東京証券取引所: <http://www.tse.or.jp/>

中証指数有限公司: <http://www.csindex.com.cn/>

中国人民銀行: <http://www.pbc.gov.cn/>

中国証券管理委員会: <http://www.csrc.gov.cn/>

上海财汇信息技术有限公司 ( Financial China Information & Technology Co.,  
Ltd.) :<http://www.finchina.com/>

上海大智慧财汇数据科技有限公司:<http://www.ahzp.com/qiye/100149474>

中经网统计数据库:<http://www/db.cei.gov.cn/>

Yahoo! Finance HP <http://quote.yahoo.com/m2?u>

日本銀行 HP <http://www.boj.or.jp/statistics/outline/exp/exyosi.htm/>