香 川 大 学 経 済 論 叢
第 92 巻 第 1 号 2019 年 6 月　5 − 44

日中証券市場動的相互影響の因果構造に関する計量分析

姚　　　峰
中 西 朋 花
師　　　博

要旨：本研究では，日中両国の金融証券市場を分析の対象に，証券市場間の株価動的変動の連動性を検証する。日中証券市場の代表的な株価指数（日経 225，TOPIX，上海総合指数，深圳総合指数など）を取り上げ，誤差修正モデルに基づき，変数間の一方向因果測度とその Wald 検定を行うことで，株価指数動的変動の相互影響の方向と強さ及び時間的周期特徴などを明らかにする。計量経済分析により，中国証券市場の TOPIX への影響が日経 225 への影響より大きく，東京証券市場の日経 225 と TOPIX とともに対深圳証券市場より対上海証券市場への影響が大きいことが分かった。

キーワード：グレンジャー因果，誤差修正モデル，株価指数，日中証券市場，日経 225，TOPIX，上海総合指数，深圳総合指数

1．はじめに

2018 年 10 月 26 日北京に日本の安倍総理と中国の李克強総理との日中首脳会談において，金融庁と中国証券監督管理委員会は，日中証券市場協力に関する覚書を締結した。双方は，証券当局と証券市場関連団体が連携して多層的な協力を強化し，具体的協力を推進するためのプラットフォーム ETF の相互上場を実現するためのフィージビリティスタディを深化させ，市場監視や人材育成などに関する実務的な協力を強化することで一致した。この取り組みは，日

中経済発展に国際貿易のほか，金融証券市場とマクロ経済発展との関係とくに証券市場間の相互影響が重要視されていることを示している。本研究は，日本と歴史的に関係の深く，近年経済構造の改革が著しい中国を分析の対象として，多変量時系列における一方向因果測度の統計検定手法を用いて，二カ国の証券市場間の株価動的変動の連動性を検証することで，一方向因果影響の特徴を明らかにすることを目的とする。

世界各国の経済発展は，国際貿易や社会文化交流，政治関係，金融証券取引など多方面から相互に影響を及ぼし合っている。異なる証券市場間の連動性を分析し，その特徴を明らかにすることは，金融証券市場の動的変化の推測や市場メカニズムの見極めに大きく貢献し，さらには企業や投資家の行動予測の材料になると思われる。日本においては，中国の対外貿易や経済政策の決定及び大企業の業績までの動向に大変な関心を寄せており，中国に関する新聞報道を目にしない日はない。中国は1978年に改革開放政策を実施して以降，国際社会で存在感を増し，日本にとっても最大の貿易相手国になり，日本企業の主要な海外進出拠点である。中国経済の一挙一動が日本経済になんらかの影響を及ぼすため，日本政府や企業は中国市場に対して高い関心を寄せているのである。

1948年GATT発効以降，立て続けに行われた多角的貿易交渉や1995年のWTO発足により非関税障壁の撤廃と緩和が進み，1990年以降は地域貿易協定（RTA，Regional Trade Agreement）の締結が活発に行われるようになった。図1.1は1995年以後世界のRTA発効数の推移である。金融証券市場の自由化，情報通信やデータ処理技術の高度化などを背景に，1990年以降財や資本の国境を越えた移動の活発化によって世界各国間の経済的結びつきは一層強くなっている。世界の貿易量については，2008年リーマンショック後2012年から2016年にかけてスロートレードが続いていたが，2017年には実質経済成長率3.0%に対し世界貿易量は前年比4.7%の伸びとなり，スロートレードは解消された。このように金融危機前後で上昇トレンドの緩急に変化はあるものの，国際貿易の取引量は現在も増加傾向にある。国境を越えた財の移動が活発化するとともに，資本移動の自由化も進んでいる。図1.2は経済協力開発機構

（OECD）の FDI 制限指標[1]の推移である。1997 年の発表以降，世界的に海外直接投資が一層開放的になっていることが明らかであり，OECD 加盟国の平均とは差があるものの，年々中国の制限が緩和されていることが見て取れる。

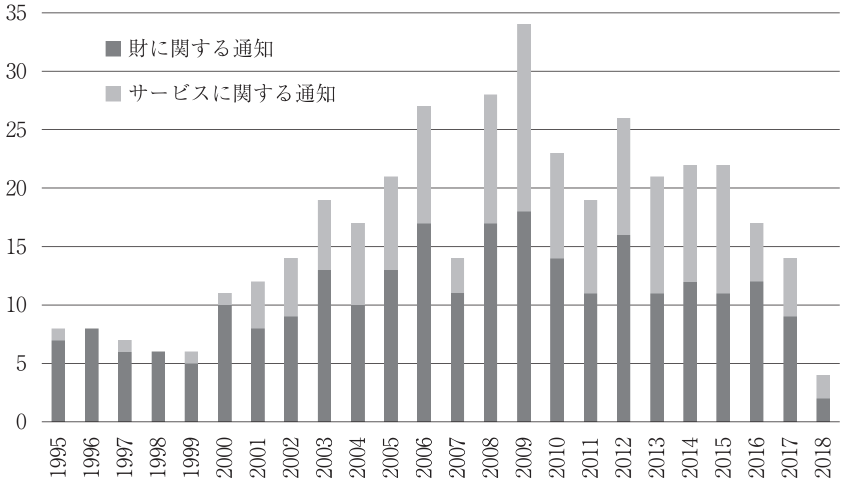
証券投資についても，資本規制緩和の影響から日本の株式における外国法人等の株式保有率は 1990 年の 4.7％から 2000 年 19.4％，2017 年 30.2％と増加の一途をたどっている。他国の株式についても海外保有率に注目した記事は多く見られる。The Wall Street Journal（2018. 3 . 28）によると，海外投資家の米国非金融企業の株式保有率は 2000 年末約 10％から 2015 年第 4 四半期約 20％，イギリス企業の株式保有率は 2000 年推定 36％から 2014 年 54％，ドイツの DAX 指数構成銘柄の保有比率は 2005 年 56％から 2014 年 64％と増加しており，先進国を中心に金融取引の自由化が進んでいるといえる。金融市場の国際的な連動性への注目は一層高まっている。

近年，金融取引の自由化や世界経済の一体化によって世界の市場規模が拡大していることを背景に，異なる金融市場間の連動性に関する研究に大きな関心が寄せられている。特に株価の連動性が注目されるきっかけとなったのが 1987 年に起こったブラックマンデーである。1987 年 10 月 19 日ニューヨーク株式市場の暴落を発端にヨーロッパやアジアの市場にまで波及し，世界同時株安となった。とりわけ 1997 年アジア通貨危機や 2008 年世界金融危機などといったリスクイベントの発生時期に焦点を当てた，株式市場の国際的な連動性についての研究が，以下に見るように盛んに行われている。

今村・浅子（2000，2001）は日本とアメリカ及びアジア NIES を含む 8 か国の株価指数を対象に，共和分検定と LA-VAR を用いた分析を行った。各国間の長期的均衡はアジア通貨危機前後で変化が見られないことが分かった一方で，アジア通貨危機後に株価の連動性が高まっていることが示唆されたことより，アジア NIES 諸国の影響力の強まりが観察された。張艶（2008，2010）はアメリカとアジア主な証券市場の株価指数をもとに，相関とインパルス反応及

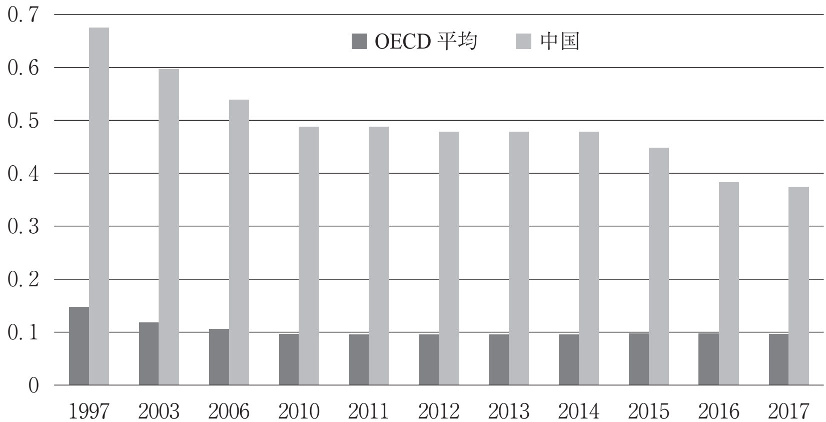
⑴　FDI 規制の制限を評価する指数。0 に近いほど法令上の制限が開放的である。

図 1. 1　世界の RTA 発効数の推移



出所：WTO RTA database より筆者作成

図 1. 2　FDI 制限指標の推移



出所：OECD. Stat 公表データより筆者作成

び分散分解の分析を行い，中国市場の株価に対する他国の影響は非常に小さいことと，アジア通貨危機後にアジア諸国間の株式市場の連動性が高まったことが示されている。西村（2008）は中国の株式市場に注目し，G5とアジアNIESの計10か国の代表的な株価指数を使用してグレンジャー因果性検定を行い，中国市場からアメリカと香港市場に対して，アメリカ市場から中国市場に対してグレンジャーの意味での因果関係が確認された。陳・植松（2016）は日本における外国法人の株式保有比率が増加傾向にあることを背景に，日本とアメリカ及び中国の代表的な株価指数を使用して相関と重回帰分析を行い，上海総合指数の日本やアメリカとの相関が2014年中盤から急上昇していることと，日経平均株価と上海総合指数の国際的な連動性が年々増していることを示した。姜（2009），劉・任・李（2010）はグレンジャー非因果理論などを用いて，中国株式市場と日米英及び香港との市場連動性を分析した。

Granger（1969）とSims（1972，1980）が多変量時系列間における非因果分析の方法を提案して以来，金融証券市場やマクロ経済領域の実証分析において時系列間の非因果性理論が広く応用されている。Hosoya（1991，1997）はグレンジャーの非因果性に基づいて，多変量定常時系列間での一方向因果測度と周波数領域における因果測度を新たに提案した。Yao & Hosoya（2000）は非定常時系列間における因果関係を検討する上，一方向因果測度とそのWald検定を提案した。Yao (2007) は特定な周波数領域における一方向因果測度の検定手法を提案し，長期と短期の因果関係分析が可能になった。Yao & Ying & Zhang（2010）は2005年から2008年9月までの日米中証券市場における代表的な株価指数の連動性を分析し，東京市場とニューヨーク市場とも上海市場へは短期的な一方向因果影響が存在し,その反対では比較的弱く安定的な影響が見られ,東京市場とニューヨーク市場については双方向の影響が存在することを示した。一方向因果測度に関する他の応用研究がYao & Dai & Ying（2010），姚・史（2003）姚・李（2018）などを参照されたい。

世界経済の自由化や金融証券市場の国際化に伴い，証券市場間の相互影響が強まるなかで，各国・各地域の経済発展には様々な影響要因が複雑に交錯しな

がら存在している。証券市場間の連動性について，関税の緩和や，二国間での協力関係締結といった，国の政策など定性的な問題を中心とした研究が多く見られる一方で，管見の限り時系列データに基づいた定量的な分析はそれほど多くはない。しかし，経済のバロメーターとして常に国の経済状況を反映する，金融証券市場の代表的な経済指標の因果性を分析することは，ひいては市場間の経済活動の相互影響を明らかにすることである。近年注目されるようになった市場間の連動性の実証研究においては，先行研究に見られるように金融危機など世界的なリスクイベントの時期に注目したものが多く，その分析方法においても伝統的な分析方法に限られているものが多い。加えて，分析対象に経済や政治など多方面において,歴史的にも関係が深い日本と中国を据えることは,今後の日本金融証券市場において，二国間の市場の動向の見極めに寄与し，また投資リスク管理と貿易交流など企業の行動予測などに役立つと考えられる。さらに近年の中国市場の世界経済におけるプレゼンスの拡大を背景に，日本市場に対する影響も拡大傾向にあると考えられ，現時点のデータを用いた実証分析によって適時性のある研究結果が得られる。

本論文は日本と中国の代表的な株価指数日経 225，TOPIX。上海総合指数，深圳総合指数及び為替レート（中国元／日本円）などを使用し，証券市場間の相互影響の方向と強さ及び時間的周期特徴などを検証する。株価指数を用いて連動性分析を行った先行研究では，分析対象は一国につき１つ株価指数が選択された場合がほとんどであったが，本研究では二カ国の株価指数を２つずつ用いることで，各株式市場間の連動性を明らかにすることが可能となる。なお，本研究でいう「連動性」とは，具体的にグレンジャーの意味での因果関係の有無である。分析対象となる株価指数は一般的に非定常過程であることを考慮して，誤差修正モデル（ECM，error correction model）に基づいた一方向因果測度とその Wald 検定を行う。一方向因果測度という新しい手法を用いることで，一方向因果性が認められたときには，その影響の大きさ及び時間的な周期特徴などを検証することができ，より詳細な定量分析を行うことが可能となる。

2．日中経済発展と経済交流

2.1　中国経済の発展

中国は1978年の改革開放政策実施以降に驚異的なスピードで社会経済発展を遂げ，40年間平均約二桁の成長率を維持しつつ，2017年の名目GDPが世界の15.1％で第2位へと成長した。国際経済力比較でよく利用されている購買力平価ベースのGDPでは2014年にアメリカを抜いて1位に浮上し，その割合は世界192か国・地域の18.23％を占めている（表2.1）。さらに2015年11月に行われたIMFの理事会で2016年10月から人民元がSDRバスケットの構成通貨(2)に組み込まれることが決定し，現在適用されている。SDR構成通貨入りの要件としては，輸出額が多い国であることや，自由利用可能な通貨であることが要求されている。通貨バスケットの構成は，世界の貿易や金融システムにおける通貨の相対的な重要性を反映したものであり，この動きは中国経済や人民元の信用が，アジアにおいても，世界においてもそのプレゼンスを増していることの裏付けといえる。

中国の証券市場においては，1990年代初頭から本格的な証券取引が行われるようになった。上場企業数は1997年に745社であったのが，2007年には1,550社，2016年には3,052社と約10年間で2倍ほどになった。株式時価総額は1997年の1兆7,529億元（約27兆5,545億円）から，2007年に32兆7,141億元（約502兆670億円），2016年には50兆7,700億元（約852兆7,630億円）(3)を記録した（図2.1）。中国の証券市場は2017年末の時点で世界第2位の市場規模を誇っており，その度合いに変化はあるものの，2018年現在もなお成長を続けている。

中国経済は2000年代に入ると，市場の対外開放の動きがさらに強まった。2001年WTO加盟，中国のA株やB株への制限緩和，中国と香港市場の共同発展や人民元の国際化などを目的とした2014年11月の上海・香港ストックコ

(2)　加盟国の準備資金を補完する手段としてIMFが1969年に創設した国際準備資金。
(3)　日本円は各年度12月末当時の為替レートをもとに換算した。

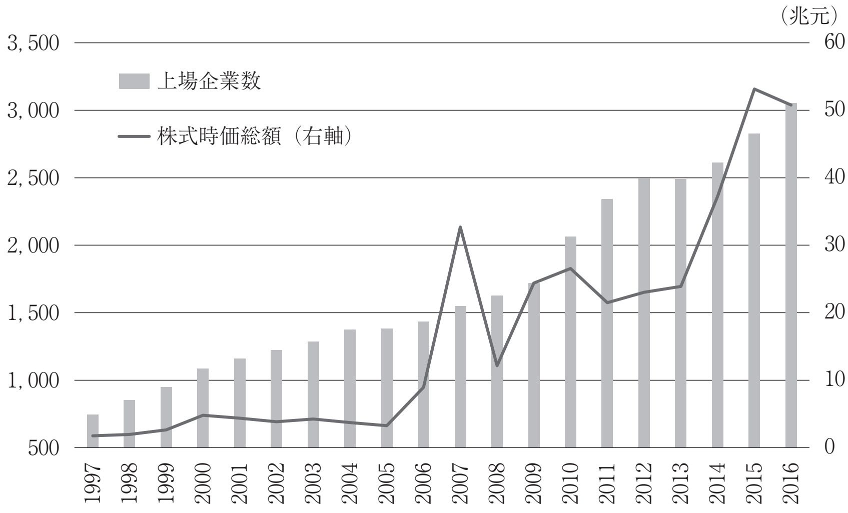
表 2. 1　2017 年世界上位 10 か国の購買力平価 GDP

（単位：百万 US$）

順位	国　名	購買力平価	%
1	中国	23, 159, 107	18. 23
2	米国	19, 390, 600	15. 26
3	インド	9, 459, 002	7. 45
4	日本	5, 428, 813	4. 27
5	ドイツ	4, 170, 790	3. 28
6	ロシア	4, 007, 831	3. 15
7	インドネシア	3, 242, 771	2. 55
8	ブラジル	3, 240, 319	2. 55
9	イギリス	2, 914, 042	2. 29
10	フランス	2, 835, 746	2. 23
	その他		

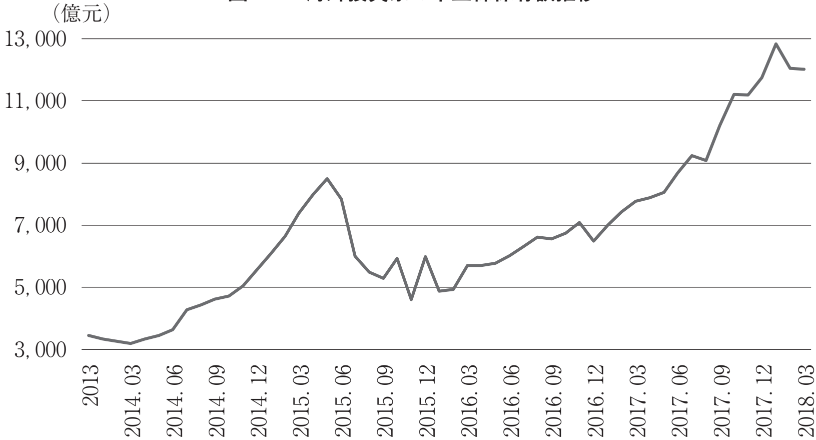
参考：IMF World Economic Outlook Database, April 2018

図 2. 1　中国の証券市場の上場企業数と時価総額



出所：「中国統計年鑑 2017」より筆者作成

図 2.2　海外投資家の本土株保有額推移



出所：中国人民銀行「股票市場統計表」と CSRC 公表データより筆者作成

ネクト，2016 年 12 月の深圳・香港ストックコネクト[(4)]始動などが代表的である。これら中国の対外的な働きによって中国の株式市場は国内投資家のみならず，海外投資家の関心を集め，中国株の海外投資家保有額は増加している（図 2.2）。

2.2　日本経済の現状

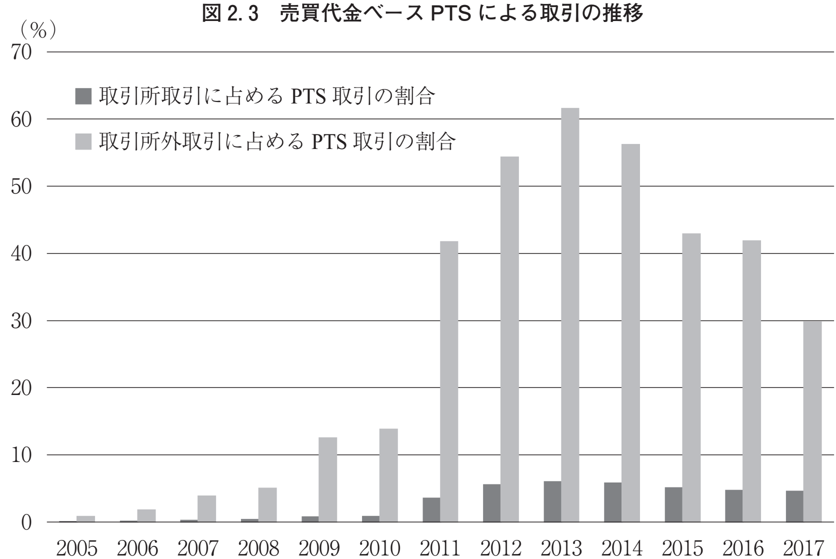
1992 年にバブルが崩壊して以降，低成長が続く日本経済は「失われた 20 年」と称されている。1980 年度から 1991 年度までの年平均成長率は名目で 6.3%，実質で 4.3% であったのが，1992 年度から 2011 年度成長率は名目で－0.1%，実質で 0.8% と落ち込んでおり，その差は顕著である。経済成長が停滞しているなかでも，名目 GDP は世界第 3 位，購買力平価ベースの GDP は世界第 4 位を保っており，世界経済において日本経済が重要な立ち位置にあることは違いない。2012 年 12 月から続く景気回復期間は，2018 年 4 月時点で 65 ヵ月となり，平均成長率は高度成長期などと比較して穏やかであるものの，その期間の

⑷　中国本土の証券取引所と香港取引所間での株式の相互取引のシステム。

長さは戦後２位のいざなぎ景気を超える可能性が高いと報告されている。景気回復長期化の背景には，雇用環境の改善や所得や消費の増加などのほか，インバウンドによる経済活動への影響も挙げられる。訪日外国人数及び日本での消費額は増加傾向にあり，ともに統計開始から過去最高の値を記録している。今後は，2020年東京オリンピック，2025年大阪万博といった大規模なイベントが開催されることによって観光市場の活発化だけでなく，投資による証券市場の活発化など，日本経済全体への刺激が見込まれている。

中国の証券市場でも構造の変化が起きている。2008年世界金融危機以降，相次ぐ規制緩和を受けて，運営が認められた取引所金融商品市場外取引できる私設取引システム（PTS：Proprietary Trading System）での取引が急増した。下記図2.3では2013年をピークに取引量は減少しているが，2016年時点でも，その取引額は全体の約５％，取引所外取引の約40％を占めている。世界においても，国境を越えた取引システムへの取り組みや市場の編成が見られるようになった。

図2.3　売買代金ベースPTSによる取引の推移



出所：日本証券業協会公表データより筆者作成

2.3　日中経済交流

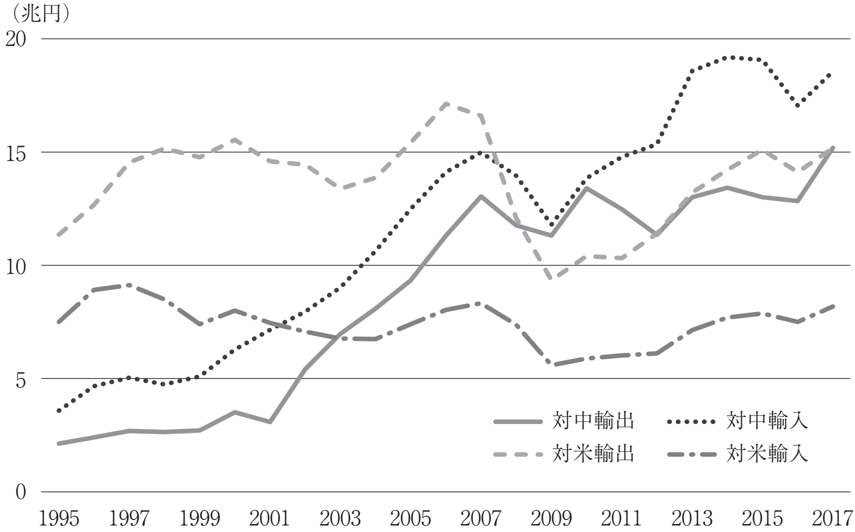
1972年の日中国交正常化以来，1978年中国の改革開放政策による対外貿易の強化や2001年のWTO加盟などを経て，日中経済交流は大きく進展した。特に2010年，中国のGDPが日本を抜き，世界第2位になって以降，日本にとって中国は協力相手でありながら強力な競争相手でもあるように，その関係性は変化を続けている。現在，日本と中国は貿易や投資などを中心に，経済や政治などあらゆる面で緊密かつ相互依存的な関係にある。

中国は日本にとって最大の貿易相手国である。中国側からみても，日本はアメリカに次ぐ第2位の貿易相手国となっている。日中貿易総額は2017年度で33兆7,406億円（対中輸出15兆1,873億円，対中輸入18兆5,533億円）に上り，第2位のアメリカとの貿易額23兆3,652億円（対米輸出15兆1,819億円，対米輸入8兆1,833億円）を約10兆円も上回っている。輸出部門では，2009年度に中国がアメリカを抜いて1位となったが，2012年度に再びアメリカに追い抜かれ，2017年度統計で5年ぶりの首位となっている。一方，輸入では2002年度にアメリカを抜いてから，その後も1位を維持している（図2.4）。

日本の財務省「貿易統計」により，2017年の日本対外直接投資の実行額は55兆3,379億円（うち，15.4%がアジアへの対外直接投資額）である。国別でみると中国は，アメリカ（18兆1,842億円），シンガポール（2兆9,667億円）に次ぐ第3位で，その実行額は1兆4,548億円である。これはアジアへの直接投資実行額の17%にあたる。日本企業の中国進出は1970年代末の鄧小平主導の改革開放政策の実施に始まった。進出の動きに起伏はあるものの，中国は重要なビジネスチャンスの場として，日本企業の海外進出の主な選択肢となっている。2016年の海外進出企業の拠点数は7万1,820社で，外務省が海外在留邦人調査統計を開始した2005年以降最多である。進出地域では，中国が全体の約45%を占め，前年より3.2%減少したものの，2005年の調査開始以降一貫して首位を維持している（図2.5）。

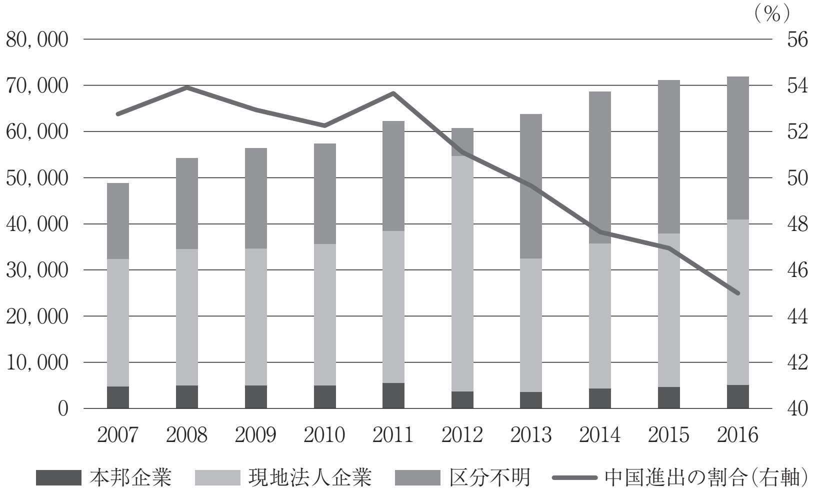
2018年5月9日には，日中首脳会談が行われ，金融分野で以下の3項目が

図 2.4　日本の対中貿易と対米貿易の推移



出所：財務省「貿易統計」より筆者作成

図 2.5　日系企業の海外進出総数と中国進出企業の割合



出所：外務省「海外在留邦人数調査統計」より筆者作成

合意なされ，金融市場の協力関係が強固なものになると考えられる。⑴．中国は日本に対して2,000億元のRQFII（人民元適格外国機関投資家）枠を付与する。⑵．中国は日系金融機関への債券業務ライセンスの付与，日本の証券会社などの中国市場参入に関する認可申請を法律に基づき早期に進める。⑶．人民元クリアリング銀行の設置，日本円＝中国元の通貨スワップ協定締結のための作業を早期に完了させる。

3．日中証券市場概観

3.1　日本の証券市場

東京証券取引所は1949年5月に会員制法人として設立され，2013年1月には新たに日本取引所グループ（JPX）が発足，東京証券取引所グループと大阪証券取引所が経営統合した。2013年7月には大阪証券取引所の現物市場を東京証券取引所に統合，2014年3月には大阪証券取引所を大阪取引所に商号変更し，東京証券取引所のデリバティブ市場を大阪取引所に統合した。現物市場を担う東京証券取引所は市場第一部（東証一部），市場第二部（東証二部），新興企業向け市場のマザーズの他，JASDAQ，プロ投資家に限定されたTokyo PRO Market，Tokyo PRO-BOND Marketを運営している。東証一部は大企業向けの市場で，東証二部は中堅企業向けの東証一部上場を見据えたステップアップ市場といえる。1999年創設のマザーズ（Mothers）は高い成長性を重視した新興企業向けの市場である。

日本には東京，名古屋，福岡，札幌の計4つの証券取引所が存在するが，重複上場を含む上場企業のうち88.8%，売買高では99%以上を東京証券取引所が占めており，日本の証券取引は東京に一極集中しているといえる（表3.1）。この背景には日本企業が東証一部上場を経営の目標とする傾向が大いに影響しているため，今後ますます株式取引が東京に集中すると考えられている。株式取引の場は4つの取引所市場の他にも存在し，1998年の証券取引法改正により民間業者による私設取引所システム（PTS）や上場銘柄の取引所外取引も認められるようになった。2000年の改正では，投資資金の国際化が進み，取引

の迅速な処理を行うことができるようになるとの考えのもとで，株式会社形態の証券取引所が認められることになった。

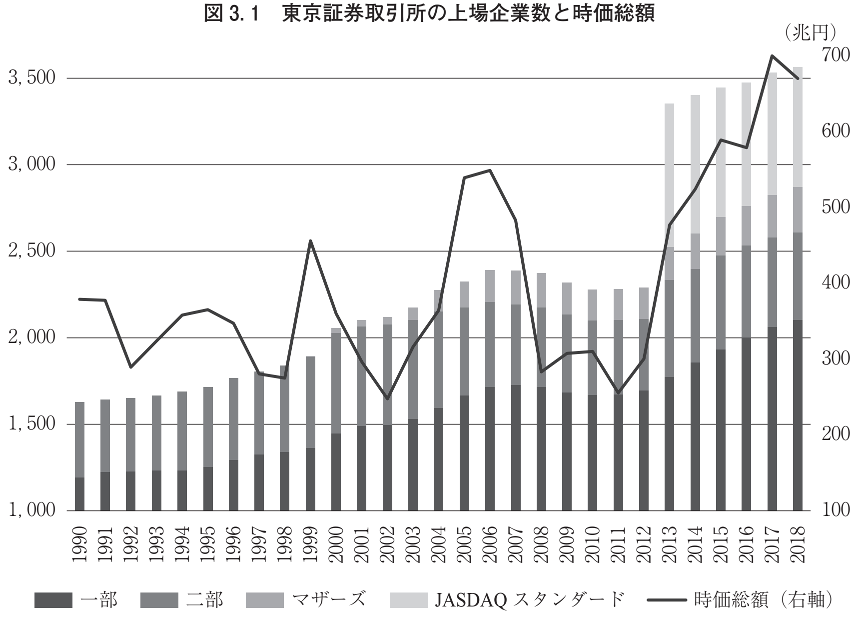
東京証券取引所は2018年8月現在で上場企業数が3,628社，時価総額は671兆1,610億円にも上り，2018年5月末の世界の株式市場において，その時

表3.1　日本の証券取引所の基本情報

	上場企業数	売買高（千株）	時価総額（兆円）
東京	3,628	39,007,232	671.16
名古屋	291	23,107	151.04
福岡	110	1,112	40.13
札幌	56	662	25.07

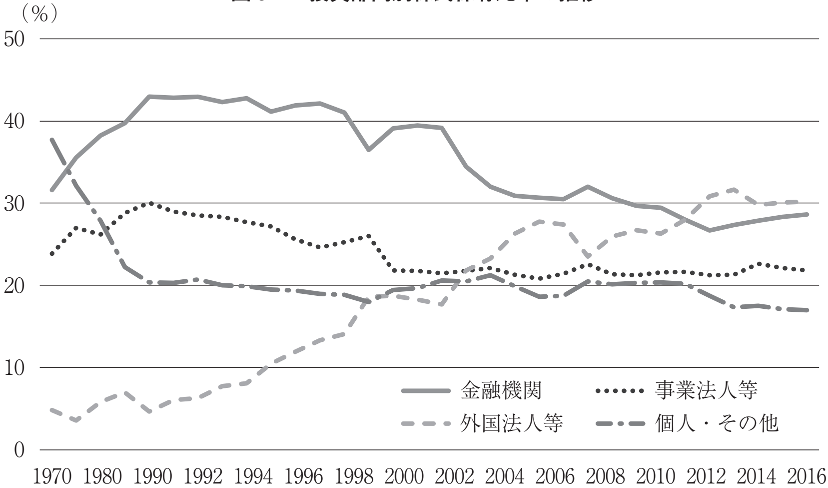
注：2018年8月時点
出所：日本取引所グループと各証券取引所公表データより筆者作成

図3.1　東京証券取引所の上場企業数と時価総額



注：2018年は8月末
出所：日本取引所グループ公表データより筆者作成

図 3.2　投資部門別株式保有比率の推移



出所：日本取引所グループ公表データより筆者作成

価総額はニューヨーク証券取引所，NASDAQ に次ぐ世界第 3 位の規模である（図 3.1）。海外投資家からの注目は高く，日本取引所グループが公表する投資部門別の株式保有比率では，「外国法人等」の項目が 1970 年から増加傾向にあり，2012 年以降 30％前後をキープしている（図 3.2）。

日本の証券市場の代表的な株価指数として，日本経済新聞社が東証一部に上場する 225 銘柄を対象に算出する日経平均株価と，東京証券取引所が東証一部上場の全銘柄を対象に算出する東証株価指数が挙げられる。本論文では，日経平均株価を日経 225，東証株価指数を TOPIX と表記する。

3.2　中国の証券市場

中国には上海，深圳，香港に 1 か所ずつ計 3 つ証券取引所が存在している。通常，上海と深圳を指す「中国本土市場」と「香港市場」の大きく 2 つに分けられる。中国本土市場については，上海市場には中国を代表する大企業や海外企業が，深圳市場には中小企業やベンチャー企業が上場するという特色がある。

中国市場に上場し，一般的に取引される流通株には A 株と B 株の 2 種類が

ある。A 株と B 株は同一企業が発行する同じ権利と同じ額面を有する株式であるが，その取引対象となる投資家によって分類される。A 株市場は中国の法人と個人を対象とし，人民元建ての取引を行う国内投資家向けの市場である。一方，B 株市場は中国政府の外貨資本獲得管理などの目的で海外投資家を対象にした市場，上海では米ドル建て，深圳では香港ドル建てで取引が行われる。当初は海外投資家のみに開かれていた B 株市場を，2006 年適格国内機関投資家制度（QDII，Qualified Domestic Institutional Investors）に則り，中国の投資家にも開放する動きとなった。対象となる機関は中国証券監督管理委員会（中国証督会，CSRC）から認可された証券会社，商業銀行，保険会社である。人民元の上昇傾向が続く中で為替差益を得ようとする投資家が増加し，海外投資家が A 株市場参入を望む声が大きくなったことを受け，2002 年適格海外機関投資家制度（QFII，Qualified Foreign Institutional Investors）が導入され，特定の機関投資家（適格海外機関投資家）に対して国家外貨管理局によって認められた範囲内での人民元建て証券への投資を解禁した。

上海証券取引所は，国務院の承認と CSRC の監督管理のもとで営業を行う非営利法人として 1990 年 11 月 26 日に設立され，同年 12 月 19 日に正式開業した。上場する証券には株式，債券，ファンド，デリバティブの 4 種類が含まれる。設立された 1990 年には 8 社の A 株企業が上場，1992 年には米ドル建ての B 株が登場するなど年々市場の開放を進め，2018 年 10 月 24 日現在で 1, 446 社の企業が上場，上場証券数は 12, 059，上場株式数は 1, 489 にも上る。上場企業のうち，A 株市場に 1, 439 社，B 株市場に 51 社が上場している。時価総額は A 株市場が 27 兆 7, 730. 12 億元，B 株市場が 829. 72 億元であり，上海証券取引所全体の 99. 7% を A 株市場が占めている。

上海証券取引所においての上場企業数は年々増加，時価総額も波はあるものの大きく上昇している（図 3. 3）。良質な企業が多数上場するにつれて，上海証券市場は徐々に中国経済を反映するバロメーターとしての役割も果たすようになった。2018 年 5 月末の世界の株式市場において，上海証券取引所の時価総額はニューヨーク証券取引所，NASDAQ，東京証券取引所に次いで 4 位，

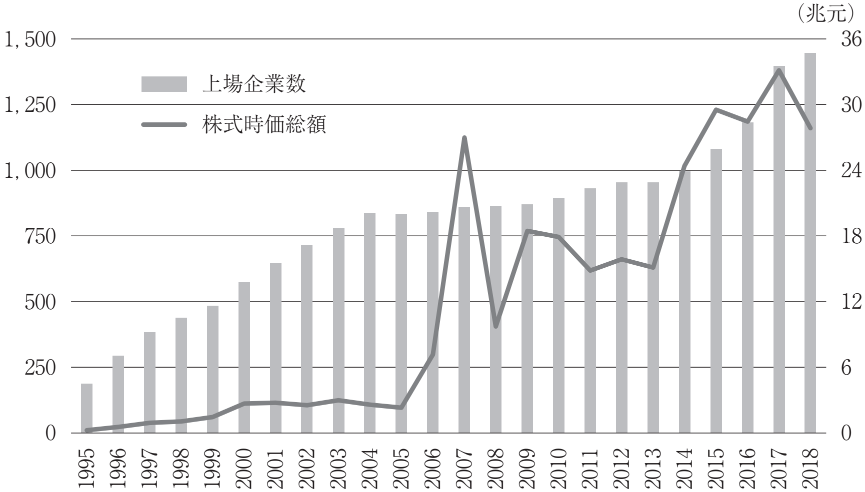
売買代金では東京証券取引所を上回り世界第3位である。市場の動きを示すインデックスとしては，上場するA株及びB株のすべての銘柄を対象にした上海証券交易所総合株価指数（以下，上海総合指数）が代表的である。

深圳証券取引所は広東省深圳市に1990年12月1日に設立され，翌年7月3日に正式に営業を開始した。上場する証券には株式，債券，ファンドなどが含まれる。1991年6社のA株企業が上場，1992年にはB株企業の上場が開始した。深圳証券取引所は2000年8月に国務院の同意を受け，新興市場は計画準備段階に入り，同時にメインボードへの新規上場を停止した。2004年1月には国務院が「資本市場の改革開放と安定的発展の推進に関する若干の意見」を発表，中小企業の資金調達チャネル拡大を打ち出した。2004年5月深圳証券取引所に中小企業ボードが始動，翌月には8つの企業が上場し，2009年10月中国初の創業ボードが開設した。

深圳証券取引所は，多層的な資本市場の基盤形成，中国の質の高い経済発展の助力，世界をリードする刷新的な資本形成の機能を担うなどといった発展理念のもとで動いている。特徴の1つに実体経済と国家戦略全体の局面に立脚点を置き，特に科学技術企業，中小企業，民営企業を重要視している点が挙げられる。中国企業の大半は中小零細企業であり，それらが中国経済全体に与える影響は大きいものであったが，そのうちの非金融部門の8割の資金調達が間接金融に依存している。

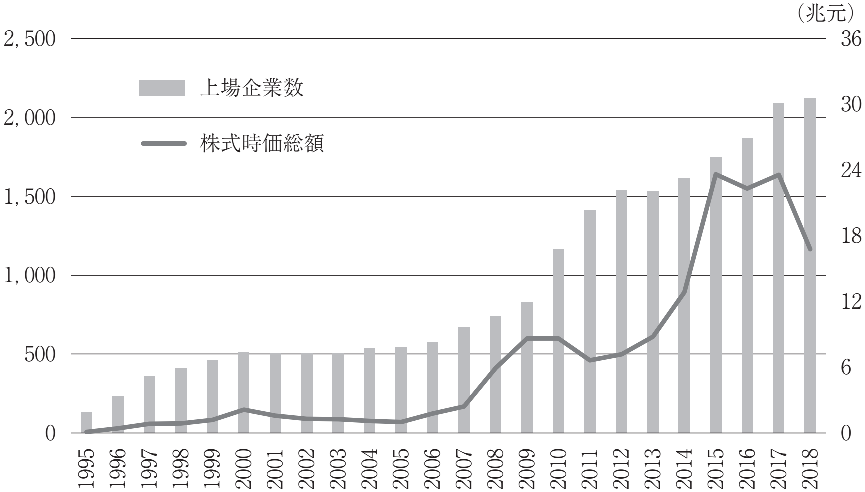
深圳証券取引所は2008年から上場企業数は急速に増加し，時価総額も波はあるものの大きく上昇している（図3.4)。2018年10月24日上場企業数2,126社，上場証券数7,821，上場株式数2,164となっている。以降，深圳証券取引所に新興企業が集中，上海証券取引所にメインボード上場企業が集中する特徴がより強まっている。深圳証券取引所の動向を示す指標としては，深圳証券取引所に上場するA株及びB株の全銘柄を対象に算出される深圳証券交易所総合株価指数（以下，深圳総合指数）が代表的である。

図 3. 3　上海証券取引所の上場企業数と時価総額



注：2018 年の値は 10 月 24 日時点のもの
出所：上海証券交易所「市場資料 2018」より筆者作成

図 3. 4　深圳証券取引所の上場企業数と時価総額



注：2018 年の値は 10 月 24 日時点のもの
出所：深圳証券交易所「市場統計年鑑 2018」より筆者作成

4．計量分析方法とデータ

4.1　一方向因果測度とその Wald 検定

本章では，誤差修正モデル（ECM）に基づき多変量非定常時系列における一方向因果測度とその Wald 検定を紹介し，実証分析で使用するデータとその統計特徴などを述べる。経済時系列一方向因果分析手法の理論と応用に関する詳細な議論は Hosoya（1991），Yao & Hosoya（2000），Hosoya & Yao & Takimoto（2005），姚（2012）などを参考されたい。

時系列分析において定常確率過程は和分 0 の確率過程であり，$Z(t)\sim I(0)$ と表記する（$t=1, 2\cdots, T$）。非定常確率過程 $Z(t)$ が一次差分をとって定常過程 $\Delta Z(t)=(Z(t)-Z(t-1))\sim I(0)$ となるとき，和分 1 の確率過程といい，$Z(t)\sim I(1)$ と記される。非定常 $I(1)$ 時系列について，ECM に基づき有効な分析がなされる。和分 1 の p 次元（$p=p_1+p_2$）確率過程 $Z(t)=(X(t)^*, Y(t)^*)^*$ について，$V_1Z(t)\sim I(0)$ であれば，$Z(t)$ の構成要素の間に共和分関係が存在し，V_1 が共和分ベクトルという。独立する r 個（$r\leq p$）の共和分ベクトルが存在するとき（共和分行列 $\beta=(V_1, V_2, \cdots, V_r)$），$Z(t)$ には r 個の共和分関係があるという。本研究ではラグ次数 a のベクトル自己回帰過程で生成した時系列 $Z(t)$ が以下のような ECM で表す。

$$\Delta Z(t)=\alpha\beta^*Z(t-1)+\sum_{i=1}^{\alpha-1}\Gamma(i)\Delta Z(t-i)+\mu+\varepsilon(t) \tag{1}$$

モデル(1)において，α と β はともに $p\times r(r\leq p)$ の行列，μ は p 次元の定数ベクトル，$\varepsilon(t)$ は p 次元のホワイトノイズを示し，その共分散行列は Σ である。共和分検定に関する統計分析は Johansen が提案した制約なしトーレス統計量（Johansen（1991），Johansen & Juselius（1991））を用いて行う。実証分析モデルの良さを評価するため，小標本でも有効な統計量（Hosking，1980）

$$Hg_s = T^2 \sum_{j=1}^{s}\frac{1}{T-j}tr\left\{\hat{C}_{0j}\hat{C}_{00}^{-1}\hat{C}_{0j}^{*}\hat{C}_{00}^{-1}\right\} \tag{2}$$

を適応し，誤差系列の自己相関性を検定することで判定できる。ここで，$\hat{C}_{0j}=$

$T^{-1}\sum_{t=j+1}^{T}\hat{\varepsilon}(t)\hat{\varepsilon}^{*}(t-j)$。モデルのラグ次数 a より充分大きな s を決め，検定統計量 Hg_s は漸近的に自由度 $f=k^2(s-a)$ の χ^2 分布に従う。

多変量時系列 $X(t)$ と $Y(t)$ の一方向因果測度（OMO，One-way Effect Causal Measure）とその Wald 検定の計算などを説明するため，共和分次数を r，$\theta=vec\beta'$ を $n\cdot r$ 次元ベクトル，$\phi=vec(vec(\alpha,\ \Gamma_1,\ \Gamma_2,\ \cdots,\ \Gamma_{\mu-1})',\ v(\Sigma))$ を $n\cdot(r+n\cdot(p-1))+n\cdot(n+1)/2$ 次元ベクトルとする。vec と v とはベクトル演算子で，$v(\Sigma)$ は Σ の下三角要素で構成されるベクトルとなる。多変量時系列 $Z(t)$ を生成するプロセスのスペクトル密度関数の正則分解

$$f(\lambda\backslash\theta,\ \phi)=\frac{1}{2\pi}\Lambda(e^{-i\lambda}|\theta,\ \phi)\Lambda(e^{-i\lambda}|\theta,\ \phi)^{*}$$

に基づいて一方向因果測度を求めることができる。周波数 $\lambda(0<\lambda\leq\pi)$ において，$Y(t)$ から $X(t)$ への周波数領域における一方向因果測度（FMO：frequency-wise measure of one-way effect）は以下のように定義される。

$$M_{Y\to X}(\lambda)=\log(det\ f_{11}(\lambda)/det\{f_{11}(\lambda)-\tilde{f}_{12}(\lambda)\tilde{f}_{22}^{-1}(\lambda)\tilde{f}_{21}(\lambda)\})\tag{3}$$

ここで，$f_{ij}(\lambda)(i,\ j=1,\ 2)$ はモデル(1)のスペクトル密度関数行列 $f(\lambda)=\frac{1}{2\pi}\Lambda(e^{-i\lambda})\Lambda(e^{-i\lambda})^{*}$ の時系列 $X(t)$ と $Y(t)$ に対応する行列分解である。$\tilde{f}_{11}(\lambda)=f_{11}(\lambda)$，$\tilde{f}_{21}(\lambda)=(-\Sigma_{21}\Sigma_{11}^{-1},\ I_{p2})C(e^{-i\lambda})^{-1}f_{\cdot1}(\lambda)$，$f_{\cdot1}(\lambda)$ はスペクトル密度行列 $f(\lambda)$ の初めの p_1 列，$\tilde{f}_{22}(\lambda)=\frac{1}{2\pi}(\Sigma_{22}-\Sigma_{21}\Sigma_{11}^{-1}\Sigma_{12})$ である。$\Sigma_{ij}(i,\ j=1,\ 2)$ はモデル(1)の分散共分散行列 Σ の時系列 $X(t)$ と $Y(t)$ に対応する行列分解である。

$Y(t)$ から $X(t)$ への一方向全測度（OMO）は

$$M_{Y\to X}(\theta,\ \phi)=\frac{1}{\pi}\int_0^{\pi}M_{Y\to X}(\lambda\backslash\theta,\ \phi)d\lambda\tag{4}$$

で求められる。$Y(t)$ から $X(t)$ への一方向因果測度が G_0（非負）であるという帰無仮説及び対立仮説は

$$H_0 : M_{Y \to X}(\theta,\ \psi) = G_0$$
$$H_1 : M_{Y \to X}(\theta,\ \psi) \neq G_0$$

で表記する。パラメータ$(\theta,\ \psi)$の最尤推定量を$(\hat{\theta},\ \hat{\psi})$とすると，一方向因果測度の帰無仮説は Wald 統計量

$$W = \frac{T\{M_{Y \to X}(\hat{\theta},\ \hat{\psi}) - M_{Y \to X}(\theta,\ \psi)\}^2}{H(\hat{\theta},\ \hat{\psi})} \sim \chi^2(1) \tag{5}$$

によって検定することができる。ここで，$M_{Y \to X}(\hat{\theta},\ \hat{\psi})$は観測値に基づいた$M_{Y \to X}(\theta,\ \psi)$の最尤推定量，

$$H(\hat{\theta},\ \hat{\psi}) = D_\psi M_{Y \to X}(\hat{\theta},\ \hat{\psi})' \Psi(\hat{\theta},\ \hat{\psi}) D_\psi M_{Y \to X}(\theta\hat{\theta},\ \hat{\psi}), \tag{6}$$

$D_\psi M_{Y \to X}(\theta,\ \psi)$はパラメータ$\psi$に関して$M_{Y \to X}(\theta,\ \psi)$の偏微分関数，$\Psi(\hat{\theta},\ \hat{\psi})$は$\sqrt{T}(\hat{\psi} - \psi)$の漸近分散共分散行列である。また，

$$H_0 : M_{Y \to X}(\theta,\ \psi) = G_0 = 0$$

と置いたとき，OMO に対する帰無仮説の Wald 検定はグレンジャーの意味での非因果性検定となる。

Wald 検定によって一方向因果測度が認められた場合, OMO の信頼区間を推定することができる。指定の臨界値αに対して，一方向因果測度$M_{Y \to X}(\hat{\theta},\ \hat{\psi})$の$(1-\alpha)$%の信頼区間は

$$\left(M_{Y \to X}(\hat{\theta},\ \hat{\psi}) - \sqrt{H(\hat{\theta},\ \hat{\psi})\chi^2_\alpha(1)/T},\ M_{Y \to X}(\hat{\theta},\ \hat{\psi}) + \sqrt{H(\hat{\theta},\ \hat{\psi})\chi^2_\alpha(1)/T}\right) \tag{7}$$

で推定することができる。

4.2　データの取得と統計的特徴

本研究では日本の証券市場を代表する株価総合指数日経 225 と TOPIX，中国の証券市場を代表する上海総合指数と深圳総合指数，また中国元／日本円の

為替レートを用いて実証分析を行う。

日経225（Nikkei 225 index，図表の中にN225で表記）：1950年9月7日に算出を開始した日本経済新聞社が発表する株価指数。東証一部に上場する代表的な225銘柄を対象に，採用銘柄の株価の合計を除数で割るダウ式平均によって計算される。36業種の中から選定していることで，幅広い業種の概観が反映し日本の景気の大きな動きや企業の収益性を表す指標とされ，政府の経済統計やデリバティブといった商品にも利用されている。定期的な銘柄組み換えの他，上場廃止や倒産などによって対象銘柄の入れ替えが行われるが，組み換えや株式分割などの度に修正することで指数値の連続性を保持している。

TOPIX（Tokyo Stock Price Index，図表の中にTPで表記）：1969年7月1日に算出を開始した，東京証券取引所が発表する東証一部に上場する内国普通株式全銘柄が対象の東証株価指数。1968年1月4日の時価総額（8兆6,020億5,695万1,154円）を基準値100として現在の時価総額を指数化したもの。株券の持ち合いにより時価総額のダブルカウントの問題を克服するため，2005年10月31日，2006年2月28日，2006年6月30日の3段階に分けて，時価総額加重平均型株価指数から浮動株基準株価指数へ変更した。TOPIXは日経225と異なる以下のような特徴がある。⑴東証一部の全銘柄が対象のため産業構造や相場動向の変化を反映することができる。⑵時価総額でみた市場規模の動向が簡単にわかる。⑶各銘柄の上場株式数をウエイトしているため品薄株や値嵩株の騰落の影響を必要以上に受けない（若園ほか，2014）。

上海総合指数（SSE Composite Index，図表の中にSHで表記）：上海総合指数は上海証券取引所が算出，発表する時価総額加重型の株価指数であり，上海証券取引所における代表的な株価指数の一つである。上海総合指数はパーシェの加重複合価格指数の数式を使用し，基準日1990年12月19日の時価総額を基準値100として，1991年7月15日から算出が開始された。上海証券取引所に上場するA株及びB株の全銘柄が対象であり，メインボード企業が多く上場する上海証券取引所において，市場全体の動きを表すベンチマークとして広く利用されている。

深圳総合指数（Shenzhen Composite Index，図表の中にSZで表記）：基準日1991年4月3日の時価総額を100の基準として，4月4日から深圳証券取引所が発表している。対象銘柄は深圳証券取引所に上場する全銘柄である。メインボード，中小企業ボード，創業ボード全体の総合的な価格変動及び市場の総合的な動向を反映する株価指標で，市場において客観的な業績評価の基準や投資行動の予測材料として参照されている。深圳証券取引所の特徴としては，上海証券取引所と比較して，メインボードに上場するような大企業より，中小企業やベンチャー企業などが多く上場する新興市場となっていることである。

本研究の実証分析に取り上げた分析対象の期間は2016年2月15日から2018年8月31日までの656営業日である。日本と中国の祝日が違うことにより一方の証券市場のデータがない場合は，前営業日のデータを補填することで欠損値を補正している。日経225と上海総合指数はYahoo Finance，TOPIXはThe Wall Street Journal，深圳総合指数と為替レートはinvesting. comのインターネットサイトから抽出したものである。日中証券市場代表的な株価指数の基本統計量は表4. 1にまとめた。

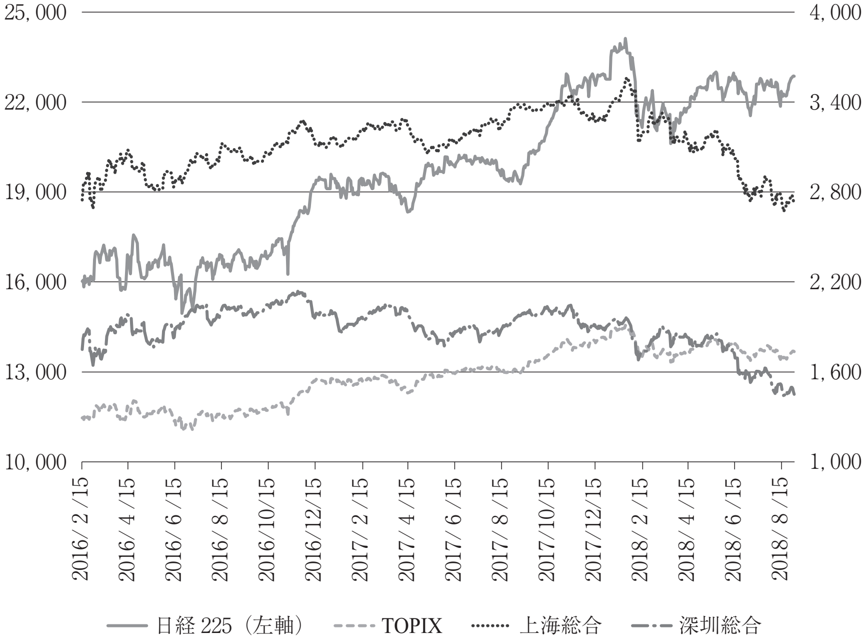
図4. 1では2016年2月15日から2018年8月31日までの日本と中国の4つの株価指数の推移状況を示しているものである。左軸は日経225，右軸はその他3つの指数をとっている。動きの特徴としては2018年2月頃，4指数とも急激な下落を経験したが，日経225の下落率は比較的に大きい。日経225は1月末の終値が2万3, 098. 29円であったのが2週間後の2月14日では2万1, 154. 17円，2月末で2万2, 068. 24円と約1か月で1, 000円以上の下落幅を

表4. 1　日中代表的な株価指数の基本統計量

	Max	Min	Ave	Median	Var
日経225	24, 078. 93	15, 094. 71	19, 621. 59	19, 554. 17	5, 748, 559. 07
TOPIX	1, 906. 39	1, 208. 57	1, 565. 04	1, 577. 20	33, 846. 15
上海総合	3, 563. 64	2, 673. 07	3, 122. 02	3, 133. 69	33, 949. 78
深圳総合	2, 140. 52	1, 441. 31	1, 887. 40	1, 904. 41	19, 448. 43

注：2016. 2. 15－2018. 8. 31の期間
出所：Yahoo Finance，the Wall Street Journal，investing. comより作成

図 4.1　日本と中国の代表的な株価指数の推移



出所：Yahoo Finance，The Wall Street Journal，investing. com より筆者作成

記録した。世界同時株安の原因となったのがアメリカ長期金利の上昇である。米連邦準備理事会（FRB）は 2 月 2 日の雇用統計で平均賃金が予想以上の上昇を記録したことを受け，インフレ率の上昇を懸念，利上げを行った。この動きに対して利上げペースの加速が予想され，市場のボラティリティが上昇し，世界の株式や証券市場に波及したのである。

5．日中株価指数動的変動因果関係の計量分析

本章では日経 225，TOPIX，上海総合指数，深圳総合指数及び為替レートから 2 変数モデルと 3 変数モデルを構築し，日中証券市場株価総合指数変動の因果関係について実証分析を行う。各モデルの一方向全測度やグラフをまとめた上で，日本と中国の証券市場の相互影響の特徴を読み取る。

5.1　一方向因果測度の統計計算

先述した株価指数を組み合わせた2変数モデルと3変数モデルを構築し分析を行う。例えば，日経225と上海総合指数の動きに連動性が認められるとき，日経225が上海総合指数に対して，または上海総合指数が日経225に対して与える影響の大きさや時間的な周期特徴が明らかになる。ここで，「連動性がある」ということは「一方向因果測度がゼロである」という帰無仮説が統計的に棄却されていることで定義し，一方向因果関係の有無，影響の方向と時間的な周期特徴などを明らかにするため分析を行った。

使用した株価総合指数のデータは自然対数をとり，以下のような自己回帰部分にラグ4のECMに基づいて一方向因果測度のWald検定を行う。モデル(4)に基づいたOMOが周波数領域の半整周期πに対して200均等分割で数値積分により算出された。

$$\Delta Z(t)=\alpha\beta^{*}Z(t-1)+\sum_{i=1}^{4}\Gamma(i)\Delta Z(t-i)+\mu+\varepsilon(t) \tag{8}$$

図5.1－5.8の横軸は周波数領域の半整周期πを示している。時間と周期の関係は$t=2\pi/\lambda$で表される。πに近いほど短期的な因果関係の大きさを表し，0πに近いほど長期的な因果関係を表す。一方向因果測度で観測できる最短の時間周期は2周期である。本研究では日次データを使用していることから，横軸が0.2πをとるとき$t=2\pi/0.2\pi$より，10日周期の因果影響の強さを読み取ることができる。縦軸はある特定の周波点におけるFMOの推定値で，グラフの上下の動きは一方向因果影響の強弱変動を表し，FMOの値が大きくなるほどグレンジャーの意味での一方向因果の影響が大きいと読み取る。推定したOMOが有意の場合，原則として95％有意水準の信頼区間を推定した。

5.2　2変数モデルの計量分析

本節では2変数ECMに基づき1対1の因果関係を検討していく。非定常経済時系列における一方向因果分析を行う際に識別したECMモデルの最適性を評価する必要がある。そのために，モデルの残差について非自己相関の検定が

小標本でも有効な Hg 統計量を適用した（式(2)を参照する）。ラグ階数パラメータ s＝15 を用いた。表 5.1 は取り上げた 2 変数モデルに対応している統計量と確率値である。表 5.1 の結果からすべての実証分析モデルには残差項に自己相関が存在しないことが分かる。Johansen の共和分統計検定により，すべての 2 変数モデルに関する分析は共和分関係の有意性が認められず，実質的に差分モデルを用いて一方向因果分析を行った。

図 5.1 は上海総合指数と日経 225 との一方向因果関係の実証分析結果をまとめたものである。実線は上海総合指数から日経 225 への周波数領域における一方向因果測度の分布状況を示し，一方向全測度 OMO＝0.014，Wald 統計量 W＝3.81 である。上海総合指数から日経 225 への一方向影響は有意水準 0.1 で統計的に有意であることが分かる。一方向全測度の 90％の信頼区間は（0.002, 0.03）になる。一方向因果測度は 0.7π（約 3 日周期）にゼロまで接近し，0.28π（7 日周期）周辺でピックを迎えた後，急減する。また，点線は日経 225 から上海総合指数への一方向因果影響が有意であることを示している（一方向全測度 OMO＝0.046，W＝3.94，p＝0.047，95％の信頼区間（0.001，0.092））。日経 225 の上海総合指数へ一方向因果測度は 2 日周期の約 0.09 から 8 日周期までに急減し，中短期的影響が示されている。上海総合指数と日経 225 とはお互いの影響を受けているが，日経 225 の上海総合指数への影響は上海総合指数の日経 225 への影響より 3 倍強くなっている。

表 5.1　2 変数モデルの Hg 統計量と p 値

Model	Hg 統計量	p 値
（SH，N225）	45.3639	0.1363
（SH，TP）	47.2070	0.1001
（SZ，N225）	43.2036	0.1906
（SZ，TP）	47.3360	0.0979

図 5.2 は上海総合指数と TOPIX との一方向因果関係を分析した結果である。この結果は上海総合指数と N225 の結果に似ている。実線は上海総合指数から TOPIX への一方向因果測度を示し，一方向全測度 OMO＝0.016，W＝3.47,

90％の信頼区間は（0.002，0.03）になっている。FMO は 0.3π（約 7 日周期）付近で 0.04 ほどのピークになることから，その影響は初期において多少見られるものの，中期的なものであることが分かる。点線は TOPIX から上海総合指数への一方向因果測度の分布状況を表す。TOPIX の対上海総合指数への統計量は OMO＝0.032，W＝3.72，p＝0.053，90％の信頼区間（0.001，0.09）である。一方向因果測度は周波数 π（2 日周期）に約 0.95 から 0.2π（10 日周期）までにゼロ近くまで急減し，中短期的影響しかないことが分かる。上海総合指数と TOPIX との影響は双方向であり，TOPIX の上海総合指数への影響はその逆の影響より倍強くなっている。

図 5.3 は深圳総合指数と日経 225 との一方向因果関係実証分析の計算結果である。実線は深圳総合指数から日経 225 への一方向因果影響を指す。一方向全測度は 0.044，Wald 統計量は 4.13，信頼区間は（0.002，0.09）である。一方向因果測度 FMO は 1.0π（2 日周期）で 0.07 の値を取り，0.7π（3 日周期）に急減した後急上昇，0.3π（6 日周期）近づくにピークを迎え，その後急速にゼロ近くまで小さくなっている。点線は日経 225 から深圳総合指数への一方向因果（OMO＝0.015，W＝4.155，95％の信頼区間（0.001，0.03））を示し，統計的に有意な一方向因果性が認められる。周波数領域における一方向因果測度は 1.0π のピーク値から 0 に近いほど小さくなっており，長期的な影響がないことを示している。

図 5.4 は深圳総合指数と TOPIX との一方向因果影響を対象とした実証分析の結果である。この実証分析の結果は深圳総合指数と N225 の結果に似ている。実線は深圳総合指数から TOPIX への一方向因果影響を示している。統計量 OMO＝0.051，W＝4.13，信頼区間は（0.002，0.10）である。FMO は周波数 1.0π（2 日周期）で最大値 0.96 を取り，その後急減して 0.68π（約 3 日周期）に谷底を立ち急上昇に転じて，0.3π（約 7 日周期）にピークを迎え，ついに急減で小さくなっていく。点線は TOPIX から深圳総合指数への一方向因果関係を示し（OMO＝0.011，W＝4.15，95％の信頼区間（0.001，0.02））になっていることを示しており，中短期的な一方向因果性が認められる。

図 5. 1　上海総合指数と N225 との一方向因果影響

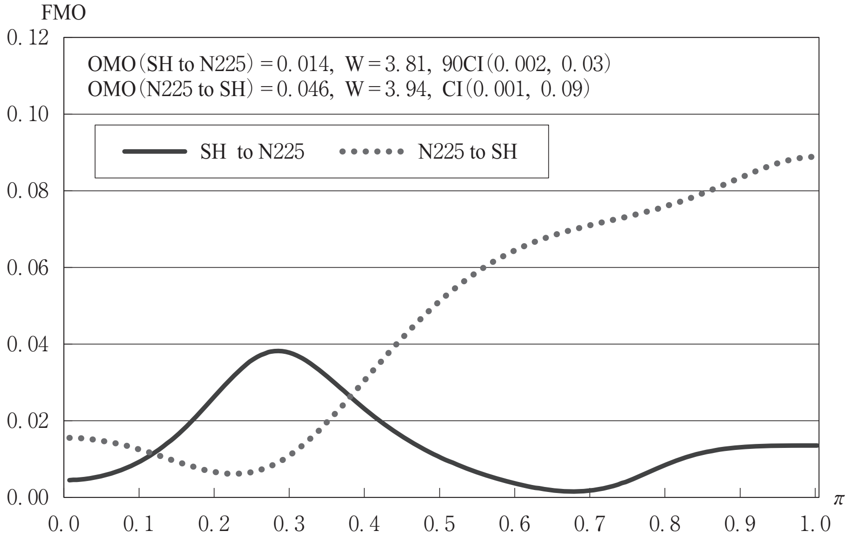


図 5. 2　上海総合指数と TOPIX との一方向因果影響

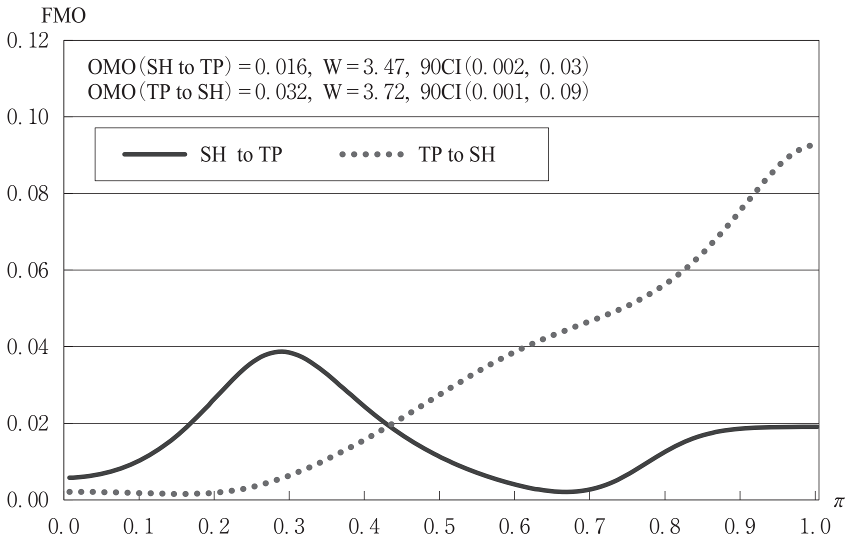


図 5. 3　深圳総合指数と日経 225 との一方向因果影響

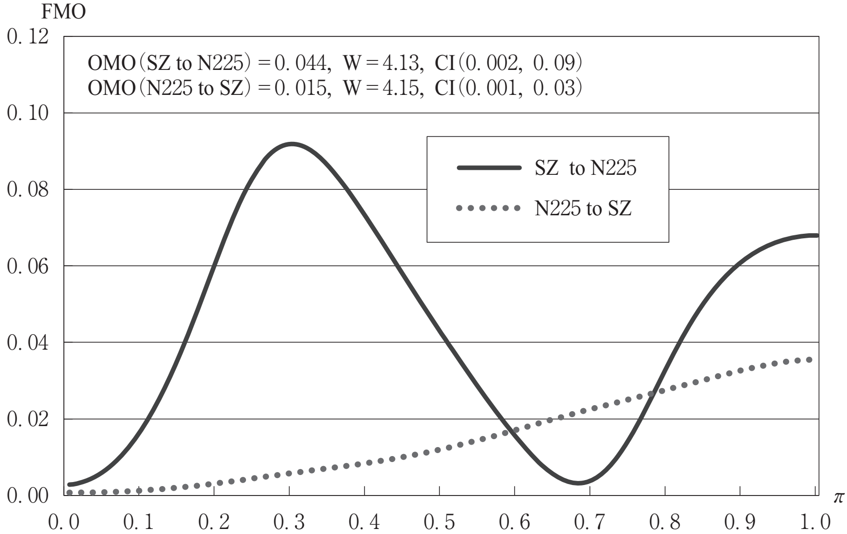
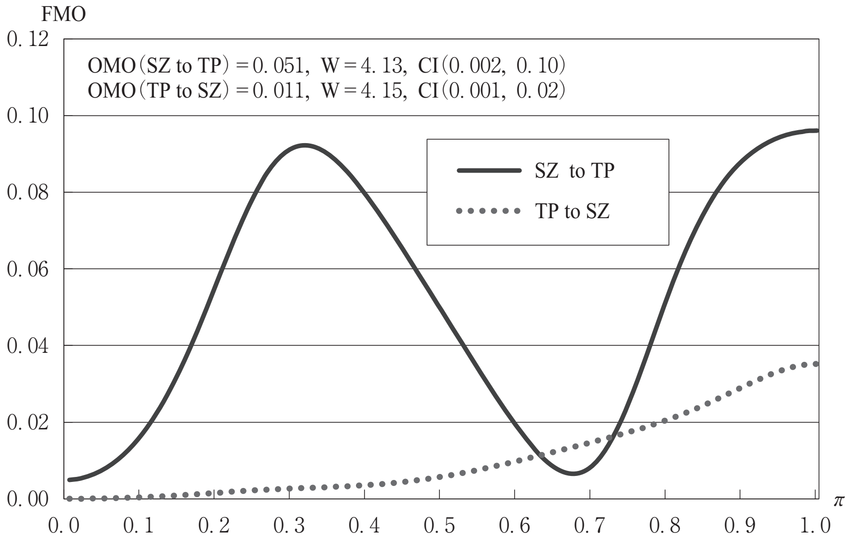


図 5. 4　深圳総合指数と TOPIX との一方向因果影響



5.3　3変数モデルの計量分析

3変数モデルによる計量経済分析は2変数モデルの分析と同様に，識別したECMの良さを確認するために，モデルの残差系列について非自己相関性の検定を行った。Hg統計量のラグ階数パラメータsは2変数モデルと同じ15を用いた。表5.2の結果から見ると各実証分析モデルがとくに問題はないことが分かる。本節の図表中では中国元／日本円の為替レートをCJeで表記する。すべての3変数モデルに関する分析は共和分ランク1のECMを用いて行った。

表5.2　三変数モデルのHg統計量と p 値

Model	Hg統計量	p 値
（SH，N225，CJe）	95.6094	0.1277
（SZ，N225，CJe）	98.4035	0.0914
（SH，TP，CJe）	95.3659	0.1313
（SZ，TP，CJe）	100.5947	0.0692

図5.5は上海総合指数と日経225に為替レートを足すことで二対一変数の相互影響を表す。実線は上海総合指数と為替レートから日経225への一方向因果影響，点線は日経225と為替レートから上海総合指数への一方向因果影響を示している。対日経225の統計量はOMO＝1.037，W＝83.28，95％の信頼区間（0.81，1.26），対上海総合指数の統計量はOMO＝3.178，W＝6.68，95％の信頼区間（0.77，5.59）であり，両方とも統計的に有意である。対日経225のグラフはFMOが約0.5から1.5の間にあり，安定した影響であるといえるが，0.6π－0.7π（2－4日周期）で若干大きくなっている。対上海総合指数のグラフの波は0.7π（3日周期近辺）でFMOが5弱の高さになり，0.2π（10日周期）でFMOが4ほどの穏やかな山になる。全体的に対上海総合指数のグラフの方がFMOが高い位置にあり，上海総合指数と日経225の相互影響の比較では，日経225と為替レートから上海総合指数への影響が大きいことが分かる。0.0πでは対日経225，対上海総合指数ともにFMOが0.6ほどになっており，長期的な影響はそれほど大きくはないと思われる。

図5.6は深圳総合指数と日経225に為替レートを足しての計算結果である。

実線は深圳総合指数と為替レートから日経225への影響を示し，点線は日経225と為替レートから深圳総合指数への影響を示す。対日経225へのOMO＝1.036，W＝82.22，信頼区間（0.81，1.26）で，対深圳総合指数へのOMO＝2.453，W＝12.07，信頼区間（1.08，3.85）であった。対日経225のFMOは1.0前後の穏やかな動きが見られている。対深圳総合指数のFMOは0.7−1.0π（2－3日周期）で約1.0の小さな山になり，大きなピークが0.2π（10日周期）で約6.3になる。FMOは1.0πでほとんど0であることから，対深圳総合指数初期の影響はほとんどなく，中長期的な一方向因果性が認められるといえる。

図5.7は上海総合指数とTOPIX及び為替レートの3変数の計算結果である。実線は上海総合指数と為替レートからTOPIXに，点線はTOPIXと為替レートから上海総合指数に対する一方向因果影響を表す。対TOPIXのOMO＝1.001，W＝152.62，信頼区間（0.84，1.16）で，対上海総合指数のOMO＝3.036，W＝4.66，信頼区間（0.28，5.79）である。対TOPIXのFMOが一貫して1.0付近にあり，非常に安定の影響があることが分かる。対上海総合指数のFMOは，初期に約2.0であったが0.68π（約3日周期）には4.0を超え，0.2−0.7π（2－10日周期）には3.0から4.0ほどを推移する。FMOは0.2πから0.0πに向かって急速に低下することから，長期的な影響がないことを示している。

図5.8は深圳総合指数とTOPIX及び為替レートの結果である。実線は深圳総合指数と為替レートからTOPIXへの一方向因果，点線はTOPIXと為替レートから深圳総合指数への一方向因果を表す。TOPIXに対する統計量はOMO＝1.000，W＝152.38，信頼区間（0.84，1.16）で，深圳総合指数に対する統計量はOMO＝2.577，W＝10.95，信頼区間（1.05，4.10）となり，両方とも統計的に有意である。対TOPIXのグラフはFMOが1前後の安定的な影響であることを示している。長期的には0.02πでFMOが約1.0であるのが，0.0πでは約1.5とやや大きくなっている。対深圳総合指数のFMOは1.0π（2日周期）に3.0の衝撃があり，0.7π（2，3日周期）ではほぼ0に近づくほど影響は小さくなっている。0.0−0.7πの波の動きは，10日周期でFMOが約

図 5. 5 上海総合指数と日経 225 及び為替レートの一方向因果影響

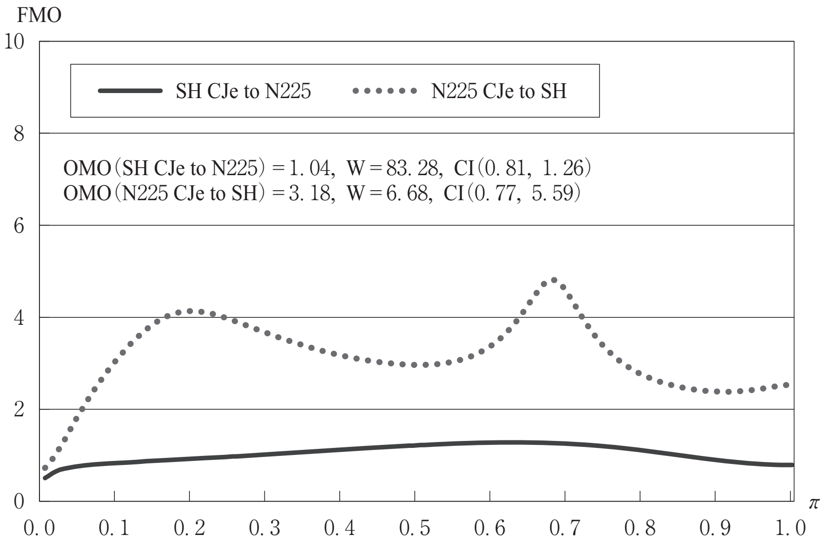


図 5. 6 深圳総合指数と日経 225 及び為替レートの一方向因果影響

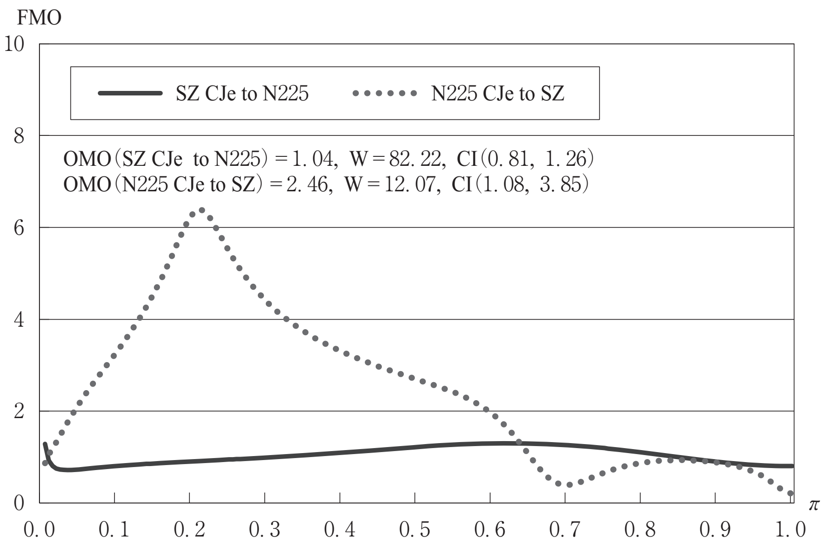


図 5.7　上海総合指数と TOPIX 及び為替レートの一方向因果影響

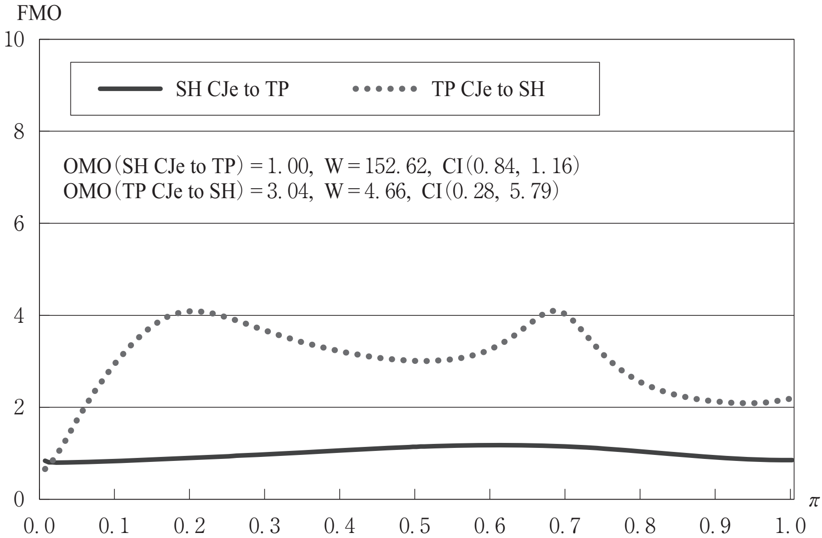
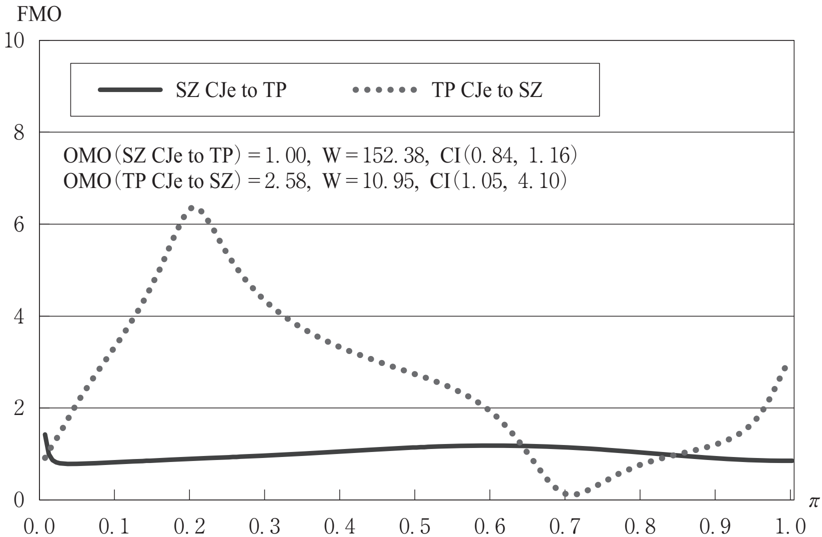


図 5.8　深圳総合指数と TOPIX 及び為替レートの一方向因果影響



6.5 のピークをつけることから，深圳総合指数に対して短期的な影響は急速に減少し，長期的な影響が読み取れないことを示している。

6．日中証券市場の連動性考察

6.1　日中証券市場の連動性

中国の証券市場の日本の証券市場への影響の強さと周期特徴などを説明するため，関連の結果を図 6.1 にまとめた。全体的に一方向影響の周期リズムが同調し，上海総合指数より深圳総合指数から日本の証券市場への影響は大きい。3 日周期と長期的な影響が見られず，2 日周期と 7 日周期あたりで深圳総合指数から日本の証券市場への一方向影響は上海総合指数からの影響より約 3 倍違うことが分かる。深圳総合指数の TOPIX への影響は 2 日周期に大きな衝撃を与えてから急減し，6 日周期あたりで再び大きくなる。7 日周期までに，深圳総合指数の TOPIX への一方向影響は N225 への影響より大きいことが分かる。上海総合指数の日経 225 への影響は初期よりも 6 日周期あたりで大きいことが分かる。上海総合指数の TOPIX への影響は 3 日周期までに N225 への影響よりやや大きいが，その後よく似た動きが観測された。一方向影響は初期において多少見られるものの，7 日周期あたりで最も強く（ピークが初期値の約 2 倍），長期的に有意でないことが分かる。上海総合指数の日経 225 への影響は 7 日周期周辺で最大である。

図 6.2 は日本の証券市場の中国の証券市場への一方向因果影響の大きさと周期的な特徴を示したものである。日本の証券市場の中国の証券市場への一方向影響については，深圳総合指数より上海総合指数への影響が大きいことが分かる。その一方向影響の強さは 2 日周期から 10 日周期までの期間中に平均的 2 ～ 3 倍の差で推移していることが示されている。日経 225 の上海総合指数への一方向影響がもっとも強く，2 日周期から逐次に 10 日周期まで逓減しているが，長期的な影響も有意であることが見られている。TOPIX の上海総合指数への一方向影響が 2 日周期に日経 225 の影響とは違わないが，その後 10 日周期までゼロに近く急減し，長期的な影響が有意でない。2 日周期から 10 日周

図 6. 1　中国証券市場から日本証券市場への一方向因果影響

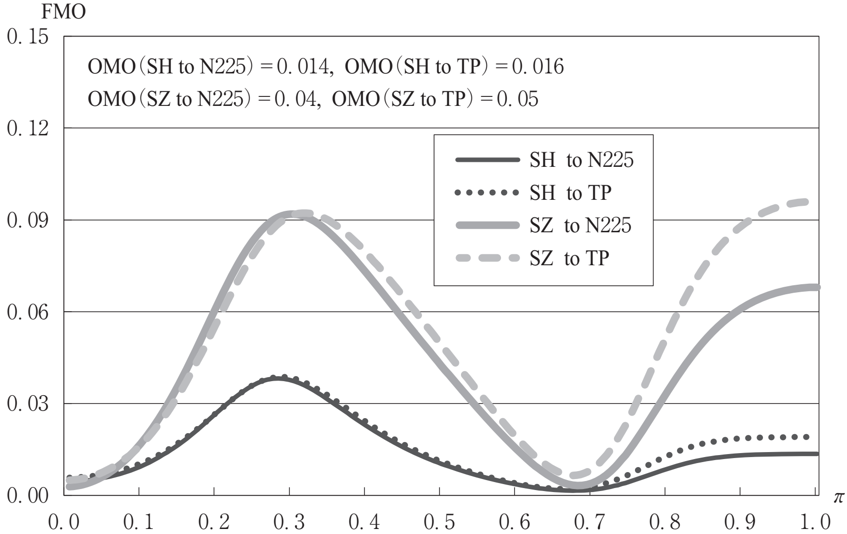
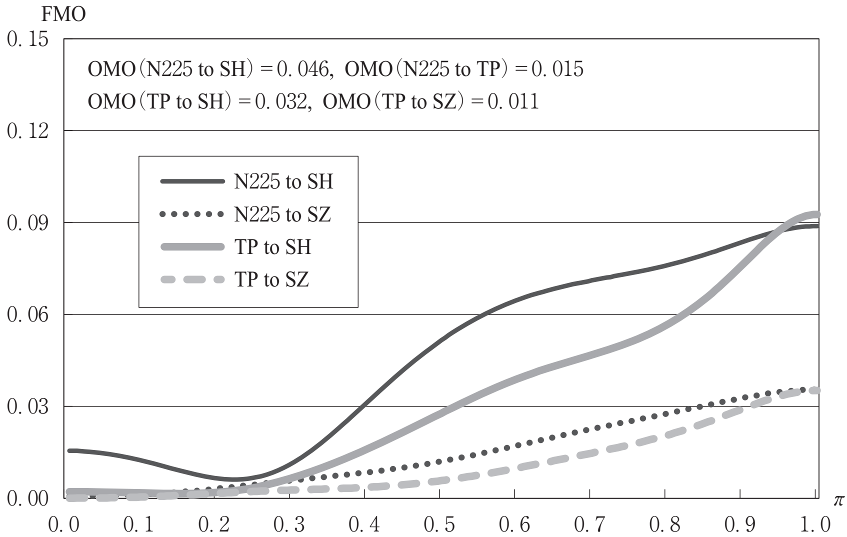


図 6. 2　日経 225 から中国証券市場への一方向因果影響



期までの期間中に，日本の証券市場の深圳総合指数への一方向影響は，レベル的に低いが上海総合指数への影響に似ていることが分かる。3日～5日周期には日経225の深圳総合指数への影響はやや大きい。

日本と中国の証券市場を代表する4つの株価指数と為替レートを利用して3変数の誤差修正モデルに基づいた一方向因果分析で得られた一方向全測度（OMO）を表6.1のようにまとめることができる。

表6.1の(1)－(4)と(5)－(8)を比較して，日本の株価指数と為替レートから中国の株価指数への影響の方が，中国の株価指数と為替レートから日本の株価指数への影響より大きいことが分かる。(1)－(4)について，日本の株価指数に対しては，すべての組み合わせでOMOが約1.0で，周波数領域における一方向因果測度の分布からも非常に安定した弱い影響が認められる。(5)(7)は日本の株価指数と為替レートの上海総合指数への影響を示している。日経225と為替レートからの影響はTOPIXと為替レートからの影響よりとくに3日周期あたりでやや強く，10日周期に次の極大値が見られ，長期的な影響が見られない。(6)(8)は日本の株価指数と為替レートから深圳総合指数への連動性を表し，10日周期での影響が最も大きい。また，日経225と為替レートからの初期影響はほぼ

表6.1　日中の株価指数及び為替レートの連動性

中国の株価指数と為替レート→日本の株価指数			
	Model	OMO	参照
(1)	（SH，CJe → N225）	1.037	図5.5
(2)	（SZ，CJe → N225）	1.036	図5.6
(3)	（SH，CJe → TP）	1.001	図5.7
(4)	（SZ，CJe → TP）	1.000	図5.8
日本の株価指数と為替レート→中国の株価指数			
	Model	OMO	参照
(5)	（N225，CJe → SH）	3.178	図5.5
(6)	（N225，CJe → SZ）	2.458	図5.6
(7)	（TP，CJe → SH）	3.036	図5.7
(8)	（TP，CJe → SZ）	2.577	図5.8

0であるのに対して，TOPIX と為替レートから約3.0の短期的な影響が見られる。

6.2　まとめと展望

本研究では日中株式市場の直近の代表的な株価総合指数変動に焦点を当て，非定常多変量誤差修正モデルに基づいた一方向因果測度の Wald 検定手法を用いて計量分析を行い，その相互影響の特徴を考察した。詳細な計量経済分析により日本市場と中国市場の証券市場の連動性の強さと周期特徴が分かった。中国市場から日本市場に対する一方向影響は，深圳総合指数から TOPIX への影響が最も大きく，次いで深圳総合指数から日経225という結果となっている。深圳証券取引所には中小企業や新興企業が多く上場していること，TOPIX は東証一部に上場する全銘柄が算出の対象であることから，中国の大部分を占める中小新興企業の業績動向などが日本の上場企業の株価に与える影響は比較的大きいといえる。上海総合指数から日本市場に対しても同様に，影響の大きさが対 TOPIX，対日経225の順となっており，中国市場との連動性は日本市場全体の方が，日本のいわゆる大企業に限定した場合よりも若干大きい。日本市場から中国市場への連動性の強さは，日経225と TOPIX それぞれの上海総合指数への順であった。上海証券取引所には中国を代表するメインボード企業が多く上場している特徴があることから，日本市場の動向が中国の大企業に及ぼす影響の方が，中国の中小新興企業に及ぼす影響よりも大きいと考えられる。さらに，周波数領域における一方向因果測度の分布から中国の株式市場から日本の株式市場への影響は6日周期前後の中期的なものであり，その逆は初短期的なものであることが検証された。

為替市場変動の要因を考慮する場合，日本の証券市場と中国の証券市場との相互影響は2変数モデルによる分析の結果より大きくなっていることが明らかである。特に日本の市場の上海市場への影響が大きいことから，日本の市場と為替レートが中国を代表する大型企業に与える影響が強いといいかえることができる。また，対上海市場と対深圳市場の時間的な周期特徴が異なるという結果

が得られた。対上海市場への影響は2 −10日周期では相対的に安定した強弱変動であり，長期的な影響がそれほど大きくないことが示されている。一方深圳市場に対しては，短期的な影響が非常に小さく，10日周期あたりに影響が最大になり，長期的な影響も見られている。対して中国の証券市場と為替レートから日本の証券市場への一方向因果影響は安定的で弱い特徴が見られている。

「日本市場から中国市場への影響」を議論する際に，「日経225から上海総合指数」と「TOPIXから深圳総合指数」との影響の大きさや時間的な周期特徴が異なるので，安易に「日本」「中国」という一言で市場間の関係をまとめることは適切でないことが示唆された。今後さらに，日本と中国の協力相手また競争相手としての関係が強まると考えられるなかで，2018年以降のデータの分析や，経済政策など何らかのイベントに注目した期間の分析を行うことで，日本と中国の金融証券市場の因果関係の変遷の考察や比較研究を行うことが可能である。加えて，アジア諸国やアメリカなど他国のデータを扱うことで，一体化が進む世界の経済活動において意義のある参考材料になると思われる。

本研究で取り上げた中国の株式市場の国際化については，2003年WTO加盟以降一層拡大のトレンドにある。2002年QFII制度によって一部の海外機関投資家に国内向け市場を開放し，2006年QDII制度による一部国内機関投資家への海外向け市場を開放した。2014年上海・香港ストックコネクト，2016年深圳・香港ストックコネクト導入による中国本土と香港市場との協力関係の強化がその一部であり，海外投資家の参入規制が緩和され，投資数や投資額も増加傾向にある。中国の国際競争力強化のための制度改革は，金融市場の整備に限らない。1990年代は海外企業誘致のために，外国企業に対して各種減税や免税の優遇措置を行うなど，「引進来（海外からの導入）」の姿勢をとっていたが，2000年代からは中国企業の競争力が強まったことなどを背景に，中国政府は「走出去（海外進出）」戦略を実施，成果の一部として中国の対外直接投資増加などが挙げられる。中国の対外開放拡大の動きから中国や中国企業の資金調達フローはさらに多様性を増すと考えられ，それに伴い株式市場の連動性も高まると予想される。1997年のアジア通貨危機や2008年世界金融危機の時期，中

国は比較的閉鎖的な市場であったためにショックによる影響はより小さかった。しかし，連動性が高まると世界証券市場の動きに大きく左右されるようになるため，金融や貿易など中国との取引において，従来とは異なったリスク管理が必要となるだろう。今後さらに多くのデータや期間に対しての研究を行うことで，市場リスク管理や経済政策の策定により有益な情報を提供できるであろう。

最後に本研究を行うにあたり，香川大学経済学部大野拓行教授と藤原敦志准教授にいろいろご助言をいただき，ここに感謝の意を表したい。

参 考 文 献

1. Granger C. W. J. (1969), Investigating causal relations by cross-spectrum methods, ***Econometrica***, vol. 39, pp. 424-438.
2. Hosoya Y. (1991), The decomposition and measurement of the inter-dependency between second-order stationary processes, ***Probability Theory and Related Fields***, vol. 88, pp. 429-444.
3. Hosoya Y. (1997), Causal analysis and statistical inference on possibly non-stationary time series, ***Advances in Economics and Econometrics : Theory and Application***, III, edited by D. M. Kreps and K. F. Wallis, Cambridge University Press, pp. 1-33.
4. Hosoya & Yao & Takimoto (2005), Testing the one-way effect in the presence of trend breaks, ***The Japanese Economic Review***, vol. 56, pp. 107-126.
5. Johansen, S. & Juselius, K. (1990), Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with application to the demand for money, ***Oxford Bulletin of Economics and Statistics***, vol. 52, pp. 169-210.
6. Johansen S. (1991), Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models, ***Econometrica***, vol. 59, pp. 1551-1580.
7. Sims, C. A. (1972), Money, income and causality, ***American Economic Review***, vol. 62, pp. 540-552.
8. Sims, C. A. (1980), Macroeconomics and reality, ***Econometrica***, vol. 48, pp. 1-48.
9. Yao F. & Hosoya Y. (2000), Inference on one-way effect and evidence in Japanese macroeconomic data, ***Journal of Econometrics***, vol. 98, pp. 225-255.
10. Yao F. (2007), The long-run and short-run causal relationships between Japanese money and income, ***Annual Report of the Economic Society***, Tohoku University, vol. 68, no. 3, pp. 1-14.

11. Yao F. & Ying Y. & Zhang L.(2010), Analysis of stock market information －A new financial engineering approach, ***The 2010 IEEE International Conference on Information and Automation***, pp. 430-435.
12. Yao F. & Dai S. G. & Ying Y. R.(2011), Stock Market Causal Relationships of China, the US and Japan, ***Advances in Artificial Intelligence***, Information Engineering Research Institute, pp. 479-484.
13. 今村有里子（2000)，「日米間の株価連動性」，『**経営論集**』，52，pp. 75-90。
14. 今村有里子・浅子和美（2000)，「アジア諸国間の株価連動性：週次データによる通貨危機以前と以後との比較検証」，『**生活経済学研究**』，15，pp. 41-56。
15. 今村有里子・浅子和美（2001)，「アメリカ，日本，アジア諸国間の株価連動性：週次データによる検証」，『**社会科学**』，66，pp. 19-37。
16. 高橋耕史（2010)，「金融市場の国際連動性について」，『**日銀レビュー**』（10-J-7)。
17. 張艶（2008)，「アジア諸国間の株価連動性」，『**文藝と思想**』，72，pp. 91-112。
18. 張艶（2010)，「アジアの株式市場における連関と構造変化」，『**經濟學研究**』，76(5)，pp. 143-170。
19. 陳子恒・植松康祐（2016)，「日経平均株価と海外株式市場との連動性分析」，『**国際研究論叢**』，30(1)，pp. 75-86。
20. 西村友作（2008)，「中国株式市場と主要株式市場間における株価連動性分析」，『**熊本学園大学経済論集**』，14，pp. 115-142。
21. 西村友作（2016)，「金融危機と米中株価連動」，『**熊本学園大学経済論集**』，22(3-4)，pp. 65-85。
22. 若園智明ほか（2014)，『**図説日本の証券市場 2014 年版**』，公益財団法人日本証券経済研究所。
23. 姜肖宇（2009)，「中国股票市場与世界主要股票市場联動性分析」，『**北方経貿**』，11，pp. 89-90。
24. 劉志超・任思量・李文婷(2010)，「中国股市与世界主要股市的联動性研究」，『**理論経済**』，9(4)，pp. 6-15。
25. 姚峰（2012)，「多変量時系列モデル」，『**経済時系列分析ハンドブック**』，刈屋武昭ら編，朝倉書店，pp. 65-85。
26. 姚峰・史寧中（2003)，「日本経済発展与日中貿易的計量分析」，『**管理科学学報**』，中国国家自然科学基金委員会管理科学部，6(4)，pp. 55-62。
27. 姚峰・李瑶(2018)，「中日経済発展与国際貿易的因果関係研究」，『**日本経済藍皮書 2018**』，社会科学文献出版社，pp. 101-113。