

GCOE Discussion Paper Series

Global COE Program

Human Behavior and Socioeconomic Dynamics

Discussion Paper No.168

金融危機と日中ボラティリティ：日米中株式市場の比較分析

西村 友作

筒井 義郎

平山 健二郎

December 2010; revised March 2011

GCOE Secretariat
Graduate School of Economics
OSAKA UNIVERSITY

1-7 Machikaneyama, Toyonaka, Osaka, 560-0043, Japan

金融危機と日中ボラティリティ： 日米中株式市場の比較分析*

西村友作（对外経済貿易大学）

筒井義郎（大阪大学）

平山健二郎（関西学院大学）

要旨

本稿は、リーマン破綻の前後各2カ月における、中国（中国本土・香港）、日本、米国株式市場の日中ボラティリティについて、各株式市場の時系列に沿った縦断的考察と、国際的株式市場との比較を通じた横断的考察の両面から分析を行ったものである。具体的には、2008年7月15日から11月28日のサンプル期間を、リーマン破綻前後で分割し、日中ボラティリティに何らかの変化が生じたか、その変化は各株式市場で異なるか否かを検証した。実証結果から、以下の点が明らかになった。リーマン破綻発生後、すべての市場において日中ボラティリティは急激に高まったものの、中国株式市場への影響は限定的で、市場リスクは、米国、日本といった先進市場を下回っていた。また、リーマン破綻以降、日中ボラティリティの長期記憶性が強まっており、株価下落ショックがボラティリティに与える影響が弱まっていることが示された。

JEL 分類番号: C22, G01, G14

キーワード: リーマン危機, 高頻度データ, FIAPARCH モデル, 日中周期性, FFF 回帰

* 本論文の作成にあたって、大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程の山根承子氏からご協力いただいた。ここに記して謝意を表す。当然、本稿に含まれる誤謬、主張の一切の責任は著者個人に帰属するものである。

1. はじめに

本稿は、日中 (intraday) 5 分間データを用い、リーマン危機が日中ボラティリティ (intraday volatility) に与えた影響について、近年目覚ましい発展を遂げ世界的なプレゼンスを着実に高めている中国¹株式市場を中心に、一国二制度の下で中国本土とは異なる特徴を有する香港株式市場、アジア最大規模の日本株式市場、そして世界最大の米国株式市場をベンチマークとして分析する²。とりわけ、日中ボラティリティがどのように変化したか、その変化が各国において異なっているかに注目し、さらに、日中ボラティリティの長期記憶性 (long memory)、上下ショックに関する非対称性、日中周期性 (intraday periodicity) の除去の問題などについても知見を得ることを目的とする。

近年、情報通信やコンピュータ技術、データ処理技術の飛躍的な発展に伴い、金融資産の日中の価格や取引量といった金融取引に関する高頻度データが入手可能となり、それを用いたボラティリティの研究が盛んにおこなわれるようになってきている。資産価格の変化率であるリターンの変動の大きさを表すボラティリティは、リスク管理 (例えば VaR による金融資産のリスク評価) やオプション価格の導出に必要な変数で、この高頻度データを用いて計算された日中リターン (intraday return) のボラティリティは、日中周期性とよばれる安定的な周期パターンや、長期記憶性といった特徴を有していることが近年の研究で明らかになっている。

株式指数を使った先行研究を見てみると、Andersen and Bollerslev (1997)は、S&P500 先物指数の 1986 年 1 月 2 日から 1989 年 12 月 21 日の 5 分間リターンを対象に実証研究を行っており、日中ボラティリティにU字型の日中周期性が存在することを指摘している³。日本の株式市場を研究対象としたAndersen, Bollerslev and Cai (2000)は、1994 年 1 月 2 日から 1997 年 12 月 31 日における日経平均株価指数の 5 分間リターンを用いて分析しており、米国株式市場と異なり昼休みがある日本株式市場の日中ボラティリティはW字型 (双U字型) の日中周期性を有しており、また顕著な長期記憶性も存在すると報告している⁴。

Andersen and Bollerslev (1997, 1998b)など多くの先行研究で指摘されているように、このような日中周期性を有する高頻度データを直接時系列分析モデルに用いると、その統計的推論にバイアスが生じる可能性がある。つまり、市場で観測される日中リターンに直接ボラティリティ変動モデルをあてはめたボラティリティの推定や長期記憶性、非対称性の分析

¹ 本稿における「中国」の定義は香港・台湾・マカオを除く中国本土とする。

² 国際取引所連合 (World Federation of Exchanges, WFE) に登録している全ての証券取引所の時価総額に占める上海証券取引所時価総額の割合は 2005 年の 0.66%から 2009 年の 5.50%にまで高まっている (深圳証券取引所を含めると 2002 年の 0.93%から 2009 年の 7.24%)。2009 年末現在で、東京証券取引所の時価総額は 3 兆 3061 億米ドルでアジア最大、ニューヨーク証券取引所の時価総額は 11 兆 8378 億ドルで世界最大となっている。データは WFE Annual Report より引用。

³ Wood, McInish and Ord (1985)では、1971 年 9 月から 1972 年 2 月と 1982 年一年間の 1 分間リターンを用いて同様の U 字型の日中周期性の存在を確認している。

⁴ 株式市場のほかにも、Andersen and Bollerslev (1998b)はドイツマルク/米ドル為替レートの、Bollerslev, Cai and Song (2000)は米国国債先物の高頻度データを用いて実証分析を行っており、他の金融市場の日中ボラティリティにも日中周期性、長期記憶性といった特徴があることが確認されている。

は誤った結論を導く恐れがある。これに対し、Andersen and Bollerslev (1997, 1998b)は、Gallant (1981)が提唱する Flexible Fourier Form (FFF) を用いて、データから日中周期性を取り除く方法を提唱している。

近年、中国国内においても、ようやく中国株式市場の高頻度データの使用が可能となり、それに伴い、日中リターンのボラティリティを対象とした研究がおこなわれるようになってきた。房・王(2004)は、上海総合指数の2000年1月4日から2001年12月31日の5分間リターンを対象に実証分析を行っている。その結果、中国株式市場の日中ボラティリティはU字型の日中周期性を有しており、またFFF回帰が中国株式市場でも有効であると報告している。馬(2005)は、2003年2月10日から2004年7月28日における上海総合指数の5分間リターンを用いて分析しており、同様に中国株式市場にはU字型の日中周期性と非常に顕著な長期記憶性が存在すること、FFF回帰が効果的であることを示している。この他にも、徐・張(2005)、劉(2007)、Tian and Guo (2007)らが中国株式市場の日中ボラティリティについて実証的に分析している。これらの先行研究の分析期間、手法は様々であるが、中国株式市場における日中リターンのボラティリティに関しても、日中周期性、長期記憶性といった特徴が存在する点で基本的なコンセンサスを得ている。

本稿の特徴は、リーマン危機が株式市場の日中ボラティリティに与えた影響について、各株式市場の時系列に沿った縦断的考察と、国際的株式市場との比較を通じた横断的考察の両面から、その実態を立体的に把握する点である。

縦断的考察としては、2008年7月15日から2008年11月28日のサンプル期間を、リーマン・ブラザーズ破綻日前後で分割し、前後各2カ月間における日中ボラティリティの大きさや長期記憶性、非対称性といった特徴に何らかの変化が生じたか否かを検証する。リーマン・ブラザーズ破綻日前後で分割した理由としては以下があげられる。米大手証券リーマン・ブラザーズが2008年9月15日に経営破綻、世界中の金融市場に大きなショックをもたらした。すでに、「サブプライムローン問題」による金融破綻は2008年春以来生じていたが、リーマン・ブラザーズの破綻はそれ以前と異なる深刻な金融危機をもたらしたと想像できるからである⁵。

米国市場では、ダウ平均株価の日次リターンが $\pm 4\%$ を超えた営業日は2003年以降一日もなかったが、2008年9月15日から11月28日までのわずか約2カ月で19営業日発生しており、日本の日経平均株価に至っては21営業日も発生している。また、その内 $\pm 10\%$ を超える変動を記録した営業日は、米国で2営業日、日本で4営業日となっている。このような危機がもたらされた重要な背景としては、投資家や消費者の心理（センチメント）が、リ

⁵ リーマン・ブラザーズ破たんの日には、米第三位の投資銀行メリルリンチをバンク・オブ・アメリカが総額500億ドルで買収すると発表した。その直後、米国政府は『2008年緊急経済安定化法』を打ち出し事態の收拾に乗り出すも、同月29日、アメリカ議会の下院では賛成205反対228の反対多数で予想外の否決、再び金融市場に大きなショックを与えダウ平均株価は終値で史上最大の下げ幅となる777.68ポイント安を記録した。修正を加えた同法案は、翌月3日に成立したが、この米国発の巨大な衝撃を回避することはできず、世界の金融市場に多大な影響を与えた。

リーマン・ブラザーズ破たんによって大きく落ち込んだことがあげられる⁶。

この動きは、2008年9月15日のリーマン・ブラザーズ破綻というイベントが引き金となり、アメリカ経済が生産、消費及び金融といった様々な分野において急激に冷え込み、それが世界経済に波及した可能性を示唆している⁷。これは、2007年に顕在化した米国サブプライムローン問題に端を発するいわゆる「サブプライム危機」が更に悪化したもので、本稿ではサブプライム危機と区別するためにも、2008年9月以降の金融危機を「リーマン危機」と呼ぶことにする。このリーマン危機が、各国株式市場の日中ボラティリティにいかなる影響を与えたのか、また与えたのであれば各国株式市場での反応が異なるか否かというのは興味深い問題である。

横断的考察としては、中国、香港、日本および米国株式市場に着目し、これら4市場の比較分析を通じて、それぞれの株式市場の日中ボラティリティに他市場とは異なる独自の特徴があるのか否か、そしてリーマン危機に対する反応の違いを考察する。

本稿における構成は以下の通りとなっている。まず第2節では、本稿の実証分析で使用するデータの詳細をまとめ、基礎的考察を行ったうえで、日中周期性、長期記憶性の分析をおこなう。第3節では、本稿で用いるボラティリティ変動モデルを簡単に説明し、その推定結果について分析をおこなう。また、モデルから得た日中ボラティリティに対して比較分析をおこなう。第4節を結語とする。

2. 基本分析と日中周期性

2.1 データ

本稿の分析期間は2008年7月15日から同年11月28日⁸で、中国株式市場は上海総合指数（以下SHCOMPと略称）を、香港株式市場はハンセン株価指数（以下HSIと略称）を、日本株式市場は日経平均株価指数（以下NKYと略称）を、米国株式市場はS&P500種指数（以下SP500と略称）をそれぞれの代表株価指数として分析をおこなう。分析対象となる日中リターンは、5分毎⁹の指数の対数階差を100倍することによって算出する。

⁶ イェール大学の Shiller 教授が発表している米国市場における3つの株式市場信頼感指数のうち暴落指数は、2008年9月から2009年2月にかけて急降下しており、株式投資家の恐怖心理が高まっていることが確認できる（Yale School of Management；<http://icf.som.yale.edu/stock-market-confidence-indices>）。また、ミシガン大学が発表している消費者心理指数を見ても、2008年に入り低下したのち、5月の56.4から一旦順調に回復していたが、9月の70.3を境に10月には57.6、11月には最低となる55.3を記録しており、この時期の消費マインドが急激に冷え込んだことが確認できる（Surveys of Consumers；<http://www.sca.isr.umich.edu/>）。さらに、全米供給管理協会が発表している米国の購買担当者指数でも、2008年8月では49.2（2007年1月から2008年8月までの平均値は50.4）であったが、9月を契機に年末にかけて急落しており（10月：38.4、11月：36.7、12月：32.5）、生産面でも急速に落ち込んでいるのがわかる。

⁷ Paul Krugman もこの時期の生産、金融および消費の世界的緊縮状態を指して「第二次世界恐慌（a second Great Depression）の始まりではないか」と指摘している。“Fighting Off Depression,” by Paul Krugman, *The New York Times*, January 4, 2009.

⁸ ニューヨーク証券取引所では、11月28日が半日取引（9:30～14:00）となっており、この日の日中観測数は43となる。本稿ではこの期間は削除して分析している。

⁹ これらのデータは全て1分間隔で記録されている中から5分毎の指数を抽出した。5分毎のデータを用いるのは市場のマイクロ構造に起因するマイクロストラクチャー・ノイズ（market microstructure noise）問題に

なお、中国株式市場の立会時間は前場 9:30~11:30、後場 13:00~15:00 の計 4 時間、香港株式市場は前場 10:00~12:30、後場 14:30~16:00 の計 4 時間、日本株式市場は前場 9:00~11:00、後場 12:30~15:00 の計 4 時間半、米国株式市場は 9:30~16:00 の 6 時間半である。したがって、これらの株式市場では夜間（第 $t-1$ 日の終値から第 t 日の始値）には取引が行われておらず、この間は 5 分間のリターンを計算できない。本稿では日中ボラティリティを主な分析対象とするので、夜間のリターンは分析から除いている。また、米国以外の株式市場では、昼休みが存在するが、本稿では第 t 日の前場の終値と後場の始値から昼休みのリターンを計算しデータセットに加えている。その結果、一日の観測データは SHCOMP, HSI で 49 個, NKY で 55 個, SP500 で 78 個であり、総サンプル数はそれぞれ 4508 個, 4606 個, 5115 個, 7488 個である。なお、SHCOMP, HSI, SP500 は Bloomberg から取得し、NKY は日経新聞社提供のデータを使用している。表 1 には各株式市場の立会時間、代表株価指数、略号、日中観測数及びサンプル総数を示す。

〔表 1〕

2.2 日中リターンの基本統計量

リーマン危機が日中リターンに与えた影響を明らかにするため、ここでは 2008 年 9 月 15 日を境に、第 1 期（2008 年 7 月 15 日~9 月 15 日）と第 2 期（2008 年 9 月 16 日~2008 年 11 月 28 日）の前後各 2 カ月にサンプル期間を分割して分析をおこなう。各市場の日中リターンの基本統計量は表 2 に示されている。

全ての期間における日中リターンの平均値はほとんどの市場でマイナスとなっており、この期間の株価は下落傾向にあったことを示しているが、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ない¹⁰。また、マーケットのリスクをあらわす標準偏差は、すべての市場で危機後に 1% 水準で有意に上昇しており、リターンの平均は不変でリスクが高まるという現象がリーマン危機以降発生していることがわかる。しかし、危機前後における標準偏差の変化を比較してみると、SP500, NKY, HSI では、それぞれ 3.25 倍, 3.12 倍, 2.71 倍に増加しているのに対し、中国市場では約 1.3 倍の上昇にとどまっており、リーマン危機が中国市場に与えた影響は限定的であったことを示唆している。したがって、標準偏差で評価すると、リーマン危機の影響を最も受けた株式市場は米国で、次いで日本、香港、最後に中国という順番になる。

日中リターンの分布を見ると、全てのマーケット、全ての期間において歪度、尖度共に正規分布の歪度=0、尖度=3 から大きく乖離している。SHCOMP の全期間を例にとると、歪度が 0.531、尖度が 6.016 と超過尖度（excess kurtosis）を持っており、正規分布よりも裾の厚い分布に従っている。また、JB は歪度、尖度を用いて正規性の検定を行なう Jarque and

対応するためである（注 24 を参照）。

¹⁰ 平均の標準誤差は $(\hat{\sigma}^2/T)^{1/2}$ で、例えば全期間における SHCOMP, HSI, NKY, SP500 のそれはそれぞれ 0.0048, 0.0052, 0.0043, 0.0038 となる。

Bera (1987)統計量であるが、全ての変数において正規分布にしたがうという帰無仮説は有意水準 1%で棄却されている。

LB(30)は、ラグ 1 次から 30 次までの自己相関が存在しないという帰無仮説を検定する Ljung and Box (1978)統計量である。なお、Andersen and Bollerslev (1997, 1998b), Andersen, Bollerslev and Cai (2000)といった多くの先行研究に従い、ここでは、リターンの絶対値をボラティリティの代理変数として分析している。全ての市場、全ての期間において、リターンの絶対値の Ljung-Box 統計量が高くなっている。表にはラグ 30 次の結果しか掲載していないが、ラグ 200 次までのすべてにおいて帰無仮説は有意水準 1%で棄却された。このことは株式市場の日中ボラティリティが長期記憶性を持っていることを示唆している。また、ボラティリティの自己相関は第 2 期に急激に高まっており、その傾向は米国、日本市場でとりわけ顕著である。

〔表 2〕

2.3 日中周期性の特徴

本項では、5分間隔の平均ボラティリティ（5分間のリターンの絶対値を、観察期間の日数について平均したもの）を用いて、各市場における日中周期性の特徴を調べる。図1の実線は原系列 $r_{(t)}$ の5分間隔の平均ボラティリティを示している。SP500の日中ボラティリティは、Andersen and Bollerslev (1997)など他の研究結果と同様、U字型を呈している。また、Andersen, Bollerslev and Cai (2000)などと同様、昼休みが存在するNKYとHSIではW字型を示している。これら3市場については、リーマン危機を含む2008年7月から11月の期間でも日中周期性の特徴に大きな変化は見られない。一方、SHCOMPでは全体的にはU字型を呈しているものの、前場と後場の引けにかけてボラティリティが低下していることが確認できる。この結果は前節でサーベイした他の先行研究では見られないものであり、本稿観察期間における中国本土株式市場独特の現象である。

〔図1〕

図2の実線は原系列 $r_{(t)}$ の10日ラグ（SHCOMPとHSIは490期、NKYは550期、SP500は780期のラグ）の自己相関関数である。この図からも、すべての株式市場において、1日を周期とする安定的な変動パターンを観測することができる。

〔図2〕

2.4 日中周期性の除去

前項で見たように、本稿が分析対象とする4市場すべてにおいて、明確な日中周期性が存在する。日中周期性をもつ系列を用いて時系列分析モデルを推計するとバイアスが生じることが指摘されているので、本項では、Andersen and Bollerslev (1997, 1998b)に従い、FFF回帰を用いて日中周期性を除去する（具体的な方法については補論を参照）。以下では日中リ

ターンの原系列を $r_{(i)}$ ，日中周期性を除去した日中リターンを $\tilde{r}_{(i)}$ と表記している。

上記の手続きによって日中周期性が完全に除去されたかどうかを確認するために，日中周期性を除去した日中リターン $\tilde{r}_{(i)}$ の絶対値が時間帯によって有意な差がないかどうかを検定する。具体的には，「時間帯 i と時間帯 j の平均に差がない」を帰無仮説に，Bonferroni 法の検出力を改善した Sidak 法を用いて多重比較を行った。時間帯ごとの組み合わせは，SHCOMP と HSI で 1176，NKY で 1485，SP500 で 3003 あるが，その内 5% 有意水準でみると，SHCOMP では 0 組，HSI では 53 組，NKY では 28 組，SP500 では 1 組の時間帯で帰無仮説が棄却された。詳しく見てみると，HSI では 12:30~14:30 で，NKY では 9:05~9:10 のリターンでのみが他のすべてのリターンと有意に差があるという結果である。

図 1 の点線は FFF 回帰によって得た周期ファクターの推定値 $\hat{\delta}_{(i)}$ である。これを見ると，FFF 回帰によって推定された周期ファクターがボラティリティの日中変化を比較的良くとらえていることがうかがえる。また，図 2 の点線は日中周期性除去後の系列 $\tilde{r}_{(i)}$ の 10 日ラグの自己相関関数であるが， $\tilde{r}_{(i)}$ 系列を示す図中の点線からはこのような日中周期性は観測されない。

以上の多重比較，自己相関関数の分析から，FFF 回帰を用いることによって，各株式市場に存在する日中ボラティリティの動きをとらえ，その日中周期性を除去できることが確認された。よって，以下のボラティリティ変動モデルを用いた実証分析においては日中周期性を除去した日中リターン $\tilde{r}_{(i)}$ を用いる。

注目すべき特徴は，日中周期性を除去した後の系列 $|\tilde{r}_{(i)}|$ の自己相関が非常に高いことであり（有意水準 5% の臨界値を大きく上回っている），図からもすべての市場の日中ボラティリティの自己相関が非常にゆっくりと減衰していることが確認できる。これは株式市場の日中ボラティリティが長期記憶過程に従っている可能性を示唆しており，基本統計量を用いた本稿の分析結果と整合的である。したがって，第 3 節のボラティリティ変動モデルを用いた分析では，長期記憶性を考慮したモデルを用いることとする。

以下の分析で実際に用いる日中周期性を除去した後の日中リターンの基本統計量を示しておこう（表 3）。表 2 と比較すると，数値で若干変化が見られるものの，リーマン危機以降全ての市場で標準偏差が有意に高まっている，分布の裾が正規分布よりも厚い，日中ボラティリティが強い長期記憶性を持っている，といった特徴は同様に認められる。

〔表 3〕

3. 日中ボラティリティの推定とその特徴分析

本節では，前節で日中周期性を除去したデータを用いて，FIAPARCH モデルを用いて，上海（中国本土），香港，日本，米国の 4 市場について，リーマン破綻前後の 2 期間について，日中ボラティリティを推定する。それらの結果を比較して，リーマン破綻が 4 市場に与えた影響を明らかにする。

3.1 ボラティリティ変動モデル

ボラティリティ変動モデルは、大きく2つに分割することができる。一つは、Engle (1982) によって提案された自己回帰条件付き分散不均一 (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ARCH) モデルおよびその拡張モデルであり、もう一つは、確率的ボラティリティ変動 (stochastic volatility, SV) モデルである¹¹。Engle (1982)を先駆けとするARCHモデルは、その推定の簡便性から、現在でもさまざまな拡張モデルが提唱されている。本稿ではそのARCHモデルの拡張モデルの中でも、ボラティリティ変動の非対称性を捉えるのに優れ、長期記憶性を考慮してDing, Granger and Engle (1993)のAPARCH (Asymmetric Power ARCH) モデルを拡張した、Chung (1999)タイプのFIAPARCH (Fractionally Integrated APARCH) モデルを採用する¹²。

本稿で用いる ARMA($k,1$)-FIAPARCH ($1,d,1$)モデルは以下のように定式化される。

$$\tilde{r}_{t(i)} = c + \sum_{h=1}^k \phi_h \tilde{r}_{t(i-h)} + \varepsilon_{t(i)} + \theta \varepsilon_{t(i-1)}, \quad \varepsilon_{t(i)} = \sigma_{t(i)} z_{t(i)}, \quad z_{t(i)} \sim N(0,1) \quad (1)$$

$$\sigma_{t(i)}^\delta = \sigma^2(1-\beta) + (1-\beta L - (1-\alpha L)(1-L)^d)(|\varepsilon_{t(i)}| - \gamma \varepsilon_{t(i)})^\delta - \sigma^2 + \beta \sigma_{t(i-1)}^\delta \quad (2)$$

(1) 式は平均方程式で、本稿では自己回帰移動平均 (autoregressive moving average, ARMA) モデルを採用する¹³。 ϕ , θ はパラメータで $\varepsilon_{t(i)}$ は誤差項, $z_{t(i)}$ は期待値 0, 分散 1 の独立同一分布に従う確率変数である。(2) 式は分散方程式で、Chung (1999)タイプのFIAPARCHモデルである。ただし、 σ^2 は $\varepsilon_{t(i)}$ の無条件分散, L はラグオペレーターを表し、 $L^k y_t = y_{t-k}$ ($k=0,1,\dots$) である。このモデルの特徴はパラメータ d で、これによりボラティリティの長期記憶性をとらえることが可能となる。 $d=0$ であれば、ボラティリティは短期記憶過程に従い、 $0 < d < 1$ であれば長期記憶過程に従う。なお、 $d=0.5$ が定常過程と非定常過程の境界となり、 $d < 0.5$ であれば定常、 $d \geq 0.5$ であれば非定常の長期記憶過程となる。

前日に株価が上がった日と下がった日を較べると、これらのショックがボラティリティに異なる影響を与える可能性がある。このようなボラティリティ変動の非対称性を、FIAPARCHモデルでは γ の推定値で判断することができる。 $\gamma=0$ であれば、ボラティリティ変動の非対称性は存在しないということになり、 $\gamma > 0$ であれば、予期せず株高に振れた後よりも、予期せず株安に振れた後のほうが、ボラティリティがより上昇することになる。

また、このモデルでは $\sigma_{t(i)}^\delta$ の変動を定式化しており、パラメータ δ も未知パラメータとして推定する¹⁴。

¹¹ ボラティリティ変動モデルについては渡部(2000)がわかりやすく解説している。

¹² Chung (1999)は、Baillie, Bollerslev and Mikkelsen (1996)が提唱する FIGARCH モデルや Tse (1998)が提案している FIAPARCH モデルに存在する構造問題を指摘し改良を加えている。詳細は Laurent and Perets (2002), Xekalaki and Degiannakis (2010)などを参照。なお、Xekalaki and Degiannakis (2010)では Tse (1998)タイプと区別するために、Chung (1999)タイプを FIAPARCHC モデルと表記している。

¹³ ARMA モデルについては山本 (1988)が詳しい。

¹⁴ ここで δ を推定するのは、どのボラティリティ変動モデルを採用するかという問題に対応するため、このモデルは多くの ARCH 型モデルを特殊ケースとして含んでいる。詳細は Ding, Granger and Engle (1993)

3.2 FIAPARCH モデルの推定結果

リーマン危機前後で分割したデータを使った各市場のARMA-FIAPARCHモデルの推定結果は表 4 にまとめられている¹⁵。推定方法であるが、基準化残差 z_t の分布が正規分布でない可能性を考慮して、本稿では擬似最尤法 (Quasi-Maximum Likelihood, QML) を用いている。なお、本稿では漸近正規性を仮定してパラメータの検定を行っている。

パラメータ d の推定値は全てのモデルにおいて有意水準 1% で 0 より大きい。このことは各株式市場の日中ボラティリティが長期記憶過程に従っている可能性を表している。注目すべきは、第 2 期の d の推定値が第 1 期と比べて有意に高まっていることである。これはリーマン危機以降、各市場の日中ボラティリティの長期記憶性がさらに強まっていることを示唆しており、第 2.2 節で確認したボラティリティの自己相関が危機後に急激に高まっていることと整合的である。なお、第 2 期ではすべてのモデルの d の推定値は 0.5 を有意に下回っておらず、ボラティリティが非定常となっている可能性を否定できない。

株式市場では、株価が上がった後と下がった後を比較すると、後者の方のボラティリティがより上昇する傾向があることが経験的に知られている (渡部(2000)など)。このようなボラティリティの非対称性をとらえるパラメータ γ の推定値は、第 1 期の SP500 では有意水準 5% の下で正の値、SHCOMP と NKY においても有意水準 10% ではあるが正の値をとっており、株価下落後の方が、ボラティリティが高まる傾向にあることがわかる。それに対し、第 2 期では、SP500 のみが 5% 水準で有意に正の値となっている。

注目すべきは、多くの市場のパラメータ γ が第 2 期において有意に低下している点である。具体的に、SHCOMP では 0.136 から 0.095 へ、NKY では 0.289 から 0.061 へ、SP500 では 0.217 から 0.140 へと低下しており、SHCOMP と NKY は第 1 期では 10% で有意であったが、第 2 期では有意ではなくなっている。このような現象が起こった原因としては、リーマン危機により株価が急激に下落する中、たとえ予期せず価格が下がったとしても、株価下落が慢性化した市場の投資家の反応は限定的となり、ひいてはマイナス (株安) ショックがボラティリティに与える影響も弱まったのではないかと推測される。

なおパラメータ δ であるが、全ての市場で $\delta=2$ の仮説を棄却できず、 δ は有意に 2 から乖離しないことが示された。

最後に、モデルの定式化が正しいかどうかを見るために、残差の自己相関を調べておこう。表中の $LB(30)$ は Ljung-Box 統計量で、ボラティリティの推定値で基準化した残差 ($\hat{z}_{t(i)} = \hat{\varepsilon}_{t(i)} / \hat{\sigma}_{t(i)}$) とその 2 乗が、ラグ 1 次から 30 次において自己相関がすべて 0 であるという帰無仮説の検定をする。この統計量によると、HSI の第 2 期の z^2 以外は全て有意水準

Appendix A, 渡部(2000)を参照。

¹⁵ ARMA モデルのラグ次数は、次数 k を 0 から 20 まで変えてモデルを推定し、AIC を最小とする次数を選択した。その結果、第 1 期の SH と SP500 では $k=7$ が、第 2 期の SH では $k=5$ が、また NKY では第 1 期・第 2 期共に $k=2$ が選択され、それ以外は全てのモデルで $k=1$ が選ばれた。なお、ここでは本稿の分析と直接関係が無い平均方程式の推定結果は省略している。

10%でも帰無仮説は棄却できない。このことから、これらのモデルでは基準化残差から自己相関がおおむね取り除かれており、モデルの定式化が支持されることがわかる。

〔表 4〕

3.3 リーマン危機と日中ボラティリティの変化

各株式市場の株価指数（点線）とFIAPARCHモデルによって推定された日中ボラティリティ（実線）をプロットしたものが図 3 に示されている。株価指数については、リーマン・ブラザーズ破綻前後の期間における株価動向の差異を明確にするために、破綻日の 1 営業日前にあたる 9 月 12 日¹⁶の終値を 100 として指数化している。上海総合指数は明らかに他の市場と異なる動きを見せている。リーマン危機以前の過去 2 ヶ月の下げ幅はすでに約 40%に及んでおり、危機前の時点で大きく下落しているのがわかる¹⁷。また、リーマンショック後一度は大きく上げるも、11 月 4 日には底となる 1706.7 ポイント（下落率 17.93%）を記録している。その後、徐々に回復基調を強め、11 月末にはほぼリーマン危機以前の水準まで戻しているのが確認できる。香港ハンセン指数の下げは大幅で、9 月 12 日につけた 19352.9 ポイントから急落、10 月 27 日には 11015.8 ポイントまで下落、わずか約一ヶ月半で下げ幅は 43.08%となっている。日経平均株価も 10 月 27 日の終値で 1982 年 10 月以来の安値となる 7162.9 円をつけ、リーマン危機直前からの下落率は 41.36%にまで達している。なお、今回のショックの震源地である米国への影響も大きく、11 月 20 日には 752.4 ポイントまで急落し、約 2 ヶ月間での下げ幅は 39.89%を記録している。

次に本稿が目指す株価ボラティリティの動向であるが、前述の FIAPARCH モデルの推定結果でパラメータ δ の推定値は有意に $\delta=2$ から乖離しないことが示されたため、ここでもモデルから得た条件付き分散 $\hat{\sigma}_{it}^2$ を分析対象とする。図 3 から、リーマン危機以降すべての市場において日中ボラティリティが急激に高まっているのが観測できる。さらに、リーマン危機発生以前の NKY, SP500, HSI の日中ボラティリティは比較的低い状態で推移しているのに対し、SHCOMP のボラティリティは比較的高い状態を維持している。また、この図からもすべての市場において顕著なボラティリティ・クラスタリングが観測できる。

〔図 3〕

リーマン破綻前後における日中 5 分間ボラティリティの平均と標準偏差は表 5 に示されている。これからもすべての株価の日中ボラティリティの平均と標準偏差が、リーマン破綻以降で急激に高まっているのを確認できる。中でもショックの震源地となった米国の変動が顕著で、第 2 期における SP500 のボラティリティの平均は第 1 期の 10.48 倍まで高まって

¹⁶ 時差の関係により日本・中国・香港株式市場におけるリーマン・ブラザーズ破綻日の 1 営業日前は、カレンダー上では同日の 2008 年 9 月 15 日となるが、その日はちょうど中国・香港株式市場は「中秋節」で、日本株式市場は「敬老の日」で休日であった。

¹⁷ 上海市場は、2006 年末に始まる（バブルと思われる）急上昇が 2007 年 10 月以降、急落に転じている。この観察期間の下落もその一部であり、上海株価のバブルの崩壊過程である可能性が強い。

おり、SHCOMPの1.88倍、HSIの7.89倍、NKYの9.45倍を上回っている。つまり、ボラティリティに与えた影響の大きさを評価すると、リーマン危機の影響が大きかった順番はSP500>NKY>HSI>SHCOMPとなる¹⁸。注目すべきは、東京、香港の変化がニューヨークの変化とさほど変わらないのと比べ、中国株式市場のボラティリティの変化が、格段に小さいことである。これは上海株価が今回の金融危機で受けた影響が最も小さかったことを示唆している¹⁹。

第1期におけるSHCOMPの日中5分間ボラティリティの平均値は0.0760と、HSIの0.0264、NKYの0.0161、SP500の0.0163より大きくなっており、*t*検定によると1%水準で有意となっている。これは、Nishimura and Men (2010)といった多くの先行研究で指摘されている、成熟した株式市場と比較すると、発展途上にある新興市場は高ボラティリティ特徴を有しているという分析結果と一致している。これに対し、第2期におけるSHCOMPの平均値は0.1431となり、HSIの0.2084、NKYの0.1521、SP500の0.1698よりも1%水準で有意に小さくなっている。つまり、リーマン危機によって各国の株式市場の不確実性が高まる中、中国株式市場のリスクは米国市場を下回るようになったのである。

[表5]

4. まとめと今後の展望

本研究では、2008年7月15日から2009年11月28日における中国、香港、日本、米国の株式市場の日中5分間データを用い、リーマン危機がこれらの日中ボラティリティに与えた影響について、各株式市場の時系列に沿った縦断的考察と国際的株式市場との比較を通じた横断的考察の両面から実証的に分析した。実証結果から、以下のような点が明らかになった。

- (1) リーマン危機発生後、各株式市場の不確実性が高まり、すべての市場において日中ボラティリティは急激に高まったものの、中国株式市場への影響は限定的で、少なくとも危機発生後2カ月間におけるリスクは、米国、日本といった先進市場を下回っていた。また、リーマン危機の影響を最も受けた株式市場は米国で、次いで日本、香港、最も小さかったのが中国であった。
- (2) 全ての市場の日中ボラティリティは長期記憶過程に従っているが、リーマン危機以降その長期記憶性がさらに強まっていることが確認された。また、ボラティリティの非対称性では、株価下落ショックがボラティリティに与える影響がリーマン危機以降弱まっている可能性が示された。
- (3) 今回のリーマン危機を含む2008年7月から11月の期間においても、米国株式市場

¹⁸ すなわち、FIAPARCHモデルから得た条件付き分散を用いた分析でも、第2.2節の標準偏差を用いて得た分析結果と一致している。

¹⁹ 上海株価は第1期においてすでに大幅な下げを見せていた点で他市場と異なった状況にあったが、ここでの分析では、第1期と第2期のボラティリティの比率をみており、上海市場(及び各国市場)の固有の事情が大きく変化していないとの想定のもとでは、リーマン危機の影響を抽出していると考えられるべきであろう。

の日中ボラティリティは U 字型の、日本と香港では W 字型の日中周期性を有している。それに対し、中国株式市場では全体的には U 字型を呈しているものの、前場と後場の引けにかけてボラティリティが低下しているという今次の金融危機時における独特の現象が確認された。

本稿の実証結果では、他の株式市場と比較して、リーマン危機が中国株式市場に与えた影響は比較的小さかったことが示された。こうした結果が得られた要因として主に以下の 2 点が考えられる。

第一に、リーマン危機の中国の実体経済に与える影響度合いである。投資家が、中国経済の世界経済への依存度は他国と比較すると相対的に低く、たとえ世界経済が不況に見舞われても中国国内への影響は限定的である、と考えていたことを示唆している。

第二の要因としては、中国人個人投資家が、十分な国際分散投資を行っていない可能性が考えられる。つまり、中国人投資家にとって、海外株式市場の動向はその投資行動にとって重要な要因ではない。それゆえ、海外市場の暴落が中国市場に与えた影響が限定的であったのではないかと想像される。

もっとも、中国市場においても、外国人投資家が存在し、彼らは、国際分散投資を行っているはずである。しかし、外国人投資家は基本的には B 株しか購入できない。B 株市場は中国株式市場全体の 1.76% に過ぎず、したがって、その影響は限定的である²⁰。それゆえ、外国短期資本の急激な逆流に起因する株価の急落、ボラティリティの急騰は中国株式市場では比較的発生しにくいと思われる。

しかし、第 3.3 節の分析結果からもわかるように、中国市場の日中ボラティリティは危機後に約 1.9 倍高まっている。つまり、中国株式市場の閉鎖的特徴から影響は限定的であったアジア通貨危機時とは異なり、リーマン・ブラザーズの破綻に起因する今回の巨大な外的ショックは完全には回避することができなかった。これは、近年、中国株式市場が徐々に世界的な金融システムの中に融合している表れであり、今後は「走出去（中国企業の海外進出促進）」・「引進來（外資企業の中国投資促進）」戦略の更なる推進に伴う中国金融市場の積極的対外開放により、外的ショックの影響を受けやすくなってくると考えられる。

本稿では、中国、香港、日本、米国の株式市場における、日中ボラティリティの動向に着目して分析をすすめてきた。リーマン危機以降、各株式市場の日中ボラティリティが急激に高まったことを指摘したが、その原因の一つとして、ある市場でのボラティリティの変動が他市場のボラティリティに影響を与えるボラティリティ・スピルオーバーの高まりが考えられる。そこで今後の課題としては、日本と中国といった証券取引所が同時刻に取

²⁰ より正確には、外国人投資家も、適格国外機関投資家（Qualified Foreign Institutional Investors, 以下 QFII と略称）資格の認可を受ければ、A 株で取引をすることが可能である。しかし、現実には、QFII は 2008 年末現在で 76 社の機関投資家に対し 134.05 億米ドルしか認可されておらず、その QFII が保有する株式総額も 1.79% に過ぎない。したがって、やはり、外国人投資家の国際分散投資の影響は無視できる程度と考えられる。

引をおこなっている株式市場の高頻度データを用いて、国内や域内市場間における日中ボラティリティの波及効果について考察を行う必要がある²¹。

また、2.2節の日中周期性の分析において、前場と後場の引けにかけてボラティリティが低下しているといった、金融危機時における中国株式市場独特の現象が確認されたが、なぜこのような現象が起こったのかといった要因や特性、内在するメカニズムに関する分析は行っていない。この点に関しても今後の重要な課題である。

補論 Flexible Fourier Form (FFF) 回帰

この補論では、本稿で日中周期性を除くために用いたFFF回帰について説明する。

第 t 日の時間 i に観測された日中リターン $r_{t(i)}$ ($t=1,2,\dots,T$; $i=1,2,\dots,n$)を

$$r_{t(i)} = E[r_{t(i)}] + \sigma_{t(i)} s_{t(i)} z_{t(i)} \quad (\text{A1})$$

とあらわす。ここで、 $E[r_{t(i)}]$ は期待リターン、 $\sigma_{t(i)}$ は日中ボラティリティ・ファクター、 $s_{t(i)}$ は周期ファクター、 $z_{t(i)}$ は平均0、分散1のホワイトノイズである。なお、これらは互いに独立で、 $\sigma_{t(i)}, s_{t(i)} > 0$ を仮定する。

(A1) 式を二乗して対数をとる

$$x_{t(i)} \equiv 2\ln(|r_{t(i)} - E[r_{t(i)}]|) - \ln(\sigma_{t(i)}^2) = c + 2\ln(s_{t(i)}) + u_{t(i)} \quad (\text{A2})$$

と変形する。ただし、 $c = E[\ln(z_{t(i)}^2)]$ 、 $u_{t(i)} = \ln(z_{t(i)}^2) - E[\ln(z_{t(i)}^2)]$ である。

この周期ファクター $s_{t(i)}$ については、Andersen and Bollerslev (1997, 1998b)は、Gallant (1981)が提唱する以下のFFF (Flexible Fourier Form) $f(\theta; t(i))$ を採用し、(A2) 式を推定する。

$$2\ln(s_{t(i)}) = f(\theta; t(i)) = \sum_{j=0}^J \sigma_t^j \left[\mu_{0,j} + \mu_{1,j} \frac{i}{N_1} + \mu_{2,j} \frac{i^2}{N_2} + \sum_{l=1}^P \left(\gamma_{l,j} \cos \frac{2l\pi i}{n} + \delta_{l,j} \sin \frac{2l\pi i}{n} \right) + \sum_{k=1}^D \lambda_k I_k(t(i)) \right] \quad (\text{A3})$$

ここで、 t は観測日、 i は観測時刻、 n は日中の観測数観測数、 $N_1 = (n+1)/2$ 、 $N_2 = (n+1)(n+2)/6$ で、 $\mu_{0,j}, \mu_{1,j}, \mu_{2,j}, \gamma_{l,j}, \delta_{l,j}, \lambda_k$ は推定されるパラメータである。第2、第3項は、日中のタイムトレンドを、第4項は、日中周期性を表す。最後の項の $I_k(t(i))$ は、あるイベントによるボラティリティの急激な変動をとらえるためのイベントダミーで、第 t 日の時間 i にイベントが発生したら1、それ以外であれば0となる。本稿では、曜日をイベントとして、曜日効果(day-of-the week effect)を考慮している²²。

実際のデータを用いて推定を実行する場合、以下のような二段階の手順を踏む。

第一段階として、(A3) 式の被説明変数 $x_{t(i)}$ は $E[n(i)]$ と $\sigma_{t(i)}^2$ から構成されているため、ま

²¹ Susmel and Engle (1994), Jeong (1999)は日中高頻度データを用いて米国と英国株式市場のボラティリティ波及効果を、Hirayama and Tsutsui (2009)は、日本と中国株式市場間のリターンのスピルオーバーを分析している。

²² なお、 $J=0$ 、 $P=0$ とするとGallant (1981)の標準的FFFとなるが、Andersen and Bollerslev (1997)は、 $J \geq 1$ とし σ_t^j と周期パターンとの相互効果を考慮することが重要であるとしており、本稿も後者に従っている。

ずこれらを確定する必要がある。Andersen and Bollerslev (1997, 1998b)では、 $E[r_{t(i)}]$ は $n(i)$ のサンプル平均 $\bar{r}_{t(i)}$ で、 $\sigma_{t(i)}^2$ はGARCHモデルで推定した $\hat{\sigma}_t^2$ を用いて計算した $\hat{\sigma}_{t(i)}^2 = \sigma_t^2 / n$ を使う方法を提案している。本稿では、Andersen and Bollerslev (1998a)によって提唱されたより精度の高いボラティリティの推定量であるRealized Volatility (RV)を用い、 $\sigma_{t(i)}^2$ を $\hat{\sigma}_{t(i)}^2 = RV_t / n$ に置き換えて (A2) 式の推定をおこなう²³。なお、第 t 日のRVは、日中リターンの二乗値を1日にわたって足し合わせた

$$RV_t = \sum_{i=1}^n r_{t(i)}^2 \quad (\text{A4})$$

と定義され、日中リターンの観測数 n が十分に大きければ、 RV_t は一定の条件の下で真のボラティリティの精度の高い一致推定量となることが証明されている (Andersen *et al* (2001), Barndorff-Nielsen and Shephard (2002), Andersen *et al.* (2003)等)²⁴。

第2段階では、この $\bar{r}_{t(i)}$ と $\hat{\sigma}_{t(i)}^2$ を用いて、OLSで (A3) 式を推定する。

なお、日中周期性を除去した日中リターンは、このように推定された周期ファクター $\hat{s}_{t(i)}$ を用いて、 $\tilde{r}_{t(i)} = r_{t(i)} / \hat{s}_{t(i)}$ として算出される。

²³ 外国市場を対象としたボラティリティ予測やモデリングの実証研究では Andersen *et al.* (2003), Koopman, Jungbacker and Hol (2005)などが、日本国内の株式市場を対象とした実証研究では渡部(2007), 柴田(2008)などがあり、いずれも ARCH 型モデルを用いるよりも RV を用いた方が、パフォーマンスが高まると結論している。

²⁴ 実際の高頻度データを使用し RV を計算する場合には、一日における観測頻度が高いほど、マイクロストラクチャー・ノイズが RV に占めるウェイトが高まり、真のボラティリティとの乖離が生じてしまうことが、Ait-Sahalia, Mykland and Zhang (2005)といった論文で報告されている。この問題に対し、Andersen *et al.* (2001), Koopman, Jungbacker and Hol (2005), 渡部(2007)をはじめとする多くの先行研究では、マイクロストラクチャー・ノイズの影響を最小限にし、サンプルを最大限に活かす事が可能な5分間のリターンを用いて対応しており、本稿でもこれを踏襲する。

参考文献

- 柴田舞 (2008) 「高頻度データによるボラティリティの推定 : Realized Volatility のサーベイと日本の株価指数および株価指数先物の実証分析」『金融研究』第 27 巻第 1 号, pp.1-54.
- 山本拓 (1988) 『経済の時系列分析』創文社.
- 渡部敏明 (2000) 『ボラティリティ変動モデル』朝倉書店.
- 渡部敏明 (2007) 「Realized Volatility-サーベイと日本の株式市場への応用-」『経済研究』第 58 巻第 4 号, pp.352-373.
- Aït-Sahalia, Y., P. A. Mykland, and L. Zhang (2005), “How Often to Sample a Continuous-Time Process in the Presence of Market Microstructure Noise,” *Review of Financial Studies*, 18(2), pp.351-416.
- Andersen, T. G. and T. Bollerslev (1997), “Intraday Periodicity and Volatility Persistence in Financial Markets,” *Journal of Empirical Finance*, 4(2-3), pp. 115-158.
- Andersen, T. G. and T. Bollerslev (1998a), “Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts,” *International Economic Review*, 39(4), pp.885-905.
- Andersen, T. G. and T. Bollerslev (1998b), “Deutsche Mark-Dollar Volatility: Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Longer Run Dependencies,” *The Journal of Finance*, 23(1), pp.219-265.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev and J. Cai (2000), “Intraday and Interday Volatility in the Japanese Stock Market,” *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 10(2), pp.107-130.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold, and P. Labys. (2001), “The Distribution of Exchange Rate Volatility.” *Journal of the American Statistical Association*, 96, pp.42-55.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold and P. Labys (2003), “Modeling and Forecasting Realized Volatility,” *Econometrica*, 71(2), pp.579-625.
- Baillie, R. T., T. Bollerslev and H. O. Mikkelsen (1996), “Fractionally Integrated Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity,” *Journal of Econometrics*, 74(1), pp.3-30.
- Barndorff-Nielsen, O. E. and N. Shephard (2002), “Estimating Quadratic Variation Using Realized Variance,” *Journal of Applied Econometrics*, 17(5), pp.457-477.
- Bollerslev, T., J. Cai and F. M. Song (2000), “Intraday Periodicity, Long Memory Volatility, and Macroeconomic Announcement Effects in the US Treasury Bond Market,” *Journal of Empirical Finance*, 7(1), pp.37-55.
- Chung, C-F (1999), “Estimating the Fractionally Integrated GARCH Model,” Working Paper, Institute of Economics, Academia Sinica, 1999.
- Ding, Z., C. W. J. Granger and R. F. Engle (1993), “A Long Memory Property of Stock Market Returns and a New Model,” *Journal of Empirical Finance*, 1(1), pp.83-106.
- Engle, R. F. (1982), “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance

- of United Kingdom Inflation,” *Econometrica*, 50(4), pp.987-1007.
- Gallant, A. R. (1981), “On the Bias in Flexible Functional Forms and an Essentially Unbiased Form: The Fourier Flexible Form,” *Journal of Econometrics*, 15(2), pp.211-245.
- Hirayama, K. and Y. Tsutsui (2009), “Are Chinese Stock Investors Watching Tokyo? An Analysis of Intraday High-Frequency Data from Two Chinese Stock Markets and the Tokyo Stock Market,” *Discussion Papers In Economics and Business*, 09-35.
- Jarque, C. M. and A. K. Bera (1987), “A Test for Normality of Observations and Regression Residuals,” *International Statistical Review*, 55(2), pp.163-172.
- Jeong, J.-G. (1999), “Cross-border Transmission of Stock Price Volatility: Evidence from the Overlapping Trading Hours,” *Global Finance Journal*, 10(1), pp.53-70.
- Koopman, S. J., B. Jungbacker, and E. Hol. (2005), “Forecasting Daily Variability of the S&P 100 Stock Index Using Historical, Realised and Implied Volatility Measurements.” *Journal of Empirical Finance*, 12(3), pp.445-475.
- Laurent, S. and Perets J. P. (2002) “G@RCH 2.2: An Ox Package for Estimating and Forecasting Various ARCH Models,” in M. McAleer and L. Oxley (eds.), *Contributions to Financial Econometrics: Theoretical and Practical issues*, pp.211-250, Oxford: Blackwell Publishing Ltd.
- Ljung, G. M. and G. E. P. Box (1978), “On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models,” *Biometrika*, 65(2), pp.297-303.
- Nishimura, Y. and M. Men (2010), “The Paradox of China’s International Stock Market Co-movement: Evidence from Volatility Spillover Effects between China and G5 Stock Markets,” *Journal of Chinese Economic and Foreign Trade Studies*, 3(3), pp.235-253.
- Susmel, R. and R. F. Engle (1994), “Hourly Volatility Spillovers between International Equity Markets,” *Journal of International Money and Finance*, 13(1), pp.3-25.
- Tse, Y. K. (1998), “The Conditional Heteroscedasticity of the Yen-Dollar Exchange Rate,” *Journal of Applied Econometrics*, 13(1), pp.49-55.
- Tian, G. and M. Guo (2007), “Interday and Intraday Volatility: Additional Evidence from the Shanghai Stock Exchange,” *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 28(3), pp.287-306.
- Wood, R. A., T. H. McInish and J. K. Ord (1985), “An Investigation of Transactions Data for NYSE Stocks,” *Journal of Finance*, 40(3), pp.723-739.
- Xekalaki, E. and S. Degiannakis (2010), *ARCH Models for Financial Applications*, New York: John Wiley & Sons.
- 徐正国、張世英《上海股市“日歷效應”的高頻估計与檢驗》，《天津大學學報（社會科學版）》，2005年第7卷第2期，第86-89頁。
- 房振明、王春峰《上海股票市場收益日內效應的研究》，《北京理工大學學報（社會科學版）》，

2004 年第 6 卷第 3 期，第 38-41 頁。

劉建華《基于高頻数据的中國股市量價日內特征分析》，《經濟師》，2007 年第 10 期，第 106-107 頁。

馬丹：《中國證券市場高頻数据的動態特征》，《統計與決策》，2005 年第 8 期，第 70-73 頁。

表 1 各証券取引所の詳細

	立会時間	株価指数	略号	日中観測数	サンプル数
上海証券交易 所	9:30～11:30 13:00～15:00	上海総合指数	SHCOMP	49	4508
香港証券交易 所	10:00～12:30 14:30～16:00	香港ハンセン 指数	HSI	49	4606
東京証券取引 所	9:00～11:00 12:30～15:00	日経平均株価 指数	NKY	55	5115
ニューヨーク 証券取引所	9:30～16:00 (昼休みなし)	S&P500 種指数	SP500	78	7488

注：立会時間は現地時間。ニューヨーク証券取引所の立会時間は東部時間で、夏時間期間中は一時間早まる。

表 2 日中リターンの基本統計量

サンプル期間：2008年7月15日～2008年11月28日

		平均	標準 偏差	歪度	尖度	<i>JB</i>	<i>LB</i> (30)		観測数
							<i>r</i>	<i> r </i>	
SHCOMP	全期間	0.0000	0.3246	0.5310	6.0159	1920.2	190.88	1509.5	4508
	第1期	-0.0086	0.2786	0.6024	5.3087	609.2	135.98	366.56	2156
	第2期	0.0079	0.3615	0.4574	5.7598	828.4	93.568	682.92	2352
HSI	全期間	-0.0028	0.3524	0.3506	15.0651	28030.9	56.187	7773.3	4606
	第1期	-0.0059	0.1658	-0.3060	7.1592	1515.5	43.643	166.81	2058
	第2期	-0.0004	0.4498	0.3031	10.1494	5465.5	39.379	1278.8	2548
NKY	全期間	-0.0052	0.3056	-0.3218	9.3002	8547.7	245.15	12507	5115
	第1期	-0.0016	0.1282	0.0488	6.9618	1547.6	32.987	138.51	2365
	第2期	-0.0083	0.3995	-0.2487	5.8554	962.5	152.44	2548.0	2750
SP500	全期間	-0.0037	0.3252	-0.4624	17.7790	68413.8	76.048	19919	7488
	第1期	0.0002	0.1307	-0.4646	15.0919	21032.1	52.491	1390.5	3432
	第2期	-0.0070	0.4252	-0.3493	11.1107	11199.9	44.418	3336.2	4056

(注) *JB* は正規性の検定を行なう Jarque-Bera 統計量。*LB*(30)は1次から30次までの自己相関が存在しないという帰無仮説を検定するための Ljung-Box 統計量。第1期は2008年7月15日から9月15日まで、第2期は2008年9月16日から11月28日までのサンプル期間を指す。

表 3 FFF 回帰後の日中リターン $\tilde{r}_{(i)}$ の基本統計量

サンプル期間：2008 年 7 月 15 日～2008 年 11 月 28 日

		平均	標準 偏差	歪度	尖度	JB	LB(30)		観測数
							r	r	
SHCOMP	全期間	0.0001	0.3407	0.9373	11.1497	13135	218.70	2558.1	4508
	第 1 期	-0.0095	0.2829	0.7350	7.0139	1641	151.27	552.82	2156
	第 2 期	0.0088	0.3860	0.9388	11.0536	6701	109.58	1207.7	2352
HSI	全期間	-0.0020	0.3458	0.3322	10.6268	11248	61.893	9497.5	4606
	第 1 期	-0.0043	0.1621	-0.1461	6.3304	958	39.539	174.76	2058
	第 2 期	-0.0002	0.4416	0.2836	7.1315	1846	42.547	1499.9	2548
NKY	全期間	-0.0011	0.3011	0.0688	13.4439	23250	90.959	15252	5115
	第 1 期	-0.0014	0.1273	0.0096	5.2145	483	35.318	180.35	2365
	第 2 期	-0.0010	0.3933	0.0559	8.5401	3518	58.276	3401.7	2750
SP500	全期間	-0.0036	0.3147	-0.0741	11.1531	20746	75.239	24425	7488
	第 1 期	0.0003	0.1287	-0.0201	7.3853	2750	43.637	1734.8	3432
	第 2 期	-0.0069	0.4109	-0.0392	7.0265	2741	43.634	3916.3	4056

(注) JB は正規性の検定を行なう Jarque-Bera 統計量。LB(30)は 1 次から 30 次までの自己相関が存在しないという帰無仮説を検定するための Ljung-Box 統計量。第 1 期は 2008 年 7 月 15 日から 9 月 15 日まで、第 2 期は 2008 年 9 月 16 日から 11 月 28 日までのサンプル期間を指す。

表 4 FIAPARCH モデルの推定結果

サンプル期間：2008 年 7 月 15 日～2008 年 11 月 28 日

	SHCOMP		HSI		NKY		SP500	
	第 1 期	第 2 期	第 1 期	第 2 期	第 1 期	第 2 期	第 1 期	第 2 期
d	0.384 ^{***} (0.078)	0.445 ^{***} (0.093)	0.221 ^{***} (0.056)	0.547 ^{***} (0.152)	0.289 ^{***} (0.059)	0.419 ^{***} (0.063)	0.482 ^{***} (0.091)	0.556 ^{***} (0.078)
α	-0.012 (0.074)	0.091 (0.073)	0.192 [*] (0.099)	0.182 ^{***} (0.062)	0.375 ^{***} (0.069)	0.202 ^{***} (0.062)	0.425 ^{***} (0.070)	0.186 ^{***} (0.063)
β	0.369 ^{***} (0.122)	0.530 ^{***} (0.153)	0.420 ^{***} (0.120)	0.698 ^{***} (0.111)	0.638 ^{***} (0.071)	0.574 ^{***} (0.084)	0.812 ^{***} (0.046)	0.667 ^{***} (0.083)
γ	0.136 [*] (0.072)	0.095 (0.095)	-0.020 (0.106)	0.107 [*] (0.064)	0.289 [*] (0.167)	0.061 (0.065)	0.217 ^{**} (0.105)	0.140 ^{**} (0.059)
δ	2.136 ^{***} (0.152)	2.090 ^{***} (0.153)	2.216 ^{***} (0.227)	2.224 ^{***} (0.144)	1.841 ^{***} (0.253)	2.062 ^{***} (0.095)	1.781 ^{***} (0.153)	1.939 ^{***} (0.099)
$L.L.$	-96.2	-846.4	871.9	-1282.3	1579.8	-854.3	2463.6	-1626.5
$LB(30)$ z	20.66	20.93	38.04	31.06	28.88	24.21	24.61	21.88
z^2	39.98	9.01	9.75	71.08 ^{***}	36.48	26.22	24.66	27.95
Obs	2156	2352	2058	2548	2365	2750	3432	4056

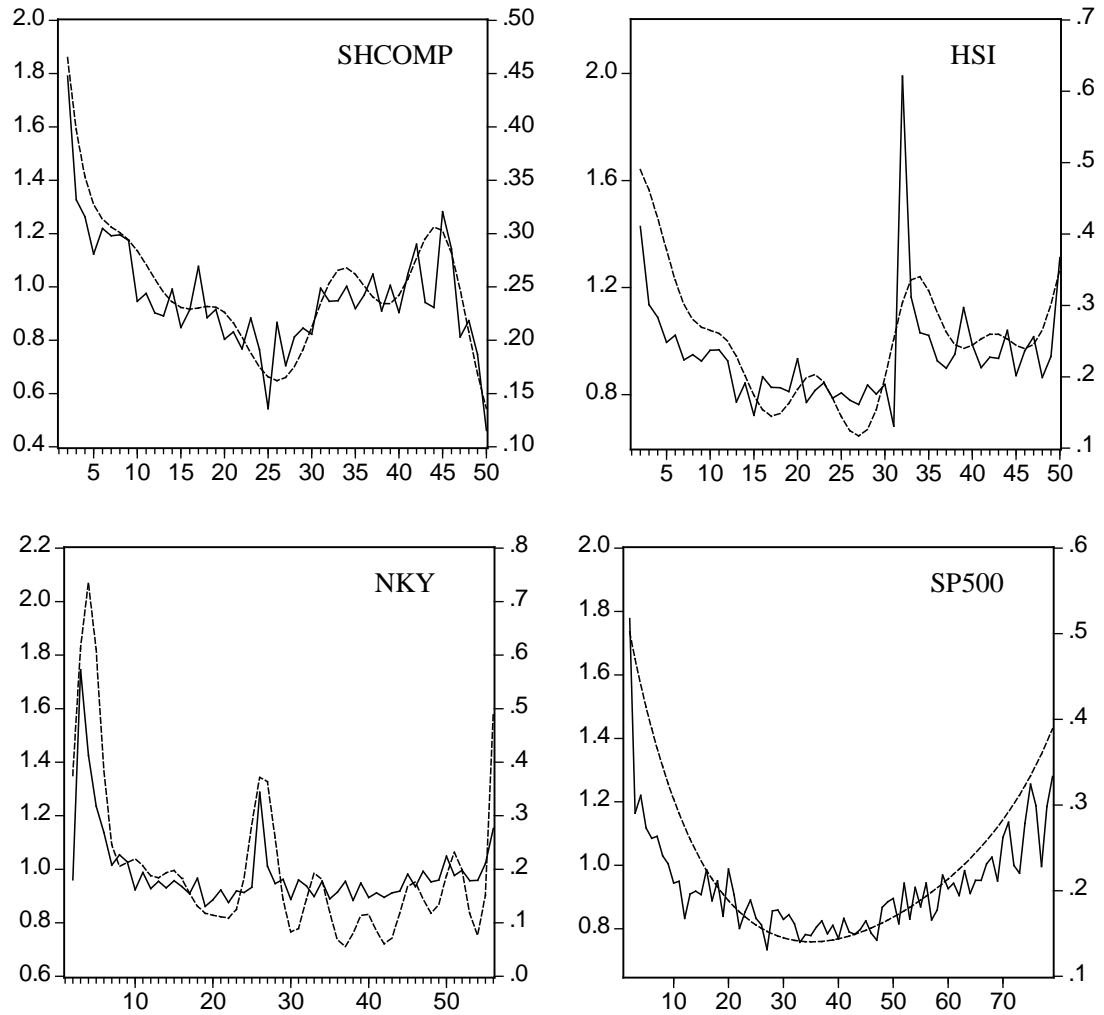
(注) ^{***}, ^{**}, ^{*}はそれぞれ 1%, 5%, 10%水準で有意であることを意味する。括弧内の数値は標準誤差を表す。 $L.L.$ は対数尤度。 $LB(30)$ は 1 次から 30 次までの自己相関が存在しないという帰無仮説を検定するための Ljung-Box 統計量で、 z と z^2 はそれぞれ基準化残差とその 2 乗を表す。第 1 期は 2008 年 7 月 15 日から 9 月 15 日まで、第 2 期は 2008 年 9 月 16 日から 11 月 28 日までのサンプル期間を指す。

表5 リーマン危機前後の日中ボラティリティの平均と標準偏差

	<u>SHCOMP</u>		<u>HSI</u>		<u>NKY</u>		<u>SP500</u>	
	第1期	第2期	第1期	第2期	第1期	第2期	第1期	第2期
平均	0.0760 (0.0012)	0.1431 (0.0026)	0.0264 (0.0002)	0.2084 (0.0035)	0.0161 (0.0001)	0.1521 (0.0032)	0.0163 (0.0002)	0.1698 (0.0025)
標準偏差	0.0546	0.1250	0.0103	0.1759	0.0059	0.1663	0.0115	0.1586

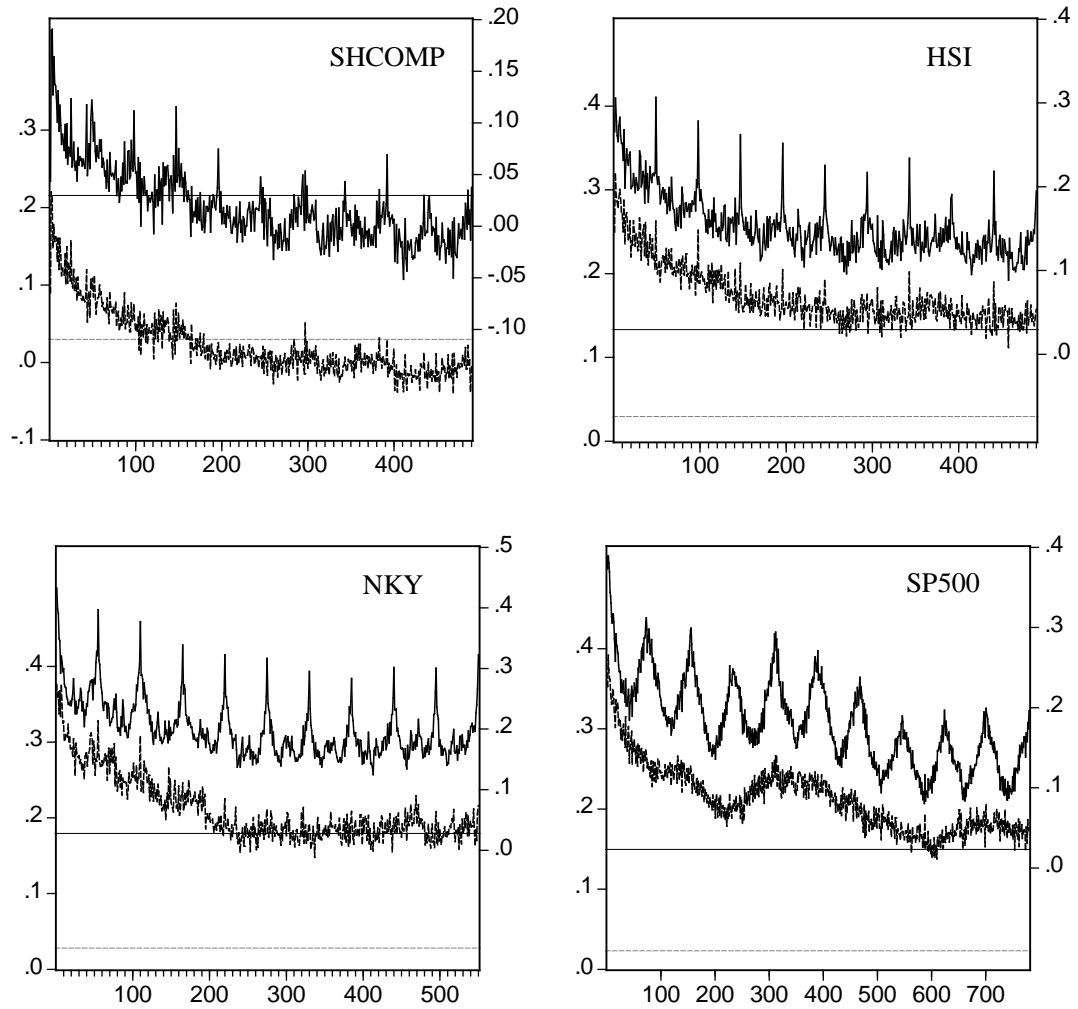
(注) 括弧内の数値は標準誤差を表す。第1期は2008年7月15日から9月15日まで、第2期は2008年9月16日から11月28日までのサンプル期間を指す。

図1 5分間隔の平均ボラティリティと周期ファクター推定値



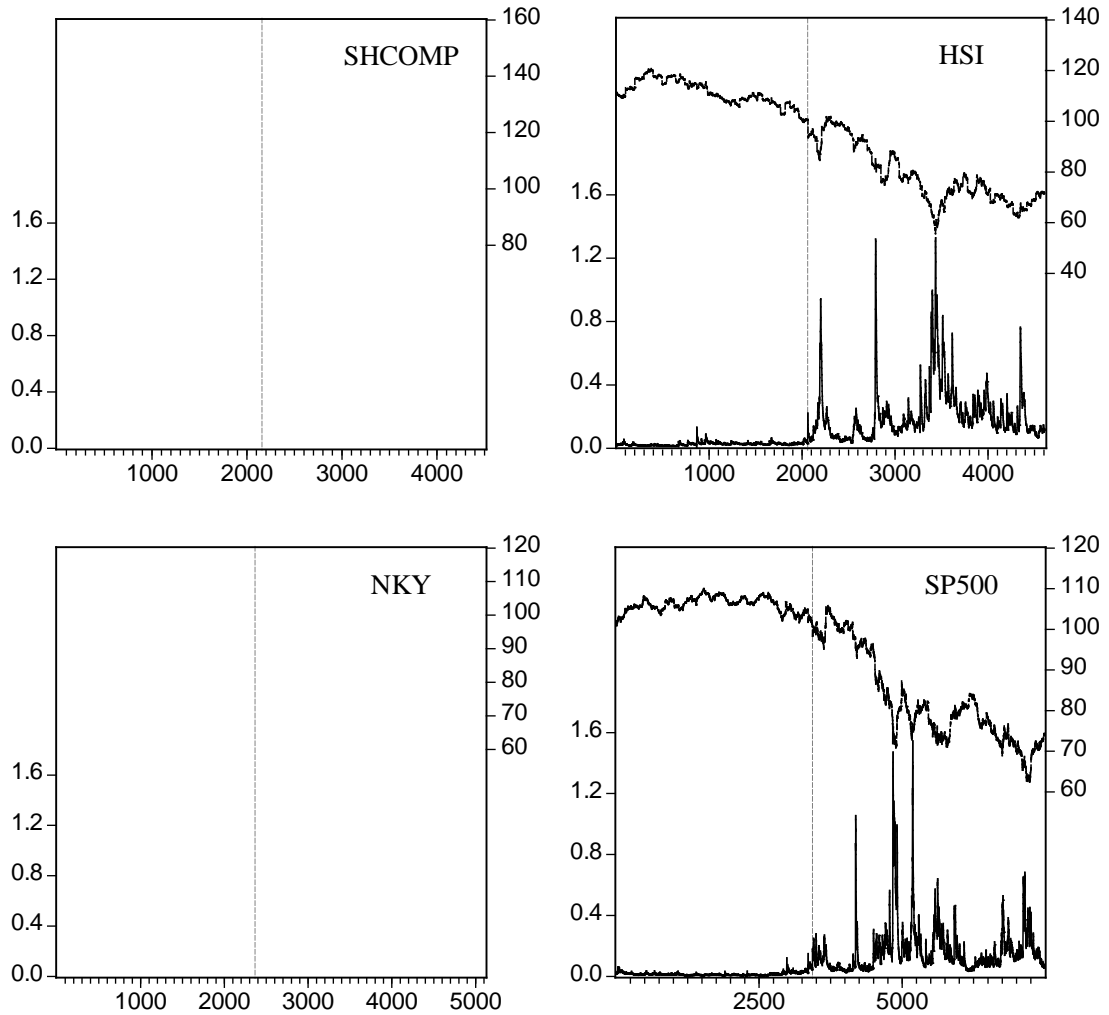
(注) 実線は5分間のリターンの絶対値 $|r_{(t)}|$ の平均(右目盛り)、点線は周期ファクターの推定値(左目盛り)をあらわす。

図2 日中ボラティリティの自己相関関数



(注) 実線は原系列 $|r_{(t)}|$ (右目盛り), 点線は日中周期性を除去した後の系列 $|\tilde{r}_{(t)}|$ (左目盛り)をあらわす。図中の横実線は $|r_{(t)}|$ 系列 (右目盛り)の, 横点線は $|\tilde{r}_{(t)}|$ 系列 (左目盛り)の有意水準5%の臨界値をあらわす。縦軸は自己相関, 横軸は時間をあらわす。時間は10日間で, SHCOMPとHSIは490期(1日49期×10日), NKYは550期, SP500は780期である。

図3 株価指数と日中ボラティリティ



(注) 図中の実線は日中ボラティリティ (左目盛り), 点線は9月12日を100として指数化した株価指数 (右目盛り) を表す。横軸は時間をあらわす。時間は2008年7月15日から2008年11月28日で、1日のサンプル数はSHCOMPとHSIで49, NKYは55, SP500は78である。図中の縦点線はリーマン・ブラザーズ破綻日の1営業日前を表す。

The Financial Crisis and Intraday Volatility: Comparative Analysis on China, Japan and the US Stock Markets

Yusaku Nishimura[†](University of International Business and Economics)

Yoshiro Tsutsui[‡](Osaka University)

Kenjiro Hirayama[¶] (Kwansei Gakuin University)

Abstract

This paper analyzes intraday volatility of the stock markets of mainland China, Hong Kong, Japan, and the US for the period of two months around the Lehman crisis. Specifically, dividing the observation period from July 15 to November 28, 2008 into two sub-periods at the failure of Lehman Brothers, we investigate how intraday volatility changes and whether the changes are different among the stock markets. The results reveal the followings: First, although intraday volatility rapidly increases in all the markets, the effect on Chinese market is limited. Second, after the failure, the long-memory features were strengthened further and the effect of price-down shock on the volatility was mitigated. Finally, FFF regression effectively removes the intraday periodicity of volatility for all the markets.

JEL Classification Number: C22, G01, G14

Keywords: Lehman crisis, high-frequency data, FIAPARCH model, intraday periodicity, FFF regression

[†] Institute of International Economy, University of International Business and Economics, 10 East Huixin Street, Chaoyang District, Beijing, 100029, China, e-mail: yusaku.nishimura@gmail.com

[‡] Graduate School of Economics, Osaka University, 1-7 Machikane-yama, Toyonaka, 560-0043 Japan, Phone: +81-6-6850-5223, Fax: +81-6-6850-5274, e-mail: tsutsui@econ.osaka-u.ac.jp

[¶] School of Economics, Kwansei Gakuin University, Uegahara, Nishinomiya-shi 662-8501 Japan, Phone: +81-798-54-6438, Fax: +81-798-54-6438, e-mail: hiraken@kwansei.ac.jp