

# 金融危機における米中株式市場間情報伝達の考察\*

西村友作・孫便霞・門明

## 要旨

本稿は、リーマン危機前後における、中国・香港と米国株式市場間での夜間の情報伝達効果について分析を行ったものである。具体的には、2008年7月15日から2009年1月31日のサンプル期間を、リーマン危機前後で分割し、市場間のボラティリティ・スピルオーバー効果に変化が生じたか否かを検証した。分析方法としては、各市場の5分間リターンを用いて、Realized Volatility (RV) を算出、ある市場の日中RVの変動が他市場の夜間ボラティリティに与える影響を、2種類の時系列モデル (ARMA-RV モデル, EGARCH-RV モデル) を用いて考察している。実証結果から、以下の点が明らかになった。リーマン危機以降、各市場間における情報伝達効果は高まっていることが確認された。また、リーマン危機後、すべての市場において不確実性が高まり、ボラティリティは急上昇したが、中国株式市場への影響は最も小さいことが明らかとなった。さらに、中国株式市場は、「厳しい資本規制の存在」と「投資家構造の偏り」といった固有の特徴を有しており、そのため海外情報が中国株式市場に与えるショックは限定的であることが示唆された。

## 1 はじめに

20世紀1980年代以降、世界経済のグローバル化や各国の金融自由化を背景に、国際資本市場は日増しにその一体化を強めており、それに伴い、異なる株式市場間における株価の連動現象が顕著になっている。このような株価の連動性が大きく脚光を浴びたのが、1987年10月19日、ニューヨーク株式市場の大暴落を発端に世界同時株安を誘発したいわゆるブラックマンデーであった。これを契機に国際市場間における株価連動性の研究が盛んに行われるようになり、このような株価の大暴落が国際的に伝播することが数多くの先行研究でも指摘されている。例えば、Hamao, Masulis and Ng (1990), Jeon and Von Furstenberg (1990), Lai, Lai and Fang (1993), Blackman, Holden and Thomas (1994), 筒井・平山(2009)といった先行研究でも、ブラックマンデー以降、各国株価の波及効果が有意に高まったと報告している。

\* 本論文の作成にあたって、2010年度日本金融学会春季大会 (2010年5月15・16日) で平山健二郎教授 (関西学院大学)、フロアアの識者から多くの貴重なコメントをいただいた。また、本稿の改訂に際し、筒井義郎教授 (大阪大学)、匿名の査読者から有益な助言をいただいた。なお、本研究をすすめるにあたって、中国国家社会科学基金 (08BJY155) からの助成を受けた。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。

2008年9月15日、米大手証券リーマン・ブラザーズが経営破綻、世界中の金融市場に大激震が走った。また同日には、バンク・オブ・アメリカが、1株29米ドル、総額500億ドルで米第3位の投資銀行メリルリンチの買収を発表した。その直後、このアメリカ発の世界金融危機に対応すべく、米国政府は最大で7,000億米ドルにのぼる公的資金を投入し金融機関の不良債権を買い取ることを柱とした「2008年緊急経済安定化法（Emergency Economic Stabilization Act of 2008）」を打ち出した。しかし同月29日、アメリカ議会の下院で予想外の否決、米国株式市場に再び激震が走り、ダウ平均株価は終値で2001年9月17日（9.11同時多発テロ後最初の営業日）に記録した684.81ポイント安を上回る史上最大の下げ幅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日に賛成多数で成立したものの、いったん巻き起こった破壊の波を防ぐことはできず、米国発のショックは巨大なうねりとなり世界中の金融市場をつつみこんだ。事実、米国市場を見てみると、ダウ平均株価の日次リターンが±4%を超えた営業日は2003年以降一度も発生していなかったが、9月15日から10月31日までのわずか1カ月半で8営業日、日本の日経平均株価に至っては11営業日も発生している。また、その内±10%を超えた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。一方で、ポール・クルーグマンもこれ以降の生産、金融および消費の世界的緊縮状態を指して「第2次世界恐慌（a second Great Depression）の始まり」と指摘している。<sup>1)</sup> 以上の一連の現象は、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、2007年に顕在化した米国サブプライムローン問題を発端とする金融危機、いわゆる「サブプライム危機」が更に悪化したもので、本稿ではこれと区別するためにも、リーマン・ブラザーズの破綻に端を発する2008年9月以降の金融危機を「リーマン危機」とよぶことにする。

本研究は、中国、<sup>2)</sup> 香港および米国株式市場に着目し、リーマン危機がこれらの市場のボラティリティに与えた影響、また米中市場間における夜間のボラティリティ・スピルオーバー（volatility spillover）を考察する。具体的には、2008年7月15日から2009年1月31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、市場間のスピルオーバー効果に変化が生じたか否かを検証した。分析方法としては、各市場の5分間リターンを用いて、Realized Volatility（以下RVと省略）を算出、ある市場の日中RVの変動が他市場の夜間ボラティリティに与える影響を、2種類の時系列モデル（ARMA-RVモデル、EGARCH-RVモデル）を用いて考察している。

Ross (1989)で示されているように、リターンのボラティリティは市場の情報フロー（information flow）と深い関係にある。つまり、ボラティリティ・スピルオーバーの方向は市場間の情報伝達の方向を示していると見ることができる。なお、株価のボラティリティに国際的な波及効果が存在することは、King and Wadhvani (1990)、Theodossiou and Lee (1993)、Lin, Engle and Ito (1994)、Karolyi (1995)、渡部(1996)、Hamori (2003)といった数多くの先行研究でも報告されている。

近年、中国国内においても、中国と世界の株式市場間におけるボラティリティの波及効果に注目が集まっている。とくに、2007年2月27日、中国株式市場の大暴落を引き金に、アジア、ヨーロッパ、アメリカと世界各国のマーケットに飛び火し、世界同時株安を誘発した「チャイナ・ショック」以降、議論が盛んに行われるようになっていく。

洪ら (2004) は1995年1月2日から2003年4月4日の日次データを対象に、中国、香港、台湾から構成される中華経済圏（Chinese Economic Area）、アジア市場（日本、韓国、シンガポール）

1) “Fighting Off Depression,” by Paul Krugman, *The New York Times*, January 4, 2009.

2) 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。

および世界市場（米国，ドイツ）におけるボラティリティの波及効果を検討している。主な手法としては，Glosten Jagannathan and Runkle (1993)のGJRモデルから得たボラティリティをベースに，Hong (2001)が提唱するリスクのGranger因果性検定（Granger causality test in risk）を用いている。結果，中国，香港，台湾株式市場間におけるボラティリティ・スピルオーバーが確認されたが，中国と韓国，シンガポール間では若干の波及効果が存在するものの，中国と日本，米国，ドイツ市場においては検出されなかった，と報告している。

劉・陳(2008)は，中国と米国，英国，日本，香港株式市場間におけるボラティリティ・スピルオーバーについて，2006年1月から2007年12月の2年間の日次データを対象に，Cheung and Ng (1996)が提唱するCCFアプローチと多変量GARCH (BEKK)モデルを用いて分析している。実証結果を見てみると，中国からこれらの市場に対する一方的な波及効果が確認されたとしている。

この他にも，谷・陸(2006)，西村(2009)らも中国と国際株式市場におけるボラティリティの波及効果について分析している。

直接的に比較可能である中国国内の先行研究と比較を行うと，本研究は主として以下のような特徴を有する。

- (1) リーマン危機が株式市場に与えた影響を考察するために，サンプル期間を，2008年9月15日前後で分割し実証分析を行っている。
- (2) 多くの先行研究が日次データを使用し日ごとの連動性を研究しているのに対し，本稿では高頻度データを用いて，夜間のボラティリティ・スピルオーバーを検証している。
- (3) 本稿で用いている高頻度データから算出したRVは，真のボラティリティの一致推定量であることが理論的にも証明されており，より正確に株価ボラティリティを計測することが可能となる。
- (4) 先行研究のほとんどは計量的考察のみに傾注しているが，本稿では株式市場国際連動性の形成要因や特性，内在するメカニズムに関しても考察している。

本稿における構成は以下のとおりとなっている。まず第2節では，本稿で使用するRVの計算方法，理論背景を簡単に紹介する。第3節では，実証分析に用いるデータの詳細をまとめ，リーマン危機が株式市場のボラティリティに与えた影響について考察する。第4節では，本稿における夜間ボラティリティ・スピルオーバーの分析手法を説明し，その推定結果について分析を行う。第5節を結語とする。

## 2 Realized Volatility

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，資産価格の高頻度データの使用が可能となり，それを用いたボラティリティの研究が盛んに行われている。Andersen and Bollerslev (1998)が最初に提唱したRVとは，この高頻度データを用いて計算されたモデルに依存しないボラティリティの推定量である。<sup>3)</sup>ここで，ある金融資産の日中リターン $\{r_{t(1)}, r_{t(2)}, \dots, r_{t(m)}\}$ が第 $t$ 日に $n$ 個観測されたとする。第 $t$ 日のRVは，これらの2乗値を1日にわたって足し合わせた

3) RVに関する詳しい記述はAndersen *et al* (2001), Barndorff-Nielsen and Shephard (2002), Andersen *et al* (2003)等を，日本の株価指数を対象にしたRVの実証研究は渡部・佐々木(2006)，渡部(2007)，柴田(2008)等を参照。

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

と定義される。ここで  $r_{t(i)}$  は第  $t$  日の観測時間  $i$  におけるリターンで

$$r_{t(i)} = [\ln P(t-1+i/n) - \ln P(t-1+(i-1)/n)] \times 100 \quad (2)$$

と表される。ここで  $\ln P(t-1+i/n)$  は第  $t$  日の時間  $i$  に観測された資産価格の対数値で、 $n$  は日中リターンの1日の観測数である。

このRVは、計算方法は非常に簡単ではあるが<sup>3</sup>、とても深い理論的背景を有している。ここで、資産価格の対数値  $\ln P(s)$  が伊藤過程

$$d \ln P(s) = \mu(s) ds + \sigma(s) dW(s) \quad (3)$$

に従っているとす。ここで  $\mu(s)$  はドリフト、 $\sigma^2(s)$  は瞬間的ボラティリティ<sup>4</sup>、 $W(s)$  はウィナー過程を表す。このとき、第  $t$  日の真の日次ボラティリティは

$$IV_t = \int_{t-1}^t \sigma^2(s) ds \quad (4)$$

と定義され、これは Integrated Volatility (IV) と呼ばれる。2次変分の理論から、(1)式の  $RV_t$  は、 $n \rightarrow \infty$  とするとき、(4)式の  $IV_t$  に確率収束する。つまり、日中リターンの観測数が十分に大きければ、 $RV_t$  は  $IV_t$  の精度の高い一致推定量となる。

### 3 データとボラティリティ分析

#### 3.1 データ

本稿で用いた株価指数は2008年7月15日から2009年1月31日<sup>5</sup>までの、上海総合指数（以下SHCOMPと略称）、香港ハンセン指数（以下HSIと略称）、S&P500種指数（以下SP500と略称）である。分析に使用した株価指数の詳細は表1にまとめられている。

第2節で示したように、1日の観測数が大きいほど、つまり  $n$  が大きいほど、理論的にRVは精度の高い推定量となる。しかし、実際の高頻度データを使用しRVを計算する場合には、 $n$  が大きくなるほど、RVに占めるマイクロストラクチャー・ノイズ（market microstructure noise）<sup>6</sup> の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。本稿では、Andersen *et al.* (2001)、Koopman, Jungbacker and Hol (2005)、渡部(2007)など多くの先行研究に従い、5分ごと<sup>7</sup>の指数の対数階差を100倍することによって算出した5分間のリターンを用いることによってこの問題に対応する。なお、分析の対象となる株価指数はBloombergからのデータを使用している。

第  $t-1$  日の終値から第  $t$  日の終値を用いて日次RVを計算する場合、米国株式市場では夜間（第  $t-1$  日の終値から第  $t$  日の始値）、中国・香港株式市場ではそれに昼休みを加えた取引のされていない時間帯が存在する。この間は5分間のリターンを計算できないため、本稿では第  $t-1$  日

4) リターンの標準偏差  $\sigma$  もしくは分散  $\sigma^2$  をボラティリティと呼ぶが、本稿では後者を用いる。

5) この期間特殊な立会日がいくつか存在する。ニューヨーク証券取引所では、11月28日と12月24日は半日取引（9:30~14:00）となっており、この両日の日中観測数は43となる。香港証券取引所では、12月24日が半日取引（10:00~12:30）で、この日の日中観測数は31となる。本稿ではこれらの期間も加えて分析している。なお、これらの期間を削除した分析も行ったが、結果はほぼ変わらなかった。

6) マイクロストラクチャー・ノイズとは市場のミクロ構造に起因するノイズを指す。このマイクロストラクチャー・ノイズとRVとの関係については、Ait-Sahalia, Mykland and Zhang (2005)、Hansen and Lunde (2006)、Bandi and Russell (2006)などが詳しい。

7) 本稿で用いたデータセットは、SHCOMPは最初から5分ごとに記録されているが、HSI、SP500のデータは1分間隔で記録されているため、その中から5分ごとの指数を抽出した。

表1 各株式市場の取引状況

証券取引所	立会時間	株価指数	略号	日中観測数
上海証券取引所 (SSE)	9:30~11:30 13:00~15:00	上海総合指数	SHCOMP	50
香港証券取引所 (HKSE)	10:00~12:30 14:30~16:00	香港ハンセン指数	HSI	50
ニューヨーク証券取引所 (NYSE)	22:30~5:00 (昼休みなし)	S&P500種指数	SP500	79

(注) 取引時間は北京時間表記。米国サマータイム期間中の取引時間は21:30~4:00となる。

の終値と第  $t$  日の始値から夜間のリターンを、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、それらの2乗値を単純に足し合わせることによって日次RVを計算した。<sup>8)</sup>

### 3.2 基本統計量と基礎的考察

表2には、2008年7月15日から2009年1月31日までの各市場における日次RVとその対数値の基本統計量がまとめられている。

この期間におけるRVの平均値、標準偏差を見てみると、SHCOMPが最も小さくそれぞれ7.203、9.501となっている。次いで、SP500の8.084、10.952、最も大きかったのがHSIでそれぞれ12.832、14.907となっている。これらの指標は市場におけるリスクの大小とみなすことができるため、この期間において最もリスクが小さかったのは中国株式市場であったと見られる。

LB(10)はLjung and Box (1978)統計量で、ラグ1次から10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。なお、このLB統計量は分散不均一性が存在する場合にそのまま使うと帰無仮説を過剰に棄却することが知られており、ここではDiebold (1988)の方法で分散不均一性の調整を行っている。<sup>9)</sup> RV、lnRV共にLB( $m$ ) ( $m=1,2,\dots,10$ )のすべてにおいて帰無仮説は有意水準1%で棄却されており、これらすべての株式市場においてボラティリティ・クラスタリング (volatility clustering)<sup>10)</sup>が観測された。また、対数変換によって自己相関は高くなっており、これはAndersen *et al.* (2001)、Martens (2002)、柴田(2008)といった先行研究と整合的である。

分布については、すべてのマーケットにおいてRVの歪度、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が、lnRVのそれは正規分布に近くなっていることが確認できる。また、JBは歪度、尖度を用いて正規性の検定を行うJarque and Bera (1987)統計量であるが、対数をとることによってその値は激減しており、SP500とHSIに至っては有意水準5%で正規分布に従うという帰無仮説を棄却できない。このような特性から、多くの先行研究ではしばしばlnRVが使用されており、本稿第4節の実証分析でもlnRVを対象に行う。<sup>11)</sup>

図1は各株式市場の日次終値(点線)とRV(実線)をプロットしたものである。終値について

8) Martens (2002)やHansen and Lunde (2005)など、夜間のリターンを除いてRVを計算しそれに調整を加える方法がいくつか提案されているが、本稿は夜間のボラティリティも主な研究対象であるため、これらの調整方法は用いなかった。

9) このような方法に関しては、渡部(2000)の第1.5.1節を参照。

10) ボラティリティはいったん上昇(低下)すると、その後高い(低い)ボラティリティの期間が続く。このような現象をボラティリティ・クラスタリングとよぶ。

11) Jarque-Bera統計量は独立同分布(*i.i.d.*)を仮定しており、その漸近分布は自由度2の $\chi^2$ 分布となるが、RVのように長期記憶過程に従う変数の場合、分布からの乖離が激しくなり、過剰に正規性を棄却してしまうことが知られている(Thomakos and Wang (2003))。よって、正確に言うと、ここでのJB検定の検定結果には問題があるが、対数変換することにより正規分布に近づく特性は確認できる。

表2 上海総合指数、香港ハンセン指数、S&P500 指数のRV、対数RVの基本統計量  
(サンプル期間：2008年7月15日～2009年1月31日)

	SHCOMP		HSI		SP500	
	RV	lnRV	RV	lnRV	RV	lnRV
平均	7.203	1.590	12.832	1.967	8.084	1.443
標準偏差	9.501	0.784	14.907	1.093	10.952	1.183
最大値	70.023	4.249	69.507	4.241	95.679	4.561
最小値	0.847	-0.166	0.597	-0.516	0.435	-0.833
歪度	4.351	0.858	1.778	0.197	4.346	0.009
尖度	25.731	4.061	5.542	2.307	31.838	2.104
JB	3209.1	22.042	105.1	3.503	5178.5	4.586
LB(10)	55.14	72.28	59.33	210.69	188.34	452.56

(注) JBは正規性の検定を行うJarque-Bera統計量で、臨界値は9.21(1%), 5.99(5%), 4.61(10%)。LB(10)は1次から10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、Diebold(1988)の方法によって分散不均一性を調整している。

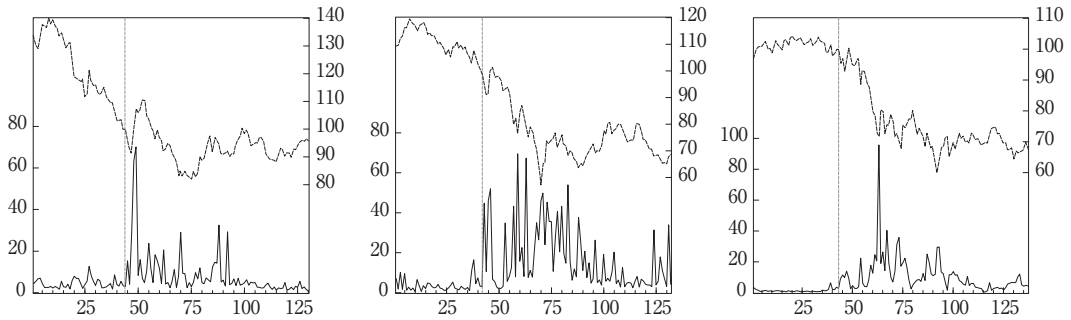
は、リーマン・ブラザーズ破綻前後の期間における株価動向の差異を明らかにするために、破綻日の1営業日前にあたる9月12日<sup>12)</sup>の終値を100として指数化している。左図の上海総合指数を見ると、終値は他の2つの指数と顕著に異なる動向を示しており、リーマン危機以前の過去2カ月の下げ幅は約40%に達し、危機前の時点ですでに大きく下げているのがわかる。また、危機後一度は大きく上げるも、11月4日には底となる1706.7ポイントをつけ、17.93%の下げ幅を記録している。その後、徐々に回復基調を強め2009年1月にはほぼリーマン危機以前の水準まで戻しているのが確認できる。香港ハンセン指数の被害は甚大で、9月12日につけた19352.9ポイントから急落、10月27日には11015.84ポイントまで下落、わずか約1カ月半で下げ幅は43.08%となっている。なお、今回のショックの震源地である米国への影響も甚だしく、11月20日には752.44ポイントまで急落し、約2カ月で下げ幅は39.89%にまで達している。

次に株価ボラティリティの動向であるが、リーマン危機以降すべての市場においてボラティリティが急激に高まっているのが見てとれる。その中でも、激しい動向を示しているのがHSIで、グラフの上ではSHCOMPとSP500との明確な差は確認できない。ここで着目すべき点は、リーマン危機発生以前のSP500は低ボラティリティ状態を維持しているのに対し、SHCOMPとHSIは比較的大きなボラティリティ特徴を呈していることである。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。

リーマン危機が株価ボラティリティに与えた影響を明らかにするため、ここでは2008年9月15日を基点に、危機前(2008年7月15日～9月14日)と危機後(2008年9月15日～2009年1月31日)にサンプル期間を分割して分析を行う。この2つの期間におけるRVの平均と標準偏差は表3に示されている。すべての株価のRVにおいて平均、標準偏差共に、リーマン危機以降激変しているのがわかる。中でもショックの震源地となった米国の変動が顕著で、SP500の平均と標準偏差はそれぞれ危機前の8.04倍と11.62倍まで高まっており、HSIの4.60倍と5.06倍、SHCOMPの1.93倍と4.99倍を大きく上回っている。注目すべきは、危機前におけるSHCOMPの平均は4.456とHSIの

12) 時差の関係により中国・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秋節のため休日であった。

図1 上海総合指数, 香港ハンセン指数, S&P500種指数のRVと終値  
(サンプル期間: 2008年7月15日~2009年1月31日)



(注) 左図は上海総合指数, 中図は香港ハンセン指数, 右図はS&P500種指数. 図中の実線はRV (左目盛り), 点線は9月12日を100として指数化した日次終値 (右目盛り) を表す. 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.

表3 リーマン危機前後のRVの平均と標準偏差

	SHCOMP		HSI		SP500	
	危機前	危機後	危機前	危機後	危機前	危機後
平均	4.4561 (0.3427)	8.6083 (1.2222)	3.7129 (0.4961)	17.0874 (1.7152)	1.3868 (0.1578)	11.1477 (1.2473)
標準偏差	2.2733	11.3344	3.2150	16.2722	1.0349	12.0290
LB(10)	188.34	452.56	59.33	210.69	55.14	72.28

(注) 括弧内の数値は標準誤差を表す. リーマン危機前は2008年7月15日から9月14日まで, 危機後は2008年9月15日から2009年1月31日までのサンプル期間を指す.

3.713, SP500の1.387より有意水準5%で大きいものに対し, 危機後には8.608とSP500の11.148, HSIの17.087より有意に小さくなっている. これはSHCOMP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. つまり, リーマン危機という外的要因を受け, 世界各国の株式市場の不確実性が高まる中, 中国株式市場の相対リスクは大きく低下し, 世界最大の米国市場を下回るほどにまでになっているのである. この事からも, リーマン危機が, 世界の金融市場の構図に信じ難い劇的な変化をもたらしたことがわかる.

次に, リーマン・ブラザーズ破綻以降の金融危機が株式市場にもたらした影響が具体的にどのようなものであったかを検証するため, 5分間隔の平均ボラティリティ (5分間のリターンの2乗を, 区間ごとに平均したもの) をリーマン危機前後に分割して考察する.

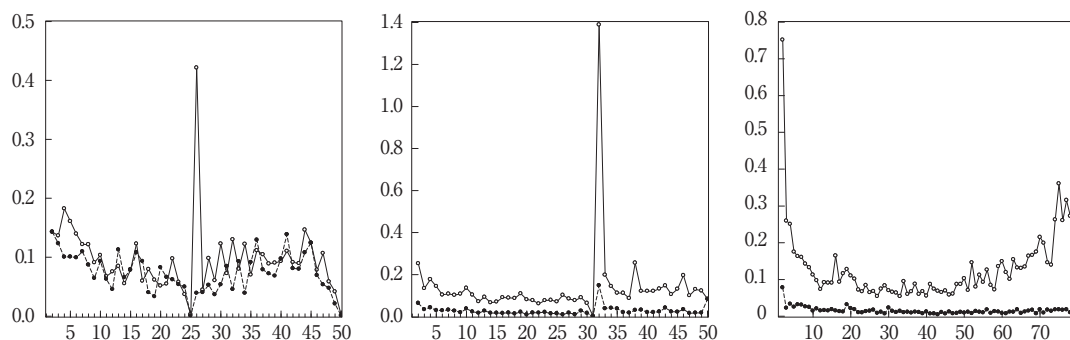
第2節で紹介した第 $t$ 日のRVは

$$RV_t = \sum_{i=1}^n r_{i(t)}^2 = r_{i(night)}^2 + RV_{t(intra)} \quad (5)$$

と夜間リターンの2乗 $r_{i(night)}^2$ と日中RV部分 $RV_{t(intra)}$ に分割できる. 一般的に, リターンの2乗はボラティリティの代理変数とみなすことができるため, ここでは $r_{i(night)}^2$ を夜間ボラティリティと定義して分析を進める.

変化が最も顕著なのは夜間のボラティリティ, つまり前日終値から当日始値(close-to-open)の変動で, SHCOMP, HSI, SP500のリーマン危機前における夜間ボラティリティはそれぞれ0.829, 2.485, 0.218となっているのに対し, 危機後のそれは3.877 (4.68倍), 10.266 (4.13倍), 1.215 (5.57倍)にまで激増している. これを表3と合わせて見ると, 夜間ボラティリティがRV全体に

図2 5分間隔の平均ボラティリティ



(注) 左図は上海総合指数、中国は香港ハンセン指数、右図はS&P500種指数。図中の点線はリーマン危機前、実線は危機後の平均ボラティリティ（5分間のリターンの2乗を区間ごとに平均したもの）を表す。

占める割合は、危機前においてはSHCOMP、HSI、SP500でそれぞれ18.6%、66.9%、15.7%であったが、危機後は45.0%、60.1%、10.9%となり、中国株式市場が夜間に受けたショックが突出していることがわかる。

図2にはリーマン危機前後の夜間を含まない5分間隔の平均ボラティリティがプロットされている。上述のように、中国と香港株式市場には昼休みがあり、図からも危機後の昼休みのボラティリティが顕著に高まっていることが確認できる。また、HSIとSP500においては日中のボラティリティがリーマン危機発生以降全体的に高まっているが、SHCOMPでは顕著な変化は見られない。つまり、リーマン危機以降において、ボラティリティを急激に高めた要因としては、中国市場が主として夜間、昼休み時のボラティリティの高まりであることに対し、米国・香港市場はそれに加え、日中ボラティリティ全体の高まりにも起因されることがわかる。

#### 4 金融危機が株価情報伝達に与える影響

前節の分析において、リーマン危機以降すべての株式市場における夜間ボラティリティが急激に高まっていることが示唆された。このことは、これらの株式市場が閉まっている夜間に発生した外的イベントが何らかの形で夜間ボラティリティに影響を与えている可能性が考えられる。前述したが、Ross (1989)は市場間の情報フローとボラティリティとの関係を理論的に示しており、この角度から見ると、中国・香港株式市場が取引を行っていない夜間に、米国市場で発生したボラティリティが重要な情報となって伝わり、中国・香港株式市場の始値に影響し、ひいては夜間ボラティリティを高めているのではないかと推論できる。また、中国・香港市場の日中ボラティリティから米国市場の夜間ボラティリティへの逆方向の伝播も当然考えられる。以上を鑑み、ここでは中国、香港と米国株式市場間の夜間のボラティリティ・スピルオーバーについて実証分析を行う。

ボラティリティ・スピルオーバーとは、ある市場のボラティリティ変化が他の市場のボラティリティに影響を与えることであるから、時間先行性が因果関係を保証すると考えてよいであろう。分析対象とする両市場が同時に開いている場合には、この時間先行性による因果関係の把握は比較的容易に理解可能である。<sup>13)</sup>しかし、一方が開いているときに他方が閉じているという関係にある場

13) このような両市場が同時に開いている場合の高頻度データを用いた株価連動性研究はHirayama and Tsutsui (2009)を参照。



合には、この時間先行性について若干の注意が必要となる。

米国市場から中国市場へのボラティリティ・スピルオーバーを例にとりて説明しよう。表1で説明したように、米国市場で取引が行われている時間には中国市場は閉じている。したがって、米国市場でのボラティリティに変化があったとしても、その影響が表れるには、翌日になって中国市場が開くのを待たなければならない。米国市場での日中ボラティリティの変化は中国市場の始値に影響を与え、それは、中国市場の前日の終値から計測した夜間ボラティリティの変化として把握することが可能である。一方、こうして定義される夜間ボラティリティは、中国市場の始値が確定するまでは確定しないのであるから、これは、米国市場の日中ボラティリティに遅行している。つまり、米国市場の日中ボラティリティは中国市場の夜間ボラティリティに一方方向の影響を与えることになり、これによって、ボラティリティ・スピルオーバーを計測することが可能である。このことは、米国市場で取引が行われているときには、中国市場は閉じているので、その株価は存在せず、したがって、夜間の中国市場から米国市場への影響はいかなる形でも存在しないことを想起すれば、容易に理解されるであろう。

#### 4.1 ARMA-RV モデルによる検証

##### 4.1.1 分析方法

本節では、(5)式で定義した夜間ボラティリティを対象に分析を行う。y市場からx市場への夜間ボラティリティ・スピルオーバーを検証するARMA(1,1)-RVモデルは、以下のように定式化される。<sup>14)</sup>

$$\ln(r_{x,t}^2(\text{night})) = c_x + \phi \ln(r_{x,t-1}^2(\text{night})) + \varepsilon_{x,t} + \theta \varepsilon_{x,t-1} + \delta D_{x,t} + \lambda \ln(RV_{y,t-1}(\text{intra})) \quad (6)$$

ここで、 $\ln(\cdot)$ は自然対数、<sup>15)</sup>  $r_{x,t}^2(\text{night})$ は第t日におけるx市場の夜間ボラティリティ、 $RV_{y,t-1}(\text{intra})$ は第t-1日におけるy市場の日中RV、 $\varepsilon_{x,t}$ は攪乱項でありホワイト・ノイズを仮定する。また、 $D_{x,t}$ は休日ダミーで、第t-1日のx市場が休日であれば1、それ以外は0となる。(6)式のパラメータ $\lambda$ は、y市場で発生した日中ボラティリティに対するx市場の反応程度を表す。一般的に、ある市場でのボラティリティの高まりは他市場のボラティリティを高める効果があると考えられるため、パラメータ $\lambda$ はプラスが期待される。

本稿では1日内の株価連動性を研究対象としているため、株式市場の時差問題を考慮しなければならない。前掲の表1からもわかるように、米中市場の第t日における立会時間を見てみると、中国・香港株式市場が先で、米国市場が後となり、重複する時間は存在しない。中国と米国市場を例に挙げると、第t日の中国の日中ボラティリティは同じ第t日の米国の夜間ボラティリティに影響を与えるが、第t日の米国の日中ボラティリティは、第t+1日の中国の夜間ボラティリティに影響を与えることとなる。つまり、影響を与える順序は  $USA_{t-1} \Rightarrow CHN_t \Rightarrow USA_t \Rightarrow CHN_{t+1} \Rightarrow \dots$  となることに留意する必要がある。よって、(6)式を使ってSHCOMPあるいはHSIからSP500に

14) 株式市場の変動要因としては、グローバル要因とそれとは独立なローカル要因が考えられる。とすると、このローカル要因(自国市場の日中RV)を説明変数として同時に含めたモデルも考えられる。しかし、ローカル要因とグローバル要因は独立とすると、自国市場の夜間ボラティリティのダイナミクスを調べるためにはそのラグと自国市場夜間にオープンしている他国市場の日中ボラティリティを説明変数とすることで十分と考えられる。さらに、自国の日中ボラティリティをモデルに入れることにより、同じような動きをする変数、すなわち多重共線性が強く出る変数が存在し、結果として説明力を分散してしまう可能性がある。本稿は夜間における異なる市場間でのボラティリティの波及効果を検証することを主旨としているため、ここではローカル要因を考慮せずグローバル要因のみを研究対象とした。

15) 3.2節でも示したように、RVは対数変換することによって正規分布に近づくため、多くの先行研究でも $\ln RV$ を対象に実証分析が行われている。また、本稿の4.2節では、ボラティリティの対数値の変動を定式化したEGARCHモデルを用いており、直接比較を行うためにもここでは対数値を用いた。

表4 ARMA-RV モデルによる夜間ボラティリティ・スピルオーバーの推定結果

	SHCOMP⇒SP500	HSI⇒SP500	SP500⇒SHCOMP	SP500⇒HSI
前				
$c$	-1.585*** (0.648)	-2.446*** (0.300)	-1.426*** (0.293)	-0.247 (0.233)
危				
$\phi$	-0.536*** (0.206)	-0.623*** (0.199)	-0.625*** (0.206)	-0.781*** (0.128)
機				
$\theta$	0.646*** (0.212)	0.733*** (0.218)	0.825*** (0.160)	0.749*** (0.153)
$\delta$	1.955*** (0.405)	1.822*** (0.546)	2.463** (1.207)	2.137*** (0.252)
$\lambda$	-0.788 (0.531)	0.388 (0.536)	0.501 (0.584)	0.824** (0.306)
後				
$c$	-0.522 (0.396)	-1.614*** (0.458)	-1.622*** (0.472)	-0.266 (0.490)
危				
$\phi$	0.790*** (0.192)	0.646 (0.402)	-0.718** (0.279)	-0.641* (0.372)
機				
$\theta$	-0.615** (0.239)	-0.514 (0.474)	0.708** (0.292)	0.498 (0.379)
$\delta$	-0.933 (0.881)	-0.745 (0.980)	1.833*** (0.514)	1.708*** (0.560)
$\lambda$	-0.205 (0.322)	0.656*** (0.202)	0.446* (0.242)	0.623*** (0.198)

(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Newey and West (1987)の方法によって計算された標準誤差を表す。リーマン危機前は2008年7月15日から9月14日まで、危機後は2008年9月15日から2009年1月31日までのサンプル期間を指す。

対するボラティリティ・スピルオーバーを検定する際には、被説明変数は $\ln(r_{SP500,t}^{2(night)})$ 、説明変数は $\ln(RV_{SHCOMP,t(intra)})$ あるいは $\ln(RV_{HSI,t(intra)})$ とする必要がある。

もう1つの問題点として、データの欠損値の取り扱いがある。国や地域によって祝祭日に差異が存在するため、株式市場においても休場日が若干異なっており、これによってデータに欠損値が生じてしまう。例えば、中国市場では春節（旧暦の1月1日から7日）、国慶節（西暦の10月1日から7日）といった休日でも、米国市場は通常に取引が行われており、逆に、感謝祭（11月の第4木曜）、クリスマス（12月25日）、といった米国株式市場休場日でも中国市場は営業している。先行研究によって対処の方法は様々であるが、本稿ではJeon and von Furstenberg (1990)、筒井・平山 (2009)等に従い、このような休日により欠損値が発生した場合は、直前のデータをそのままコピーしてくる、つまりリターンを0にすることによって対応した。休日には証券取引所は新たな情報を生み出していないので、株価に更新がないと想定して、前日と同じ株価が成立しているものと仮定するのは、ある意味理に適っているといえよう（筒井・平山 (2009), 180頁）。

#### 4.1.2 推定結果

(6)式のARMA(1,1)-RVモデルに基づく各市場間の夜間のボラティリティ・スピルオーバーの推定結果は表4にまとめられている。なお、標準誤差に関しては、相関系列に対して頑健な、Newey and West (1987)の方法によって修正を行っている。注目のパラメータ $\lambda$ であるが、リーマン危機前においては、SP500からHSIへの夜間のボラティリティ波及効果が有意水準5%で検出されたが、その他のすべての市場間の検定ではパラメータ $\lambda$ は0、つまり波及効果が存在しないという結果となった。これは、リーマン危機以前から香港株式市場は外部情報の影響を受けやすい特徴を有していたということを示唆している。それとは相対的に、中国市場への情報の伝播は限定的であり、この結果は洪ら(2004)、劉・陳(2008)、西村(2009)などの先行研究と整合的である。

リーマン危機発生以降、これらの株式市場における情報伝達効果は劇的な変化を見せている。危機後の検定では、HSIとSP500の双方向のボラティリティ・スピルオーバーは有意水準1%の下で正となっており、SP500からSHCOMPへの一方的な波及効果も有意水準10%ではあるが検出された。リーマン危機後国際株式市場間のボラティリティの波及効果、つまり情報伝達効果は有意に高まっていることが確認された。

## 4.2 EGARCH-RV モデルによる検証

### 4.2.1 分析方法

前節の分析までは、単純に夜間リターンの2乗を夜間ボラティリティと定義してきたが、ここからはボラティリティ変動モデルから計算される条件付き分散を対象にボラティリティ・スピルオーバーの検証を行う。

離散時間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。1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と、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。<sup>16)</sup> 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、パラメータの非負制約が不要で、ボラティリティの非対称性を捉えるのに優れた、Nelson (1991) の EGARCH (Exponential Generalized ARCH) モデルを採用する。

本稿で用いる AR( $k$ )-EGARCH( $p, q$ )-RV モデルは以下のように定式化される。

$$r_{x,t(night)} = c_x + \sum_{h=1}^k \phi_h r_{x,t-h(night)} + \delta D_{x,t} + \varepsilon_{x,t(night)}, \quad \varepsilon_{x,t} = \sigma_{x,t} z_{x,t}, \quad z_{x,t} \sim WN(0, 1) \quad (7)$$

$$\ln(\sigma_{x,t}^2) = \omega_x + \sum_{i=1}^p \beta_i \ln(\sigma_{x,t-i}^2) + \sum_{j=1}^q (\alpha_j |z_{x,t-j}| + \gamma_j z_{x,t-j}) + \lambda \ln(RV_{y,t-1}(intra)) \quad (8)$$

(7) 式は平均方程式で、AR( $k$ ) モデル、(8) 式は分散方程式で、Nelson (1991) が提案する EGARCH モデルである。<sup>17)</sup> なお、変数の定義は4.1.1節と同じである。

ボラティリティ変動モデルを用いた分析では、ラグ次数の設定次第で推定結果が変わってくる可能性があるため、ラグ次数の選択には細心の注意が必要である。本稿で用いた AR( $k$ )-EGARCH( $p, q$ )-RV モデルの具体的なラグ次数であるが、AR( $k$ ) モデルでは次数  $k$  を 0 から 15 まで変えて推定し、SBIC (Schwarz's Bayesian Information Criterion) を最小とする次数を選択、EGARCH( $p, q$ ) モデルについては、次数 ( $p, q$ ) を  $1 \leq p \leq 2$ ,  $1 \leq q \leq 2$  の範囲で変えた 4 組の組合せすべてを推定し、同じく SBIC を最小とする次数を選択する。最後に、推定結果を用いて基準化残差 (standardized residuals) とその基準化残差の2乗を算出し、同定によって選ばれたモデルが正しいか否かの診断を Diebold (1988) の方法で分散不均一性の調整を行った Ljung-Box 検定によって行う。

### 4.2.2 推定結果

前述のモデルの作成手順に基づき、AR( $k$ )-EGARCH( $p, q$ )-RV モデルの具体的なラグ次数を決定した。その結果、すべての市場、すべての期間において、平均方程式では AR(1) モデルが、分散方程式では EGARCH(1, 1) モデルが選択された。表 5 は EGARCH-RV モデルの推定結果をまとめたものである。<sup>18)</sup> 表中の  $LB(10)$ ,  $LB^2(10)$  はそれぞれ基準化残差および基準化残差の2乗が、ラグ1次から10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ための Ljung-Box 統計量である。この統計量によると、基準化残差、基準化残差の2乗共に、有意水準10%で

16) ボラティリティ変動モデルについては、Bollerslev, Engle and Nelson (1994), 渡部(2000)等が詳しい。

17) 平均方程式に  $y$  市場の始値から終値 (open-to-close) のリターンを加えて定式化することにより、 $x$  市場から  $y$  市場への夜間のリターン・スピルオーバー効果も確認することができる。本稿ではボラティリティ・スピルオーバーの考察を目的としているためこのような検定は行っていない。このようなリターンの波及効果の研究も、今後の重要な課題の1つである。

18) ここでは本稿の分析と直接関係がない平均方程式の推定結果は省略している。

表5 EGARCH-RV モデルによる夜間ボラティリティ・スピルオーバーの推定結果

	SHCOMP⇒SP500	HSI⇒SP500	SP500⇒SHCOMP	SP500⇒HSI	
危機前	$\omega$	-1.491 (1.961)	-1.532 (1.312)	-0.306 (0.684)	0.610*** (0.160)
	$\beta_1$	0.146 (1.119)	0.010 (0.847)	-0.097 (1.224)	0.813*** (0.129)
	$\alpha_1$	0.276 (0.268)	0.011 (0.522)	-0.059 (0.403)	-0.657*** (0.221)
	$\gamma_1$	-0.309* (0.186)	0.007 (0.533)	0.066 (0.150)	-0.070 (0.219)
	$\lambda$	-0.146 (0.246)	0.003 (0.769)	0.080 (0.301)	0.587* (0.326)
	<i>L.L.</i>	-26.5362	-29.41286	-57.0114	-71.900
	<i>LB</i> (10)	10.139	10.803	4.9148	4.3681
	<i>LB</i> <sup>2</sup> (10)	8.3704	7.2899	4.0105	16.714
	危機後	$\omega$	-0.300 (0.191)	-1.089** (0.271)	-1.113*** (0.256)
$\beta_1$		0.805*** (0.135)	0.173 (0.238)	0.616*** (0.137)	0.155 (0.263)
$\alpha_1$		0.265 (0.176)	0.320 (0.198)	0.731*** (0.209)	-0.259 (0.256)
$\gamma_1$		-0.234** (0.092)	-0.015 (0.133)	0.128 (0.190)	0.024 (0.158)
$\lambda$		0.077 (0.102)	0.621*** (0.173)	0.449*** (0.125)	0.614*** (0.197)
<i>L.L.</i>		-137.4349	-135.3756	-167.097	-231.438
<i>LB</i> (10)		9.9237	7.6242	5.1072	3.1768
<i>LB</i> <sup>2</sup> (10)		8.8691	8.7547	3.3137	5.0067

(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 Bollerslev and Wooldridge (1992) による擬似最尤法の標準誤差を表す。*L.L.* は対数尤度。*LB*(10), *LB*<sup>2</sup>(10) はそれぞれ基準化残差および基準化残差の 2 乗にラグ 1 次から 10 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、Diebold (1988) の方法によって分散不均一性を調整している。リーマン危機前は 2008 年 7 月 15 日から 9 月 14 日まで、危機後は 2008 年 9 月 15 日から 2009 年 1 月 31 日までのサンプル期間を指す。

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ボラティリティの自己相関が取り除かれており、モデルの定式化が正しいことがわかる。<sup>19)</sup>

ここからは個別のパラメータについて見ていく。なお、表中の推定値の標準誤差は、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、Bollerslev and Wooldridge (1992) による擬似最尤法の標準誤差を用いている。ボラティリティ波及効果を示すパラメータ  $\lambda$  であるが、前掲の表 4 と比較すると、いくつかの推定値の有意水準がわずかに変化している以外大差はないことがわかる。具体的に、リーマン危機前においては、SP500 から HSI への夜間のボラティリティ・スピルオーバーが有意水準 10% で確認されたただけであった。また危機後には、HSI と SP500 の双方向、SP500 から SHCOMP への一方的な波及効果が共に有意水準 1% の下で正值が検出された。以上から、EGARCH モデルから得た条件付き分散を夜間ボラティリティと定義した本節の実証分析においても前節とほぼ同様の結果が得られ、リーマン危機後の不確実性の高まりを背景に、国際株式市場間における情報伝達効果が有意に高まっていることが確認された。なお、有意に検出されたパラメータ  $\lambda$  はすべて正值をとっており、ある株式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を高める効果があるという期待どおりの結果となった。

19) 本稿では推定の信頼性を高めるため LM 検定も行った。結果、すべてのシリーズにおいて、ARCH 効果が存在しないという帰無仮説は有意水準 10% でも棄却できず、ARCH 効果が完全に取り除かれていることが示された。ここでは LM 検定の詳細については割愛する。

### 4.3 金融危機と市場間情報伝達メカニズムの考察

前節までの実証分析によって、リーマン危機以降米中市場間の株価連動性が高まっている可能性が示唆された。金融グローバル化の背景の下、中国株式市場もリーマン危機という世界を揺るがすショックがもたらした巨大リスクを完全に回避することは不可能であった。とはいえ、実際に受けた外部ショックの影響は香港株式市場とは異なる様相を呈している。具体的に、前掲の表5を見てみると、SP500からHSIへの波及効果は0.614であるのに対し、SP500からSHCOMPへのそれは0.449と小さいことがわかる（前掲表4のARMA-RVによる分析でもSP500→HSIが0.623、SP500→SHCOMPが0.446とほぼ同様の結果となっている）。これは、米国市場の香港市場への影響力は中国市場へのそれよりも大きい、換言すると、中国市場の海外情報に対する感応度は香港株式市場のそれより相対的に低い、ということが言えよう。またこれこそが、なぜ中国株式市場が第3節で指摘したようにリーマン危機による影響が最小であったかを分析する上で、非常に重要なポイントになると考える。確かに近年、中国経済の急速な発展に伴い、中国株式市場もそのグローバル化を強めてはいるものの、その開放度は限定的で依然として世界的な金融システムに完全に組み込まれているとは言い難い状況にある。その主要な原因として、本稿は、「厳しい資本規制の存在」と「投資家構造の偏り」を指摘する。

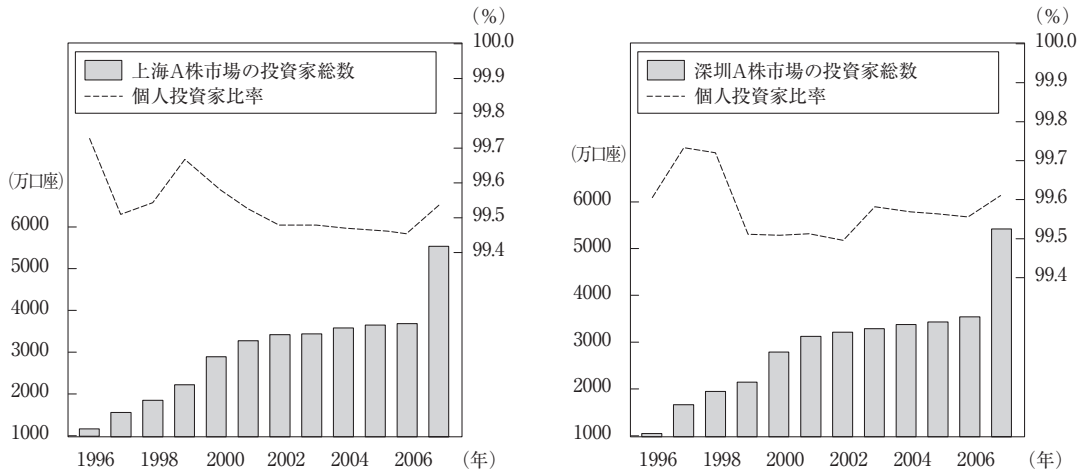
WTO加盟時のコミットメントを履行するために、中国は資本市場の対外開放の歩調を速めてきた。しかし、中国国内への資本流入が自由化へ向けて進んでいるとはいえ、先進国と比較すると、中国では金融部門に対する厳しい規制が依然として存在している。従来、中国政府は、株式市場の外国人投資家と国内市場や中国国内の投資家を分離することにより、資本流出を抑制しながら外資流入をコントロールしてきた。現在においても、外国人投資家は基本的にはB株しか購入できず、A株への投資は適格国外機関投資家（Qualified Foreign Institutional Investors, 以下QFIIと略称）資格の認可を受けている機関投資家に部分的に開放されているにすぎない。<sup>20)</sup> 2007年末現在で、中国証券監督管理委員会は52社の機関投資家に対しQFII資格を認可し、その内49社で総額99.95億米ドルの投資権を中国外国為替管理局が批准している。なお、2007年12月31日現在での中国株式市場全体（上海・深圳）におけるA株の流通株時価総額は9兆2884.5億元で、同時期のB株の流通株時価総額は2501.5億元となっている。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2.73%程度の規模にすぎず、非流通株も含めたトータルの時価総額と比較すると約0.78%となる。QFIIの投資限度総額を見ても、中国A株市場の流通株の約0.77%と微々たるものとなっており、外国人投資家のプレゼンスの低さがうかがえる。<sup>21)</sup> 米国を中心とする主要国の機関投資家のポートフォリオは世界各国に広く分散されており、そのポートフォリオの調整によって各国の株価が連動していることは十分に考えられる。しかし、以上見てきたように、中国株式市場における外国人投資家の規模は極めて小さく、彼らの投資行動が中国株式市場に大きな影響を及ぼすとは考え難い。

次に国内の投資家構造を考察する。中国A株市場の投資家構造を見てみると、機関投資家の割

20) 中国株式市場は大きく「A株市場（人民幣普通株）」と「B株市場（人民幣特殊株）」の2つのマーケットを有する。A株とは国内一般投資家向けに人民幣建てで取引する株を指し、B株とは外国人投資家向けに外貨建て（上海は米ドル、深圳は香港ドル）で取引する株を指す。なお、このB株も2001年2月19日には国内投資家に解禁されている。中国株式市場については野村資本市場研究所(2007)等が詳しい。

21) 数値は上海証券交易所 (<http://www.sse.com.cn/>)、深圳証券交易所ホームページ (<http://www.szse.cn/>) より引用。QFIIの投資限度額は米ドルで換算されているため、2007年12月28日の為替レート US\$1=7.3046 RMB（外貨管理局 <http://www.safe.gov.cn/>）で計算した。

図3 上海・深圳株式市場におけるA株口座総数と個人投資家比率



(注) 年末数値。図中の棒グラフは口座総数(左目盛り)、折線グラフは個人投資家口座比率(右目盛り)を表す。左図は上海市場、右図は深圳市場。

(出所) 中国証券監督管理委員会「中国証券期貨統計年鑑 1997-2008」を基に筆者作成。

合が非常に小さく、個人投資家中心となっている。図3は、上海と深圳におけるA株の口座数とその個人投資家の比率を図示したものである。2007年末、上海と深圳を合わせたA株市場全体の口座総数は1億1052.12万口座となっており、その内個人投資家の口座数は1億1005.22万口座で、その比率は99.58%となっている。これは2007年だけの現象ではなく、1996年から2007年におけるA株口座数に占める個人投資家の割合の平均値を見てみると、99.56%となっており、個人投資家が常に99%以上のシェアを占めているのがわかる。<sup>22)</sup>

以上の機関・個人投資家名義の口座の中には、上海・深圳両取引所に同一名義で開設されている口座や、長期にわたって投資が行われていない休眠口座が存在するため、口座数のみの考察では個人投資家がマーケットに及ぼす影響は完全には把握できない。このようなバイアスを回避するために、以下では実際に行われている取引状況、中でも取引口座数、取引株数および取引金額から、実際の投資家構造のサーベイを行う(表6)。2007年の中国A株市場における個人投資家の取引口座数は5788.73万口座で、A株総取引口座の99.79%を占めている。取引株数では、上海・深圳合計で6兆4622.94億株と、個人投資家比率は90.64%となっている。最後に個人投資家による取引金額であるが、上海・深圳で78兆8195.96億元と、A株市場全体の86.74%に達している。

以上のデータからもわかるように、中国株式市場は個人投資家に偏った投資家構造となっている。一般的に、個人投資家が取得可能な情報量は機関投資家よりも少ない上、海外の情報に対する感応度は相対的に低いと考えられる。また、海外への投資は2006年から始まった適格国内機関投資家(Qualified Domestic Institutional Investor, 以下QDIIと略称)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ため、多くの中国国内機関投資家のポートフォリオには海外株式が組み込まれておらず、国外市場の情報分析に注力する必要はない。さらに、QDIIによる海外投資も株式投資など比較的风险の高い投資には制限が課せられており、QDIIのポートフォリオに占める海外株式投資額の割合は依然として小さいため、これらQDIIによるポートフォリオ

22) このような個人投資家中心の投資家構造を中国では「全民炒股(全国民による株式投資)」と呼ぶ。

表6 中国株式市場における個人投資家と機関投資家の取引状況

	取引口座数 (万口座)		取引株数 (億株)		取引金額 (億元)	
	上海	深圳	上海	深圳	上海	深圳
個人投資家	3098.33 (99.78%)	2690.4 (99.80%)	42948.04 (89.81%)	21674.9 (92.32%)	519092.53 (86.03%)	269103.43 (88.14%)
機関投資家	6.79 (0.22%)	5.32 (0.20%)	4871.72 (11.34%)	1803.65 (8.32%)	84301.37 (16.24%)	36205.03 (13.45%)
A株合計	3105.12	2695.72	47819.76	23478.55	603393.9	305308.46

(出所) 国務院発展研究中心信息网《投資者帳戶情況》を基に筆者作成。

調整が中国株式市場全体の動向に与える影響も極めて限定的であると見られる。

以上、「厳しい資本規制の存在」と「投資家構造の偏り」によって、中国株式市場に参加する国内外投資家の海外情報に対する反応は小さいため、情報に対する株価の反応も限定的になるのではないかと推論できる。つまり、中国株式市場においては、構造的に他市場からの影響を受けにくい体質が形成されているのである。

中国株式市場とは対照的に、米国・香港市場といった先進的マーケットでは機関投資家が非常に多く、市場の開放度も中国とは比べものにならないほど高い<sup>23)</sup>。また、先進国の投資ファンドや機関投資家など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たちは世界のマーケット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っている。近年における通信技術、コンピュータ性能の飛躍的進歩に伴い、情報伝達速度は劇的に高まり、国境を越えた他市場の情報も一瞬で伝わるようになり、投資家の投資行動に多大な影響を与えている。本稿の3.2節では、リーマン危機以降の米国、香港市場のボラティリティの高まりは、日中ボラティリティ全体の高まりに起因されることがわかった。これを詳しく見てみると、米国であれば、英国やドイツ、Euronext等、香港であれば日本や韓国、シンガポールといった株式市場が同時刻に取引を行っており、これら海外市場の大量の情報が絶えず伝わってきている。つまり、リーマン危機以降、パニック状態に陥った米国、香港の投資家は、これら同時刻に取引している海外マーケットからの情報に過度に反応してしまい、ひいては日中のボラティリティの上昇に拍車をかけたのではないかと推論される。

それとは相対的に、リーマン危機後における中国株式市場のボラティリティの高まりは、夜間のボラティリティの上昇に起因され、日中ボラティリティ全体ではほぼ変化がないことが3.2節で確認された。これと関連する研究である Hirayama and Tsutsui (2009)では、日本と中国株式市場(上海・深圳)間の株価連動性について、本稿とほぼ同時期である2008年1月7日～2009年1月23日の1分間リターンを用いて分析を行っており、日本市場は中国市場の株価変動に反応しているものの、中国市場は日本市場の変動に反応していないと報告している。この事からも、株式市場がオープンしている日中においても、中国株式市場で取引を行っている投資家は同時刻に取引している海外マーケットの情報に対して反応が小さいことがうかがえる。

23) 香港証券取引所における2007年10月から2008年9月の出来高から計算した投資家構造は以下のとおりである。域内個人投資家26%、域内機関投資家27%、域外個人投資家3%、域外機関投資家38%、取引所参加者6%。なお、域外機関投資家の中で最も多いのが米国投資家で35%、次いで英国(22%)、英国以外の欧州投資家(16%)となっている。データは「香港交易所市場資料2008」より引用。

また、前節の分析から、リーマン危機前後を問わず、米国株式市場が中国市場からの影響を受けていないことが明らかとなった。これは中国市場から米国市場への非常に強いボラティリティ・スピルオーバーが検出されたとする劉・陳(2008)、西村(2009)などの先行研究とは異なる結果である。これらの先行研究は世界のマーケットが比較的安定していた2007年以前のデータを用いて実証分析を行っており、サブプライム危機やリーマン危機といった金融危機が株価の運動に与える影響は対象にしていない。つまり、サブプライム危機以降、米国投資家が参考にしていない情報に大きな変化があったのではないかと考えられる。具体的に見てみると、世界経済が安定していた時期には、「中国における経済成長と投資状況は世界の経済成長と投資家信頼感のバロメータ<sup>24)</sup>」となり、世界経済のエンジンとなっている中国株式市場の動向は、投資戦略を決定する上で極めて重要な情報の1つとして投資家行動に影響を与えていたと思われる。しかし、金融危機以降は、その情報源は中国から投資家自らが実際に投資を行っているマーケットへと移行した。つまり、厳しい資本規制によって直接的に投資できない中国 A 株市場の動向よりも、自ら投資している株式市場の動向に情報の重きを置くようになり、情報伝達経路に根本的な変化があったと考えられる。

## 5 まとめと今後の展望

本研究では、2008年7月15日から2009年1月31日における中国・香港と米国株式市場の日中5分間データを用い、リーマン危機がこれらの市場のボラティリティに与えた影響、市場間の夜間のボラティリティ・スピルオーバーについて実証的に分析した。実証結果から、以下のような興味深い点が明らかになった。

- (1) ARMA-RV モデル、EGARCH-RV モデルの推定結果より、2008年9月15日のリーマン危機以降、各市場間におけるボラティリティの波及効果は高まっていることが示唆された。近年の株価運動性の研究結果を見てみると、ブラックマンデーに代表される株価の大暴落時やアジア金融危機のような世界的金融危機の局面では、株価の波及効果は高まるという結果を得ているが、本稿でもそれを支持する結果となった。
- (2) リーマン危機後、すべての市場において不確実性が高まり、ボラティリティは急上昇したが、中国株式市場への影響は比較的小さく、その市場リスクは米国株式市場よりも低いレベルにとどまっていることが明らかとなった。
- (3) 米国、香港株式市場と比較して、海外情報が中国株式市場に与えるショックは比較的小さいことが示唆された。中国株式市場は、「厳しい資本規制の存在」と「投資家構造の偏り」といった固有の特徴を有しており、これが国外から中国国内への情報伝達が受けている主たる阻害の要因であると考えられる。

アジア通貨危機が発生し、多くのアジア諸国の通貨が暴落した1997年前後を境に、他の株式市場が縮小もしくは横ばい傾向で推移したのに対し、中国市場だけはその閉鎖的特徴から、影響は限定的で比較的順調に拡大した経緯がある。しかし、本稿の実証結果を見ると、リーマン・ブラザーズ破綻を発端に国際金融資本市場が危機的状況に直面した今回の金融危機においては、中国市場でもその衝撃を完全に回避することはできなかったことがわかる。これは、近年、とりわけ WTO 加盟以降、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）」・「引进来（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、証券価格の国際連動性はさらに顕著になってくると考えら

24) "China snuffle sends shivers worldwide," By Mark Konyn, *Financial Times*, March 26, 2007 (筆者訳)。



れ、それによって生じる中国株式市場に対する負の影響も懸念される。

上場企業の8割以上を旧国営企業が占めている中国株式市場は、まさしく社会主義市場経済の象徴的存在である。その持続的発展は中国の経済システム全体の安定に資するのみならず、社会主義市場経済の確立をより強固なものとするのであろう。近年、中国は「非流通株改革」<sup>25)</sup>など株式市場に山積する様々な問題の是正に積極的に取り組んできた。しかし、改革の焦点は制度的な是正、つまりハード面の整備に傾注しており、市場の主役である投資家自身の問題に対する改善、つまりソフト面への取組みは遅れている。今後は、個人投資家に偏った投資家構造の是正、投資家教育を通じた投資家育成の強化、機関投資家中長期投資を奨励する税制面での優遇措置<sup>26)</sup>といった具体的取組みにも着手する必要がある。中国政府は、このようなソフト面の強化に努めると同時に、金融市場リスクの監督管理の効率化を図り、中国資本市場のショックに対する耐久力、対応力を十分に把握した上で、その対外開放速度と規模を慎重に検討し政策に反映していく必要がある。

なお、本稿では、中国・香港と米国株式市場における夜間のボラティリティ・スピルオーバーに着目して分析をすすめてきた。4.3節で米国や香港市場はリーマン危機以降、日中の情報伝達効果が高まっている可能性を指摘したが、本稿ではその計量的考察は行っていない。そこで今後の課題としては、証券取引所が同時刻に取引を行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。また、本稿ではボラティリティに関する連動を中心に議論をすすめてきたが、株価の水準、つまり株価のリターンに関する国際連動性についても実証的に分析する必要がある。<sup>27)</sup>この点に関しても今後の重要な課題である。

(対外経済貿易大学・北京大学・対外経済貿易大学)

投稿受付2010年6月1日、最終稿受理2011年11月18日

#### [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。  
 筒井義郎・平山健二郎 (2009) 『日本の株価——投資家行動と国際連関』東洋経済新報社。  
 西村友作 (2009) 「中国株式市場国際連動性のパズル」『証券経済学会年報』第44号，pp.27-39。  
 野村資本市場研究所 (2007) 『中国証券市場大全』日本経済新聞出版社。  
 渡部敏明 (1996) 「東アジアの株価の時系列分析——米英からの波及効果と域内連動」『フィナンシャル・レビュー』第38号，pp.56-67。  
 —— (2000) 『ボラティリティ変動モデル』朝倉書店。  
 —— (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。  
 渡部敏明・佐々木浩二 (2006) 「ARCH型モデルと“Realized Volatility”によるボラティリティ予測とバリュー・アット・リスク」『金融研究』第25巻別冊第2号，pp.39-74。  
 Ait-Sahalia, Y., P. A. Mykland and L. Zhang (2005) “How Often to Sample a Continuous-Time Process in

25) 中国株式市場では、その歴史的背景から、市場で取引可能な「流通株」と国家、地方政府および法人が保有する取引不可能な「非流通株」が混在する状況が形成され、中国株式市場の持続的発展を阻害する最大の問題であった。2005年4月以降、この非流通株改革（中国語では「股權分置改革」）が進められ、現在は非流通株改革が必要とされる上場企業のほとんどが改革を終えている。

26) 個人投資家に対してはキャピタル・ゲイン課税の徴収は行われていない。

27) 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連動を分析している。

- the Presence of Market Microstructure Noise,” *Review of Financial Studies*, Vol.18, No. 2, pp.351-416.
- Andersen, T. G. and T. Bollerslev (1998) “Answering the Skeptics: Yes, Standard Volatility Models Do Provide Accurate Forecasts,” *International Economic Review*, Vol.39, No. 4, pp.885-905.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold and P. Labys (2001) “The Distribution of Realized Exchange Rate Volatility,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol.96, No. 453, pp.42-55.
- Andersen, T. G., T. Bollerslev, F. X. Diebold and P. Labys (2003) “Modeling and Forecasting Realized Volatility,” *Econometrica*, Vol.71, No. 2, pp.579-625.
- Bandi, F. M. and J. R. Russell (2006) “Separating Microstructure Noise from Volatility,” *Journal of Financial Economics*, Vol.79, pp.655-692.
- Barndorff-Nielsen, O. E. and N. Shephard (2002) “Estimating Quadratic Variation Using Realized Variance,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol.17, No.5, pp.457-477.
- Blackman, S. C., K. Holden and W. A. Thomas (1994) “Long-Term Relationships Between International Share Prices,” *Applied Financial Economics*, Vol.4, No.4, pp. 297-304.
- Bollerslev, T., R. F. Engle and D. B. Nelson (1994) “ARCH Models,” in R. F. Engle and D. L. McFadden (eds), *The Handbook of Econometrics*, Vol.4, North-Holland, pp.2959-3038.
- Bollerslev, T and J. M. Wooldridge (1992) “Quasi-maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-varying Covariances,” *Econometric Reviews*, Vol.11, No.2, pp.143-172.
- Cheung, Y. W. and L. K. Ng (1996) “A Causality-in-Variance Test and its Application to Financial Market Prices,” *Journal of Econometrics*, Vol.72, pp.33-48.
- Diebold, F. X. (1988) *Empirical Modeling of Exchange Rate Dynamics*, Berlin: Springer-Verlag.
- Engle, R. F. (1982) “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation,” *Econometrica*, Vol.50, No.4, pp.987-1007.
- Glosten, L. R., R. Jagannathan and D. E. Runkle (1993) “On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Return on Stocks,” *Journal of Finance*, Vol.48, No.5, pp.1779-1801.
- Hamao, Y., R. W. Masulis and V. Ng (1990) “Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets,” *Review of Financial Studies*, Vol.3, No.2, pp.281-307.
- Hamori, S. (2003) *An Empirical Investigation of Stock Markets: the CCF Approach*, Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Hansen, P. R. and A. Lunde (2005) “A Forecast Comparison of Volatility Models: Does Anything Beat a GARCH(1,1)?” *Journal of Applied Econometrics*, Vol.20, No.7, pp.873-889.
- and ——— (2006) “Realized Variance and Market Microstructure Noise,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 24(2), pp.127-161.
- 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.
- Hong, Y. (2001) “Granger Causality in Risk and Detection of Risk Transmission Between Two Time Series,” Working paper, Department of Economics and Department of Statistical Science, Cornell University.
- Jarque, C. M. and A. K. Bera (1987) “A Test for Normality of Observations and Regression Residuals,” *International Statistical Review*, Vol.55, No.2, pp.163-172.
- Jeon, B. N. and G. M. Von Furstenberg (1990) “Growing International Co-Movement in Stock Price Indexes,” *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol.30, pp.15-30.
- Jeong, J. G. (1999) “Cross-border Transmission of Stock Price Volatility: Evidence from the Overlapping Trading Hours,” *Global Finance Journal*, Vol.10, No.1, pp.53-70.
- Karolyi, G. A. (1995) “A Multivariate GARCH Model of International Transmissions of Stock Returns and Volatility: The Case of the United States and Canada,” *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.13, No.1, pp.11-25.
- King, M. A. and S. Wadhvani (1990) “Transmission of Volatility between Stock Markets,” *Review of Financial Studies*, Vol.3, No.1, pp.5-33.
- 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*, Vol.12, pp.445-475.
- Lai, M., K. S. Lai and H. Fang (1993) "Dynamic Linkages Between the New York and Tokyo Stock Markets: A Vector Error Correction Analysis," *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Vol.3, No.2, pp.73-96.
- Lin, W-L., R. F. Engle and T. Ito (1994) "Do Bulls and Bears Move across Borders? International Transmission of Stock Returns and Volatility," *Review of Financial Studies*, Vol.7, No.3, pp.507-538.
- Ljung, G. M. and G. E. P. Box (1978) "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models," *Biometrika*, Vol.65, No.2, pp.297-303.
- Martens, M. (2002) "Measuring and Forecasting S&P 500 Index-futures Volatility Using High-frequency Data," *Journal of Futures Markets*, Vol.22, No.6, pp.497-518.
- Nelson, D. B. (1991) "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," *Econometrica*, Vol.59, No.2, pp.347-370.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987) "A Simple, Positive Semi-definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix," *Econometrica*, Vol.55, No.3, pp.703-708.
- Ross, S. A. (1989) "Information and Volatility: The No-arbitrage Martingale Approach to Timing and Resolution Irrelevancy," *Journal of Finance*, Vol.44, No.1, pp.1-17.
- Susmel, R. and R. F. Engle (1994) "Hourly Volatility Spillovers Between International Equity Markets," *Journal of International Money and Finance*, Vol.13, No.1, pp.3-25.
- Theodossiou, P. and U. Lee (1993) "Mean and Volatility Spillovers across Major National Stock Markets: Further Empirical Evidence," *Journal of Financial Research*, Vol.16, No.4, pp.337-350.
- Thomakos, D. D. and T. Wang (2003), "Realized Volatility in the Futures Markets," *Journal of Empirical Finance*, Vol.10, No.3, pp.321-353.
- 刘程·陈思翀《中国与 international 证券市场间的风险传导模式——基于方差因果性研究的新证据》，《世界经济文汇》2008年第5期，第30-44页。
- 洪永淼程·成思危程·刘艳辉程·汪寿阳《中国股市与世界其他股市之间的大风险溢出效应》，《经济学》2004年第3期，第703-726页。
- 谷耀程·陆丽娜《沪，深，港股市信息溢出效应与动态相关性——基于 DCC-(BV) EGARCH-VAR 的检验》，《数量经济技术经济研究》2006年第8期，第142-151页。

## 《SUMMARY》

INFORMATION TRANSMISSION BETWEEN  
THE U.S., HONG KONG, AND CHINA'S  
STOCK MARKETS DURING THE FINANCIAL CRISIS

By YUSAKU NISHIMURA, BIANXIA SUN and MING MEN

The global financial crisis deteriorated so sharply after *Lehman Brothers Holdings Inc.* filed for Chapter 11 bankruptcy protection on September 15, 2008. This paper mainly focuses on the stock market volatility features and volatility spillover effects between the U.S., Hong Kong and China around the crash of September 2008. We adopt nonparametric realized volatility constructed from high-frequency intraday data that covers the period of July 15, 2008 - January 31, 2009. Our empirical analyses show that (1) the Lehman shock does increase the information transmission effects, (2) the stock market crash directly causes an increase in volatility in these markets with the smallest impact on China and (3) Chinese investors have relatively low sensitivity to international information because of non-liberalization of trade and investor structure in China's stock market.

(University of International Business and Economics, Peking University, University of International Business and Economics)