慶應義塾大学学術情報リポジトリ
Keio Associated Repository of Academic resouces

Title	ショック時における投資家の私的情報の利用とその伝播
Sub Title	A contagion of bad news by informed traders at a market crisis
Author	岩本, 純一(Iwamoto, Junichi)
Publisher	慶應義塾大学出版会
Publication year	2017
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.60, No.1 (2017. 4) ,p.45- 66
JaLC DOI	
Abstract	本稿では, 私的情報の伝播を把握する実証分析の枠組みを提示する。ある銘柄で私的情報が発生した時, 他の銘柄でも私的情報が発生した場合に, その情報が伝播したと考え, 銘柄ごとに私的情報の発生頻度を推定した。そのうえで, 市場全体での銘柄間の相関により私的情報の伝播を把握した。リーマンショック時の日本の株式市場をその前後の期間と比べたところ, 非情報投資家に比して情報投資家の取引がより増加していること, 私的情報に関しては, 悪い内容を有する多くの銘柄群と良い内容を有する一部の銘柄群の両極に分かれた結果, 銘柄間の相関が高まっていたことを確認した。本稿で明らかにした私的情報の銘柄間の相関は, 取引動機にさかのぼり市場におけるショックの大きさを表すものである。
Notes	論文
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-20170400-0045

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

三田商学研究
第60巻第１号
2017 年 4 月

2017年３月21日掲載承認

ショック時における投資家の私的情報の利用とその伝播*

岩　本　純　一

＜要　　約＞

本稿では，私的情報の伝播を把握する実証分析の枠組みを提示する。ある銘柄で私的情報が発生した時，他の銘柄でも私的情報が発生した場合に，その情報が伝播したと考え，銘柄ごとに私的情報の発生頻度を推定した。そのうえで，市場全体での銘柄間の相関により私的情報の伝播を把握した。リーマンショック時の日本の株式市場をその前後の期間と比べたところ，非情報投資家に比して情報投資家の取引がより増加していること，私的情報に関しては，悪い内容を有する多くの銘柄群と良い内容を有する一部の銘柄群の両極に分かれた結果，銘柄間の相関が高まっていたことを確認した。本稿で明らかにした私的情報の銘柄間の相関は，取引動機にさかのぼり市場におけるショックの大きさを表すものである。

＜キーワード＞

情報投資家，情報の伝播，ベータ２項分布，*PIN*（Probability of Informed Trading）

１．はじめに

2008年のリーマンショックが各国の金融市場に与えた大きな影響は，いまだに記憶に新しい。ブラックマンデーやリーマンショックでは，特定の国のショックが市場全体にさらには国を超えて広がっていく現象に特徴がある。de Bandt/Hartmann（2000）は，これまでのシステミックリスクに関する研究を包括的にまとめているが，こうしたショックの広がりに対する分析視角を大きく２つに分類している[1)]。１つは，資金の供給主体である金融機関（主に銀行）間で流動性の顕著な低下が連鎖していく直接的な現象に着目するものである。もう１つは，さまざまな投資家を

* 本稿執筆にあたっては辻幸民先生，一橋大学の三浦良造先生，大阪大学の村宮克彦先生および本誌レフェリーから多くの貴重な示唆を頂いた。また慶應義塾大学金融ワークショップにおいて，金子隆先生，和田賢治先生をはじめ参加者より大変有益な助言を頂いた。ここに記して謝意を表したい。

1） ショックの伝播（Contagion）に関する研究について網羅的にまとめたものとしては，この他に，Forbes/Rigobon（2001），Pericoli/Sbracia（2003），藤原（2008），大野（2008）などがある。

含むより広範囲な市場参加者を前提として，証券市場全体にショックが伝播し，さまざまな金融資産の価格が，同時かつ大幅に下落する現象に着目するものである。

リーマンショック発生時，米国金融機関においては，流動性への懸念からシステミックリスクが急激に上昇した。これに対し，日本の金融機関は，長く苦しんできた不良債権問題に目途をつけ，健全性を取り戻しつつあった。ショック発生時には，高リスク金融資産保有による影響は限定的で，米国の金融機関との取引を除き，流動性確保にも大きな問題は生じていなかった。事実，リーマンショック発生前後には，みずほ銀行がメリルリンチに対し，三菱東京 UFJ 銀行がモルガンスタンレーに対しおのおの出資を行い，危機的状況の鎮静化に貢献した。また野村証券は，リーマンブラザースの欧州・アジア部門の事業を引き受けた。

したがって，リーマンショックの分析においては，日本市場の場合は２番目の分析視点がより重要となる。なぜならば，ショック自体は米国のサブプライムローンを契機にした米国固有の金融イベントであったにもかかわらず，日本市場でも金融資産価格の大幅な下落が発生したからである。このように米国の金融市場との共通要因が少なく，比較的健全であった日本の市場においても株式や社債は暴落したのであり，当時の日本の市場を分析することは，ショックが他の国に波及していった過程を解明することにつながる。

Forbes/Rigobon（2001），藤原（2008）などでは，「ある市場で発生した固有のネガティブ・ショックが，金融資産価格を決定するファンダメンタルズが互いに独立している市場にも伝播し，同時的な価格下落を引き起こすこと」をショックの伝播（Contagion）と定義している。それでは，このようなショックの伝播が起こる原因は何であろうか。Forbes/Rigobon（2001），藤原（2008），大野（2008）は，これまでの研究をサーベイし，表１のような理論的解釈をあげている。ここで当時の日本の市場を振り返り，株式市場暴落について可能な解釈を検討しよう。ショックの原因が米国であり，日本への影響が明確でなかったことから，解釈１は適合する可能性がある。これに対し，解釈２は全ての銘柄が同時に売られることを補足的に説明することは可能であるが，市場全体の価格下落につながる取引の契機については別途説明が必要である。解釈３は日本の金融市場の健全性を投資家が認識していたことから，直接的な原因とは考えづらい。解釈４は米国の投資家はリーマンショック後，日本株の保有比率を引き下げており，株価下落の要因の１つと考えられるが，日本人投資家は保有比率を引き上げており，対応が分かれている。以上から，４つの中では解釈１が特に重要であるといえるが，これについても課題はある[2)]。市場参加者は，投資対象に関する私的情報を有する投資家（以下，情報投資家）と公開情報しか利用できない投資家（以下，非情報投資家）から構成されるが，解釈１は両投資家の区分を意識していないからである[3)4)]。

2)　ただし，外国人投資家（特に米国人投資家）の影響が大きい場合は，解釈３，解釈４が該当する可能性はある。

3)　情報投資家とは，私的情報を有し当該情報を利用して取引を行う投資家である。なお私的情報とは，費用を払うことで得る資産価値に関して一定の精度を有する情報で，具体的は，情報ベンダーが提供するさまざまな情報，シンクタンクが提供する有料レポートおよびインハウスアナリストやファンドマネージャーによる独自の分析などがある。

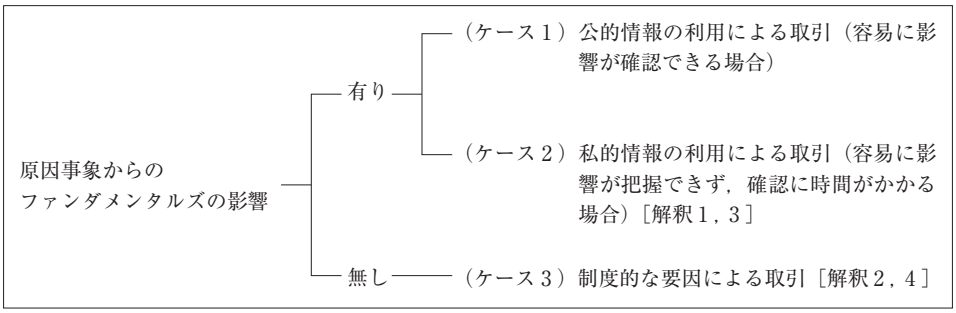
4)　非情報投資家とは，公開情報は利用できるが，私的情報は利用しない投資家である。具体的には，ノイ↗

表１　ショックの伝播の理論的解釈

解釈	内容	論文
1. 情報の非対称性	資産価格の変動要因は，その国固有の要因と各国共通の要因とがある。他国で固有要因のショックが発生した時，投資家が２つの要因を完全に分離して識別できないため，他国の価格変動から共通要因の変動を類推する結果，自国にもショックが波及するもの。	King/Wadhwani（1990），Kodres/Pritsker（2002），Yuan（2005）
2. 投資家の同質化	投資家が情報収集のコストを嫌うことで，インデックスファンドの増加など，投資家の同質化が進み，資産価格の連動性が高まるもの。	Calvo/Mendoza（2000）
3. 投資家の潜在的リスク回避	ある国での想定外のショック発生により，同等の潜在的リスクを有する他国のリスクが従来以上に意識されることで投資を減じるもの。	Masson（1998）
4. 資産効果を通じた伝播	ショックの起きた市場での損失が原因で，ポートフォリオのエクスポージャーを減じる必要が生じ，他国の資産も売却するもの。	Calvo（1999），Kyle/Xiong（2001），Kaminsky/Reinhart（2003）

（注）de Bandt/Hartmann（2000），Forbes/Rigobon（2001），大野（2008），藤原（2008）より作成。なお Yuan（2005）は，自国内の情報投資家と非情報投資家の間でのメカニズムを想定している。

図１　ショックの伝播の定義と理論的解釈の関係



リーマンショックはイベントの発生自体は公開情報として日本市場にもたらされたが，米国固有のイベントであり，日本市場内でショックがいかに伝播したかを解明するためには，両方の投資家の行動を明らかにする必要がある。

ここで，Forbes/Rigobon（2001），藤原（2008）によるショックの伝播（Contagion）の定義と４つの解釈を整合的に整理すると，ファンダメンタルズに関する情報の伝達の有無により，図１のようにまとめることができる。上述のリーマンショック時の日本株暴落の考察が正しければ，留

↘　ズトレーダー，ポジションをカバーするヘッジャー，流動性を供給するマーケットメーカー，パッシブファンドのマネージャーなどが該当する。なお公開情報とは無コストで市場参加者全員が同時に得ることができる情報である。ショックの場合は，発生自体は公開情報で知ることができるが，それが何を意味し，資産価格にどのような影響を及ぼすかについては，必ずしも明確でないことが少なくない。

意すべきなのは解釈１を含むケース２である。ここでは情報が不十分で自国への影響が容易に確認できない場合，投資家が本来以上に過剰な反応をすることで，ショックが伝播する可能性を示している。その意味では，Forbes/Rigobon（2001），藤原（2008）の定義も，「ファンダメンタルズが互いに独立している場合や，両国に一定の関係があってもそれを示す情報が不十分な場合」とする方がより正確であろう[5)]。さらにイベント発生時の情報の十分性を議論する場合には，情報の種類にも留意する必要がある。投資家が利用する情報には一般的に公開情報と私的情報があるが，ケース２は公開情報だけでは自国への影響が十分に把握できない状況を示唆している。そのような場合，情報投資家であれば，従来以上に私的情報を重視して情報の不十分性を補おうとすることが予想される。

ところで，表１のように市場全体でのショックの伝播について，理論的な研究が蓄積されてきたものの，実証的な分析に関する研究はそれほど多くはない。例えば de Bandt/Hartmann（2000）は，伝播の実証例として，単純な価格の変動の相関，ARCH など時系列モデルから得る価格変動の波及，極地理論による分布のすそ野の依存性，ファンダメンタルズで説明できないショックの波及などを紹介しているが，投資家間の情報格差を明示的に取り込んでいるものではない[6)]。そのような実証分析を行うためには，情報投資家と非情報投資家の特定が必要だが，容易ではないためと考えられる。また，たとえ投資家の特定が可能であったとしても，投資家が利用する情報は投資手法に直接関係するため，外部に開示されることはないからであろう。

本稿の目的は，ショック時の私的情報の発生とその伝播を把握する実証分析の枠組みを提示することと，その枠組みを用いて日本市場の分析を行うことである[7)]。目的の達成に際しては，私的情報の発生とその伝播をいかに把握するかという点が重要なポイントとなる。最近，信用リスクの研究でデフォルト発生確率の相関をベータ２項モデルにより把握する研究が行われており，Moraux（2010），Hisakawa/Kitsukawa/Mori（2010）および Herbertsson（2012）などの論文がある。一般的に，ある事象の発生を推定する場合，ベルヌーイ試行における事象として捉えることができる。しかしながら，単純な２項モデルでは発生確率は特定の値とされ，事象の発生は銘柄間で独立と仮定されるため，事象発生の相関は取り込めない。これに対し，上述の論文では，２項モデルの発生確率に一定の分布を仮定することで銘柄間の相関を計測している。相関を織り込んだ２項モデルを混合２項モデルというが，本稿では，情報の発生確率に，自由度が高く柔軟にトレースすることができるベータ２項モデルを適用し，市場全体における私的情報の発生状況を分

5） Forbes/Rigobon（2001），藤原（2008）による定義や４つの解釈においては，市場間にファンダメンタルズに関する関係があり，かつ情報の不十分性もない場合は（図１のケース１），ショックの伝播（Contagion）の対象としていない。この場合は，市場の一般的な需給の調整は起こるものの，比較的短期間に終息し，著しく大きなショックの伝播につながるものではないと考えているからかもしれない。

6） de Bandt/Hartmann（2000）の4.2 Evidence on contagion and joint crashes in financial markets より。また Pericoli/Sbracia（2003）は，ショックの伝播（Contagion）に関する明確な定義はないとして，代表的な５つの定義とそれに対応する実証方法を紹介している。その計測手法の１つに，市場横断的な価格変動とその相関を上げている。

7） ショックの伝播は，外国のショックの国内への伝達と，国内でのショックの広がりの２段階に分かれるが，本稿で計測する相関係数は後者を対象としている。

析する。なお，私的情報発生の把握については，マーケットマイクロストラクチャーの分野で情報ベースモデルと呼ばれる Easley *et al.*（1996）を使用し，一定期間における銘柄の売買回数から，間接的に私的情報の発生確率を推定する。[8)]

本稿の貢献は，私的情報の発生やその内容について銘柄間の相関を確認することで，要因の発生が個別銘柄に留まるものか，市場全体に及ぶものかを確認できることを示した点にある。先行研究はいずれもショックの要因の１つを説明することはできるが，影響の大きさを説明することはしていない。もう１つの貢献は，ショックの伝播に関して，先行研究で行われてきたさまざまな解釈（解釈１から４）を含む包括的なフレームワークを示したことである。先行研究の解釈は，いずれもショックの伝播を個別に説明しうるものであるが，実証分析を行うにはそれらを包括的に含む方法が必要であった。

本稿の実証分析のフレームワークについては第３節で詳細を説明するが，ショックイベント時の市場の状況把握については，図１にもとづき，イベントに起因する情報と投資家の行動に関する３つの推測をおき，これを確認するかたちをとる。推測１は図１のケース１およびケース３に対応し，ショックの発生要因として非情報投資家の取引を確認するものである。推測２は同図のケース２に対応し，情報投資家の取引の変化を確認するものである。また推測３は推測２に関連し，そのような影響があったとして，個別銘柄レベルの限定的なものなのか連鎖的な株価暴落につながる市場全体に及ぶものなのかを確認するものである。[9)]

推測１：ショックイベント時においては，公的情報や制度的な要因にもとづく非情報投資家の取引が増加（ケース１，ケース３）

推測２：ショックイベント時においては，私的情報にもとづく情報投資家の取引が増加（ケース２）

推測３：ショックイベント時においては，個別の取引の誘因となる私的情報の発生やその内容について，銘柄間の相関上昇

本稿のフレームワークをリーマンショック時の日本の株式市場に適用した際の，主な発見事項は次のとおりである。まず推測１については，他の時期に比して非情報投資家の取引が増加しており，公的情報や制度的な要因にもとづく取引が増加していたと考えた。つぎに推測２については，この非情報投資家の取引以上に情報投資家の取引が大きく増加していたため，ファンダメンタルズの確認が難しい状況下，情報投資家が私的情報の利用を活発に行ったと考えた。最後に推測３については，情報投資家が利用する私的情報に関しては，悪い内容を有する多くの銘柄群と，それ以外の内容を有する一部の銘柄群の両極に分かれることを確認した。加えて，前者の銘柄群の影響がより大きく，市場全体の大きな下落を招いたと考えた。

本稿の構成であるが，まず第２節で情報非対称性に着目したショックの伝播に関する先行研究

8）O'Hara（1995）の３章による。個別の発注に対するマーケットメーカーの取引プロセスを記述しているため，逐次取引モデルとも呼ばれる。

9）本稿では，ショックとはリーマンショック，パリバショックなど，歴史上の特定のイベントを指すこととし，ショック時とは，イベント発生時点からの一定の期間を指すこととする。

について概観する。つぎに第３節で私的情報の発生確率の相関を推計する理論的フレームワークを説明する。さらに本稿は日本の株式市場を対象としているが，第４節では使用する市場データの特徴とサンプル期間の留意点について述べる。つづく２つの節では実証分析の結果について明らかにする。第５節では推定した私的情報の発生確率や情報投資家・非情報投資家の取引頻度から，推測１，推測２の確認を行い，第６節ではベータ２項モデルにより推定した銘柄間の相関から推測３の確認を行う。最後に第７節で本研究の結論と課題について言及する。

２．情報非対称性に着目した先行研究

上記の３つの推測を確かめるには，どのような方法が利用可能であろうか。本稿の実証分析のフレームワークを述べる前に，市場参加者間の情報非対称性に着目したショックの伝播に関する代表的な先行研究を説明する。King/Wadhwani（1990）は，各国固有の要因と各国の共通の要因から構成される簡単なリターンモデルを設定し，不完全情報下において，ショックの伝播が起こることを明らかにした。海外の市場でショックが発生した場合，情報が十分に得られない投資家は，この国固有のショックなのか自国の市場にも影響を及ぼす共通の要因によるショックなのか判断できない。そのため海外市場の価格変化から自国に関する情報を類推せざるを得ず，価格の下落が伝播することを示した。ただし King/Wadhwani（1990）のモデルでは，自国の市場において私的情報を有する情報投資家の存在は考慮されておらず，強い仮定をおいた研究となっている。

市場参加者が利用できる情報を明示的に取り込むモデルには，Grossman/Stigliz（1980）に代表されるノイズ付き合理的期待均衡があるが，その中で，特にショックの伝播に着目した研究に Kodres/Pritsker（2002）がある。この論文は，市場参加者として，情報投資家，非情報投資家およびノイズトレーダーを設定し，複数市場間のショックの伝播を分析した。同一市場内におけるショックの状況にも言及しており，情報の非対称性が大きいほど，市場内で発生したショックへの市場価格の反応が大きいことを示すなど，本稿の問題意識と重なる部分も少なくない。ただしこの論文を含め，ノイズ付き合理的期待均衡については，理論研究に留まり，今のところ市場データを用いた実証分析は多いとはいえない。これは情報投資家と非情報投資家を明確に区分したり，情報投資家が利用できる情報を特定したりすることが，実際には困難だからであろう。

市場場参加者間の情報の差異に着目したもう１つのアプローチが，情報ベースモデルである。Glosten/Milgrom（1985）や Easley/O'Hara（1987）に始まる一連の研究では，情報に起因する市場の価格調整プロセスを説明した。情報投資家は証券の価値に関する私的情報を利用して取引を行い，その情報が悪い内容であれば売り注文を出し，良い内容であれば買い注文を出す。他方，マーケットメーカーと非情報投資家は，情報投資家が得る情報は利用できないと仮定される。[10)]

10） マーケットメーカーは，相手が情報投資家か非情報投資家かはわからないが，情報投資家の取引がどちらかに偏るため，情報投資家の情報を学習し，取引価格を修正するとしている。買い注文があるとマーケットメーカーが資産価値の期待値を上方修正し，気配価格もそれに合わせてシフトし，売り注文があると逆方向に修正を行う。

Easley *et al.*（1996）は，情報ベースモデルによる実証分析を行った初めての研究である。情報投資家が利用する私的情報を特定することが困難であるため，代わりに，実際の取引量から私的情報の発生確率をベイズ的な手法により推定するモデルを示した。この Easley *et al.*（1996）にもとづくモデルは，日本でも Kubota/Takehara（2009）が1996年から2005年のデータを用い，村宮（2011）が1999年から2005年のデータを用い市場への適用を行っている。しかしながら Easley *et al.*（1996）とその後続の研究は，いずれも個別銘柄ベースの分析に重点をおいており，本稿で注目する銘柄相互の関係についての推定は行われていない[11)]。

このように先行研究を概観すると，私的情報発生の伝播に関しては，実証可能なモデルの検討が十分行われているとはまだ言い難い。本稿では次節で説明するように，ベータ２項モデルを利用することで，私的情報の発生確率について銘柄間の相関を把握する。

３．実証分析の枠組み

（１）　私的情報の発生に関する銘柄間の相関

一般に，私的情報の発生や特定の内容の情報の発生は，おのおのベルヌーイ試行における事象として捉えることができる。しかしながら単純な２項モデルでは，発生確率は特定の値をとり，事象の発生は銘柄間で独立であることが仮定される。２項モデルの発生確率に分布を仮定することで銘柄間の相関を把握できるモデルを混合２項モデルというが，本稿では，この発生確率に自由度が高く柔軟にトレースできるベータ分布を仮定したベータ２項モデルを採用し，市場全体の状況を把握する。

以下，ベータ２項モデルの概要を述べる。複数の銘柄からなるポートフォリオを設定し，各銘柄は私的情報の発生や特定の内容の情報の発生に関して，同一の確率分布に従うという意味で同質的であると仮定する[12)]。ここで私的情報の発生を例にとると，ベルヌーイ試行における確率変数 X_i（$i=1, 2, \cdots, N$）は，互いに独立で，１（私的情報発生）または０（私的情報発生せず）の値をとると仮定する。私的情報が発生する確率が p である場合，試行を N 銘柄で行った時の X_i の合計

11）　Easley *et al.*（1996）の後，理論的拡張や実証研究が行われたが，それらは２つの方向に集約される。１つは，*PIN* を新しいリスクファクターとして捉える方向である。Easley/Hvidkjaer/O'Hara（2002）は，1984年から1998年の間，月次の回帰分析を行い，Size や Book to Market と共に，*PIN* のリスクファクターとしての有意性を検証した。日本でも，Kubota/Takehara（2009）が大型株，バリュー株，グロース株といった個別銘型のスタイルと *PIN* の関係を検証した。また，村宮（2011）は情報の開示・非開示が *PIN* に及ぼす影響を検証するため，個別銘柄単位で，企業規模，利益の変動性，フォローするアナリスト数を説明変数とし，*PIN* を被説明変数とする回帰分析を行った。もう１つは，*PIN* 自体の計測方法を発展させるアプローチである。Easley *et al.*（2008）では，１日当たりの売買回数の合計の期待値が，私的情報にもとづく取引の合計と私的情報にもとづかない取引の合計をとることから，それらを予想する時系列モデル（GARCH タイプ）を構築し，*PIN* の予想を行った。また，Easley/Lopez/O'Hara（2011）は，Easley *et al.*（2008）で示された売買回数合計の期待値と売買回数の差の期待値から，単位時間当たりの取引量により，*PIN* の推定を直接行う方法を示している。

12）　本稿では，時価総額や価格流動性で一定以上の基準を満たすと思われる Topix100を検証対象をとしているため，私的情報や特定の内容の情報の発生に関して，同一の確率分布に従う同質性を仮定することは，一定の合理性があると考えられる。

を，$S_N = \sum_{i=1}^{N} X_i$ とする。この時，k 銘柄で私的情報が発生する確率は，２項モデルに従い次式で与えられる。

$$\mathrm{P}\,[S_N = k] = \binom{N}{k} p^k (1-p)^{N-k} \tag{1}$$

ところが，発生確率 p が銘柄により大きく異なる場合は，背後に確率 p に影響を及ぼす要因があることを想定し，確率 p が一定の確率分布に従うと仮定した方が自然であろう。本稿では，確率 p に柔軟性の高いベータ分布を適用し，市場全体における私的情報や悪い内容の私的情報が特定の回数発生する確率をベータ２項モデルにより求める。

確率 p がベータ分布に従う場合，試行を N 銘柄で行った時に k 銘柄イベントが発生する確率は，次のベータ２項モデルで得られる。

$$\mathrm{P}\,[S_N = k] = \binom{N}{k} \frac{B(k+a, N-k+b)}{B(a, b)} \tag{2}$$

ここで，$B\,(a, b)$ はベータ関数であり，ガンマ関数により次のように表される。

$$B(a, b) = \frac{\Gamma\,(a)\,\Gamma\,(b)}{\Gamma\,(a+b)}$$

ベータ２項モデルでは，確率 p に影響を及ぼす要因を想定するため，確率変数 X_i は相互に独立ではなく，相関を有することになる。具体的には，ベルヌーイ試行における確率変数 X_i（$i = 1, 2, \cdots, N$）は，確率 p で１，確率 $1-p$ で０をとると仮定する。この時，X_i と X_j の間の相関係数 ρ は次式で表すことができる。

$$\rho = Corr(X_i, X_j) = \frac{V[p]}{E[p]\,(1-E[p])}\,,\ i \neq j \tag{3}$$

確率 p がベータ分布に従う時，ベータ分布のパラメータ a, b を用いると，$E\,[p] = \dfrac{a}{a+b}$, $V\,[p] = \dfrac{ab}{(a+b)^2\,(1+a+b)}$ より，相関係数 ρ は次式で表すことができる。[13)]

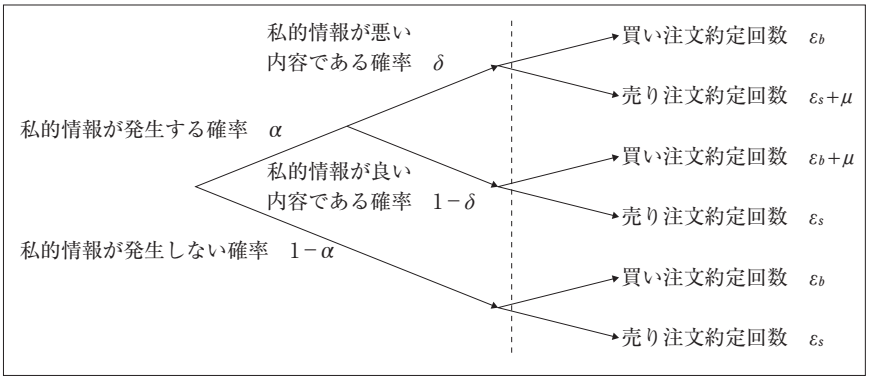
$$\rho = \frac{1}{a+b+1} \tag{4}$$

なお，実際に事象の発生に関する相関の計測については，ショック時の私的情報の銘柄間の広がりに注目するため，クロスセクション・アプローチによる分析を行う。クロスセクション・アプローチは，特定の時期に各銘柄単位で事象の発生件数（確率）を確認し，銘柄横断的に発生確率の分布を作成する方法である。ある時期において，発生確率の背後の要因が特定の銘柄群では増加し，別の銘柄群では減少するとしよう。[14)] 背後の要因が同じ傾向であれば，銘柄 i の試行結果 X_i と銘柄 j の試行結果 X_j も同様の傾向を示すはずである。２つの銘柄群内で，同じ傾向が確認できるため，銘柄全体として相関（背後の要因との連動性）が生じることになる。

13）（４）式の証明は，要望があれば個別に提示させて頂く。

14）例えば，ショック発生に伴い，株式アナリストが全銘柄に対し売り推奨とそれ以外に分けて評価した場合や，クレジットアナリストが信用リスクが高まる銘柄と影響がない銘柄に分けて評価した場合などが考えられる。

図２　取引プロセスのツリーダイアグラム



（注）情報投資家が私的情報を得る確率をαとし，その私的情報が悪い内容である条件付確率をδ，良い内容である条件付確率を$1-\delta$で表す。μは情報投資家の時間当たり約定回数，ε_b，ε_sは非情報投資家の時間当たり約定回数を示す。点線から左のノードでの事象は１日に１回起こると仮定している。

（２）　私的情報の発生確率の推定

Easley/Hvidkjaer/O'Hara（2002）のモデルは，取得する私的情報の内容にもとづき情報投資家が取引を行う，情報ベースモデルである。イベント発生時に実際に情報投資家が利用した私的情報を特定することが困難であるため，本稿ではEasley/Hvidkjaer/O'Hara（2002）のモデルを援用し，取引回数から私的情報の発生回数を推定する。このモデルでは，投資家は株式の取引を行い，取引日は$i=1,\cdots,I$で与えられる。各取引日において，資産の価格に影響を及ぼす私的情報が発生する確率をαとし，その私的情報が悪い内容である確率をδ，良い内容である確率を$1-\delta$とする。[15)]

・情報投資家

取得した私的情報が良い内容の時「買い」の取引を，悪い内容の時「売り」の取引を行う。この時の情報投資家の時間当たり約定回数はμとする。[16)]

・非情報投資家

私的情報を取得することができないので，公開情報または制度的要因により取引を行う。この時の非投資家の時間当たり約定回数は「買い」の時はε_b，「売り」の時はε_sとする。

図２は取引プロセスのツリーダイアグラムを示したものである。取引開始時点では，情報投資家が取得する私的情報の内容が良い場合，悪い場合がおのおの半々であると仮定し$\delta=0.5$とおく。その結果，私的情報にもとづく時間当たり約定回数は$\alpha\mu$であり，時間当たり全約定回数

15）　図２のとおり，δは私的情報が発生した時に，その私的情報が悪い内容である条件付確率であるが，本文中では単にδを「私的情報が悪い内容である確率」，$1-\delta$を「私的情報が良い内容である確率」と記す。

16）　Easley/Hvidkjaer/O'hara（2002）や内外の先行論文では，“the arrival rate of orders”，すなわち「約定到達率」という言葉用いている。実際には，ポアソン分布に従う変数の期待値がパラメータに観測時間を掛けたものとなることから，単位時間当たりの取引回数の期待値を表しているため，本稿では「時間当たり約定回数」としている。

は$\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s$となるため，次式は全約定回数に占める私的情報にもとづく約定回数の割合を表す。Easley/Hvidkjaer/O'Hara（2002）は，この指標を *PIN*（Probability of Informed Trading）と呼んでいる。[17)]

$$PIN = \frac{\alpha\mu}{\alpha\mu + \varepsilon_b + \varepsilon_s} \tag{5}$$

まず推測１について，Easley/Hvidkjaer/O'hara（2002）では公開情報の影響については直接ふれていないのだが，非情報投資家が取得する情報は公開情報に限られるので，その取引を公開情報にもとづくものと解釈することは可能である。[18)] つぎに推測２については，ショックの発生に伴い，私的情報の発生確率αか当該私的情報に対する取引の感応度μのいずれかが上昇すれば，私的情報にもとづく時間当たり約定回数$\alpha\mu$が増加すると解釈することができる。以上から，私的情報にもとづく約定回数は$\alpha\mu$，公的情報にもとづく約定回数は$\varepsilon_b + \varepsilon_s$となり，両者を比較すればイベント発生時の状況を把握できる。例えば，表１の解釈１が示唆する状況が発生すれば，まずは公的情報にもとづく取引$\varepsilon_b + \varepsilon_s$が増える一方で，私的情報にもとづく取引$\alpha\mu$は低い水準に留まるはずである。ただしそのような状況下でも，情報投資家が不十分な公的情報を補うため私的情報を得て取引を行う場合は，$\alpha\mu$は高い数値を示すであろう。最後に推測３については，私的情報を取得することができる銘柄とそれ以外の銘柄に峻別される場合はαの相関が高まるため，これを確認する。また取得した私的情報について，悪い情報の銘柄とその他の情報の銘柄に峻別される場合はδの相関が高まるため，これを確認する。

４．観測値の取得期間と取引回数データの作成

（１） 観測値の取得期間

本稿では，日本での先行研究 Kubota/Takehara（2009），村宮（2011）と同じく，日経新聞デジタルメディア社が提供する「個別株式ティックデータ」を使用した。また対象銘柄は，十分な市場流動性を有する Topix100を構成する100銘柄を対象とした。観測期間は３か月とし，A 2007年４月２日～６月29日（通常期間），B 2007年８月１日～10月31日（パリバショック期間），C 2008年８月１日～10月31日（リーマンショック期間），D 2009年８月３日～10月30日（通常期間）の４つを対象とした。A，D の通常期間は，B，C のショック期間との比較を行うために設定した。[19)]

17） *PIN* は私的情報にもとづく約定回数の割合と理論的なビッドアスクスプレッドの２つの意味を有するが，本稿では，前者の意味で使用する。

18） 太田 / 宇野 / 竹原（2011）の第８章3.2でも同様の説明が行われている。

19） データ期間の設定においては，用意した2007年１月から2009年12月までの３年分のデータのうち，まずパリバショックの期間 B とリーマンショックの期間 C を決定し，その前後の期間を通常期間とした。期間 A については，１月から３月の間にチャイナショックが発生しているため，次の４月から６月とした。期間 D については，期間 B，C と同じ８月から10月に設定した。なお期間 D については，同年の５月から７月のデータについてもα，δの推定を行い相関を算出したが，おのおの0.0791，0.2982であり，８月から10月と大きな傾向の差異がないことを確認している。

（２）　買い手主導取引と売り手主導取引の判別

Easley/Hvidkjaer/O'Hara（2002）のモデルを利用してパラメータを推定するには，個々の株式取引において，買い手主導の取引か，売り手主導の取引かを判別する必要がある。Eeasly *et al.*（1996）以降，一連の後続論文では，ニューヨーク証券取引所の売買データを使用しているが，取引の方向に関する判別は，いずれも Lee/Ready（1991）で示された方法に依拠し，一定のロジックに従って分類を行っている。ニューヨーク証券取引所では，スペシャリストと呼ばれる市場参加者がマーケットメーカーの役割を担っているのだが，スペシャリストによる気配の提示と売買の記録の間にタイムラグがあった。また，オークションに参加するフロアーブローカーは，投資家の委託を受けてから，売買注文を出すまでのタイミングに関して裁量を与えられており，スペシャリストの動向や，成行注文の状況を見ながら，直前の気配より異なった価格で売買を成立させることができた。Lee/Ready（1991）は，ニューヨーク証券取引所の特性を考慮し，気配価格と売買価格を比較したうえで，売買の方向を判別するロジックを提案した。[20)]

一方，東京証券取引所では1999年４月以降，株式売買の立会が廃止されており，売買注文の受付や約定は，システム取引に一元化されている。[21)] したがって，ニューヨーク証券取引所のような裁量的な取引の約定と記録のタイムラグを勘案する必要はない。このため，本稿では，音川（2009）のシンプルなテストを準用した。[22)] 具体的には，直前の売り気配で約定した取引は，買い手が即時の執行を望んで買いの成り行き注文または指値注文を出したものとして，買い手主導の取引と判別する。同様に，直前の買い気配で約定した取引は，売り手が即時の執行を望んで売りの成り行き注文または指値注文を出したものとして，売り手主導の取引と判別する。そして，これ以外の取引は判別不可能として分類する。[23)]

表２は，推定した売買回数を，４つの期間別に100銘柄分集計したものである。まず通常の期間Ａでは，買い主導，売り主導とも売買回数が他の期間と比べ低い水準に留まっている。またいずれの月も，買い主導の回数と売り主導の回数がほぼ同じ水準であり，両者の平均の差は小さい。つぎにパリバショックの期間Ｂでは，各月で1.3％から5.1％ほど，売り主導の回数が買い主

20）　ニューヨーク証券取引所の取引は，オークション取引という点では，他の主要取引所と変わりはないが，スペシャリストと呼ばれる特殊な取引所会員を置いている点に特色がある。スペシャリストは，常時，気配を提示する義務はないが，売買の需給の均衡が著しく崩れた時に，自己勘定で積極的に注文を出す義務を負っている。Lee/Ready（1991）の方法については音川（2009）の第５章を，ニューヨーク証券取引所の取引の特色については大崎（2004）などを参照頂きたい。

21）　本稿の分析の中心は，投資家における私的情報の発生と銘柄間の相関であり，マーケットメーカー的な機能が存在しない場合でも，設定した３つの推測の確認には影響を及ぼさない。

22）　音川（2009）は，東京証券取引所がオーダードリブン型であり，買いと売りの成り行き注文が同時に出され，コンピューター処理で即座にマッチングされるため，直前の売り気配または買い気配と異なる価格で取引が成立する可能性が極めて低いことを根拠としてあげている。なお先行研究では村宮（2011）が同じ基準を使用している。Kubota/Takehara（2009）は取引価格と直近の売り気配，買い気配の中値と比較し，買い手主導と売り手主導を判別しており，判別の水準は異なるが考え方としては類似している。

23）　音川（2009）では，同様の分類により，1998年12月から2006年12月までの期間を対象に分析を行っている。売買株数ベースと売買金額ベースで，売り手主導取引と買い手主導取引が，おおむね85％から90％を占めていることが示されている。

表２　推定期間別の取引回数の基本統計量

取引種別	2007/ 4	2007/ 5	2007/ 6	合計	平均	標準偏差
買い主導回数	1,171,862	1,191,319	1,222,791	3,585,972	578.4	305.1
売り主導回数	1,143,596	1,221,235	1,235,748	3,600,579	580.7	302.2
対象日数	20	21	21	62	—	—

取引種別	2007/ 8	2007/ 9	2007/10	合計	平均	標準偏差
買い主導回数	1,571,253	1,082,047	1,338,151	3,991,451	633.6	334.5
売り主導回数	1,650,931	1,095,785	1,357,210	4,103,926	651.4	346.3
対象日数	23	18	22	63	—	—

取引種別	2008/ 8	2008/ 9	2008/10	合計	平均	標準偏差
買い主導回数	1,249,549	1,324,266	2,020,786	4,594,601	729.3	393.2
売り主導回数	1,286,307	1,412,306	2,114,100	4,812,713	763.9	412.3
対象日数	21	20	22	63	—	—

取引種別	2009/ 8	2009/ 9	2009/10	合計	平均	標準偏差
買い主導回数	1,273,519	1,119,951	1,401,319	3,794,789	622.1	378.8
売り主導回数	1,273,827	1,164,749	1,389,582	3,828,158	694.3	399.5
対象日数	21	19	21	61	—	—

（注）４つの期間における，Topix100の構成銘柄の売買回数の要約。日次で，集計したデータを，月ごとに買い主導，売り主導別に集計し，さらにおのおのの３か月の合計値を算出。表中の平均は100銘柄の平均日次取引回数を，標準偏差は100銘柄の日次取引回数の標準偏差を表す。

導の回数を上回り，３か月間合計では，2.8％上回っている。リーマンショックの期間Ｃは，売り主導・買い主導ともその取引回数の平均は対象とした４期間の中で最も高く，期間Ａと比べ各々26％増，32％増の回数となっている。また，各月で2.9％から6.6％ほど，売り主導の回数が買い主導の回数を上回り，３か月間合計では4.7％上回っている。他方，ショック後１年を経た期間Ｄでは，取引回数の平均は期間Ｂに近い水準にもどっている。取引の主体も月により買い主導と売り主導の大小は異なっており，明確な傾向は見られない。

５．パラメータの推定方法と推定結果

（１）　パラメータの推定方法

株式の発注量はポアソン過程に従うと仮定し，パラメータベクトル $\theta = (\alpha, \delta, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \mu)$ は，銘柄ごとの発注量を記述するポアソン過程のパラメータとする。観測日に，買い発注が B 回，売り発注が S 回発生した場合を想定する。私的情報が発生しない日の確率は $1-\alpha$，私的情報が発生し，悪い内容の私的情報がもたらされる日の確率は $\alpha\delta$，良い内容の私的情報がもたらされる日の確率は $\alpha(1-\delta)$ であり，観測日はその何れかに該当する。したがって，これらの加重平均により，尤度関数 L は次式で表すことができる。

表３　推定期間別のパラメータ推定結果と *PIN* の統計量

パラメータ	統計量	期間 A	期間 B	期間 C	期間 D
α	平均	0.4269	0.3774	0.4117	0.4249
	標準偏差	(0.1352)	(0.1097)	(0.1337)	(0.1349)
δ	平均	0.5739	0.6359	0.6319	0.5253
	標準偏差	(0.2482)	(0.2730)	(0.3556)	(0.2239)
μ	平均	264.676	307.866	417.041	269.939
	標準偏差	(113.551)	(119.812)	(163.607)	(106.864)
ε_b	平均	533.206	599.536	675.092	570.146
	標準偏差	(246.862)	(284.020)	(316.229)	(301.831)
ε_s	平均	515.071	572.468	651.816	561.872
	標準偏差	(235.040)	(259.998)	(282.438)	(305.055)
$\alpha\mu$	平均	110.619	116.889	170.218	115.228
	標準偏差	(53.679)	(63.988)	(84.663)	(59.746)
PIN	平均	0.0995	0.0970	0.1174	0.0988
	標準偏差	(0.0381)	(0.0382)	(0.0391)	(0.0370)

（注）各期間において，Topix100の構成銘柄ごとに，（７）式により推定したパラメータベクトル $\theta=(\alpha, \delta, \varepsilon_b, \varepsilon_s, \mu)$ と，その数値を（５）式に代入し算出した *PIN* について，おのおのの全銘柄の平均値と標準偏差を示している。

$$L((B,S)\mid\theta)=(1-\alpha)e^{-\varepsilon_b}\frac{\varepsilon_b^B}{B!}e^{-\varepsilon_s T}\frac{\varepsilon_s^S}{S!}+\alpha\delta e^{-\varepsilon_b}\frac{\varepsilon_b^B}{B!}e^{-(\mu+\varepsilon_s)}\frac{(\mu+\varepsilon_s)^S}{S!}$$

$$+\alpha(1-\delta)e^{-(\mu+\varepsilon_b)}\frac{(\mu+\varepsilon_b)^B}{B!}e^{-\varepsilon_s}\frac{\varepsilon_s^S}{S!} \qquad (6)$$

日次で事象は独立と仮定し，I 日間のデータを推定に用いる場合，その間のデータ $M=(B_i, S_i)_{i=1}^{I}$ に対する尤度は各日の尤度の積となる。

$$L(M\mid\theta)=\prod_{i=1}^{I}L(\theta\mid B_i, S_i) \qquad (7)$$

実際のパラメータの最尤推定は，パラメータに初期値を与え，Quasi-Newton 法を用いて行った。尤度関数の正確な形状がわからないため，求めた最適解が局所最適値に留まる可能性が高い。Yan/Zhang（2012）は，特に私的情報発生確率 α がコーナー解の場合に，その他に最適解がある事例を示したうえで，複数の初期値を与える推定方法により状況が改善されることを示している。本稿でも複数の初期値の組み合わせで尤度最大化を行い，組み合わせの中から最適なものを選択した。具体的には，α と δ に関しては0.1～0.9まで0.1刻みで，μ，ε_b，ε_s に関しては10，100，500，1,000の各数値を初期値として，全5,184通りの組み合わせを銘柄ごとに計算した。

（２）　パラメータの推定結果（推測１，推測２の確認）

表３は個別のパラメータと *PIN* の推定結果を，観測対象期間ごとにまとめたものである。以下，推定結果について考察を行う。

第１に，私的情報に関するパラメータについて，表３より，私的情報発生確率 α の平均値は，

表４　推定期間別のパラメータ推定結果（δの修正）

パラメータ	統計量	期間 A	期間 B	期間 C	期間 D
$\lvert\delta-0.5\rvert$	平均	0.2027	0.2533	0.3358	0.1833
	標準偏差	(0.1600)	(0.1685)	(0.1736)	(0.1297)

通常期間のA，Dと比べると，ショック期間のB，Cの方が若干低い値を示しており，私的情報の発生がやや低くなっていることを表している。またαの標準偏差は，期間Bがやや低いが，通常期間とショック期間で明確な傾向の差異は見られない。一方，悪い内容の私的情報の発生確率δについては，平均，標準偏差とも，通常期間のA，Dと比べ，ショック期間のB，Cがやや高くなっており，悪い内容の私的情報の発生確率が上昇し，銘柄によるばらつきも大きくなっている。

私的情報の発生確率αについて，ショック期間のB，Cの平均値が，通常期間のA，Dの数値と比べ差異がないというのは，意外な結果である。表３のαやδの値から推測すると，情報投資家の私的情報による取引は，通常期間においても多く行われていることがわかる。このうちαについては，取引を行う動機となる私的情報はさまざまであり，必ずしもショックイベントに限定されないことが理由の１つであろう。他方δに関しては，平均，標準偏差とも通常期間とショック期間で差異が認められたが，それ以上に特徴的な違いとして，期間A，Dと期間B，Cで発生確率の分布形状が大きく異なっており，ショック期間では，私的情報に関して，悪い内容を有する多くの銘柄群と良い内容を有する一部の銘柄群という両極端の状況が出現することがわかった（第６節で説明）。このような場合，ある期間において，銘柄により良い内容か悪い内容のいずれかに偏る場合（ショック時の市場環境，$\delta=0$または１）と，各銘柄で良い内容と悪い内容が同確率で起こる場合（通常の市場環境，$\delta=0.5$）のいずれにおいても，平均値には大きな差異は生じない。

表４は，平均値では捉えられない分布の形状の差異を明らかにするため，δから0.5を差し引き絶対値をとったものである。期間B，Cの数値が高くなっているが，特に期間Cの数値は大きく増加しており，私的情報が，銘柄によりいずれかの内容に偏ったことがわかる。

第２に，時間当たり約定回数の平均は，ε_b，ε_s，μとも，通常期間のA，Dよりショック期間のB，Cの方が大きい値となっている。この中で特に変化が顕著なのは，リーマンショックのあった期間Cにおけるμの上昇である。Cは売り手主導の取引が多くなっている期間であるが，ε_bの上昇以上に売り買い両方を含むμが増加しており，私的情報の発生に対して情報投資家がより敏感に反応している。実際，期間Aに比べ，ε_b，ε_sは各々27％増加しているが，μは58％増加している。

第３に，*PIN*の平均値については，リーマンショックの期間Cにやや上昇しているものの，明確な傾向は見出せない。これは，上述のとおり，情報投資家の時間当たり約定回数μだけでなく，非情報投資家の時間当たり約定回数，ε_b，ε_sも同様に上昇したからに他ならない。つまり，リーマンショック時の日本市場においては，情報投資家の取引は増加したものの，全取引に占め

る情報投資家の取引割合には，大きな変化がなかったことになる。なお，*PIN* の標準偏差については，通常期間に比べショック期間の方がやや大きく，銘柄によるばらつきが拡大したことを示している。

以上より，非情報投資家に関する推測１については，リーマンショックの期間Ｃに，ε_b，ε_s が増加していることを確認した。また情報投資家に関する推測２については，私的情報の発生に対する情報投資家の取引感応度（時間当たり約定回数）μ が高くなったことが要因となり，Ｃのリーマンショック時に私的情報にもとづく取引 $\alpha\mu$ が顕著に増加していたことを確認した。他方，全取引に占める情報投資家の取引割合を示す *PIN* は，情報投資家だけでなく非情報投資家の取引感応度も増加したため，ショック時に顕著な変化は見られなかった。

（３）　私的情報発生確率 α と私的情報発生確率 δ の度数分布による把握

私的情報発生確率 α と悪い内容の私的情報の発生確率 δ に関する表３，表４の結果を見ると，これらの確率については，基本統計量だけでは，ショック時の状況を正確に把握することができないことが示唆される。特に平均値は，期間による顕著な差異が見出しにくく，私的情報の発生やそれに伴う特定の内容の情報の発生について，一般的な２項モデルを適用しても，通常期間とショック期間で大差のない確率を示すことになってしまう。

したがって，市場の状況をより詳細に把握するためには，発生確率について，全銘柄から生成される分布を見ることが必要となる。まず推定結果の度数分布を通じて大まかに傾向を確認したい。私的情報の発生確率 α と悪い内容の私的情報の発生確率 δ の各時期における度数分布を図３から図10に示した。図中における棒グラフが度数分布で，５％刻みに発生確率を分類し表示している。α の場合は，いずれの時期においても，中央値付近で最も度数が高くなる傾向があるのに対して，δ の場合は，A，B，Ｃと時間が進むにつれて，分布の右側に発生頻度が寄っていき，Ｄの期間で元に戻っていることがわかる。すなわち，標本全体の平均としては，悪い内容の私的情報の発生確率 δ はショック期間にやや増加する程度であったが，悪い内容の私的情報が発生した銘柄数は大きく増加していること示している。このような分布形状の変化は，市場全体での私的情報の発生回数を把握する際に，私的情報の発生確率が特定の分布に従うと仮定する必要があることを示している。

６．ベータ２項モデルおよび銘柄間の相関係数の推計

（１）　α，δ が従うベータ分布および相関の推定

本稿の目的は，ショック時に特有な市場全体の取引傾向を把握することである。そのためにクロスセクション・アプローチにより，４つの期間ごとに事象の発生に関する相関を確認していく。図９の度数分布が示すとおり，私的情報が悪い内容である確率を示す δ の水準が，期間Ｃでは２つの銘柄群に明確に分かれており，市場全体での相関の高まり（背後の要因による銘柄間の連動性の高まり）が推測できる。

図 3　度数分布と推定ベータ分布（α期間 A）

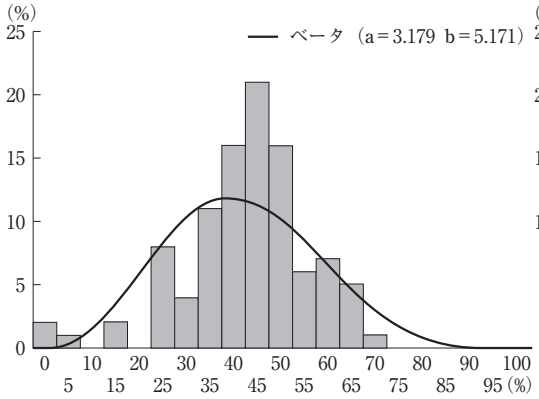


図 4　度数分布と推定ベータ分布（α期間 B）

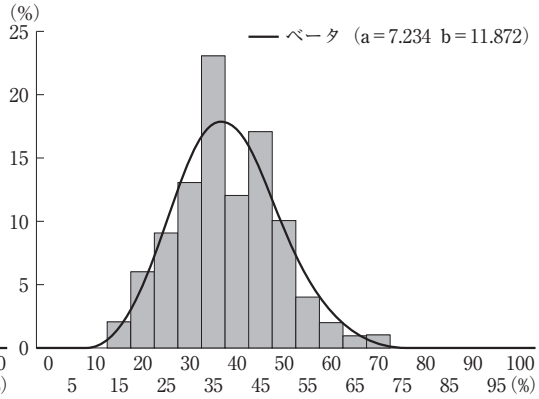


図 5　度数分布と推定ベータ分布（α期間 C）

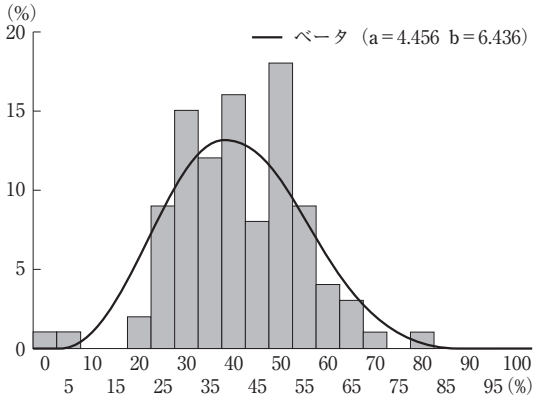
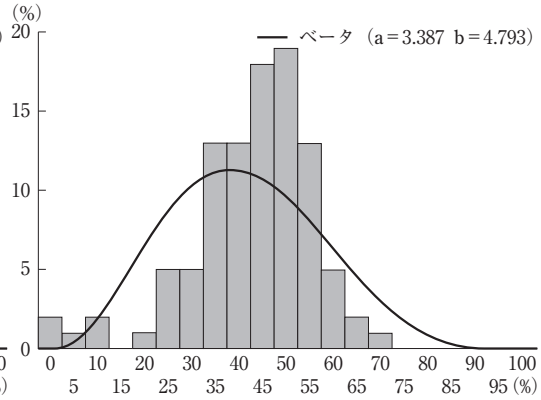


図 6　度数分布と推定ベータ分布（α期間 D）



（注）図３から図６は，４つの期間において，推定したパラメータ α に関する度数分布と推定されたベータ分布である。

なお，ベータ２項分布の推定については，本来であれば，実際の私的情報や悪い内容の私的情報の発生を個別に集計してサンプルを作成し，パラメータの推定を行う。しかしながら，これらを特定できるのは取引を行った情報投資家自身であり，そうした情報を外部の研究者が入手することは困難である。代替的に Easley/Hvidkjaer/O'Hara（2002）のモデルから得ることができるのは，取引回数から推定された各銘柄 i の私的情報の発生確率 α_i や悪い内容の私的情報の発生確率 δ_i であり，ベータ２項分布のパラメータについては，A から D の各期間ごとに，第５節で推定した α_i と δ_i を用いて間接的に推定する。

表５は最尤法により推定したベータ分布のパラメータである。推定結果を詳細に調べるために，度数分布と推定されたベータ分布の関係を確認した。図３から図６は各期間の私的情報発生確率 α に対応し，図７から図10は各期間における悪い内容の私的情報の発生確率 δ に対応している。図中において曲線で表されているのが，最尤法により推定したベータ分布である。まず度数分布

図７　度数分布と推定ベータ分布（δ期間 A）

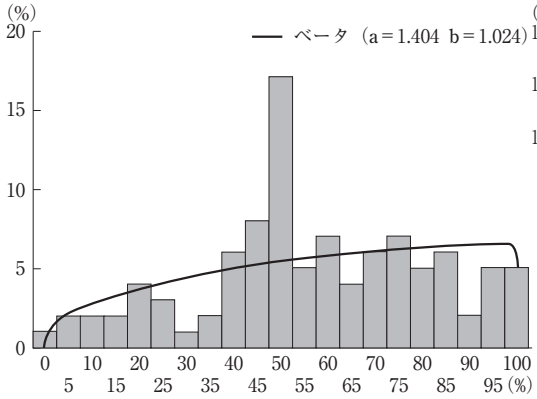


図８　度数分布と推定ベータ分布（δ期間 B）

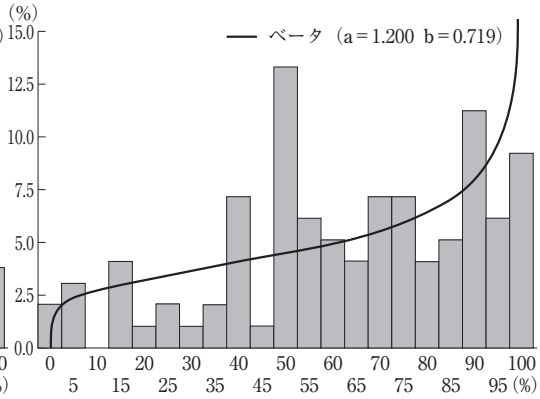


図９　度数分布と推定ベータ分布（δ期間 C）

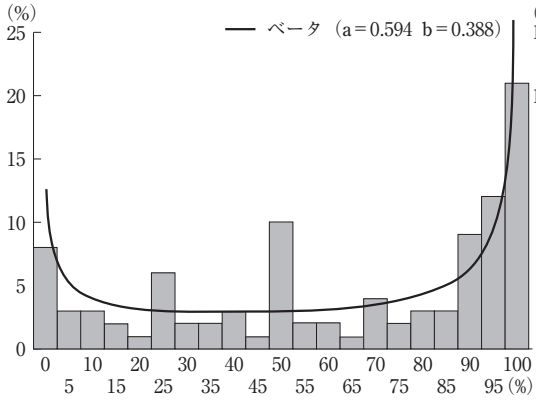
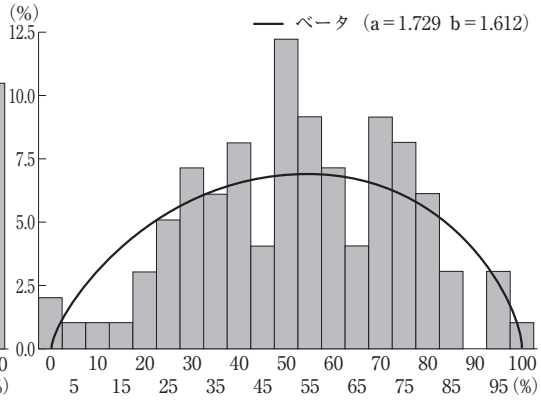


図10　度数分布と推定ベータ分布（δ期間 D）



（注）図７から図10は，図３から図６と同様に推定したパラメータ δ に関する度数分布と推定されたベータ分布である。

を見ると，対象期間によりある程度の差異はあるがおおむね同じ形状であり，私的情報発生確率 α に関しては中央部分の頻度が最も高く，その左右に向けて頻度が下がっている。推定されたベータ分布も，期間に関係なく同様の釣鐘型の形状を示している。

一方，悪い内容の私的情報の発生確率 δ に関しては，期間により度数分布が大きく形状が異なる。期間Ａでは，中央部分の頻度が最も高いが，左側に比べ発生確率が高い右側の頻度がやや高くなっている。続く期間Ｂではこの傾向がさらに強まり，高い発生確率を意味する右側の頻度が大幅に増加している。その後の期間Ｃでは，両端の階級が増加する一方で，中央部分の階級が総じて頻度が低く，下方に凸の形状に変化している。特にこの時期は，悪い内容の私的情報の発生確率 δ が80％以上である銘柄が多く，全体の約５割を占めている。最後の期間Ｄでは，中央部分の発生頻度が高く，両端が低い形状となっている。

このことは，期間Ａ，Ｄでは多くの銘柄において，私的情報の発生に伴い投資家が入手する私

表５　期間別のベータ分布パラメータ推定結果（α および δ）

対象	統計量	パラメータ							
		期間 A		期間 B		期間 C		期間 D	
		a	*b*	*a*	*b*	*a*	*b*	*a*	*b*
α	推定値	3.719	5.171	7.234	11.872	4.456	6.436	3.387	4.793
	標準偏差	(0.508)	(0.719)	(1.003)	(1.669)	(0.612)	(0.899)	(0.461)	(0.667)
	z 値	(7.32***)	(7.19***)	(7.22***)	(7.12***)	(7.30***)	(7.17***)	(7.35***)	(7.19***)
δ	推定値	1.404	1.024	1.200	0.719	0.594	0.388	1.729	1.612
	標準偏差	(0.191)	(0.132)	(0.166)	(0.089)	(0.081)	(0.047)	(0.232)	(0.215)
	z 値	(7.36***)	(7.79***)	(7.21***)	(8.05***)	(7.35***)	(8.29***)	(7.45***)	(7.52***)

（注）第５節で推定した全銘柄のパラメータ α と δ に対して，４つの期間ごとに，最尤法により得られたベータ分布の推定結果。ベータ分布のパラメータ *a*，*b* の推定値，その標準誤差および *z* 値を表している。ベータ分布の形状は，$a > 1$ の時，$b > 1$ であれば上に凸，$b < 1$ であれば単調増加，$a < 1$ の時，$b > 1$ であれば単調減少，$b < 1$ であれば下に凸となる。***は，両側で0.1% 水準で有意であることを示す。

表６　情報イベントの発生および私的情報（悪い内容）発生に関する銘柄間の相関

ベータ２項分布の対象	相関係数 ρ			
	期間 A	期間 B	期間 C	期間 D
α	0.068	0.050	0.084	0.109
δ	0.245	0.343	0.504	0.230

（注）私的情報の発生および悪い内容の私的情報の発生に関するおのおのの銘柄間の相関係数を示している。４つの期間ごとに得たパラメータ α と δ に対して，おのおのベータ分布を適用し得た表５のパラメータ *a*，*b* を（４）式に代入したものである。

的情報は，悪い内容もあれば良い内容もあるという状況であったが，リーマンショックのあった期間 C では，私的情報に関して悪い内容を有する多くの銘柄群と良い内容を有する一部の銘柄群の両極に分かれていることを示している。パラメータ推定に際しては３か月間のデータを使ったため，通常期間の A，D においては，日によって良い内容の私的情報もあれば，悪い内容の私的情報もあるであろう。他方，期間 B，C のように，サンプル全期間にわたりショックの影響がある場合は，悪い内容に偏った私的情報が多くなると考えられる。

（２）　私的情報の発生および悪い内容の私的情報の発生に関する銘柄間の相関の算出（推測３の確認）

つぎに，私的情報の発生確率 α および悪い内容の私的情報の発生確率 δ のおのおのについて，相関の推移を確認することで，ショック時の私的情報に関する推測３の検証を行う。表６は，表５の *a*，*b* 推定結果から，式（４）を用いて，私的情報の発生確率 α および悪い内容の私的情報の発生確率 δ，おのおのに関する相関係数 ρ を算出したものである。算出結果は，図３から図６の α の，図７から図10の δ の各期間に対応する度数分布の推移と整合的である。例えば，私的情報発生確率 α は，全ての期間において低い相関係数を示しており，私的情報の発生に関する銘柄間の相関は低い。一方，悪い内容の私的情報の発生確率 δ は，通常時の期間 A，パリバショック時の期間 B，リーマンショック時の期間 C と，観測の時点が進むにつれて，相関係数が高くなっており，期間 C では，ある銘柄で悪い内容の私的情報が発生すると，他の銘柄でも同様の私的情

図11　α に関するベータ２項分布

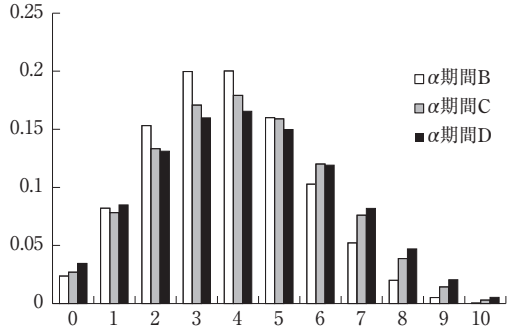
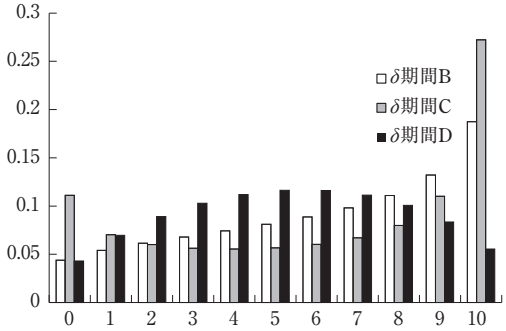


図12　δ に関するベータ２項分布



（注）図11，図12は，B，C，D の各期間ごとに α と δ に適用したベータ分布を利用し，私的情報の発生と悪い内容の私的情報の発生に関して，（２）式のベータ２項分布を推定した結果を表している。銘柄数が N の時に，事象が k 銘柄で発生する確率を表示しており，$N=10$ として計算している。なお期間 A は，期間 B と同様の傾向であり，図11，12においては表示していない。

報が発生することを示唆している。このような時系列的な変遷は6.（１）で説明した δ の度数分布の期間 A（図７）から期間 C（図９）への推移からも確認することができる。

以上より推測３については，ショック期間においても私的情報の発生確率 α では相関の高まりは見られず，確認できなかった。一方，悪い内容の私的情報の発生確率 δ は，ショック時に銘柄間で相関が上昇しており，確認することができた。私的情報の発生確率 α については，大半の銘柄で私的情報が入手できたりできなかったりという状況であり，かつ通常時とショック時でそうした状況が変わらないことを示唆している。他方，悪い内容の私的情報の発生確率 δ について相関が高まっているのは，情報投資家が入手した私的情報を積極的に分析し，悪い内容を得た銘柄を峻別したためと思われる。ショックの大きさを測る尺度としては，株価の下落率や株価変動の銘柄間相関に加え，最近ではオプションのボラティリティから算出する指標も現れている。しかしながら，いずれもショックの結果である価格の変化に依拠するものであり，その原因に踏み込んだものは少ない。本稿で示した私的情報の発生に関する相関係数は，ショックの大きさをその発生原因にさかのぼり確認できる指標となる可能性を有している。

図11，図12は，表５のパラメータ推定値を（２）式のベータ２項モデルに適用し，銘柄数が全体で N である時に，私的情報または悪い内容の私的情報が k 銘柄で発生する確率をおのおの示したものである。ここでは，$N=10$ として算出している。α については，いずれの期間も $k=4$ が最頻値となっており，大きな差異は認めらない。他方，δ については，通常期間の A，D とショック期間の B，C の差は大きい。通常期間の D では，α と同様の傾向で，$k=5$ が最頻値であり，その前後の銘柄数の発生頻度が高い。これに対し，パリバショックの期間 B では，$k=0$ の頻度が最も低く，銘柄数が増えるに従って頻度が増加している。さらに，リーマンショックの期間 C では，$k=0$ と $k=10$ の発生頻度が高く，$k=5$ の発生頻度が最も低くなり，期間 D と対照的な傾向を示している。期間 C の結果は，表６の相関係数を反映したものに他ならず，この

期間に私的情報が発生した場合は，良い内容か，悪い内容かのいずれかに偏って発生したことに依っている。期間Cにおいては，私的情報の発生は市場イベントに起因するものが大半であると思われるが，これに伴い私的情報の内容に影響を与える潜在的な要因が，銘柄により増加か減少かのいずれかの方向に大きく変化する。その結果，市場全体としては，私的情報に関して，悪い内容を有する多くの銘柄群（δが1に近い）と，一部の良い内容を有する銘柄群（δが0に近い）の両極に分離する。イベント発生時においては前者の銘柄群は想定しやすい。他方，後者については，不確実な状況の中でもリスクの低い一部の銘柄に投資先を移したことが想定される。また，当時の日本市場のように米国とファンダメンタル的に差異がある状況下にもかかわらず，資産価格が著しく下落したため，情報投資家が分析を行い割安な銘柄群を特定した可能性も考えられる。情報投資家は，このような両極での銘柄横断的な私的情報の発生に敏感に反応し，通常期間と比べて，より積極的に取引を行ったことが示唆される。

7．本稿の結論と課題

ショックが伝播する理由について，従来の研究では，表1の4つの理論的解釈が示されてきた。本稿では，リーマンショック時の日本市場を分析するに当たり，解釈1の情報の非対称性に着目したが，これは先行研究で示された非情報投資家の行動だけでなく情報投資家の行動も明らかにする必要があると考えたからである。その具体的な方法として，イベント時の私的情報発生に伴い，情報投資家の私的情報にもとづく取引が増加するという推測2と，取引の誘因となる私的情報の発生やそれに伴う特定の内容の情報発生に関して，銘柄間で相関が上昇するという推測3を立て，実証分析を行った。その結果，推測2については，私的情報の発生に対する情報投資家の取引感応度（時間当たり約定回数）μが高くなったことが要因で，私的情報にもとづく取引$\alpha\mu$の顕著な増加がリーマンショックの期間Cに確認された。つぎに推測3については，私的情報の発生確率αについては，ショック期間における銘柄間相関の高まりは確認できなかった。一方，悪い内容の私的情報の発生確率δについては，ショック期間に銘柄間で相関が上昇していることを確認した。

従来の研究では，ショックの伝播はおもに他国の価格の変動に影響された非情報投資家の投資行動によるものとされていた。しかし，本稿でリーマンショック時の日本市場を分析したところ，表3が示すように，非情報投資家の取引も増加しているが，それ以上に情報投資家の取引が増加していることが判明した。したがって，両投資家の累積的な取引増加が大きな市場の変動につながったと推測される。また，図9が示すように，情報投資家は，私的情報をもとに，悪い内容を持つ多くのものと良い内容を持つ一部のものに銘柄群を分類していたことが明らかになった。このことは，多くの銘柄において悪い内容の私的情報が発生し，市場全体に広まっていたことを示している。

最後に，本研究の課題について述べる。第1に，投資家が実際に入手した情報を直接分析できないことによる限界がある。先行研究からショックの伝播が起こる状況を図1に整理し実証する

フレームワークを提示した。これはForbes/Rigobon（2001），藤原（2008）のショックの伝播の定義と先行研究を結びつけたものであるが，本稿のフレームワークはファンダメンタル情報を直接取り入れたものではなく，代替的に私的情報の利用の多寡に置き換えて分析したものである。本来であれば，情報投資家や非情報投資家がファンダメンタルに関する情報をどの程度入手していたかを調べることがショックの伝播を直接的に確認する方法である。本稿のアプローチでは，投資家が得た情報の具体的な中身を確認することはできないため限界がある。その意味で，イベント発生時に実際に投資家が利用した情報に関する分析が今後望まれる。第2に公的情報による取引の把握方法がある。本稿では実証分析の実績が多いEasley *et al.*（1996）のフレームワークを利用したが，公的情報による取引と制度的要因による取引の両方がε_b，ε_sに含まれており，明確に分離されていない。公的情報の発生を明示的に取り入れたDurate/Young（2009）などの研究も出てきている。公的情報による取引部分の更なる精緻化が必要である。第3にデータの取得時期の適切性である。パリバショック，リーマンショックの時期については，正確な定義があるわけではなく，本稿で対象とした期間以外の時期についても確認する必要がある。第3に標本期間の長さの適切性がある。モデルの推定に必要なデータを確保する目的から3か月としたが，ショック期間としてはさらに短い期間を対象とする方が，ピンポイントでショック時の状況を把握できる。ただし最尤法でパラメータの推定を行う限り，これ以上標本数を減らすことは難しいという問題もある。第4に，相関分析の時系列データへの適用がある。本稿では，ショック時に特有な市場全体の動向を把握することを目的とし，長期の傾向分析を行う時系列アプローチは行わなかった。しかしながら，長期にわたる私的情報の発生確率の推移を確認することで，ショック時の状況がより明確になる可能性がある。

参　考　文　献

大崎貞和（2004）「ニューヨーク証券市場のハイブリッド市場構想」『資本市場クォータリー』2004 Autumn, 1–7.

太田亘，宇野淳，竹原均（2011）『株式市場の流動性と投資家行動』，中央経済社.

大野早苗（2008）「国際証券市場における伝染効果に関する一考察」『武蔵大学論集』55(4), 85–137.

音川和久（2009）『投資家動向の実証分析――マーケットストラクチャーに基づく会計学研究』，中央経済社 .

藤原茂章（2008）「金融市場におけるショックの伝播：理論モデルのサーベイ」『金融研究』第27巻別冊第2号，133–166.

村宮克彦（2011）「業績予想の開示・非開示が情報の非対称性に及ぼす影響」『証券アナリストジャーナル』49(6), 18–29.

Calvo, Guillermo A.（1999）, “Contagion in Emerging Markets: When Wall Street is a Carrier,” in Enrique Bour, Daniel Heymann and Fernando Navajas（eds.）, *Latin American Economic Crises*, Palgrave Macmillan, 81–91.

Calvo, Guillermo A. and Enrique G. Mendoza（2000）, “Rational Contagion and the Globalization of Securities Markets,” *Journal of International Economics* 51(1), 79–114.

de Bandt, Oliviere and Philipp Hartmann（2000）, “Systematic Risk: A Survey,” *European Central Bank Working Paper Series*, No. 35.

Durate, J. and Lance Young（2009）“Why is *PIN* Priced?” *Journal of Financial Economics* 91(2), 119–138.

Easley, David, Robert F. Engle, Maureen O'Hara and Liuren Wu（2008）, “Time-Varying Arrival Rates of Informed and Uninformed Trades,” *Journal of Financial Econometrics* 6(2), 171–207.

Easley, David, Soeren Hvidkjaer and Maureen O'Hara（2002）, “Is Information Risk a Determinant of Asset Returns?”

Journal of Finance 57(5), 2185–2221.

Easley, David, Nicholas M. Kiefer, Maureen O'Hara and Joseph B. Paperman (1996), "Liquidity, Information and Infrequently Traded Stocks," *Journal of Finance* 51(4), 1405–1436.

Easley, David, Marcos M. Lopez de Prado and Maureen O'Hara (2011), "The Microstructure of the 'Flash Crash': Flow Toxicity, Liquidity Crashes and the Probability of Informed Trading," *Journal of Portfolio Management* 37 (2), 118–128.

Easley, David and Maureen O'Hara (1987), "Price, Trade Size, and Information in Securities Markets," *Journal of Financial Economics* 19(1), 69–90.

Forbes, Kristin and Roberto Rigobon (2001), "Contagion in Latin America: Definitions, Measurement and Policy Implications," *Economia* 1(2), 1–46.

Glosten, Lawrence R. and Paul R. Milgrom (1985), "Bid, Ask and Transaction Prices in a Specialst Market with Heterogeneously Informed Traders," *Journal of Financial Economics* 14(1), 71–100.

Grossman, Stanford J. and Joseph E. Stigliz (1980), "On the Impossibility of Informationally Efficient Markets," *American Economic Review* 70(3), 393–408.

Herbertsson, Alexander (2012), "Financial Risk: Credit Risk, Lecture 1," University of Gothenburg.

Hisakawa, Masato, Kenji Kitsukawa and Shintaro Mori (2010), "Correlated Binomial Models and Correlation Structures," *Journal of Physics A: Mathematical and General* 39(50), 15365–15378.

Kaminsky, Graciela L. and Carmen M. Reinhart (2003), "On Crises Contagion, and Confusion," *Journal of International Economics* 51(1), 145–168.

King, Mervyn A. and Sushil Wadhwani (1990), "Transmission of Volatility between Stock Markets," *Review of Financial Studies* 3(1), 5–33.

Kodres, Laura E. and Matthew Pritsker (2002), "A Rational Expectations Model of Financial Contagion," *Journal of Finance* 57(2), 769–799.

Kubota, Keiichi and Hitoshi Takehara (2009), "Information Based Trade, the PIN Variable and Portfolio Style Differences: Evidence from Tokyo Stock Exchange Firms," *Pacific Basin Finance Journal* 17(3), 319–337.

Kyle, Albert S. and Wei Xiong (2001), "Contagion as a Wealth Effect," *Journal of Finance* 56(4), 1401–1440.

Lee, Charles M. C. and Mark J. Ready (1991), "Inferring Trade Direction from Intraday Data," *Journal of Finance* 46(2), 733–746.

Masson, Paul R. (1998), "Contagion: Monsoonal Effects, Spillovers, and Jumps between Multiple Equilibria," *IMF Working Paper*, WP/98/142.

Moraux, Franck (2010), "Sensitivity Analysis of Credit Risk Measures in the Beta Binominal Framework," *Journal of Fixed Income* 19(3), 66–76.

O'Hara, Maureen (1995), *Market Microstructure Theory*, Blackwell.

Pericoli, Marcello and Massimo Sbracia (2003), "A Primer on Financial Contagion," *Journal of Economic Survey* 17 (4), 571–609.

Yan, Yuxing and Shaojun Zhang (2012), "An Improved Estimation Method and Empirical Properties of the Probability of Informed Trading," *Journal of Banking and Finance* 36(2), 454–467.

Yuan, Kathy (2005), "Asymmetric Price Movement and Borrowing Constraints: A Rational Expectations Equilibrium Model of Crisis, Contagion, and Confusion," *Journal of Finance* 60(1), 379–411.

［商学研究科後期博士課程］