

**COE-RES Discussion Paper Series
Center of Excellence Project
The Normative Evaluation and Social Choice of
Contemporary Economic Systems**

**Graduate School of Economics and Institute of Economic Research
Hitotsubashi University**

COE/RES Discussion Paper Series, No.5

October 10, 2003

**大規模マクロショック後の流動性回復メカニズム
- 米国同時多発テロ直後の東京証券取引所 -**

井坂直人

(一橋大学大学院 経済学研究科 博士後期課程)

齊藤誠

(一橋大学大学院 経済学研究科)

Naka 2-1, Kunitachi, Tokyo 186-8603, Japan

Phone: +81-42-580-8350 Fax: +81-42-580-8351

URL: <http://wakame.econ.hit-u.ac.jp/~koho/1intro/COE/index.htm>

E-mail: COE-RES@econ.hit-u.ac.jp

大規模マクロショック後の流動性回復メカニズム*

- 米国同時多発テロ直後の東京証券取引所 -

井坂 直人[†] 齊藤 誠[‡]

要約

米国同時多発テロ直後の 2001 年 9 月 12 日の東京証券取引所では、多くの売り注文が出されて市場流動性が低下するとともに、日経平均株価指数と日経平均先物の間で価格差が大幅に拡大した。本研究では、これらの現象について次のような実証結果を得た。1. テロによるファンダメンタルズの悪化以外にも、特別気配や制限値幅などの制度的要因や、テロ発生時点の信用残高、マーケット・ベータ値、企業規模、レバレッジ比率、株価純資産倍率などの銘柄固有要因が個別銘柄の市場流動性に有意な影響を与えている。2. テロ後には、上述のような制度的要因や銘柄固有要因に左右されにくい先物価格による現物価格の先導傾向が通常よりもいっそう強くなっている。

*本稿を作成するにあたって、第一筆者は科学研究費補助金（特別研究員奨励費）、第二筆者は科学研究費補助金（特定領域研究（B）課題番号 90173632）、ならびに 21 世紀 COE プログラム（現代経済システムの規範的評価と社会的選択）からのサポートを受けている。日経 QUICK 情報（株）からはテロ前後の取引データを提供して頂いた。本誌エディターの新井富雄氏、匿名レフェリーからは有益なレポートを頂いた。トレーディング・テクノロジー研究会、日本ファイナンス学会、日本経済学会の参加者の方々、特に、磯本直樹氏（東京証券取引所）、伊東昌文氏（立花証券）、宇野淳教授（中央大学）、大村敬一教授（早稲田大学・内閣府）、神山直樹氏（モルガン・スタンレー証券）、甲田伸也氏（興銀第一ライフアセットマネジメント）、芹田敏夫助教授（青山学院大学）、副島豊氏（日本銀行）、谷川寧彦助教授（大阪大学）、平木多賀人教授（国際大学）からは貴重なコメントを頂いた。ここに謝辞を申し上げたい。

[†]一橋大学大学院経済学研究科博士後期課程

[‡]一橋大学大学院経済学研究科

1 はじめに

本論文は、2001年9月11日の米国同時多発テロ直後における日本株式の取引所取引を対象として、大規模マクロショックによって個別銘柄の市場流動性がどのように劣化し、どのように回復したのかを、市場流動性の銘柄間格差、ならびに現物・先物間の裁定関係という2つの視点から分析していく。

米国同時多発テロ直後の9月12日の東京証券取引所では、テロによる直接的な打撃を被った空運、保険、証券・商品先物業はもちろんのこと、その他の業種でも多くの売り注文が出された。テロ直後に制限値幅が2分の1に縮小されたことも影響して、相対的に流動性が高い日経平均構成銘柄に限ってみても、225銘柄中、120銘柄がストップ安に達している。

しかし、市場全般の流動性が極端に低下する中でも、市場流動性には銘柄間で格差が観察された。売り圧力で大幅な株価調整が必要になると売り特別気配が提示されるが、当初、ほとんどの日経平均構成銘柄で売り特別気配が提示された。しかし、その後に買い注文が入り一般気配に戻る銘柄があった一方、十分な買い注文が入らずストップ安に陥った銘柄もある。ストップ安に達した銘柄についても、すぐに買い注文が入って株価が反転した銘柄もあれば、ストップ安のまま取引を終えた銘柄も存在する。

米国同時多発テロのようなマクロショックの発生後に幅広い銘柄に売り注文が出される中で、銘柄間で市場流動性に格差が生じることは、既存研究でも指摘されてきた。たとえば、Lauterbach/Ben-Zion [1993] の実証研究は、1987年10月のブラックマンデー後のテルアビブ証券取引所（イスラエル）では、高ベータ、大規模企業、低レバレッジ比率の銘柄に対して、とりわけ強い売り圧力が生じたことを報告している。

また、現物市場と先物市場の裁定関係にも、テロ直後に顕著な変化があった。日経平均株価指数と日経平均先物価格の価格差が大幅に拡大したのである。ゼロ近傍の金利環境では、現物価格と先物価格の間に1対1の裁定関係が認められるはずであるが、テロ直後に日経平均先物の制限値幅が据え置かれたことも影響して、両市場の裁定関係は大きく崩れてしまった。

本論文では、市場流動性の銘柄間格差に関して、9月12日に売り特別気配が提示された時間とストップ安に達している時間を銘柄ごとに計算して、流動性格差に影響を与えた要因を計量経済学的に特定していく。いずれの時間も、売買注文の偏りを反映するという意味で流動性指標として取り扱うことができる。分析結果によれば、更新値幅や制限値幅などの制度的要因¹を制御した上でも、高ベータ、大規模企業、低レバレッジ比率、高株価純資産倍率の銘柄に対する売り圧力が認められる。また、信用買い手の損切りや信用売り手の利益確定も、市場流動性に銘柄間格差を生じさせている。

現物市場と先物市場の裁定関係の分析では、相対的に流動性が高い先物市場との比較に

より、現物市場における流動性の低下が価格形成機能に及ぼした影響を検証していく。具体的には、現物・先物間の価格差が縮小していく過程と価格差が拡大していく過程について、現物・先物価格の先導・ラグ関係を分析していく。分析結果によれば、裁定関係の修復過程において先物価格による現物価格の先導傾向が通常よりも強まる。この結果は、現物市場の制限値幅が縮小されるとともに、市場流動性が銘柄固有要因に左右されやすい状況下では、規制が緩やかで、情報集約力に優れた先物市場が価格形成機能を担っていたことを示唆している²。

本稿は、以下のように構成されている。第2節では、東京証券取引所の特別気配や制限値幅を説明するとともに、テロ直後の東京証券取引所の現物取引や大阪証券取引所の先物取引を概観する。上述のように、第3節ではテロ直後の日経平均構成銘柄の市場流動性に影響を与えた要因を特定し、第4節ではテロ前後の現物・先物間の先導・ラグ関係を分析する。第5節で結論を述べる。

2 米国同時多発テロ直後の東京証券取引所

2.1 特別気配と制限値幅

表1 挿入

まず、本論文で流動性指標として用いる特別気配と制限値幅について簡単に説明していく。特別気配は、一時的な需給の不均衡により急激な株価変動が起きる場合に、取引をスローダウンさせて反対注文を呼び込むことを目的としている。直前の株価を基準として、表1にある更新値幅を超えるまで値下り(値上り)するような場合には、直前の株価を更新値幅分だけ更新した「売り特別気配」(「買い特別気配」)が提示される。特別気配を提示することにより更新値幅内で売買を成立させるような反対注文が入れば通常的一般気配に戻るが、新たな反対注文が入らなければ特別気配は5分ごとに更新値幅分ずつ更新されていく。

一方、制限値幅(上述の更新値幅とは異なることに留意されたい)は、表1のように前日終値、もしくは特別気配値を基準値として1日あたりに株価が変動しうる範囲を規定している。株価が制限値幅に達するまで下落(上昇)した状態を「ストップ安」(「ストップ高」)と呼ぶ。制限値幅を超えて売買が成立することはないが、いったんストップ安やストップ高に達した後でも、制限値幅内での売買は引き続き行われる。先に述べたように、テロ後の9月12日から14日の制限値幅は2分の1に縮小された。

売り特別気配の提示時間とストップ安に達している時間は、いずれも売買注文の偏りに起因した市場流動性の低下を反映している。注文が売り方に偏り更新値幅内での売買が即座に成立しない場合には、売り特別気配が提示される。逆に、売り注文に対して十分な買

い注文が伴っている銘柄では、売り特別気配は提示されずに株価は連続的に変化する。売り特別気配が提示された銘柄でも、すぐに買い注文が入ればその提示時間は短くなる。

ストップ安についても、売り注文に対する十分な買い注文が集まれば、ストップ安にはならないが、制限値幅内で売り注文を吸収しきれなければ株価は制限値幅まで下落する。ストップ安に達した後でも、すぐに株価が反転するだけの十分な買い注文が入れば、ストップ安時間は短くなる。

ただし、売り特別気配の提示時間とストップ安時間は、必ずしも同じ傾向を示すとは限らない³。売り特別気配時間が比較的短時間の売買の偏りを示すのに対して、ストップ安時間は一日の取引で需給バランスが回復しない度合いを示している。たとえば、売り特別気配が長時間にわたって提示されている銘柄でも、制限値幅に達する前に十分な買い注文が入ればストップ安に達することはないし、制限値幅に達した後でも即座に株価を反転させるだけの買い注文が入ればストップ安時間は短くなる。いいかえると、売り特別気配提示時間は、一時的な需給不一致をもたらす売り圧力を測る指標であり、ストップ安時間は、長時間にわたる流動性低下を示す指標である。

2.2 銘柄ごとの市場流動性

図1 挿入

図1は、テロ直後の9月12日の立会時間を1分間隔で区切り、日経平均構成銘柄である225銘柄の中で、各間隔で一度以上売り特別気配が提示された銘柄の割合と、ストップ安に達した銘柄の割合を示している。なお、9月12日から14日は、立会開始時刻が9時30分に変更されている。

取引開始直後には、高流動性銘柄で構成される日経平均構成銘柄でも、92.0%の銘柄で売り特別気配が出されている。時間が経過するにつれて売り特別気配銘柄の割合は徐々に低下し、始値の付く銘柄が増えている。しかし、流動性回復に要する時間は銘柄によって異なる。

一方、ストップ安については、9時51分に31.6%の銘柄がストップ安になっている。ストップ安銘柄の割合は、前場引けに5.8%まで低下し、取引終了時に再び32.4%に上昇している。こうした観察からも、制限値幅に達した後に株価が反転した銘柄もあれば、1日では流動性が回復しなかった銘柄もあることが分かる。

当然ながら、銘柄間で流動性に格差が生じる背景には、後述する制度的要因や流動性要因以外にも、テロがファンダメンタルズに与えた影響が銘柄ごとに異なっていたという事情があるであろう。たとえば、空運、証券・商品先物取引、保険業はテロの直接的な被害を受け、世界経済の動向に業績が大きく左右される商社や、海外売上比率の高い製造業、グローバルなマーケットに直結している銀行などもテロによる被害を被った。一方、テロ

を契機とした石油需要の高騰は、鉱業、石油・石炭業のファンダメンタルズを改善させた。以下では、テロがファンダメンタルズに与えた影響を業種別にみるために、日経平均構成銘柄を4つのグループに分類していく。

第1グループ(D1)は、石油需要の高騰がファンダメンタルズを改善させた鉱業、石油・石炭業に属する4銘柄、第2グループ(D2)は、テロの直接的な被害を受けた空運、証券・商品先物取引、保険業に属する10銘柄である。また、第3グループ(D3)には、テロの間接的な被害を受けたと考えられる銀行業、商社で構成される卸売業、製造業の中でも特に連結海外売上比率が高い精密機器(海外売上比率53.0%)、電気機器(同44.5%)、ゴム製品(同43.5%)、輸送機器(同43.2%)に属する67銘柄が含まれている⁴。

第4グループ(D4)は、D1、D2、D3のいずれにも属さず、テロの影響が小さいと考えられる機械、水産・農林、建設、食料品、繊維製品、化学、パルプ・紙、医薬品、ガラス・土石、鉄鋼、非鉄金属、金属製品、その他製品、電気・ガス、小売、不動産、陸運、海運、倉庫・運輸、その他金融⁵、通信、サービス業に属する144銘柄である。

図2 挿入

図2は、各グループについて11日終値からの累積株価収益率の平均値をプロットしている。その図によると、テロ後にファンダメンタルズが改善したD1の株価は12日の取引開始直後に高騰し、累積株価収益率が7.40%に達している。その後は、同収益率は低下するが、13日以降もプラスの水準で推移している。

D1以外のグループでは、大量の売り注文が幅広い銘柄に出されたことを反映して、12日の株価は軒並み下落している。取引開始直後には、D2とD3に属する銘柄で累積株価収益率が-7.9%となり、テロの影響が小さかったと考えられるD4に属する銘柄でも同収益率が-7.6%まで下落している。これらの3グループの株価は、前場引けにかけて上昇したが、後場に入ると再び下落した。12日終値時点の累積株価収益率は、-7.77%(D2)、-8.36%(D3)、-7.55%(D4)であった。

しかし、13日以降の株価推移については、ファンダメンタルズが悪化したD2、D3と、それ以外のD4では異なる傾向を示している。13日にD2とD3の株価は引き続き低迷したのに対し、D4の株価は上昇傾向を示した(終値で累積株価収益率が5.36%まで回復)。14日に入るとD2とD3の株価も上昇し、D2の終値で累積株価収益率が5.98%、D3の終値は4.32%まで回復している。いぜんとしてテロ以前の水準には達していないものの、テロの影響が相対的に小さなD3の株価は、直接的な被害を受けたD2よりも上昇の度合いが大きい。テロの影響が軽微なD4の株価は、14日終値にはほぼテロ以前の水準まで回復した。

上述したグループ間でのパターンの違いは、テロ直後(12日)の株価下落が、D2、D3のグループではファンダメンタルズの悪化を、D4のグループでは一時的な市場流動性の

劣化を、それぞれ反映していることを示唆している。いいかえると、テロ直後12日の株価下落には、ファンダメンタルズ要因ばかりでなく、制度的要因や流動性要因が影響している可能性が高い。第3節では、後者の非ファンダメンタルズ要因を実証的に特定していく。

2.3 現物市場と先物市場の裁定関係

図3 挿入

次に、テロ直後に大きく崩れてしまった現物・先物間の裁定関係をみてみよう。図3は、9月11日から13日までの日経平均株価指数と日経平均先物価格（第1限月）の1分間隔の推移を示している。なお、大阪証券取引所の日経平均先物取引は、東京証券取引所の現物取引時間より10分遅れて（15時10分）終了する。

11日に10290円前後で推移してきた株価指数と先物価格は、12日の取引開始直後に大幅に下落している。先物価格が株価指数に先行して下落しているのは、現物市場の特別気配価格が5分ごとに更新されるのに対し、日経平均先物の特別気配価格は1分ごとに60円ずつ更新されるという特別気配制度の違いによる。

下落幅に関しても、10時01分の現物価格は9608円なのに対して、先物価格は9360円まで下落し、現物・先物間の価格差は248円に達している。通常の裁定関係から大きく乖離した価格差は、テロ後に現物市場の制限値幅が2分の1に縮小されたのに対して、先物市場の制限値幅は従来の1000円のまま据え置かれたことが原因であると考えられる。

9時46分から10時01分まで先物取引がサーキット・ブレーカーにより中断された後の株価上昇局面では、現物・先物間の価格差は急速に縮小した。こうした価格差の縮小は、特別気配や制限値幅の違いで生じた裁定機会に対して、アービトラジャーが売買の可能な銘柄を対象とした部分集合的なポートフォリオを構築し、積極的な裁定取引を行ったことを示唆している⁶。

しかし、後場の株価下落局面では、ストップ安に達する銘柄が増えるにつれて株価指数の動きは鈍くなり、9610円で取引を終えたのに対し、制限値幅の広い先物価格は9320円のストップ安まで下げている。12日終値で290円まで拡大した価格差は、13日の取引開始直後の裁定取引で瞬時に解消され、その後は、株価指数、先物価格ともに9600円前後で推移している。

3 日経平均構成銘柄の流動性回復メカニズム

3.1 制度的要因と流動性要因

前節では、テロ直後の12日の売り特別気配提示時間とストップ安時間の銘柄間格差にはファンダメンタルズの違いばかりでなく、制度的要因や流動性要因が反映している可能性が高いことをみてきた。

制度的な要因としては、更新値幅や制限値幅は価格帯に応じて設定されているために（表1参照）、株価が高い銘柄ほど株価変動が制限されることがあげられる。たとえば、500円以上1000円未満の価格帯では、基準値段が500円の銘柄の更新値幅は2%、制限値幅は20%であるが、基準値段が999円の銘柄の更新値幅は1%、制限値幅は10%となっている。したがって、後者のように基準値に対する値幅比率が低い銘柄では、特別気配が提示されやすく、制限値幅に達する可能性も高い。

また、特別気配は5分ごとに更新値幅ずつ更新されるために、売り特別気配がストップ安値まで更新されるのに要する最短時間も価格帯に応じて異なる。その結果、制限値幅までの最短到達時間が短い銘柄ほどストップ安時間が長くなる可能性も考えられる。たとえば、9月11日の終値が100円未満の銘柄では、売り特別気配が制限値幅に達するまでの最短到達時間は10分であったのに対して、終値が200円以上、300円未満の銘柄では35分であった。

売買バランスに直接的な影響を与える流動性要因としては、第1に、テロ発生時点における投資家の信用取引ポジションの大きさがあげられる。テロ発生時点で信用売りポジションを有していた投資家は、テロ直後の予想外の株価下落に直面して利益確定のために買い注文を出すであろうし、反対に、テロ発生時点で信用買いポジションを有していた投資家は、損失回避のために売り注文を出すであろう。事実、テロ後の9月14日の日経平均構成銘柄に関わる信用残高は、テロ前の9月7日発表分と比較すると、売り残高で平均31.3万株、買い残高で平均22.9万株減少しており、利益確定の買い、損切りの売りが活発であったことを示している。

また、既存研究では、マクロ的なショックが顕在化したことによる市場流動性の変化は、そもそもマクロ的なリスクとの連動度が高い銘柄や、平時において流動性の高い銘柄に顕著にあらわれることが示されている。たとえば、Lauterbach/Ben-Zion [1993] は、1987年10月のブラックマンデー後のテルアビブ証券取引所（イスラエル）を分析し、高ベータ、大規模企業、低レバレッジ比率の銘柄に対して強い売り圧力が生じたことを明らかにした。Lauterbach/Ben-Zion は、高ベータ株への売り圧力が生じた理由は、投資家がシステムティック・リスクを減少させるためであり、企業規模が大きく、レバレッジ比率の低い優良株に売り圧力が生じた理由は、優良株の株主ほど株価変動リスクの許容度が低いためであると指摘している。彼らは、日頃から流動性の高い優良株は、ショック時であって

も相対的には売却しやすいために、大量に売りに出された可能性もあげている。

3.2 被説明変数と説明変数について

表 2 挿入

表 2 では、日経平均構成銘柄 225 銘柄のサンプルについて、本節の推定作業で用いる被説明変数と説明変数の基本統計量をまとめている。先述したように、各銘柄について計算した売り特別気配の提示時間と、ストップ安時間を被説明変数としていく。前者の売り特別気配時間(分)は、12 日の取引時間を 1 分間隔で区切り、各間隔の間に一度以上、売り特別気配が提示された時間の累計である。12 日中には、225 銘柄のうち 211 銘柄で売り特別気配が提示された。前節で行った D1 から D4 の分類別にみた平均値は、ファンダメンタルズが改善した D1 で 4 分だったのに対して、ファンダメンタルズが悪化した D2 では 157 分、D3 でも 89 分と長時間にわたって売り特別気配が提示された。テロの影響が比較的小さかったと考えられる D4 では 41 分であった。

ストップ安時間(分)は、12 日の取引時間を 1 分間隔で区切り、各時点でストップ安に達している時間の累計である。12 日中には、225 銘柄のうち 120 銘柄がストップ安に達した。D1 ではストップ安に達した銘柄はなかったが、D2 で平均 142 分、D3 で平均 77 分、D4 で平均 25 分であった。

一方、説明変数については、前小節で指摘した制度的要因や流動性要因を表す変数を用いていく。制度的要因として、更新値幅比率(%)は $(\text{更新値幅}/11\text{日終値}) \times 100$ 、制限値幅比率(%)は $(12\text{日の制限値幅}/11\text{日終値}) \times 100$ と、11 日終値で標準化している。更新値幅比率は最小値 1.00%、最大値 17.86%であり、制限値幅比率は最小値 5.02%、最大値 53.60%である。ストップ安時間(分)を被説明変数としたスペシフィケーションでは、特別気配が制限値幅まで更新される最短到達時間(分) $((12\text{日の制限値幅}/\text{更新値幅}) \times 5 - 5)$ も説明変数に加えている。

信用取引ポジションを示す変数には、テロ前の 9 月 7 日に公表された信用残高を用いて、信用売り残高比率(%)を $(\text{信用売り残高}/\text{発行済み株式数}) \times 100$ 、信用買い残高比率(%)を $(\text{信用買い残高}/\text{発行済み株式数}) \times 100$ と、発行済み株式数で標準化している。

ベータ値は、テロ前の 1 年間である 2000 年 9 月 12 日から 2001 年 9 月 11 日の日次株価データを用いて、各銘柄の対数株価収益率を被説明変数、定数項と日経平均株価指数の対数収益率を説明変数としたマーケット・モデルで推計した。固有リスクの代理変数として、マーケット・モデルの推定残差の標準偏差(%)も説明変数に加えている。

レバレッジ比率(%)は $(\text{負債}/\text{総資産}) \times 100$ と定義し、企業規模の代理変数には、Lauterbach / Ben-Zion [1993] と同様に対数総資産を用いる。 $(\text{時価総額}/\text{株主資本}) \times 100$ と定義される株価純資産倍率(%)も説明変数として用いる。なお、負債と総資産、時価総額、

株主資本は、東洋経済新報社『会社四季報 CD-ROM』2001 年秋号に報告されている前決算時のデータに依拠している。これらのデータは、三菱東京フィナンシャル・グループと UFJ ホールディングス、日本ユニバックスの 3 銘柄で欠損値があるために、レバレッジ比率、対数総資産、株価純資産倍率については 222 銘柄の基本統計量を報告している。

3.3 推定結果：売り特別気配提示時間

被説明変数となる売り特別気配時間が負値をとらないデータであることを鑑みて、OLS ではなく、トービット・モデルによって以下の式を推定していく。ただし、欠損値を除いた 222 サンプルのうち、売り特別気配時間が 0 となるのは 14 銘柄しかないので、トービットによる推定結果は、OLS による推定結果と大きく変わることはない⁷。

$$\begin{aligned}
 Special_i^* &= a + \sum_{l=1}^3 b_l D_{li} + cQuote_i + dSell_i + eBuy_i + fIdio_i + gBeta_i + hLeverage_i \\
 &\quad + iSize_i + jPBR_i + \epsilon_i \quad (1) \\
 Special_i &= \begin{cases} 0 & \text{if } Special_i^* \leq 0 \\ Special_i^* & \text{if } Special_i^* > 0 \end{cases}
 \end{aligned}$$

通常のトービット・モデルの定式化のように、被説明変数 $Special_i^*$ は、銘柄 i の売り特別気配時間 $Special_i$ (分表示) が正値をとるときに限って観察される。 $D1_i, D2_i, D3_i$ は、D1 から D3 の各グループに属する銘柄で 1、その他の銘柄で 0 をとるダミー変数である。 $Quote_i$ は更新値幅比率(%)、 $Sell_i$ は信用売り残高比率(%)、 Buy_i は信用買い残高比率(%)、 $Idio_i$ は固有リスク(%)、 $Beta_i$ はベータ値、 $Leverage_i$ はレバレッジ比率(%)、 $Size_i$ は対数総資産、 PBR_i は株価純資産倍率(%)をそれぞれ意味している。

表 3 挿入

表 3 は、(1) 式の推定結果を報告している。 $D1_i, D2_i, D3_i$ のダミー変数に関する推定結果によると、ベンチマークとなるテロの影響が小さい D4 グループと比較して、ファンダメンタルズが改善した D1 グループの売り特別気配提示時間が 53.95 分短い一方、テロの直接的な被害を受けた D2 グループでは提示時間が 87.95 分長くなっている。間接的な被害を受けた D3 グループについても、提示時間が 23.25 分長くなる。

制度的な要因である銘柄ごとの更新値幅の違いは、売り特別気配提示時間に統計的に有意な影響を与えている。更新値幅比率が 1% 高くなると提示時間は 11.99 分短くなり、更新値幅比率が低い銘柄ほど売り特別気配が提示されやすい傾向が認められる。

流動性要因としては、テロ発生時点での投資家の信用ポジションが、提示時間に有意な影響を与えている。信用売り残高比率 1% の上昇は提示時間を 3.70 分短縮させ、信用買い残高比率 1% の上昇は提示時間を 2.86 分長くする。この結果は、予期しない株価下落に際

しては、信用売り手の利益確定のための買い注文が流動性を供給し、信用買い手の損失回避のための売り注文が流動性を低下させることを示している。

ベータ値、企業規模、レバレッジ比率については、既存研究と整合的な推定結果が得られている。ベータ値の限界効果は 40.04 で統計的に正に有意であり、マクロ的なショックとの連動度が高い銘柄ほど売り圧力が強いことを示している。対数総資産とレバレッジ比率の限界効果も、それぞれ 25.70 と -0.70 で有意であることから、テロ後にも大規模企業、低レバレッジ比率の銘柄に代表される優良株に対して強い売り圧力が生じたことを示唆している。また、株価純資産倍率の限界効果も 0.13 で有意であり、市場で過大評価されている可能性のある銘柄ほど売り圧力が強いと解釈できる。一方、固有リスクに関する推定係数は、統計的に有意でない。固有リスクが大きいほど市場流動性が劣化する傾向にあることから、平時から流動性が低い銘柄については売り圧力が生じていないことになる。

3.4 推定結果：ストップ安時間

被説明変数をストップ安時間とする場合、0 で切断されたサンプルがいっそう多くなることから（サンプル全体の 46%）、トービット・モデルによって以下の (2) 式を推定していく⁸。

$$\begin{aligned}
 Stop_i^* &= a + \sum_{l=2}^3 b_l D_{li} + cLimit_i + dSell_i + eBuy_i + fIdio_i + gBeta_i + hLeverage_i \\
 &\quad + iSize_i + jPBR_i + kTime_i + \epsilon_i \quad (2) \\
 Stop_i &= \begin{cases} 0 & \text{if } Stop_i^* \leq 0 \\ Stop_i^* & \text{if } Stop_i^* > 0 \end{cases}
 \end{aligned}$$

(2) 式を推定する際には、ストップ安時間がすべて 0 である D1 グループ（4 銘柄）⁹ と欠損値を含んでいるデータを除いた 218 銘柄をサンプルに用いている。そのうち 100 銘柄のストップ安時間が 0 となっている。被説明変数 $Stop_i^*$ は、ストップ安時間 $Stop_i$ （分表示）が正値をとる場合に限って観察される。 $Limit_i$ は制限値幅比率（%）、 $Time_i$ は最短到達時間（分）である。それ以外の説明変数は、売り特別気配時間のケースと同じである。

表 4 挿入

表 4 は、(2) 式の推定結果を報告している。 $D2_i$ と $D3_i$ のダミー変数に関する推定結果は、テロ関連銘柄の市場流動性が長時間にわたり低下していることを示している。ストップ安時間は、テロの影響が少ない D4 グループと比較すると、D2 グループでは 57.50 分、D3 グループでも 21.18 分長くなっている。

制度的要因については、制限値幅比率と最短到達時間がストップ安時間に統計的に有意な影響を与えている。制限値幅比率が 1% 高くなるとストップ安時間が 7.54 分短縮し、値

幅比率が低い銘柄ほど制限値幅に達しやすい。また、最短到達時間が1分間長くなるとストップ安時間も0.79分短縮しており、最短到達時間が短い銘柄ほど早くストップ安に達している。

流動性要因については、売り特別気配時間に関する推定結果と共通するところが多い。信用取引ポジションについては、統計的に有意な推定結果が得られている。信用売り残高比率1%の上昇はストップ安時間を1.79分短縮させ、信用買い残高比率1%の上昇はストップ安時間を1.49分長くしている。これらの結果も、信用売り手が利益確定のために出した買い注文が流動性を供給し、信用買い手が損失回避のために出した売り注文が流動性を低下させたことを示唆している。また、ベータ値の限界効果は19.37で推定係数は有意であり、マクロ的なショックとの連動度が高い銘柄は長時間にわたって市場流動性が低下している。

また、株価純資産倍率についても、限界効果が0.05であり、10%水準で有意な推定係数が得られている。売り特別気配時間のケースと同様に、市場が過大評価している可能性のある銘柄ほど、市場流動性が低下する傾向が認められる。

しかし、レバレッジ比率と対数総資産に関する推定結果については、ストップ安時間と売り特別気配時間で傾向を異にしている。先述したように、売り特別気配時間の推定結果では、大規模企業、低レバレッジ比率の優良銘柄に有意な売り圧力が生じている(表3参照)。しかし、ストップ安時間を被説明変数とした(2)式では、レバレッジ比率と対数総資産の推定係数が統計的に有意になっていない。第2節で議論したように、売り特別気配時間は比較的短時間の売買不均衡の尺度であり、ストップ安時間は1日にわたるような長時間の売買不均衡の尺度である。そのことを考慮すると、優良株への強い売り圧力に対しては、十分な買い注文が集まり、ストップ安時間がそれほど長引かなかったと解釈できる。

逆に、固有リスクが高い銘柄については、売り特別気配時間を被説明変数とすると、統計的に有意な売り圧力は生じていない(表3参照)。しかし、ストップ安時間を被説明変数とする場合には、表4が示すように1%固有リスクが高くなると15.68分ストップ安時間が有意に長くなる。こうした結果は、固有リスクの高い低流動性銘柄では、必ずしも強くない売り圧力に対しても買いが応じなかった結果、ストップ安時間がかえって長引いたことを示唆している。

売り特別気配時間とストップ安時間の推計結果からは、大規模なマクロショックが生じた際には、固有リスクの高い銘柄に代表される普段から流動性が低い銘柄ではなく、比較的買い手が豊富な優良株がまずもって売りに出されることが示されている¹⁰。

4 現物市場と先物市場の裁定

4.1 現物価格と先物価格の先導・ラグ関係

前節では、現物市場においては、テロ後の市場流動性が取引規制や銘柄固有要因に大きく左右されたことをみてきた。一方で、先物市場においては、取引規制は緩やかで、銘柄固有要因の影響を受けないことから、相対的に流動性が高かったと考えられる。本節では、相対的に流動性が豊富な先物市場との比較分析を通して、現物市場における著しい流動性の低下が価格形成機能に及ぼした影響を検証していく。具体的には、テロ直後に生じた現物・先物間の価格差が縮小していく過程、ならびに価格差が拡大していく過程について、現物・先物間の先導・ラグ関係を推定していく。

通常、 t 時点における先物価格 F_t と現物価格 S_t の間には、 r 、 d 、 T を金利、配当、満期日とした (3) 式の保有コストモデルが成立している。

$$F_t = S_t e^{(r-d)(T-t)} \quad (3)$$

(3) 式が示すように、保有コストモデルによる裁定関係が成立している場合には、先物価格と現物価格が同時点でのみ相関することになる。しかし、Kawaller/Koch/Koch [1987] 以降の多くの実証研究は、株価指数先物価格が現物価格を先導していることを明らかにしてきた。その原因としては、現物市場における非同時的な取引が指摘されている (Harris [1989]、Stoll/Whaley [1990])。すなわち、株価指数を構成する個別銘柄は常に取引されているわけではなく、観察される株価指数が最新の情報に対して更新されるまでに時間がかかるために、現物市場の情報集約力が低下する可能性がある。また、市場全般で株価が同方向に変動する局面では、先物価格による先導傾向が強まることも示されている (Chan [1992])。後者の実証結果は、マクロ的なイベントに対しては、個々の銘柄を取引するコストよりも先物取引のコストが低いために、先物市場における価格形成が重要な役割を果たすことを示唆している。

大規模なマクロショック後の先導・ラグ関係については、Antoniou/Garrett [1993] が、ブラックマンデー後のイギリスの株式市場について FTSE100 先物価格と現物価格に関する実証分析を行っている。彼らの実証結果によると、1987年10月19日に現物市場の流動性が極端に低下した結果、先物取引が注文を集め、先物価格による現物価格の先導傾向が強くなっている。

テロ直後の日本の株式市場においても、次のいくつかの理由から先物市場の方に価格情報が集約されやすい環境にあったといえる。第1に、第2節で述べたように、先物市場の制限値幅は変更がなかったものの、現物市場では12日から14日に制限値幅が2分の1に縮小された。第2に、第3節で詳しく分析してきたように、現物市場では、銘柄固有の要因で市場流動性に顕著な銘柄間価格差が生じてしまった。第1と第2の要因は、現物市場に

おける非同時取引の問題を深刻にしたと考えられる。第3に、特に12日の午前中において、テロに直接的に起因するファンダメンタルズの変化にかかわらず、多くの銘柄が下落後に反転していることから（図2参照）、マクロ的な要因が支配的になっていたと考えられる。

4.2 推定結果

前小節の予想を検証するために、テロ前後について日経平均先物価格（第1限月、 F_t ）と日経平均株価指数（ S_t ）の1分間隔の取引データを用いて先導・ラグ関係の推定を行う。サンプル期間は、テロ前の9月5日から11日、12日前場の価格差の縮小過程¹¹（10時02分から11時01分）、12日後場の価格差の拡大過程¹²（12時31分から13時56分）、テロ後の9月13日から18日の4つの期間とする。

推定方法としては、Pizzi/Economopoulos/O'Neill [1998]などの先行研究が示すように、裁定関係を考慮に入れたエラー・コレクションモデルを用いることが一般的である。そこで、(3)式の対数を取り、以下の(4)式のように、残差 $\hat{\epsilon}_t$ を定義して誤差修正項として用いる。テロ直後には株価指数と先物価格の間に1対1の関係が成立していないことが明らかなので（図3参照）、定数項 \hat{a} だけでなく、係数 \hat{b} も推定する。なお、保有コストモデルにおいては、 \hat{a} が金利コストに対応している。

$$\hat{\epsilon}_t = \ln F_t - \hat{b} \ln S_t - \hat{a} \quad (4)$$

表5 挿入

表5は、(4)式の推定結果と「残差が単位根を有する」という帰無仮説に関するDickey-Fuller τ 検定の結果である。上述の帰無仮説が棄却されることは、裁定関係の必要条件が満たされているという点で、緩やかな意味ながら裁定が成立していることを示している。

テロ前（5日から11日）と12日を除くテロ後（13日から18日）には「残差が単位根を有する」という帰無仮説が強く棄却され、 \hat{b} の推定値は1に近いことから、厳密に裁定関係が成立していたことが分かる。テロ直後12日の前場については、 \hat{a} の推定値は-10.71で0から大幅に乖離し、 \hat{b} の推定値は2.17で1よりも大きくなる。しかし、単位根の帰無仮説が棄却されることから、先物と現物の価格差の縮小過程においては緩やかな裁定が働いていたと解釈できる。一方、12日の後場については、単位根の帰無仮説を棄却できず、価格差の拡大過程には裁定関係が崩れていた。

次に、以下の(5)式と(6)式で先導・ラグ関係の推定を行う。 Rf_t と Rs_t は日経平均先物価格と日経平均株価指数の対数収益率で、 $\hat{\epsilon}_{t-1}$ は誤差修正項である。ラグ次数は12日前場のデータで最大ラグ次数を5分間とし、シュバルツ情報量基準が最小となった5分間

を採用している。

$$Rs_t = a_1 + \sum_{l=1}^5 b_{l1} Rf_{t-l} + \sum_{l=1}^5 c_{l1} Rs_{t-l} + d_1 \hat{\epsilon}_{t-1} + \eta_{1t} \quad (5)$$

$$Rf_t = a_2 + \sum_{l=1}^5 b_{l2} Rf_{t-l} + \sum_{l=1}^5 c_{l2} Rs_{t-l} + d_2 \hat{\epsilon}_{t-1} + \eta_{2t} \quad (6)$$

表 6 挿入

表 6 は、(5) 式と (6) 式の推定結果を報告するとともに、「先物価格による先導傾向はない」という帰無仮説 $H_1: b_{11} = \dots = b_{51} = 0$ と「現物価格による先導傾向はない」という帰無仮説 $H_2: c_{12} = \dots = c_{52} = 0$ について尤度比統計量を用いたグレンジャー因果性検定の結果を示している。

テロ前(5日から11日)に関しては、(5) 式の誤差修正項の係数は 0.266 で統計的に有意であることから、一時的な裁定関係からの乖離は速やかに解消していることが分かる。また、帰無仮説 H_1 は 1%水準で棄却され、(5) 式における先物収益率のラグ係数は 1 分前(0.232)だけが有意である。一方、帰無仮説 H_2 は棄却できない。以上の結果をまとめると、テロ前においては、先物価格が現物価格を 1 分間先導していたことになる。

12 日前場についても、(5) 式の誤差修正項の推定係数は 0.144 で 5%水準で有意になり、裁定関係への速やかな回帰傾向が認められる。先述したように、アービトラジャーによる裁定取引が価格差を縮小させてきた可能性を示している。また、帰無仮説 H_2 が棄却できないのに対して、帰無仮説 H_1 は 1%水準で棄却できる。(5) 式の推計係数をみると、先物収益率のラグ係数は 1 分前(0.335)と 2 分前(0.369)が 1%水準で有意、3、4 分前がプラス、5 分前(0.267)が 5%水準で有意になり、先物価格はテロ前よりも長い 5 分間にわたって現物価格を先導している。有意な推定係数については、テロ前における 1 分前の係数(0.232)と比較しても推計値が大きい。これらの結果は、テロ直後に制度的な要因や銘柄固有の要因により流動性が著しく低下した現物市場に代わり、相対的に流動性が豊富で、マクロ的なイベントに対する情報集約力に優れた先物市場が価格形成を主導してきたという予想を支持している。

12 日後場には、多くの銘柄がストップ安に達した結果、現物価格はほとんど変動していない。先に述べたように、この期間は、緩やかな意味でも裁定関係が崩れ、先物市場で形成された価格情報は現物市場に伝達されていない(帰無仮説 H_1 が棄却できない)。

テロ後(13日から18日)については、(5) 式の誤差修正項の係数は 0.112 で有意となり、裁定関係への速やかな回帰が再び認められる。帰無仮説 H_1 も、1%水準で棄却され、(5) 式先物収益率のラグ係数は 1 分前(0.324)、2 分前(0.125)について有意となっている。帰無仮説 H_2 は、10%水準で棄却されている。テロ直後の 12 日前場に認められた 5 分間の先導傾向よりは短い、テロ後にも 2 分間の先導傾向がある。テロ前に比べて先

導傾向が強い理由としては、現物市場における制限値幅の縮小が14日まで継続したことや、17日のニューヨーク証券取引所の取引再開後に株価が全般的に下落したことが考えられる。

5 ディスカッション

本論文では、米国同時多発テロ直後の個別銘柄市場の市場流動性について、市場流動性の銘柄間格差と現物・先物間の裁定関係に注目した実証分析を行った。前者に関する分析結果によれば、大規模なマクロショック直後には、制度的要因が個々の銘柄の市場流動性に大きな影響を与えるとともに、信用買いポジションの大きい銘柄、高ベータ値の銘柄、平時から流動性の高い銘柄などで、一時的、あるいは持続的な需給バランスの顕著な偏りが生じている。一方、後者に関する分析結果によれば、テロ直後には先物価格による現物価格の先導傾向が通常よりもいっそう強くなっている。

第3節や第4節で議論してきたように、これらの実証結果は、マクロショック発生時における特別気配や制限値幅などの制度的要因や、銘柄に固有な属性、信用ポジションなどを所与として、各投資家が合理的な行動をとった帰結として考えることができる。投資家は損失を回避するためにシステムティック・リスクを避け、信用買いポジションを閉じるとともに、売却しやすい銘柄から売りに出していた。その一方で、信用売り手は利益を確定するために買い注文を出している。マクロ的なイベントの直後に先物価格の情報集約力が高くなったのは、制限値幅縮小などの制度的要因や銘柄固有の流動性要因に個別銘柄の市場流動性が大きく左右された現物市場に比して、そうした制約が相対的に弱い先物市場へと市場流動性がシフトしたことが主因であろう。

今回の実証結果は、マクロショック後の市場流動性には、銘柄間や関連市場間における取引規制の違いが影響するという点で、政策的にも重要な意味を持っている。市場制度について議論するためには、より多面的な実証分析¹³が必要であるが、適切な取引規制を導入することにより、マクロショック後の流動性低下による価格の歪みを減らすことも可能であろう。

- 1 東京証券取引所では，更新値幅と制限値幅に加えて最小ティック・サイズに関する規制がある．Bremer/Hiraki/Sweeney [1997] は，ティック・サイズの規制がもたらす計測誤差について言及している．
- 2 大庭 [2001] も，テロ直後には，現物市場での取引が規制されたために，規制が緩やかな大阪証券取引所やシンガポール証券取引所で取引される日経平均先物が売り注文を集めたことを指摘している．
- 3 東京証券取引所では，ストップ安値で売買が行われ，売り特別気配が提示されない場合もある．
- 4 括弧内は，東洋経済新報社『会社四季報 CD-ROM』2001 年秋号に収録されている前決算時の連結海外売上比率の業種内平均値である．D4 に属する製造業の連結売上比率の平均値は，機械（30.6%），化学（23.6%），鉄鋼（23.2%），繊維製品（21.0%），医薬品（19.5%），ガラス・土石（18.4%），その他製品（17.0%），非鉄金属（15.9%），建設（8.4%），パルプ・紙（4.8%），食料品（3.5%），それ以外は記載なしとなっている．
- 5 その他金融業は，日本信販とクレディ・セゾンである．
- 6 筆者が機関投資家に行ったヒアリングで，価格差の縮小過程におけるアービトラジャーによる裁定取引の可能性が指摘された．
- 7 トービットモデルによる推定でも，Pagan/Vella [1989] の Conditional Moment Test で 3 次，4 次のモーメント条件を課すと「誤差項が正規分布である」という帰無仮説は棄却されている．しかし，本論文では，切断データによるバイアスの回避という点で OLS 推定に比して優れていることから，トービット・モデルを採用している．
- 8 ただし，Pagan/Vella [1989] の Conditional Moment Test によると，トービット・モデル推定でも「誤差項が正規性を有する」という帰無仮説が棄却される．しかし，本論文では，切断データによるバイアスの回避という点で OLS 推定に比して優れていることから，トービット・モデルを採用している．
- 9 これらの 4 銘柄については，尤度を定義することができない．
- 10 筆者が機関投資家に行ったヒアリングでは，優良株がそもそも流動性が高いという理由からテロ直後に優良株への売り圧力が生じたことが指摘された．12 日の売買高を (1) 式の説明変数で回帰した結果では，全般的に推定係数は有意にならないが，対数総資産の推定係数は 1% 有意でプラスの値になる．この結果は，企業規模が大きな銘柄では，強い売り圧力に対して十分な買い注文が入ったという論文中の解釈と整合的である．

- 11 先物市場におけるサーキット・ブレーカー終了後のサンプルである。
- 12 日経平均先物がストップ安に達するまでのサンプルである。
- 13 取引所取引の規制の是非については，取引停止や制限値幅などのサーキット・ブレーカーの有用性を説くブレディ報告書 [1988] から，制限値幅が価格発見を阻害するという Kim/Rhee [1997] の主張まで，さまざまな議論がなされている。

引用文献

- 大庭昭彦 [2001], 「緊急時の制限値幅の扱いについて ~ 米国同時テロと日本株式市場への影響 ~ 」 『先物・オプションレポート』 13 (11), 2-5.
- Antoniou , A. and I. Garrett [1993], “ To What Extent did Stock Index Futures Contribute to the October 1987 Stock Market Crash?, ” *Economic Journal* 103 (421), 1444-1461.
- Bremer , M., T. Hiraki and R. J. Sweeney [1997], “ Predictable Patterns after Large Stock Price Changes on the Tokyo Stock Exchange, ” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 32 (3), 345-365.
- Chan , K. [1992], “ A Further Analysis of the Lead-Lag Relationship Between the Cash Market and Stock Index Futures Market, ” *Review of Financial Studies* 5 (1), 123-152.
- Harris , L. [1989], “ The October 1987 S&P500 Stock-Futures Basis, ” *Journal of Finance* 44 (1), 77-99.
- Kawaller , I. G., P. D. Koch and T. W. Koch [1987], “ The Temporal Price Relationship Between S&P500 Futures and the S&P500 Index, ” *Journal of Finance* 42 (5), 1309-1329.
- Kim , K. A. and S. G. Rhee [1997], “ Price Limit Performance: Evidence from the Tokyo Stock Exchange, ” *Journal of Finance* 52 (2), 885-901.
- Lauterbach , B. and U. Ben-Zion [1993], “ Stock Market Crashes and the Performance of Circuit Breakers: Empirical Evidence, ” *Journal of Finance* 48 (5), 1909-1925.
- Pagan , A. and F. Vella [1989], “ Diagnostic Tests for Models Based on Individual Data: A Survey, ” *Journal of Applied Econometrics* 4, Supplement, 29-59.
- Pizzi , M. A., A. J. Economopoulos and H. M. O’Neil [1998], “ An Examination of the Relationship between Stock Index Cash and Futures Markets: A Cointegration Approach, ” *Journal of Futures Markets* 18 (3), 297-305.
- Presidential Task Force on Market Mechanisms [1988], *Report of the Presidential Task Force on Market Mechanisms*, January.

Stoll , H. R. and R. E. Whaley [1990],“ The Dynamics of Stock Index and Stock Index Futures Returns, ” *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 25 (4), 441-468.

表1 東京証券取引所の更新値幅と制限値幅

基準値段		更新値幅	最小値 (%)	最大値 (%)	制限値幅	最小値 (%)	最大値 (%)
100円未満		5円	5.05	500.00	30円	30.30	3000.00
100円以上	200円未満	5円	2.51	5.00	50円	25.13	50.00
200円以上	500円未満	5円	1.00	2.50	80円	16.03	40.00
500円以上	1000円未満	10円	1.00	2.00	100円	10.01	20.00
1000円以上	1500円未満	20円	1.33	2.00	200円	13.34	20.00
1500円以上	2000円未満	30円	1.50	2.00	300円	15.01	20.00
2000円以上	3000円未満	40円	1.33	2.00	400円	13.34	20.00
3000円以上	5000円未満	50円	1.00	1.67	500円	10.00	16.67
5000円以上	10000円未満	100円	1.00	2.00	1000円	10.00	20.00

(注) 基準値段が10000円未満の場合について更新値幅と制限値幅を示している。更新値幅の基準値段は直前の株価で、制限値幅の基準値段は前日の終値、もしくは特別気配値である。また、基準値段に対する更新値幅と制限値幅の比率(理論値)の最小値(%)と最大値(%)を示している。

表2 基本統計量

		サンプル数	平均値	最小値	最大値	標準偏差
売り特別気配時間 (分)	全サンプル	225	60	0	243	68
	D1	4	4	0	8	4
	D2	10	157	27	243	82
	D3	67	89	0	243	78
	D4	144	41	0	241	50
ストップ安時間 (分)	全サンプル	225	45	0	222	70
	D1	4	0	0	0	0
	D2	10	142	0	222	81
	D3	67	77	0	222	82
	D4	144	25	0	220	51
更新値幅 (%)		225	2.28	1.00	17.86	2.32
制限値幅 (%)		225	11.57	5.02	53.60	6.92
信用売り残高 (%)		225	1.45	0.01	66.50	6.88
信用買い残高 (%)		225	1.66	0.01	66.00	6.09
固有リスク (%)		225	2.31	1.00	6.41	0.66
ベータ		225	0.77	0.12	2.09	0.33
レバレッジ比率 (%)		222	62.93	10.12	97.70	21.51
対数総資産		222	5.90	4.72	7.81	0.54
株価純資産倍率 (%)		222	157.35	27.00	577.16	86.12
最短到達時間 (分)		225	23.76	10.00	35.00	7.54

表3 推定結果: 売り特別気配時間(分)

	推定係数	漸近的t値	限界効果
定数項	-130.45	-2.76 ***	-114.19
D1	-61.63	-2.24 **	-53.95
D2	100.47	5.93 ***	87.95
D3	26.55	3.04 ***	23.25
更新値幅 (%)	-13.70	-3.79 ***	-11.99
信用売り残高 (%)	-4.23	-2.78 ***	-3.70
信用買い残高 (%)	3.27	3.94 ***	2.86
固有リスク (%)	9.39	1.41	8.22
ベータ	45.74	3.57 ***	40.04
レバレッジ比率 (%)	-0.80	-4.43 ***	-0.70
対数総資産	29.35	3.90 ***	25.70
株価純資産倍率 (%)	0.15	3.66 ***	0.13
	47.10		
対数尤度	-1101.64		
サンプル数	222		
サンプル数(>0)	208		

(注) *, **, *** はそれぞれ10%, 5%, 1%の有意水準で有意である。限界効果は平均値で評価している。

表4 推定結果:ストップ安時間(分)

	推定係数	漸近的t値	限界効果
定数項	54.52	0.66	25.78
D2	121.59	5.23 ***	57.50
D3	44.79	3.51 ***	21.18
制限値幅 (%)	-15.95	-7.53 ***	-7.54
信用売り残高 (%)	-3.78	-1.82 *	-1.79
信用買い残高 (%)	3.15	2.82 ***	1.49
固有リスク (%)	33.16	3.03 ***	15.68
ベータ	40.96	2.25 **	19.37
レバレッジ比率 (%)	-0.18	-0.58	-0.08
対数総資産	5.29	0.43	2.50
株価純資産倍率 (%)	0.11	1.89 *	0.05
最短到達時間(分)	-1.67	-2.06 **	-0.79
	61.50		
対数尤度	-693.41		
サンプル数	218		
サンプル数(>0)	118		

(注) *, **, *** はそれぞれ10%, 5%, 1%の有意水準で有意である。限界効果は平均値で評価している。

表5 共和分検定の結果

	テロ前(5日 - 11日)		12日前場		12日後場		テロ後(13日 - 18日)	
	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
定数項	0.05	2.12 **	-10.71	-8.37 ***	-21.75	-18.47 ***	0.18	2.99 ***
対数日経平均株価指数	0.99	384.41 ***	2.17	15.54 ***	3.37	26.24 ***	0.98	149.72 ***
修正済み決定係数	0.99		0.80		0.89		0.96	
サンプル数	1360		60		86		1028	
Dicky-Fuller 検定	-17.67 ***		-3.79 ***		-2.06		-12.59 ***	

(注) Dicky-Fuller 検定は、残差に単位根があるという帰無仮説を定数項を含めて検定している。Dicky-Fuller 検定のサンプル数は1つ少なくなる。* , ** , *** はそれぞれ10% , 5% , 1%の有意水準で有意である。

表6 エラーコレクションモデルの推定結果

		テロ前(5日 - 11日)		12日前場		12日後場		テロ後(13日 - 18日)	
		推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値	推定係数	t値
(5)式: 指数収益率のモデル									
定数項		0.000	-1.042	0.000	-0.717	0.000	-0.984	0.000	-0.183
先物収益率	1分前	0.232	6.315 ***	0.335	2.777 ***	0.084	2.415 **	0.324	10.331 ***
	2分前	0.034	0.944	0.369	2.838 ***	0.055	1.544	0.125	4.022 ***
	3分前	-0.001	-0.021	0.050	0.370	0.046	1.303	0.005	0.164
	4分前	0.005	0.146	0.118	0.911	0.016	0.480	0.032	1.073
	5分前	0.001	0.043	0.267	2.193 **	0.027	0.855	-0.047	-1.630
指数収益率	1分前	-0.061	-1.607	-0.423	-2.224 **	-0.183	-1.329	-0.130	-3.699 ***
	2分前	-0.063	-1.710 *	-0.178	-0.910	-0.231	-1.899 *	-0.106	-3.081 ***
	3分前	-0.025	-0.699	-0.032	-0.162	-0.125	-1.086	-0.058	-1.673 *
	4分前	-0.023	-0.665	-0.239	-1.364	-0.143	-1.260	-0.041	-1.211
	5分前	0.052	1.741 *	-0.087	-0.580	0.052	0.498	0.176	5.530 ***
誤差修正項		0.266	8.233 ***	0.144	2.037 **	-0.008	-0.431	0.112	5.899 ***
修正済み決定係数		0.191		0.365		0.040		0.250	
(6)式: 先物収益率のモデル									
定数項		0.000	-0.133	0.000	0.860	-0.001	-2.179 **	0.000	0.101
先物収益率	1分前	0.049	1.108	0.233	1.231	-0.129	-0.869	0.120	2.960 ***
	2分前	-0.040	-0.933	0.087	0.423	-0.012	-0.081	0.089	2.229 **
	3分前	-0.072	-1.742 *	-0.105	-0.495	0.005	0.032	-0.103	-2.645 ***
	4分前	-0.065	-1.656 *	0.109	0.535	-0.056	-0.389	-0.063	-1.635
	5分前	-0.022	-0.612	0.323	1.686 *	0.141	1.055	0.053	1.435
指数収益率	1分前	0.086	1.872 *	-0.028	-0.095	-0.306	-0.523	0.034	0.752
	2分前	0.093	2.119 **	-0.063	-0.205	-0.203	-0.393	0.103	2.316 **
	3分前	0.104	2.429 **	-0.051	-0.165	0.164	0.337	0.095	2.125 **
	4分前	0.070	1.693 *	-0.336	-1.218	0.045	0.095	0.060	1.368
	5分前	0.029	0.813	0.018	0.076	-0.504	-1.142	-0.035	-0.852
誤差修正項		-0.110	-2.832 ***	0.042	0.384	-0.006	-0.080	-0.028	-1.152
修正済み決定係数		0.020		-0.024		-0.078		0.040	
サンプル数		1354		54		80		1022	
H1(Rf Rs)		51.981 ***		18.993 ***		7.374		117.821 ***	
H2(Rs Rf)		8.573		2.934		2.361		10.782 *	

(注) H1(Rf Rs)は,(5)式のモデルで先物収益率のラグ係数がすべて0であるという帰無仮説,H2(Rs Rf)は,(6)式のモデルで指数収益率のラグ係数がすべて0であるという帰無仮説に対する尤度比統計量である。
*, **, *** は、それぞれ10%, 5%, 1%の有意水準で有意である。

図1 日経平均構成銘柄に占める売り特別気配, ストップ安銘柄の割合

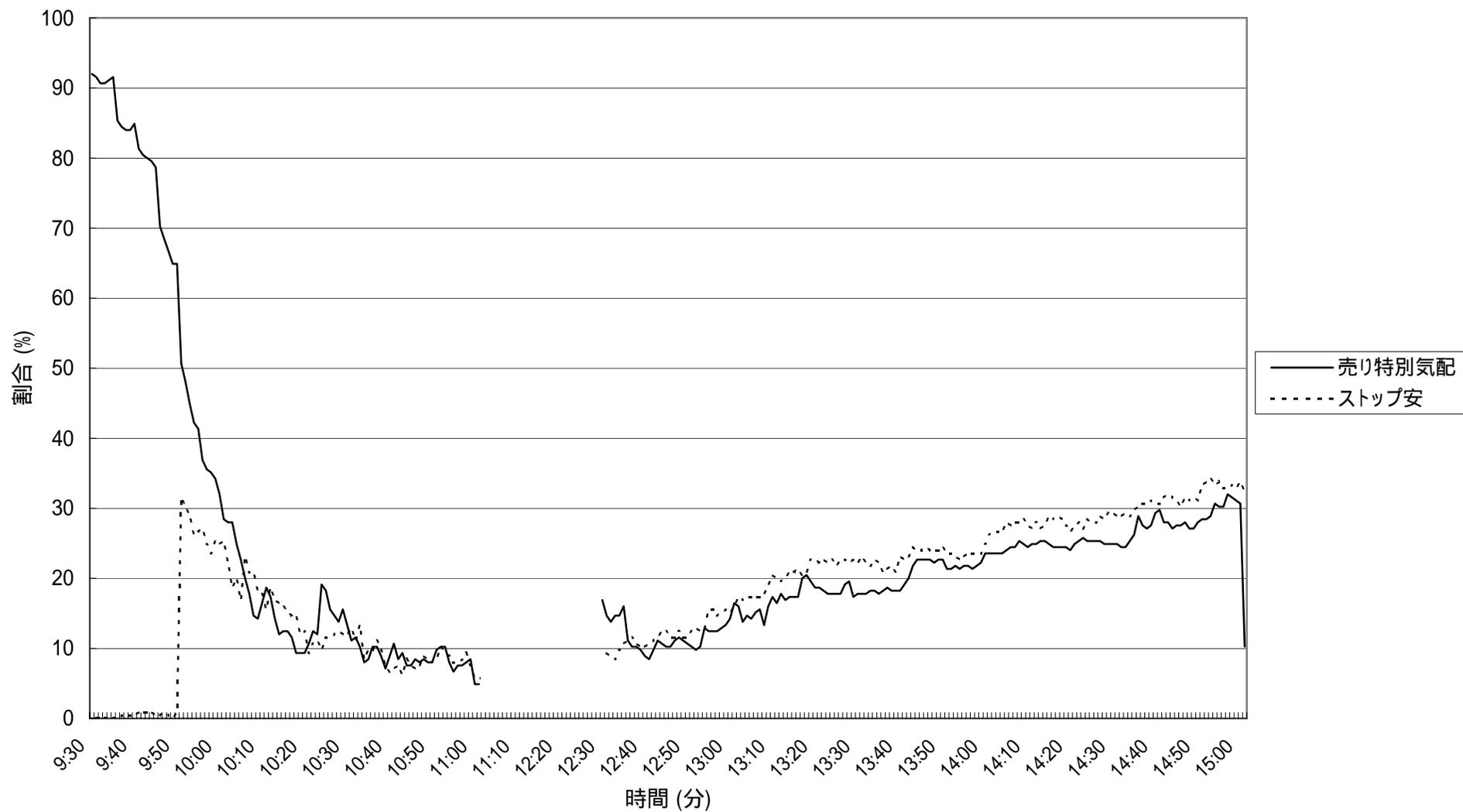


図2 テロ後の累積株価収益率(9月12日から9月14日)

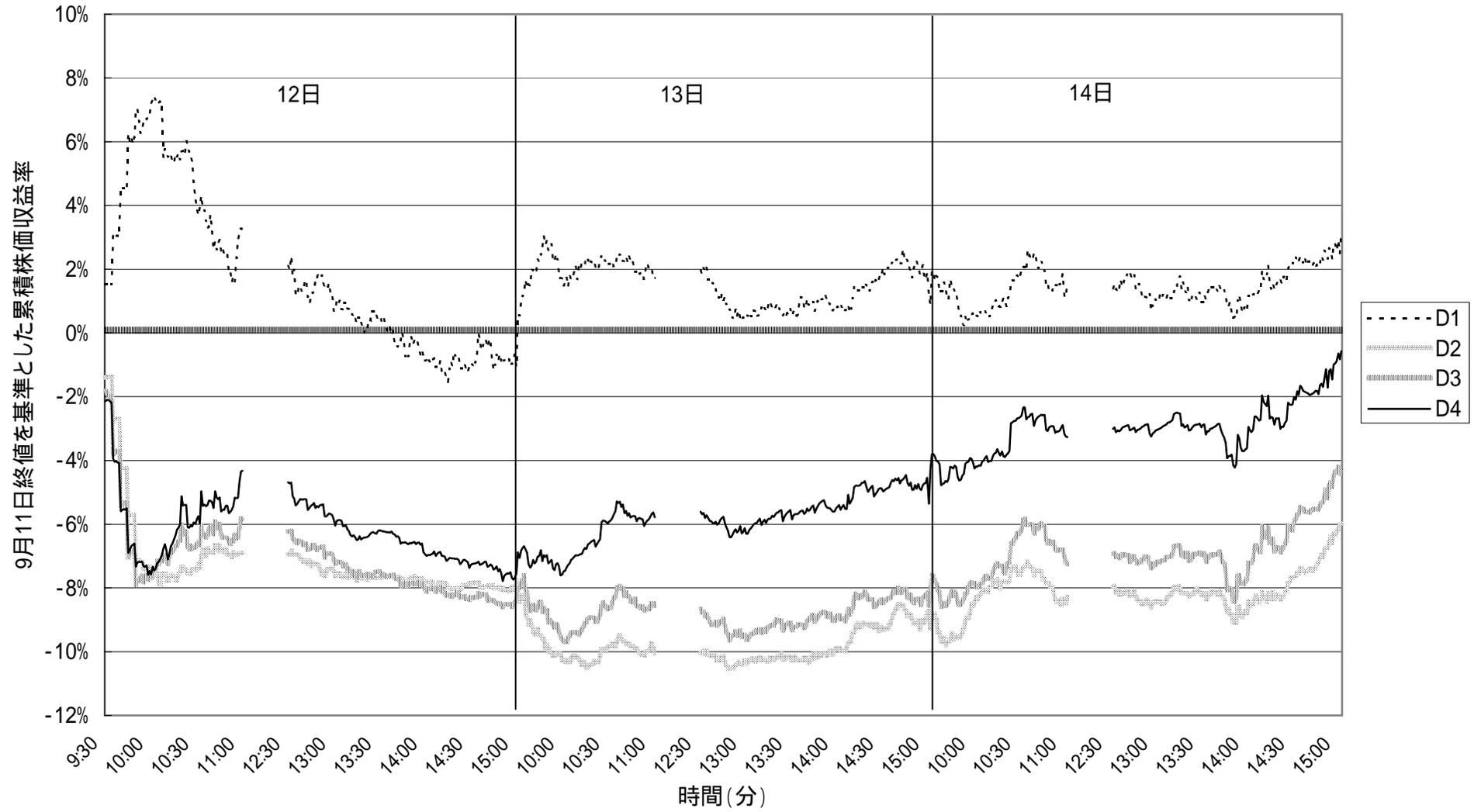


図3 日経平均株価指数と日経平均先物価格(9月11日から9月13日)

