

# 日米の株価変動における伝染効果の分析

大野 早苗

## 1 研究の目的

近年における資本市場の自由化や情報通信技術の進歩により国際的な資本取引が急増し、株式や為替レートなどの資産価格の国際連動が高まりつつあると指摘されている。また、ブラック・マンデー以降、ある市場における資産価格の急変が国際金融システムの秩序を揺るがしかねないと懸念されるようになった。このような背景をもとに、資産価格の国際連動に対して高い関心が寄せられている。

各国の資産価格が共通のファンダメンタル変数を持てば、各国の資産価格はそのファンダメンタル変数の変化に応じて同時に変動する。しかし、先進諸国の株価が同時に10%から20%ほども急落した1987年10月に、このような株価の同時暴落を引き起こすほどのファンダメンタルズの急変が起こったとは想像しがたい。したがって、資産価格の国際連動の原因としては共通のファンダメンタル以外の要因も考えられるであろう。

最近の資産価格の国際連動に関する研究では、株価変動の伝染効果(contagion effect)に注目するものが多い。株価変動の伝染効果とは、株価が他国の株価変動そのものに対して反応する結果、株価変動が国境を越えて伝染していく現象を言う<sup>1)</sup>。実際、市場参加者は日本の株価上昇の原因を説明する際に米国の株価上昇を取り上げることがあるが、その場合、必ずしも共通のファンダメンタル・ショックを考えているわけではないようである。

株価変動の国際連動の原因には共通のファンダメンタル・ショックと伝染

効果の双方が含まれている可能性があるが、従来の伝染効果に関する多くの分析では二つの影響を区別することができなかった。そこで、Craig, David & Richardson (1995) は、伝染効果の影響のみを抽出する手法を提唱した。Craig, David & Richardson (1995) の分析では伝染効果によって株価の国際連動が起こるという結果は得られていない。

他国の株価変動自体は当該国の株価のファンダメンタル変数ではないにもかかわらず当該国の株価に影響を与えるのは、多くの投資家が当該国の株価を予測する上でそれを重要な変数であると見なすからである。そうすると、他国から当該国へと株価変動が伝染するのは他国の株価が大きく変動する場合のみと考えられる。すなわち、株価の伝染効果には閾値効果が存在する可能性が考えられる。

また、株価変動の伝染効果にはラグがあると想像される。なぜならば、多くの投資家が当該国の株価の予想に重要であると思うがために他国の株価変動が当該国の株価の説明要因になりうるならば、投資家は他の投資家の行動を観察してから自らの行動を決定しようとするはずだからである。

そこで、本稿では Craig, David & Richardson (1995) に基づき米国の株価変動から日本の株価変動への伝染効果について分析するが、そこで、株価変動の伝染効果には閾値効果が存在するかどうかを検証するとともに、伝染効果にラグが伴うかどうかを検証する。

## 2 株価の国際連動に関するサーベイ

株価の国際連動に関する分析はこれまで数多く行われてきた。

Eun & Shim (1992) は株価変動の波及メカニズムを9カ国の株価よりなる vector autoregression (VAR) モデルを用いて分析した。その結果、株価の相互依存性が見られ、特に、米国の株価変動から諸外国の株価変動への影響が大きいことがわかった。また、Jeon & Furstenberg (1990) は東京、フランクフルト、ロンドン、ニューヨークの株価を用いて VAR モデルで分析し、ブラック・マンデーが起こった1987年10月以降、株価変動の国際連

関は高まっているとの結果を得た<sup>2)</sup>。

最近では、単位根や共和分に注目した分析も行われており、先行研究には Kasa (1992) などがある。また、Hamori & Imamura (1997) は、定式化の誤りからバイアスが生じるという単位根検定や共和分検定の問題を回避するために、Lag-Augmented VAR (LA-VAR) アプローチを用いて G7 の株価連動を分析している。

一方、市場の効率性という観点から株価の国際連動の分析も行われている。もし、取引時間にオーバーラップが存在しないある二国の株価の間に体系的な関係があれば、ある国の投資家は他国の前日の株価を当該国の株価の予想に用いることで体系的に利益を得ることができる。したがって、もし、市場が効率的であれば、他国の株価の影響はすべて当該国の始値に反映されることになる。そこで、Becker, Finnerty & Gupta (1990), Becker, Finnerty & Tucker (1992) らは、株価の始値と終値を用いて一日の収益率を取引所が開いている時間帯と取引所が閉まっている時間帯の二つに分割し、日米の株価連動について分析した。その結果、前日のニューヨーク市場における米国の株価変動は翌日の東京市場の始値に反映されるが、前日の東京市場における日本の株価変動が翌日のニューヨーク市場の始値に与える影響は見られなかった。

株価変動に国際連動が生じる原因として、各々の株価が共通のファンダメンタルズを持つことが考えられる。しかし、ブラック・マンデーでは先進国の株価が同時に暴落するなど、株価はファンダメンタルズの変化だけでは説明できない変動を見せることが多い<sup>3)</sup>。

そこで、最近では、株価変動の伝染効果に注目する分析が多い。これは、他国の株価変動自体が当該国の株価変動の説明要因になると考えるものである。株価変動の伝染効果モデル (contagion effect model) を提唱したものに、King & Wadhvani (1990), Lin, Engel & Ito (1990) などがある<sup>4)</sup>。

King & Wadhvani (1990) は、情報の非対称性、不完全性が存在する場合には、他国の株価変動自体が当該国の株価変動の要因となるため、株価変

動の国際連動が生じると指摘している。たとえば、英国の投資家が保有する情報を知ろうとするために米国の投資家が英国の株価変動に注目するならば、英国の株価変動自体が米国の株価の説明要因となり、米国の株価が英国の株価変動に反応して変動することになる。また、Lin, Engel & Ito (1990) は、株価変動の国際連動は共通のファンダメンタル変数の他に、ファーズ、バブル、バンドワゴン、といった心理的要因も考えられると指摘している。

株価変動の国際連動はファンダメンタル・ショックと伝染効果の二つが要因となって起こっているはずだが、上記の分析では、それらを識別することができない。

Craig, Dravid & Richardson (1995) は、伝染効果の影響のみを抽出するために、シカゴ・マーカンタイル取引所 (Chicago Mercantile Exchange : CME) の日経平均先物を用いて分析している<sup>5)</sup>。Craig, Dravid & Richardson (1995) は、日経平均のオーバーナイト収益率を S&P500 の収益率と CME の日経平均先物の収益率で回帰したときに、S&P500 の収益率が追加的な説明力を持たなければ伝染効果による日米の株価連動はなく、S & P500 が追加的な説明力を持てば伝染効果が存在すると考えた。Craig, Dravid & Richardson (1995) の分析では、伝染効果はないという結論を得ている。

Tsutsui (1996) は日米の株価の相互依存性を event study で分析しているが、他国の株価変動が当該国の株価に対してサン・スポットとなるのは他国の株価が大きく変動する場合であろうと指摘している。他国の株価変動自体が当該国の株価変動の説明要因になりうるのは、多くの投資家が当該国の株価を予測する上でそれを重要な変数とみなすためである。他国の株価変動が大きいほど多くの投資家がそれに注目するのであれば、他国の大きな株価変動のみが当該国の株価に影響を与え得ると言える。

そこで、Tsutsui (1996) は大きな株価変動と小さな株価変動に分けて日米の株価連動について分析したところ、株価変動が大きい場合に株価の国際連動が見られるとの結果を得た。また、Hirayama & Tsutsui (1996) は日

本, 米国, 英国, ドイツの株価収益率を VAR モデルを用いて分析し, 同様の結論を得ている.

すなわち, 株価の伝染効果には閾値効果の可能性が考えられる. そうすると, Craig, David & Richardson (1995) では伝染効果が見られなくても, 米国の株価が大きく変動する場合と小さく変動する場合に区別すれば, 株価変動が大きい場合に伝染効果が現れる可能性がある.

さらに, Tsutsui (1996) は他国の株価変動自体が当該株価の説明要因になるのであれば, その影響は始値ではなく終値に反映されるであろうと指摘している. 合理的な投資家は株価のファンダメンタル情報に対しては即座に反応するであろう. しかし, 他国の株価が変動したという情報を得ても, それに対する他の投資家の反応が見られるまで投資家は行動しないかもしれない. なぜならば, ファンダメンタル変数ではない他国の株価変動は多くの投資家に注目されて初めて当該株価の説明変数になりうるからである.

そこで, Tsutsui (1996) は一日の株価収益率を市場が開いている時間帯と市場が閉まっている時間帯の二つに分割し, 他国の株価変動がどちらにより大きな影響を与えるかを確かめた. その結果, 他国の株価変動は, 市場が閉まっている時間帯で測った収益率よりも市場が開いている時間帯で測った収益率に対してより大きな影響を与えることがわかった.

すなわち, 株価変動の伝染効果にはラグがあると予想される. そうすると, S&P500 の収益率は日経平均のオーバーナイト収益率に対して説明力を持たなくても, 寄付後の日経平均の収益率に対して説明力を持つ可能性がある.

そこで, 本稿では, 株価変動の伝染効果に関して次のような分析を行う. まず, 第3節では, 伝染効果の閾値効果について実証分析を行う. ファンダメンタル・ショックの影響と伝染効果を区別するために日経平均先物を用いるが, 日本の株式市場に上場されている S&P500 の先物が存在しないため, 米国株式から日本株式への伝染効果のみを扱う. 第4節では, 伝染効果にラグについて検証するために, 日経平均の東京市場が開いている時間の収益率を細分化し, S&P500 の収益率が各々の時間帯における日経平均収益率に対

してどのような影響をもたらすかを見る。最後に結論を述べる。

### 3 伝染効果の閾値効果に関する分析

#### [1] 回帰モデルの説明

まず、日米の株式市場の関係を明らかにする。ニューヨーク市場の取引時間帯はEST (Eastern-Standard Time) で午前9時30分から午後4時までであり、東京市場の取引時間帯は午後7時から午前1時までである。したがって、東京市場とニューヨーク市場の間には取引時間のオーバーラップがない。そこで、日経平均のオーバーナイト収益率を次のように分解してみる。

$$NIKKEI_{c-o} = \varepsilon_{1,00am-9,30am} + \varepsilon_{9,30am-4,00pm} + \varepsilon_{4,00pm-7,00pm} \quad (1)$$

$NIKKEI_{c-o}$  は東京市場の取引終了時から翌日の取引開始時までの時間帯で測った日経平均のオーバーナイト収益率であり、 $\varepsilon$  は各々の時間帯で日経平均採用銘柄が取引されていれば実現したであろう日経平均収益率を表す。

もし、株価がファンダメンタル変数のみによって決定されるのであれば、株価変動はその時点で公表されるファンダメンタル情報と一対一に対応するはずである。ESTの午後7時から午前1時までには東京市場での取引がないが、仮に取引が行われていたとすれば、その時の日経平均はその時間帯に公表されたファンダメンタル情報を反映しているはずである。

米国の取引時間帯では、米国企業の株式の他に日経平均先物がCMEにおいて取引されている。日経平均先物は日経平均の派生商品なので、日経平均先物のファンダメンタル変数は日経平均のそれと同じである<sup>6)</sup>。したがって、CMEの取引時間帯に公表された日経平均のファンダメンタル情報に対して日経平均がどのように反応していたであろうかは、CMEの日経平均先物を用いて知ることができる<sup>7)</sup>。

米国市場の取引時間帯の前後では日経平均先物が取引されていないため、この二つの時間帯については日経平均のファンダメンタル情報に対する反応を知ることができない。そこで、本稿では東京市場のオーバーナイトの時間帯のうち、ニューヨーク市場が開いている時間帯のみを扱う<sup>8)9)</sup>。

CMEの取引時間帯に公表された日経平均のファンダメンタル情報は、CMEの日経平均先物の収益率に反映されると同時に翌日の日経平均の始値にも反映されるはずである。したがって、もし、株価を決定する要因が株価のファンダメンタル変数のみならば、日経平均のオーバーナイト収益率はCMEの日経平均先物の収益率で説明されるはずである。日経平均のファンダメンタル変数には日本株式に固有のファンダメンタル変数の他に日米の株式に共通のファンダメンタル変数がある。したがって、日米の株価連動をもたらす要因が共通のファンダメンタル変数のみならば、日経平均のオーバーナイト収益率の説明変数としてCMEの日経平均先物の収益率の他にS&P500の収益率を加えても、S&P500の収益率は何ら追加的な説明力を持たないはずである。もし、S&P500の収益率が日経平均のオーバーナイト収益率に対して追加的な説明力を持てば、日米の株価連動の原因には共通のファンダメンタル・ショックの他に株価変動の伝染効果も含まれると言える<sup>10)</sup>。すなわち、日経平均はS&P500の変動そのものに対して反応しており、株価変動が米国から日本へ伝染すると言える。

以上を整理すると、次のようになる。日経平均のオーバーナイト収益率をS&P500の収益率とCMEの日経平均先物の収益率で回帰したとき、S&P500の収益率が日経平均のオーバーナイト収益率に対して追加的な説明力を持たなければ、伝染効果による日米の株価連動はない。一方、S&P500の収益率が日経平均のオーバーナイト収益率に対して追加的な説明力を持てば、伝染効果による日米の株価連動が存在すると言える<sup>11)</sup>。

Craig, Dravid & Richardson (1995)の分析では、S&P500は日経平均のオーバーナイト収益率に対して追加的な説明力を持たず、S&P500から日経平均への伝染効果は存在しないという結果を得ている。

ところで、Tsutsui (1996)、Hirayama & Tsutsui (1996)は、他国の株価変動自体が当該国の株価変動の原因となるならば、株価変動の伝染効果は他国の株価が大きく変動したときに現れるはずであると指摘している。そうすると、Craig, Dravid & Richardson (1995)の手法を用いても、S&P500

が大きく変動する場合と小さく変動する場合を区別すれば、S&P500が大きく変動した場合にS&P500から日経平均への伝染効果が見られる可能性がある。

そこで、以下ではCraig, David & Richardson (1995)が提唱したモデルにダミー変数を加え、株価変動の伝染効果に閾値効果を検証する。

そこで、以下のような回帰式

$$NIKKEI_{t-c} = \beta_0 + \beta_1 S\&P_{t-c} + \beta_2 FNIKKEI_{t-c} + \beta_3 DM_{S\&P} S\&P_{t-c} + u \quad (2)$$

を推定する。 $FNIKKEI_{t-c}$ はCMEが開いている時間帯で測った日経平均先物の収益率、 $S\&P_{t-c}$ はニューヨーク市場が開いている時間帯で測ったS&P500の収益率である。 $FNIKKEI_{t-c}$ は(1)式の $\varepsilon_{9:30a.m-4:00p.m}$ に対応する。 $S\&P_{t-c}$ は米国から日本への株価変動の伝染効果を表す変数である。すなわち、前日のS&P500が寄付から大引けにかけて上昇(下落)したのに対し翌日の寄付における日経平均の株価が上昇(下落)すれば、それは伝染効果によるものと言える。 $DM_{S\&P}$ はダミー変数で、S&P500の変化率が1.5%以上であれば1を、それ以外では0をとるものとする。 $u$ は残差である。S&P500の上昇と下落は日経平均に対して異なる影響を与えることが予想されるため、ここではS&P500の変化率の絶対値ではなく、S&P500が上昇する場合と下落する場合の二つに分けて分析する。

もし、日米の株価連動の要因が共通のファンダメンタル・ショックのみならば、S&P500の収益率は日経平均のオーバーナイト収益率に対して追加的な説明力を持たない。したがって、帰無仮説 $\beta_1=0$ が棄却されれば、日米の株価連動の要因に株価変動の伝染効果も含まれると言える。

また、帰無仮説 $\beta_1=0$ が棄却されず帰無仮説 $\beta_3=0$ が棄却されれば、S&P500から日経平均への伝染効果には閾値が存在し、S&P500が大きく変動したときのみS&P500の変動自体が日経平均の説明要因になると言える。

## [2] 実証分析

本節では、(2)式の回帰モデルについて実証分析を行う。

まず、本稿で用いるデータを説明する。本稿では、東京市場における日経平均、ニューヨーク市場における S&P500、CME における日経平均先物を用いる。データは Data Stream より入手した。推定期間は 1995 年 1 月 4 日から 1995 年 12 月 29 日までである。日経平均のオーバーナイト収益率は当日の始値の対数値から前日の終値の対数値を差し引いて計算し、S&P500 および CME における日経平均先物の収益率も同様に終値の対数値から始値の対数値を差し引いて計算した。

ただし、市場が開いた直後では多くの銘柄の取引が成立していない。そこで、日経平均の始値ではなく取引開始から 15 分後の株価を用いて日経平均のオーバーナイト収益率を算出した。

ところで、日米では祭日が異なるため欠損値が生じる。Hirayama & Tsutsui (1996) は、取引がなければ新たに生み出される情報はないとみなせることから、前日の株価を休日の株価の代理変数として採用している。したがって、本稿も同様に休日の株価として前日の株価を適用した。

まず、データの定常性を確認するために Augmented Dickey-Fuller (ADF) テストを行った。ADF テストの結果は表 1 である。図 1 は本稿で用いたデータの時系列的動向を表したものである<sup>12)</sup>。すべての変数のラグ次数は赤池の AIC 基準および Schwarz の BIC 基準を用いて決定した。P はラグ次数、t-value は  $\alpha_0$  の t 値を表す。ここでは、すべての変数について単位根が存在するという帰無仮説が棄却された。

次に、(2) 式について回帰分析を行った。その結果が表 2 である。R2 は自由度修正済み決定係数、DW はダービン・ワトソン比である。また、資産価格の収益率は時間を通じて一定ではないことが知られているため、ここでは不均一分散を考慮した White の standard error を用いた t 値を計算している。

まず、比較の対象として S&P500 および日経平均先物の収益率の単回帰を行った結果、どちらも有意であった。ここでは、S&P500 の収益率の一単位当たりの上昇は約 26%、CME における日経平均先物の収益率の一単位当

表1 ADF テスト

推定期間：1995/1/4—1995/12/29

変数	AIC		BIC	
	P	t-value	P	t-value
OVERNIGHT	0	-15.8693	0	-15.8693
S&P	0	-14.617	0	-14.617
FNIKKEI	0	-16.04677	0	-16.04677
9:15-10:00	0	-14.6647	0	-14.6647
10:00-11:15	0	-16.7773	0	-16.7773
12:45-14:00	0	-15.831	0	-15.831
14:00-15:00	0	-17.6555	0	-17.6555

OVERNIGHT：日経平均のオーバーナイト収益率

S&amp;P：S&amp;P500の寄付から大引けまでの収益率

FNIKKEI：CMEの日経平均先物の寄付から大引けまでの収益率

9:15-10:00：日経平均の9:15から10:00までの収益率

10:00-11:15：日経平均の10:00から11:15までの収益率

12:45-14:00：日経平均の12:45から14:00までの収益率

14:00-15:00：日経平均の14:00から15:00までの収益率

ADFテストは、テストする変数 $X$ が以下のモデル

$$\Delta X_t = \alpha_0 X_{t-1} + \alpha_1 \Delta X_{t-1} + \alpha_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \alpha_p \Delta X_{t-p} + u'_t$$

に従うと仮定して行った。ここで、 $u'_t$ は攪乱項である。

たりの上昇は約75%、日経平均のオーバーナイト収益率を上昇させるという結果が得られている。

次に、ダミー変数を含まない(2)式の回帰分析を行った。その結果、CMEの日経平均先物の収益率は依然として有意であるが、S&P500の収益率は有意ではなくなった。したがって、伝染効果の閾値を考慮しなければ、S&P500の収益率は日経平均のオーバーナイト収益率に対して追加的な説明力を持たず、S&P500から日経平均への伝染効果が存在しないと言える。これは、Craig, David & Richardson (1995)で得られた結論と同じである。

最後に、ダミー変数を含めた(2)式の回帰分析を行った。その結果、S&P500の係数は依然として有意にはならなかったが、上昇ダミーも下落ダミーも有意となった。ここでは、S&P500が1.5%以上上昇した場合はS&P500の一単位の上昇は日経平均のオーバーナイト収益率を30%、1.5%以上

図 1

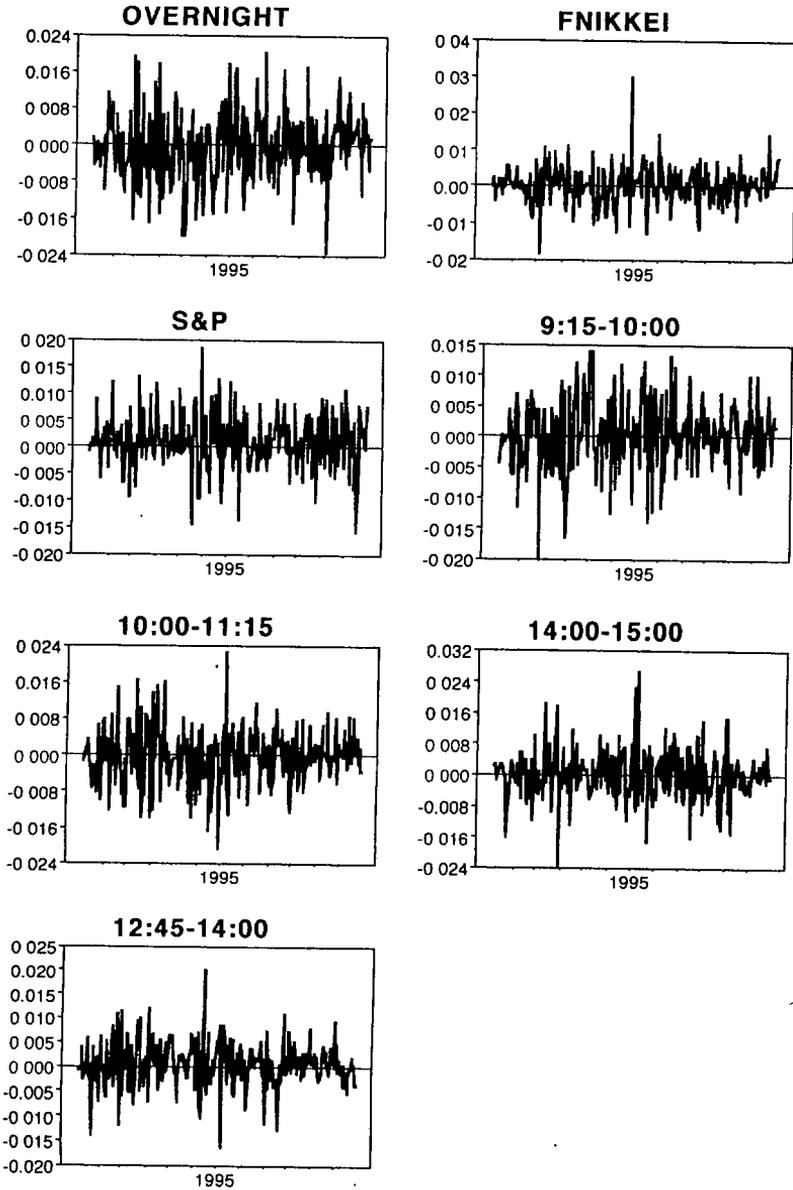


表2 S&amp;P500 から日経平均への伝染効果

推定期間：1995/1/4—1995/12/29

被説明変数	定数	t 値	S&P	t 値	日経先物	t 値	上昇ダミー	t 値	下落ダミー	t 値	R2	DW
NIKKEI <sub>t-0</sub>	-0.0007	-1.3808	0.2600	2.4870							0.0253	2.0081
NIKKEI <sub>t-1</sub>	-0.0008	-2.0750			0.7492	10.9918					0.2451	1.9855
NIKKEI <sub>t-2</sub>	-0.0008	-2.0229	0.0088	0.0858	0.7463	10.1700					0.2422	1.9867
NIKKEI <sub>t-3</sub>	-0.0008	-2.0384	-0.0096	-0.0895	0.7532	10.1633	0.3172	3.0324			0.2415	1.9901
NIKKEI <sub>t-4</sub>	-0.0008	-1.8761	-0.0159	-0.1516	0.7512	10.1999			0.5612	4.9834	0.2443	1.9815

上昇ダミー：S&amp;P500が1.5%以上上昇した場合に1，それ以外の場合に0をとる

下落ダミー：S&amp;P500が1.5%以上下落した場合に1，それ以外の場合に0をとる

表3 伝染効果のラグ

推定期間：1995/1/4—1995/12/29

被説明変数	定数	t 値	S&P	t 値	日経先物	t 値	上昇ダミー	t 値	下落ダミー	t 値	R2	DW
9:15(t)-10:00(t)	0.0002	0.7076	0.0607	0.7881	-0.1081	-1.4990	0.1464	1.9327			-0.0004	1.8309
10:00(t)-11:15(t)	-0.0001	-0.3675	0.2032	2.2474	-0.2005	-1.8048	-0.4218	-4.4727			0.0251	2.0146
12:45(t)-14:00(t)	0.0007	2.3882	0.0316	0.5873	-0.1175	-2.2040	0.0902	1.5429			0.0051	1.9907
14:00(t)-close(t)	0.0002	0.5537	0.1983	2.1880	-0.0736	-1.1338	0.2283	2.5402			0.0157	2.2421
9:15(t)-10:00(t)	0.0002	0.6692	0.0749	0.9782	-0.1123	-1.5660			-0.1284	-1.5677	-0.0008	1.8374
10:00(t)-11:15(t)	-0.0002	-0.5299	0.1993	2.2210	-0.1954	-1.7604			-0.4677	-5.3574	0.0244	2.0220
12:45(t)-14:00(t)	0.0007	2.5253	0.0208	0.3702	-0.1163	-2.2008			0.3630	6.0058	0.0106	1.9896
14:00(t)-close(t)	0.0002	0.4776	0.2252	2.5116	-0.0812	-1.2605			-0.3091	-3.2173	0.0162	2.2478

上昇ダミー：S&amp;P500が1.5%以上上昇した場合に1，それ以外の場合に0をとる

下落ダミー：S&amp;P500が1.5%以上下落した場合に1，それ以外の場合に0をとる

下落した場合は55%下落させるという結果が得られた。S&P500の変化率が1.5%以上のときのS&P500の係数は上昇時も下落時もプラスなので、S&P500の上昇（下落）は日経平均の翌日における始値の上昇（下落）を加速させることになる。さらに、日経平均はS&P500が上昇した場合よりも下落した場合の方がS&P500の変動に対して大きく反応する可能性があると言える。

Craig, Dravid & Richardson (1995) ではS&P500から日経平均への伝染効果は見られなかったが、閾値効果を考慮すると伝染効果が現れた。このことから、投資家は米国の株価が大きく変動した場合のみ米国の株価変動を日本の株価の重要な説明変数と見なしている可能性がある。すなわち、大きな米国の株価変動は多くの投資家の関心を集めるため、米国の株価変動自体が日本の株価に影響を与えることになる。さらに、日本株式を売買する投資家は米国の株価が上昇したときよりも下落した場合に米国の株価変動を重視する可能性があると言える。

#### 4 伝染効果のラグに関する分析

前節では、伝染効果は米国の株価が大きく変動する場合のみに現れるという結果が得られた。しかし、米国の株価変動は東京市場での取引が開始された後も引き続き日本の株価に影響を与えることが予想される。なぜならば、米国の株価変動は多くの投資家がそれに注目するがゆえに日本の株価の説明要因になるため、投資家は他の投資家が米国の株価変動に対してどのように反応するかを観察してから行動すると予想されるからである。

そうすると、米国の株価が小さく変動する場合も、東京市場での取引が開始された後では伝染効果が現れるかもしれない。また、米国の株価が大きく変動した場合の取引開始後における日本の株価は、寄付時点とは異なる反応を示すかもしれない。

そこで、次に、株価変動の伝染効果が時間の経過とともにどのように変化するかを検証する。本節では、以下の回帰式について実証分析を行った。

$$NIKKEI_{0-c} = \gamma_0 + \gamma_1 S\&P_{0-c} + \gamma_2 FNIKKEI_{0-c} + \gamma_3 DM_{S\&P} S\&P_{0-c} + v \quad (3)$$

$NIKKEI_{0-c}$  は東京市場が開いている時間帯における日経平均の収益率を表し、 $v$  は残差を表す。本節では、日経平均の寄付から大引けまでの収益率を四つの時間帯に分割し、それぞれを(3)式の被説明変数に用いた。

(3)式の実証分析の結果は表3である。まず、上昇ダミーを用いた場合を見てみると、S&P500の収益率は午前10時から午前11時15分までの日経平均収益率、および午後2時から午後3時までの日経平均収益率に対して有意となった。したがって、S&P500の上昇率が1.5%以下のときの伝染効果にはラグがあり、投資家はS&P500が上昇しても即座に日本株式を購入せず、他の投資家の行動を観察してから購入するという行動をとっていることが予想される。また、前場、後場とも伝染効果が現れるのは後半のみであった。

S&P500が1.5%以上上昇したときのS&P500の係数を求めるためにS&P500の係数と上昇ダミーの係数を足し合わせると、いずれの時間帯においてもS&P500は有意であった<sup>13)</sup>。S&P500の係数の値はそれぞれ0.21, -0.22, 0.12, 0.43となり、いずれの時間帯においても、S&P500の上昇率が1.5%以下の場合よりも係数の絶対値は大きい。午前10時から午前11時15分までの時間帯だけマイナスとなった。その後、係数はプラスに転じ、時間の経過に伴い係数の絶対値は上昇している。したがって、S&P500が大きく上昇した場合も、米国の株価上昇に反応した日本株買いが取引開始後も継続し、しかもS&P500が小さく上昇した場合よりも積極的な日本株購入が行われる可能性がある。しかし、米国の株価上昇に反応して日本の株式を購入した投資家はその後一旦は日本の株式を売却し、その後再び買い戻すという行動をとることが予想される。

次に、下落ダミーを入れた場合を見る。午前10時から午前11時15分までの日経平均収益率と午後2時から午後3時までの日経平均収益率に対してS&P500の係数は有意である。したがって、S&P500の下落率が小さい場合も投資家はwait and seeの態度をとり、S&P500の下落に対して徐々に日

本株式を売却していると予想される。また、上昇ダミーを入れた場合と同様に、小さな S&P500 の下落に対する日経平均の反応は前場、後場とも後半に見られた。

また、S&P500 が 1.5% 以上下落する場合には、午前 10 時から午前 11 時 15 分までの時間帯と午後 12 時 45 分から午後 2 時までの時間帯で S&P500 が有意となり、寄付後においても伝染効果が見られた。この二つの時間帯における S&P500 の係数の値はそれぞれ  $-0.27$ 、 $0.38$  となり、下落ダミーを入れた場合も、取引の途中で日経平均は S&P500 の下落に対しマイナスの反応を示し、その後再びプラスの反応を示している。このことから、S&P500 の下落率が大きい場合は、投資家は東京市場が開いた時点で日本株式を売却するが、その後一旦それを買い戻し、再び売却するという行動をとっている可能性がある。

以上の分析では、米国の株価が大きく変動する場合も小さく変動する場合も、米国の株価変動に対する日本の株価の反応が取引の途中で変化するという結果が得られた。米国の株価変動自体は日本の株価の説明要因になり得ても日本の株価のファンダメンタル変数ではない。米国の株価変動は多くの投資家がそれに関心を払うがために日本の株価の説明要因になり得るため、投資家が米国の株価変動をどう解釈するかによってその影響度は変化することになる。

たとえば、前場では日本の株価が小さな米国の株価上昇に反応して上昇したとしても、取引が停止している間に他の投資家が米国の株価変動に対する認識を変化させれば、小さな米国の株価変動は日本の株価の説明要因にはならなくなる。そうすると、後場の前半で日本の株価の反応が現れないのは、投資家が後場も他の投資家の反応が継続することを確認してから行動するためかもしれない。また、米国の株価が大きく上昇し、多くの投資家がそれを重視すると予想されたことから寄付時の日本の株価が上昇したとしても、日本株式のファンダメンタル値は変化していないので、今度はファンダメンタル値以上に価格が上昇した日本株式を売却する投資家が現れるという予想が

生じるかもしれない。米国の株価変動に対する他の投資家の反応が取引の途中で変化すれば、米国の株価変動は日本の株価に対して一貫した影響を与えないことになる。

一方、株価変動が小さい場合は米国の株価上昇と株価下落が日本の株価に与える影響は対照的であったが、株価変動が大きい場合は対照的ではなかった。米国の株価が大きく上昇する場合も大きく下落する場合も米国の株価変動に対して日本の株価は一旦マイナスの反応を示すが、米国の株価が下落する場合の方がプラスの反応に転じる速度が速い。これは、米国の株価が上昇した場合は、日本株式が一旦売却された後で徐々に買い戻されるが、米国の株価が下落した場合は、日本株式が一旦購入されても即座に売却されることを示唆している。したがって、投資家は他の投資家よりも先に利益の機会を得ることよりも他の投資家よりも先に売り抜けられるかどうかを重視している可能性がある。

## 5 結論

本稿では、米国の株価変動から日本の株価変動への伝染効果に閾値効果が存在するか、また、ラグが存在するかについて検証した。

本稿の分析結果は以下のものである。

伝染効果の閾値を考慮しなければ株価変動の伝染効果は見られなかったが、閾値を考慮すると伝染効果が現れた。したがって、他国の株価が大きく変動する場合は、共通のファンダメンタル情報の他に株価の伝染効果が株価の国際運動の原因として加わる可能性があると言える。

また、米国の株価が小さく変動した場合も寄付後には伝染効果が現れた。このことから、投資家は小さな米国の株価変動に対しては他の投資家の行動を確認してから行動している可能性があると言える。

しかし、寄付後の伝染効果は取引の途中で変化した。ファンダメンタル変数ではない米国の株価変動自体が日本の株価の説明要因になり得るのは多くの投資家がそれを重視するためである。したがって、取引開始後における米

国の株価変動の影響が一貫していないのは、米国の株価変動に対する他の投資家の反応が取引の途中で変化すると予想されるためではないかと言える。

さらに、株価が上昇する場合と下落する場合では伝染効果に違いが見られ、米国の株価上昇が日本株式の購入を促す速度よりも米国の株価下落が日本株式の売却を促す速度の方が早いことが分かった。

本稿では、前日の米国の株価変動から翌日の日本の株価変動への影響について分析した。ただし、株価変動の伝染効果は一日のみで消滅するのではなく、数日にわたって持続することが予想される。

本稿で用いた分析手法のメリットは、株価の国際連動の原因のうち伝染効果の影響のみを抽出できることであったが、米国の株価指数先物が日本の株式市場に上場されていないため、日本から米国への株価変動の伝染については分析できなかった。しかし、実際には、米国の株価変動が日本の株価に伝染し、さらに日本の株価変動が米国の株価に伝染することにより、前々日の米国の株価変動が日本の株価に伝染することも考えられる。

他国の株価変動はファンダメンタル変数ではないために伝染効果にラグがともなうことを考えれば、伝染効果は数日後になってさらに大きくなることも予想される。したがって、株価変動の伝染効果の相互作用に関する分析は今後の課題としたい。

#### 参考文献

- Becker K. G., J. E. Finnerty, M. Gupta (1990), "The intertemporal relation between the U. S. and Japanese stock market", *The Journal of Finance*, Vol. 45, No. 4, pp. 1297-1306
- Becker K. G., J. E. Finnerty, A. L. Tucker (1992), "The intraday interdependence structure between U. S. and Japanese equity markets", *The Journal of Financial Research*, Vol. 30, No. 1, pp. 27-37
- Chowdhury A. R., (1994), "Stock market interdependencies : Evidence from the Asian NIEs" *Journal of Macroeconomics*, Vol. 16, No. 4, pp. 629-651
- Craig A., A. Dravid & M. Richardson, (1995), "Market efficiency around the

- clock : Some supporting evidence using foreign-based derivatives", *Journal of Financial Economics*, Vol. 39, No. 2&3, pp. 161-180
- Engle R. F., T. Ito & W. L. Lin, (1990), "Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market", *Econometrica*, Vol. 58, No. 3, pp. 525-542
- Eun C. S., S. Shim, (1989), "International transmission of stock market movements", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol. 24, No. 2, pp. 241-256
- Hamao Y., R. W. Masulis & V. Ng, (1990), "correlations in price changes and volatility across international stock markets", *The review of Financial Studies*, Vol. 3, No. 2, pp. 281-307
- Hamori S. & Y. Imamura, (1997), "International transmission of stock prices among G7 countries", mimeo
- Hirayama K. & Y. Tsutsui, (1996), "International linkage of stock prices does not exist when they show a small change", mimeo
- Ito T., R. F. Engle, W. L. Lin, (1992), "Where does the meteor shower come from?", *Journal of International Economics*, Vol. 32, No. 3/4, pp. 221-240
- Jeon B. N. & G. E. von Furstenberg, (1990), "Growing international comovement in stock price indexes", *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol. 30, No. 3, pp. 15-30
- Karolyi G. A. & R. M. Stulz, (1996), "Why do markets move together? An investigation of U. S. -Japan stock return comovements", *Journal of Finance*, Vol. 51, No. 3, pp. 951-986
- Kasa K., (1992), "Common stochastic trends in international stock markets", *Journal of Monetary Economics*, Vol. 29, no. 1, pp. 95-124
- King M. A. & S. Wadhvani, (1990), "Transmission of volatility between stock markets", *The Review of Financial Studies*, Vol. 3, No. 3, pp. 5-33
- Lin W. L., R. F. Engle, T. Ito (1991), "Do bulls and bears move across borders?", *NBER Working Paper*, #3911
- McQueen G. & V. V. Roley, (1993), "Stock prices, news, and business conditions", *The Review of Financial Studies*, Vol. 6, No. 3, pp. 683-707
- Neumark D., P. A. Tinsley & S. Tosini, (1991), "After-hours stock prices and post-crash hangovers", *Journal of Finance*, Vol. 46, No. 1, pp. 159-178
- Tsutsui Y., (1996), "The interdependence and its cause of Japanese and U. S.

stock prices : an analysis based on the returns of trading and non-trading periods”, mimeo

von Furstenberg G. M. & B. N. Jeon, (1989), “International stock price movements : Links and Messages”, *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, pp. 125-179

## 謝辞

論文の作成において、小川英治助教授、三隅隆司助教授より多大なるご指導を頂いたことに対し、深く感謝する次第である。また、刈屋武昭教授からは多くの有益なコメントを頂いたことに感謝の意を表す。なお、レフェリーの方より貴重なコメントを頂いたことに感謝する。

- 1) 他国の株価変動は他国のファンダメンタル・ショック以外の要因（たとえば当該国での株価変動など）によっても生じる可能性がある。したがって、当該国の株価が他国の株価変動に反応するとしても、他国のファンダメンタル変数に反応している場合とそれ以外の要因に反応している場合とがある。本稿では、他国の株価変動の要因を特定せず、他国の株価変動自体に対して当該国の株価が反応する現象を伝染効果と定義する。
- 2) その他、Furstenberg & Jeon (1989), Chowdhury (1994)などを参照。
- 3) また、McQueen & Roley (1993)は株価は異なる経済環境の局面では同じファンダメンタル情報でも異なった反応を示すという結果を得ている。
- 4) その他、Hamao, Masulis & Ng (1990), Engle, Ito & Lin (1990), Ito, Engle & Lin (1992)などを参照。
- 5) その他、Neumark, Tinsley & Tosini (1991), Karolyi & Stulz (1996)などを参照。
- 6) 日経平均先物の価格は限月時における日経平均の予想値である。しかし、日経平均のファンダメンタルズのうち、限月への影響が日経平均先物の限月以前に完了してしまうものは日経平均先物には影響を与えないが、日経平均には影響を与えることになる（レフェリーコメント）。したがって、厳密には日経平均先物のファンダメンタルズは日経平均のそれとは一致しないが、本稿では、CMEの日経平均先物収益率が東京市場が24時間開いていれば実現したであろう日経平均のオーバーナイト収益率の代理変数とみなして分析する。

- 7) ただし、CMEはESTで午前8時20分に開き午後3時:00に閉まるので、ニューヨーク市場の取引時間帯とCMEの取引時間帯は厳密には一致しない。しかし、データ入手の都合上、本稿では二つの取引所間の時差が無視できるとした。
- 8) シンガポール国際金融取引所(Singapore International Monetary Exchange: SIMEX)と東京市場の時差はごくわずかなので、東京市場のオーバーナイトにおける日経平均の株価を把握するためにSIMEXの日経平均先物を用いることはできない。
- 9) 実際には、東京市場が開く直前に日本企業に関する重要な情報が公表される場合が多い。したがって、ニューヨーク市場の大引けから東京市場の寄付までの時間帯における収益率についても分析に取り込むことは今後の課題である。
- 10) 重回帰モデルの係数はそのモデルに含まれる他の変数の影響を取り除いた上での当該説明変数と被説明変数との関係を表すものである。したがって、S&P500の係数は、CMEの日経平均先物の収益率の影響を日経平均のオーバーナイト収益率とS&P500の収益率から取り除いた上で、なおかつ、日経平均のオーバーナイト収益率とS&P500との間に相関が見られるかを見るものである。

ファンダメンタル・ショックには米国の株価に共通のショックと個々の株価に固有のショックがある。そこで、米国の取引時間帯に生じたショックのうち、日経平均(もしくはCMEの日経平均先物)とS&P500に共通のファンダメンタル・ショックを $\varepsilon_{j-t}$ 、日経平均およびS&P500に固有のファンダメンタル・ショックをそれぞれ、 $\varepsilon_j$ 、 $\varepsilon_u$ とすると、S&P500の収益率( $S\&P_{o-c}$ )とCMEの日経平均先物の収益率( $FNIKKEI_{o-c}$ )は、

$$S\&P_{o-c} = b_0 + b_1\varepsilon_u + b_2\varepsilon_{j-t} + \eta$$

$$FNIKKEI_{o-c} = d_0 + d_1\varepsilon_j + d_2\varepsilon_{j-t} + \omega$$

と表される。ここで、 $\eta$ 、 $\omega$ は残差である。

したがって、日経平均のオーバーナイト収益率をS&P500およびCMEの日経平均先物の収益率で回帰したときのS&P500の係数は、

$$S\&P_{o-c} = \phi_0 + \phi_1 FNIKKEI_{o-c} + \xi$$

$$= \phi_0 + \phi_1(d_0 + d_1\varepsilon_j + d_2\varepsilon_{j-t} + \omega) + \xi$$

の残差 $\xi$ を、

$$NIKKEI_{o-c} = \phi_0 + \phi_1 FNIKKEI_{o-c} + \zeta$$

$$= \phi_0 + \phi_1(d_0 + d_1\varepsilon_j + d_2\varepsilon_{j-t} + \omega) + \zeta$$

の残差 $\zeta$ で回帰したときの単純回帰係数となる。すなわち、S&P500の収益率と日経平均のオーバーナイト収益率から共通のファンダメンタル・ショックの影響を取り除いた上で、S&P500から日経平均のオーバーナイト収益率への影響があ

れば、それは株価変動の伝染効果によるものであると考えることができる。

ただし、S&P500がファンダメンタル変数以外の変数（たとえば、日本の株価変動自体やその他の心理的要因など）にも反応していれば、残差項には $\varepsilon_{it}$ の他にそれらの要因も含まれることになる。そうすると、S&P500が日経平均のオーバーナイト収益率に対して追加的な説明力をもつという結果が得られても、日本の株価が米国のファンダメンタルズなどの変数に対して反応する場合の他に、米国の株価が日本の株価変動自体に反応しさらに日本の株価が米国の株価変動自体に反応する場合もありうることになる。

したがって、ファンダメンタル・ショックによるS&P500の変動とそれ以外の要因によるS&P500の変動とを区別する必要がある。しかし、S&P500の先物が日本の株式市場に上場されていないため、本稿の手法ではこれら二つの影響を識別することができない。この点については、今後、別の方法を用いて検証する必要がある。

- 11) もし、株価を決定する要因がファンダメンタル・ショックのみならば、S&P500の収益率は日経平均のオーバーナイト収益率に対して説明力を持たないが、日経平均のオーバーナイト収益率を説明できる変数がCMEの日経平均先物収益率のみであっても、日経平均のオーバーナイト収益率を決定する要因がファンダメンタル・ショックのみであるとは言えない。それは、CMEの日経平均先物がファンダメンタル・ショック以外の要因によっても決定されている可能性があり、日経平均先物の説明力をそのままファンダメンタル変数の説明力として解釈できないためである。本稿では日経平均先物の決定要因までは分析していないため、S&P500の有意性を確認することで伝染効果の存在を確認することしかできない（レフェリーコメント）。日経平均がファンダメンタル変数でどれほど説明されるかに関する分析は今後の課題としたい。
- 12) 図1より、すべての変数について構造変化の可能性は小さいと考えられることから、ここでは構造変化を考慮せず単位根検定を行った。
- 13) S&P500の係数とダミー変数の係数の和を $\beta'$ とすると、 $\beta' = \beta_1 + \beta_2$ なので、 $\beta'$ の標準誤差は $Var(\beta') = Var(\beta_1) + Var(\beta_2) + 2Cov(\beta_1, \beta_2)$ の平方根となる。

（一橋大学大学院博士課程）