

## 日米間の株価連動性

今 村 有里子

1. はじめに
2. 先行研究
3. モデル
4. データ
5. 実証分析
  - 5.1 共和分分析
  - 5.2 株価連動性の分析
6. 結論

### 1. はじめに

近年、国際資本市場の拡大と情報技術の発展に伴い、異なる国の株価が連動して動く現象が指摘されている。1987年10月のブラック・マンデーでは、ニューヨークでの株価暴落が日本を含めた世界各国に波及した。世界各国で株価は10月の約10%から46%暴落した。1997年7月のタイのバーツ切り下げに始まったアジア通貨危機に伴う株価暴落は、ASEAN 諸国に瞬く間に広がった。この影響は ASEAN 諸国に止まらず、香港、韓国をも巻き込んでその株価を大幅に下落させるに至った。このような国際的な株価連動性の高まりの要因として、各国に共通のファンダメンタルズ・ショックの他に情報技術の発展が指摘されている。情報技術の発展によって、ニュースが直ちに世界に広まるようになり、株価暴落のニュースに際して世界中の投資家が過敏に反応し、パニック的な売りがおこる可能性がある。

本稿では、こうした金融危機の原因そのものには焦点をあてず、日米間に本当に株価連動性が存在するのか否かを検証する。本稿では、因果性のテストを Toda and Yamamoto (1995) による Lag-Augmented VAR (LA-VAR) の手法を用いて行う。これは、レベル変数の VAR を推定し、得られたモデルの次数に変数のインテグレイションの次数を加えたシステムに基づいて統計的推論を行うものである。この方法は、単位根検定や共和分検定が内包するバイアスを避け、直接各変数間の因果性を検定できるという特徴をもつ。また、長期的な均衡関係を検証するために、共和分分析もあわせて行い、多角的に日米間の株価の因果関係を考察する。

本稿の分析によって得られた結果をあらかじめまとめると以下ようになる。すなわち、共通の確率的トレンドの有無を検証する共和分検定では、日米間の株価にコインテグレーションの関係は観察されない。しかし、株価の波及効果に関しては、アメリカから日本へという一方的な波及効果だけでなく、日本からアメリカへという因果関係も観察され、日米の株価が相互に影響しあう可能性を指摘した。ただし、結果は使用する株価指標に依存する、という結果となった。

本稿の以下の構成は次の通りである。まず第2節では、株価連動性に関する先行研究を概観する。第3節では、推定に用いられる Toda and Yamamoto (1995) の LA-VAR の説明が行われる。第4節では、使用したデータについての詳細が述べられる。時系列的な推移と特性を調べ、あわせて定常性をチェックするための単位根検定を行う。第5節では、株価連動性の実証分析を行うが、はじめに日米の株価の長期的関係を検証するために共和分検定を行う。続いて LA-VAR による株価連動性の推定結果がまとめられる。最後に第6節では結論を述べる。

## 2. 先行研究

資産市場のグローバル化にともない、各国間の資産価格が連動して動く現象が指摘されている。資産価格、特に株価の連動性については、いくつかの注目すべき先行研究がある。

第1に、Eun and Shin (1989) は1980~85年の日次データを用いて、オーストラリア、カナダ、フランス、ドイツ、香港、日本、スイス、イギリス、アメリカの9カ国を対象として株価分析を行っている。その結果、アメリカから他国に対しては大きな影響が見られる(株価変動の10%以上を説明することが多い)が、アメリカの株価変動の2%以上を説明する国はないことを見いだしている。第2に、Mathur and Subrahmanyam (1990) がスカンジナビア4国とアメリカの株価の因果関係を1974-85年の月次データを用いて VAR モデルで分析し、アメリカはデンマークのみに影響を及ぼしているが他の3カ国には影響を及ぼさず、スウェーデンはノルウェーとフィンランドには影響を及ぼすがデンマークには影響を及ぼさず、ノルウェー、フィンランド、デンマークの3国はどの国にも影響を与えていないという結果を得た。第3に、Kasa (1992) はアメリカ、日本、イギリス、カナダの4カ国の月次及び四半期データを用いて株価指数に共通の確率的トレンドがあるか否かを調べ、これらの国々の株式市場が長期的には統合されていることを指摘している。第4に Hamori and Imamura (1997) では、G7の月次の株価データを用いてこれらの国々の因果関係を検証している。その結果、アメリカから他国への一方的な因果性が検出された。第5に今村・浅子(2000)では、タイ、フィリピン、インドネシア、マレーシア、韓国、台湾、香港、シンガポールの計8カ国を対象とし、週次データを使用して株価連動性の分析を行っている。分析の結果、通貨危機以後を通貨危機以前と比較して各国間の共和分関係には明確な差違がみられない一方で、他国の過去の株

価が自国の現在の株価に与える影響力の強まりが観察された。

以上の諸研究のコンセンサスは、多かれ少なかれ、多国間での株価連動性が認められるというものである。特にアメリカから他国へという波及効果が多く、の先行研究で指摘されている。日米間に株価連動性は存在するのか。アメリカから日本へという一方的な関係であるのか。本稿では、こうした日米間の株価連動性の可能性を検証することを目的とする。

### 3. モデル

最近の時系列分析の手法としては、単位根検定および共和分検定を事前に行い、変数が単位根を持つ変数間に共和分関係がなければ、階差型に基づいた通常のベクトル自己回帰モデル( Vector Autoregressive : VAR ) モデルを用いるのに対し、変数に単位根がありかつ変数間に共和分関係があれば誤差修正項を含むエラー修正 ( Vector Error Correction Model : VECM ) モデルを用いるのが一つの流れとなっている。しかし、統計的推論にはモデル特定化の誤りがつきものである。Dickey and Fuller ( 1981 )、Phillips and Perron ( 1988 ) は単位根検定を発展させたが、そもそも単位根検定は仮説に対する検定力が低いことが知られている。また、共和分検定 ( Engle and Granger ( 1987 )、Johansen ( 1988 ) ) もモデルの特定化によって異なった結論を出す可能性がある。単位根の検定や共和分の検定において誤りを犯すと、その結果を用いたモデル ( VAR または VECM ) に基づく統計的推論に問題が生じることとなる。このような問題に対処するために、Toda and Yamamoto ( 1995 ) は単位根や共和分の問題に関係なく VAR システムを適用できる Lag-Augmented VAR ( LA-VAR ) の手法を開発した。以下、LA-VAR 法の説明を行う。

いま、 $n$  ベクトルの時系列  $\{y_t\}$  が以下のようなモデルに従うと仮定する。

$$(1) \quad y_t = \mathbf{g}_0 + \mathbf{g}_1 t + J_1 y_{t-1} + J_2 y_{t-2} + \cdots + J_k y_{t-k} + \mathbf{e}_t \quad t = 1, 2, \dots, T$$

ここで、 $t$  はタイムトレンドであり、 $\mathbf{e}_t$  は平均が 0、分散共分散行列が  $\Sigma$  である攪乱項である。ここで、パラメータの制約、

$$(2) \quad H_0 : f(\mathbf{f}) = 0$$

を検定する。 $\mathbf{f}$  は(1)式のパラメータのセットである。この帰無仮説をテストするために、レベルの VAR を最小自乗法 ( OLS ) によって推定することを考える。

$$(3) \quad y_t = \hat{\mathbf{g}}_0 + \hat{\mathbf{g}}_1 t + \hat{J}_1 y_{t-1} + \hat{J}_2 y_{t-2} + \cdots + \hat{J}_p y_{t-p} + \hat{\mathbf{e}}_t$$

ハット(^)は推定値であることを示す。p は真のラグの長さ k に和分の次数  $d_{\max}$  を加えたものである<sup>1</sup>。係数  $J_{k+1}, \dots, J_p$  は0であるから、制約(2)にはこれらが含まれていないことに注意しなければならない。簡単化のため、(3)式を以下のように記述する。

$$(4) \quad y_t = \hat{\Gamma} t_t + \hat{\Phi} x_t + \hat{\Psi} z_t + \hat{e}_t$$

ここで、 $\hat{\Gamma} = (\hat{g}_0, \hat{g}_1)$ 、 $t_t = (1, t)'$ 、 $\hat{\Phi} = (\hat{J}_1, \dots, \hat{J}_k)$ 、 $x_t = (y'_{t-1}, \dots, y'_{t-k})'$ 、 $\hat{\Psi} = (\hat{J}_{k+1}, \dots, \hat{J}_p)$ 、 $z_t = (y'_{t-k-1}, \dots, y'_{t-p})'$  である。通常のマトリックスの表記では、以下のように表される。

$$(5) \quad Y' = \hat{\Gamma} T' + \hat{\Phi} X' + \hat{\Psi} Z' + \hat{E}$$

ここで、 $Y = (y_1, \dots, y_T)'$ 、 $T = (t_1, \dots, t_T)'$ 、 $X = (x_1, \dots, x_T)'$ 、 $Z = (z_1, \dots, z_T)'$  である。(2)式をテストするためのワルド統計量 W は、

$$(6) \quad W = f(\hat{f})' \left[ \left( \frac{\partial f(\hat{f})}{\partial \hat{f}} \right) \left\{ \hat{\Sigma}_s \otimes (X' Q X)^{-1} \right\} \left( \frac{\partial f(\hat{f})}{\partial \hat{f}} \right)' \right]^{-1} f(\hat{f})$$

と表される。ここで、

$$\hat{\Sigma}_s = \frac{1}{T} \hat{E}' \hat{E}$$

$$Q = Q_t - Q_t Z (Z' Q_t Z)^{-1} Z' Q_t$$

$$Q_t = I_t - T(T' T)^{-1} T'$$

であり、 $I_T$  は  $T \times T$  の単位行列である。

帰無仮説が真である場合には、ワルド統計量は自由度が k の  $c^2$  分布に従う。k は真のラグの次数である。推定方法としては、真のラグの数 k に和分の次数である  $d_{\max}$  を加えて、レベルで VAR を行えば良い。しかし、事前に真のラグの次数は分からないので、なんらかの方法で決定しなければならない。本稿では、赤池の情報量基準 (AIC: Akaike information Criterion) に従って真のラグの次数を決定した。この方法を用いることによって、単位根、共和分の問題を回避して変数間の因果性を検定することが可能となる。

#### 4. データ

本稿では週次データを用いて日米株価の分析を行う。推定期間は1993年8月第3週から2000年4月第5週までである。(標本数350)<sup>2</sup> なお、以下の分析では、株価指数はすべて自然対数をとったものを使用する<sup>3</sup>。日本の株価としては、日本の株式市場の代表的な指標である東証株価指数1部総合(TOPIX)と日経225平均株価を使用する。アメリカはNYダウ工業株30種とS&P 500株価指数、および近年日本の株価に大きな影響を与えているといわれるNASDAQ株価指数の3種類を採用した。

初めに日米の株価がどのような動きをしているか見ておこう。株価の時系列的な推移は図1および図2に示されている。図1は日本の株価の推移である。東証株価指数と日経平均とはほぼ似かよった動きをしているのがみうけられる。一方、図2はアメリカの株価の推移を示している。アメリカの株価は93年から2000年にかけてかなり強い上昇トレンドを示している。また日本の株価と比較すると、アメリカの株価指数はそれぞれにやや異なった動きをしているのが特徴である。図2をみるかぎり、NYダウとS&P 500は似たような推移を示しているが、NASDAQは他の2つの指標と比較するとやや変動が大きいことがみてとれる。特に99年以降の変動は大きくなっており、99年から2000年前半にかけて大きく上昇している。

次に収益率の推移を図3で示した。図をみるかぎり、どの収益率もトレンドは取り除かれているように見える。ここで特徴的なのは、アメリカの収益率のボラティリティが次第に大きくなっていくことである。この性質は3つの指標のすべてにあてはまる。特にNASDAQは1998年以降変動が相対的に大きくなっている。

表1は実証分析に用いられる日米株価のレベルおよび収益率の基本統計量である。収益率の平均をみると、日本がマイナスであるのに対してアメリカはプラスの収益率になっている。標準偏差は株価のレベルでは、日本はアメリカより大きく、収益率ベースでみると日本がアメリカより小さい。ただし、NASDAQは日本の収益率の標準偏差より大きくなっている。正規分布の特徴はその歪度が0かつ尖度が3であることであるが、レベルの歪度をみると日本の株価はマイナスであり、下方リスクがあることが示されている。一方収益率ではアメリカがマイナスとなっている。

図1 株価の推移 (レベル、対数値) 日本



図2 株価の推移 (レベル、対数値) アメリカ

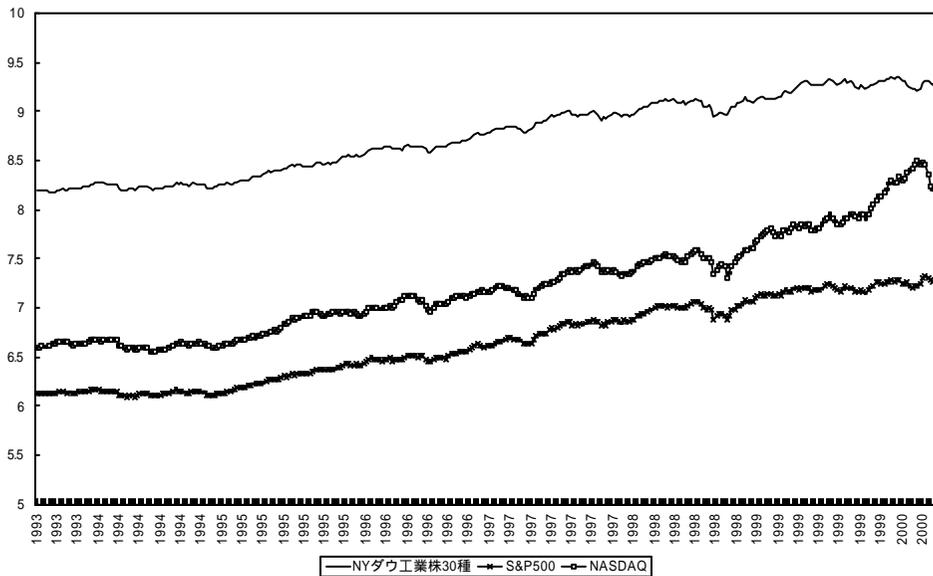
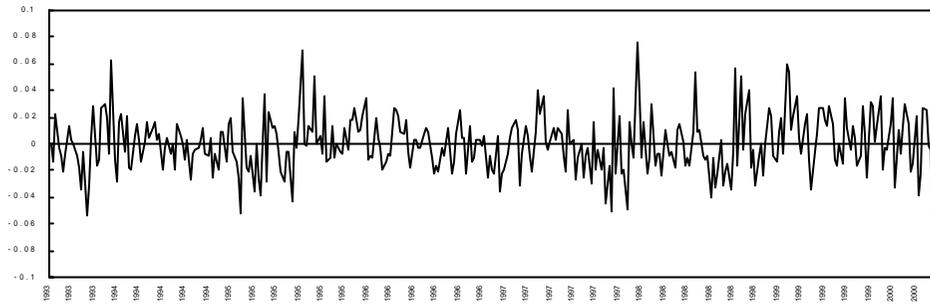
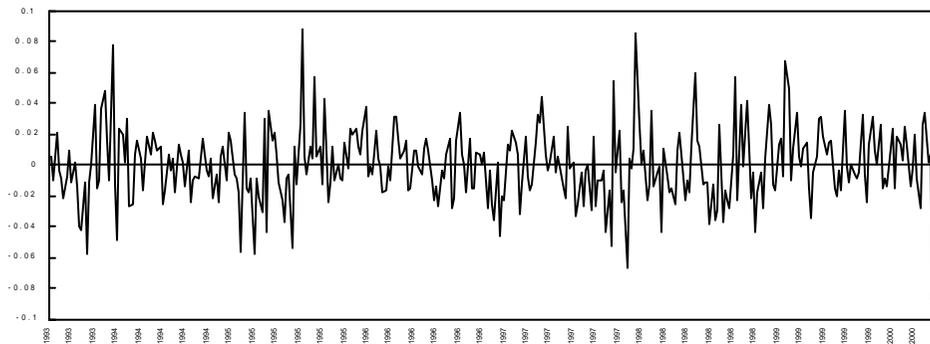


図 3

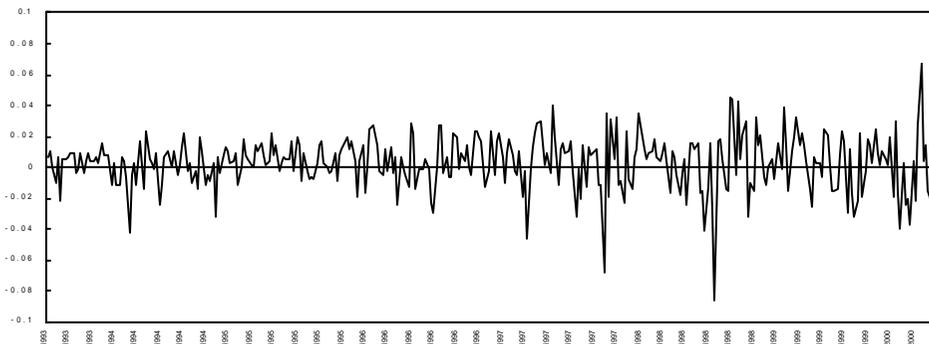
(a) 東証株価指数



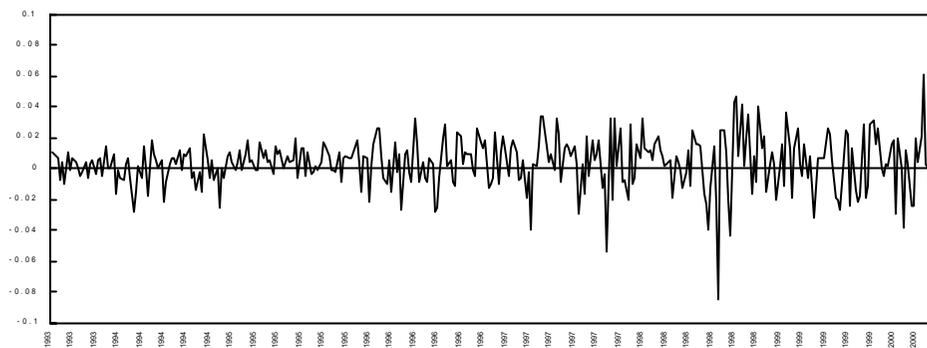
(b) 日経平均



(c) NY ダウ



(d) S&amp;P500



(e) NASDAQ

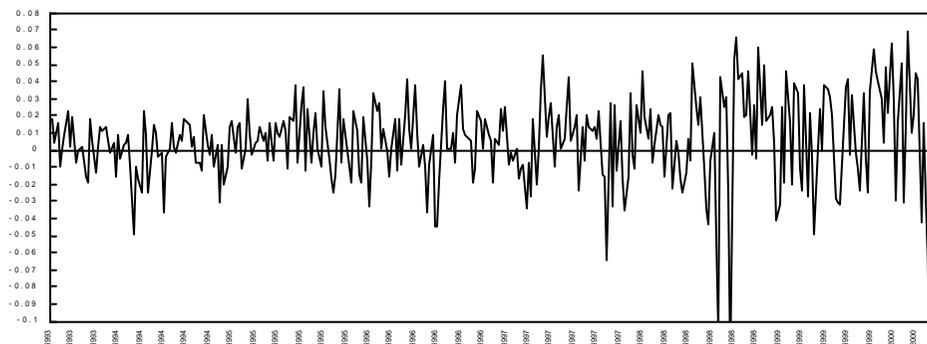


表1 基本統計量

レベル

1993年8月第3週 - 2000年4月第5週 標本数350

	平均	標準偏差	最小値	最大値	歪度	尖度
東証株価指数	7.26787	0.13209	6.90641	7.46302	-0.68726	-0.48057
日経225平均株価	9.80565	0.12421	9.48344	10.02482	-0.53205	-0.53103
ダウ工業株30種	8.74979	0.38585	8.17430	9.35772	-0.04907	-1.42815
S&P500	6.64728	0.40269	6.09479	7.31676	0.09766	-1.43861
NASDAQ総合株価指数	7.22116	0.50406	6.55722	8.50695	0.57550	-0.49168

## 収益率

	平均	標準偏差	最小値	最大値	歪度	尖度
東証株価指数	-0.00003	0.02084	-0.05325	0.07632	0.39969	0.72270
日経225平均株価	-0.00036	0.02344	-0.08787	0.08763	0.25444	1.47220
ダウ工業株30種	0.00319	0.01690	-0.08562	0.06753	-0.66255	3.05074
S&P500	0.00336	0.01644	-0.08542	0.06155	-0.58040	2.77009
NASDAQ総合株価指数	0.00468	0.02546	-0.12315	0.06929	-0.97827	3.83486

次にデータの性質について調べる。まず、各系列が定常か否かのチェックを行う。各変数が単位根をもてば、その系列は非定常であると考えられる。本稿では ADF ( Augmented Dickey-Fuller ) 検定を行って各変数が単位根をもつという帰無仮説を検定する。具体的には変数  $y_t$  について ADF 検定の定数項を含むタイプであれば、

$$Dy_t = a_0 + \rho_{t-1} + \sum_{i=2}^p b_i Dy_{t-i+1} + e_t$$

という回帰式を推定し、 $\rho=0$ の帰無仮説を Dickey and Fuller ( 1981 ) の 統計量によって検定する。帰無仮説が棄却されれば、各変数は単位根をもたない定常な時系列であるとみなすことができる。 $y_t$  の階差のラグの次数は誤差項に系列相関がなくなるまで加えられる。なお、ラグの次数の決定に関しては通常シュワルツの情報量基準や赤池の情報量基準 ( AIC ) を用いるが、本稿では後者の AIC を用いてラグの次数を決定した。推定結果は表 2 にまとめられている。

ラグの次数は AIC 基準によって選択された  $y_t$  の階差の数を表し、p-value は帰無仮説を棄却することによって誤りを犯す確率 ( 有意水準 ) を表す。表 2 のレベルの値では、すべての変数が有意水準 5 % で帰無仮説は棄却されない。次に収益率である一次階差では、すべての変数について帰無仮説は棄却され、定常な変数とみなしてよいことになる。さらに二次の階差をとると、p-value はすべてのケースにおいてほぼ 0 となる。こうした結果より、対数をとった日米株価の和分の最大次数は 1 であると考えられる。

表2 単位根検定

1993年8月第3週~2000年4月第5週 標本数350

レベル

変数	タイムトレンド無し			タイムトレンドあり		
	ラグ次数	検定統計量	p-value	ラグ次数	検定統計量	p-value
東証株価指数	5	-1.892	0.336	5	-1.644	0.775
日経225平均株価	3	-2.452	0.128	3	-2.529	0.313
ダウ工業株30種	3	-0.539	0.884	3	-2.819	0.190
S&P500	3	0.126	0.968	3	-3.188	0.087
NASDAQ総合株価指数	3	0.222	0.973	3	-2.738	0.221

一次階差(収益率)

変数	タイムトレンド無し			タイムトレンド有り		
	ラグ次数	検定統計量	p-value	ラグ次数	検定統計量	p-value
東証株価指数	4	-7.428	0.000	2	-9.020	0.000
日経225平均株価	2	-9.136	0.000	2	-9.131	0.000
ダウ工業株30種	2	-10.503	0.000	2	-10.488	0.000
S&P500	2	-10.973	0.000	2	-10.985	0.000
NASDAQ総合株価指数	2	-8.970	0.000	2	-9.024	0.000

二次階差

変数	タイムトレンド無し			タイムトレンド有り		
	ラグ次数	検定統計量	p-value	ラグ次数	検定統計量	p-value
東証株価指数	10	-8.963	0.000	10	-8.950	0.000
日経225平均株価	10	-9.075	0.000	10	-9.065	0.000
ダウ工業株30種	10	-8.631	0.000	10	-8.617	0.000
S&P500	10	-8.826	0.000	10	-8.812	0.000
NASDAQ総合株価指数	10	-8.030	0.000	10	-8.033	0.000

注)  $\gamma$  は階差を表す。

単位根検定は以下のような Augmented Dickey-Fuller 検定によって行った。

$$\text{タイムトレンド無し } D_t = a_0 + \gamma_{t-1} + \sum_{i=2}^p b_i D_{t-i+1} + \epsilon_t$$

$$\text{タイムトレンド有り } D_t = a_0 + a_2 t + \gamma_{t-1} + \sum_{i=2}^p b_i D_{t-i+1} + \epsilon_t$$

検定統計量は  $\gamma=0$  の帰無仮説をテストする為に用いられる。 $\gamma_t$  の階差のラグは AIC (赤池情報量基準) によって決定した。

## 5. 実証分析

## 5.1 共和分分析

本節ではアメリカ、日本の株価の長期における時系列的傾向を検証するために共和分検定を行う。共和分検定によって各変数の均衡関係を検証することができる。どの国がどの国の株価に影響を与えているかという因果性については検証することはできないが、共和分検定を行うことによって、各国間の株価の長期的均衡関係を確認することが可能となるのである。なお、用いた手法は Engle and Granger (1987) のテストである。共和分のテストは各変数が単位根をもつときのみ意味をもつので、対象となる変数は先の単位根検定によってすべて単位根をもつと判定された株価のレベルである。結果は表3によってまとめられている<sup>4</sup>。

表3 共和分検定

1993年8月第3週-2000年4月第5週 標本数350

## 東証株価指数とアメリカの株価

## (a) 東証株価指数とダウ工業株30種

被説明変数	ラグ0		ラグあり		
	検定統計量	p-value	ラグ次数	検定統計量	p-value
東証株価指数	-1.581	0.425	5	-1.430	0.503
ダウ工業株30種	-1.449	0.493	5	-1.342	0.546

## (b) 東証株価指数と S&amp;P 500

被説明変数	ラグ0		ラグあり		
	検定統計量	p-value	ラグ次数	検定統計量	p-value
東証株価指数	-1.159	0.633	7	-1.037	0.686
S&P500	-0.935	0.727	7	-0.888	0.745

## (c) 東証株価指数と NASDAQ

被説明変数	ラグ0		ラグあり		
	検定統計量	p-value	ラグ次数	検定統計量	p-value
東証株価指数	-0.489	0.863	3	-0.706	0.806
NASDAQ総合株価指数	-0.242	0.910	3	-0.530	0.853

## 日経225平均株価とアメリカの株価

## (a) 日経225平均株価とダウ工業株30種

被説明変数	ラグ0		ラグあり		
	検定統計量	p-value	ラグ回数	検定統計量	p-value
日経平均	-1.053	0.679	3	-1.032	0.688
ダウ工業株30種	-0.900	0.740	3	-0.916	0.734

## (b) 日経225平均株価と S&amp;P 500

被説明変数	ラグ0		ラグあり		
	検定統計量	p-value	ラグ回数	検定統計量	p-value
日経平均	-0.534	0.852	3	-0.552	0.848
S&P500	-0.285	0.903	3	-0.356	0.890

## (c) 日経225平均株価と NASDAQ

被説明変数	ラグ0		ラグあり		
	検定統計量	p-value	ラグ回数	検定統計量	p-value
日経平均	0.159	0.954	3	-0.146	0.923
NASDAQ総合株価指数	0.425	0.970	3	0.051	0.945

注) 表は共和分回帰式の残差に対する単位根検定の検定結果を示す。  
共和分検定は以下のような Engle and Granger 検定によって行った。

$$\text{ラグ0 } D\hat{u}_t = a_1 \hat{u}_{t-1} + e_t$$

$$\text{ラグあり } D\hat{u}_t = a_1 \hat{u}_{t-1} + \sum_{i=2}^p a_{i+1} D\hat{u}_{t-i} + e_t$$

ここで  $D$  は共和回帰の残差を表し、 $\hat{u}$  は階差を表す。  
\* は 5% 有意水準で有意、\*\* は 1% 有意水準で有意であることを示す。  
臨界値は Walter Enders(1995) を使用した。

本稿では共和分検定の結果の頑強性をチェックするために、変数をそれぞれ被説明変数として推定を行った。

結果をみると、すべてのケースにおいて日米間の株価に共和分関係がないという帰無仮説を棄却することができない。これは株価の長期的な均衡関係はみられないということを示唆するものである。全サンプル期間を通じて、共通のトレンドは観察されないという結果となった。

次節では Toda and Yamamoto (1995) の Lag-Augmented VAR (LA-VAR) を用いて日本株価とアメリカ株価との間に因果性があるか否かを調べるとともに、因果性の方向についても検証する。

## 5.2 株価連動性の分析

本節では Toda and Yamamoto (1995) の Lag-Augmented VAR (LA-VAR) を用いて日本とアメリカとの間の株式連動性を検証する。共和分検定は変数間に均衡関係があるかどうかを確認することができるが、影響力の方向（一方方向の影響か相互の影響か）までは知ることはできない。そこで単位根、共和分検定の問題点を回避しつつ、因果性の方向を確定できる LA-VAR 法を採用する。

LA-VAR による日米の株式連動性の推定結果は表 4 に要約されている。本稿では、VAR の真のラグの次数  $k$  は AIC 基準により決定され、ラグ 2 が選択されている。また、対数変換された変数の二次の階差をとることによって、変数が単位根をもたない定常な変数となったことから、 $d_{\max}$  は 1 として分析を行った。つまり、レベルの VAR をラグ 3 までで推定している。縦軸の変数は被説明変数であり、横軸の変数は説明変数を示している。つまり、表の横の変数から縦の変数への影響が示されている。Jeon and Furstenberg (1990) は株価のクラッシュがおこった際、株価の暴落前と比較して、暴落時は国際間の株価の連動性が高まると指摘している。本稿で取り扱ったサンプル期間において、日本とアメリカとでは顕著なクラッシュ現象はみうけられない。いわば“平時”においても株価連動性は観察されるであろうか。

東証株価指数とアメリカ株価との連動性であるが、初めに東証株価指数と NY ダウとの因果性の検定結果である(a)をみると、日本からアメリカへの一方的な因果性が観察され、アメリカから日本へという因果関係はみうけられない。一方、東証株価指数と S&P および NASDAQ との間には日本からアメリカへと同時にアメリカから日本へという相互の因果関係が示唆される。これは日米間の国際的な株価波及効果を支持する分析結果といえるだろう。

他方、日経平均とアメリカの株価との因果関係は、推定結果のワルド統計量をみると、日経平均から NY ダウへという一方方向の日本からアメリカへの波及効果のみが観察される。本稿で使用した東証株価指数と日経平均は日本の代表的な株価指標であるが、アメリカとの株価連動性における推定結果は異なっている。

以上を総合すると日米間には一般的にいわれているようにアメリカから日本へという一方方向の波及効果だけでなく、日本からアメリカへ、または日本とアメリカへの双方の波及効果の存在する可能性が示唆された。ただし、この結果は使用する株価指数によってやや異なるという結果となった。

表4 株価連動性の推定結果  
1993年8月第3週-2000年4月第5週 標本数350

(a) 東証株価指数 ダウ工業株30

	東証株価指数	ダウ工業株30
東証株価指数		3.79782
ダウ工業株30	10.2587 **	

(b) 東証株価指数 S&P500

	東証株価指数	S&P500
東証株価指数		7.42193 *
S&P500	6.07205 *	

(c) 東証株価指数 NASDAQ 総合株価指数

	東証株価指数	NASDAQ
東証株価指数		9.13926 *
NASDAQ	6.22617 *	

(d) 日経平均 ダウ工業株30

	日経平均	ダウ工業株30
日経平均		3.69293
ダウ工業株30	6.0225 *	

(e) 日経平均 S&P 500

	日経平均	S&P500
日経平均		4.84087
S&P500	4.84087	

(f) 日経平均 NASDAQ総合株価指数

	日経平均	NASDAQ
日経平均		3.46064
NASDAQ	4.43515	

注) (\*)は因果性がないという帰無仮説が有意水準5%で棄却されることを示す。

(\*\*)は因果性がないという帰無仮説が有意水準1%で棄却されることを示す。

縦軸は被説明変数、横軸は説明変数を示す。横の変数から縦の変数への因果性を表している。

数字はワルド統計量である。

## 6. 結論

本稿では、近年の国際的株価波及効果に着目し、特に日米間において株価の因果関係が存在するか否かを検証した。より具体的には、長期の時系列的傾向をみるために共和分分析を用いて検証を行った。共和分検定の目的は各国間の株価に均衡関係が存在するかどうかを確認することである。しかし、因果関係の方向性を特定することはできないため、本稿では Toda and Yamamoto (1995) の Lag-Augmented VAR (LA-VAR) を採用し、株式連動性の変化を調べた。LA-VAR は変化率ではなくレベルで多変量自己回帰モデルを行い、因果性を検証しようとするものである。その際、VAR モデルの真のラグに和分の次数を加えて推定を行う。この方法をとることによって、バイアスがあることが知られている単位根、共和分検定の問題を回避することができる。また、階差ではなくレベルによる検定であることから、誤差修正モデルのようにごく短期的な関係のみを検出するにとどまらない点が特徴である。

分析は日本の株価指標として東証株価指数、日経225平均株価の2種類、アメリカの株価指標として NY ダウ工業株30種、S&P 500、NASDAQ 総合株価指数の3種類を使用した。本稿で展開された実証分析の結果をまとめると、

長期的な均衡関係を検証する共和分検定では、日米間の株価に長期的な均衡関係はみられない。

株価連動性の推計結果から、日米間に双方の株価連動性が存在する可能性が示唆された、

となる。 の株価連動性の推定結果をより詳しく述べると東証株価指数は NY ダウに一方的な影響を与え、東証株価指数と S&P および NASDAQ との間には双方の因果関係が観察された。一方日経平均株価を採用したケースに関しては、株価連動性は日経平均と NY ダウとの間の一方的な波及効果が観察されるにすぎなかった。よって、どの株価指標を採用するかが推定結果に影響を与える可能性が高いといえるだろう。

最後に、本稿では通貨危機以後にアジア諸国間で株価連動性が高まったか否かを検証することを目的としたため、その要因についてはふれていない。今後の研究の方向性としては、株価連動性が存在するとすれば、その要因は何であるのかを調べる必要がある。この問題を考えるうえでは、経済ファンダメンタルズを示す変数（例えば鉱工業生産指数など）を用いて本稿で行った共和分分析や因果性の分析を行い、日米間のファンダメンタルズに因果関係があるのか否かを調べるという方法が考えられよう。これは本稿にとって残された課題である。

### 注

- 1 ただし、 $d_{\max}$  は真のラグの長さ  $k$  を越えてはならないという制約がある。
- 2 日次データの1週間の平均値を用いて週次データを作成した。

- 3 自然対数をとった株価の一次階差は近似的に株式収益率となる。
- 4 Engle and Granger 検定のラグの次数はAIC基準により決定した。

#### 引用文献

- [1] 今村有里子・浅子和美(2000)「アジア諸国間の株価連動性：週次データによる通貨危機以前と以後の比較検証」『生活経済学会研究』第15巻
- [2] 絹川真哉(1997)「為替レートとマクロ経済変数のグレンジャー因果性およびマクロ経済変数を用いた為替レート予測の検証」農林中金総合研究所『総研レポート』No.4.
- [3] 筒井義郎(1996)「日米株価の相互連関」『日本の資産市場』橋木俊詔・筒井義郎編著 日本評論社
- [4] Dickey D. A. and W. A. Fuller(1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series With a Unit Root," *Econometrica*, Vol.49, pp.1057-1072.
- [5] Enders, Walter(1995), *Applied Econometric Time Series*, JOHN WILEY & SONS, INC.
- [6] Engle R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.
- [7] Eun C. S. and S. Shin (1989), "International Transmission of Stock Market Movements," *Journal of Financial and Quantitative Analysis* Vol. 24, pp. 241-256.
- [8] Hamori S. and Y. Imamura (1997), "International Transmission of Stock Prices among G7 Countries : LA-VAR Approach," *Applied Economics Letters* (forthcoming)
- [9] Jeon B. N. and G. E. von Furstenberg (1990), "Growing International Co-movement in Stock Price Indexes," *Quarterly Review of Economics and Business*, Vol.30, pp.-276.
- [10] Johansen S.(1988), "Statistical Analysis of Cointegration Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254.
- [11] Kasa K. (1992), "Common Stochastic Trends in International Stock Markets," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 29, pp. 95-124.
- [12] Mathur I. and V. Subrahmanyam (1990), "Interdependencies among the Nordic and U.S. Stock Markets," *Scandinavian Journal of Economics* Vol. 92, pp. 587-597.
- [13] Phillips P. C. B. and P. Perron (1988), "Testing for a Unit Root in Time Series Regression" *Biometrika* Vol. 75, pp.335-346.
- [14] Toda H. Y. and T. Yamamoto (1995), "Statistical Influence in Vector Autoregressions with Possibly Near Integrated Processes," *Journal of Econometrics*, Vol. 66, pp. 225-250.

(2000年9月28日受理)