

## “伝染”或いは“除外”?

# 日本株式市場におけるバッドニュースの影響

佐々木 豊史\* 宮崎 浩一\*

"Contagion" or "Exclusion"?  
Influence of the bad news in Japanese stock market

Toyofumi SASAKI\* and Koichi MIYAZAKI\*

### Abstract

In this article, we examine whether bad news on a company impacts on the correlations between the equity return of the company and those of other companies based on the Japanese equity data in 1997, when some of major financial institutions bankrupted. We define "contagion" or "exclusion" as a significant increase or decrease, respectively, in the correlation after the announcement of the bad news. Our major findings are (1) whether the effect of the bad news is "contagion" or "exclusion" basically depends upon the nature of the bad news, (2) heteroskedasticity in the correlation has some influence on the identification of the bad news effect and it is important to adjust the heteroskedasticity in the correlation to correctly identify the effect.

Keywords: Japanese stock market, Bad news, Heteroskedasticity, Correlation coefficient, Contagion, Exclusion

### 1 はじめに

金融市場のグローバル化によって市場間の結びつきが高くなり、或る市場におけるショックが他の市場にも“伝染”しやすくなったと考えられている。1987年10月にはアメリカでの株式暴落（ブラックマンデー）の影響を受けて世界中の株式市場が暴落した。1994年12月にはメキシコ為替市場でペソが急落し、それによって南米市場の株価が大きく下落した。1997年10月には香港株式市場の株価急落を引き金にしてアジアの株式市場すべてが下落した。このように、一つの市場におけるショックは、結びつきが強い他の市場にも“伝染”していくように見受けられる。このような現象はファイナンスの問題として興味深く、様々な研究がなされている。King and Wadhvani[12]では市場Aから市場Bへの“伝染”を、市場Aにおけるショックの後に市場Aと市場Bの相

関係数が著しく増加することと定義した。アメリカ、イギリス、日本における株式市場を対象に、ショック後に相関が増加したかどうかを検証し、ブラックマンデーやその他のショック後において株式市場間の相関が著しく増加したとし、“伝染”が起きたと報告している。Lee and Kim[13]では、分析対象となる市場を12市場に増やし、これらの市場においても“伝染”が起きたことを示している。Calvo and Reinhart[6]では、1994年に起きたメキシコ通貨危機後の株価とBrady債券に関して“伝染”が起こるとしている。また、Hamao, Masulis, and Ng[8]は、ARCH, GARCHモデルを用いて、ブラックマンデーの影響がニューヨークからロンドン、ロンドンから東京へ、価格変動（市場のボラティリティ）が著しく“伝染”することを示した。

“伝染”の影響を検証する上記の研究では、何れも“伝染”があることを認める結論であったが、King and

Wadhvani[12]における“伝染”の定義を採用した場合でも, 不均一分散の影響を取り除いた相関係数を採用した場合には, アジア危機, ペソの切り下げ, ブラックマンデーにおいて“伝染”がなかったと結論付けられることを Forbes and Rigobon[11]は示した. 彼等の着眼点は, 市場間の相関係数は市場ボラティリティにも依存するので, ショックの前後で市場のボラティリティが大きく変化するならば, このバイアスを調整する必要があるという点である.

このように, グローバルな市場間に関する“伝染”の有無を検証する先行研究は多数みられるが, ミクロの“伝染”, つまり, 一つの株式市場においてある企業に関するショックが他の企業に“伝染”するかどうか等に関する研究は見当たらない. 本論文では, 1997年の日本株式市場において, ある企業に関するバッドニュースが他の企業にどのように影響するかを検証する. バッドニュースの影響を検証するには, “伝染”だけではなく, “除外”も対象とする. “伝染”は, King and Wadhvani[12]の定義に従い, ある企業にバッドニュースが生じた後にその企業と同じ業種に属する他の企業との相関係数が上昇することであるが, “除外”は, 逆に, 相関係数が低下することと定義する. ある企業のバッドニュースが, 当該企業固有のものと市場が判断すれば, バッドニュース以前では同じ業種に属するという理由から相関係数が高かった企業との相関係数が低下することが考えられるからである. 分析対象となるバッドニュースは, (1)銀行の破綻を顕在化させるような要人発言, (2)企業が倒産に近い状態であることを明示するような, 株価が初めて100円を割れる, (3)直接的に破綻や倒産を暗示する(1), (2)とは異なり, 巨大な負債を抱えた企業の救済合併や総会屋との裏取引, の3通りであり, 何れも1997年の日本株式市場における代表的なものである. 実証分析においては, Forbes and Rigobon [11]を参考に, ショックの前後で市場のボラティリティが大きく変化するバイアスを調整した相関係数を採用した. バッドニュースの内容が, (1), (2), (3)の何れであるかによって, ある企業に関するバッドニュースがその企業固有のバッドニュースと市場が判断するか, その企業が属する業種全体が置かれている状況に対するバッドニュースと見なすかに応じて“伝染”であるか“除外”であるかの判断が変わることや, その判断において相関係数の不均一分散の調整が重要であるという興味深い分析結果が得られた.

本論文の構成は以下の通り. 次節では, 相関係数の推定モデル, ボラティリティの変化によるバイアスを調整した相関係数の導出法, “伝染”或いは“除外”を判断するための検定モデルを示す. 第3節では, 分析対象となるバッドニュース, 分析対象企業のサンプルデータ及

び実証分析の手順を明確にする. 第4節では, 実証分析結果とその考察を与える. 最終節では, まとめと今後の課題を付す.

## 2 実証分析において用いる統計モデル

本論文では, 企業Aに関するバッドニュースが同じ業種に属する他の企業Bへ“伝染”する, あるいは, バッドニュースが企業Aに固有のものと市場から見なされて企業Aが他企業から“除外”される, の判断を, 企業Aと企業Bの相関係数に基づいて行う. 但し, 株式リターンには相応の自己相関が見られるとの報告が Campbell, Lo and Mackinlay[10]等多数みられることもあり, この点を考慮したうえで相関係数を導出するためにベクトル自己回帰モデル (VARモデル) を採用する. また, VARモデルから得られた企業間の相関係数に対して, バッドニュースの前後で市場のボラティリティが異なるような不均一分散性の影響を調整する. この調整に関しては, Forbes and Rigobon[11]の手法に従う. 得られた不均一分散調整済み相関係数が, バッドニュースの前後で有意に異なる (“伝染”又は“除外”) かどうか, ウェルチ検定により判断する.

### 2.1 相関係数の推定に用いるベクトル自己回帰モデル (VARモデル)

VARモデルとは, 自己相関を持つ1変数の時系列データに関するモデルである自己回帰モデル (ARモデル) を多変数に拡張したモデルである. ここでは, 企業Aと企業Bといったペアを考えて, 両者の相関係数を導出することが目的であるから, 2変数のVARモデルを取り上げる.

2変数に関するラグのVARモデルVAR(p)は次のようになる.

$$x_t = (b_{x,1}x_{t-1} + \dots + b_{x,p}x_{t-p}) + (b_{y,1}y_{t-1} + \dots + b_{y,p}y_{t-p}) + \varepsilon_{x,t} \quad (2.1)$$

$$y_t = (c_{x,1}x_{t-1} + \dots + c_{x,p}x_{t-p}) + (c_{y,1}y_{t-1} + \dots + c_{y,p}y_{t-p}) + \varepsilon_{y,t} \quad (2.2)$$

ここで,  $t$  は時系列の表記,  $b_{i,j}$ ,  $c_{i,j}$  ( $i = x, y$ ,  $j = 1, \dots, p$ ) は自己回帰係数である. (2.1)式と(2.2)式の誤差項に関する平均, 分散, 共分散は, それぞれ, 平均:  $E(\varepsilon_{x,t}) = E(\varepsilon_{y,t}) = 0$ , 分散:  $V(\varepsilon_{x,t}) = \sigma_{xx}$ ,  $V(\varepsilon_{y,t}) = \sigma_{yy}$ , 共分散:  $Cov(\varepsilon_{x,t}, \varepsilon_{y,t}) = \sigma_{xy}$  を満たすものとする. このとき, 誤差項の相関係数は,  $\rho_t = Correl(\varepsilon_{x,t}, \varepsilon_{y,t}) = \sigma_{xy} / \sqrt{\sigma_{xx}\sigma_{yy}}$  で与えられる. (2.1)式と(2.2)式をまとめて, ベクトル・行列表現したものが, 2次元VAR(p)モデルであり, 次で与えられる.

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{x,1} & b_{y,1} \\ c_{x,1} & c_{y,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} b_{x,p} & b_{y,p} \\ c_{x,p} & c_{y,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-p} \\ y_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{x,t} \\ \varepsilon_{y,t} \end{bmatrix} \quad (2.3)$$

VAR(p)モデルでは、誤差項の分散、共分散に定常性を仮定している。つまり、所与のデータ期間においては、誤差項の分散、共分散は一定であるとしている。VAR(p)モデル(2.3)式から相関係数  $\rho_t = Correl(\varepsilon_{x,t}, \varepsilon_{y,t})$  を求めるには、まず、変数、 $x_t, y_t$  ごとに別個の回帰式として定めた(2.1)式と(2.2)式を最小2乗法により推定し、誤差系列  $\varepsilon_{x,t}, \varepsilon_{y,t}$  を求める。これらの誤差系列に基づき相関係数が得られる。与えられた時系列データに対してAR(p)モデルの適切なラグ  $p$  の選択方法には赤池情報量基準 (Akaike, H. [4]) 等があるが、本論文ではVARモデルを利用することもあり、モデルをできるだけ簡便化するためラグを  $p = 1$  を全企業の株価リターンのモデルに採用する。よって、相関係数の推定モデルは、(2.3)式でラグ  $p = 1$  とした次のVAR(1)モデルとする。

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{x,1} & b_{y,1} \\ c_{x,1} & c_{y,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{x,t} \\ \varepsilon_{y,t} \end{bmatrix} \quad (2.4)$$

## 2.2 不均一分散調整済み相関係数

本節では、バッドニュースの前後で市場のボラティリティが異なるような不均一分散性の影響を相関係数から除去した不均一分散調整済み相関係数の導出法を Forbes and Rigobon [11] に基づいて整理する。実際に相関係数の推定を行うモデルは(2.4)式であるが、相関係数に与える不均一分散性の影響を数式上で明確に捉えるため、以下の説明では自己相関を考慮しない単純な線形回帰モデルを利用する。 $x$  と  $y$  は株価リターンを表す確率変数、 $\varepsilon$  は誤差項、添え字の  $t$  はデータ番号を表すものとして次の回帰モデルを考える。適切な変数変換を行うことにより確率変数  $x$  の期待値を0 ( $E(x_t) = 0$ ) と仮定しても一般性を失わない。

$$y_t = \alpha + \beta x_t + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

(2.5)式における  $\varepsilon$  には、次の性質を仮定している。

$$E(\varepsilon_t) = 0 \quad (2.6)$$

$$E(\varepsilon_t^2) = c < \infty \quad (2.7)$$

$$E(x_t \varepsilon_t) = 0 \quad (2.8)$$

ここで、 $c$  は正定数である。

株価リターンサンプル  $x_t$  を分散が低いもののグループ ( $l$ ) (バッドニュース前の期間)、と分散が高いもののグループ ( $h$ ) (バッドニュース後の期間)、という2つのグループに分けて、サンプルの右肩に所属するグループを添える。

ここで、株価リターン  $x$  と  $y$  の共分散を考える。

$$\begin{aligned} \sigma_{xy} &= E(xy) - E(x)E(y) \\ &= E(x(\alpha + \beta x + \varepsilon)) \\ &= \alpha E(x) + \beta E(x^2) + E(x\varepsilon) \\ &= \beta E(x^2) \end{aligned} \quad (2.9)$$

最終式の導出には、 $\varepsilon$  の性質(2.8)式を利用した。(2.9)式において  $\beta$  は一定であるから、株価リターン  $x$  と  $y$  の共分散の大きさは、 $x$  の分散の大きさに応じて変化する。このことから、次式が確認される。

$$\beta = \beta^h = \frac{\sigma_{xy}^h}{\sigma_{xx}^h} = \beta^l = \frac{\sigma_{xy}^l}{\sigma_{xx}^l} \quad (2.10)$$

ここで、 $\sigma_{xx}$  は  $x_t$  の分散、 $\sigma_{xy}$  は  $x_t$  と  $y_t$  の共分散である。(2.10)式は、分散  $\sigma_{xx}$  が増加しても  $\beta$  が影響されないことを示しており、 $\sigma_{xx}^h > \sigma_{xx}^l$  なら  $\sigma_{xy}^h > \sigma_{xy}^l$  であり、先に述べたように共分散  $\sigma_{xy}$  は、分散  $\sigma_{xx}$  の増加に比例する。一方、(2.5)式より  $y$  の分散は

$$\sigma_{yy} = \beta^2 \sigma_{xx} + \sigma_{ee} \quad (2.11)$$

と表すことができる。誤差項の分散  $\sigma_{ee}$  は、 $\varepsilon$  に関する性質である(2.7)式の仮定から正定値なので、 $y$  の分散  $\sigma_{yy}$  の増加は、 $x$  の分散  $\sigma_{xx}$  の増加より小さくなる。それゆえ

$$\left( \frac{\sigma_{xx}^h}{\sigma_{yy}^h} \right) > \left( \frac{\sigma_{xx}^l}{\sigma_{yy}^l} \right) \quad (2.12)$$

$$\left( \frac{\sigma_x^h}{\sigma_y^h} \right) > \left( \frac{\sigma_x^l}{\sigma_y^l} \right) \quad (2.13)$$

が得られる。ここで、 $\sigma_x, \sigma_y$  はそれぞれ  $x_t, y_t$  の標準偏差である。相関係数  $\rho$  と  $\beta$  との関係は

$$\rho = \frac{\sigma_{xy}}{\sigma_x \sigma_y} = \beta \frac{\sigma_x}{\sigma_y} \quad (2.14)$$

と表せるため、(2.13)式を(2.14)式に代入すれば  $\rho^h > \rho^l$  となることがわかる。ここで、まず、どの程度  $\rho^h$  が  $\rho^l$  よりも大きいのか、つまり、 $\rho^l$  を何倍すれば  $\rho^h$  に等しくなるか、その定数を具体的に導出する。まず、 $\delta$  を

$$\frac{\sigma_{xx}^h}{\sigma_{xx}^l} = 1 + \delta \quad (2.15)$$

で定義する。(2.15)式の両辺の平方根をとり、

$$\frac{\sigma_x^h}{\sigma_x^l} = (1 + \delta)^{1/2} \quad (2.16)$$

となる。また(2.10)式を変形して得られる

$$\frac{\sigma_{xy}^h}{\sigma_{xy}^l} = \frac{\sigma_{xx}^h}{\sigma_{xx}^l} \quad (2.17)$$

に、(2.15)式を代入して、

$$\sigma_{xy}^h = (1 + \delta) \sigma_{xy}^l \quad (2.18)$$

を得る。(2.11)式と(2.15)式から

$$\begin{aligned} \sigma_{yy}^h &= \beta^2 \sigma_{xx}^h + \sigma_{ee} \\ &= \beta^2 (1 + \delta) \sigma_{xx}^l + \sigma_{ee} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= (\beta^2 \sigma_{xx}^l + \sigma_{ee}^l) + \delta \beta^2 \sigma_{xx}^l \\
&= \sigma_{yy}^l + \delta \beta^2 \sigma_{xx}^l \\
&= \sigma_{yy}^l \left( 1 + \delta \beta^2 \frac{\sigma_{xx}^l}{\sigma_{yy}^l} \right)
\end{aligned} \tag{2.19}$$

を得る。(2.19)式の両辺の平方根をとったうえで,(2.14)式より得られる

$$[\rho^l]^2 = \beta^2 \frac{\sigma_{xx}^l}{\sigma_{yy}^l} \tag{2.20}$$

を代入することにより,

$$\sigma_y^h = \sigma_y^l \left( 1 + \delta [\rho^l]^2 \right)^{1/2} \tag{2.21}$$

を得る. よって,  $\rho^h = \sigma_{xy}^h / \sigma_x^h \sigma_y^h$  に(2.16)式, (2.18)式, (2.21)式を代入し,  $\rho^l = \sigma_{xy}^l / \sigma_x^l \sigma_y^l$  から, 最終的に

$$\rho^h = \rho^l \sqrt{\frac{1 + \delta}{1 + \delta (\rho^l)^2}} \tag{2.22}$$

が得られる. ここで,  $\sqrt{\frac{1 + \delta}{1 + \delta (\rho^l)^2}}$  が当初求めようとしていた定数である.

次に, 分散の大きい期間の相関係数  $\rho^h$  が, 不均一分散の調整が必要な相関係数であり改めて  $\rho^*$  とおく. また,  $\rho^l$  は調整する必要のない相関係数であり改めて  $\rho$  とすると, (2.22)式を  $\rho^l$  に関して解くことによって,  $\rho$  は,  $\rho^*$  を以下のように調整することにより得られる.

$$\rho = \frac{\rho^*}{\sqrt{1 + \delta(1 - (\rho^*)^2)}} \tag{2.23}$$

が正ならば不均一分散を調整することによって相関係数は低くなり, 逆に,  $\rho^*$  が負であるならば相関係数は高くなる.

### 2.3 “伝染”と“除外”の検定モデル

ここでは, “伝染”と“除外”を検定するための統計モデルを示す. まず, “除外”に関する場合について述べる. バッドニュースが生じる企業を企業Aとし, 企業Aと同じ業種に属する他の企業を企業Bとする. ニュース前の期間における企業Aと企業Bとの相関係数の平均(以降, ニュース前相関係数平均と呼ぶ)が, ニュース後の期間における相関係数の平均(以降, ニュース後相関係数平均と呼ぶ)に対して有意に小さくなるかを検定する. 有意水準としては, 1%と5%の二通りを採用する. ニュース前相関係数平均  $\bar{\rho}^{before}$  がニュース後相関係数平均  $\bar{\rho}^{after}$  に等しいことを帰無仮説とし, 後者が前者を下回ることを対立仮説とする.

$$\begin{aligned}
H_0: \bar{\rho}^{before} &= \bar{\rho}^{after} \\
H_1: \bar{\rho}^{before} &> \bar{\rho}^{after}
\end{aligned} \tag{2.24}$$

本検定においては, ニュース前の期間とニュース後の期間における相関係数の母分散が未知であり, かつ等しいとは考えられないため, ウェルチ検定を利用する. ニュース前, 及びニュース後の期間における相関係数の個

数をそれぞれ  $m$  個,  $n$  個とすると, 各々の分散は,

$$\begin{aligned}
\text{それぞれ } s_1^2 &= \sum_{i=1}^m \frac{(\rho_i^{before} - \bar{\rho}^{before})^2}{(m-1)}, \\
s_2^2 &= \sum_{j=1}^n \frac{(\rho_j^{after} - \bar{\rho}^{after})^2}{(n-1)}
\end{aligned}$$

となる. ここで,  $\rho_i^{before}$ ,  $\rho_j^{after}$  は, それぞれ, ニュース前の期間におけるサンプル相関係数, ニュース後の期間におけるサンプル相関係数を表す. 帰無仮説が正しい場合には, 検定統計量

$$t = \frac{\bar{\rho}^{before} - \bar{\rho}^{after}}{\sqrt{\frac{s_1^2}{m} + \frac{s_2^2}{n}}} \tag{2.25}$$

は, 自由度が

$$v = \frac{(s_1^2/m + s_2^2/n)^2}{\frac{(s_1^2/m)^2}{m-1} + \frac{(s_2^2/n)^2}{n-1}} \tag{2.26}$$

の  $t$  分布で近似できる. 実際の検定に際しては,  $v$  に最も近い整数  $v^*$  を自由度とする  $t$  分布  $t(v^*)$  の  $\alpha$  点 (1%, 5%) に対して,  $t > t_\alpha(v^*)$  となる場合には帰無仮説を棄却, つまり, “除外”と判断する. 同様にして, 帰無仮説と対立仮説として,

$$\begin{aligned}
H_0: \bar{\rho}^{before} &= \bar{\rho}^{after} \\
H_1: \bar{\rho}^{before} &< \bar{\rho}^{after}
\end{aligned} \tag{2.27}$$

を取り上げ,  $t < -t_\alpha(v^*)$  の場合に, 帰無仮説を棄却し, “伝染”と判定する. “除外”でも“伝染”でもない場合を“不変”とする.

### 3 実証分析に用いるデータと分析の手順

ここでは, まず, 分析対象となるバッドニュースとその背景, 分析対象企業の属する業種とその業種のサンプル企業数を示す. 次に, 節2で紹介した統計モデルを用いて実証分析を行う手順を具体的に示す.

#### 3.1 バッドニュースと分析対象企業

分析対象となるバッドニュースとしては, 1997年における日本株式市場において大きなインパクトを与えたと考えられるものを探り上げた. 1997年に着目した理由は, この年が金融ビッグバンの始まりと位置付けられる年であり, 金融業をはじめ多くの業種において企業経営が日本における従来のものから大きく変わろうとする興味深い時期とみなせるからである. よって, 分析対象となるバッドニュースは, 節1のはじめに述べたように,

- (1) 銀行の破綻を顕在化させるような要人発言,
- (2) 企業が倒産に近い状態であることを明示するような株価が初めて100円を割れる,
- (3) 直接的に破綻や倒産を暗示する(1), (2)とは異なり, 巨大な負債を抱えた企業の救済合併や総会屋



との裏取引、  
の3通りとする。

### 3.1.1 バッドニュース(1)

銀行の破綻を顕在化させるような要人発言

1997/1/10 三塚蔵相 “護送船団行政の取りやめ”  
と取れる発言

- ・ 1997/1/28 日本債券信用銀行 格付け見直しを  
「安定的」から「弱含み」に変更
- ・ 1997/1/28 北海道拓殖銀行 格付け見直しを  
「安定的」から「弱含み」に変更
- ・ 1999/2/18 日本長期信用銀行 格付け見直し

本研究の目的は、ある企業に生じたバッドニュースが、その企業が属する業種の他の企業に“伝染”或いは、その企業が他の企業から“除外”されるかを判断することであるから、バッドニュース(1)は、バッドニュースの対象としては適切ではないと思われるかもしれない。実際、分析を始めた当初は、上記に示したように“金融機関の格付けが変更されること”を当該金融機関に関するバッドニュースと捉え分析を行うことを試みたが、格付け機関による格付け変更のアナウンスは運行指標となる傾向が高くニュース性に欠けることがわかった。そこで、このような個別企業に関するバッドニュースである格付けの変更や見直しがなされる引き金となったと考えられる三塚蔵相による“護送船団行政取りやめ”と取れる発言を日本債券信用銀行、北海道拓殖銀行、日本長期信用銀行に生じたバッドニュースとして代替した。

サンプル企業の業種と企業数：銀行業 81 社

### 3.1.2 バッドニュース(2)

株価が初めて 100 円を割れる

- 1997/7/11 青木建設
- 1997/8/5 国土開発センター
- 1997/8/7 フジタ
- 1997/9/19 三洋証券

株価が初めて 100 円を割れることをバッドニュースとして採用した理由は、当時の株式市場においては 100 円という価格が企業の倒産予告のように見なされて取引されていたからである。

サンプル企業の業種と企業数：建設業 100 社，証券業 18 社

### 3.1.3 バッドニュース(3)

巨大な負債を抱えた企業の救済合併や総会屋との裏取引

- 1997/2/25 吉富製薬 ミドリ十字を救済合併
- 1997/3/7 野村證券 総会屋との黒い癒着  
株違法取引
- 1997/3/11 味の素 元総会屋に現金

直接的に破綻や倒産を暗示するバッドニュース(1)、

(2)と対比させる意味もあり、バッドニュース(3)としては、巨大な負債を抱えた企業の救済合併や総会屋との裏取引をとりあげた。薬害エイズの社会的責任、またその和解金 240 億円という大きな負荷があるミドリ十字の救済合併には、厚生省の後押しがあったとされている。このような厚生省の方向付けが同業種の他企業でもなされる可能性があるとして市場が判断するか、本件限りの固有のものとして判断するかに興味を持たれる。また、野村證券が、1997 年 3 月 7 日に元総会屋との癒着を認める発表を行い、味の素に関しては、1997 年 3 月 11 日に総会屋に現金を渡したという報道がなされている。このようなバッドニュースが、野村證券や味の素に固有のものとして市場が判断するのか(“除外”)、業界内の企業にありがちなものとして判断するか(“伝染”、“不変”)も興味深い。

サンプル企業の業種と企業数：製薬業 32 社，証券業 18 社，食品業 54 社

### 3.2 実証分析の手順

本節では、節 2 で示した統計モデルを用いて、“伝染”や“除外”といったバッドニュースの影響を検証する手順を具体的に示す。バッドニュースが生じた企業を企業 A とし、企業 A と同じ業種に属する他の企業を企業 B として説明する。

- (1) 企業 A の  $t$  営業日における株価データ  $P_{A,t}$ ，企業 B の  $t$  営業日における株価データ  $P_{B,t}$  に基づき、それぞれの  $t$  営業日における株式リターン  $x_t, y_t$  を導出する。日次で株式リターンを計測すると高いがつかない株式も生じるため、2 営業日間で計測した株式リターンを利用する。つまり、 $x_t = (P_{A,t} - P_{A,t-2}) / P_{A,t-2}$  等のように求める。
- (2) 企業 A と企業 B の  $t$  営業日における相関係数  $\rho_t$  を、 $t$  営業日を含めて 40 営業日遡った株式リターンのデータセット  $(x_t, y_t), (x_{t-1}, y_{t-1}), \dots, (x_{t-39}, y_{t-39})$  を用いて、節 2.1 で示した VAR モデルを用いて推定する。バッドニュース前の期間においては 60 営業日分の相関係数を、バッドニュース後の期間においては 20 営業日分の相関係数を用いる。つまり、節 2.3 において、 $m = 60, n = 20$  とする。このような相関係数を求めるためには、バッドニュース後 20 営業日の時点から 120 営業日遡った時点までの企業 A，企業 B の株価データを準備しておく必要がある。
- (3) 不均一分散性を調整するための基準となるボラティリティは、バッドニュース前の期間、バッドニュース後の期間、2 つの期間を合わせた全期間、の 3 つの期間において、節 2.1 で紹介した VAR モデルを用いて計量し、それぞれ  $\sigma_{xx}^{before}$ ， $\sigma_{xx}^{after}$ ， $\sigma_{xx}^{full}$  とする。全期間にわたり株式リターンの分散が均一である(一定である)と仮定して得られた分散  $\sigma_{xx}^{full}$  から、

バッドニュース前の期間における分散  $\sigma_{xx}^{before}$  や、バッドニュース後の期間における分散  $\sigma_{xx}^{after}$  が異なる (不均一である) ことから生じる相関係数のバイアスを調整するために、節2.2の(2.15)式で定義した  $\delta$  を利用する。

バッドニュース前の期間の調整に用いる  $\delta^{before}$

$$\delta^{before} = \frac{\sigma_{xx}^{before}}{\sigma_{xx}^{full}} - 1 \quad (3.1)$$

バッドニュースから  $i$  営業日後の相関係数  $\rho_i$  を調整するために用いる  $\delta^{after}$

$$\delta^{after} = \frac{\sigma_{xx}^{before}}{\sigma_{xx}^{full}} \times \frac{i}{40} + \frac{\sigma_{xx}^{before}}{\sigma_{xx}^{full}} \times \frac{40-i}{40} - 1 \quad (3.2)$$

( $i=1,2,\dots,20$ )

バッドニュース後の期間における相関係数を計量する際に利用する株式リターンデータには、バッドニュース前の期間における株式リターンデータも含まれるため、バッドニュースが生じた営業日からの経過日数  $i$  に応じて、バッドニュース前、後の期間における分散の影響を加重平均する必要がある。

- (4) (3)で求めた不均一分散調整済み相関係数のサンプルに対して、節2.3で示した統計モデルに基づいて、バッドニュースの影響を“除外”、“伝染”、“不変”の3通りに分類する。
- (5) (4)までの手続きによって、或る企業Aにバッドニュースが生じたときに、同じ業種に属するある企業Bを対象とした場合に、“除外”、“伝染”、“不変”のいずれかに分類される。検定対象企業として企業Aと同じ業種に属する企業を取り上げ、(1)~(4)の手続きに従って同様の分類を行い、“除外”、“伝染”、“不変”のそれぞれに分類される検定対象企業数を計測して表にまとめる。当該バッドニュースが生じた他の企業(Aに該当する企業)を基準として同様の分析を行う。当該バッドニュースが生じた複数の企業を基準とした場合の分類結果に基づき、当該バッドニュースの分類を総合的に判断する。判断する際には、不均一分散性の影響がどの程度であったかに関しても合わせて検討する。

#### 4 実証分析結果と考察

本節では、実証分析結果と考察を与える。まず、節3.2の実証分析の手順(1)~(3)に従って得られる相関係数と不均一分散調整済み相関係数の系列をバッドニュース(1)~(3)の各々に1ペアずつ採り上げて、それぞれ、図1、図3、図5に示した。具体的に図1、図3、図5は、それぞれ、日本債券信用銀行と東京都民銀行、三洋証券と岡三証券、吉富製薬と塩野義製薬、のペアに関する相関係数の時系列を図示したものである。節3.2の実証分析の手順(4)におけるバッドニュースの影響度に関する

分類、つまり、バッドニュースが生じた企業Aと同じ業種に分類される他の企業Bとの各ペアに関する分類は、バッドニュース(1)~(3)の順にそれぞれ表3~表5に示した。節3.1に示したように、当該業種に属する企業数が多数あるため、ここでは一部の結果を掲載するに留め、要請に応じて別途提示することにする。表3~表5の内容をまとめてバッドニュース(1)~(3)の影響を総合的に分類する資料となるのが、表1、表2である。表1、表2は、それぞれ、各ペアに関する分類を行う際に、有意水準を5%、1%に設定したものである。以下、バッドニュース(1)~(3)に関して、まず、バッドニュースが生じた企業毎に“伝染”或いは“除外”を詳しく類別したうえで、バッドニュース自体の類別を総合的に判断する。また、そのなかで、相関係数の不均一分散性の影響も確認する。

##### 4.4.1 バッドニュース(1)

銀行の破綻を顕在化させるような要人発言

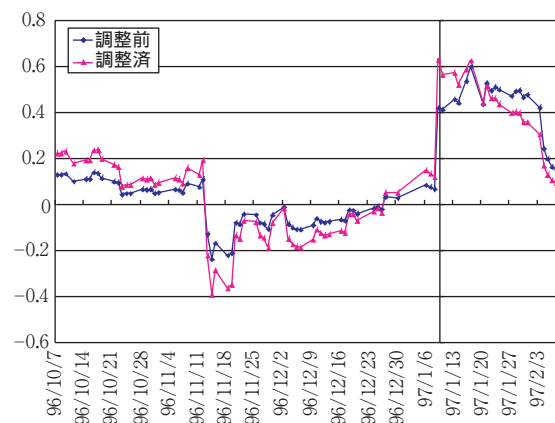


図1 日本債券信用銀行と東京都民銀行の相関係数の推移

日本債券信用銀行と東京都民銀行との相関係数は、図1によると、不均一分散性の調整の有無に関係なくバッドニュース前の期間においては0を挟んだ推移であるが、バッドニュース後には急上昇している。事実、表3によれば、不均一分散調整前に関して、ニュース前後の相関係数平均は、それぞれ、0.01、0.44、検定統計量は -14.80であり“伝染”に分類される。また、不均一分散を調整した場合には、それぞれ、0.01、0.41、-9.83であり同様に“伝染”に分類されている。

図2に基づいて、バッドニュースが生じた日本債券信用銀行、日本長期信用銀行、北海道拓殖銀行の影響度を分類する。日本債券信用銀行では、不均一分散調整前相関係数による検定結果は、“除外”が11%に対し、“伝染”は79%となった。不均一分散調整済み相関係数による検定結果では、“除外”が25%に対し、“伝染”は58%と20%程度“伝染”の占める割合が減少した。

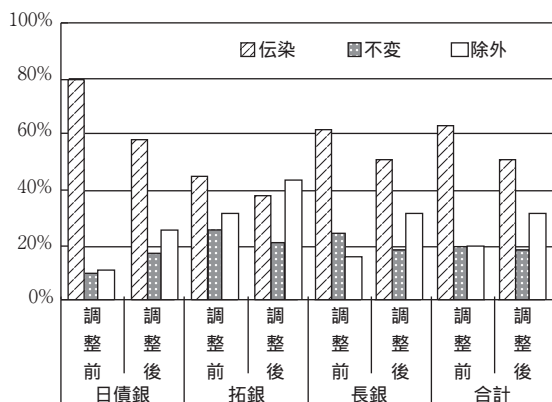


図2 バッドニュース(1)の影響度に関する検定結果

北海道拓殖銀行では、不均一分散調整前相関係数による検定結果は、“除外”が31%に対し、“伝染”は44%となった。不均一分散調整済み相関係数による検定結果では、“除外”が43%に対し、“伝染”は37%と“除外”と“伝染”の割合が逆転した。しかし、それ程大きな違いはみられなかった。

日本長期信用銀行では、不均一分散調整前相関係数による検定結果は、“除外”が15%に対し、“伝染”は61%となった。不均一分散調整済み相関係数による検定結果も、“除外”が26%に対し、“伝染”は58%と若干“伝染”の占める割合が減少し、“伝染”は過半数を超える程度であった。

3つの銀行に関する結果を合計した場合では、不均一分散調整前相関係数による検定結果は、“除外”が19%に対し、“伝染”は61%となった。しかし、不均一分散調整済み相関係数による検定結果では、“除外”が31%に対し、“伝染”は51%と“伝染”占める割合が“除外”を上回っているものの半数程度であり、不均一分散調整前ほど強く“伝染”と判断することができなくなった。よって、バッドニュース(1)に関しては、どちらかと言えば“伝染”とみなすのが適切である。

#### 4.4.2 バッドニュース(2)

株価が初めて100円を割れる

三洋証券と岡三証券との相関係数は、図3によると、不均一分散性の調整の有無に関係なくバッドニュース後の期間は、バッドニュース前の期間よりも概して低くなっている。事実、表4によれば、不均一分散調整前に関して、ニュース前後の相関係数平均は、それぞれ、0.38、0.32、検定統計量は2.99であり“除外”に分類される。また、不均一分散を調整した場合には、それぞれ、0.53、0.29、13.07であり同様に“除外”に分類されている。

図4に基づいて、バッドニュースが生じた青木建設、国土開発センター、フジタ、三洋証券の影響度を分類す

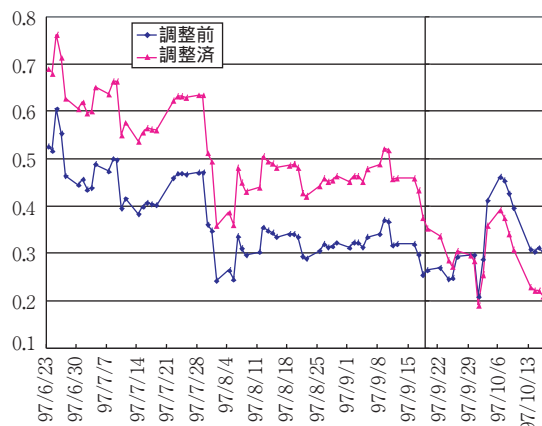


図3 三洋証券と岡三証券の相関係数の推移

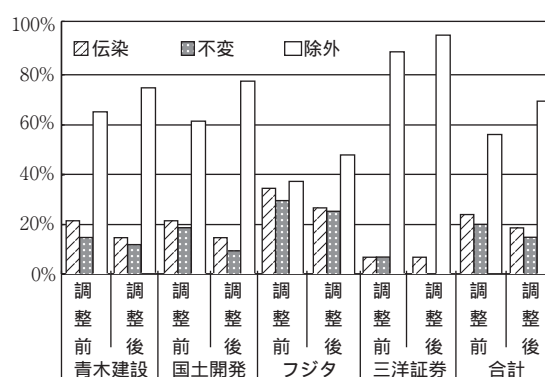


図4 バッドニュース(2)の影響度に関する検定結果

る。青木建設では、不均一分散調整前相関係数による検定結果は、“除外”が65%に対し、“伝染”は21%となった。不均一分散調整済み相関係数による検定結果では、“除外”が74%に対し、“伝染”は15%と何れの場合も“除外”に分類される。

国土開発センターでは、不均一分散調整前相関係数による検定結果は、“除外”が60%に対し、“伝染”は21%となった。不均一分散調整済み相関係数による検定結果では、“除外”が76%に対し、“伝染”は15%であり他の3社と同様に“除外”と分類される。

フジタでは、不均一分散調整前相関係数による検定結果は、“除外”が37%に対し、“伝染”は34%となった。不均一分散調整済み相関係数による検定結果では、“除外”が48%に対し、“伝染”は27%であり“除外”と分類されるが、過半数には至らなかった。

三洋証券では、不均一分散調整前相関係数による検定結果は、“除外”が89%に対し、“伝染”は6%となった。不均一分散調整済み相関係数による検定結果では、“除外”が95%に対し、“伝染”は5%となり“除外”に分類される。

4つの企業に関する結果を合計した場合では、不均一



分散調整前相関係数による検定結果は, “除外” が56% に対し, “伝染” は24% となった. “除外” が“伝染” よりも多いが半数を若干上回る程度であり, 強く“除外” と類別することはできない. しかし, 不均一分散調整済相関係数による検定結果では, “除外” が68% に対し, “伝染” は18% と“除外” の占める割合が“伝染” を50% も上回っており, バッドニュース(2)に関しては, 総合的に“除外” と分類できる.

#### 4.4.3 バッドニュース(3)

巨大な負債を抱えた企業の救済合併や総会屋との裏取引

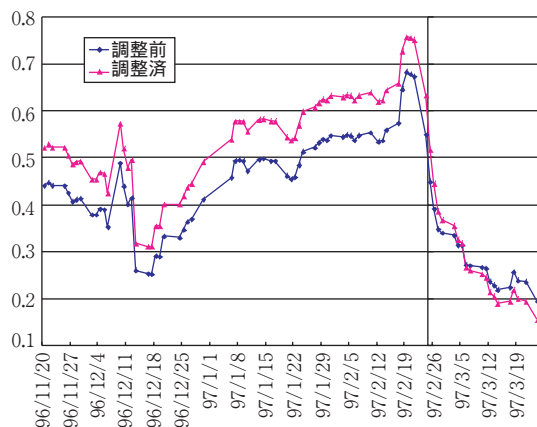


図5 吉富製薬と塩野義製薬の相関係数の推移

吉富製薬と塩野義製薬との相関係数は, 図5によると, 不均一分散性の調整の有無に関係なくバッドニュース後の期間は, バッドニュース前の期間よりもかなり低くなっている. 事実, 表5によれば, 不均一分散調整前に関して, ニュース前後の相関係数平均は, それぞれ, 0.46, 0.28, 検定統計量は9.17であり“除外” に分類される. また, 不均一分散を調整した場合には, それぞれ, 0.54, 0.28, 10.24であり同様に“除外” に分類されている.

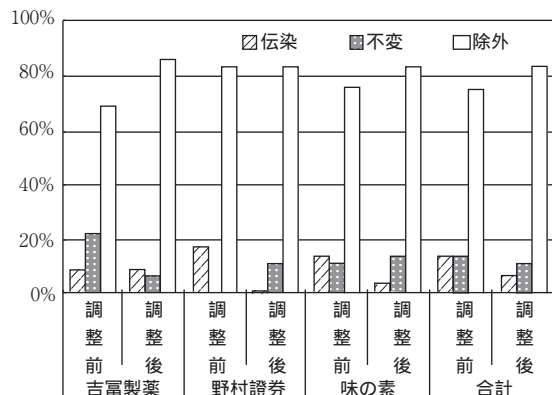


図6 バッドニュース(3)の影響度に関する検定結果

図6に基づいて, バッドニュースが生じた吉富製薬, 野村證券, 味の素の影響度を分類する. 吉富製薬では, 不均一分散調整前相関係数による検定結果は, “除外” が69% に対し, “伝染” は9% となった. 不均一分散調整済相関係数による検定結果では, “除外” が85% に対し, “伝染” は9% であり“除外” に分類される.

野村證券では, 不均一分散調整前相関係数による検定結果は, “除外” が83% に対し, “伝染” は17% となった. 不均一分散調整済相関係数による検定結果では, “除外” が83% に対し, “伝染” は6% であり“除外” と分類される.

味の素では, 不均一分散調整前相関係数による検定結果は, “除外” が76% に対し, “伝染” は13% となった. 不均一分散調整済相関係数による検定結果では, “除外” が83% に対し, “伝染” は4% と何れの場合も“除外” に分類される.

3つの企業に関する結果を合計した場合には, 不均一分散調整前相関係数による検定結果は, “除外” が75% に対し, “伝染” は13% となった. 不均一分散調整済相関係数による検定結果では, “除外” が84% に対し, “伝染” は6% と“除外” の占める割合が“伝染” を圧倒的に上回っており, バッドニュース(3)に関しては, 総合的に“除外” と分類できる.

表1 バッドニュースの影響度に関する検定結果(有意水準5%)

バッドニュース(1)							
企業数	除外	調整前 不変	伝染	除外	調整後 不変	伝染	除外
日本債権信用銀行	81	9 (11%)	8 (10%)	64 (79%)	20 (25%)	14 (17%)	47 (58%)
北海道拓殖銀行	81	25 (31%)	20 (25%)	36 (44%)	35 (43%)	16 (20%)	30 (37%)
日本長期信用銀行	81	12 (15%)	19 (24%)	50 (61%)	21 (26%)	13 (16%)	47 (58%)
合計	243	46 (19%)	47 (19%)	150 (62%)	76 (31%)	43 (18%)	124 (51%)
バッドニュース(2)							
企業数	除外	調整前 不変	伝染	除外	調整後 不変	伝染	除外
青木建設	100	65 (65%)	14 (14%)	21 (21%)	74 (74%)	11 (11%)	15 (15%)
国土開発センター	100	60 (60%)	19 (19%)	21 (21%)	76 (76%)	9 (9%)	15 (15%)
フジタ	100	37 (37%)	29 (29%)	34 (34%)	48 (48%)	25 (25%)	27 (27%)
三洋証券	18	16 (88%)	1 (6%)	1 (6%)	17 (94%)	0 (0%)	1 (6%)
合計	318	178 (56%)	63 (20%)	77 (24%)	215 (68%)	45 (14%)	58 (18%)
バッドニュース(3)							
企業数	除外	調整前 不変	伝染	除外	調整後 不変	伝染	除外
吉富製薬	32	22 (69%)	7 (22%)	3 (9%)	27 (85%)	2 (6%)	3 (9%)
野村證券	18	15 (83%)	0 (0%)	3 (17%)	15 (83%)	2 (11%)	1 (6%)
味の素	54	41 (76%)	6 (11%)	7 (13%)	45 (83%)	7 (13%)	2 (4%)
合計	104	78 (74%)	13 (13%)	13 (13%)	87 (83%)	11 (11%)	6 (6%)

表2 バッドニュースの影響度に関する検定結果(有意水準1%)

バッドニュース(1)							
企業数	除外	調整前 不変	伝染	除外	調整後 不変	伝染	除外
日本債権信用銀行	81	6 (7%)	12 (15%)	63 (78%)	12 (15%)	22 (27%)	43 (53%)
北海道拓殖銀行	81	23 (28%)	24 (30%)	34 (42%)	32 (40%)	22 (27%)	27 (33%)
日本長期信用銀行	81	11 (11%)	25 (31%)	45 (56%)	20 (25%)	19 (23%)	42 (52%)
合計	243	40 (16%)	61 (25%)	142 (58%)	68 (28%)	63 (26%)	112 (46%)
バッドニュース(2)							
企業数	除外	調整前 不変	伝染	除外	調整後 不変	伝染	除外
青木建設	100	65 (65%)	13 (13%)	22 (22%)	73 (73%)	13 (13%)	14 (14%)
国土開発センター	100	57 (57%)	28 (28%)	15 (15%)	73 (73%)	16 (16%)	11 (11%)
フジタ	100	33 (33%)	35 (35%)	32 (32%)	45 (45%)	34 (34%)	21 (21%)
三洋証券	18	15 (83%)	3 (3%)	0 (6%)	17 (94%)	1 (6%)	0 (0%)
合計	318	170 (53%)	79 (20%)	69 (22%)	208 (65%)	64 (20%)	46 (15%)
バッドニュース(3)							
企業数	除外	調整前 不変	伝染	除外	調整後 不変	伝染	除外
吉富製薬	32	21 (66%)	7 (22%)	4 (13%)	26 (81%)	3 (9%)	3 (9%)
野村證券	18	15 (83%)	3 (17%)	0 (0%)	15 (83%)	2 (11%)	1 (6%)
味の素	54	39 (72%)	1 (2%)	14 (36%)	40 (74%)	12 (22%)	2 (4%)
合計	104	75 (72%)	8 (8%)	21 (20%)	81 (78%)	17 (16%)	6 (6%)



## 5 まとめと今後の課題

本論文では、1997年の日本株式市場において、ある企業Aに関するバッドニュースが同じ業種に属する他の企業Bにどのように影響するかについて、影響の種類を“伝染”だけではなく、“除外”も対象として検証した。“伝染”或いは“除外”の判断は、企業Aと企業Bとの相関係数に基づくものであるが、通常、バッドニュースの前後の期間においてボラティリティの大きさが異なるバイアスが相関係数にあるため、この影響を調節したうえで分析を行った。バッドニュースとしては、(1)銀行の破綻を顕在化させるような要人発言、(2)株価が100円を初めて割れる、(3)巨大な負債を抱えた企業の救済合併や総会屋との裏取引、を採り上げた。実証分析結果からは、バッドニュース(1)では、“除外”よりも“伝染”の影響が強いことが、バッドニュース(2)では、“除外”の影響が“伝染”を上回り、バッドニュース(3)では、その傾向が更に強まった。相関係数における不均一分散性の調整も影響度の判断を行なううえで重要であることがわかった。バッドニュース(1)では、調整前には強く“伝染”と判断できたが、調整後では、必ずしも断定できなくなった。逆に、バッドニュース(2)では、調整前では“除外”と強く言えなかったものが、調整後には“除外”と判断して良い水準となった。実証分析結果は、有意度を5%とした場合でも1%とした場合でもそれほど大きな差違はみられなかった。

今後の課題としては、ARCH, GARCHモデルを利用した株式リターンの共変動分析や共和分分析等に基づいて得られる“伝染”或いは“除外”に関する結果と本論文の結果との比較検討などが挙げられる。

## 参考文献

- [1] 森棟公夫 (1999) 「計量経済学」, 東洋経済新報社, pp.323-326.
- [2] 東京大学教養学部統計学教室編 (1991) 「基礎統計学 統計学入門」, 東京大学出版会, pp.242-244.
- [3] 日本経済新聞 1996年-1997年
- [4] Akaike, H. (1974). “A new look at the statistical model identification.” *IEEE Trans. Automat. Contrl.* AC-19, pp.667-674.
- [5] Bollerslev, T. (1986). “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity.” *Journal of Econometrics*, Vol.31, No.3, pp.307-327.
- [6] Calvo, Sarah, and Carmen M. Reinhart (1996). “Capital flows to Latin America: Is there evidence of contagion effects? In Guillermo A. Calvo, Morris Goldstein, and Eduard Hochreiter, eds.” *Private Capital Flows to Emerging Markets After the Mexican Crisis* (Institute for International Economics, Washinton, DC)
- [7] Engle, Robert F. (1982). “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of The Variance of United Kingdom Inflation.” *Econometrica*, No.4, pp.987-1008.
- [8] Hamao, Yasushi, Ronald W. Masulis, and Victor K. Ng (1990). “Correlations in price changes and volatility across international stock markets.” *The Review of Financial Studies*, No.3, pp.281-307.
- [9] James D. Hamilton (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- [10] John Y. Campbell, Andrew W. Lo, A. Craig Mackinlay (1996). *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.
- [11] Kristin J. Forbes and Roberto Rigobon (2002). “No Contagion, Only Interdependence: Measuring Stock Market Comovements.” *The Journal of finance*, Vol. LVII, No.5, pp.2223-2261.
- [12] King, Mervyn A., and Sushil Wadhvani (1990). “Transmission of volatility between stock markets.” *Review of Financial Studies*, No. 3, 5-33.
- [13] Lee, Sang B., and Kwang Jung Kim (1993). “Does the October 1987 crash strengthen the comovements among national stock markets?” *Review of Financial Economics* No.3, 89-102.
- [14] Longin, Francois M., and Bruno Solnik (1995). “Is the correlation in international equity returns constant:1960-1990?” *Journal of International Money and Finance* No.14, 3-26.

表3 バッドニュース(1)に関する個別ペアの検定結果

(\*印、\*\*印はそれぞれ有意水準5%、1%を示す)

分析対象企業	同業種企業		ニュース前		ニュース後		統計量	検定結果
			相関係数	標準偏差	相関係数	標準偏差		
日本債券信用銀行	東京都民銀行	調整前	0.01	0.11	0.44	0.11	-14.80**	伝染
		調整後	0.01	0.18	0.41	0.15	-9.83**	伝染
	中国銀行	調整前	0.20	0.08	0.41	0.08	-10.66**	伝染
		調整後	0.34	0.12	0.37	0.06	-1.67	不変
	中京銀行	調整前	0.12	0.06	0.48	0.05	-26.35**	伝染
		調整後	0.20	0.10	0.45	0.11	-9.00**	伝染
	池田銀行	調整前	0.18	0.06	0.35	0.05	-12.94**	伝染
		調整後	0.30	0.09	0.32	0.06	-0.99	不変
	第三銀行	調整前	0.02	0.08	0.00	0.14	0.58	不変
		調整後	0.04	0.13	0.03	0.16	0.26	不変
	第四銀行	調整前	0.15	0.14	0.43	0.06	-11.86**	伝染
		調整後	0.24	0.23	0.39	0.09	-4.34**	伝染
	大和銀行	調整前	0.24	0.13	0.38	0.07	-6.46**	伝染
		調整後	0.38	0.19	0.34	0.05	1.36	不変
	大分銀行	調整前	-0.07	0.12	0.30	0.10	-13.44**	伝染
		調整後	-0.11	0.20	0.26	0.07	-12.32**	伝染
	大垣銀行	調整前	0.11	0.15	0.56	0.09	-15.93**	伝染
		調整後	0.17	0.23	0.52	0.12	-8.49**	伝染
	足利銀行	調整前	0.00	0.08	0.34	0.08	-15.75**	伝染
		調整後	0.00	0.13	0.30	0.05	-14.77**	伝染
			・					
			・					
北海道拓殖銀行	東京都民銀行	調整前	0.20	0.17	0.12	0.06	2.78**	除外
		調整後	0.28	0.24	0.12	0.06	4.74**	除外
	中国銀行	調整前	0.34	0.14	0.28	0.12	1.87*	除外
		調整後	0.48	0.19	0.24	0.07	8.31**	除外
	中京銀行	調整前	0.12	0.13	0.01	0.10	4.03**	除外
		調整後	0.17	0.19	-0.01	0.10	5.53**	除外
	池田銀行	調整前	0.00	0.06	-0.02	0.07	0.73	不変
		調整後	-0.01	0.09	-0.03	0.07	1.12	不変
	第三銀行	調整前	0.04	0.11	0.09	0.26	-0.83	不変
		調整後	0.05	0.17	0.05	0.22	0.07	不変
	第四銀行	調整前	0.19	0.10	0.28	0.05	-5.48**	伝染
		調整後	0.29	0.14	0.26	0.04	1.57	不変
	大和銀行	調整前	0.26	0.16	0.49	0.06	-9.21**	伝染
		調整後	0.37	0.22	0.46	0.12	-2.23*	伝染
	大分銀行	調整前	0.10	0.18	0.09	0.09	0.35	不変
		調整後	0.15	0.27	0.07	0.07	2.12*	除外
	大垣銀行	調整前	0.27	0.17	0.23	0.09	1.17	不変
		調整後	0.38	0.22	0.21	0.07	5.19**	除外
	足利銀行	調整前	0.33	0.08	0.61	0.04	-20.78**	伝染
		調整後	0.47	0.10	0.57	0.08	-4.72**	伝染
			・					
			・					
日本長期信用銀行	東京都民銀行	調整前	0.28	0.07	0.56	0.03	-24.01**	伝染
		調整後	0.39	0.09	0.54	0.08	-7.69**	伝染
	中国銀行	調整前	0.51	0.11	0.57	0.03	-4.11**	伝染
		調整後	0.65	0.11	0.54	0.06	5.58**	除外
	中京銀行	調整前	0.27	0.14	0.35	0.07	-3.31**	伝染
		調整後	0.37	0.17	0.33	0.07	1.54	不変
	池田銀行	調整前	0.13	0.11	0.38	0.06	-12.62**	伝染
		調整後	0.19	0.16	0.35	0.02	-7.8**	伝染
	第三銀行	調整前	0.11	0.13	0.00	0.11	3.96**	除外
		調整後	0.16	0.18	0.00	0.09	5.11**	除外
	第四銀行	調整前	0.42	0.12	0.63	0.03	-12.26**	伝染
		調整後	0.56	0.14	0.60	0.10	-1.34	不変
	大和銀行	調整前	0.39	0.17	0.68	0.03	-12.75**	伝染
		調整後	0.50	0.19	0.64	0.09	-4.44**	伝染
	大分銀行	調整前	0.29	0.15	0.43	0.04	-6.53**	伝染
		調整後	0.39	0.19	0.40	0.05	-0.21	不変
	大垣銀行	調整前	0.25	0.09	0.59	0.04	-23.44**	伝染
		調整後	0.35	0.12	0.56	0.05	-10.80**	伝染
	足利銀行	調整前	0.28	0.10	0.59	0.03	-21.25**	伝染
		調整後	0.38	0.13	0.59	0.06	-9.61**	伝染
			・					
			・					

表4 バッドニュース(2)に関する個別ペアの検定結果

( \*印、\* \*印はそれぞれ有意水準5%、1%を示す )

分析対象企業	同業種企業		ニュース前		ニュース後		統計量	検定結果
			相関係数	標準偏差	相関係数	標準偏差		
青木建設	東洋エンジニアリング	調整前	0.34	0.23	0.22	0.06	3.82**	除外
		調整後	0.39	0.25	0.21	0.05	5.21**	除外
	北野建設	調整前	0.21	0.13	0.14	0.05	3.48**	除外
		調整後	0.25	0.15	0.14	0.05	4.96**	除外
	福田組	調整前	0.15	0.11	0.29	0.06	-7.32**	伝染
		調整後	0.17	0.13	0.27	0.03	-5.17**	伝染
	不動建設	調整前	0.30	0.11	0.31	0.07	-0.67	不変
		調整後	0.35	0.12	0.30	0.05	2.79**	除外
	飛鳥建設	調整前	0.45	0.05	0.35	0.04	9.89**	除外
		調整後	0.52	0.05	0.33	0.05	13.61**	除外
	日立プラント	調整前	0.34	0.05	0.12	0.06	15.13**	除外
		調整後	0.39	0.06	0.11	0.07	15.96**	除外
	大林組	調整前	0.36	0.12	0.06	0.04	16.92**	除外
		調整後	0.41	0.13	0.06	0.04	18.58**	除外
			・					
			・					
国土開発センター	東洋エンジニアリング	調整前	0.23	0.12	0.01	0.05	11.61**	除外
		調整後	0.28	0.14	0.02	0.05	12.23**	除外
	北野建設	調整前	0.37	0.15	0.29	0.04	4.09**	除外
		調整後	0.45	0.17	0.27	0.07	6.87**	除外
	福田組	調整前	0.31	0.09	0.32	0.10	-0.45	不変
		調整後	0.38	0.11	0.32	0.13	2.11*	除外
	不動建設	調整前	0.43	0.09	0.48	0.08	-2.08*	伝染
		調整後	0.52	0.10	0.45	0.10	2.89**	除外
	飛鳥建設	調整前	0.43	0.12	0.38	0.03	3.03**	除外
		調整後	0.51	0.13	0.35	0.04	8.38**	除外
	日立プラント	調整前	0.30	0.19	0.10	0.04	7.79**	除外
		調整後	0.37	0.22	0.09	0.04	9.11**	除外
	大林組	調整前	0.33	0.19	0.06	0.11	7.38**	除外
		調整後	0.40	0.23	0.07	0.11	8.56**	除外
			・					
			・					
フジタ	東洋エンジニアリング	調整前	0.20	0.09	0.24	0.12	-1.52	不変
		調整後	0.28	0.12	0.23	0.16	1.14	不変
	北野建設	調整前	0.11	0.28	-0.05	0.10	3.71**	除外
		調整後	0.15	0.38	-0.06	0.11	3.71**	除外
	福田組	調整前	0.17	0.14	0.25	0.09	-3.18**	伝染
		調整後	0.23	0.19	0.24	0.12	-0.26	
	不動建設	調整前	0.33	0.10	0.56	0.04	-14.19**	伝染
		調整後	0.45	0.13	0.52	0.11	-2.34*	伝染
	飛鳥建設	調整前	0.50	0.09	0.69	0.01	-14.65**	伝染
		調整後	0.65	0.09	0.65	0.08	0.19	
	日立プラント	調整前	0.13	0.15	-0.04	0.07	6.99**	除外
		調整後	0.19	0.22	-0.03	0.07	6.80**	除外
	大林組	調整前	0.29	0.07	0.19	0.05	6.62**	除外
		調整後	0.41	0.09	0.18	0.08	11.09**	除外
			・					
			・					
三洋証券	岡三証券	調整前	0.38	0.08	0.32	0.07	2.99**	除外
		調整後	0.53	0.09	0.29	0.06	13.07**	除外
	ナショナル証券	調整前	0.50	0.10	0.02	0.09	20.83**	除外
		調整後	0.66	0.11	0.04	0.08	26.77**	除外
	コスモ証券	調整前	0.29	0.23	0.10	0.10	5.08**	除外
		調整後	0.39	0.29	0.07	0.09	7.41**	除外
	山種証券	調整前	0.39	0.12	0.37	0.09	0.49	
		調整後	0.54	0.12	0.33	0.05	10.96**	除外
	山一証券	調整前	0.17	0.32	0.03	0.04	3.18**	除外
		調整後	0.21	0.43	0.03	0.04	3.2**	除外
	国際証券	調整前	0.11	0.23	-0.18	0.09	7.75**	除外
		調整後	0.14	0.32	-0.15	0.07	6.78**	除外
	大和証券	調整前	0.22	0.20	0.05	0.07	5.52**	除外
		調整後	0.30	0.26	0.03	0.06	7.47**	除外
光世証券	調整前	0.18	0.10	-0.03	0.04	13.64**	除外	
	調整後	0.27	0.14	-0.03	0.03	15.09**	除外	
			・					
			・					



表5 バッドニュース(3)に関する個別ペアの検定結果

\*印、\*\*印はそれぞれ有意水準5%、1%を示す)

分析対象企業	同業種企業		ニュース前		ニュース後		統計量	検定結果
			相関係数	標準偏差	相関係数	標準偏差		
吉富製菓	塩野義製菓	調整前	0.46	0.10	0.28	0.07	9.17**	除外
		調整後	0.54	0.10	0.28	0.10	10.24**	除外
	第一工業製菓	調整前	0.29	0.06	0.30	0.04	-0.79	不変
		調整後	0.35	0.07	0.30	0.04	4.24**	除外
	わかもと製菓	調整前	0.21	0.10	0.06	0.03	10.08**	除外
		調整後	0.26	0.12	0.06	0.03	11.69**	除外
	ミドリ十字	調整前	0.29	0.10	0.51	0.05	-12.76**	伝染
		調整後	0.36	0.13	0.51	0.02	-8.49**	伝染
	テルモ	調整前	0.27	0.12	0.24	0.04	1.66	不変
		調整後	0.33	0.15	0.22	0.07	4.31**	除外
	ツムラ	調整前	0.01	0.16	0.08	0.02	-3.45**	伝染
		調整後	0.01	0.20	0.08	0.03	-2.73**	伝染
	キッセイ薬品工業	調整前	0.24	0.10	0.27	0.07	-1.64	不変
		調整後	0.29	0.13	0.25	0.04	2.22*	除外
	エスエス製菓	調整前	0.15	0.08	0.21	0.05	-3.78**	伝染
		調整後	0.18	0.10	0.19	0.03	-0.32	不変
	エーザイ	調整前	0.17	0.12	0.11	0.11	2.00*	除外
		調整後	0.21	0.15	0.12	0.11	3.07**	除外
	三共	調整前	0.26	0.09	0.17	0.02	6.49**	除外
		調整後	0.32	0.11	0.16	0.03	9.54**	除外
				・				
野村證券	岡三証券	調整前	0.50	0.13	0.31	0.14	5.42**	除外
		調整後	0.51	0.13	0.30	0.15	5.73**	除外
	ナショナル証券	調整前	0.45	0.05	0.24	0.14	6.72**	除外
		調整後	0.47	0.05	0.26	0.14	6.44**	除外
	コスモ証券	調整前	0.57	0.08	0.38	0.13	6.48**	除外
		調整後	0.60	0.08	0.39	0.13	6.67**	除外
	山種証券	調整前	0.47	0.09	0.23	0.15	6.96**	除外
		調整後	0.50	0.09	0.24	0.16	6.83**	除外
	山一証券	調整前	0.60	0.07	0.46	0.10	5.63**	除外
		調整後	0.62	0.07	0.45	0.12	6.07**	除外
	国際証券	調整前	0.61	0.07	0.40	0.13	6.40**	除外
		調整後	0.63	0.07	0.40	0.14	6.63**	除外
	大和証券	調整前	0.67	0.05	0.49	0.09	8.11**	除外
		調整後	0.69	0.05	0.48	0.11	8.30**	除外
	光世証券	調整前	0.35	0.05	0.25	0.05	6.67**	除外
		調整後	0.36	0.05	0.25	0.06	7.48**	除外
丸三証券	調整前	0.66	0.07	0.37	0.11	11.17**	除外	
	調整後	0.68	0.07	0.36	0.12	11.20**	除外	
勸角証券	調整前	0.59	0.07	0.29	0.17	7.48**	除外	
	調整後	0.61	0.07	0.29	0.18	7.70**	除外	
				・				
味の素	日清食品	調整前	0.44	0.07	0.06	0.06	24.24**	除外
		調整後	0.45	0.07	0.06	0.06	24.77**	除外
	東洋精糖	調整前	0.31	0.09	0.06	0.11	9.11**	除外
		調整後	0.32	0.09	0.06	0.11	9.41**	除外
	東洋水産	調整前	0.28	0.05	0.09	0.06	13.44**	除外
		調整後	0.29	0.05	0.09	0.06	13.62**	除外
	日本甜菜製糖	調整前	0.52	0.06	0.31	0.08	10.78**	除外
		調整後	0.53	0.06	0.30	0.09	10.93**	除外
	中村屋	調整前	0.19	0.14	0.10	0.07	3.48**	除外
		調整後	0.19	0.15	0.10	0.07	3.73**	除外
	丸大食品	調整前	0.23	0.04	-0.06	0.06	20.36**	除外
		調整後	0.24	0.05	-0.06	0.06	21.06**	除外
	第一屋製パン	調整前	0.25	0.13	0.12	0.05	6.17**	除外
		調整後	0.26	0.14	0.12	0.06	6.37**	除外
	台糖	調整前	0.31	0.17	0.22	0.10	2.91**	除外
		調整後	0.32	0.17	0.22	0.10	3.17**	除外
雪印乳業	調整前	0.31	0.10	0.04	0.08	11.52**	除外	
	調整後	0.32	0.11	0.04	0.08	11.94**	除外	
森永乳業	調整前	0.26	0.06	0.26	0.04	-0.05	不変	
	調整後	0.27	0.06	0.25	0.04	1.22	不変	
				・				
				・				