研究ノート

日本の保険業界についての実証分析に用いられている イベント・スタディのサーベイ
～T 分布と正規分布による検定を中心に～

竹　内　明　香*、浦　川　弘　亨**、陳　　嘉　臻***

Ⅰ　はじめに

日本の保険業界の分析では、イベント・スタディ（Event Study）という手法が数多く適用されている。その理由として、1 つ目は、自然災害やテロと、規制の変更や合併など幅広いイベントに適用可能であること、2 点目が、基本的な分析が株価のみで行えることが挙げられる。本稿の目的は、これらで用いられているイベント・スタディという手法を解説することである。以下では、イベント・スタディを日本の保険業界に適用した例をいくつかあげたい。

まず、大震災、ハリケーン、同時多発テロなどを研究した論文についてあげる。大地震の分析を行った先行研究のうち、東日本大震災が保険業界に与えた影響について分析した高尾・山崎（2011）、小藤（2015）[1)]、阪神淡路大震災について分析した Takao et al.（2011）、Yamori and Kobayashi（2002）が挙げられる。また、大型台風の影響を分析した山崎（2010）、911 同時多発テロを分析した Yanase and Yasuda（2010）がある。

災害以外のイベントについて分析した先行研究には以下がある。まず、生命保険の銀行窓販解禁について分析した小林（2008）、柳瀬（2006）、Yamori and Kobayashi（2004）がある。保険会社・銀行の業務提携について分析した白須（2011）が挙げられる[2)]。金融業界の不祥事を分析したものとして、白須・吉田（2007）がある。

イベント・スタディは、上記で挙げたような特定のイベントが、株価に影響を与えたか否かを検討する手法である。具体的には、イベントが起きる前のモデルから予測される株価（期待リターンと呼ぶ）と比較して、イベント後に、株価は期待リターンよりも上昇するか、もしくは、下落するかを検討する。上昇、下落する要因やイベントの影響の波及経路については、先行研究ごとに異なる背景で議論されている。先行研究で検証されている､イベントの株価への波及経路についての仮説をいくつか紹介する。例えば、山崎（2010）では、台風の影響を分析し、台風の被害により保険金支払いが生じるため保険会社の収益が悪化し保険会社の株価が下がるという仮説と、将来の保険需要が上がることで保険会社の株価が上がるという仮説を検証している。柳瀬（2006）では、銀行業界と保険業界の業態間規制の緩和によって、2 業界を合わせた利益が全体として増えるのか、減るのか、を検証している。白須・吉田（2007）は、金融不祥事イベントの影響がプラスであるかマイナスであるかを検証している。

本稿では検定手法に主眼をおいて解説する。以下の構成は次のとおりである。Ⅱ節では、まず、1 企業を仮定したイベント･スタディの基本的な流れを紹介し、その後、複数企業の分析へ拡張する。Ⅲ節では、

* 上智大学経済学部経済学科　e-mail：asuka.takeuchi@sophia.ac.jp
** 上智大学大学院経済学研究科博士前期課程
*** 上智大学大学院経済学研究科博士前期課程

Ⅱ節の手法を拡張した検定手法を紹介する。Ⅳ節とⅤ節では、Ⅱ、Ⅲ節とは異なる回帰分析型の分析手法を紹介する。

Ⅱ　基本的な分析手法のサーベイ

イベント･スタディの基本的な考え方は、イベント後の株価の動きが、通常時（イベントが発生しなかった場合の株価のモデル）と変化したかを検証することである。そのために、イベント後の株価の収益率を、通常時に予想される収益率（以下、期待リターン。正常リターンとも呼ばれる。）と、その他の部分に分ける。

ここで、イベントが生じなかった場合の株価のモデルは実際には観測できないことに注意されたい。そこで、イベントが生じなかったとき、その企業の株価はイベント前と同じモデルに従うと仮定する。この仮定のもとでは、イベントが発生しなかった場合の期待リターンは、イベント発生前のモデルから計算される期待リターンと等しい。

期待リターンは、イベントが生じる前のモデルから計算されるリターンとする。企業 i の期待リターンを、以下の記号で定義する。

$$E(\text{イベント後の } R_t) \tag{1}$$

詳しい定式化は後述する。ここで R_t は、企業 i の株価の t 日の収益率を表す。

次に、イベント後に実現した企業 i の収益率 R_t のうち、期待リターンとは異なる部分を、アブノーマル･リターンと定義する。

$$AR_t = R_t - E(\text{イベント後の } R_t) \tag{2}$$

イベント・スタディで検証する仮説は、アブノーマル・リターンを用いてたてる。もし、イベントの影響を受けていなければ、アブノーマル・リターンがゼロ、影響を受けていれば正か負の値をとるという仮説である。いいかえればイベントの影響を「受けていない」というのが帰無仮説であり、「受けている」というのが対立仮説となる。この仮説を、t 検定を用いて検証する。本手法について、最も体系だった説明がなされている文献として祝迫他（2003）をあげる。本稿では、祝迫他（2003）第 4 章にそって検定手法の解説をする。

1. イベント日と推定ウィンドーとイベントウィンドー

イベント･スタディの検定統計量を紹介する前に、イベント日を基準として、データの期間を、推定ウィンドーとイベントウィンドーに分割する。一般にイベント日をイベントの当日とし、推定ウィンドーをイベント発生前の期間、イベントウィンドーをイベント発生後の期間とする。ただし、イベントの属性によって、推定ウィンドーとイベントウィンドーの設定方法が何通りかあるため、以下では先行研究での設定例を解説する。

イベント日はイベント日当日、ニュース発表日をさすことが多い。例えば、山崎（2010）では台風が上陸した日、柳瀬（2006）では、銀行・保険業間の業態間規制緩和が方向づけられた最初の合意である 1997 年 6 月 13 日の保険審議会最終答申、米国におけるシティーグループの合併ニュースが発表された 1988 年 4 月 7 日、Yamori and Kobayashi（2004）では 1996 年 12 月 14 日の合議のあとの最初の取引日である 12 月 16 日、Yanase and Yasuda（2010）では、テロ当日の翌日の取引日である 9 月 12 日をイベント日としている。

前述の例では、イベント発生日が明確であるが、祝迫他（2003）が指摘するように M&A などイベントが事前に漏れる可能性がある場合は、イベント発生日が明確ではなくなる。このとき、イベントウィンドーと推定ウィンドーの調整が必要である。このような、イベント発生日が明確でない例として、浅井（2005）では、イベント日は次の 3 通り、プレスリリース日、株主総会招集通知が株主に送付されたと考えられ

る日、株主総会の当日として分析を行っている。その他に、イベント日が連続的な報道などにより不明な場合として、白須・吉田（2007）では連続 Chow 検定を用いてイベント日を推定している。

次に、イベントによる影響を分析する期間であるイベントウィンドーを設定する。先行研究ではイベントの属性によって、イベント日直後から数日後まで、もしくは、イベント日の 2、3 日前から数日後までと設定はさまざまである。これは、イベント発生日が明確ではない場合やイベントが事前に漏れる可能性がある場合は、イベント日より前の期間をイベントウィンドーに含むからである。

イベント発生後のみをイベントウィンドーに設定した研究として、以下が挙げられる。高尾・山崎（2011）は 15 営業日、Takao et al.（2011）は 15 日間、Yanase and Yasuda（2010）は 10 日間としている。一方、イベント前を含む場合として、白須・吉田（2007）と白須（2011）はイベント日の 5 日前から 5 日後まで、白須・吉田（2007）は 10 日前から 20 日後までとしている。

最後に、推定ウィンドーとは、イベント発生前の期間のことを指す。後述のモデルの推定に用いるデータ期間でもある。推定ウィンドーの終了日は、イベントウィンドーと同様にイベントの属性によって、発生日前日からとする研究と、発生日前日より前の期間から指定する研究とがある。

推定ウィンドーをイベントの発生日前日より前とした実証分析として、白須（2011）と白須•吉田（2007）は各イベントの 110 日前から 11 日前までの 100 日間、小林（2008）は 210 日前から 11 日前までの 200 取引日、Yamori and Kobayashi（2002）は 160 日前から 11 日前の 150 日間、Yanase and Yasuda（2010）は 5 月 2 日から 2001 年 8 月 23 日までの 1000 日間の推定ウィンドーを設定している。一方、推定ウィンドーをイベント発生日前日までとした実証分析として、白須・吉田（2007）が 50 日間、高尾・山崎（2011）が 200 日間、柳瀬（2006）が 246 営業日としている。

本稿では記号は次のように定義する。カレンダー上の日付を t とし、推定ウィンドーの最初の日を $t = t_1$ 最後の日を $t = t_2$ とし、イベント日を $t = t_0$ とする。ここで、$t_1 < t_2 < t_0$ を満たすものとする。さらに、推定ウィンドーの期間の長さを T とし、$T = t_2 - t_1 + 1$ として定義する。次に、イベント日を基準として、τ 日後を $t = t_0 + \tau$ とする。ここで、$\tau > 0$ がイベント日後を表し、$\tau < 0$ はイベント日前を表わす。イベントウィンドーの最初の日を $\tau = \tau_1$、最後の日を $\tau = \tau_2$ とし、この期間の長さを $s = \tau_2 - \tau_1 + 1$ とする。今後、イベント日からの経過日数のみが必要となり、カレンダーでの日付が不要となった場合は、添え字の複雑化を避けるため τ のみの添え字を用いる。

上記の添え字は、1 企業のみの設定であるが、企業が複数ある場合、これらの記号に添え字を追記する。企業を表す添え字を i とし t_{i1}、t_{i2}、t_{i0} とする。推定ウィンドーの期間とイベントウィンドーの期間は、企業間で等しく設定するのが一般的であるため、推定ウィンドーの長さ T とイベントウィンドーの τ_1、τ_2、s については企業を表す添え字 i は付与しない。ただし、カレンダーの日付を表す添え字 t と同様、添え字の複雑化を避けるため、不要な場合は、企業を表す添え字 i を省略する。

2. 収益率のモデル

収益率のモデルとして、先行研究では、マーケット・モデルと、Fama and French（1993）（以下「FF モデル」とする）による 3 ファクターモデルが用いられることが多い。マーケット・モデルを利用している実証論文には、Yamori and Kobayashi（2002）、Yamori and Kobayashi（2004）、浅井（2005）、柳瀬（2006）Takao et al.（2011）、高尾•山崎（2011）があげられる。FF モデルを用いた研究として、白須•吉田（2007）、山崎（2010）、白須（2011）があげられる。以下からは、1 企業を仮定して、分析方法を説明する。そのため、企業を示す添え字 i は省略する。

収益率のモデルをマーケット・モデルとすると、企業 i の株価の収益率を R_t とし[3)]、同時点の株価指数

の収益率を RM_t と定義して、以下のように表せる。

$$R_t = \alpha + \beta RM_t + \epsilon_t,\ \epsilon_t \sim i.i.d.\ N(0, \sigma^2) \tag{3}$$

ϵ_t は平均がゼロで分散が σ^2 の誤差項である。説明変数である RM_t のデータとしては、TOPIX の収益率が用いられることが多い。また FF モデルは、先行研究の表記に従うと以下となる。

$$R_t = \alpha_i + \beta_1(RM_t - RF_t) + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t + \epsilon_t,\ \epsilon_t \sim i.i.d.\ N(0, \sigma^2)$$

ここで、SMB_t は小型株ポートフォリオと大型株ポートフォリオのリターンの差、HML_t は高 BPR 株リターンと低 BPR 株リターンとの差を表している。FF モデルの説明変数として、Takao et al.（2011）では、the Portfolio master の Kubota-Takehara's Fama-French benchmark factors を使用している。

収益率 R_t の期待値はそれぞれのモデルで、次のように算出される。マーケット・モデルでは、

$$E(R_t) = \alpha + \beta RM_t$$

FF モデルでは、

$$E(R_t) = \alpha_i + \beta_1(RM_t - RF_t) + \beta_2 SMB_t + \beta_3 HML_t$$

その他のモデルとして、CAPM や固定リターンモデル、市場調整モデルがあげられる。CAPM は、イベント・スタディで用いられることは少ない。次に市場調整モデルは、マーケット・モデルの α と β を、$\alpha = 0$ かつ $\beta = 1$ と制約をおいたものである。市場調整モデルは、パラメータの推定が必要ないモデルのため、イベントが生じる前のデータ数が少ない場合に利用可能である。最後に、固定リターンモデルとは $R_t = \alpha + \epsilon_t$ である。これも、マーケット・モデル、もしくは FF モデルの係数に制約をおいたモデルであると解釈可能である。

収益率のモデルは、一般的に以下とて表記することができる。

$$R_t = \alpha + \beta_1 X_{1t} + \cdots + \beta_k X_{kt} + \epsilon_t,\ \epsilon_t \sim i.i.d.\ N(0, \sigma^2) \tag{4}$$

その期待値は、以下となる。

$$E(R_t) = \alpha + \beta_1 X_{1t} + \cdots + \beta_k X_{kt}$$

市場で観測される収益率は R_t であることから、観測される収益率と期待される収益率の差は、マーケット・モデルの場合、

$$R_t - E(R_t) = \alpha + \beta RM_t + \epsilon_t - (\alpha + \beta RM_t) = \epsilon_t$$

FF モデルと一般的な場合も同様に、誤差項 ϵ_t となる。また、その平均がゼロ、分散は誤差項の分散 σ^2 となる。以下では、この関係性を利用して検定統計量の分布を求めていく。

3. 推定ウィンドーのデータを用いたモデルの推定

これまで紹介した、マーケット・モデルや FF モデルのパラメータが既知であれば、検定に必要な期待リターンは、期待値 $E(R_t)$ として、すぐに求めることができる。しかし、パラメータは未知であるため、期待リターンを求めることができない。そこで、モデルのパラメータの推定が必要である。

ここで、繰り返しになるが、イベントに影響を受けていない場合は、イベント後のモデルはイベント発生前と同じモデルに従うという仮定を置く。この仮定を置くことで、イベント発生前のデータを使って、イベントに影響を受けていない収益率のモデル（帰無仮説が正しいとしたとき）のパラメータを推定することができる。通常の回帰分析と異なり、検討したい期間（ここではイベントウィンドーの期間）のデータを利用してモデルを推定していないことに注意が必要である。まず、推定ウィンドーのデータをつかってモデルを推定し、その後、期待リターンを求める。

イベントが発生する前の期間である推定ウィンドーのデータ $R_t(t = t_1, \cdots, t_2)$ を用いて、収益率のモデルを推定する。推定に用いるデータ数は T とする。推定されたマーケット・モデルを、推定したパラメー

タにハット（^）をつけ、以下の式で表す。

$$R_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}RM_t + \hat{\epsilon}_t \tag{5}$$

推定された FF モデルを

$$R_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1(RM_t - RF_t) + \hat{\beta}_2 SMB_t + \hat{\beta}_3 HML_t + \hat{\epsilon}_t,$$

一般には、以下とする。

$$R_t = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 X_{1t} + \cdots + \hat{\beta}_k X_{kt} + \hat{\epsilon}_t, \tag{6}$$

ここで、後の検定で使用するため、誤差項 ϵ_t の分散 σ^2 の推定量を明示する。例えば、マーケット・モデルの 場合は、

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T-2}\sum_{t=1}^{T} \hat{\epsilon}_t^2 \tag{7}$$

一般的には、

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T-(k+1)}\sum_{t=1}^{T} \hat{\epsilon}_t^2 \tag{8}$$

ここでは、誤差項 ϵ_t に系列相関はなしと仮定している。

4. 期待リターンとアブノーマル・リターン

イベントの影響がないという帰無仮説の下でイベントウィンドー期間（$t_0+\tau_1, \cdots, t_0+\tau_2$）の収益率 $R_{t_0+\tau}$ の期待値を、イベント・スタディでは期待リターン、通常リターン、正常リターンなどと呼ぶ。上記で推定されたパラメータの推定値を用いて下記のようにあらわされる。マーケット・モデルの場合は、

$$\hat{R}_{t_0+\tau} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}RM_{t_0+\tau} \tag{9}$$

ここで、$RM_{t_0+\tau}$ には、実現データが用いられていることに注意されたい。従って、$RM_{t_0+\tau}$ は、イベントが生じたときのデータが代入されている。

一般的に、以下で示すことができる。

$$\hat{R}_{t_0+\tau} = \hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 X_{1,t_0+\tau} + \cdots + \hat{\beta}_k X_{k,t_0+\tau} \tag{10}$$

この期待リターンと、現実の収益率の差をアブノーマル・リターン AR_τ として定義する。マーケット・モデルの場合、

$$AR_\tau = R_{t_0+\tau} - \hat{R}_{t_0+\tau} = R_{t_0+\tau} - \hat{\alpha} - \hat{\beta}RM_{t_0+\tau} \tag{11}$$

一般的には、以下となる。

$$\begin{aligned} AR_\tau &= R_{t_0+\tau} - \hat{R}_{t_0+\tau} \\ &= R_{t_0+\tau} - (\hat{\alpha} + \hat{\beta}_1 X_{1,t_0+\tau} + \cdots + \hat{\beta}_k X_{k,t_0+\tau}) \end{aligned} \tag{12}$$

以下からは、時間の添え字として、イベント日からの期間を測る τ のみを用いることとする。

次に、企業 i のアブノーマル・リターンを複数日数足し合わせ累積したものを、累積アブノーマル・リターン（以下、CAR）として定義する。イベント日直後だけでなく、CAR を用いた長期の分析を行う理由として、Takao et al.（2011）は投資家の過剰反応をあげている。例えば、東日本大震災の場合、投資家が過剰反応をおこせば直後に株価は下落する。過剰反応だけが原因であれば、株価は、徐々に、ある一定の水準に戻っていくであろう。こう考えればイベント直後のアブノーマル・リターンは過剰反応の影響を強く受ける可能性が高く、この可能性を除去するには、その後、株価が元の水準に戻るまでの期間を考慮した CAR による分析をすることが有用である。それ以外の長期の分析を行う理由として、小藤（2015）は保険会社特有の理由もあげている。まず、大災害が発生した場合、損保各社は保険支払いが生じるので株価は下落すると考えられる。しかし、地震保険制度が頑健であれば、株価は元の水準に収束していくという

ものである。以上の研究から、アブノーマル・リターンの分析は、イベント日直後だけでなく、その後の期間も含めて検討すべきということがわかる。

アブノーマル・リターンを、$\tau = \tau_1$ 日から $\tau = \tau_2$ まで合計した場合は下記となる。

$$CAR_3 = AR_{\tau_1} + \cdots + AR_{\tau_2} \tag{13}$$

例えば、イベント日の翌日 $\tau_1 = 1$ から、3日後 $\tau_2 = 3$ までの CAR は、以下のようになる。

$$CAR_s = AR_1 + AR_2 + AR_3 \tag{14}$$

合計する AR の日数を変更することも可能である。例えば、初日から2日後、初日から3日後と累計する日数を順次増加させ、最終日までの CAR を算出するという先行研究も多い。しかし、本稿では、複雑化を避けるため、イベントウィンドーの全日数（$s = \tau_2 - \tau_1 + 1$ 日間）の AR_τ を足し合わせた場合のみ解説を行う。

5. 帰無仮説の下での AR と CAR の基本の分布

モデルがイベントの影響を受けない（帰無仮説）場合、イベント後の収益は、期待リターンと平均的に等しくなると考えられる。言い換えれば、期待リターンと観測された収益率の差であるアブノーマル・リターンの期待値はゼロになるといえる。イベントの影響をうける（対立仮説）場合、この2つは等しくならず、アブノーマル・リターンはゼロとならないと解釈できる。したがって、以上から、検定すべき仮説は、定義された記号を用いれば、以下として表記される。

$$H_0 : E(AR_\tau) = 0$$

$$H_1 : E(AR_\tau) \neq 0 \text{ or } E(AR_\tau) > 0 \text{ or } E(AR_\tau) < 0$$

長期的にイベントの影響をうけるかの検定では、同様に CAR_s が平均的にゼロか否か、と解釈できる。

$$H_0 : E(CAR_s) = 0$$

$$H_1 : E(CAR_s) \neq 0 \text{ or } E(CAR_s) > 0 \text{ or } E(CAR_s) < 0$$

以下では、これら仮説の検定統計量とその分布を考える。

帰無仮説の下で、AR_τ は、以下の関係を用いれば、

$$R_t - E(R_t) = \epsilon_t,\ \epsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$$

平均がゼロで分散が ϵ_t の分散と等しくなり、以下の分布に従う。

$$AR_\tau \sim N(0, \sigma^2)$$

この σ^2 は、イベントウィンドー期間の収益率の真の分散である。ここで、アブノーマル・リターン AR_τ の分散（もしくは ϵ_t の分散 σ^2）は、推定ウィンドーとイベントウィンドーで等しいと仮定をおき、推定ウィンドーのモデルの誤差項の分散の推定量 $\hat{\sigma}^2$ に置き換えれば、自由度 $T-1-k$ の t 分布に従う。

$$\frac{AR_\tau}{\hat{\sigma}} \sim t\,(T-1-k) \tag{15}$$

この分布の自由度は、イベントウィンドーではなく、推定ウィンドーの期間 T に依存していることに注意されたい。もし、推定ウィンドーが十分に大きければ、一般に t 分布の自由度が 30 以上であれば、上記分布は正規分布で近似可能となる。

時点の異なる AR_τ に相関がないという仮定をおけば、CAR_s は、帰無仮説の下で、平均がゼロ、分散は $s\sigma^2$ の正規分布となる。

$$CAR_s \sim N(0, s\sigma^2)$$

推定期間のデータが十分にあれば、σ^2 を $\hat{\sigma}^2$ に置き換えたとしても、正規分布で近似が可能である。

$$\frac{CAR_s}{\sqrt{s\hat{\sigma}^2}} \sim N(0, 1)$$

6. 複数社での分析

上記までは企業一社だけを想定していた。現実には、M&Aや、地震や台風などの自然災害の影響を検証する場合、イベントの影響をうける企業は複数存在する。通常は、1企業ではなく、複数企業のアブノーマル・リターンの平均値を用いて検定する。以下では、検定統計量を、複数企業を検定するものに拡張する。

ここまでの手法を用いれば、イベントに影響をうける会社の株価の収益率ごとに、アブノーマル・リターンを算出することができる。ここで、企業が複数になったことから、企業の属性を表す記号 i を追加し $AR_{i\tau}$、CAR_{is} と表記する。

$$AR_{i\tau} \sim N(0, \sigma_i^2), \quad CAR_{is} \sim N(0, s\sigma_i^2), \quad i = 1, 2, \cdots, N \tag{16}$$

以下の検定統計量の導出では、いくつかの仮定を置いている。1企業の場合に仮定していた、アブノーマル・リターンの異なる時点間での相関（系列相関）がないという仮定に加えて、ここで新しく追加される仮定は、同時点の企業iと企業jのアブノーマル・リターンは無相関という仮定である。この仮定が成立しない場合は、検定統計量の分散の修正が必要となる。修正方法については後述する。

複数の企業間のアブノーマル・リターンの平均を考える。たとえば、あるイベントが生じた2日後の3企業（N=3）の株価への影響を検証したいとする。このとき検証に使用するのは、$AR_{i\tau}$（$\tau = 2$）である。3企業の平均値は、

$$\overline{AR}_2 = \frac{1}{3}(AR_{12} + AR_{22} + AR_{32}) \tag{17}$$

帰無仮説の下で、

$$\overline{AR}_2 \sim N\left(0, \frac{1}{3^2}(\sigma_1^2 + \sigma_2^2 + \sigma_3^2)\right) \tag{18}$$

一般的には、アブノーマル・リターン $AR_{i\tau}$ について、N企業の平均をとれば、

$$\overline{AR}_\tau = \frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} AR_{i\tau} \tag{19}$$

帰無仮説のもとで、以下の分布に従う。

$$\overline{AR}_\tau \sim N\left(0, \frac{1}{N^2}\sum_{i=1}^{N} \sigma_i^2\right) \tag{20}$$

本検定を用いている小林（2008）では、イベント日から1日後のアブノーマル・リターンの検定を 行っている。

次にCARについてN企業の平均値を考える。前出の CAR_{is} の平均をとれば下記となる。

$$\overline{CAR}_s = \frac{1}{N}(CAR_{1s} + CAR_{2s} + \cdots + CAR_{Ns}) \tag{21}$$

祝迫他（2003）より、

$$\overline{CAR}_s \sim N\left(0, \frac{1}{N^2}\sum_{i=1}^{N} s\sigma_i^2\right) \tag{22}$$

本検定を用いている論文では、白須（2011）が挙げられる。

ただし、複数企業の平均値をとって検定を行う場合、祝迫他（2003）では、企業数Nが少ない場合、実証結果が一つ二つの企業に強く影響されることを注意点として指摘している。

Ⅲ　基本の分析手法の問題点

Binder（1985）は、ここまでの分析手法について、次の問題点を挙げている。1点目は、アブノーマル・

リターンの分散が企業間で異なるということ、2 点目はアブノーマル・リターンがカレンダーの日付が同じであるとき相関するということである。以下の節では、それぞれの問題点について、解消法を紹介する。

1. 企業間のアブノーマル・リターンの分散の違いを考慮した検定

本節では、企業の収益率の分散の違いを考慮した、検定統計量を紹介する。Patell（1976）の方法による標準化アブノーマル・リターン（SAR）を以下と定義する。帰無仮説のもとで次の分布に従う。

$$\mathrm{SAR}_{i\tau} = \frac{\mathrm{AR}_{i\tau}}{\sigma_i} \sim \mathrm{N}(0, 1)$$

CAR_{is} についても、アブノーマル・リターンと同様に標準化すると、祝迫他（2003）より

$$\mathrm{CAR}_{is} \sim \mathrm{N}(0, s\sigma_i^2)$$

$$\mathrm{SCAR}_{is} = \frac{\mathrm{CAR}_{is}}{\sqrt{s\sigma_i^2}} \sim \mathrm{N}(0, 1) \tag{23}$$

母集団のパラメータ σ_i^2 を、その推定量を $\hat{\sigma}_i^2$ とおけば、SCAR_{is} は自由度 $\mathrm{T}-1-\mathrm{k}$ の t 分布に従う。

$$\mathrm{SCAR}_{is} = \frac{\mathrm{CAR}_{is}}{\sqrt{s\hat{\sigma}_i^2}} \sim t_{\mathrm{T}-1-\mathrm{k}} \tag{24}$$

後に使用するが、この分布の分散は、自由度 n の t 分布の分散が n/(n-2) となる性質を用いて、

$\dfrac{\mathrm{T}-1-\mathrm{k}}{\mathrm{T}-3-\mathrm{k}}$ となる。

標準化したアブノーマル・リターンを、N 企業で平均をとれば祝迫他（2003）より、

$$\overline{SCAR}_s = \frac{1}{\mathrm{N}}(\mathrm{SCAR}_{1s} + \mathrm{SCAR}_{2s} + \cdots + \mathrm{SCAR}_{\mathrm{N}s}) \tag{25}$$

帰無仮説のもとで平均はゼロとなる。分散は、異なる企業間の SCAR_{is} が無相関という仮定の下で、

$$\begin{aligned}\mathrm{V}(\overline{\mathrm{SCAR}}_s) &= \frac{1}{\mathrm{N}^2}(\mathrm{V}(\mathrm{SCAR}_{1s}) + \mathrm{V}(\mathrm{SCAR}_{2s}) + \cdots + \mathrm{V}(\mathrm{SCAR}_{\mathrm{N}s}))\\ &= \frac{1}{\mathrm{N}^2}\left(\mathrm{N}\frac{\mathrm{T}-1-\mathrm{k}}{\mathrm{T}-3-\mathrm{k}}\right) = \frac{\mathrm{T}-1-\mathrm{k}}{\mathrm{N}(\mathrm{T}-3-\mathrm{k})}\end{aligned}$$

したがって、企業数 N が十分に大きければ、

$$\overline{SCAR}_s \sim \mathrm{N}\left(0, \frac{\mathrm{T}-1-\mathrm{k}}{\mathrm{N}(\mathrm{T}-3-\mathrm{k})}\right) \tag{27}$$

書き換えれば、以下となる。

$$\sqrt{\frac{N(T-1-k)}{T-3-k}}\ \overline{SCAR}_s \sim \mathrm{N}(0, 1) \tag{28}$$

2. 企業別アブノーマル・リターンの同時点の相関を考慮した検定方法

ここまでは、個々のアブノーマル・リターンは、異なる企業間で無相関と仮定して検定統計量を導出してきた。しかし、イベントウィンドーが重複するなど、企業間のアブノーマル・リターンが相関することもある。その場合、上記の検定統計量の分散を正しく推定することができない。以下では、その対処法としてよく用いられる、Lyon（1999）の the calendar time portfolio approach を説明する。

ポートフォリオ作成した分析を行っている先行研究として、小林（2008）柳瀬（2006）、Yanase and Yasuda（2010）、Takao et al.（2011）、Yamori and Kobayashi（2004）、白須（2011）、Yamori and Kobayashi（2002）

があげられる。

the calaneder time portfolio approach とは、イベントの起こったカレンダー上の日付ごとに、1 つのポートフォリオを集計し、そのポートフォリオで分析する手法である。ポートフォリオの作成にはいくつかの方法があり、先行研究では 2 つの方法が用いられている。1 つ目は、企業の収益率の単純平均をとってポートフォリオを作成する方法と、2 つ目は、取引総額で加重平均をとってポートフォリオを作成する方法である。取引総額によるウェイトは、Yamori and Kobayashi（2004）より、

$$W_{it} = \frac{\text{t 時点の企業 i の取引総額}}{\text{t 時点のポートフォリオに含まれる全企業の取引総額}}$$

として計算できる。また、企業グループ別に同一カレンダー日のポートフォリオを作成することも可能である。

3. 収益率の分散の時系列方向の変化を許容した検定方法

ここまでの分析では、アブノーマル・リターンの分散は、推定ウィンドーとイベントウィンドーで等しいと仮定していた。しかし、イベントによって、アブノーマル・リターンの分散も変化をすると考えることもできる。分散の変化を許容した検定は Boehmer et al.（1991）で、数多く提案されている。以下では、Boehmer et al.（1991）で提案された手法のうち、先行研究で用いられていた手法を説明する。

まず、一つ目の統計量は異なる企業別の SAR_{is} を利用する方法である。SAR_{is} が企業間で無相関と仮定すれば、同時点の異なる企業間のデータの分散

$$\hat{V}(SAR_{is}) = \frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}(SAR_{is} - \overline{SAR}_s)^2 \tag{29}$$

を用いて、SAR_{is} の平均の分散の推定量は以下となる。

$$\hat{V}(\overline{SAR}_s) = \frac{1}{N}\hat{V}(SAR_{is}) = \frac{1}{N}\left(\frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}(SAR_{is} - \overline{SAR}_s)^2\right) \tag{30}$$

この分散の推定量を用いて、データが十分にあれば、正規分布を利用して検定可能である。山崎（2010）では、以下の検定統計量を使って検定を行っている。

$$Z_s = \frac{\overline{SAR}_s}{\sqrt{\hat{V}(\overline{SAR}_s)}} \sim N(0, 1)$$

標準化 CAR_{is} についても同様に、同時点の異なる企業間のデータの分散

$$\hat{V}(SCAR_{is}) = \frac{1}{N-1}\sum_{i=1}^{N}(SCAR_{is} - \overline{SCAR}_s)^2 \tag{31}$$

を用いて、標準化 CAR_{is} の平均の分散は以下と算出される。

$$\hat{V}(\overline{SCAR}_s) = \frac{1}{N}\hat{V}(SCAR_{is}) \tag{32}$$

4. 係数の推定誤差を考慮した AR の分散の算出

高尾・山崎（2011）では、Boehmer et al.（1991）の手法の一つである、回帰モデルの係数の予測誤差も考慮に入れた検定統計量を用いている。マーケット・モデル $R_t = \alpha + \beta RM_t + \epsilon_t$ で説明すると、

$$\begin{aligned}
V(\hat{R}_{t_0+\tau} - R_{t_0+\tau}) &= E\left[(\hat{R}_{t_0+\tau} - R_{t_0+\tau})^2\right] \\
&= E\left[(\hat{\alpha} - \alpha + (\hat{\beta} - \beta)RM_{t_0+\tau} + \epsilon_{t_0+\tau})^2\right] \\
&= E(\hat{\alpha} - \alpha + (\hat{\beta} - \beta)RM_{t_0+\tau})^2 + E(\epsilon_{t_0+\tau}{}^2) + 2E((\hat{\alpha} - \alpha + (\hat{\beta} - \beta)RM_{t_0+\tau})\,\epsilon_{t_0+\tau})
\end{aligned}$$

$$= E\left((\hat{\alpha}-\alpha)^2\right) + RM_{t_0+\tau}{}^2\, E\left((\hat{\beta}-\beta)^2\right) + 2RM_{t_0+\tau}\, E\left((\hat{\alpha}-\alpha)(\hat{\beta}-\beta)\right) + E(\epsilon_{t_0+\tau}{}^2) \tag{33}$$

以上の式に、$\hat{\alpha}$ と $\hat{\beta}$ の、分散と共分散を代入すると、

$$\begin{aligned} &V(\hat{R}_{t_0+\tau} - R_{t_0+\tau}) \\ &= E\left((\hat{\alpha}-\alpha)^2\right) + RM_{t_0+\tau}{}^2\, E\left((\hat{\beta}-\beta)^2\right) + 2RM_{t_0+\tau}\, E\left((\hat{\alpha}-\alpha)(\hat{\beta}-\beta)\right) + E(\epsilon_{t_0+\tau}{}^2) \\ &= \left(\frac{1}{T} + \frac{\overline{RM}^2}{\sum_{t=t_1}^{t_2}(RM_t - \overline{RM})^2}\right)\sigma^2 + \frac{RM_{t_0+\tau}{}^2\sigma^2}{\sum_{t=t_1}^{t_2}(RM_t - \overline{RM})^2} + \frac{2RM_{t_0+\tau}\overline{RM}\sigma^2}{\sum_{t=t_1}^{t_2}(RM_t - \overline{RM})^2} + \sigma^2 \\ &= \sigma^2\left(1 + \frac{1}{T} + \frac{(RM_{t0+\tau} - \overline{RM})^2}{\sum_{t=t_1}^{t_2}(RM_t - \overline{RM})^2}\right) \end{aligned} \tag{34}$$

ここで、$\overline{RM}$ は推定ウィンドーの期間の RM_t の平均値を指す。上記の分散を用いれば、マーケット・モデルを利用した時、AR $(= \hat{R}_{t_0+\tau} - R_{t_0+\tau})$ の分散を、Yamori and Kobayashi (2002) の定式化に従い、

$$S_\tau^2 = \sigma^2\left(1 + \frac{1}{T} + \frac{(RM_{t_0+\tau} - \overline{RM})^2}{\sum_{t=t_1}^{t_2}(RM_t - \overline{RM})^2}\right)$$

高尾・山崎 (2011) では、パラメータの推定誤差を考慮した S_τ^2 を用いて、標準化されたアブノーマル・リターンを以下の式で定義している。

$$\widetilde{SAR_{i\tau}} = \frac{AR_{i\tau}}{S_\tau} = Z_{i\tau} \sim N(0,1)$$

また、CAR を用いた分析では、Yamori and Kobayashi (2002) では、帰無仮説 H_0 : CAR = 0 のもとで、検定統計量は、$s = \tau_2 - \tau_1 + 1$ として、

$$Z_i = \frac{\sum_{\tau=\tau_1}^{\tau_2}\widetilde{SAR_{1\tau}}}{\sqrt{s}} = \frac{\widetilde{CSAR_i}}{\sqrt{s}} \sim N(0,1)$$

本検定を用いている論文では、その他に白須 (2011)、白須・吉田 (2007) が挙げられる。

Ⅳ クロス・セクションモデル

アブノーマル・リターンを被説明変数とした回帰モデルを分析することで、企業属性によるアブノーマル・リターンの違いを分析することができる。

$$AR_{i\tau} = \theta_0 + \theta_1 X_{1i\tau} + \cdots + \theta_m X_{mi\tau} + \eta_{i\tau},\ \eta_{i\tau} \sim i.i.d.\, N(0, \sigma_\eta^2) \tag{35}$$

OLS で推定を行う場合は、不均一分散の修正に White の修正を行えばよい。また、CAR、標準化した SAR、SCAR についても、回帰分析可能である。

本手法を用いている先行研究は、白須 (2011)、小林 (2008) 山崎 (2010) 高尾・山崎 (2011)、Takao et al. (2011) Yamori and Kobayashi (2002)、Yamori and Kobayashi (2002)、Yanase and Yasuda (2010) である。これらの論文で使われている説明変数は、銀行の預貸率、ROA、ROE、地域ダミー、純資産、market Beta. 保険業界なら、Net premium income of fire insurance、支払い保険金総額、自己資本比率、異常危機準備金の積み立て率、ソルベンシー・マージン比率などが使用されている。

注意点は、イベント発生の確からしさを投資家が企業特性を利用して合理的に予測できるとき、説明変数と誤差項が相関し、内生性の問題が生じることである。内生性が存在すると、OLS の推定量は、一致性も不偏性ももたなくなるため、操作変数法などによる対処が必要となる。

Ⅴ 係数ダミーと回帰モデルを用いた検定：SUR

ここまでの検定手法と大きく異なり、白須・吉田 (2007)、Takao et al. (2011) では、SUR という手法を用いてイベントの影響の検定を行っている。

ある企業に関する事象は他社にも発生する可能性が高く、また、ある企業に対する行政処分であっても業界 全体への影響が大きいため、業界各社で同時にイベントの影響が生じるという可能性がある。白須・吉田（2007）では、独立した個別の株式リターンモデルに OLS を適用して推計した異常リターンによる伝統的なイベント•スタディによる分析よりも、Binder（1985）のように、企業間の誤差項の共分散も考慮し、対象とする全ての保険会社の推計式を同時方程式体系で推計する SUR（Seemingly Unrelated Regression）モデルを用いる方が適しているとのべている。

Takao et al.（2011）はマーケットモデルを用いて、企業 i の収益率 R_{it} について、下記のようにモデル化している。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i RM_t + \gamma_i^e D_{it}^e + \epsilon_{it}$$

ここで、D_t^e はイベントウィンドーでは 1 となり、そのほかの期間は 0 となるダミー変数である。パラメータ γ_i^e がイベントによる影響を表す。ここでは、企業が N 個存在するとし、

$$\begin{aligned} R_{1t} &= \alpha_1 + \beta_1 RM_t + \gamma_1^e D_{1t}^e + \epsilon_{1t} \\ &\vdots \\ R_{Nt} &= \alpha_N + \beta_N RM_t + \gamma_N^e D_{Nt}^e + \epsilon_{Nt} \end{aligned} \tag{36}$$

となる。誤差項は互いに相関しているものとする。一方、白須・吉田（2007）は FF モデルを用いて、

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_{i1}(RM_t - RF_t)\, \beta_{i2} SMB_t + \beta_{i3} HML_t + \gamma_i^e D_{it}^e + u_{it},\ i = 1, 2, \cdots, N,\ \ t, = 1, 2, \cdots, T$$

と定式化している。

検定する仮説は、どちらの場合も

$$H_0 : E\left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \gamma_i^e\right) = 0$$

$$H_1 : E\left(\frac{1}{N}\sum_{i=1}^{N} \gamma_i^e\right) \neq 0$$

である。検定統計量の分布は Binder（1985）を参照のこと。また、Binder（1985）では、より多くの検定仮説が紹介されている。

この分析手法には、次の利点と欠点が存在する。まず利点は、イベント発生日が同一ではなく、かつ、イベント・ウィンドが重なっているという場合も分析可能であることである。ただし、欠点として、検定統計量の有限標本における性質はおとり、検出力が非常に小さくなることが挙げられる。

Ⅵ　おわりに

本稿では、イベント・スタディと呼ばれる手法について解説をおこなった。本稿で紹介した正規分布もしくは t 分布を用いる検定手法は、最小二乗法でモデルのパラメータの値をもとめ、その値を使ってデータ加工をしたのち検定を行うため、簡単に行うことができる。また、マーケット・モデルを想定すれば、株価の終値のデータのみで分析ができる。したがって、上場している企業であれば、どのような企業であっても分析が可能である。さらに、繰り返しになるが、自然災害以外にも、規制緩和等の分析にも利用可能であり、イベントとして扱える事象が広い。ただし、本稿で紹介しているように、アブノーマル・リターンの性質によって、利用できる検定統計量が異なることに注意が必要である。

先行研究で用いられているイベント・スタディの分析は、いくつかのパターンに分けられる。まず、Ⅱ節、もしくは、Ⅲ節で紹介されている検定は、ほぼすべての先行研究で行われている。ただし、この検定だけでは、どのような企業が、イベントの影響を強く受けているかなど、アブノーマル・リターンの平均

がゼロから乖離する要因が分析できない。そのため、アブノーマル・リターンの性質については、図示によるもの、グループ分けによるもの、本稿で紹介したⅣ節のクロスセクション分析が行われている。

ここで、いくつかの課題を挙げたい。まず、本稿で紹介したイベント・スタディの手法は、基本的な手法である。すでに、いくつかの先行研究では、多変量 GARCH モデルなどを利用して分散の時系列での変化をとりいれた検定等が行われている。　その他に、白須・吉田（2007）と白須（2011）が行っている、ノンパラメトリック手法による符号検定も存在している。どの手法が適切であるかについては、分析対象のイベントと分析データをもとに考慮する必要がある。

最後に、イベント・スタディの適用が難しいケースとして、イベントが部分的に予見されている場合があげられる。例えば、規制の変更が企業に及ぼす資産効果などがある。このとき、規制の変更が行われる可能性が上がるに従い、それに伴う影響もゆっくりと企業価値に反映されていくと考えられ、イベント・スタディの検定では検証が難しい。

注

1）　ただし小藤（2015）はアブノーマル・リターンと、CAR をグラフで分析しており、検定は行っていない。
2）　株主提案が株価に与える影響を分析したものとして浅井（2005）もある。ただし、東京スタイル 1 社のみの分析であるため、本稿では割愛する。
3）　日次データの場合は、名目リターンが使用されるが、月次リターンを利用する場合は、実質リターンや超過リターンもモデルに適用できることが祝迫他（2003）で指摘されている。

参考文献

Binder, John J. “Measuring the effects of regulation with stock price data.” *The RAND Journal of Economics*, Vol. 16, pp. 167–183, 1985.

Boehmer, Ekkehart, Jim Musumeci, and Annette B. Poulsen “Event-study methodology under conditions of event-induced variance.” *Journal of Financial Economics*, Vol. 30, pp. 253-272, 1991.

Lyon, John D., Brad M. Barber, and Chih-Ling Tsai “Methods for Tests of Long-Run Abnormal Stock Returns.” *The Journal of Finance*, Vol. 54, pp. 165–201, 1999.

Patell, J. M, “Corporate Forecasts of Earnings per Share and Stock Price Behavior: Empirical Tests.” *Journal of Accounting Research* ,14（2）, 246-274, 1976.

Takao, Atsushi, Takuya Yoshixawa, Shuofen Hsu, and Takeshi Yamasaki “The effect of the great east Japan earthwuake on the stock prices on Non-life insurance companies.” *Discussion paper Series* 2011-46, Graduate Shcool of Business Administration, Kobe University, 2011.

Yamori, Nobuyoshi and Takeshi Kobayashi “Do Japanese Insurers Benefit from A Catastrophic Event? Market Reactions to the 1995 Hanshin-Awaji Earthquake,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 16, pp. 92–108, 2002.

――――“Does Regulation Benefit Incumbent Firms? An Investigation of Japanese Insurance Market Deregulation.” *Journal of Insurance Regulation*, Vol. 22, pp. 35–48, 2004.

Yanase, Noriyoshi and Yukihiro Yasuda “The Impact of the September 11 Terrorist Attack on the Global

Insurance Markets: Evidence from the Japanese Property-Casualty Insurance Industry." *Journal of Insurance Issues*, Vol. 33, pp. 85–107, 2010.

浅井義裕「わが国の企業統治における機関投資家の役割 —新たなコーポレートガバナンスの構築は可能なのか—」、『経済科学』、第 53 巻、39–52 頁、2005。

祝迫得夫・大橋和彦・中村信弘・本多俊毅・和田賢治『ファイナンスのための計量分析』、共立出版、2003。

小林毅「生命保険の銀行窓販解禁への経済的評価」、『生命保険論集』、第 163 巻、151–164 頁、2008。

小藤康夫「東日本大震災と堅固な地震保険制度 —イベント・スタディの正しい解釈をめぐって—」、『保険学雑誌』、第 630 巻、61–79 頁、2015。

白須洋子『日本の上場保険会社・銀行の提携等と資本市場の評価』、第 1 章、1–30 頁、生命保険文化センター、2011。

白須洋子・吉田靖「金融不祥事と市場の反応 —上場保険会社に関するイベント・スタディ—」、金融庁金融研究研修センターディスカッションペーパー No.2007-5、2007。

高尾厚・山崎尚志「東日本大震災による損保株への影響（Japanese Non-Life Insurance Stock Prices following the Great East Japan Earthquake）」、『国民経済雑誌』、第 204 巻、35–4 頁、2011。

柳瀬典由「銀行と保険の業態間規制の緩和に対するわが国株式市場の評価」、『生命保険論集』、第 157 巻、309–330 頁、2006。

山崎尚志「大型台風と損保の企業価値（Heavy Typhoons and Nob-Life Insure Stock Value in Japan）」、『国民経済雑誌』、第 202 巻、45–56 頁、2010。