

プロ野球団の日本シリーズ優勝と親会社株価の反応 —イベントスタディ法による検証—

古屋 核 (大東文化大学経済学部)

Impact of Winning Championship on Parent Companies' Stock Returns: An Event Study of Nippon Professional Baseball

Kaku FURUYA

要 旨

近年、プロ野球団の好成績が球団本拠地周辺にもたらす経済効果の試算が多数発表されているが、球団親会社の株価に与える影響については、Chen and Chen (2012) 等の少数の例外を除き研究がない。本論文は、日本シリーズ優勝が球団親会社の株価にどのような影響を与えるか、1987年～2017年の日次株価データを用いて分析する。イベントスタディ法による分析の結果、球団親会社の株価リターンは、球団優勝直前に大きくプラスに振れるものの、優勝決定後に急反落することが明らかとなる。すなわち、日本シリーズ期間中、親会社株価に投機的な値動きが見られるものの、その影響は優勝決定後数日で解消され、2週間ほどのスパンで見るとほぼゼロと変わらないことがわかる。この結果は、本論文よりも以前のデータから得られた Chen and Chen (2012) の結果と著しい対照をなしている。

1. はじめに

過去15年ほど、日本のプロ野球団において、北海道日本ハム(2004年)、東北楽天(2005年)のような地方移転、東京ヤクルト(2006年)、埼玉西武(2007年)のような名称変更(地域名付加)が相次ぎ、地域密着戦略の浸透が進んだ[小林, 2015]。この動きに呼応して、プロ野球団の好成績(とくに日本シリーズ優勝)が、球団本拠地に与える経済効果が注目されるようになってきている。たとえば、福岡ソフトバンクホークスが日本シリーズで優勝した場合について、地元自治体の福岡県は毎年のように県内生産・消費への波及効果の推計値(産業連関表から得られる直接・第1次間接・第2次間接効果の総和)を発表している¹⁾。他球団(中日、千葉ロッテ、北海道日本ハム等)についても、地銀傘下のシンクタンク(共立総合研究所、ちばぎん総合研究所、道銀地域総合研究所等)を中心に同様の試算が多数行われ、新聞・テレビ・インターネット等のメディアでも頻繁に

報道されている²⁾。

プロ野球団と地域経済との関係が脚光を浴びる一方、球団の活躍が、その主たるステークホルダーである球団親会社に与える影響については、メディア報道は限られている³⁾。経済・経営分野でのより専門的研究としては、プロ野球団(日本・韓国・台湾)に関するニュース(シリーズ優勝、球団売買、球団不祥事等)と親会社株価との関係を、マーケティングの視点から分析したものがいくつか存在する[Chen and Chen, 2012; Leeds and Sakata, 2015; Sung et al., 2016; Lu and Chen, 2016]。これらの研究は、親会社による球団保有(球団名称への企業名表示)をスポンサーシップの究極ケースとみなし、スポーツ・スポンサーシップ実施の株価・企業価値への影響の上限値を探る、という共通の志向を有している⁴⁾。とくに、1961年～2009年の日本株日次データを用いたイベントスタディを行ったChen and Chen(2012)は、日本シリーズ優勝球団の親会社株価リターンが、シリーズ優勝決定前後から有意かつ持続的に上昇したことを明らかとし、韓国・台湾での類似研究の嚆矢となった⁵⁾。

上記のChen and Chen(2012)は、プロ野球団が親会社にもたらす広告効果計測の初の試みとして大きな意義を持つが、その結果を留保なく受容し難い事情がいくつか存在する。第一に、Chen and Chen(2012)の付表(pp.190-192)を見ると、シリーズ優勝球団とその親会社の対応関係が明らかに間違っているケース(〈例〉1999年、2003年優勝の福岡ダイエーホークスの親会社がソフトバンク、2005年優勝の千葉ロッテマリーンズの親会社が楽天になっている等)が存在するうえ、対応関係に疑問の余地があるケース(〈例〉読売ジャイアンツの親会社がよみうりランドになっている等)も散見される。第二に、シリーズ優勝が株価リターンに与える影響の累積値(優勝決定翌日から10営業日後までの累積平均異常リターンCAAR(0, 10))が4.82%(5%水準で有意)にもおぼろげに、スポーツ・スポンサーシップの株価リターンへの影響を分析した他の研究に比べても際立って高くなっている⁶⁾。また、この結果は「日本のプロ野球(2000年代半ば)におけるオーナー変更(球団買収)のニュースが買い手企業の株価に与える正の影響は、ごく短期に消失した」とするLeeds and Sakata(2015)の結果と著しい対照をなしている⁷⁾。

上述のような先行研究の限界をふまえ、本研究ではプロ野球団の日本シリーズ優勝が、親会社の株価リターンに与える影響の再検証を行う。分析にあたっては先行研究と同様、イベントスタディの手法を用いる。データの制約から分析期間は1987年～2017年に限られるが、Chen and Chen(2012)が1961年～2009年のデータで得た結果がより直近でも成り立つか、頑健性をチェックすることにもなる。

分析の結果、日本シリーズ優勝というイベントが球団親会社の株価リターンに与える影響を示す平均異常リターン(AAR)は、イベント直前に有意にプラス、直後に有意にマイナスになることが明らかとなる。また、イベントの影響の累積値を示す累積平均異常リターン(CAAR)は、イベントの5営業日前から1営業日前までは増加するものの、優勝決定直後から徐々に下がり、4営業日後にはほぼゼロになることも判明する。このようなCAARの動きからは、投機目的の投資家が日本シリーズ優勝の期待が高まるにつれ株を買い、優勝が確定した直後の高値で利益確定のため売っ

ている可能性がうかがえ、Chen and Chen (2012) で得られたような有意かつ持続的な効果は、本研究の分析期間（1987年～2017年）では検出できないことが明らかとなる。

上記で略述した主要結果について、以下では推計の過程を含め、詳細を明らかにしていく。次節（第2節）では、実証分析（イベントスタディ）の枠組みを記述するとともに、分析で使用するデータについて説明する。続く第3節では、前節で展開した実証分析の結果を報告し、その結果の解釈について論じる。終節（第4節）では分析結果を要約するとともに、本研究の限界や今後の課題について言及する。

2. 実証分析の枠組とデータ

2-1. 日本シリーズ優勝と親会社の企業価値：予備的考察

実証分析の詳細に入る前に、プロ野球団の日本シリーズ優勝が球団親会社の企業価値にどのような経路で影響を与えるか、簡単に考察しておく。プロ野球団を保有する企業は、一般に、本業をはじめとするプロ野球以外の事業（非球団事業）と球団事業の二つの部門を持つ。この結果、シリーズ優勝による親会社企業価値の変化分（ ΔV ）は、非球団事業の企業価値変化分（ ΔV_0 ）と球団事業の企業価値変化分（ ΔV_B ）の二つに分解できる。

$$\Delta V = \Delta V_0 + \Delta V_B \quad (1)$$

(1) 式右辺第1項の ΔV_0 は、親会社の知名度・イメージ向上、優勝感謝セール等販促機会獲得などに起因する企業価値の変化分であり、通常は非負（ ≥ 0 ）と予想できる。一方、第2項の ΔV_B は、シリーズ優勝による①球団収入の増加分（関連グッズ売上、ロイヤリティ収入、ファンクラブ会費収入、次シーズンのチケット予約売上の増加分など）と②球団運営費用の増加分（優勝祝賀費用、選手・監督・コーチ等の報酬増加分など）の差（正確には①②の割引現在価値の差）になっており、その符号は先験的には判定できない。この結果、(1)式左辺の ΔV の符号も理論的には一意に予測できず、データによる確認が必要となってくる。

現実には企業価値は様々な要因によって変化しており、日本シリーズ優勝の効果（ ΔV ）を親会社の会計データから抽出することは困難である。したがって、本研究では日本シリーズ前後の親会社株価の変化率を企業価値の変化率の代理変数として用いることにする⁸⁾。ただし、かりに日本シリーズ優勝決定直後に親会社株価が大きく上昇したとしても、それだけを以て因果関係の根拠とは見なし難い。優勝決定時にたまたま株式市場全体が好調で、親会社株価がつかられて高くなっただけの可能性も存在するからである。本研究では、イベントスタディの手法によって市場全体の変動要因をコントロールしつつ、シリーズ優勝の親会社株価への影響をできるだけ正確に抽出するよう試みる。

2-2. イベントスタディの概要とデータ

橋本 (2016) によれば、日本シリーズはプロ野球での2リーグ制が確立した1950年に開始され、直近 (2017年) まで計68回開催されている。ただし、本研究ではデータの制約から1987年から

2017年の31回分を分析対象期間とする。

表1(パネルA)は、1987年～2017年の日本シリーズ優勝チームと親会社の一覧を示したものである。企業名の右に証券コードが付されているのは、優勝年に株式が公開されており、継続的に株価データが入手できる企業(のべ25例)である。一方、証券コードが付されていないのは、非上場企業(ロッテ、中日新聞社などのべ4例)、産業再生法適用企業(2003年のダイエー)、および日本シリーズ期間に東証の監理ポスト銘柄に指定されていた企業(2004年の西武鉄道)である⁹⁾。今回イベントスタディの分析対象とするのは、証券コードの付された25事例であり、表1(パネルA)最終列の「優勝決定報到来日」は、シリーズ優勝決定のニュースが株式市場に最初に伝わった日(イベント発生日)を示している¹⁰⁾。日本シリーズ(1987年～2017年)の試合日程の詳細については日本野球機構(NPB)のホームページ(<http://npb.jp/>)を参考にした。また、株価データはパンローリング株式会社のホームページ(<https://www.panrolling.com>)から入手した。

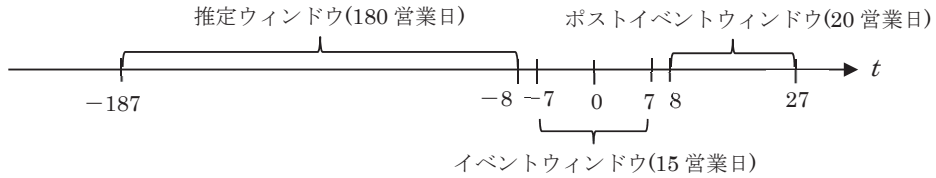
イベントスタディのタイムラインは図1のように表される。まず、イベント発生日を $t=0$ とし、前後7営業日を含む15営業日($t=-7, \dots, 0, \dots, 7$)をイベントウィンドウとする。表1(パネルA)にあるすべての事例(25シーズン分)について、日本シリーズの試合日程(最大7ゲーム)はこのイベントウィンドウ内に含まれている。次に、イベントウィンドウより前の180営業日($t=-187, \dots, -8$)を推定ウィンドウとする。分析対象のすべての事例について、オープン戦・ペナントレース・リーグ優勝決定戦(プレーオフ、クライマックスシリーズ)がこの推定ウィンドウ内に含

表1 イベントスタディの事例一覧

パネルA 日本シリーズ優勝チーム					パネルB 対戦チーム					
#	年	チーム名	企業名	証券コード (東証)	優勝決定報 到来日	#	年	チーム名	企業名	証券コード (東証)
1	1987	西武	西武鉄道(株)	9002	1987/11/2	1	1987	巨人	日本テレビ放送網(株)	9404
2	1988	西武	西武鉄道(株)	9002	1988/10/28	1988	中日	(株)中日新聞社	非上場	
3	1989	巨人	日本テレビ放送網(株)	9404	1989/10/30	2	1989	近鉄	近畿日本鉄道(株)	9041
4	1990	西武	西武鉄道(株)	9002	1990/10/25	3	1990	巨人	日本テレビ放送網(株)	9404
5	1991	西武	西武鉄道(株)	9002	1991/10/29	4	1991	広島	マツダ(株)	7261
6	1992	西武	西武鉄道(株)	9002	1992/10/27	5	1992	ヤクルト	(株)ヤクルト本社	2267
7	1993	ヤクルト	(株)ヤクルト本社	2267	1993/11/2	6	1993	西武	西武鉄道(株)	9002
8	1994	巨人	日本テレビ放送網(株)	9404	1994/10/31	7	1994	西武	西武鉄道(株)	9002
9	1995	ヤクルト	(株)ヤクルト本社	2267	1995/10/27	8	1995	オリックス	オリックス(株)	8591
10	1996	オリックス	オリックス(株)	8591	1996/10/25	9	1996	巨人	日本テレビ放送網(株)	9404
11	1997	ヤクルト	(株)ヤクルト本社	2267	1997/10/24	10	1997	西武	西武鉄道(株)	9002
12	1998	横浜	マルハニチロ(株)	1333	1998/10/27	11	1998	西武	西武鉄道(株)	9002
13	1999	ダイエー	(株)ダイエー	8263	1999/10/29	1999	中日	(株)中日新聞社	非上場	
14	2000	巨人	日本テレビ放送網(株)	9404	2000/10/30	12	2000	ダイエー	(株)ダイエー	8263
15	2001	ヤクルト	(株)ヤクルト本社	2267	2001/10/26	13	2001	近鉄	近畿日本鉄道(株)	9041
16	2002	巨人	日本テレビ放送網(株)	9404	2002/10/31	14	2002	西武	西武鉄道(株)	9002
2003	ダイエー	(株)ダイエー	産業再生法適用下			15	2003	阪神	阪神電気鉄道(株)	9043
2004	西武	西武鉄道(株)	監理ポスト下			2004	中日	(株)中日新聞社	非上場	
2005	ロッテ	(株)ロッテ	非上場			16	2005	阪神	阪神電気鉄道(株)	9043
17	2006	日本ハム	日本ハム(株)	2282	2007/10/26	2006	中日	(株)中日新聞社	非上場	
2007	中日	(株)中日新聞社	非上場			17	2007	日本ハム	日本ハム(株)	2282
2008	西武	西武鉄道(株)	非上場			18	2008	巨人	日本テレビ放送網(株)	9404
18	2009	巨人	日本テレビ放送網(株)	9404	2009/11/9	19	2009	日本ハム	日本ハム(株)	2282
2010	ロッテ	(株)ロッテ	非上場			20	2010	中日	(株)中日新聞社	非上場
19	2011	ソフトバンク	ソフトバンク(株)	9984	2011/11/21	2011	中日	(株)中日新聞社	非上場	
20	2012	巨人	日本テレビHD(株)	9404	2012/11/5	20	2012	日本ハム	日本ハム(株)	2282
21	2013	楽天	楽天(株)	4755	2013/11/5	21	2013	巨人	日本テレビHD(株)	9404
22	2014	ソフトバンク	ソフトバンク(株)	9984	2014/10/31	22	2014	阪神	阪急阪神HD(株)	9042
23	2015	ソフトバンク	ソフトバンクグループ(株)	9984	2015/10/30	23	2015	ヤクルト	(株)ヤクルト本社	2267
24	2016	日本ハム	日本ハム(株)	2282	2016/10/31	24	2016	広島	マツダ(株)	7261
25	2017	ソフトバンク	ソフトバンクグループ(株)	9984	2017/11/6	25	2017	DeNA	(株)ディー・エヌ・エー	2432

(出所) 日本シリーズ試合日程は日本野球機構(NPB)、証券コードはパンローリング株式会社。

図1 イベントスタディのタイムライン



(注) Campbell et al. (1997) の p.157 を参考に筆者作成.

まれる。最後に、イベントウィンドウよりも後の 20 営業日 ($t = 8, \dots, 27$) をポストイベントウィンドウとする。ポストイベントウィンドウは必ず年内に終わり、新年をまたぐことがないよう設定されている。推定・イベント・ポストイベントの三つのウィンドウを合わせると 215 営業日となり、毎年の 1 月下旬～12 月下旬の期間をほぼカバーすることになる。

2-3. 推計の枠組み

上述のイベントスタディ概要をふまえ、分析に使用する変数・検定統計量等の定義・推計方法を整理しておく。まず、分析対象事例のうち i 番目の企業 ($i = 1, \dots, 25$) の時点 t ($t = -187, \dots, 27$) における株価を P_{it} とおき、その日次リターン R_{it} を以下のように定義する。

$$R_{it} = \frac{P_{it}}{P_{it-1}} - 1 \quad (2)$$

同様に、時点 t における市場全体の株価指数（通常は東証 1 部株価指数 TOPIX）を P_{mt} とおき、その日次リターン R_{mt} を以下のように定義する¹¹⁾。

$$R_{mt} = \frac{P_{mt}}{P_{mt-1}} - 1 \quad (3)$$

次に、上記 (2) (3) 式で得られた株価リターンを使用しつつ、推定ウィンドウ期間 ($t = -187, \dots, -8$) について、以下のマーケット・モデルを OLS 推定する。

$$R_{it} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

上記 (4) 式において、誤差項 ε_{it} は、平均ゼロ、分散 σ_i^2 の独立同一 (i.i.d.) の正規分布 $N(0, \sigma_i^2)$ に従うと仮定する。(4) 式から α_i, β_i の推定値 $\hat{\alpha}_i, \hat{\beta}_i$ が得られたら、イベントウィンドウ期間 ($t = -7, \dots, 0, \dots, 7$) について、イベントがなかった場合の株価リターンの推定値（正常リターン） \hat{R}_{it} を以下のように求める。

$$\hat{R}_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt} \quad (5)$$

そのうえで、現実の株価リターン (R_{it}) と正常リターン (\hat{R}_{it}) の差である異常リターン (AR_{it})

を以下のように求める。

$$AR_{it} = R_{it} - \hat{R}_{it} = R_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i R_{mt}) \quad (6)$$

ここで $t = \tau$, $(-7 \leq \tau \leq 7)$ をイベントウィンドウ内の任意のイベント日とおき、推定ウィンドウの日数を L (実際の推定では 180 に設定) とおくと、(4) (6) 式より、時点 τ における異常リターン $AR_{i\tau}$ の平均 (期待値) と分散は以下のように表せる。

$$E(AR_{i\tau}) = 0$$

$$Var(AR_{i\tau}) = \sigma_i^2 \left(1 + \frac{1}{L} + \frac{(R_{m\tau} - \bar{R}_m)}{\sum_{t=-L-7}^{-8} (R_{mt} - \bar{R}_m)^2} \right) \quad (7)$$

$$\bar{R}_m = \frac{1}{L} \sum_{t=-L-7}^{-8} R_{mt}$$

推定ウィンドウの期間 L が十分大きい場合、(7) より $AR_{i\tau}$ の分散は

$$Var(AR_{i\tau}) \approx \sigma_i^2 \quad (8)$$

のように近似でき、 $AR_{i\tau}$ は平均ゼロ、分散 σ_i^2 の正規分布に収束する¹²⁾。

$$AR_{i\tau} \rightarrow N(0, \sigma_i^2) \quad (9)$$

実際には母分散 σ_i^2 は未知なので、分析にあたっては、母分散 σ_i^2 を (4) 式の残差 ($\hat{\varepsilon}_{it}$) を用いて得られる標本分散

$$\hat{\sigma}_i^2 = \frac{1}{L-2} \sum_{t=-L-7}^{-8} \hat{\varepsilon}_{it}^2 \quad (10)$$

で置き換える。(9) (10) より、 L が十分大きい場合、 $AR_{i\tau}$ と $\hat{\sigma}_i$ の比として得られる t 値 ($\tilde{t}_{ARi\tau}$) は標準正規分布に収束することがわかる。

$$\tilde{t}_{ARi\tau} = \frac{AR_{i\tau}}{\hat{\sigma}_i} \rightarrow N(0, 1) \quad (11)$$

以上のようにイベント日 τ における異常リターン $AR_{i\tau}$ の推定値が得られたら、イベントウィンドウ内の任意の期間 $[\tau_1, \tau_2]$ における異常リターンの累積値 ($CAR_i(\tau_1, \tau_2)$) も以下のように求めることができる。

$$CAR_i(\tau_1, \tau_2) = \sum_{t=\tau_1}^{\tau_2} AR_{it} \quad (12)$$

(6) ~ (9), (12) より、累積異常リターン $CAR_i(\tau_1, \tau_2)$ の漸近分布は

$$\begin{aligned} CAR_i(\tau_1, \tau_2) &\rightarrow N\left(0, \sigma_i(\tau_1, \tau_2)^2\right) \\ \sigma_i(\tau_1, \tau_2)^2 &= (\tau_2 - \tau_1 + 1)\sigma_i^2 \end{aligned} \quad (13)$$

となり、 $\sigma_i(\tau_1, \tau_2)^2$ を標本推定値 $\sigma_i(\widehat{\tau_1}, \widehat{\tau_2})^2 [= (\tau_2 - \tau_1 + 1)\widehat{\sigma_i^2}]$ で置き換えることにより、 t 値の漸近分布に関し

$$\widetilde{t}_{CAR_i(\tau_1, \tau_2)} = \frac{CAR_i(\tau_1, \tau_2)}{(\sqrt{\tau_2 - \tau_1 + 1})\widehat{\sigma_i}} \rightarrow N(0, 1) \quad (14)$$

という性質も得られる。

以上のように個別事例 i に関する異常リターン (AR_i)、累積異常リターン (CAR_i) が得られたら、サンプル内の全事例 N (本研究では $N=25$) に関して平均値をとり、平均異常リターン (AAR) を

$$AAR_\tau = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N AR_{i\tau} \quad (15)$$

のように、また累積平均異常リターン ($CAAR$) を

$$CAAR(\tau_1, \tau_2) = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CAR_i(\tau_1, \tau_2) \quad (16)$$

のように求めることができる。

上記 (9) (15) より、 AAR の漸近分布は

$$AAR_\tau \rightarrow N\left(0, \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_i^2\right) \quad (17)$$

と表わせ、(13) (16) より $CAAR$ の漸近分布は

$$CAAR(\tau_1, \tau_2) \rightarrow N\left(0, \frac{1}{N^2} \sum_{i=1}^N \sigma_i(\tau_1, \tau_2)^2\right) \quad (18)$$

と表わせる。また、母分散 σ_i^2 を標本推定値 $\widehat{\sigma_i^2}$ に置き換えることにより、 AAR に関する t 値の漸近分布について

$$\begin{aligned} \widetilde{t}_{AAR_\tau} &= \frac{AAR_\tau}{s} \rightarrow N(0, 1) \\ s &= \frac{1}{N} \sqrt{\sum_{i=1}^N \widehat{\sigma_i^2}} \end{aligned} \quad (19)$$

が得られ、 $CAAR$ の t 値についても

$$\tilde{t}_{CAAR(\tau_1, \tau_2)} = \frac{CAAR(\tau_1, \tau_2)}{(\sqrt{\tau_2 - \tau_1 + 1})s} \rightarrow N(0, 1) \tag{20}$$

$$s = \frac{1}{N} \sqrt{\sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^2}$$

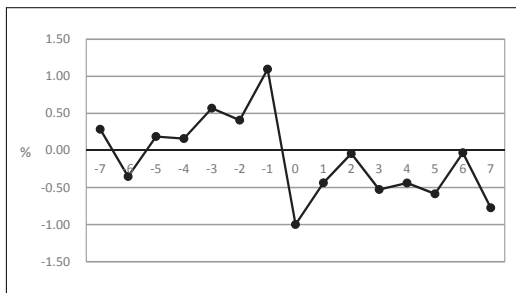
が得られる。

日本シリーズ優勝というイベントが球団親会社の株価リターンに影響を与えるかは、上記(15)(16)で定義されるAARやCAARが、イベントウィンドウ内で有意にゼロと異なるかを検定することで判定できる。検定にあたっては、AARやCAARのt値が(19)(20)のように標準正規分布に漸近収束する、という性質を利用できる。次節では、データから得られるAAR、CAARの推計値がイベントウィンドウ内でどのような動きをしているかを確認するとともに、これらが統計的に有意にゼロと異なるか、検証を行う。

3. 実証分析の結果

本節では日本シリーズ優勝が球団親会社株価に与える影響を検証した推計・検定結果を示していく。まず、イベントウィンドウ内(15営業日)における平均異常リターンAAR_tの推移を概観すると、図2のようになる。横軸(t)中央の座標0は、イベント発生日(優勝決定の翌営業日)を示し、横軸左側(t = -7, ..., -1)はイベント発生前、横軸右側(t = 1, ..., 7)はイベント発生後に対応する。図2より明らかなように、AAR_tはイベント発生前では概ね正值をとっており、とくにイベント前日(t = -1)には大きくプラスに振れている。ただし、イベント発生日(t = 0)には一転して大きくマイナスに振れ、その後は一貫してゼロ以下となっている。(AAR_tの推定値の詳細は表2の(1)列を参照。)

図2 シリーズ優勝決定前後のAAR_tの推移



(出所) 表2の(1)列より筆者作成。

表2 平均異常リターン(AAR_t)の推計結果

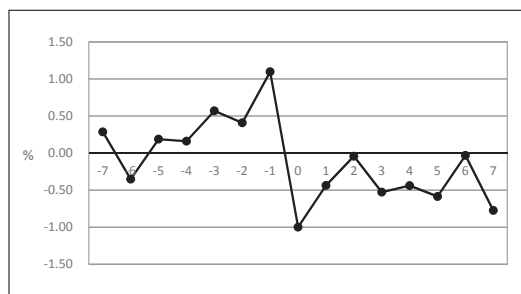
イベント日(t)	(1)	(2)	(3)		(4)
	AAR(%)	t値	N	N+	Z値
-7	0.29	0.633	25	13	0.428
-6	-0.35	-0.778	25	7	-1.974 **
-5	0.19	0.414	25	15	1.229
-4	0.16	0.354	25	13	0.428
-3	0.57	1.260	25	17	2.030 **
-2	0.41	0.903	25	13	0.428
-1	1.10	2.425 **	25	17	2.030 **
0	-1.00	-2.208 **	25	7	-1.974 **
1	-0.44	-0.966	25	9	-1.173
2	-0.04	-0.093	25	11	-0.373
3	-0.53	-1.166	25	8	-1.574
4	-0.44	-0.971	25	11	-0.373
5	-0.59	-1.295	25	8	-1.574
6	-0.03	-0.069	25	13	0.428
7	-0.77	-1.711 *	25	11	-0.373

(注) 表2(3)列のN+はN個の事例のうちAR_t>0となった数を示す。(4)列は一般化符号検定のZ統計量の値を表す。t値・Z値に付された**、*は、両側検定における有意水準5%、10%を示す。

イベントウィンドウ内における AAR_t の有意性検定の結果は表 2 のようにまとめられる。表 2 (2) 列には前節 (19) 式に示した t 値に基づく検定結果を、また表 2 (4) 列には (3) 列に示した AR_{it} の符号分布(全事例数 N に占める $AR_{it} > 0$ の事例数 N^+ の割合)に基づくノンパラメトリック検定(一般化符号検定)の結果を記載している¹³⁾。表 2 (1) (2) 列によれば、 AAR_t はイベント発生前の 5 ~ 2 営業日前 ($t = -5 \sim t = -2$) までは有意にならないが、イベント前日 ($t = -1$) には有意水準 5% で正值 (1.10%)、イベント発生日 ($t = 0$) には有意水準 5% で負値 (-1.00%) をとることがわかる。イベント発生後 ($t = 1, \dots, 7$) については AAR_t の推計値は一貫して負となっているが、統計的に有意になるケースはほとんどないこともわかる。同様の傾向は表 2 (4) 列のノンパラメトリック検定からも確認できる。

次に、イベントウィンドウ内の株価の反応が、日数の経過とともにどのように累積していくかを見ていく。図 3 はイベント発生前の 7 営業日前を起点とした累積平均異常リターン $CAAR(-7, t)$ の推移を示したものである。推計値の詳細と、 t 値・一般化符号検定の Z 値に基づく検定結果は表 3 (パネル A) に記載している。図 3、表 3 (パネル A) によれば、 $CAAR(-7, t)$ はイベント発生前の 5 営業日前 ($t = -5$) からプラスの値を維持しつつ急速に上昇し、イベント前日 ($t = -1$) には 2.36% に達する (t 検定では 5% 水準、一般化符号検定では 1% 水準で有意)。ただ、イベント当日の値 ($CAAR(-7, 0)$) は 1.36% まで急落、以後は低下を続け、4 営業日後にはほぼゼロ (-0.09%) に戻ってしまう。

図 3 CAAR (-7,t) の推移



(出所) 表 3 の (1) 列より筆者作成。

表 3 累積平均異常リターン (CAAR) の推計結果

区間	(1)	(2)	(3)		(4)
	CAAR (%)	t 値	N	N+	Z 値
パネル A					
(-7, t)					
t=-7	0.29	0.633	25	13	0.428
t=-6	-0.07	-0.103	25	11	-0.373
t=-5	0.12	0.155	25	15	1.229
t=-4	0.28	0.312	25	17	2.030 **
t=-3	0.85	0.842	25	15	1.229
t=-2	1.26	1.137	25	18	2.430 **
t=-1	2.36	1.969 **	25	21	3.632 ***
t=0	1.36	1.062	25	17	2.030 **
t=1	0.92	0.679	25	16	1.630
t=2	0.88	0.615	25	16	1.630
t=3	0.35	0.234	25	12	0.028
t=4	-0.09	-0.056	25	11	-0.373
t=5	-0.67	-0.413	25	11	-0.373
t=6	-0.70	-0.416	25	10	-0.773
t=7	-1.48	-0.844	25	10	-0.773
パネル B					
(-7, -1)	2.36	1.969 **	25	21	3.632 ***
(-5, -1)	2.42	2.395 **	25	20	3.231 ***
(-2, -1)	1.50	2.353 **	25	18	2.430 **
(0, 2)	-1.48	-1.886 *	25	6	-2.375 **
(0, 5)	-3.03	-2.735 **	25	5	-2.775 **
(0, 7)	-3.83	-2.998 ***	25	6	-2.375 **

(注) 表 3 (3) 列の N+ は N 個の事例のうち CAR > 0 となった数を示す。(4) 列は一般化符号検定の Z 統計量の値を表わす。t 値・Z 値に付された***, **, * は、両側検定における有意水準 1%, 5%, 10% をそれぞれ示す。

上記のようなイベントウィンドウ全期間を通じた $CAAR$ の増減は、イベントウィンドウをイベント発生前後に分割して $CAAR$ の値を比較することでより鮮明となる。表3(パネルB)に見られるように、イベント発生前の $CAAR(-7, -1)$, $CAAR(-5, -1)$, $CAAR(-2, -1)$ の値はいずれも正で、 t 検定、一般化符号検定ともに少なくとも5%水準で有意になっている。一方、イベント発生後の $CAAR(0, 2)$, $CAAR(0, 5)$, $CAAR(0, 7)$ の値はいずれも負で、 t 検定、一般化符号検定のいずれも少なくとも10%水準で有意になっている。

図3・表3で示した親会社株価の $CAAR$ 動向は、日本シリーズ優勝の効果のみでなく、日本シリーズ出場によるメディア露出増加等の効果を含んでいる可能性がある。そこで、日本シリーズに出場しつつも優勝には至らなかったチームの親会社(一覧は表1パネルB参照)についても、優勝チームの親会社と同様の分析を行い、イベントウィンドウ内の $CAAR$ を比較してみた。図4は優勝チームの親会社(以下勝者(W)と略)、敗北チームの親会社(以下敗者(L)と略)両方について、 $CAAR(-7, t)$ の推移を示したものである。イベント発生日(株式市場に優勝チームが伝わった日)の3営業日前($t = -3$)から前日($t = -1$)にかけて、勝者・敗者ともに $CAAR$ が増加しているが、増加幅は明らかに勝者の方が大きくなっている。ただし、優勝確定後は勝者・敗者間の $CAAR$ の差は縮小していき、4営業日後($t = 4$)には両者の差は消失する。これらの傾向は勝者と敗者の $CAAR$ の差の推移を示した図5からも確認できる。

図4・図5に略示した勝者・敗者の $CAAR$ とその差($CAAR_W - CAAR_L$)の推計・検定結果は、表4のようにまとめられる¹⁴⁾。表4(1)(2)列に見られるように、 $CAAR(-7, t)$ の値(とくに敗者分の $CAAR_L$)はほとんど有意にならないが、両者の差($CAAR_W - CAAR_L$)はイベント発生の7営業日前($t = -7$)からイベント発生直後($t = 1$)まで一貫して有意な正值をとっていることがわかる(表4(3)(4)列参照)。このことから、優勝球団親会社の累積平均異常リターンが優勝決定前後($t = -4 \sim t = 1$)にプラスとなるのは、単に日本シリーズに出場したからではなく、優勝球団固有の要因が作用するから、と推測できる。

AAR 、 $CAAR$ に関する以上の推計・検定結果をまとめると、分析対象期間(1987年～2017年)において、日本シリーズ優勝球団親会社の株価リターンは、優勝決定の4～5営業日前からプラス

図4 累積平均異常リターンの推移

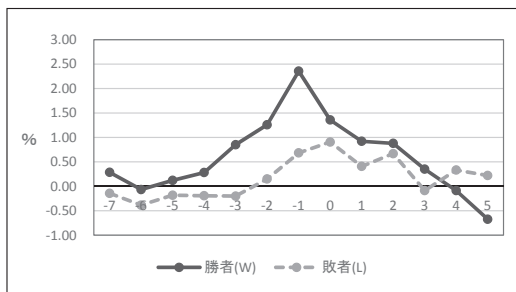
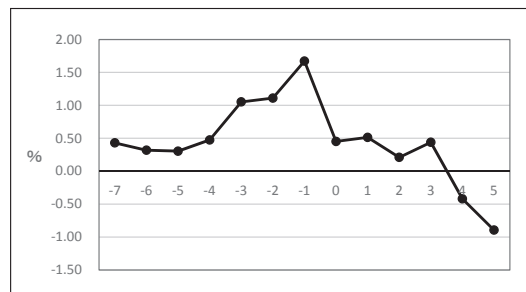


図5 累積平均異常リターンの差 ($CAAR_W - CAAR_L$)



(注) 出所は図4.5とも表4. 勝者(W)、敗者(L)は日本シリーズ優勝チーム、準優勝チームの親会社を示す。

表 4 日本シリーズ勝利チームと敗北チームの親会社の CAAR

区間 (-7, t)	(1) 勝者 CAAR _W (%)	(2) 敗者 CAAR _L (%)	(3) 平均差 W-L(%)	(4) t値
t=-7	0.29 (0.452)	-0.14 (0.385)	0.43	3.608 ***
t=-6	-0.07 (0.640)	-0.38 (0.545)	0.32	1.891 **
t=-5	0.12 (0.783)	-0.18 (0.667)	0.30	1.473 *
t=-4	0.28 (0.904)	-0.19 (0.771)	0.47	1.992 **
t=-3	0.85 (1.011)	-0.20 (0.862)	1.05	3.950 ***
t=-2	1.26 (1.108)	0.15 (0.944)	1.11	3.805 ***
t=-1	2.36 (1.197)++	0.68 (1.020)	1.67	5.308 ***
t=0	1.36 (1.279)	0.91 (1.090)	0.45	1.341 *
t=1	0.92 (1.357)	0.41 (1.156)	0.51	1.436 *
t=2	0.88 (1.430)	0.67 (1.219)	0.21	0.557
t=3	0.35 (1.500)	-0.09 (1.278)	0.44	1.110
t=4	-0.09 (1.567)	0.33 (1.335)	-0.42	-1.018
t=5	-0.67 (1.631)	0.22 (1.389)	-0.89	-2.083 **
	N=25	N=25	d.f. = 46	

(注) (1) (2) 列の () 内は標準誤差. (4) 列は平均の差に関する Welch の t 検定量 (自由度=46). ++ は両側検定における有意水準 5% を示す. ***, **, * は片側検定における有意水準 1%, 5%, 10% をそれぞれ示す.

圏に入ったうえ前日に急上昇するが、優勝決定直後に急反落し、以後はマイナス値を取る傾向を持つことがわかる。この結果、日本シリーズ優勝の累積効果を示す累積平均異常リターン CAAR は、優勝決定の前日までは増加するが（ピーク値 CAAR (-7, -1) = 2.36%）、優勝決定直後から徐々に下がり、4 営業日後にはほぼゼロになることもわかる。このような CAAR の動きから、投機目的の投資家が、日本シリーズ優勝の期待が高まるにつれ親会社の株を買い、優勝が確定した直後の高値で利益確定のため売っている可能性がうかがえる。すなわち、日本シリーズ優勝は球団親会社の株価リターンに一時的にプラスの影響を与えるものの、その影響はごく短期（4～5 営業日の間）に解消され、優勝決定前後の 10 営業日（2 週間程度）を超えるスパンでは影響はゼロと変わらないといえる。

実証結果の報告を締めくくるにあたり、本研究と、直接的な先行研究である Chen and Chen (2012) の相違について、簡単に考察しておく。既述のように、両研究の最大の差はサンプル期間（Chen 等 = 1961～2009 年、本研究 = 1987～2017 年）であるが、その他にも球団親会社の選定法、推定・イベントウィンドウの長さなど、若干の差が存在する。そこで、本研究の結果がこれらの差に影響されていないか、分析対象・推定方法を可能な限り Chen and Chen (2012) に近づけて検証を試みた。具体的には、分析対象期間を 1987～2009 年とし、親会社の選定は、明らかな誤り（〈例〉ダイエーとソフトバンクの取違い、ロッテと楽天の取違いなど）を除いては Chen and Chen (2012) に準拠した¹⁵⁾。また、イベントウィンドウを 15 営業日から 41 営業日（優勝決定の前後 20 日営業日）に、推定ウィンドウを 180 営業日から 100 営業日に変更した。

図6・図7中の実線は、上記のような調整後に得られた AAR_t と $CAAR(-5, t)$ の推移を示したものである。(参考のため、調整前の推計値も破線で付してある。) 個別の推計値には差があるが、 AAR がイベント発生(優勝チーム確定)の直前にプラス、直後にマイナスに大きく振れる傾向は調整前後で共通して見てとれる(図6)。また、イベントの累積効果を示す $CAAR$ が、イベント発生の4~5営業日後にはほぼゼロになっている点も共通している(図7)。Chen and Chen (2012) にはサンプル期間を分けた推計結果は示されていないが、時期を1987年以降に限定すれば、「日本シリーズ優勝の親会社株価への正の影響はごく短期に解消され、中期的にはゼロと変わらない」という本研究の結果とChen and Chen (2012)の結果は矛盾しないと思われる¹⁶⁾。

ちなみに、Chen and Chen (2012)の全サンプル期間(1961~2009年)で得られた推計結果は、本研究のものとは様相を異にする。一例としてイベント発生前後の $CAAR(-5, t)$ の推移を比較図示すると図8のようになる。Chen and Chen (2012)の推計結果(実線)は本研究のもの(破線)とは違ってイベント前日($t = -1$)でピークアウトせず、イベント発生後数日にわたって増え続けることが分かる。(5営業日前から5営業日後までの累積効果 $CAAR(-5, 5)$ は、本研究では-0.61%であるのに対し、Chen and Chen (2012)では7.14%にも及ぶ。)図7で確認したとおり、1987年以降ではChen and Chen (2012)と本研究の間で $CAAR$ の推計値に大差がないため、図8に現れた $CAAR$ の推計値の差は1986年以前の事例に起因すると推測できる。データの制約から今回はこれ以上の分析はできなかったが、1986年以前、日本シリーズ優勝の株価への影響を拡大・持続させる要因が何か存在したのか、詳細の解明を今後の課題としたい。

図6 AAR_t の推計値

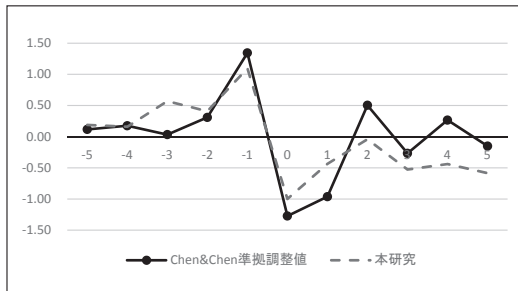


図7 $CAAR(-5, t)$ の推計値

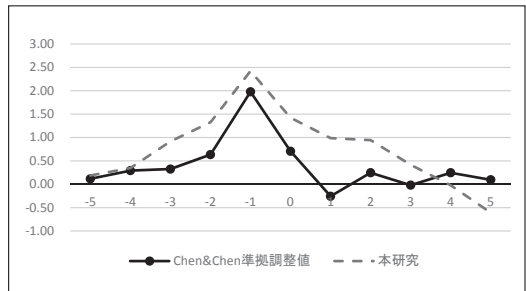
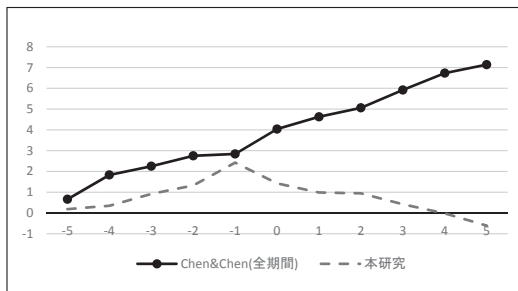


図8 $CAAR(-5, t)$ の推計値



(注) 図6, 図7の出所は筆者による推計。図8実線の出所はChen and Chen (2012), 破線は筆者による推計。

4. むすび

近年、日本のプロ野球団の多くに地域密着戦略が浸透し、球団の好成績—とくに日本シリーズ優勝—が球団本拠地にもたらす経済波及効果に注目が集まるようになってきている。一方、日本シリーズ優勝が球団親会社の企業価値・株価に与える影響に関しては、メディア報道は限られ、専門的研究もほとんどない。数少ない先行研究である Chen and Chen (2012) は、球団と親会社の対応関係に誤りを含むうえ、全サンプル期間 (1961 年～2009 年) を合わせた分析しかなく、球団優勝の親会社株価への効果が直近どのようになっていくのか分りにくくなっている。このような先行研究の限界をふまえ、本研究は、1987 年～2017 年の株価の日次データを使用しつつ、プロ野球団の日本シリーズ優勝が親会社の株価リターンに与える影響の再検証を行った。

イベントスタディ法による分析の結果、日本シリーズ優勝というイベントが球団親会社の株価リターンに与える影響を示す平均異常リターン (AAR) は、イベント直前に有意にプラス、直後に有意にマイナスになることが明らかとなった。また、イベントの影響の累積値を示す累積平均異常リターン (CAAR) は、イベントの 5 営業日前から 1 営業日前までは増加するものの、優勝決定直後から徐々に下がり、4 営業日後にはほぼゼロになることも判明した。これらの推計結果から、投機目的の投資家が、日本シリーズ優勝の期待が高まるにつれ株を買い、優勝が確定した直後の高値で利益確定のため売っている可能性がうかがえ、Chen and Chen (2012) で得られたような有意かつ持続的な効果は、少なくとも本研究の分析期間 (1987 年～2017 年) では検出できないことが明らかとなった。

本研究には言うまでもなく様々な限界がある。本研究と Chen and Chen (2012) の結果を比較総合した結果、本研究の分析期間 (1987 年～2017 年) とそれ以前 (1961 年～1986 年) では日本シリーズ優勝が親会社株価に与える影響の規模・持続性が大きく異なることが判明したが、その理由については未解明のままである。また、シリーズ優勝の株価への効果は親会社の属性 (産業・規模・存続年数等) で異なる可能性があるが、本研究では企業属性別の分析には至っていない。さらに、球団には親会社以外にも様々なパートナー・スポンサー企業が存在するが、シリーズ優勝がこれら企業の株価に影響を与えるのかも検討の余地がある。上述の限界・問題については、いずれもデータの制約が深刻だが、それらの克服については今後の課題としたい。

参考文献

- 大坪正則 (2011) 『バ・リーグがプロ野球を変える』朝日新聞社。
 小林至 (2015) 『スポーツの経済学』PHP。
 橋木俊詔 (2016) 『プロ野球の経済学』東洋経済新報社。
 辻洋右 (2011) 「スポーツスポンサーシップ研究概説」『スポーツマネージメント研究』3 (1), pp.23-34。
 永田靖 (2011) 「スポーツファイナンス概念の考察 (II) —スポーツ組織への投資効果と財務構造—」『広島経済大学研究論叢』34 (3), pp.125-133。
 福岡県調査統計課 (2017) 「福岡ソフトバンクホークスが日本一になった場合の経済波及効果について」<http://www.pref.fukuoka.lg.jp/press-release/hakyu2017.html> (2018 年 9 月 12 日閲覧)。

宮本勝浩(2012)『経済効果ってなんだろう?』中央経済社。

Campbell, John, Andrew Lo, and A. Craig MacKinlay (1997), *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press.

Chen, Chun-Da and Chih-Chun Chen (2012), "Assessing the Effects of Sports Marketing on Stock Returns: Evidence from the Nippon Professional Baseball Series," *Journal of Sports Economics*, 13 (2), pp.169-197.

Clark John, T. Bettina Cornwell, and Stephen Pruitt (2009), "The Impact of Title Event Sponsorship on Shareholder Wealth," *Marketing Letters*, 20 (2), pp. 169-182.

Cornwell, T. Bettina (2014), *Sponsorship in Marketing: Effective Communication through Sports, Arts, and Events*, Routledge.

Cowan, Arnold (1992), "Nonparametric Event Study Tests," *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2 (4), pp.343-358.

Crompton, John and Dennis Howard (2003), "The American Experience with Facility Naming Rights: Opportunities for English Professional Football Teams," *Managing Leisure*, 8 (4), pp.212-226.

Leeds, Michael and Sumi Sakata (2015), "Professional Sports Team as Advertisements: The Case of Nippon Professional Baseball," in Y.H. Lee and R. Fort, eds., *The Sports Business in the Pacific Rim*, Springer International Publishing, pp.161-173.

Lu, Hwei-Fu and Tien-Tze Chen (2016), "The Impact of Match-Fixing Scandals on the Stock Returns of Parent Companies and Sponsors: Evidence from Chinese Professional Baseball League in Taiwan," *Asian Economic and Finance Review*, 6 (4), pp.172-189.

Reiser, Matthias, Christoph Breuer, and Pamela Wicker (2012), "The Sponsorship Effect: Do Sport Sponsorship Announcements Impact the Firm Value of Sponsoring Firms?" *International Journal of Sports Finance*, 7 (3), pp.232-248.

Sung, Hojun, Changi Nam, Minki Kim, and Seung Hun Han (2016), "Spillover Effects of Sport Team Performance on the Value of Corporate Sponsors and Affiliated Firms," *International Journal of Sports Finance*, 11 (1), pp.79-96.

(注)

- 1) 福岡県調査統計課(2017)は、ソフトバンクホークスのペナントレース優勝が決定した2017年9月16日の直後、「ホークスが(クライマックス・シリーズに勝ち残り)日本シリーズで優勝した場合、優勝セールによる小売店の売り上げ増加、ファンによる飲食支出の増加などを契機として、県内の消費・生産額が404億円増加する」との試算を発表した。
- 2) 対象地域が近畿圏(2府4県+福井県)と広域に及ぶが、宮本勝浩(2012)は2003年の阪神タイガースのリーグ優勝による経済波及効果が1481億円にのぼるとの試算(2003年7月段階)を発表し、多数のメディアで報道された。
- 3) 2003年、18年ぶりにリーグ優勝を果たした阪神タイガースの親会社(阪神電気鉄道)については、決算発表時に球団関連の増収効果(甲子園球場の収入、鉄道・百貨店・ホテルへの波及効果など136億円)への言及もあって報道も存在するが[日経金融新聞, 2003年12月4日20面など]、他球団に関する報道は断片的なもの(優勝セールの売上見込み等)に限られている。
- 4) 極東(日本・韓国・台湾)のプロ野球リーグとは異なり、米国の主要スポーツリーグ(MLB, NFL, NBA, NHL)では、チーム名にスポンサー企業の名称を冠することはなく[Leeds and Sakata, 2015]、ユニフォーム・用具等に企業・ブランド名を掲示することにも伝統的に慎重だった[Crompton and Howard, 2003]。このような事情もあり、米国が主導するスポーツ・スポンサーシップ研究の対象は、メガ・スポーツイベント(五輪・W杯など)の公式スポンサー就任、タイトル・イベント(プロスポーツ選手権, 大学スポーツ選手権など)の冠スポンサー就任、スポーツ施設等の命名権取得、主要スポーツリーグの公式グッズサプライヤー就任、主要スポーツリーグ以外(とくにNASCAR, F1, Indy500などの自動車レース)のスポンサー就任などが中心になっている[Reiser et al., 2012]。マーケティングにおけるスポーツ・スポンサーシップの理論・実態を整理・解説した文献としては、辻(2011)、Cornwell(2014)などがある。
- 5) Sung et al. (2016)は、2001年~2013年の韓国における日次株価データを用い、韓国シリーズ出場球団の親会社・グループ企業の株価リターンが、シリーズ優勝決定前後で有意に上昇したことを明らかにしている。一方、Lu and Chen (2016)は、1996年~2009年の台湾における日次株価データを用い、球団不祥事(所属選手の野球賭博・八百長への関与)の発覚が、親会社・スポンサー企業の株価リターンに与える負の影響が、八百長が球団ぐるみだった2008年のケース以外では限定的だったことを明らかにしている。
- 6) スポーツ・スポンサーシップのうち、モータースポーツ関連のものは比較的株価への影響が大きいことが知られているが[Reiser et al., 2012]、NASCAR(全米自動車競走協会)の大会スポンサー就任が株価リターン

に与える影響の累積値 (CAAR (0, 10)) ですら 2.29% (10%水準で有意) にとどまっている [Clark et al., 2009]。

- 7) 永田 (2011) は、2002 年～2011 年の株価日次データを用い、プロ野球関連施設の命名権取得が、スポンサー (命名権取得企業) の株価リターンに有意な負の影響を与えることを明らかにしている。この結果も、プロ野球団の顕著な広告効果を示唆する Chen and Chen (2012) の結果と対照的といえる。
- 8) 株価を使ったこのような分析の前提となるのは、効率的市場仮説 (「株式市場には利用可能なすべての新情報が直ちに織り込まれ、市場で決まる株価は企業の本源的価値 (fundamental value) を反映している」という考え方) である。ただ、この仮説はあくまで理論上のベンチマークであり、実際の株価形成には様々な歪みが生じている可能性もある。
- 9) 厳密にいうと 2004 年までの西武ライオンズの親会社はコクド (非上場) で、表 1 (パネル A) にある西武鉄道は、親会社というよりは共通の親 (コクド) を持つ兄弟会社にあたる。ただし、コクドグループでは本業 (不動産、リゾート開発など)、鉄道事業、球団関連事業を一体運営していたため [大坪 2011, p.83]、球団優勝がコクドの企業価値に与える影響は、市場を通じて西武鉄道株の変動にも反映されると考えられる。同様に、読売ジャイアンツの親会社は読売新聞社 (非上場、日本テレビ放送網の筆頭株主) であるが、本研究では読売新聞社と日本テレビ放送網の企業価値に強い正相関があると仮定して分析を進める。
- 10) 25 件の分析事例すべてにおいて、優勝決定戦 (チームがシリーズ 4 勝目をあげた試合) は平日夜ないし土日祝日に開催されており、イベント発生日はすべて試合開催の翌営業日になっている。
- 11) 2013 年に優勝した東北楽天ゴールデンイーグルスの親会社 (楽天) は、分析対象期間においてジャスダックで取引されていたため、マーケットリターン R_{mt} の計算には TOPIX 指数でなく JASDAQ 指数を使用した。
- 12) 本研究でも $L=180$ が十分大きいとみなし、(8) の成立を仮定する。
- 13) 一般化符号検定 (generalized sign test) は、①イベントウィンドウで出現した AR_{it} の符号分布と②推定ウィンドウで出現した残差 $\hat{\epsilon}_{it}$ の符号分布 (全事例の残差のうち正值をとったものの割合) が同一かを検定するもので、検定量 Z は帰無仮説の下で漸近的に標準正規分布に従う。上記①の AR_{it} の符号分布の代わりに $CAR_i(\tau_1, \tau_2)$ の符号分布を用いると、CAAR (τ_1, τ_2) に関する有意性検定にも使用できる。詳細については Cowan (1992) を参照のこと。
- 14) 勝者・敗者それぞれの CAAR の有意性検定は、 t 値 (推計値を表 4 () 内の標準誤差で除して得られる値) の漸近分布が標準正規分布 $N(0, 1)$ になることを利用して行った。一方、CAAR の差については、勝者・敗者グループの標本分散が異なる可能性を考慮し、Welch の t 検定を行った。
- 15) この結果、株価分析に際し、(株) よみうりランド、(株) 東京放送、中部日本放送 (株) が分析対象に加わり、日本テレビ放送網 (株)、マルハニチロ (株) が分析対象から外れた。
- 16) この結果は、「2000 年代半ばの楽天・ソフトバンクによる球団買収決定の直前、これら企業の株価が有意に上昇したが、その影響はごく短期に消失した」とする Leeds and Sakata (2015) の結果とも整合的である。