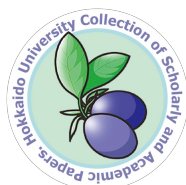




HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	移転価格税制適用企業の企業統治構造に関する実証研究
Author(s)	櫻田, 譲; 大沼, 宏
Citation	経済學研究, 66(2), 9-31
Issue Date	2016-12-08
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/64223
Type	departmental bulletin paper
File Information	ES_66(2)_009-031.pdf



移転価格税制適用企業の企業統治構造に関する実証研究

櫻 田 讓 ・ 大 沼 宏

1. はじめに

移 転 価 格 税 制 (Transfer Pricing Taxation System: 以下「TPTS」と略称) の適用に関する情報が新聞報道によって資本市場に投入された際、投資家はイベント日周辺で失望を示している (大沼ほか [2012])。さらにその結果を踏まえ、超過収益率 (*Abnormal Rate of Return*: 以下「AR」と略称) を累積させた累積超過収益率 (*Cumulative AR*: 以下「CAR」と略称) を重回帰分析における被説明変数とし、イベント日周辺における当該 CAR の多寡が、いかなる要因によってもたらされたかを明らかにすると、無形資産や実効税率がこれらの反応と有意に関係するとの知見が得られている (加藤ほか [2015])。

本稿は上記先行研究・加藤ほか [2015] と同様の分析視角により、TPTS 適用法人について TPTS 適用の公表日周辺の CAR を被説明変数とした重回帰分析を試みるが、CAR の多寡をもたらしただ要因についてこれまで検討されていない新たな説明変数を投入し、再考を試みる。その新たな説明変数として最も注目するのがコーポレート・ガバナンス (Corporate Governance: 以下「CG」と略称) 変数である¹⁾。CG 変数については後掲する 3.2.2 において改めて

触れるが、社外取締役の採用の有無や外国人持株比率、役員の株式保有比率などを指しており、企業の CG の在り方を計量化した変数である。本研究ではこれらの CG 変数が、TPTS 適用報道に接した投資家行動に影響を及ぼし得るのかを解明することで、CG の巧拙が TPTS 適用における投資家行動の失望にいかなる程度の安心感を与えうるのか、換言すれば株価下落のブレーキとして機能するのかを解明する。

さて、先学によって CG の巧拙が企業価値を向上させるのか否かという諸研究において多くの有益な知見が導出されているが、それらの分析手法は企業不祥事などが発生していない時点における企業価値を測定し、当該企業価値の変化をもたらしただ要因として CG 変数を用いて説明を試みる研究が大半である。それら先行研究の一例を挙げると、例えば Yermack [1996, p.195] は 1984 年から 1991 年の会計年度末における分析対象企業のトービン Q を算出し、これらを重回帰分析上の被説明変数として検証を行っている。同様に入江・野間 [2008, p.43] も 2007 年 3 月末時点で算出される株式時価総額を用いてトービン Q を算出し、被説明変数としている。さらに宮島・小川 [2012, pp.19-21] においては年度末ベースの産業調整済み ROA を被説明変数とする一方、社外取

1) 本研究のように TPTS 適用と CG を結びつける着想は、市古・津田 [2010, pp.53-54] が指摘するような次の見解と部分的に整合する。つまり「コーポレート・ガバナンスの構築が必ずしも短期利益にはつながらない」としながらも、「コーポレート・ガバナンスの不祥事発生リス

ク低減機能については概ね肯定的」との調査結果が導出されているが、このことは裏を返せば CG 構成が稚拙であれば不祥事発生リスクを増加させ、その一類型として TPTS 適用へと至り、投資家に抱かせた不信は短期的損失として資本市場に反映されるとわれわれは考えている。

締役の導入ダミーや人数、比率を説明変数として回帰を試みている。これら先行研究はいずれも企業価値を不祥事などが起きていない一定時点の株価や財務数値から推計し、その上で社外取締役の多寡、導入の有無が企業価値にいかなる影響を及ぼしたのかを検討する所謂財務パフォーマンス・スタディを試みている。

それに対して本研究では上記先行研究の分析視角から離れ、企業不祥事ともいえる TPTS 適用時点に注目し、企業価値の下落と CG 変数の関係を検討するためにイベント・スタディ (Event Study : 以下「ES」と略称する) を行う²⁾。そして資本市場における TPTS 適用法人に対する投資家による評価を CAR として計量化し、当該変数に多寡をもたらした原因について、主に CG 変数による説明を試みる。このような分析視角は次の問題意識に由来している。つまり成熟した CG 構成であれば TPTS 適用においてさえも、投資家が狼狽売りを思い留まり、TPTS 適用を受容可能なリスクと認識すると考えている。このことは裏を返せば稚拙な CG 下で TPTS が適用されれば、投資家が示す失望はより強くなると類推しているのである。

TPTS を含めた租税関連事象はその性質上、情報非対称性が強いいため、エージェンシー問題をも検討の範疇に置かざるを得ず、このような観点は本研究の独創的分析視角であると強調しておきたい。本研究において先行研究と位置付けられる宮島ほか [2003, p.170] では、「非対称情報の程度が深刻であると想定される研究開発 (R&D) 投資に注目」しているが、R&D は「長期的な経営資源や人的資源の蓄積により

構成され」ることから「外部の投資家から投資の必要性や将来的な収益・リスクの判断が困難」と評している。このため R&D 投資は「経営者に実物投資に比べてより大きな裁量の余地を与える」ため、「株主と経営者の間のエージェンシー問題が相対的に深刻」になると捉え、「積極的な情報公開が経営者と株主の間の非対称情報の削減を介して、企業パフォーマンスを改善する」との推論を示した。このように観てくると、本研究において注目する TPTS 適用法人は、宮島ほか [2003] が注目した R&D 比率の高い企業と類似した情報非対称性、そしてエージェンシー問題を抱えると考えられ、TPTS 適用法人は R&D 比率の高い企業同様、CG 構成の巧拙や企業パフォーマンス改善のための情報公開が重要になると思われる。

他方、TPTS 適用事例の研究は従来、移転価格を判定するための独立企業間価格の算定方法や TPTS 適用に関する法解釈・判例研究、課税主権を巡る関係当事国間の調整問題、そしてその調整過程における手続きに関する研究などについて成果が蓄積されてきている。しかし本研究は TPTS をエージェンシー問題が生ずる事例として注目し、資本市場への情報投入と投資家の反応を観察することによって、TPTS 研究に関する新知見の獲得を目的としている。

さて、このように本節においては本研究の概要を示したが、以下、次節以降の構成について述べておくと次の通りとなる。2. では先行研究を踏まえて本研究のリサーチ・デザインを解説し、分析対象 60 事例を確定する。そしてそれら分析対象事例に関する TPTS 報道日周辺の CAR を描出する。続く 3. では前節において算出した 60 事例の CAR のうち、データ欠損のない 45 事例の CAR を被説明変数とした回帰モデルによる分析を行う。そして 4. において前節までの分析結果について解釈を行い、本研究の貢献と残された課題を述べる。

2) 分析手法として財務パフォーマンス・スタディに比し、本研究において採用する ES が優越する点として、「短期間をイベント期間として取り扱う場合には、株価変動に影響を及ぼし得るノイズやバイアスの影響を受けることが少なく、より信頼性の高い結果を得ることができるというメリット (島田 [2013, p.19])」があるとの指摘がある。

2. 先行研究と予備的考察

2.1 分析対象事例と最近の移転価格税制適用の傾向

大沼ほか [2012] においては平成 2 年 6 月 15 日から同 22 年 6 月 18 日までの TPTS 適用 46 事例を分析対象とし、加藤ほか [2015] においては平成 2 年 6 月 15 日から同 24 年 2 月 23 日までの TPTS 適用 51 事例を分析対象とし、それぞれ TPTS 適用が資本市場に及ぼした影響を ES で検証している。本研究においては表 1 に示すとおり、平成 17 年 5 月 3 日の日本金銭機械に対する TPTS 更正事例から同 25 年 12 月 10 日のロームの事例までの TPTS 適用 60 事例³⁾を分析対象として ES を実施する⁴⁾。なお、表 1 における「網掛け」は還付 20 事例を示している。

3) 本研究における TPTS 適用 60 事例の確定に際しては日経テレコン (日経新聞社) に加えて、補助的に聞蔵Ⅱ (朝日新聞社)、毎索 (毎日新聞社)、ヨミダス歴史館 (読売新聞社) による新聞記事検索機能を用いた。当該検索エンジンにおいて検索ワードを「移転価格税制」として検索した結果から個別事例 60 件を収集し、(表 1) を作成している。この検索作業の結果、新聞報道日をイベント日としたが、これに先んじて TPTS 適用企業が IR 情報として適時開示資料を公表している場合には、公表日をイベント日とした。なお、各事例の詳細についてはプロネクサス社が提供する企業情報データベースサービス・eol によって適時開示資料を検索し、照合を行った。また更正・還付事例の分類について、平成 18 年 10 月 27 日に報道された任天堂の携帯ゲーム機・ゲームソフトの取引に関する案件 (日経新聞 夕刊 22 頁) は、その報道内容から更正通知の受領ではなく、事前確認制度を利用した修正申告を行うことで還付されているため、この案件を還付事例に分類している。

4) 本稿において試みられた ES は、Fama-French データを用いた 3 ファクター・モデルによって算出されている。当該モデルによる分析に必要とされる *Rft*、*SMBt* と *HMLt* のデータは、日経メディアマーケティング社・金融工学部 NPM グループが提供する「日本上場株式 久保田・竹原 Fama-French 関連データ」に依っている。同モ

60 事例の特徴としては商製品の海外移転のみならず、特許権や商標権使用に関連するロイヤリティや技術援助料、ノウハウ料の未徴収を問題視して TPTS 適用に至る事例が多く、前提として無形資産の保有が争点の 1 つとなっている⁵⁾。さらに表 1 から、平成 18 年中において 2 件であった還付事例はその後、平成 24 年まで低位に推移するが、平成 25 年中に 7 件と急激に増加した。尤もこの結果は新聞各紙の記事検索エンジンにおいて検索可能な事例に注目したに過ぎず、非上場企業の TPTS 適用事例や上場企業においても報道に至らない事例が潜在する可能性は否めない。それでも近時においては TPTS 適用が覆り、還付案件が比較的多く発生する趨勢にあると言える。

さて、TPTS の適用報道を資本市場におけるイベントとして捉えた場合、租税負担は強制的・不可避的であるため企業にとっては重大事故と言え、先験的に TPTS 適用法人の株価は下落すると考えられる。この観点から ES を実施した大沼ほか [2012] や加藤ほか [2015] では期待通りの株価の下落が観察された。しかしイベント日当日や翌営業日にネガティブ反応が現れるのではなく、いずれも 3 営業日前から株価が下落する傾向をつかんでいる。このように TPTS 適用がイベント日前に織り込まれ、以後数日にわたって株価に影響を与え続ける様子は本研究においても再確認できるであろうか。或いは TPTS 適用の情報がイベント日やその翌日に限定的・先鋭的に現れるのか。そしてネガ

デルの推計モデルとしての卓越性は久保田・竹原 [2007] を参照されたい。また AR や CAR の算出過程は Fama and French [1992] を参考にしたが、詳細は脚注 6 を参照のこと。

5) Grubert [1997, p.269] によれば、米国企業の租税負担は外国子会社から米国親会社への資金還流の方法 (使用料・配当・利子・留保利益の分配等) に影響を及ぼし、租税負担の増大と子会社からの使用料、配当などの資金還流は逆相関する。したがって外国子会社の留保利益の増加は外国子会社から米国親会社への配当等に対する課税が原因と指摘している。

表 1 移転価格税制適用 60 事例

No.	新聞報道日	企業名	(単位：億円)		対象取引	更正／ 還付
			更正所 得金額	更正／ 還付税額		
1	平成17年 5 月 3 日	日本金銭機械	34	17	紙幣識別機	更正
2	平成17年 6 月30日	ソニー	214	45	CD、DVD ロイヤルティ	更正
3	平成17年 6 月30日	T D K	213	120	電子部品	更正
4	平成18年 1 月26日	浜松ホトニクス	14	7	光電子部品	更正
5	平成18年 3 月24日	ワコール	14	5	商標権使用量	更正
6	平成18年 4 月 1 日	カプコン	51	17	ロイヤルティ	更正
7	平成18年 5 月30日	リンナイ	4	1	技術援助料	更正
8	平成18年 6 月29日	武田薬品工業	1,223	570	医薬品	更正
9	平成18年 6 月30日	ソニーコンピュータエンターテインメント	744	279	ゲーム機	更正
10	平成18年 7 月 1 日	マツダ	181	76	自動車	更正
11	平成18年 7 月 1 日	三井物産	49	25	役務提供、合弁会社へのノウハウ	更正
12	平成18年 7 月 1 日	三菱商事	50	22	役務提供、合弁会社へのノウハウ	更正
13	平成18年10月20日	京セラ	43		電子部品	還付
14	平成18年10月27日	任天堂	380	170	携帯ゲーム機、ゲームソフト	還付
15	平成18年12月28日	日本電産	69	33	HD 駆動装置	更正
16	平成19年 5 月16日	アイホン	3	1	インターホン	更正
17	平成19年 6 月30日	三井物産	82	39	LNG 事業のノウハウ	更正
18	平成19年 6 月30日	三菱商事	89	36	LNG 事業のノウハウ	更正
19	平成19年 7 月27日	T D K	30	16	30 億を取消で 16 億還付	還付
20	平成19年12月13日	京セラ	24		電子部品	還付
21	平成20年 2 月 2 日	信越化学工業	233	66	技術料	更正
22	平成20年 4 月 4 日	高島屋	3	1	シンガポール子会社商標使用料	更正
23	平成20年 4 月25日	本田技研工業	1,400	600	中国四輪技術パテント料	更正
24	平成20年 5 月15日	日本金銭機械			製品販売 日独取引	還付
25	平成20年 6 月27日	ダイキン工業	78	35	中国への特許使用料	更正
26	平成20年 7 月 1 日	三井物産	100	47	合弁会社への情報提供経営指導料	更正
27	平成20年 7 月 1 日	三菱商事	116	48	合弁会社への情報提供経営指導料	更正
28	平成20年 7 月 1 日	デンソー	155	73	自動車部品	更正
29	平成20年10月23日	日本金銭機械			製品販売 日米取引	還付
30	平成20年12月 4 日	三井物産	－		LNG 事業追徴税額の減額通知(還付)(豪との 2 カ国間協議)	還付
31	平成20年12月 4 日	三菱商事	－		LNG 事業追徴税額の減額通知(還付)(豪との 2 カ国間協議)	還付
32	平成21年 8 月 8 日	アシックス	40	19	商標使用許諾料	更正
33	平成21年10月 3 日	カプコン	－		日米相互協議により二重課税分還付	還付
34	平成22年 2 月 3 日	T D K	94		2005 年 6 月 213 億円追徴につき不服審判所裁定により 141 億処分取消	還付
35	平成22年 3 月11日	日本電産			HD 駆動装置	還付
36	平成22年 3 月11日	コマツ	174	－	子会社間取引・適時開示資料に何も無い。他社の報道も ない。朝日のガセ?	更正
37	平成22年 4 月22日	東レ	－	52	炭素繊維	更正
38	平成22年 4 月28日	京セラ	50	27	電子部品売買取引	更正
39	平成22年 6 月11日	信越化学工業	119		2008 年 2 月 233 億追徴につき日米相互協議により所得 減額二重課税分還付	還付
40	平成22年 6 月18日	商船三井	105	53	米国子会社に支払った荷役料金の一部、寄付金と認定	更正
41	平成22年 7 月 1 日	イビデン	49	15	電子セラミック部品	更正
42	平成22年 9 月 1 日	ダイセル化学工業	34	16	エアバッグ製品輸出、医薬品原料	更正
43	平成23年 6 月30日	メック	6	2	台湾子会社の薬品	更正
44	平成23年 8 月 4 日	島津製作所	44	17	シンガポールの子会社への計測機器販売取引	更正
45	平成24年 2 月23日	東洋炭素	12	4	特殊炭素素材の販売取引	更正
46	平成24年 4 月 7 日	武田薬品工業	977	571		還付
47	平成24年 5 月 9 日	日本ガイシ	160	80	自動車排ガス浄化装置の部品製造における技術料	更正
48	平成24年 6 月30日	クボタ	48	23	トラクター	更正
49	平成24年 7 月 5 日	東京エレクトロン	143	67	半導体製造装置部品	更正
50	平成24年 9 月11日	ホクト	10	3	貸付金利	更正
51	平成25年 2 月 6 日	商船三井				還付
52	平成25年 2 月 9 日	デンソー	73	14		還付
53	平成25年 3 月 1 日	アシックス				還付
54	平成25年 3 月26日	武田薬品工業			4 月の取り消しは 8 割。今回は残りの 2 割取り消し。	還付
55	平成25年 5 月16日	エフ・シー・シー	34	12		還付
56	平成25年 5 月22日	ダイキン工業	35	18		還付
57	平成25年 5 月28日	島津製作所	17	12		還付
58	平成25年 6 月27日	H O Y A	200	33	エレクトロニクス製品	更正
59	平成25年 8 月22日	オリンパス	103	49	内視鏡	更正
60	平成25年12月10日	ローム	120	19	完成品	更正

ティブ評価が数日続くとすれば、当該評価が終了するのはいつなのか。まずは本稿前段においてこれらの疑問を解明してみることとしよう。

2.2 更正事例と還付事例の株価反応

本研究と同様の分析視角を有する大沼ほか[2012]や加藤ほか[2015]を本研究における先行研究と位置付けるが、それら2つの先行研究において試みられたESでは、更正と還付のそれぞれの事例を区別せずに分析対象としている。本研究ではこの点について再検討を行う必要性を感じている。なぜなら更正事例については資本市場がネガティブに反応することが先験的に予想される反面、国庫から納税額が返還される還付事例が増えたサンプルでは、投資家がポジティブ反応するケースが相対的に増えるかも知れない。仮に還付事例で投資家がポジティブ評価を示すとなれば、更正事例と還付事例はそれぞれ2群に区別して株価への反応を別々に観察すべきである。そしてその様な分析対象に関する新たな問題提起は本稿のみならず、先行研究となる大沼ほか[2012]や加藤ほか[2015]におけるリサーチ・デザインにも見直しを迫ることになる。

従来、大沼ほか[2012]や加藤ほか[2015]では還付事例が少なすぎたために還付事例を更正事例から分離し、それらに対して投資家がいかなる反応を示すのかについて未検証のままであったが、平成25年中に7件もの還付が発生し、本研究において捕捉した還付事例が20件に達した。そこで本節においてTPTS適用事例を更正事例と還付事例に分類してESを実施し、 $CAR^{(i)}$ ベースの検定統計量 $\theta I^{(i)}$ の推移を示すと図1の通りとなった。なお、図1は縦軸に θI を示しており、また横軸中央をイベント日

幅の都合を配慮し、本脚注においてARの算出過程を次のように示す。Fama and French [1992]の3ファクター・モデルを基とした次のモデル(1式)より正常収益率を測定する。

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i(R_{M,t} - R_{f,t}) + s_i SMB_t + h_i HML_t + e_{i,t} \quad (1式)$$

続いて個別に得られた a_i 、 b_i 、 s_i 、 h_i の推定値を用い、(2式)より各分析対象企業のARを求める。

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - R_{f,t} - \hat{a}_i - \hat{b}_i(R_{M,t} - R_{f,t}) - \hat{s}_i SMB_t - \hat{h}_i HML_t \quad (2式)$$

最終的に算出されたARの t_1 時点から t_2 時点までの累積した値をCARとし、(3式)より算出する。図1並びに表2は本脚注における計算過程を経て作成されている。

$$CAR_i = \sum_{t=t_1}^{t_2} AR_{i,t}$$

- 7) 本稿表2に示した検定統計量はCampbel *et al.* [1997, pp.160-162]に示すJ2の算出過程を元に導出している。検定統計量の算出についてその概要を示すと以下の通りとなる。ARが有意に「異常な」収益率であるか否かを判定するために、ARを標準化してSAR (Standardized AR)を求める。なお、標準化に用いる $\hat{\sigma}_i$ は推計期間150営業日における誤差項の標準偏差として次のように定義される。

$$SAR_{it} = \frac{AR_{it}}{\hat{\sigma}_i} \quad \hat{\sigma}_i = \sqrt{\frac{\sum_{t=-180}^{-31} AR_{it}^2}{150-2}}$$

同様に CAR_i を推計期間の $\hat{\sigma}_i$ で標準化した値として $SCAR_i(t1,t2)$ を求め、これを単に $SCAR_i$ と表現する。

$$SCAR_i = SCAR_{i(t1,t2)} = \frac{CAR_{i(t1,t2)}}{\hat{\sigma}_i}$$

このようにして各銘柄毎に算出した $SCAR_i$ を単純平均すると次の式となり、 N は分析対象となるTPTS適用事例数であるが、更正事例で「40」、還付事例で「20」となる。

$$\overline{SCAR} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N SCAR_i$$

検定統計量について以下の通り、Campbel *et al.* [1997, p.162]に依拠して次のように定義し、図1として描出した。

$$\text{検定統計量 } \theta I = \sqrt{\frac{N(L-4)}{L-2}} \left(\frac{1}{N} \sum_{i=1}^N SCAR_{it} \right) \overset{d}{\sim} N(0,1)$$

本節における分析対象となる更正40事例と還付20事例のCAR算出においてイベント日を $t=0$ とした場合、推計期間を $-150 \leq t \leq -31$ に設定することで大沼ほか[2012]や加藤ほか[2015]における分析と計算プラットフォームを共有した。

- 6) 本研究では3ファクター・モデルによるCARの算出を行っている。3ファクター・モデルは、CAPMが株式の期待収益率を正しく測定しないとして提唱されたマルチファクターモデルの中の1つである(Ehrhardt[1994])。本稿では紙

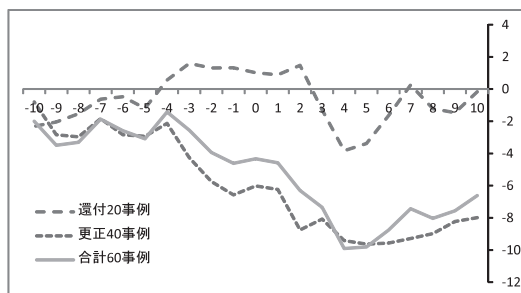


図1 更正40事例・還付20事例のCARに関する検定統計量 $\theta 1$ の推移

($t=0$)とした上で前後10営業日を設定し、合計21営業日のイベント・ウィンドウを確保している。

図1に示すとおり、一見すると更正40事例と還付20事例のCARの推移はイベント日前3営業日（以下イベント・ウィンドウ内の特定営業日の指定について「 $t=-3$ 」などと略称する）以降、互いに乖離して推移する傾向が認められる。当該2群の $\theta 1$ の推移が、推計期間（ $-180 < t < -31$ ）の株価収益率に比していかなる程度の統計的異常性を認めるのかを示したのが表2である。同表によれば更正40事例は $t=-10$ を除くイベント・ウィンドウ全域に渡って統計的有意性⁸⁾を伴い、投資家が示すネガティブ反応が明らかになる。他方、還付20事例については $t=-8$ 以降 $t=3$ までランダム・ウォークの範囲内、つまり統計的に異常な反応は観察されず、漸く $t=4\sim 6$ において有意なネガティブ反応を示すのみである。このように観てくれば、還付事例であることを理由に投資家はポジティブ評価を示すわけではないことが明らかとなった。

表2 更正40事例・還付20事例のCARに関する検定統計量 $\theta 1$ の有意性

検定統計量						
t	更正 40 事例		還付 20 事例		合計 60 事例	
-10	-0.8051751		-2.3179336	**	-1.9956823	**
-9	-2.837135	***	-2.0405175	**	-3.4946044	***
-8	-2.9721295	***	-1.5252967		-3.307364	***
-7	-1.8372237	*	-0.6319027		-1.8649161	*
-6	-2.837922	***	-0.4689067		-2.587877	***
-5	-2.9378034	***	-1.1966064		-3.0895675	***
-4	-2.1327759	**	0.55511399		-1.420909	
-3	-4.2623816	***	1.59506652		-2.5593079	**
-2	-5.7499532	***	1.31509461		-3.9355469	***
-1	-6.5756108	***	1.31732582		-4.6084053	***
0	-6.0215391	***	1.01375254		-4.3312758	***
1	-6.2370746	***	0.88679543		-4.5805585	***
2	-8.7519998	***	1.47038255		-6.2970522	***
3	-8.0782931	***	-1.2963601		-7.3443525	***
4	-9.4200711	***	-3.8268486	***	-9.900888	***
5	-9.6288433	***	-3.3787409	***	-9.8126346	***
6	-9.5662977	***	-1.6486674	*	-8.7627079	***
7	-9.2884657	***	0.25746177		-7.4353549	***
8	-8.9780837	***	-1.215554		-8.032375	***
9	-8.2254264	***	-1.4628406		-7.5606039	***
10	-7.9882984	***	-0.1647898		-6.6175598	***

以上からTPTS適用事例においては更正事例で強いネガティブ反応を観察し、とりわけ $t=-3$ から顕著な $\theta 1$ の下降が認められたが、他方、還付事例では無反応からややネガティブ反応を観察したとみなすべきであろう。このように図1に示す通り、イベント・ウィンドウにおける更正40事例と還付20事例の2群の $\theta 1$ が乖離して推移したかのように見えるが、その平均の差は統計的な有意性を伴っているのであろうか。この様な問題意識からさらに踏み込んだ検証を次節において行うこととする。

2.3 更正事例と還付事例に関する平均の差の検定

更正事例と還付事例について、それぞれの平均の差について有意性を検証する意義は、大沼ほか[2012]や加藤ほか[2015]の分析の枠組みについて頑健性を付与することにある。これら先行研究は更正事例と還付事例を混ぜて一体として分析対象と捉え、TPTS適用に対する投資家の反応を分析したが、その分析枠組みの妥当性を再検証する。そして先行研究におけるサンプル構成の妥当性を検証した後、本研究にお

8) Campbel *et al.* [1997, pp.160-162] が示すJ2は標準正規分布に従う。本文表2に示した検定統計量もJ2と同じであり、当該数値について付した***は1%水準の、同様に**は5%の、*は10%の有意性をそれぞれ示している。本稿の表に示されるアスタリスクの数と有意性の関係は以下同様とする。

表 3 2 群の CAR に関する平均の差の検定結果

蓄積期間	等分散性の検定 (<i>P</i> 値)	<i>t</i> 検定 (両側)	<i>t</i> 検定 (両側): Welch の方法
CAR(-10, -10)	0.0005 ***		0.2526
CAR(-10, -9)	0.0005 ***		0.6913
CAR(-10, -8)	0.0565 *		0.8762
CAR(-10, -7)	0.1469	0.8526	
CAR(-10, -6)	0.1750	0.6631	
CAR(-10, -5)	1.0088	0.6835	
CAR(-10, -4)	0.5556	0.2535	
CAR(-10, -3)	0.2318	0.0956 *	
CAR(-10, -2)	0.3727	0.1135	
CAR(-10, -1)	0.3938	0.1769	
CAR(-10, 0)	0.3335	0.2861	
CAR(-10, 1)	0.2002	0.3420	
CAR(-10, 2)	0.3823	0.1120	
CAR(-10, 3)	0.1523	0.2594	
CAR(-10, 4)	0.0886	0.3311	
CAR(-10, 5)	0.2309	0.2099	
CAR(-10, 6)	0.2046	0.1434	
CAR(-10, 7)	0.1363	0.0743 *	
CAR(-10, 8)	0.2017	0.0956 *	
CAR(-10, 9)	0.7288	0.1215	
CAR(-10, 10)	0.6351	0.0945 *	

ける分析対象を決定することにしよう。つまり投資家が更正事例と還付事例の 2 群について、それぞれ別々の反応を引き起こすような、性質の異なるサンプルとして捉えるべきなのか、或いはその逆に当該 2 群は TPTS の更正・還付の報道に対して同質の反応を示すとみなすべきなのか、を前節に続き再検証する。

更正事例と還付事例を 2 群として捉え、これらに平均の差の検定を実施した結果が表 3 に示す通りである。それによればイベント期間における各日の CAR について、2 群の平均値に差が認められるのは $t = -3, 7, 8, 10$ の 4 営業日に限られ、しかも 10% 水準有意に過ぎない。この分析結果を踏まえると、更正 40 事例と還付 20 事例の 2 群は別個のグループとみなすには無理があるだろう。したがって大沼ほか [2012] や加藤ほか [2015] がそうしてきたように、分析対象に最新事例を追加した本研究の場合も更正事例と還付事例を同一グループとしてサンプル構成することには大きな問題は無いと考えた⁹⁾。

本節における検討をまとめると以下の通りとなる。先験的に TPTS 適用という重大事故に

おける株価の下落は予想の範囲内であったが、他方、一旦国庫に納まった納税額の還付に関して投資家はポジティブ反応を示すとの予想は誤りであり、実際には還付報道に対してポジティブ反応を示す事実は確認できない。このような発見により、新たな疑問が浮かんでくる。実際のところ投資家は更正・還付の TPTS 関連報道に対して、いかなる要因に触発されて反応を起こすのかという疑問である。この疑問を検討するために次節以降では TPTS 適用に対する市場反応について、その原因を明らかにしてみることとしよう。

3. 移転価格税制適用に対する市場反応の原因分析

3.1 リサーチ・デザインと分析対象事例

前節の疑問を受け、TPTS 適用によって引き起こされる資本市場の反応について、投資家が企業属性のいかなる要因に注目するのかを明らかにする。この研究目的達成のために前節までに TPTS 適用報道日をイベント日とする ES を実施することで CAR を算出し、予備的検討とした。本節以降においては当該 CAR を被説明変数とする一方、(1) CG 変数や (2) 財務数値、(3) 租税関連要因という 3 つのグループを説明変数として準備し、重回帰分析を試みる。これら変数については次節以降で詳述するが、検証する説明変数として本稿において最も重要と考えるのは CG 変数である。

9) このように更正事例と還付事例を同一のサンプルとして編成することの妥当性を確認したことは少なからず本研究における発見事項であると思われるが、他方、分析対象とした TPTS 適用事例が 60 件に限られる点を見過すべきではないかも知れない。つまり今後の TPTS 適用事例や還付事例の増加によって 2 群の平均に差が認められる可能性を完全に否定することもできず、差し当たり現状確保されるサンプルにおいて更正事例と還付事例を同一サンプルとすることが許されると付言しておくべきだろう。

CG 変数に注目する理由として TPTS の強制適用という重大事故を招いたのは未成熟な CG 構造が原因であると投資家がみなし、ネガティブ評価を与えたと考えるためである。また逆に TPTS 適用を受けたとしても、CG 構造が投資家の信頼を得るほどに成熟していれば、彼らによる資本市場における評価も極端な失望を示さないと考える。つまり TPTS 適用に見舞われた際の投資家の不安は、CG 構造の成熟度によって異なると考える。

そこで本節以降で分析対象とする TPTS 適用事例であるが、表 1 において示す事例の内、平成 18 年 5 月（リンナイ）以降同 25 年 12 月（ローム）までの 54 事例に注目し、これらの中から重回帰分析上の説明変数に関して欠損値が存在しない 45 事例を分析対象とした¹⁰⁾。

3.2 分析モデルにおける変数について

3.2.1 被説明変数に関する検討

CG 構成の巧拙が企業パフォーマンスに与える影響を分析する場合、本稿冒頭において述べたとおり、財務パフォーマンス・スタディを行う研究が散見されるが、その主な理由として CG 改革が企業価値に好ましい影響を与えるのに比較的長い時間を要すると研究者らが考えるからであろう。そのために企業価値を ROE や ROA、トービン Q など資本効率を表す指標に求め、これらを回帰分析上の被説明変数とし、当該変数に影響を及ぼすファクターを探し当てるという分析アプローチが定石となっていた。

その意味で短期の株価収益率やその蓄積値は CG 改革を測定する指標としては不向きと考えられているようである。例えば三隅 [2006] は企業価値を株価収益率に求めているが、日次ベースではなく月次ベースで収益率を求め、長期効果を捕捉しようとしている。この様に観てくると、研究者の大半は CG の改革効果を短期の株価リターンによって捕捉する方法など成立し得ないと考えているのかも知れない。

しかし本研究では 21 営業日をイベント・ウィンドウとして設定して短期の株価リターンから CG の巧拙を評価しようと試みる。分析の方法は CG 改革によって長い時間をかけて築き上げた企業価値を直接測定するのではなく、TPTS 適用という重大事故によって一瞬にして崩壊する企業価値が CG の巧拙といかなる関係性を有するのかに注目した。とりわけ本研究によって注目する TPTS は興味深い分析対象である。なぜなら TPTS の適用事例はそもそも発生件数が少なく、その上租税関連事象であることから情報非対称性が高くなる傾向を有する。さらに適用企業は海外進出を果たした巨大企業が中心となる¹¹⁾ために、内部構成が複雑と推察されるからである。

このような TPTS 適用事例に注目した先行研究として加藤ほか [2015] にも注目してみると、 $-3 \leq t \leq 10$ の間でネガティブ反応が継続

10) このように本節以降の分析対象を平成 18 年度以降の TPTS 適用事例とした理由であるが、本研究で入手済みの CG データ（Cges）が平成 18 年度以降となり、実質的にサンプルサイズを制約する一要因となった。因みに平成 16 年 3 月決算期から「コーポレートガバナンスの状況」が有価証券報告書総覧に盛り込まれるため、それより前の Cges データは提供されていない。なお Cges とはデータのベンダーである日本経済新聞デジタルメディア社の NEEDS 事業部が提供する「CG 評価システム NEEDS-Cges」のことである。

11) TPTS 適用企業とは即ち海外進出企業を指すことになるが、その海外進出企業における実際の CG と法制度としての CG の関係について、市古・津田 [2010, p. 52] の指摘は興味深い。それによれば「人材、資金面で余裕がある企業で、かつ、海外展開を伴っている企業の方が（法制度としての CG を一引用者）先取りの対応している傾向が見られる」という。つまり現状で実在する CG 体制に対し、法制度として整備され、理想的な姿としての CG との間に見出される乖離について次の様に述べている。それによると彼らの調査結果から「法律を後追的なものとみる傾向も確認され」るが、それは「企業側がたえず、コーポレート・ガバナンスを改善し続けている限りにおいては、法制度はそれを

する。これに対して本稿 2.2 における検証結果では $-3 \leq t \leq 4$ となる 8 営業日間で CAR が下降し、以後、上昇に転ずる。この様に観てくると投資家による TPTS 適用のネガティブ評価はとりわけ上記 8 営業日間において行われたと考えて良いであろう。

以上の検討から CAR $(-3, 4)$ を算定し、これを投資家の TPTS 適用に対して示した評価の合計と考えた。そこで CAR $(-3, 4)$ を被説明変数の有力候補と考えるが、他方においてイベント日を境にして前日と翌日の 3 営業日間、つまり CAR $(-1, 1)$ や、イベント日とその翌日の 2 営業日間の蓄積値である CAR $(0, 1)$ についても注目し、これらが投資家による瞬間的な反応を示すと考え、分析モデルに被説明変数として追加採用することにした。なぜなら TPTS 適用の報道日のみならず、一般的に重大事故に対する投資家の反応が先鋭的に現れるのは、より短期間であると考えられるからである。

3.2.2 CG に関する説明変数の検討

TPTS 適用に対する投資家反応の原因を明らかにするため、CG 変数に注目する。この観点から最も重要と考えられるのは社外取締役が取締役会に占める割合である。近時、会社法改正において社外取締役の設置義務化が検討されるものの、実務界の反対を受けて法制化には至っていない。しかし「資本市場が社外取締役に強い選好を持つ（宮島・小川 [2012, p.4.]）」と説明する通り、わが国企業へ投資する外国人が投資の判断基準として社外取締役の比率に拘る可能性があり、わが国の CG に内在する国際的な相違を問題視するかも知れない。そこで社外

取締役比率（*Shagai*：後掲モデル式における変数名。以下同様）に注目するが、実際の社外取締役比率は後掲表 4 に示すとおり、標準偏差が大きい。そこで社外取締役を採用したか否かを示すダミー変数を説明変数として投入することとした。

TPTS 適用を企業に降りがかった重大事故と捉える本研究では前示の通り、社外取締役の採用は当該事故防止のために重要と考える。例えば社外取締役の設置を拒み続けてきたキヤノンが社外取締役を招聘する理由として、TPTS の適用回避に向けた対策としている¹²⁾。当該事例の含意とは、今や社外取締役は株主の代理として経営不正の未然防止に貢献するための限定された役割¹³⁾に留まらず、複雑化する国際取引に随伴して生じる TPTS の適用回避のために、一種のデューディリジェンスを社外取締役に託す試みと認められる。この様に観てくると、高度な税制選択やその回避は CG の影響を受ける可能性がある。そこで社外取締役の採用の有無が TPTS 適用報道における投資家の反応に有意な影響を及ぼすのか否かを明らかにしてみよう。上述の通り、TPTS 適用を回避するために社外取締役を配置する可能性があるとの前提を踏まえると、社外取締役を配置した企業が実際に TPTS 適用を受けた場合、期待に対する裏切りと捉え、投資家による強い失望を示すと考えられるため、予測符号は負となる。

また次に注目する CG 変数として外国人投資家比率（*Gaikoku*）を挙げる。外国人投資家にはホームバイアス¹⁴⁾が存在するため、わが国

オーソライズし、概念あるいは用語のレベルで整理してくれ、企業内制度をリフレッシュするもの」と調査の対象者らが捉えている。この様な指摘を踏まえると、本研究において分析対象とした TPTS 適用企業の CG は、TPTS の適用を予め回避するだけの卓越性を有する筈と考えることが出来るのではないかと。

12) 『日経新聞』平成 26 年 3 月 10 日 朝刊 16 頁。

13) 社外取締役導入は、「内部者によるモニタリングを外外部者の客観的な視点から補強する」目的があり、「社外取締役を導入している企業ほど、モニタリング強化を志向している」と言える（青木・宮島 [2011, p.274]）。

14) ホームバイアスの説明について宮島・新田 [2011, p.132]によれば、一般的に「国際分散投資において、自国資産への投資配分を他国資産への配分と比べて合理的に説明できない水準にまで高

企業への投資に対して参入障壁があると考えられる。しかし、それでも外国人投資家比率の上昇が企業価値を増加させる理由として宮島・新田 [2011, p.107] は以下の通り主に2点指摘している。その1つとして投資家の選好は「企業規模や海外市場での知名度、業績、信用度、取締役会の構成（傍点－引用者）などで決定される」との理由である。そしていま1つは「海外投資家のモニタリングが経営の効率化に寄与した」との観点である。つまり、外国人投資家の「モニタリング行動によって投資先企業の業績を引き上げた」という解釈である。このようにCG構造が卓越した企業を外国人投資家が選好したにせよ、外国人投資家による圧力が奏功して業績が改善されたにせよ、いずれにしても外国人投資家比率の多寡は、CGの成熟の程度を表す指標として活用することが可能である¹⁵⁾。したがって外国人投資家比率の高い企業が実際にTPTS適用を受けた場合、前出の社外取締役比率との関係同様、強い失望が予想されるため、符号は負であると期待される。

3つ目にCG変数として注目するのは役員持株比率(DIR)である¹⁶⁾。同比率の多寡によりTPTS適用報道に対して投資家の反応が異なる可能性がある。なぜならMorck *et al.* [1998]

や首藤 [2010] が指摘するように役員持株比率が増加するに伴い、アラインメント効果が発生する。TPTS適用という企業の重大事故において役員持株比率が高い場合、投資家は経営者と利害を共にすることを役員持株比率の高さによって確認し、不安を取り除くかも知れない。つまり、役員持株比率が高い場合にTPTS適用後の事態収拾に経営者は全力を注ぐと投資家は期待するため、予測符号は正となる。

4つ目に注目するCG変数は取締役会に占める常務以上の役員数(Joumu)である。当該変数は役員のうち、とりわけ経験や実績を豊富に有する役員が意思決定において影響力を及ぼすと考え、投入することとした。しかし反面、当該変数は役員構成の中でも実力者による独善的・強権的支配の強さを示すかも知れないため、予測符号は正負の両方が考えられる。

最後に情報開示に関する説明変数としてwebサイトの充実度¹⁷⁾を説明変数として投入する。会計情報の発信者たる企業経営者は「企業の資源を魅力的に装う目的があり、さらに当該資源の保持が適切で信頼性の高いことを訴える

める傾向を指す」とする。この理由についてLeuz *et al.* [2009, p.3247] は「投資家にとって外国企業がその国の政治といかなる関係を有するのとか、企業と銀行の関係、経営者家族の社会的地位についての複雑な知識を有しない」からと指摘している。

- 15) 企業価値とCG変数の関係について検討したという意味では本研究の先行研究とも位置付けられる佐々木・米澤[2000, p.37]も、外国人持株比率を説明変数として投入している。それによれば当該変数について「外国人投資家は、企業金融理論で想定される機関投資家の役割に近いガバナンス効果を持つ」とみなしている。
- 16) 本研究で分析対象となるTPTS適用企業における役員持株比率は後掲表4が示す通り2.035% (平均値), 4.814 (標準偏差) であるが、参考までに先行研究である佐々木・米澤[2000, p.35]によれば、1992～1996年度の東証一部278社の

分析対象について役員持株比率は1.22% (平均値), 3.10 (標準偏差) とある。また佐々木・米澤 [2000] の先行研究と考えられるCho [1999, p.107]によれば1991年Fortune 500の内326社を分析対象とした企業のInsider ownershipは12.14% (mean), 18.10 (Standard deviation) とある。

わが国とアメリカの大企業の役員持株比率を比較すれば、「日本企業の役員は自社の株式を有していることは典型的であるが、その所有割合は概ねアメリカ企業の役員持株の半分ぐらいの割合（オプションは四分の一の割合）に過ぎない (Kaplan [1994, p.544])」とされるが、その差は年々拡大していると考えられる。

- 17) 企業経営者による積極的な情報公開の動機をNaser [1993, p.16]は次のようにも説明している。それによれば「追加的な情報を提供することは自らの企業がインサイダー情報を有していないことを市場に訴え、企業の市場価値を上昇させ、企業経営者の役員報酬を市場価値に連動させる」効果がある。結論としては「企業経営者は情報公開する動機を有しており、情報公開

ために情報提供を心がけ、株価といった経済的指標に好ましい影響を与えようとする (Naser [1993, p. 15])」』と一般的に考えられる。また「情報開示を積極的に行い、透明性の高い企業ほど、外部のモニタリングによる規律づけが働く (内閣府 [2004, p. 14])」』とも考えられている。そこで TPTS の適用に対する投資家の反応が TPTS 適用企業の普段の情報公開のあり方に影響を受けていると考えた。

そもそも TPTS 適用は季節要因による年中行事としての反復性はなく突発的であり、企業の経済的価値を下落させる重大事故である。そして先述したとおり、TPTS 適用は過去に散見された商製品の価格移転のみならず、無形資産の保有を背景とした種々の手数料・使用料収入の不徴収を根拠として適用が広まっている。つまり、近年においては TPTS 適用は移転する資産の多様化を背景とし、比類無き個別化が進み、結果、課税の予測可能性を著しく低下させた。このため投資家にとって TPTS 適用に関する直接的情報を IR 情報から収集しなければならなくなるが、恐らくそれら情報が潤沢に用意されているとは限らない。

大沼ほか [2012] や加藤ほか [2015] の研究成果や本稿 2.2 図 1 においても示した通り、イベント日周辺で投資家によるネガティブ反応が数日間に渡って観測されることを踏まえると、TPTS 適用がバットニュースであるのは間違いないが、投資家にとって正確な評価が困難と推測される。したがって TPTS 適用は投資家にとって前例に乏しい未知の課税事件と解することが出来、それら報道に際し極度の情報不足に陥ると考えられる。そこで本研究では重大事故である TPTS 適用に際して投資家が情報収集に注力せざるを得ない点を踏まえる。具体

的には web における情報公開の程度が TPTS 適用法人への評価に反映されると考え、web サイトの充実度を説明変数とした。予測符号は潤沢な情報提供が普段より行われていたにも関わらず、TPTS 適用を受けたことに対する失望が強く表れると考え、負を予想した。

3. 2. 3 財務数値に関する説明変数の検討

TPTS 適用に際して市場における投資家の反応が、いかなる財務数値によって影響を受けるのかを検討するために、1 つ目の説明変数として無形資産に注目する。TPTS は強制適用により不可避的な追徴が課されるが、更正に対して不服申し立て、そして租税訴訟への途を拓くことも可能ではある。しかし取引価格が移転価格ではなく、独立企業間価格の範疇にあることを証明するための事務的コストが小さくない。そもそも TPTS 適用は平成 2 年以降、日立・松下・東芝における VTR や半導体という工業製品の輸出事例に始まるが、本稿で注目する事例の中には平成 17 年のソニーにおけるロイヤリティ、翌年のワコールにおける商標権使用料、リンナイにおける技術援助料、三井物産・三菱商事における資源プラント設計の役務提供や合弁会社へのノウハウ提供と、無形資産に関連する事例が増加傾向にある。

無形資産の計上が増加する背景としては古賀 [2012, p. 24] が指摘する通り、「マクロ経済レベルでの背景」と「個別企業レベルでの背景」が存在する。前者は「産業型経済 (プロダクト型経済) から金融・サービス型経済 (ナレッジ型経済) への経済基盤の重点移行」を内容とし、後者は「企業間競争の激化と企業の競争優位性の追求」を内容とする。このような変化する産業構造に関する分析観は TPTS 適用事例の変遷についても明快な説明となる。つまり近時の TPTS 適用が無形資産に傾斜するのはサービス型経済への経済基盤の重点移行が背景にあると言え、他方、TPTS 適用法人に至っては企業間競争の激化によって海外子会社間取引を増加させ、価格移転が疑われる事態に至った

によるコストに比し、企業価値を向上させる効果が上回っていれば情報公開を継続する」と考えられる。このような観点から「agency 理論において企業経営者が、特に債務契約や役員報酬規程といった自身の行動を制限する契約を行うことは合理的」とされる。

と説明可能である¹⁸⁾。

また無形資産は企業独自の資産で換金性が低いことから、これらの特殊な資産の計上額が大きければ大きいほど、TPTS 適用に際して投資家はネガティブ評価をすると加藤ほか [2015] が指摘している。さらに近時の TPTS 適用においてトリガーとなる無形資産とは、「著作権、基本通達 20-1-21 に定める工業所有権等のほか、顧客リスト、販売網等の重要な価値のあるもの（措置法通達 66 の 4 (3) -3)」とされており、無形資産の定義が曖昧なため課税側の裁量が大きき点にも注目すべきであろう。望月 [2007, p. 471] も指摘するとおり、「一般的な無形資産に含まれないものであっても、これにより超過利益（通常の事業活動から得られる利益を超える部分の利益）を生じさせるものがある場合があれば、これを移転価格税制上の無形資産とすべき」と課税側は判断する。

加えて Grubert [1998, p. 280] によれば、「納税額の支払いの多寡は法人の過剰な貸し付けの有無に依存する」特徴を挙げ、「無形資産を海外に移転させ、多額のロイヤリティを受け取る法人は過剰な貸し付けは行わない」と分析している。その理由として「親会社居住地ではロイヤリティに対して課税上、控除可能である」ことから、税制によって親会社への資金還流が如何に行われるのが左右され、同時に無形資産の存在もロイヤリティの発生上、無視できない要素と考えられる。

18) この他、回帰分析における説明変数として無形資産（比率）を投入して試論を展開した例として宮島・小川[2012, p. 11]が挙げられるが、それによれば「社外取締役が、アドバイス或いはモニタリングを実施する際の情報獲得の困難さを示す」指標として無形資産比率を利用している。つまり「無形資産の比重が高いほど、社外取締役の導入確率、あるいは、社外取締役の比率が高い（宮島・小川[2012, p. 13]）」という分析結果を導出しており、当該結果の含意比率として「情報獲得が困難な企業ほど社外取締役が高い（宮島・小川[2012, p. 14]）」と指摘する。

この他、親会社においてオンバランスされる法的所有権として特許権などが挙げられるが、それが存在すると言うことは、潜在的に親会社のみならず子会社においてさえもオンバランスされない無形資産が潜在する可能性を投資家に予想させるであろう。そしてその結果、投資家の不安を惹起し、ネガティブ反応となって現れると予想する。このため TPTS 適用時の CAR と無形資産の多寡の関係性から予測符号は負であると期待される。

次に裁量的会計発生高（以下 DA: *Discretionary Accruals* と略称する）を説明変数として投入する。経営者らは TPTS の適用回避に努めるのが定石と思われるが、それにもかかわらず結果的に TPTS 適用へと至れば、追徴や課税庁による調査にリソースを割く結果となる。さらに Chen *et al.* [2007] が指摘するように一般的に追徴や調査を回避するために過激な税務戦略を採用しないのが平均的な税務行動とされるところ、TPTS の適用報道によって投資家は経営者らが抱いた脱税をも辞さない冒険の野心を思いがけず知ることになる。

このように TPTS が適用されたことの原因について、これまでの納税コンプライアンスの欠如が蓄積された結果と投資家が考えるのであれば、彼らは企業利益にも裁量的判断が反映してきたと連想するかも知れない。つまり投資家は TPTS 適用法人について租税負担削減を最優先する幾多の税制選択を蓄積してきたことを疑うわけであり、それと同時に利益調整行動も刺激され、DA は高くなると推定した。そしてその様な DA が高い状態が TPTS 適用の前駆症状と投資家は認識し、強い失望を示すと考えた。そこで CAR と DA の関係性として負の予測符号を期待する。なお、本研究で分析のツールとして用いる DA であるが、算出方法は Jones [1991] を基にして改良された Dechow *et al.* [1995] による修正ジョーンズモデルを用いる。

最後に財務数値として注目する変数は当座比

率である。流動性資産保有の動機に関する一般の説明としては「成長性の高い企業等が、将来に直面する可能性のある資金調達制約を緩和する手段」と解釈される(堀ほか[2009, p.2])。この点を踏まえて前掲表1に掲げる分析対象企業を眺めると、それらは総資産が大きい企業が中心であり、成長企業と成熟企業の間を行き来するようにも感ぜられる。そして分析対象企業の多くは企業のライフサイクルを逆行して若返りを試みた結果、海外進出を果たし、TPTS適用法人となったと考える。

一般的には成長性の高い企業として想起されるのは新興企業であり、それらの特性として時価総額・総資産の小ささや買収対象企業となりうる可能性¹⁹⁾などが挙げられるが、それらは本研究における分析対象企業と一致する訳でもない。しかし新興企業も本研究における分析対象企業も高収益となる投資機会を強く求める点で共通項を有すると考えるべきであり、互いに当座比率が高く、積極的に投資機会を探索する企業像が浮かび上がる。そこで本研究の分析対象企業にTPTSが適用されると、投資家は企業内の現金が取り返し困難な国庫へ納められる危機を察知し、強い失望を示すだろう。よってCARと当座比率の多寡との間に負の関係性が発見されると期待する。

さらに資本効率を代表する財務数値として株主資本利益率(ROE: *Return on Equity*)を投入する。一般的に投資資本利益率についてKnutson [1993, p.29]は投資顧問会社を例に挙げ、意味の無い指標となる可能性を指摘している。なぜなら実態として投資顧問会社では人的資源が企業価値を決定づけるが、そもそも人的資源については会計測定が現状では不可能となっており、会計数値に反映されない点を問題

視するためである。その様な見解を踏まえると、ROEについて説明変数としての有効性を過大評価すべきではないかも知れない。なぜならTPTS適用法人においても例外なく貴重な人的資源を有し、しかもそれが会計測定上、不完全であると考えられるためである。このように観てくると、投資資本利益率の一種であるROEについてはコントロール変数としての有意性を過大に期待すべきではないと付言しておくべきである。

3.2.4 租税関連要因に関する説明変数の検討

租税関連要因について本研究は2つの説明変数に注目するが、本稿2.における考察から、還付ダミーの投入を試みる。とりわけ本稿2.3において展開された検証の通り、資本市場において観察された投資家の反応上は、更正事例と還付事例の間に重要な差は存在しないとされた。つまりTPTS適用後の還付通知に対し、投資家の反応はポジティブではない。したがって大局的には更正40事例と還付20事例は図1において示されるように、イベント日周辺では合計60事例として一本の平均値の推移として表されるのが妥当と認識するに至った。

そこで本稿2.3における予備的考察の結果を本節において再度検証し、当該結果の頑健性を確保する。その検証についてより具体的に述べるとすれば、イベント日周辺におけるCARの多寡には、更正事例か還付事例かの違いが反映されたとの仮説を再度検証し、還付事例について1を与えるダミー変数を分析モデルに投入する。これらのことから2.3における検証結果の否定を期待することになるなら、CARと還付ダミーの関係性として予測符号は正を予測する。

次に租税関連要因として租税負担割合に注目する。租税負担割合を表す具体的な変数は*Current ETR* (*Current Effective Tax Rate*²⁰⁾)である。

19) この点について当座比率に注目する本研究の着眼点に関連して、参考までに「フリー・キャッシュ・フローが高く、負債比率が低く、株式持合比率が低い企業」が買収企業の選好材料として注目されるという(胥[2006, p.15])。

20) 本文中でとりあげた*Current ETR*と*ETR*はChen *et al.* [2010, p.60]における定義に従う。

表 4 変数の説明と基本統計量

変 数	計 算 式	N	平均値	標準 偏差	最小値	最大値	第 1 四分位 数	第 2 四分位 数 (中 央値)	第 3 四分位 数
被説明変数	$CAR(-3,4)$	54	-1.278	5.577	-20.080	13.606	-3.302	-0.766	0.515
	$CAR(-1,1)$		-0.206	4.319	-12.987	9.114	-2.461	-0.451	1.931
	$CAR(0,1)$		-0.124	3.072	-7.141	7.758	-2.017	-0.435	1.949
CG 変数	<i>Shagai Dummy</i>	54	0.630	0.487	0	1	0	1	1
	<i>LN Gaikoku</i>	54	3.357	0.435	1.956	3.985	3.235	3.481	3.608
	<i>DIR</i>	54	2.035	4.814	0.004	23.863	0.036	0.072	0.236
	<i>Joumu</i>	54	0.494	0.225	0.075	1.264	0.340	0.487	0.607
	<i>LN Web</i>	54	4.124	0.166	3.813	4.433	3.961	4.121	4.239
財務 数値	<i>Intangible</i>	50	2.604	4.566	0	14.232	0.010	0.022	6.155
	<i>DA</i>	53	-0.009	0.039	-0.098	0.115	-0.034	-0.006	0.016
	<i>LN CurrentRate</i>	53	4.956	0.664	3.627	6.306	4.552	4.880	5.442
	<i>LN ROE</i>	49	2.064	0.797	-0.580	2.998	1.763	2.258	2.663
租税 関連	<i>Kanpu Dummy</i>	54	0.370	0.487	0	1	0	0	1
	<i>CETR</i>	54	0.343	0.160	0	1	0.271	0.364	0.419
参 考	<i>Shagai</i>	54	18.395	19.035	0	85.714	0	19.091	30
	<i>Gaikoku</i>	54	30.961	10.413	7.070	53.810	25.402	32.480	36.892
	<i>Web</i>	54	62.654	10.319	45.300	84.200	52.500	61.600	69.325
	<i>CurrentRate</i>	53	177.245	128.107	37.600	548.120	94.805	131.660	231.465
	<i>ROE</i>	53	8.573	6.665	-9.940	20.040	4.550	9.190	14.080

当該変数の投入によって説明が可能なのは、租税負担の高い法人に TPTS が適用された場合、投資家がいかなる評価を下すかである。本研究の問題意識の性質上、分析対象企業が節税と脱税の境目を行き来する可能性を推定している。その様な前提から租税負担割合の多寡に注目し、*Current ETR* の高い法人ほど租税負担を削減しようと海外取引において価格移転を行うと考えた。しかし反面、*Current ETR* が低い企業は租税負担削減の結果が既に現れており、TPTS 適用時点では租税負担の低い状態となっているのかも知れない。これらを踏まえると、*CAR* との関係で期待される予測符号は正負の両方が考えられる。

ETR は税効果会計を踏まえ、毎期における法人税等調整額を反映させた租税負担額を税金等調整前利益で除して算出する。また課税所得と会計利益の乖離について Manzon and Plesko [2002] が詳細を検討しているが、Book-Tax Deferralance に関するモデル改良の試みが 大沼 [2002, p.8] に示されていることを付言しておく。

3.3 分析モデルと基本統計量、相関係数表

これまでの検討の結果、被説明変数として 3 変数を準備し、これに対する説明変数として 3 種 11 変数を投入した分析モデルは次の式のように表すことになる。さらに変数の説明と基本統計量を表 4 の通りに作成した。

$$\begin{aligned}
 CAR_{(t,t_2)} = & \alpha_1 + \beta_1 Shagai Dummy_t + \beta_2 LN Gaikoku_t + \beta_3 DIR_t \\
 & + \beta_4 Joumu_t + \beta_5 LN Web_t + \beta_6 Intangible_t + \beta_7 DA_t \\
 & + \beta_8 LN Current Rate_t + \beta_9 LN ROE_t \\
 & + \beta_{10} Kanpu Dummy_t + \beta_{11} CETR_t
 \end{aligned}$$

表 4 より、被説明変数の *CAR* はいずれも平均値が負値であることから、イベント日周辺における資本市場では、TPTS 関連報道に関して一般的にネガティブ反応を投資家が示すと言える。また *CAR* の蓄積期間が長くなるに従い標準偏差が大きくなる。このほか次の 4 つの説明変数、つまり外国人持株比率 (*Gaikoku*) やウェブサイト充実度 (*Web*)、当座比率 (*Current Rate*) そして *ROE* については分析モデルに

表 5 変数間の相関

		CAR (-3,4)	CAR (-1,1)	CAR (0,1)	Shagai Dummy	LN Gaikoku	DIR	Joumu	LNWeb	Intang ible	DA	LN Current Rate	LNROE	Kanpu Dummy	CETR
被説明変数	CAR (-3,4)	1.000	0.522 0.000	0.529 0.000	-0.017 0.902	-0.003 0.984	-0.108 0.438	0.153 0.270	-0.215 0.119	0.089 0.541	-0.035 0.805	-0.213 0.125	-0.111 0.448	-0.020 0.888	-0.002 0.989
	CAR (-1,1)	0.661 0.000	1.000	0.916 0.000	-0.125 0.366	0.024 0.861	0.076 0.587	0.067 0.631	-0.108 0.435	0.086 0.553	0.014 0.923	-0.182 0.193	0.011 0.941	-0.064 0.646	0.193 0.162
	CAR (0,1)	0.573 0.000	0.913 0.000	1.000	-0.239 0.082	0.072 0.604	0.128 0.356	0.004 0.975	-0.178 0.197	0.015 0.916	0.049 0.726	-0.088 0.530	0.050 0.734	-0.027 0.846	0.112 0.422
CG 変数	Shagai Dummy	-0.046 0.741	-0.063 0.652	-0.246 0.074	1.000	0.293 0.032	-0.566 0.000	0.030 0.832	0.367 0.006	0.179 0.214	0.162 0.246	-0.305 0.026	0.187 0.199	-0.047 0.735	-0.041 0.771
	LN Gaikoku	-0.053 0.706	0.050 0.718	0.034 0.810	0.370 0.006	1.000	-0.487 0.000	0.021 0.883	0.225 0.101	-0.027 0.854	0.099 0.482	-0.038 0.789	0.369 0.009	-0.009 0.951	-0.067 0.629
	DIR	-0.060 0.667	0.005 0.972	0.098 0.479	-0.455 0.001	-0.623 0.000	1.000	-0.267 0.051	-0.351 0.009	0.004 0.975	-0.245 0.077	0.447 0.001	-0.448 0.001	0.138 0.320	-0.035 0.800
	Joumu	0.148 0.287	0.086 0.537	-0.033 0.811	-0.034 0.807	-0.006 0.964	-0.229 0.095	1.000	0.230 0.094	-0.284 0.046	0.227 0.102	-0.328 0.016	0.281 0.051	-0.133 0.338	-0.184 0.184
	LNWeb	-0.189 0.170	-0.053 0.704	-0.168 0.225	0.380 0.005	0.316 0.020	-0.313 0.021	0.254 0.064	1.000	0.142 0.325	0.159 0.255	-0.353 0.010	0.279 0.052	0.063 0.652	-0.185 0.181
財務 数値	Intangible	0.284 0.045	0.166 0.250	0.105 0.467	0.219 0.127	0.021 0.885	-0.192 0.181	-0.262 0.066	-0.040 0.783	1.000	-0.147 0.314	0.075 0.607	-0.118 0.434	0.300 0.034	-0.163 0.259
	DA	-0.069 0.622	-0.012 0.930	0.010 0.943	0.132 0.345	0.150 0.283	-0.096 0.495	0.133 0.343	0.141 0.314	-0.051 0.728	1.000	-0.398 0.004	0.524 0.000	-0.122 0.384	-0.121 0.387
	LNCurrent Rate	-0.235 0.091	-0.228 0.101	-0.110 0.435	-0.298 0.030	-0.215 0.122	0.334 0.015	-0.346 0.011	-0.345 0.011	0.146 0.316	-0.280 0.044	1.000	-0.413 0.003	0.316 0.021	0.173 0.216
	LNROE	-0.190 0.192	-0.062 0.673	-0.040 0.783	0.221 0.127	0.650 0.000	-0.433 0.002	0.216 0.135	0.294 0.041	-0.141 0.351	0.488 0.000	-0.416 0.003	1.000	-0.159 0.276	-0.020 0.893
租税 関連	Kanpu Dummy	0.041 0.767	-0.052 0.708	-0.048 0.729	-0.047 0.735	-0.065 0.639	0.041 0.766	-0.163 0.240	0.074 0.594	0.238 0.097	-0.057 0.684	0.286 0.038	-0.186 0.202	1.000	-0.106 0.446
	CETR	0.053 0.704	0.037 0.792	-0.002 0.991	0.022 0.877	-0.166 0.232	0.131 0.343	-0.173 0.210	-0.173 0.210	0.122 0.400	-0.096 0.493	0.172 0.219	-0.175 0.229	-0.163 0.240	1.000

において有意な変数と考えられるものの、表 4 より標準偏差が大きいことを配慮し、これらを自然対数変換した数値を分析モデルに投入することとした。なお本研究では *Current ETR* の算定の際に負値を得た場合にゼロと置き、1 を超えた場合に 1 とする変数加工の方法(winsorize)を先行研究である Guenther [2014, p.3] に倣って採用している。

次に表 5 より変数間の相関について検討する。同表は左下半分が Pearson の相関係数であり、右上半分が Spearman の相関係数である。3 つの被説明変数の相関について *CAR* (-1, 1) と *CAR* (0, 1) の間で最も強い相関 (0.916) が示され、次いで *CAR* (-3, 4) と *CAR* (-1, 1) の間の相関 (0.661)、最後に *CAR* (-3, 4) と *CAR* (0, 1) の間の相関 (0.573) の順に低下する。このように蓄積期間が長い *CAR* (-3, 4) に対して蓄積期間が短い *CAR* との相関は低減する。また説明変数間の相関について

絶対値 0.5 以上を示す強い相関が発見された順から、(1) *LNGaikoku* と *LNROE* (0.650)、(2) *LNGaikoku* と *DIR* (-0.623)、(3) *DIR* と *Shagai Dummy* (-0.566)、(4) *LNROE* と *DA* (0.524) となる。

これら結果の解釈のうち (1) について、外国人持株比率が高まれば *ROE* 上昇への圧力が増すという関係なのか、或いはその逆で *ROE* が高まった企業を外国人投資家が選好するのか、いずれが原因でいずれが結果であるのかを明らかにすることは出来ないが、現状としてこれら 2 変数に正の相関が認められた。また (2) については外国人持株比率が高まれば役員持株比率が下がる傾向を示した。これは役員持株比率の上昇によるアライメント効果の発現と外国人持株比率の上昇が裏付ける経営への介入がいずれも投資家重視の経営へと向かわせるが、役員持株比率と外国人持株比率は互いに代替関係にあることを表すのであろう。また同様

に (3) についても社外取締役の導入と役員持株比率は逆相関の関係にあるため、CG に及ぼす作用は代替関係にあると考えられる。最後に (4) について ROE を上昇させる有力な背景としてより多くの裁量的会計発生高の存在が類推されるが、(1) も踏まえると外国人持株比率の上昇が利益調整行動を促し、裁量的会計処理を行わせる遠因となる可能性もある。

ところで相関係数の絶対値が 0.5 を下回るが、説明変数間における興味深い相関の実態について 2 点言及しておく。1 つ目に「フリーキャッシュフローが多いことは経営者の自由裁量が大きく、株主の資源が浪費される可能性が高いことを意味しており、この結果、経営者による資源浪費の可能性が高い企業ほど社外取締役の導入が遅い (斎藤 [2011, p.200])」との所見に注目する。本研究ではフリーキャッシュフローの代替として当座比率 (*LN Current Rate*) を説明変数として投入しているが、当該比率と社外取締役の採用 (*Shagai Dummy*) の関係について表 5 より負の相関を示しており、斎藤 [2011] の知見と整合する点は興味深い。

注目すべきいま 1 つの説明変数間の相関として、社外取締役の採用と外国人持株比率の間における負の相関関係を指摘しておくべきであろう。既に (2) と (3) により、外国人持株比率が高い状態であれば、或いは社外取締役を採用する状態であれば、役員持株比率をも同時に上昇させてアライメント効果を発現させる必要は無いと経営者は考えている可能性がある。その理由としてこれらは代替関係にあると考えられ、外国人持株比率の上昇と社外取締役の採用が実現すれば、役員持株比率を上昇させずとも良質な CG が構築できると経営者は考えており、その状態を投資家は好意的に評価しているのかも知れない。また先行研究に依れば「外国人株主の所有比率の高い企業はいち早く社外取締役を導入している」とされ、「外国人株主は社外取締役を導入している企業に投資するのみ

ならず、彼らの存在が導入していない企業にとって導入する圧力となっている (斎藤 [2011, p.200])」と指摘される。そこで外国人持株比率の多寡が社外取締役の採用に対し、いかなる関係性を有するのか表 5 を参照すると、社外取締役比率の採用と外国人持株比率の間に正の相関が認められ、斎藤 [2011] の所見を支持する結果となる。

4. 分析結果

4.1 分析結果と解釈

4.1.1 CG の有意性について

本研究では TPTS 適用に関する報道に際し、投資家反応としての株価騰落の原因を明らかにする目的があり、とりわけ CG 変数に高い関心を示してきた。分析結果は表 6 に示す通りであるが、CG 変数から外国人持株比率が、そして財務数値から無形資産がそれぞれ有意な説明変数として安定した結果を導出した。また被説明変数の蓄積期間が短くなるにつれ、有意な変数が減少した。つまり $CAR(0, 1)$ や $CAR(-1, 1)$ に比し、 $CAR(-3, 4)$ において有意な説明変数が増加する現象は、蓄積期間が長くなるにつれて投資家の行動に拡がりが生じて CAR に影響を及ぼす要因が複雑化したためと考える。

さて説明変数のうち、5% 水準を超えて有意となった変数について以下で解釈を試みる。まず 1 つ目に社外取締役採用に関するダミー変数であるが、TPTS 適用報道に対して投資家反応はネガティブであり、model.3 においてのみ有意である。この理由として予想されるのは社外取締役を投入してもなお、TPTS が適用されたことへの投資家の強い失望が短期間に現れたと考える。

また 2 つ目に理論的想定として外国人持株比率が多いほど TPTS 適用に対して強い失望を示すと予想したが、存外にも同比率と CAR の間には正の関係性が認められている。この結果

表 6 分析結果の概要

説明変数		予測符号	model.1			model.2			model.3			VIF
			CAR(-3,4)			CAR(-1,1)			CAR(0,1)			
			係数	t 値	有意確率	係数	t 値	有意確率	係数	t 値	有意確率	
CG 変数	Shagai Dummy	-	-2.051	-1.205	0.237	-1.988	-1.279	0.210	-2.347	-2.125	0.041	1.568
	LNGaikoku	-	5.679	2.073	0.046	5.760	2.303	0.028	4.115	2.316	0.027	1.656
	DIR	+	-0.264	-0.913	0.368	-0.197	-0.745	0.462	-0.133	-0.708	0.484	1.716
	Joumu	?	7.450	1.947	0.060	1.807	0.517	0.608	-1.112	-0.448	0.657	1.265
	LNWeb	-	-14.166	-2.776	0.009	-3.724	-0.799	0.430	-2.986	-0.902	0.373	1.534
財務 数値	Intangible	-	0.431	2.531	0.016	0.347	2.236	0.032	0.215	1.945	0.060	1.385
	DA	-	19.774	0.940	0.354	3.234	0.168	0.867	4.740	0.348	0.730	1.321
	LNCurrentRate	-	-4.742	-3.796	0.001	-2.198	-1.927	0.063	-1.125	-1.389	0.174	1.368
	LNROE	-	-1.506	-1.137	0.264	-0.118	-0.097	0.923	0.257	0.299	0.767	1.453
租税 関連	Kanpu Dummy	+	1.006	0.604	0.550	-1.859	-1.222	0.230	-1.557	-1.441	0.159	1.456
	CETR	+	5.421	0.993	0.328	-1.640	-0.329	0.744	-3.128	-0.883	0.383	1.280
定数項			58.557	2.819	0.008	7.385	0.389	0.700	6.442	0.478	0.636	
AdjR 2/F 値 (有意確率)			0.392 / 3.578 (0.002)			0.174 / 1.845 (0.086)			0.155 / 1.731 (0.109)			

の解釈については次のように説明が可能かも知れない。つまり TPTS 適用によって惹起される不安に対して外国人持株比率が高い企業はストレス耐性が強いとの解釈である。このように TPTS 適用報道という重大事故に見舞われても外国人持株比率の高い銘柄の CAR が下降しない理由として、外国人投資家によるこれまでの投資経験から多くの TPTS 適用事例で還付や更正税額の減額を予想し、織り込んだ可能性が考えられる。しかし反面、TPTS 適用法人に対する外国人投資家の反応がホームバイアスを背景としているのであれば、TPTS 適用事例の詳細に付き、外国人投資家による評価の遅れから株価に反応が即時に反映されない可能性も指摘される。

最後にウェブ充実度について解釈すると、当該変数は model.1 においてのみ 1% 水準有意であり、その他の model では有意ではない。model.1 は AR の蓄積期間が最長の 8 営業日であり、日数の経過と共に投資家による情報収集にインターネットが活用されたことが想像される。係数符号は予測符号に一致し、日頃のウェブ上における情報提供の充実度が高い企業は TPTS 適用という重大事故に見舞われた際に、投資家による強い失望が示される。このことは TPTS 適用報道に際し、従前、情報開示に前向きであることが仇となって投資家の強いネガティブ反応を引き起こす皮肉な結果と解釈

可能でもある²¹⁾が、それと同時に提供される情報が市場に吸収されて株価に反映される様子は市場が効率的であることを示している。

但し、ウェブ充実度の有意性を解釈する際に留意すべきは、日頃の情報公開姿勢の熱心な企業と雖も、実際のところ TPTS 適用に関連する有益な新情報が数多く市場に投入される訳では無い点である。1つの例に過ぎないが、更正税額の全額が還付されるという意味では TPTS

21) 関連する指摘に三隅[2006, p. 34]がある。それによると「IR 体制および適時情報開示体制が整備されているという意味でガバナンスに優れている企業は、そうでない企業に比べて有意に株式リターンが低い」とか、「企業経営の成果をより正確に開示・伝達しようとしている」企業ほど、株式リターンが低くなっている」と指摘している。但しこの結果に対して三隅[2006, p. 34]は慎重な解釈を試みており、それによれば「情報開示の進展は、企業情報に対する不確実性の低下をもたらす」ため、「超過収益率算出の際のベンチマークとなる均衡収益率の低下をもたらす可能性」を指摘する。しかしそれにも関わらず、3ファクター・モデルではなく CAPM を用いて超過収益率を算定した場合、「本来より高いベンチマークが用いられている可能性がある」という。本研究は 3ファクター・モデルを用いて CAR を算出していることから、三隅[2006, p. 35]が指摘した通り、「3ファクター・モデルなど、より多様なリスク要因を考慮したうえで算出した超過収益率に基づいて、パフォーマンス評価を行うことが必要」との問題点を克服すべく検討を試みた点を強調しておきたい。

適用事例の中でも稀有な事例とされる武田薬品工業の場合、更正通知の受領から全額還付までに7年弱を費やしている。同社の場合、当該7年間に投資家へ与えた適時開示情報は僅かに4件に過ぎず²²⁾、TPTS適用を契機とした情報開示の頻度と提供される情報の質と量について一般的に十分とは言えない。このことは非財務情報の開示の在り方を検討する際の論点提供として示唆に富むのかも知れない。

4.1.2 財務数値の有意性について

TPTS適用報道における投資家の反応について、無形資産の有意性が加藤ほか[2015]によって示されているが、本研究と加藤ほか[2015]の分析結果は整合しない。加藤ほか[2015]によればTPTS適用報道について、無形資産の保有額が多ければ投資家の失望が大きくなるとの知見が示されており、このような投資家反応の理由として「無形資産はその内容についての解釈が難しいために、結果として外部からの透明性が低くなる」ことを指摘してい

る。これに対して本研究による検証結果によれば、3つのmodelで一貫してCARと無形資産の多寡は正の関係性が認められる。このように加藤ほか[2015]と本研究による検証結果の比較から、変数符号が反転した原因として、2つの研究におけるサンプルの違いに注目している。つまり前示の通り加藤ほか[2015]の分析対象は平成2年以降同24年までのTPTS適用51事例であるが、本研究は平成17年以降同25年までの54事例である。そして後者54事例においては比較的多くの還付事例を含んでいる。したがってサンプル構成の違いにより加藤ほか[2015]の分析結果と異なる解釈を試みる必要があり、無形資産の潜在的利益獲得能力に対して投資家が好意的評価を示したと考えるのが妥当であろう。

次にDAは有意な変数とは言えなかった。TPTS適用の背景には、適用企業における租税負担削減を最優先する税制選択の繰り返しを投資家が予想するとしており、その背景には利益調整行動の活発化によるDAの高まりが予想されると考えた。しかしこの仮説は支持されない。租税負担削減行動が利益調整行動と同時に展開されるのかを実証的に検証した研究²³⁾もあるが、本研究における検証では、TPTS適用法人に対する評価に利益調整行動は無関係であることが明らかとなった²⁴⁾。

最後に当座比率の有意性について注目する

22) 更正税額の全額が還付された武田薬品工業に關する案件について、TPTS適用後の適時開示情報の公表の経緯をみてみる。当該事例ではTPTS適用情報は平成18年6月28日付けで適時開示され、翌日に新聞報道されたが、同社が相互協議申請をするのは2年後（適時資料「移転価格税制に基づく更正処分にかかる相互協議申請について（平成20年7月8日付）」参照）であり、当該相互協議が不成立で終了し、異議申し立てを行うとの情報が提供されるのはさらに3年後（同「移転価格税制に基づく更正処分にかかる相互協議の終了と異議申し立て手続きの再開について（平成23年11月4日付）」参照）であった。結果的に本件は翌年春（同「移転価格税制に基づく更正処分にかかる異議決定について（平成24年4月6日付）」参照）に一部が還付決定された後、全額の取消を求めて同社が審査請求を行った（同「移転価格税制に基づく更正処分にかかる審査請求について（平成24年5月7日付）」参照）。全額の還付が認められたのは最初の更正通知を受領してから7年弱（同「移転価格課税に関する国税不服審判所長の裁決書受領について（平成25年3月25日付）」参照）を要する長丁場となった。

23) 本研究成果から、TPTS適用報道において裁量的会計発生高の多寡が投資家の失望の原因とはならないことが明らかになった。海外への価格移転取引による租税負担削減行動と裁量的会計発生高によって観察される利益調整行動の関係性について、これらを直接的に検討した論攷ではないが、例えば大沼[2010, p.110]によれば、一般的な傾向として「日本企業はアメリカ企業と比較して租税回避行動と利益調整行動を同時に進めるといよりも、どちらかに重点を置き、結果一方が減少するという関係が示唆される」としている。

24) なお、説明変数としたDAについてはDechow *et al.*[1995]による修正ジョーンズモデルを用い

が、当該変数は 1 % 水準有意の非常に強い負の関係性を model.1 において示すのみである。そしてその結果は同じく当座比率を説明変数とした加藤ほか [2015] による分析結果と整合する。TPTS の適用報道が資本市場に投入されれば、投資家は当座比率の高い企業の TPTS 適用については強い失望を示すこととなるが、この反応の解釈として考えられるのは以下の通りである。つまり一般的に株主還元へ資することが明確でないキャッシュの大量保有は、エージェンシー問題を引き起こすと市場で認識される可能性がある。その様な背景から TPTS 適用報道がトリガーとなって高い当座比率を誇る企業に投資家は強いネガティブ反応を示したと考える。つまり経営者の業務対価に見合わない高額報酬の支給が行われれば投資家が失望するのと同様に、課税庁によって強制的に徴収される更正税額も投資家にとっては自らの懐を潤すことのない無駄な支出である。このように観てくると TPTS 適用により遅かれ早かれ遺失するであろう現金に対する失望の多寡が現れるのではないか。

4.1.3 租税関連要因の有意性について

2 つの租税関連要因はいずれも有意ではない。還付ダミーが有意でないとの分析結果は、TPTS 適用報道に際し、更正事例であるか還付事例であるかに関わらず、株価は無反応か反応したとしてもネガティブ反応を示すとの本稿 2.3 における結論を示したが、重回帰分析の結果から、強いてどちらかと言えば無反応と解すべきかも知れない。このことから TPTS 適用報道における更正事例と還付事例の資本市場における投資家の反応に関して本研究における 2 度の異なる検証を経て 2 群に分類する必要性を否定することになる。つまり還付事例において投資家はポジティブ反応を示さないとの分析結

果を追認し、一層の頑健性を付与することに成功したと言える。

また *Current ETR* は加藤ほか [2015] においても検証変数として投入されているが、予測符号が一貫せずに有意性を伴わない点は本分析結果と整合する。本研究成果を導出するまでの過程で *Current ETR* のほかに *ETR* も説明変数として投入したものの、有意な変数ではなかった。つまり低い租税負担率は海外取引における価格移転が奏功した結果であるとの仮説や、租税負担率が高いために海外子会社取引において価格移転を試みるとの仮説を支持する検証結果は導出されていない。尤もこの変数がありとならない理由として、法人税率の基本税率が平成 24 年に 30 % から 25.5 % に減少しているが、これによる納税額の減少を租税負担削減行動の結果としての納税額の減少と区別できない可能性が認められる。この点を踏まえると、*Current ETR* が有意な説明変数であると指摘した加藤ほか [2015] の検証結果も含め、再度の見直しが必要かと思われる。

4.2 本研究の貢献と残された課題

4.2.1 本研究の貢献

本研究成果から、TPTS 適用による資本市場の反応は CG 構造が背景となる事実が判明した。とりわけ *CAR* (−3, 4) の検証においては、(1) 情報開示を積極的に行い、ウェブ上の情報公開が充実していた企業で当座比率の高い企業について、TPTS 適用報道が市場へ投入されると投資家は強い失望を示すことが明らかとなった。また (2) 外国人持株比率が高く、常務相当以上の取締役の人数が多い企業で、さらに無形資産の保有が多い場合には TPTS 適用によっても株価は上昇することが明らかとなった。これらのファクト・ファインディングから導出される含意とは、TPTS 適用のみならず、その他に企業価値を毀損させる重大事故に対する資本市場の反応において、上述した CG 変数による影響を受けて投資家が判断を行い得ると

たとしたが、Kasznik [1999] による CFO 修正 Jones モデルを用いても有意な変数の発見には至らなかったことを付言しておく。

言うことである。

さて従来、CGの巧拙と企業価値を結びつけた実証研究は財務パフォーマンス・スタディが中心であり、「社外取締役の導入や人数・比率上昇が有意なパフォーマンス効果を持たない(宮島・小川[2012, p.20])」などの所見が示され²⁵⁾、CGの向上とパフォーマンスの向上について、わが国においては正の関係性を有しないとの結論も少なくない。そこで本研究では財務パフォーマンス・スタディに代えてESを試みることで短期株価のパフォーマンスを観測した。しかも社外取締役が選任された時点をイベント日とするのではなく、むしろ企業にとってCGの巧拙が露呈する重大事故の発生、とりわけTPTS適用の公表日に注目している。

社外取締役の機能を踏まえれば、その起用の効果が企業価値に与える影響は長期パフォーマンスに現れると考えるのがこれまでの研究では定石であり、故に分析手法としては財務パフォーマンス・スタディを採用する理由であった。尤も三隅[2006]が試みたように月次データによる長期株価のパフォーマンスを被説明変

数とする回帰分析を試みた研究も存在するが、その場合は多くのノイズやバイアスをかき集める可能性を警戒せねばならない。そこで本研究では従来の分析アプローチに拘泥されず、発想を逆転し、TPTSという企業不祥事によって企業価値が崩壊する様を21営業日のイベント・ウィンドウを確保して、短期株価のパフォーマンスを検証した。この結果、TPTS適用に対する失望が観察されたが、反面、CGの巧拙によって投資家の抱く不安は異なることが明らかとなった。このように本研究は社外取締役導入などのCGの向上によってもたらされる企業価値の増加を直接検証したわけではないが、間接的にCG構成に寄せる投資家の期待の大きさを検証した点も、貢献の1つと考える。

わが国におけるTPTS適用法人の現状として、かつての商製品による国際的価格移転取引の活用が相対的に減少している点が挙げられ、平成16年頃からロイヤリティ収入の未徴収など、知的財産の存在を背景とした租税負担削減手法が現れてくる。これに呼応して国税側では新たな独立企業間価格の算定方法を模索し、TPTS適用による係争を事前に緩和する制度の浸透を試みている。それと同時に還付事例が発生し、勢いづいたTPTS適用が失速する側面も見受けられた。さらに租税負担の削減行動の動態を把握するために*Current ETR*を算出し、説明変数としたが、分析対象となったTPTS適用事例の租税負担の低下は平成24年度の法人税率の基本税率が引き下げられた影響を受けた可能性があり、この点における疑問点は解明することが出来なかった。本研究における分析対象はこの様な時代背景からサンプリングしているため、加藤ほか[2015]における分析結果の一部とは整合しておらず、また一部に加藤ほか[2015]と同様、解決せねばならない問題を包含している。

加藤ほか[2015]においては平成2年を起点としてTPTSの適用51事例を収集したが、他方、本研究は平成17年以降の45事例によって

25) 宮島ら[2003, p.173]によっても同様の目的で分析が行われているが、その結果は「Q, ROAを被説明変数としたいずれの場合においても、社外取締役導入自体とパフォーマンスとの間には有意な関係は認められなかった」としている。さらに関連して、三隅[2006]はわが国における有力な機関投資家である企業年金連合会に注目し、当該機関の株主アクティビズム効果がわが国企業のCG体制や経営パフォーマンスに与えた影響を分析した。分析方法は企業年金連合会により編成された「コーポレート・ガバナンスファンドは、長期的な株主利益を目指したものであることを考慮し」、「長期効果の存在を分析対象」とすべく、月次ベースの株式超過収益率をCAPMを踏まえて算出し、検証している(三隅[2006, p.24])。分析結果はガバナンスファンドとして組み入れた銘柄について「株式パフォーマンスがすぐれているということは確認されなかった」とあり、「ガバナンスファンドの創設意図は必ずしも実現されてはいない」と結論している(三隅[2006, pp.34-35])。

サンプルを構成した違いがある。結果的にこの差が投資家による無形資産に対する評価の差となって現れた可能性がある。つまり TPTS 適用に際し、当初は無形資産の保有は資産の不明確さを表し、投資家による不安を惹起させたが、次第に無形資産に対する評価が変わり、多くの無形資産の保有は超過収益力の源泉と考えるようになったのではないか。さらに TPTS が適用されることで投資家にとっては潜在している無形資産が顕在化したと捉えたかも知れない。その様に観てくると加藤ほか [2015] と本研究における分析結果の相違が無理なく説明できる。

4.2.2 残された課題

最後に本研究の残された課題について言及する。本研究では CG 変数として役員持株比率に注目し、当該変数の多寡が TPTS 適用報道の際に投資家が抱く不安を除去する作用があると考え、正の関係性を期待したものの、有意な説明変数ではなかった。Morck *et al.* [1988] や首藤 [2010] によると、役員持株比率が低率である状態から上昇するとアライメント効果を発現し、アライメント効果からエントレンチメント効果へ切り替わる境目は議決権掌握の 50% 以上としている。更にそれ以降は役員持株比率が高率になると再びアライメント効果を発現すると指摘する。つまり投資家の好意的評価や不安は AR や CAR に現れるが、これらと役員持株比率は線形関係になく、2 次や 3 次の非線形関係によって説明される可能性がある。非線形関係を前提に言うことは、上場企業においてアライメント効果からエントレンチメント効果の発現へと切り替わる役員持株比率について、閾値（極値）の発見が可能と考えている。当該問題は直接的な課税問題ではないため本稿ではひとまず問題点の指摘に留めておくが、この残された課題に対しては大沼・櫻田 [2016] にて検証を試みているので参照されたい。また外国人投資家の持分比率とホームバイアスの関係について TPTS 適用後、外国人投資家が

TPTS 適用事例の解析を終えて次第に彼らによる持株比率が下降した可能性もある。言い換えればホームバイアスの緩やかな解消が起きたのかについても今後、検証の余地が残ることを付言しておく。

[後記] 本研究は公益財団法人・石井記念証券研究振興財団による助成（平成 27 年度グループ研究）と基盤研究(C) 課題番号 16 K 04006 による成果である。謝してここに記す。

参考文献

- Campbell, J., Lo, A. and A.C. MacKinlay [1997] *The Econometrics of Financial Markets*, Princeton University Press. (『ファイナンスのための計量分析』祝迫得夫ほか訳書、共立出版、2007年)
- Chen, S., Chen, X., Cheng, Q., and T. Shevlin [2010] "Are Family Firms More Tax Aggressive Than Non-Family Firms?", *Journal of Financial Economics*, Vol. 95, No.1, Jan. 2010, 41-61.
- Cho, Myeong-Hyeon [1998] Ownership structure, investment, and the corporate value: an empirical analysis, *Journal of Financial Economics*, 47, 103-121.
- Dechow, P., Sloan, R. and A. Sweeney [1995] Detecting earnings management. *The Accounting Review*, 70 (2), 193-226.
- Ehrhardt, M.C. [1994] *The Search for Value: Measuring the Company's Cost of Capital*, Harvard Business School Press. (『資本コストの理論と実務 [新しい企業価値の探求]』真壁昭夫・鈴木毅彦訳書 東洋経済新報社、2001年)
- Fama, E. and K.R. French. [1992] The Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance*, 47(2), 427-465.
- Guenther, David A. [2014] Measuring Corporate Tax Avoidance: Effective Tax Rates and Book-Tax Differences. http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2478952
- Grubert, H. [1998] Taxes and the division of foreign operating income among royalties, interest, dividends and retained earnings, *Journal of Public Economics*,

68, 269-290.

Kaplan S.N. [1994] Top executive rewards and firm performance : A comparison of Japan and the United States., *Journal of Poritical Economy*, Vol. 102, No. 3, 510-546.

Kaszniak, R. [1999] "On the Association between Voluntary Disclosure and Earnings Management." *Journal of Accounting Research*, 3 (1), 57-81.

Knutson, Peter H. [1993] *Financial Reporting in the 1990s and Beyond*, Association for Investment Management and Research. (『21 世紀の財務報告』八田進二, 橋本尚共訳 投資管理調査協会 [編] 白桃書房, 2001. 12)

Leuz, Christian, Lins, Karl V. and Warnock, Francis E. [2009] Do Foreigners Invest Less in Poorly Governed Firms? *Review of Financial Studies*, Mar. 2010, v. 23, iss. 3, 3245-3285.

Manzon, Gil B., Jr., and G.A. Plesko [2002] "The Relation between Financial and Tax Reporting Measures of Income." *Tax Law Review*, Vol. 55, 175-214.

Naser K.H.M. [1993] *Creative Financial Accounting ,Its nature and use*, Prentice Hall.

Yermack, D. [1996] "Higher Market Valuation of Companies with a Smaller Board of Directors," *Journal of Financial Economics*, 40, 185-211.

青木英孝・宮島英昭 [2011] 「多角化・グローバル化・グループ化の進展と事業組織のガバナンス」 宮島英昭編著『日本の企業統治』東洋経済新報社, 245-288。

市古勲・津田秀和 [2010] 「近年のコポレート・ガバナンス制度変化に関する考察－会社の反応に関するインタビュー調査を中心に－」『経営管理研究所紀要』第 17 号, 47-59.

入江和彦・野間幹晴 [2008] 「社外役員の独立性と企業価値・業績」『経営財務研究』第 28 巻第 1 号, 38-55。

大沼宏 [2010] 「租税回避と経営者裁量との関係性」『會計』第 177 巻第 6 号, 100 - 113。

—— [2012] 「連結納税制度加入インセンティブ、企業統治構造及び租税回避行為との関連性」日本会計研究学会第 71 回大会 報告資料。

http://jaa.2012.a.cm.hit-u.ac.jp/pdf/2_ronbun/1-11-1-P.pdf

大沼宏・櫻田譲 [2016] 「予想外の事象に直面する企業の企業評価を決定づける要因－移転価格税制適用企業

を題材に」『経営ディスクロージャー研究』第 14 号, 83-96。

大沼宏・櫻田譲・加藤恵吉 [2012] 「移転価格税制の適用と資本市場の評価」『税務会計研究』第 23 号, 259-265。

加藤恵吉・大沼宏・櫻田譲 [2015] 「移転価格税制の適用と資本市場の評価に関する実証研究」『研究年報経済学』第 75 巻第 1-2 号, 33-49。

久保田敬一・竹原均 [2007] 「Fama-French ファクターモデルの有効性の再検証」『現代ファイナンス』No. 22, 3-23。

古賀智敏 [2012] 『知的資産の会計 改訂増補版』千倉書房。

斎藤卓爾 [2011] 「日本企業による社外取締役の導入の決定要因とその効果」宮島英昭編著『日本の企業統治』東洋経済新報社, 181-213。

佐々木隆文・米澤康博 [2000] 「コーポレート・ガバナンスと株主価値」『証券アナリストジャーナル』38(9), 28-46。

島田佳憲 [2013] 『自社株買いと会計情報』中央経済社。

首藤昭信 [2010] 『日本企業の利益調整』中央経済社。

胥鵬 [2006] 「どの企業が敵対的買収のターゲットになるのか」REITI Discussion Paper Series 06-J-008, 独立行政法人経済産業研究所編。

内閣府 [2004] 「企業の事業再構築、コーポレート・ガバナンスと企業業績－近年の企業関連制度整備の効果－」内閣府政策統括官室（経済財政分析担当）政策効果分析レポート No.18。

堀敬一・安藤浩一・斎藤誠 [2009] 「日本企業の流動性資産保有に関する実証研究－上場企業の財務データを用いたパネル分析－」Global COE Hi-Stat Discussion Paper Series; No. 81。 <http://hermes-ir.lib.hit-u.ac.jp/rs/handle/10086/17566>

三隅隆司 [2006] 「コーポレート・ガバナンスと株価収益率：コーポレート・ガバナンスファンドに関する実証」『一橋商学論叢』Vol. 1, No. 1, 23-37。

宮島英昭・小川亮 [2012] 「日本企業の取締役会構成の変化をいかに理解するか？：取締役会構成の決定要因と社外取締役の導入効果」RIETI Policy Discussion Paper Series 12-P-013, 1-46。

宮島英昭・新田敬祐 [2011] 「株式所有構造の多様化とその帰結」宮島英昭編著『日本の企業統治』東洋経済新報社, 105-149。

宮島英昭・原村健二・稲垣健一 [2003] 「進展するコーポ

レート・ガバナンス改革をいかに理解するか：CGS
（コーポレート・ガバナンス・スコア）による分
析』『ファイナンシャル・レビュー』財務省財務総合
政策研究所，69, 156-193。

望月文夫[2007]『日米移転価格税制の制度と適用－無形
資産取引を中心に－』大蔵財務協会。