

論文

追徴課税についての報道が 日本企業の売上高に及ぼす影響

山下 裕企

キーワード

税負担削減行動
評判コスト
追徴課税
新聞報道
売上高

目次

- はじめに
 - 先行研究のレビューと仮説の構築
 - リサーチ・デザインとサンプル
 - 追徴課税報道について
 - 分析モデル
 - サンプル・セクションと基本統計量
 - 分析結果
 - 広告宣伝費に対する影響
 - おわりに
- 参考文献

1. はじめに

近年、税負担削減行動¹の評判コスト (reputational cost) に対する関心が高まってきている。Gallemore, Maydew, and Thornock (2014) によると、この評判コストは企業のようなステークホルダーに関連するものであり、株価の低下、売上高の減少、広告宣伝費の増加、経営者や監査人の交代、メディアでの悪影響、および将来の税負担削減行動の水準の低下といった様々な形で事後的に生じうる²。実際、タックス・シェルターの利用や脱税といった極端な税負担削減行動に対して株価の低下が生じることが、いくつかの研究において確認されている³。また経営者交代やメディアでの悪影響が生じたという証拠も得られている⁴。しかし、売上高の減少や広告宣伝費の増加といった形で発現しうる消費者関連の評判コストについては、これまでほとんど観察されていない。

消費者関連の評判コストに関連して、例えば、Gallemore et al. (2014) は、タックス・シェルターの利用が明らかになったとき、企業が消費者によって評判コストを負わされているかどうかを検証しているが、その判明後に売上高の減少や広告宣伝費の増加は観察されていない。また Hardeck and Hertl (2014)、Antonetti and Anesa (2017)、および Hardeck, Harden, and Upton (2021) は実験により、Asay, Hoopes, Thornock, and Wilde (2018) はアンケート調査と実験により、積極的な税負担削減行動が消費者によって否定的に捉えられる⁵ことを示しているものの、このことが売上高等に及ぼす直接的な影響は明らかにされていない。このように消費者関連の評判コストに関する証拠は、現時点で十分に蓄積されているとはいえない状況にある。さらに Hardeck et al. (2021) では、アメリカとドイツの消費者で税負担削減行動に対する異なる反応が観察されており、消費者の反応は国によって異なる可能性がある⁶。そのため日本企業のデータを用いて追加的な証拠を提供することは、消費者関連の評判コストに関する理解を深める上で有益となるだろう。

そこで本研究は、税負担削減行動に関連する報道が報道された日本企業の売上高に負の影響を及ぼすかどうかを明らかにしていく。なお本研究では税負担削減行動に関連する報道として、2000年1月1日から2019年12月31日までに読売新聞、朝日新聞、毎日新聞、日本経済新聞、および産経新聞に掲載された法人税の追徴課税についての報道を用いている。また追加分析として、Gallemore et al. (2014) と同様に、広告宣伝費に対する影響についても簡単に検討する。

分析の結果は、全体として、報道されていない企業に比べ、報道された企業の売上高および売上高変化額が報道年度⁷ (およびその翌年度) において減少することを示している。このことは企業が消費者関連の評判コストを負っていることを示唆するものであり、これまでこのようなコストがほとんど観察されていなかった事実を考えると、本研究には大きな貢献がある。加えて、消費者関連の評判コストが実際に発生していることを示す本研究の結果は、

税負担削減行動のコストとベネフィットを考慮し、その意思決定を行う経営者にとっても重要となるだろう⁸。なお報道された企業が評判の棄損に対応するために広告宣伝費を増加させるという考えと整合的な証拠は本研究でも得られていない。

本研究の構成は、以下の通りである。つぎの**2.**では、消費者関連の評判コストに関連する先行研究をレビューし、本研究の仮説を構築する。**3.**では、日本における法人税の追徴課税報道についての概要を示すとともに、本研究の分析モデルおよびサンプルを提示する。さらに**4.**では回帰分析の結果を示し、**5.**で広告宣伝費に対する影響を簡単に検討する。最後に**6.**で、要約とともに本研究を締めくくる。

2. 先行研究のレビューと仮説の構築

前述のように、消費者関連の評判コストに関連する研究はいくつか存在している。まず Gallemore et al. (2014) は、特に積極的な税負担削減行動の一つであるタックス・シェルターの利用に対して生じうる様々な評判コストの観察を試みているが、その中で消費者関連の評判コストについても取り上げている。彼らは、タックス・シェルターの利用が明らかになったとき、消費者の反発により売上高が減少するとともに、評判の棄損に対応するため広告宣伝費が増加すると予測し、1995年から2005年の間にタックス・シェルターを利用していることが判明した118社と業種・規模でマッチングされたコントロール企業を用いて分析を行っているが、予測と整合的な結果は得られなかった。このことは、マッチングの方法を変更しても、消費者の反発がより長期的に生じる可能性を考慮しても、また評判コストの生じる可能性が高い企業にサンプルを限定しても変わらない。

つぎに Hardeck and Hertl (2014)、Antonetti and Anesa (2017)、および Hardeck et al. (2021) は実験により、税負担削減行動に対する消費者の意識を調査している。Hardeck and Hertl (2014) は、ドイツの大学生を被験者として、積極的な税負担の削減を行っているという報道がその企業の評判や製品の購買意向を低下させ、公正に税を負担しているという報道がそれらを向上させることを明らかにしている。この研究では、こうした報道が消費者の支払意欲に及ぼす影響についても調査しているが、全体として明確な傾向は観察されていない⁹。

また Antonetti and Anesa (2017) は、アメリカ居住者を被験者として、税負担の削減に積極的な企業（消極的な企業）は倫理性が低い（高い）と見なされること、およびこの影響が政治的な立場が右寄りの消費者において緩和されることを明らかにしている。加えて、税負担の削減に積極的な場合、企業に対する印象の悪化、購買意向の低下、あるいは悪い口コミの増加といった形で消費者から否定的に評価されることも示されている。その一方で、税負担の削減に消極的な企業が消費者から肯定的に評価されるという強い証拠は得られていない。

さらに Hardeck et al. (2021) は、アメリカとドイツの大学生を被験者として、消費者は税負担の削減を行っている企業（行っていない企業）を社会的に無責任な行動（責任のある行動）をとっていると認識し、このことを通じてその企業の印象が悪く（良く）なること、および企業の社会的責任の認識において、アメリカの消費者に比べ、ドイツの消費者は税務戦略が税務当局に受け入れられるかどうかを重視する傾向にあること等を明らかにしている。ただしこの研究においても、税負担削減行動に関する報道が消費者の支払意欲に及ぼす影響については、ほとんど見いだせていない。

最後に Asay et al. (2018) は、アンケート調査により、アメリカの消費者は企業のより積極的な税負担の削減を好まないが、これを理由として購買行動を変更したことのある消費者は6%未満であること¹⁰、購買決定においては税の問題よりも価格や品質といった他の要因が重視されること、および税負担の削減が消費者によって十分に認識されていない可能性があること等を明らかにしている。また税に関する否定的な報道を用いた実験でも、アンケート調査と整合的な結果が得られている。

これら先行研究の結果は、総じて、消費者が企業の税負担削減行動に対して否定的な反応を示すこと示している。その一方で、税負担削減行動による売上高への影響はほとんど観察されていない。その理由はいくつか考えられる。例えば Gallemore et al. (2014) は、タックス・シェルターの利用が不正であるとみなされていない可能性をあげている¹¹。また Asay et al. (2018) が述べているように、購買決定において他の要因が重視されている可能性や税負担の削減が十分に認識されていない可能性もあるだろう。さらに Gallemore et al. (2014) や Austin and Wilson (2017) が指摘するように、消費者の反発による影響が大きいと考えている企業は評判コストの発生を避けるため税負担削減行動に対して消極的になっている可能性もある¹²。このような場合も、税負担削減行動が売上高へ及ぼす影響は観察されにくいであろう。しかし、これらについて統一的な見解は得られていない。また Hardeck et al. (2021) 等でも示されているように、消費者の反応は国によって異なる可能性がある。そこで本研究では、日本企業の法人税に関する追徴課税報道を用いて、税負担削減行動が売上高に及ぼす影響についての追加的証拠を提供していく。本研究の仮説は次のとおりである。

仮説：法人税の追徴課税報道は、報道された企業の売上高に対して負の影響を及ぼす。

3. リサーチ・デザインとサンプル

3.1 追徴課税報道について

本研究では、税負担削減行動に関連する報道として、2000年1月1日から2019年12月31日までに読売新聞、朝日新聞、毎日新聞、日本経済新聞、および産経新聞に掲載された

法人税の追徴課税についての報道を用いている。これに関する記事は、「ヨミダス歴史館」、「聞蔵Ⅱビジュアル」、「毎索」、「日経テレコン21」、および「産経新聞データベース」を利用し、「申告漏れ」ないし「追徴」というキーワードで抽出した。また抽出された記事の中には、消費税・相続税といった他の税に関するものや法人名が記載されていないもの等が含まれているため、各記事の内容を確認し、これらを除外した。その結果、法人名が確認できた法人税の追徴課税についての報道は、1,407件¹³となる。この中で、日本経済新聞社の「NEEDS-FinancialQUEST」において、連結決算（日本基準）の財務データが入手可能な上場企業（金融・保険を除く）の報道は272件であった。

表1 年度別・業種別の報道件数

年度別報道件数		業種別報道件数	
年度	報道件数	業種	報道件数
1999	4 (4)	食品	4 (4)
2000	12 (10)	繊維	2 (0)
2001	6 (6)	化学	13 (7)
2002	14 (13)	医薬品	8 (6)
2003	20 (19)	ゴム	3 (2)
2004	15 (12)	窯業	4 (1)
2005	14 (12)	鉄鋼	7 (7)
2006	24 (17)	非鉄金属製品	2 (0)
2007	20 (17)	機械	24 (21)
2008	14 (12)	電気機器	28 (18)
2009	19 (13)	造船	6 (6)
2010	12 (8)	自動車	21 (18)
2011	18 (13)	輸送用機器	3 (1)
2012	26 (19)	精密機器	6 (3)
2013	9 (7)	その他製造	3 (2)
2014	10 (8)	水産	1 (0)
2015	8 (6)	建設	42 (39)
2016	9 (6)	商社	11 (9)
2017	6 (3)	小売業	17 (12)
2018	4 (3)	不動産	1 (1)
2019	2 (2)	鉄道・バス	11 (9)
合計	266 (210)	陸運	2 (2)
		海運	6 (6)
		空運	1 (1)
		倉庫	1 (1)
		通信	13 (11)
		電力	10 (10)
		ガス	2 (2)
		サービス	14 (11)
		合計	266 (210)

また本研究では、Gallemore et al. (2014) と同様に、追徴課税についての報道がなされた企業（以下、報道企業）とコントロール企業のデータを用いて分析を行っている。コントロール企業には、報道企業と同業種で報道前年度の期末総資産が最も近く、分析期間を通じて一度も追徴課税についての報道がなされていない企業が選択される¹⁴。このような形でのマッチングができなかった5件、および報道年度の決算月数が12か月でない1件を除くと、最終的に本研究の分析対象となった報道は266件となる。これらを年度別・業種別にまとめたものが表1である。なお表1の括弧内の数値は、記事において意図的に税を逃れたことが指摘されている報道¹⁵の件数を示している。

表1をみると、報道件数が年度や業種によって大きく異なっていることがわかる。年度別では、2002年度から2012年度にかけての報道が多く¹⁶、もっとも報道件数が多いのは2012年度の26件である。山下（2023）では2003年をピークにして報道件数が減少傾向にあることが示されているが、財務データの入手できる上場企業では、その傾向が若干異なるようである。また業種別では、建設、電気機器、機械、および自動車に属する企業についての報道が多い。また意図的に税を逃れたことが指摘されている報道件数は210件であり、これは全体の78.9%を占めている¹⁷。

3.2 分析モデル

本研究では、Gallemore et al. (2014) を参考にし、次のモデルを用いて追徴課税についての報道が売上高に及ぼす影響を明らかにしていく。

$$\begin{aligned} SALES_{it} \text{ (または } \Delta SALES_{it}) = & \beta_0 + \beta_1 COVERAGE_FIRM_i + \beta_2 COVERAGE_YEAR_{it} \\ & + \beta_3 COVERAGE_FIRM_i \times COVERAGE_YEAR_{it} \\ & + \beta_4 SIZE_{it} + \beta_5 PPE_{it} + \beta_6 \Delta PPE_{it} + \beta_7 LEV_{it} + \beta_8 INTANG_{it} \\ & + \beta_9 RD_{it} + \beta_{10} AD_{it} + \beta_{11} NOL_{it} + \beta_{12} \Delta NOL_{it} + \beta_{13} EXTRA_{it} \\ & + \beta_{14} F_SALES_{it} + IndustryDummies + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (1)$$

変数の定義：

$$SALES = \frac{\text{売上高}}{\text{前期末総資産}}$$

$$\Delta SALES = \frac{\text{売上高変化額}}{\text{前期末総資産}}$$

$COVERAGE_FIRM$ = 報道企業が1となるダミー変数

$COVERAGE_YEAR$ = 報道年度（およびその翌年度）が1となるダミー変数

$SIZE$ = 前期末総資産の自然対数

$$PPE = \frac{\text{償却対象有形固定資産}}{\text{前期末総資産}}$$

$$\Delta PPE = \frac{\text{償却対象有形固定資産変化額}}{\text{前期末総資産}}$$

$$LEV = \frac{\text{長期借入金・社債・転換社債}}{\text{前期末総資産}}$$

$$INTANG = \frac{\text{無形固定資産}}{\text{前期末総資産}}$$

$$RD = \frac{\text{研究開発費}}{\text{前期末総資産}}$$

$$AD = \frac{\text{広告・宣伝費}}{\text{前期末総資産}}$$

$$NOL = \text{前期末に税効果会計の対象となった繰越欠損金があれば1となるダミー変数}$$

$$\Delta NOL = \frac{\text{繰越欠損金変化額}}{\text{前期末総資産}}$$

$$EXTRA = \frac{\text{特別利益－特別損失}}{\text{前期末総資産}}$$

$$F_SALES = \frac{\text{海外・輸出売上高}}{\text{売上高}}$$

変数の定義は上に示したとおりであるが、添え字の*i*は企業、*t*は年度を表している。本研究では、その年度の金額と前年度からの変化額によって売上高に対する影響をみているため、被説明変数には、*SALES* ないし $\Delta SALES$ が用いられる。また *COVERAGE_FIRM* は報道企業が1、コントロール企業が0となるダミー変数、*COVERAGE_YEAR* は報道企業およびコントロール企業において報道年度（およびその翌年度）が1となるダミー変数である。本研究では報道の影響がより長期的に生じる可能性も考慮し、*COVERAGE_YEAR* として報道年度が1となるダミー変数（*COVERAGE_YEAR1*）を用いた分析と、報道年度およびその翌年度が1となるダミー変数（*COVERAGE_YEAR2*）を用いた分析を行っている。追徴課税報道が報道された企業の売上高に対して負の影響を及ぼすという考えが正しいのであれば、いずれのモデルでも *COVERAGE_FIRM* × *COVERAGE_YEAR* の係数 β_3 は負になることが予測される。

またモデルには、Gallemore et al. (2014) と同様に、規模、有形固定資産、レバレッジ、無形固定資産、研究開発活動、広告宣伝活動、繰越欠損金、特別損益、海外活動、および業種といった要因¹⁸をコントロールするための変数が含まれている。なお本研究では、長期借入金・社債・転換社債、研究開発費、税効果会計の対象となった繰越欠損金、および海外・輸出売上高の欠損値はゼロに置き換えて分析を行っている。さらに外れ値処理¹⁹として、報道企業とコントロール企業のそれぞれにおいて、ダミー変数を除くすべての変数は、上下1%で winsorize している。

3.3 サンプル・セレクションと基本統計量

前述のように、企業の財務データは日本経済新聞社の「NEEDS-FinancialQUEST」から入手している。本研究の分析対象となるのは、3.1 で示された266件の報道企業とそれらの

コントロール企業の1999年度から2019年度の連結決算データ（日本基準）であるが、決算月数が12か月でないもの、および分析に必要なデータがすべて揃わないものは除外している。その結果、回帰分析のサンプルは2,262企業・年度となる。

表2には報道年度（ $COVERAGE_YEAR1=1$ ）における報道企業とコントロール企業の基本統計量が示されている。まず $SALES$ について、平均値・中央値ともに報道企業の方がコントロール企業よりも小さくなっているが、 t 検定および Wilcoxon 順位和検定の結果、統計的に有意とはなっていない。これに対して売上高変化額については、平均値は5%水準で、中央値は10%水準で、報道企業の方がコントロール企業よりも有意に小さくなっている。より具体的には、報道企業の $\Delta SALES$ は、コントロール企業に比べて、平均値で0.021、中央値で0.012だけ小さい。このことは、追徴課税報道が報道された企業の売上高に対して負の影響を及ぼすという考えと整合的である。またコントロール変数に関して、 $SIZE$ には報道企業とコントロール企業の間で有意な差が見られるが、それ以外の変数で両者に有意な差は観察されていない。

表2 報道年度における基本統計量

変数名	報道企業				コントロール企業				差異	
	平均値	中央値	標準偏差	N	平均値	中央値	標準偏差	N	平均値	中央値
$SALES$	1.028	0.935	0.510	266	1.032	0.946	0.500	248	-0.09	-0.17
$\Delta SALES$	0.019	0.020	0.113	266	0.040	0.032	0.131	248	-2.00**	-1.69*
$SIZE$	13.062	13.179	1.498	266	12.679	12.813	1.336	248	3.05***	3.06***
PPE	0.189	0.169	0.118	253	0.200	0.174	0.125	240	-1.06	-0.90
ΔPPE	0.004	-0.001	0.025	253	0.002	0.001	0.025	240	1.23	0.40
LEV	0.137	0.101	0.135	266	0.126	0.088	0.131	248	0.90	0.84
$INTANG$	0.028	0.011	0.049	261	0.028	0.011	0.055	242	-0.14	0.57
RD	0.021	0.007	0.027	266	0.018	0.007	0.024	248	1.16	0.62
AD	0.024	0.015	0.028	101	0.020	0.011	0.025	87	1.12	1.63
NOL	0.673	1.000	0.470	266	0.685	1.000	0.465	248	-0.30	-0.30
ΔNOL	0.002	0.000	0.009	266	0.001	0.000	0.009	248	1.43	1.61
$EXTRA$	-0.007	-0.004	0.019	232	-0.008	-0.004	0.019	216	0.79	0.73
F_SALES	0.268	0.170	0.292	266	0.250	0.147	0.274	248	0.71	0.63

差異の平均値欄は t 値、中央値欄は z 値であり、*** は1%有意、** は5%有意、* は10%有意を表す。

また表3には回帰分析で用いるサンプルの相関が示されている。この表において、対角線の上の数値は Pearson の相関係数、下の数値は Spearman の相関係数であり、太字は統計的に5%水準で有意であることを示している。これをみると、 $SALES$ および $\Delta SALES$ と一貫して有意な正の相関を有するものは ΔPPE や $INTANG$ 、および AD であり、有意な負の相関を有するものは $SIZE$ および ΔNOL である。また RD と F_SALES の間には0.608ない

し0.736という正の相関が観察されるが、いずれの分析においてもVIFは3.5程度であり、多重共線性は深刻な問題にならないと判断した。

表3 相関係数

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)
(1)SALES	1.000	0.400	-0.182	-0.056	0.169	-0.068	0.043	-0.169	0.220	0.025	-0.049	0.043	-0.141
(2) Δ SALES	0.334	1.000	-0.116	0.084	0.346	0.038	0.100	0.034	0.102	-0.029	-0.172	0.099	-0.004
(3)SIZE	-0.127	-0.073	1.000	0.085	-0.035	0.172	0.161	0.253	0.010	0.135	-0.004	0.035	0.306
(4)PPE	-0.031	0.102	0.106	1.000	0.297	0.382	-0.059	0.027	-0.109	0.036	0.027	0.012	0.042
(5) Δ PPE	0.144	0.319	0.025	0.183	1.000	0.135	0.074	0.044	0.064	-0.060	0.027	0.141	0.006
(6)LEV	-0.103	0.010	0.231	0.385	0.051	1.000	0.071	-0.046	-0.046	0.158	0.078	-0.070	0.037
(7)INTANG	0.048	0.058	0.200	0.100	0.114	0.058	1.000	0.137	0.304	0.103	0.026	0.031	0.072
(8)RD	-0.170	0.040	0.257	0.109	0.040	-0.006	0.022	1.000	0.024	-0.049	-0.005	0.020	0.608
(9)AD	0.219	0.081	0.192	0.077	0.094	-0.008	0.467	-0.001	1.000	0.087	-0.007	0.051	0.054
(10)NOL	0.049	-0.033	0.138	0.043	-0.048	0.181	0.208	-0.052	0.095	1.000	-0.145	0.024	0.024
(11) Δ NOL	-0.061	-0.147	-0.014	0.031	0.024	0.021	-0.017	0.012	-0.009	-0.208	1.000	-0.214	0.002
(12)EXTRA	-0.014	0.076	0.033	-0.030	0.144	-0.096	0.037	0.017	0.007	0.036	-0.122	1.000	0.039
(13) F_{SALES}	-0.114	0.030	0.261	0.080	0.048	0.088	0.051	0.736	-0.018	0.009	-0.001	0.025	1.000

対角線の上はPearsonの相関係数、下はSpearmanの相関係数であり、太字は5%有意を表す。

4. 分析結果

SALESないし Δ SALESを被説明変数として回帰分析を行った結果は、表4に示されている。なおこの表に示されているt値は、不均一分散を考慮し、White(1980)の標準誤差にもとづいて算出されたものである。

まずCOVERAGE_YEAR1を用いた場合、COVERAGE_FIRM $\times$ COVERAGE_YEAR1の係数は、-0.120および-0.034といずれの分析でも予測通り負となっており、 Δ SALESの分析では10%水準でわずかに有意とならなかったものの、SALESの分析では5%水準で統計的に有意である。またCOVERAGE_YEAR2を用いた場合、COVERAGE_FIRM $\times$ COVERAGE_YEAR2の係数は-0.124および-0.038といずれも負で、SALESの分析では1%水準で、 Δ SALESの分析では5%水準で統計的に有意となっている。これらの結果は、本研究の仮説と整合的に、追徴課税についての報道が報道された企業の売上高および売上高変化額に対して負の影響を及ぼすことを示すものである。またコントロール変数について、 Δ PPE、INTANG、RD、およびADの係数はいずれの分析でも正で統計的に有意、SIZEおよび Δ NOLの係数は負で統計的に有意であった。

ここで、広告宣伝活動が売上高ないし売上高の成長性に及ぼす影響は大きいと考えられるので、ADは本研究において重要な変数の一つである。実際、表4でもその係数は統計的に有意となっている。しかし表2からも確認できるように、広告・宣伝費には多くの欠損値²⁰

表 4 回帰分析の結果

変数	SALES	Δ SALES	SALES	Δ SALES
<i>COVERAGE_FIRM</i>	0.116*** (6.40)	0.002 (0.26)	0.125*** (6.70)	0.004 (0.67)
<i>COVERAGE_YEAR1</i>	0.144*** (3.20)	0.029* (1.75)		
<i>COVERAGE_FIRM</i> × <i>COVERAGE_YEAR1</i>	-0.120** (-2.06)	-0.034 (-1.64)		
<i>COVERAGE_YEAR2</i>			0.143*** (4.08)	0.017 (1.41)
<i>COVERAGE_FIRM</i> × <i>COVERAGE_YEAR2</i>			-0.124*** (-2.72)	-0.038** (-2.36)
<i>SIZE</i>	-0.104*** (-11.53)	-0.019*** (-6.02)	-0.105*** (-11.55)	-0.018*** (-5.91)
<i>PPE</i>	0.103 (0.94)	0.020 (0.61)	0.097 (0.88)	0.021 (0.65)
Δ <i>PPE</i>	2.780*** (7.60)	1.690*** (11.00)	2.823*** (7.70)	1.694*** (11.03)
<i>LEV</i>	-0.360*** (-3.71)	0.056* (1.89)	-0.356*** (-3.68)	0.055* (1.84)
<i>INTANG</i>	0.779*** (3.87)	0.310*** (4.13)	0.789*** (3.93)	0.310*** (4.15)
<i>RD</i>	0.992** (2.21)	0.399** (1.97)	0.971** (2.17)	0.409** (2.02)
<i>AD</i>	3.402*** (6.66)	0.368*** (2.71)	3.374*** (6.61)	0.373*** (2.75)
<i>NOL</i>	0.061*** (3.25)	-0.009 (-1.52)	0.061*** (3.26)	-0.010 (-1.53)
Δ <i>NOL</i>	-1.846** (-2.14)	-2.646*** (-6.00)	-1.761** (-2.05)	-2.626*** (-5.97)
<i>EXTRA</i>	0.516 (1.46)	0.147 (1.04)	0.477 (1.36)	0.150 (1.07)
<i>F_SALES</i>	-0.024 (-0.48)	0.003 (0.16)	-0.023 (-0.47)	0.002 (0.12)
定数項	2.442*** (21.03)	0.236*** (5.87)	2.441*** (20.92)	0.231*** (5.73)
業種ダミー	Y	Y	Y	Y
Adjusted R ²	0.497	0.180	0.499	0.180
N	2,262	2,262	2,262	2,262

括弧内はt値であり、***は1%有意、**は5%有意、*は10%有意を表す。

が存在しており、*AD*を説明変数に含めることでサンプルサイズが小さくなっている。そこでこの影響を確認するために、*AD*を説明変数から除外して分析を繰り返した。その結果(N=5,737)²¹は表として示されていないが、*COVERAGE_FIRM*×*COVERAGE_YEAR1*の係数はいずれも負で、*SALES*の分析で有意でなくなったものの、 Δ *SALES*の分析では5%水準で有意となった。また*COVERAGE_FIRM*×*COVERAGE_YEAR2*の係数も負で、

SALESの分析では10%水準で、 Δ SALESの分析では5%水準で有意となった。これらは表4で示されている結果と概ね同様であり、広告・宣伝費の欠損値の影響は本研究において限定的であると考えられる。

5. 広告宣伝費に対する影響

ここまで、追徴課税報道が報道企業の売上高に及ぼす影響を明らかにしてきたが、Gallemore et al. (2014) では売上高だけでなく広告宣伝費に対する影響も検討している。前述のように、彼らは、否定的な報道による評判の棄損に対応するため、報道された企業の広告宣伝活動がより積極的になると予測し分析を行っているが、この考えを支持するような証拠は得られていない。本研究でも、この点について検討を簡単に行っていく。

分析モデルは式(1)がベースとなるが、広告宣伝費への影響を検討するので、被説明変数はADないし Δ ADに置き換えられる。ここで Δ ADは、広告宣伝費変化額を前期末総資産で除したものとして定義される。またこの変更に伴い、説明変数からADが除外される。追徴課税についての報道に対応するために報道企業の広告宣伝活動が積極的になるという考えが正しいのであれば、このモデルにおける $COVERAGE_FIRM \times COVERAGE_YEAR$ の係数は正となるだろう。

表2をみると、ADについては、否定的な報道による評判の棄損に対応するため広告宣伝活動がより積極的になるという考えと整合的に、平均値・中央値とも報道企業の方がコントロール企業よりも大きくなっているが、いずれも統計的に有意とはなっていない²²。また表2には示されていないが、報道企業の Δ ADの平均値(中央値)は0.000(-0.000)、コントロール企業の平均値(中央値)は0.013(0.001)であり、逆にコントロール企業の方が大きな値となっている。ただし、こちらも統計的に有意ではない²³。

またADを被説明変数とした回帰分析では、 $COVERAGE_FIRM \times COVERAGE_YEAR$ の係数は、 $COVERAGE_YEAR1$ の場合も $COVERAGE_YEAR2$ の場合も負であり、統計的に有意とはならなかった。また Δ ADを被説明変数とした分析でもこの係数はいずれも負であり、 $COVERAGE_YEAR2$ を用いた場合では5%水準で統計的に有意となった。これは予測とは逆の結果であり、報道企業の広告宣伝活動がコントロール企業に比べて消極的になることを示唆するものである。以上検討してきたように、否定的な報道による評判の棄損に対応するため、報道された企業の広告宣伝活動がより積極的になることを示す証拠は、本研究においても発見されなかった。

6. おわりに

本研究では、日本企業のデータを用いて、税負担削減行動に関連する報道が報道された企

業の売上高に及ぼす影響を検討してきた。分析の結果は、全体として、コントロール企業に比べ、報道企業の売上高および売上高変化額が法人税の追徴課税報道がなされた年度（およびその翌年度）に減少することを示している。このことは税負担削減行動に対する消費者の反発により、その企業の売上高に負の影響が生じるという考えと整合的である。

本研究の結果は、日本企業において税負担削減行動による消費者関連の評判コストが発生していることを示すものである。これまで税負担削減行動に対する消費者の否定的な反応が明らかにされている一方で、このようなコストがほとんど観察されてこなかった事実を考えると、本研究には大きな貢献があるだろう。さらに本研究の結果は、税負担削減行動のコストとベネフィットを考慮し、その意思決定を行う経営者にとっても重要になると考えられる。

ただし本研究には、限界や残された課題が存在する。まず本研究では、税負担削減行動に関連する報道として法人税の追徴課税報道を用いているが、追徴課税のすべてが税負担削減行動に起因するわけではない。本研究の結果を解釈する際には、この点についての注意が必要である。また消費者が税負担削減行動を認識する媒体として、新聞報道より適切なものが存在する可能性もある。例えば、Wilde and Wilson (2018) 等で指摘されているように、SNS での情報発信に着目して研究することも有益かも知れない。さらに消費者は、法人税だけでなく、他の税に対しても反応する可能性がある。しかしこの点に関する検討は本研究ではなされておらず、今後の課題となる。加えて、広告宣伝費に対する影響について、本研究では明確な傾向が観察されなかったものの、報道企業の広告宣伝活動が消極的になることを示唆する結果も一部では存在している。このことは売上高の減少による業績悪化に対応するため、企業が広告宣伝費を削減したことを反映している可能性があるが、これに関するさらなる検討もまた今後の課題である。

注

- 1 本研究では、Frank, Lynch, and Rego (2009) や Chen, Chen, Cheng, and Shevlin (2010) 等にしたいが、税負担削減行動を「適法、違法、あるいはそのグレーゾーンにあるものを含むあらゆるタックス・プランニング活動を通じて、課税所得の減少や税支払額の削減を行うこと」と定義する。また米谷・大沼・阪 (2021) では、この用語について詳細な検討がなされている。
- 2 Gallemore et al. (2014) は、これらの観点から評判コストの観察を試みている。また税負担削減行動の評判コストに関する近年の研究は、山下 (2023) 等でレビューされている。
- 3 例えば、Hanlon and Slemrod (2009)、Brooks, Godfrey, Hillenbrand, and Money (2016)、Blaufus, Möhlmann, and Schwäbe (2019)、および中濱 (2019) 等を参照のこと。
- 4 例えば、経営者交代については Chyz and Gaertner (2018) を、メディアでの悪影響については Chen, Schuchard, and Stomberg (2019) や Dhaliwal, Goodman, and Schwab (2022) を参照のこと。ただし、これらと整合的な結果が得られていない研究も存在する。
- 5 イギリスでほとんど税を支払っていないことが報じられ、不買運動につながったスターバックスのようなケースもある (日本経済新聞 2023 年 11 月 17 日朝刊)。
- 6 Brooks et al. (2016) は、法人税をめぐる諸問題やそれが企業特性とどのように関連するかにつ

いて、これまで得られている多くの知見はアメリカ企業についてのものであり、法的あるいは制度的な枠組みやステークホルダーの意識・行動等が異なる他の国において適用できるとは限らないと述べている。

- 7 本研究において t 年度とは、 t 年4月1日から $t+1$ 年3月31日の間に開始される事業年度を意味する。
- 8 アメリカの調査ではあるが、Graham, Hanlon, Shevlin, and Shroff (2014)によると、タックス・プランニングを抑制する要因として企業評判を棄損することへの懸念をあげた経営者が69.5%存在しており、評判コストが税負担削減行動の意思決定において重要な要素となっていることが示されている。
- 9 架空の企業を用いた場合のみ、前者の報道による支払意欲の低下が観察されている。
- 10 Asay, Hoopes, Thornock, and Wilde (2024)でも様々な観点から分析を行っているが、税の問題によりアメリカの消費者の行動が変化したという証拠は得られていない。
- 11 ただし、他の先行研究で明らかにされている消費者の反応をみると、その可能性は低そうである。
- 12 実際、Austin and Wilson (2017)では、貴重な消費者ブランドを有する企業において税負担削減行動の水準が低いことが明らかにされている。
- 13 同一事例が複数の新聞に掲載されている場合や同じ新聞に複数回掲載されている場合は、それらを合わせて1件としている。これらの構成、年次傾向、および報道新聞社数等については、山下 (2023)を参照のこと。
- 14 本研究では、1つの企業が複数の報道企業のコントロール企業となることを認めている。
- 15 意図的に税を逃れたかどうかについては、これを連想させる用語（例えば、所得隠し、仮装・隠ぺい、経費の水増し・架空計上）が記事に含まれているか、または重加算税が課されているかによって判断している。
- 16 この期間の報道件数は196件であり、全体の約73.7%を占めている。
- 17 意図的に税を逃れたことが指摘されている報道に対して消費者の反応が強く表れる可能性があるため、このような報道を受けた企業とそうでない企業にサンプルを分割して分析を行ったが、明確な傾向の違いは観察されなかった。
- 18 Gallemore et al. (2014)に従い、本研究でも年度ダミーを含めていないが、これを含めて分析しても表4の結果は本質的に変わらない。
- 19 外れ値処理をしない場合でも、表4と同様の結果が得られている。
- 20 明らかに広告宣伝活動を行っている企業の広告・宣伝費が欠損値となっているため、欠損値をゼロに置き換える処理は行っていない。
- 21 すべての分析において、自由度修正済み決定係数は表4に示されているものより低下している。例えば、*COVERAGE_YEAR1*を用いた場合、*SALES*の分析では0.479、 Δ *SALES*の分析では0.133であった。
- 22 中央値については、10%水準でわずかに有意とならなかった。
- 23 平均値については、10%水準でわずかに有意とならなかった ($t=-1.63$)。

参考文献

- Antonetti, P. and M. Anesa. 2017. Consumer Reactions to Corporate Tax Strategies: The Role of Political Ideology. *Journal of Business Research* 74: 1-10.
- Asay, H. S., J. L. Hoopes, J. R. Thornock, and J. H. Wilde. 2018. Consumer Responses to Corporate Tax Planning. *Kenan Institute of Private Enterprise Research Paper* 18-19.
- Asay, H. S., J. L. Hoopes, J. R. Thornock, and J. H. Wilde. 2024. Tax Boycotts. *The Accounting Review* 99(1): 1-29.
- Austin, C. R. and R. J. Wilson. 2017. An Examination of Reputational Costs and Tax Avoidance:

- Evidence from Firms with Valuable Consumer Brands. *The Journal of the American Taxation Association* 39(1): 67-93.
- Blaufus, K., A. Möhlmann, and A. N. Schwäbe. 2019. Stock Price Reactions to News about Corporate Tax Avoidance and Evasion. *Journal of Economic Psychology* 72: 278-292.
- Brooks, C., C. Godfrey, C. Hillenbrand, and K. Money. 2016. Do Investors Care about Corporate Taxes? *Journal of Corporate Finance* 38: 218-248.
- Chen, S., X. Chen, Q. Cheng, and T. Shevlin. 2010. Are Family Firms More Tax Aggressive Than Non-Family Firms? *Journal of Financial Economics* 95: 41-61.
- Chen, S., K. Schuchard, and B. Stomberg. 2019. Media Coverage of Corporate Taxes. *The Accounting Review* 94(5): 83-116.
- Chyz, J. A. and F. B. Gaertner. 2018. Can Paying “Too Much” or “Too Little” Tax Contribute to Forced CEO Turnover? *The Accounting Review* 93(1): 103-130.
- Dhaliwal, D. S., T. H. Goodman, and C. M. Schwab. 2022. The Incidence, Valuation, and Management of Tax-Related Reputational Costs: Evidence from a Period of Protest. *The Journal of the American Taxation Association* 44(1): 49-73.
- Frank, M. M., L. J. Lynch and S. O. Rego. 2009. Tax Reporting Aggressiveness and Its Relation to Aggressive Financial Reporting. *The Accounting Review* 84(2): 467-496.
- Gallemore, J., E. L. Maydew, and J. R. Thornock. 2014. The Reputational Costs of Tax Avoidance. *Contemporary Accounting Research* 31(4): 1103-1133.
- Graham, J. R., M. Hanlon, T. Shevlin, and N. Shroff. 2014. Incentives for Tax Planning and Avoidance: Evidence from the Field. *The Accounting Review* 89(3): 991-1023.
- Hanlon, M. and J. Slemrod. 2009. What Does Tax Aggressiveness Signal? Evidence from Stock Price Reactions to News about Tax Shelter Involvement. *Journal of Public Economics* 93(1-2): 126-141.
- Hardeck, I. and R. Hertl. 2014. Consumer Reactions to Corporate Tax Strategies: Effects on Corporate Reputation and Purchasing Behavior. *Journal of Business and Ethics* 123(2): 309-326.
- Hardeck, I., J. W. Harden, and D. R. Upton. 2021. Consumer Reactions to Tax Avoidance: Evidence from the United States and Germany. *Journal of Business and Ethics* 170(1): 75-96.
- White, H. 1980. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48(4): 817-838.
- Wilde, J. H. and R. J. Wilson. 2018. Perspectives on Corporate Tax Planning: Observations from the Past Decade. *The Journal of the American Taxation Association* 40(2): 63-81.
- 米谷健司, 大沼宏, 阪智香. 2021.「第4章 税負担削減行動」日本会計研究学会 2018-2020 年度特別委員会最終報告書(鈴木一水委員長)『税制が企業会計その他の企業行動に及ぼす影響に関する研究』日本会計研究学会: 72-109.
- 中濱裕士. 2019.「追徴課税が企業株価に与える影響」財政経済理論論文集 2019 年度: 247-263.
- 山下裕企. 2023.「税負担削減行動の評判コスト—先行研究のレビューと日本における追徴課税の報道実態—」青山経営論集 58(1): 113-133.