

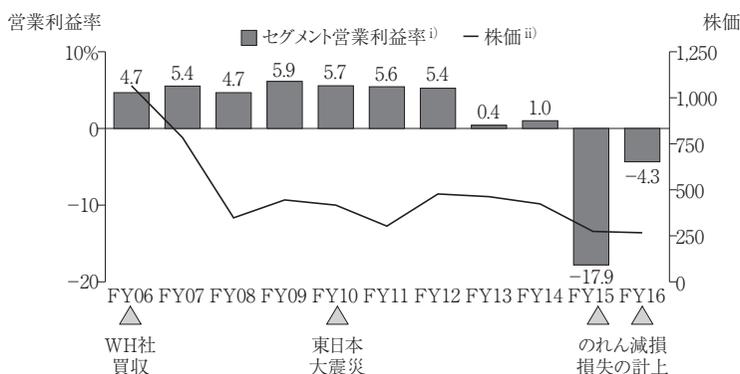
査読付き論文

IFRS 任意適用とのれん減損の適時性

天野 良明*

I はじめに

2017年10月，東芝の原子力発電事業による巨額損失について，有価証券報告書の虚偽記載の疑いがあるとして証券取引等監視委員会が調査を開始した¹⁾。同社は2006年に米ウェスチングハウス社を買収して以降，原子力発電事業に注力してきたが，2011年の東日本大震災をきっかけとして世界的に需要が伸び悩んだこともあり，2015年度，2016年度と連続でのれん減損を含む巨額の減損損失を計上している。今回の調査は，2016年度に計上された約6500億円の損失のうち，数千億円については2015年度に認識できたはずとの疑いが持たれていることによる。



- i) 原子力発電事業を含むセグメント
FY06-10は「社会インフラ事業」，FY11-15は「電力社会インフラ事業」，
FY16は「エネルギーシステムソリューション事業」
- ii) 期末3ヶ月後の終値

図1 東芝のセグメント営業利益率および株価の推移

図1は，2006年度以降の東芝の原子力発電事業のセグメント営業利益率，および同社の株価の推移を示したものである。営業利益率は長期的に一定水準を維持してきたものの，2013年度に大きく落ち込んでおり，東日本大震災をきっかけとした業績の悪化が表れている。しかし，のれん減損が計上されたのはその2年後の2015年度が初めてであり，事業の価値が毀損してから減損が計上されるまでにラグが存在している可能性が考えられる。一方，株価は2007年度，2008年度の金

* 京都大学大学院経済学研究科博士後期課程

1) 産経新聞 2017年10月20日。

融危機と東日本大震災後の2011年度に下落しているが、いずれもその後持ち直しており、のれん減損が計上された2015年度に再び下落している。これらを踏まえると、株式市場は事業価値の毀損によるのれん減損を事前には予期しておらず、減損損失が計上されて初めて認識している可能性がある。

東芝の採用する米国会計基準、そして日本で任意適用が認められているIFRS（国際財務報告基準）では、日本基準と異なり、のれんは規則的償却が行われない。その代わりに毎期減損テストが行われ、価値の減少が認められた場合のみ減損損失が計上される。このような会計基準のもとで、経営者はのれん減損の計上を遅延させる可能性があることが指摘されてきた（Ramanna and Watts [2012], Li and Sloan [2017]）。日本でもIFRS適用企業が138社に上っており²⁾、会計基準の相違がのれん減損の適時性に影響を与えているとすれば、今後の日本における会計基準設定の議論において重要な判断材料のひとつとなる。そこで本稿では、日本でIFRSを任意適用した企業を対象として、IFRS任意適用がのれん減損の適時性に影響を与えたか否かを検証する。

米国では2001年のSFAS142号導入により、のれんの規則的償却が廃止された。またEUを中心とした世界各国でも、IFRSの強制適用により現行の毎期の減損テストに基づくのれんの会計処理が導入された。これらの変化の前後において、のれん減損損失の認識や減損損失への市場の反応を観察した数多くの先行研究があるが、実証結果は必ずしも一致した結論を導いていない。

本稿では、2014年3月期までにIFRSを任意適用した日本企業19社を対象とし、任意適用前後でののれん減損の適時性を、業績指標と株価指標の両面で観察した。また、適用前後における変化を検証するために、Propensity score matchingによりIFRS適用企業と非適用企業をマッチングし、Difference in difference法により適時性の変化を観察した。その結果、業績指標についてはIFRS適用企業のサンプル全体で減損の認識が遅れている証拠が観察されたが、適用前後での有意な変化は見られなかった。一方、株価指標では市場が減損の計上を事前には予測できていない傾向が確認されたが、IFRS適用後にはこの傾向は弱まり、IFRS適用で減損認識の遅延が加速された可能性が示唆された。

本稿の貢献は、これまで世界各国で検証されてきたのれんの規則的償却の有無が減損損失の適時性に与える影響について、新たに日本企業のサンプルを用いた検証結果を提供している点である。この結果は、日本における今後の会計基準設定の議論において一つの判断材料となると考えられる。

II 先行研究の整理

1 経営者によるのれん減損損失の認識

ヨーロッパとアメリカにおいては、IFRSの強制適用やSFAS142号導入によるのれんの規則的償却の廃止による、のれん減損認識の適時性の変化を扱った研究が数多く存在する。これら多くの研究が、減損認識が適時に行われない可能性を示唆している一方で、規則的償却の有無による減損認識の適時性への影響については結果が分かれている。例えば、ヨーロッパにおけるGlaum et al. [2015]、オーストラリアにおけるBond et al. [2016]、米国におけるHayn and Hughes [2006]、日

2) 2017年8月現在（日本取引所グループウェブサイトによる）。

本における石井 [2015, 2016] などはいずれも、減損認識が適時に行われていない証拠を報告している。一方、規則的償却の廃止による適時性への影響を調査した研究の中では、Ramanna and Watts [2012] や Li and Sloan [2017] が規則的償却の廃止による適時性の低下を指摘している一方、Olante [2013] や Cedergren et al. [2015] は逆に適時性が高まったと主張している。また、Amiraslani et al. [2012] や Glaum et al. [2015] では、適時性が国ごとの環境や、年度ごとの経済状況によっても大きく左右される点を指摘している。

次に、のれん減損損失の計上と企業の経済的要因の関連性を検証した研究では、減損計上と企業の低業績との相関を共通して示しており、のれん減損損失が企業の経済的状态を反映することを示唆している。例えば Gu and Lev [2011], Siggelkow and Zulch [2013], Mohd-Saleh and Omar [2014] などはいずれも、のれん減損損失の計上と企業の収益性や株式リターンとの間に負の相関があることを示している。一方、少数ながら Giner and Pardo [2014] のようにのれん減損損失が収益性やリターンと相関を持たないとする結果も報告されている。また Chalmers et al. [2011] はオーストラリアのサンプルを用いて、IFRS のもとでの財務数値の方が自国 GAAP に比べて、のれん減損と企業の投資機会との相関の程度が高いことから、規則的償却が行われない場合の方が、のれんの経済的実質がより反映されると結論づけた。

この他、のれん減損損失の認識と、経営者のインセンティブとの関連を検証した研究も多数存在するが、結果は様々である。例えば Beatty and Weber [2006], Ramanna and Watts [2012], Avallone and Quagi [2015], Jordan and Clark [2015], Caruso et al. [2016] は、経営者報酬や財務制限条項、経営者交代とのれん減損の計上に関連が存在し、経営者が機会主義的にのれん減損の計上を行っているとは指摘している。一方、Siggelkow and Zulch [2013] や Iatridis and Senftlechner [2014] ではこうした経営者のインセンティブとのれん減損との間に強い関連性は見いだせなかったとしている。また、こうした経営者の機会主義的行動を抑制するためのガバナンスの有効性については、AbuGhazaleh et al. [2011] や Majid [2015] がガバナンスの有効性を示す結果を報告している一方、Omar et al. [2015] では取締役会や監査委員会の独立性はのれん減損の発生および計上額と関連しないとされている。

2 のれん減損損失計上に対する市場の反応

のれん減損の認識に関して、適時に行われないことを示す多くの証拠が報告されているが、市場はのれん減損損失の計上に対してどのように反応するのであろうか。そして、その反応は規則的償却の有無によってどのように変わるのだろうか。欧米における価値関連性研究を中心に多くの研究の蓄積が存在するが、結果は必ずしも一様ではない。例えば, Aharony et al. [2010], Chalmers et al. [2008], Martinez et al. [2014], AbuGhazaleh et al. [2012], Oliveira et al. [2010] などはいずれも、IFRS または SFAS142 号の導入による規則的償却の廃止で、のれんおよびのれん減損計上額の価値関連性が増加したことを報告している。これに対し、Hamberg et al. [2011], Hamberg and Beisland [2014], van Hulzen et al. [2011], Sahut et al. [2011], Amel-Zadeh et al. [2016], Bens et al. [2011], Li et al. [2011] などは逆に、規則的償却の廃止後にのれんや減損損失の価値関連性や、市場の反応の程度が低下したとの結果を示している。また、Chambers [2007] はのれんの規則的償却および減損それぞれが行われた場合、行われなかった場合の会計数値の価値関連性を比較した所、規則的償却、減損いずれも、行われた場合の方が会計数値による株

価の説明力は向上しており、SFAS142のもとで行われる減損テストは会計数値の有用性を高めるが、規則的償却の廃止は有用性を低下させるとした。この他に、Laghi et al. [2013], Baboukardos and Rimmel [2014], Knauer and Wohrmann [2015] などはのれんや減損損失の価値関連性が、経済状況や国ごとの環境によって左右されることを指摘しており、上記の先行研究間の矛盾した結果は、こうした外部要因の影響であると考えられる。

3 まとめ

以上のように、経営者によるのれん減損の認識、およびそれに対する市場の反応に関する研究は欧米を中心に数多くなされているものの、その結果は一致を見ていない。減損損失の認識は遅延される傾向があるという点では多くの研究が一樣な結果を報告しているものの、規則的償却の是非については明確ではない。そして、減損損失の計上に対する市場の反応についてもまた、国ごとや年度ごとの外的要因の影響が大きく、サンプルによって様々な結果が示されている。したがって本分野においては、より一層の実証結果の蓄積が必要であると考えられる。

また、上記の先行研究はほとんどがEUにおけるIFRS強制適用や米国におけるSFAS142号導入を扱ったものである。日本におけるIFRS任意適用企業のサンプルを用いたものは、依然として適用企業数が多いとは言えないことから筆者の知る限り存在しない。したがって、本稿において日本のサンプルを用いた新たな証拠を提示することは、本分野における新たな知見の創出に繋がると考えられる。

Ⅲ 仮説構築

IFRS適用による規則的償却の廃止で、のれん減損の適時性はどのように変化するのであろうか。のれんの源泉とされる企業の超過収益力は、概ね5年程度で消滅する証拠が報告されている(Nissim and Penman [2001])。のれんの規則的償却は、貸借対照表上ののれん価値を一定額ずつ減少させることにより、時の経過による超過収益力の消滅を近似的に反映する会計処理であると考えられる。規則的償却にあたって、償却期間の決定は経営者の判断に委ねられているものの、日本基準では償却期間が最長20年と定められていることから、財務諸表上ののれん価値の減少に関して経営者の裁量の余地は比較的小さいと考えられる。

これに対し、IFRSや米国会計基準におけるのれんの会計処理では規則的償却を行わず、毎期の減損テストで減価が認められた場合のみ減損損失が計上される。この方法は、経営者が毎期、のれんの現在価値を正確に推定することが可能であり、かつそれを適時に報告する場合には、規則的償却を行う場合よりも正確かつ適時にのれん価値の減少を財務諸表上に反映することになる。

しかしながら、経営者によるのれん価値の見積もりは、極めて主観的な評価であり、妥当性の検証は困難である(Watts [2003])。また、のれん減損を計上することにより、経営者は当該買収が失敗であった可能性を示すことになるため、減損計上を忌避する志向があると考えられる(Li and Sloan [2017])。さらに、経営者報酬や財務制限条項が会計利益と関連しているような場合には、経営者は短期的な会計利益を増大させるために減損の計上を遅らせるインセンティブを持ちうる(Ramanna and Watts [2012])。

もちろん、こうした減損計上を遅延させるインセンティブは、規則的償却が行われている場合に

も生じうる。しかしながら、規則的償却によって毎期のれんの帳簿価額が減少している場合には、この減少した帳簿価額よりも更に価値が低下したと認められる場合にのみ、減損が計上される。これに対し規則的償却が行われない場合には、当初ののれん計上額から減価が認められた場合に減損が計上される。したがって、時の経過と共にのれんの価値が減少していくことを前提とすれば、規則的償却を行わない場合の方が、減損の計上が必要とされる機会が増加することが予想される。

この時、上述のように、減損が買収の失敗を示す証拠として捉えられるならば、経営者は規則的償却を行わない会計基準のもとで、より減損計上を遅らせる志向を持つと考えられる。なぜならば、規則的償却のもとでは期間配分された買収費用として捉えられるのれん償却費に相当する金額が、非償却の会計基準では減損として計上されるためである。時の経過に伴い必然的に生じる減価を減損として計上した結果、それが買収の失敗と市場に受け止められる可能性があるのであれば、経営者はその計上を遅らせる誘因を持つであろう。

また、経営者報酬や財務制限条項が会計利益と関連する場合にも、規則的償却を行わない基準のもとで減損の遅延が加速する可能性がある。規則的償却が行われている場合、のれん償却費の計上は耐用年数の決定を除いて、経営者に裁量はない。しかし規則的償却が行われない場合には、のれん償却費に相当する減価の部分についても、経営者の主観的な見積もりによって減損として計上される。したがって、規則的償却が廃止された場合には、短期的な会計利益の最大化を志向する経営者にとって減損を遅延させる裁量の余地が、より大きくなると考えられる。

以上の考察により、IFRS の適用による規則的償却の廃止は、のれん減損の計上を遅らせ、適時性が損なわれる結果に繋がると考えられる。したがって本稿では、日本における IFRS 任意適用企業を対象として、次の仮説を検証する。

仮説：IFRS 任意適用後に、のれん減損損失の適時性は低下する

IV リサーチデザイン

1 サンプル

2014年3月期までにIFRSを任意適用した日本企業のうち、金融業に属する企業、米国会計基準からIFRSに変更した企業³⁾を除外した19社を対象とする。企業がIFRSによる有価証券報告書の開示を初めて行う際には、その1会計期間前の期首を移行日と定め、移行日における開始財政状態計算書を作成する(大北[2009])。そしてこの開始財政状態計算書を起点としてIFRSに準拠した会計処理を開始し、移行日に始まる会計期間(T期とする)とその翌期(T+1期とする)のIFRSに準拠した財務諸表を、T+1期末に開示する(図2)。本稿では、T-1期以前を「IFRS適用前」、T+1期以降を「IFRS適用後」とし、前後それぞれ4年間ずつを観察期間として検証を行う。

3) 米国会計基準ではIFRSと同様のれんが非償却のため、IFRS適用によるのれん減損の適時性への変化は生じないと考えられるため除外している。

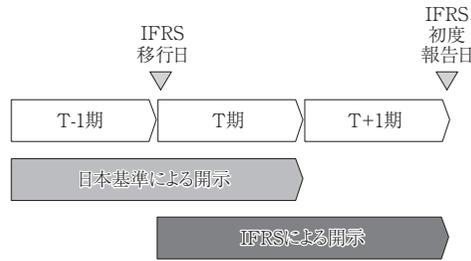


図2 IFRS移行時における財務諸表の開示期間
出所：大北 [2009] に基づき筆者作成

2 マッチング

本稿における仮説を検証するためには、のれん減損の適時性の程度が、IFRS任意適用の前後でどのように変化したかを調べなければならない。しかし、単純に適用前後のサンプルを比較するだけでは不十分である。なぜならば、IFRS任意適用企業はある特定の性質を持つ、偏ったサンプルであると考えられるため、それらの企業に特有の性質が結果に影響を与えてしまう可能性があるからである。また、IFRS適用前後の期間におけるマクロ的な経済環境が影響を与えることも考えられる。そこで本稿では、Propensity score matchingによりIFRS任意適用企業と非適用企業をマッチングし、2つのグループについてDifference in difference法により適時性の変化を比較する。この方法により、同じような性質を持ったIFRS適用企業と非適用企業についてのれん減損の適時性への変化を比べることになるため、純粹にIFRS任意適用が適時性に与えた影響を測定することが可能である。

Propensity score matchingでは、全上場企業⁴⁾を対象として以下のモデルにより「IFRS任意適用を行う可能性 (Propensity score)」を算出する。

Model 1

$$Adoption_{i,t} = \text{Logit} (\beta_0 + \beta_1 GW_{i,t-5} + \beta_2 RD_{i,t-5} + \beta_3 FS_{i,t-5} + \beta_4 FI_{i,t-5} \\ + \beta_5 \text{LogTA}_{i,t-5} + \beta_6 \text{Age}_{i,t-5} + \text{Industry_dummy} + \text{Year_dummy})$$

Adoption = IFRS適用企業は1、非適用企業は0をとるダミー変数

GW = のれん対総資産比率

RD = 研究開発費対売上高比率

FS = 海外売上高比率

FI = 外国人投資家比率

LogTA = Log (総資産)

LogAge = Log (創業年数)

4) 金融業に属する企業、米国会計基準を採用する企業、データ入手不可能な企業を除く。データは日経 NEEDS Financial Quest および各社有価証券報告書より入手した。

それぞれの説明変数を含める根拠は以下の通りである⁵⁾。まず GW は、日本基準では規則的償却が行われるのれんが IFRS では非償却となるため、のれん残高の多い企業では特に、IFRS 適用による営業利益の押し上げ効果が期待される（石川 [2015]、井上 [2016]）。このため、のれん対総資産比率が大きい企業ほど、IFRS を適用するインセンティブが大きいと考えられるためである（井上・石川 [2014]、笠井・姉川 [2015]、金 [2017]）。

RD は、日本基準では一括費用計上が求められる研究開発費について、IFRS では開発費の一部を資産計上することが認められるため、のれんの非償却と同様に営業利益の押し上げ効果が期待される。このため、研究開発費率が高い企業は IFRS を任意適用する可能性が高いと考えられる（井上・石川 [2014]、大倉 [2016]）。

FS は、海外売上高の比率が高い企業ほど、海外子会社との会計基準統一による経営効率化の必要性から、IFRS を任意適用する可能性が高いと考えられるためである（Dumonitier and Raffournier [1998]、El-Gazzar et al. [1999]、Tarca [2004]、Gassen and Sellhorn [2006]、Kim and Shi [2012]、吉野 [2014]、大倉 [2016]）。

FI は、外国人投資家比率の高い企業ほど、海外競合他社との比較可能性および外国人投資家への説明の容易さの観点から IFRS を任意適用する可能性が高いと考えられるためである（井上・石川 [2014]、笠井・姉川 [2015]、吉野 [2014]、大倉 [2016]）。なお、海外の先行研究では外国人投資家比率ではなく、海外上場の有無や上場市場数を用いている場合が多い。しかしながら日本においては、海外上場を行っている企業数が極めて少ない。例えば日本の上場企業約 3500 社のうち、ニューヨーク証券取引所へ上場している企業はわずか 14 社である（松本 [2016]）。このため、日本企業の海外の投資家への情報開示の必要性を表す指標としては外国人投資家比率の方が適していると考えられる。

LogTA は、IFRS 任意適用に要するコストには固定費部分が存在し、企業規模が大きいほど相対的な利益への影響は小さくなるため、IFRS 任意適用の可能性が大きくなると考えられるためである（Dumonitier and Raffournier [1998]、Andre et al. [2012]、Gassen and Sellhorn [2006]、Kim and Shi [2012]、Jung et al. [2016]）。

LogAge は企業設立から間もない企業ほど資金調達へのニーズが大きく、幅広い投資家への情報提供の観点から IFRS 任意適用の可能性が高まると考えられるからである（Andre et al. [2012]、Jung et al. [2016]）。

なお、IFRS 移行日に始まる会計期間を T 期とした時、Model1 の説明変数には T-5 期の数値を用いている。これは、IFRS 任意適用の意思決定には概ね 4 年程度の期間を要する（金融庁 [2015]）ため、意思決定が行われるよりも前の時点での企業の性質が、IFRS 任意適用の意思決定に影響すると考えられるためである（図 3）。

5) 上記以外に IFRS 任意適用の要因となりうる変数として、レバレッジや収益性 (ROA 等) が挙げられる。しかし、例えば Dumonitier and Raffournier [1998] や金 [2017] はこれらの 2 変数を含めて IFRS 任意適用の要因を推定しているが、いずれの変数も有意には推定されなかった。本稿のサンプルにおいても Model 1 にこれらの変数を含めたところ有意には推定されなかったため、Model 1 には含めていない。

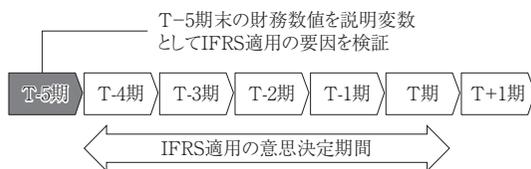


図3 Modell の説明変数に用いる会計期間

さて、上記の Model 1 により Propensity score matching を行うサンプルの記述統計量、相関係数および推定結果を表1に示している。まず Panel A を見ると、GW, RD, FS, FI はいずれも中央値がゼロに近い値となっており、半数以上のサンプルがゼロに近い値を示す一方で、一部のサンプルが平均を引き上げていることが推察できる。次に Panel B の相関係数からは、多重共線性を疑わせるような高い相関関係は見られない。そして Panel C の推定結果では、GW, RD, Log TA, そして Log Age が IFRS 任意適用の要因として有意に推定された。この推定結果に基づき、IFRS 適用企業と非適用企業を 19 社ずつマッチングし、のれん減損の適時性の変化を比較する。マッチングの手法は、ペア内の傾向スコアの差の合計が最小となるようにマッチングを行う Optimal Matching を用いる⁶⁾。Panel D には、マッチングされた IFRS 適用企業と非適用企業について、Model 1 に含めた共変量の平均値の比較を示している。表からは、これらの変数について両群で有意な差は見られず、共変量の分布が適切にバランスされていることが推察できる。

表1 Propensity score matching

Panel A : 記述統計量

	平均	標準偏差	最小値	25%点	中央値	75%点	最大値	n
GW	0.01	0.02	0.00	0.00	0.00	0.00	0.14	12,082
RD	0.02	0.03	0.00	0.00	0.00	0.02	0.16	12,082
FS	0.12	0.19	0.00	0.00	0.00	0.18	0.80	12,082
FI	0.08	0.10	0.00	0.01	0.04	0.13	0.46	12,082
LogTA	10.49	1.51	7.32	9.43	10.34	11.39	14.69	12,082
LogAge	3.74	0.63	1.39	3.53	3.95	4.11	4.56	12,082

GW = のれん対総資産比率；RD = 研究開発費対売上高比率；FS = 海外売上高比率；
FI = 外国人投資家比率；LogTA = log (総資産)；LogAge = log (創業年数)

6) マッチングの手法としてはこの他に、処置群の企業それぞれにもっとも傾向スコアの近い対照群の企業を割り当てる、Nearest Neighbor Matching も考えられる。この方法を用いる場合、傾向スコアの差が一定の閾値 (Caliper) を超えるサンプルを除外することが望ましいとされるが、それによりサンプル数が減少し、推定の精度が低下するというデメリットが存在する (Austin [2014])。また、処置群の中でペアを割り当てる順番によっては特異なサンプル効果が発生する可能性があり、Optimal Matching を用いることでこのデメリットも回避することができる (Shipman et al. [2017])。本稿では、処置群の IFRS 適用企業が少数であることから上記の Nearest Neighbor Matching によるデメリットが大きいと判断し、Optimal Matching を採用している。

Panel B : ピアソンの相関係数

	GW	RD	FS	FI	LogTA
RD	0.012				
FS	0.039	0.343			
FI	0.074	0.183	0.355		
LogTA	0.000	0.059	0.293	0.536	
LogAge	-0.217	0.013	0.171	0.05	0.385

Panel C : Model 1 の推定結果

GW	18.043*** (3.534)	のれん対総資産比率
RD	16.553* (8.879)	研究開発費対売上高比率
FS	-0.203 (0.954)	海外売上高比率
FI	3.491 (2.601)	外国人投資家比率
LogTA	0.964*** (0.156)	Log (総資産)
LogAge	-0.989*** (0.151)	Log (創業年数)
(Intercept)	-13.532*** (1.719)	
Year Dummy	Included	年度ダミー
Industry Dummy	Included	業種ダミー
Nagelkerke R-sq	0.512	
N	12,082	

括弧内は年度に関する One-way Cluster-robust の標準誤差

*10%水準 / ** 5%水準 / *** 1%水準で有意

Panel D : バランスド・プロパティ・テスト

	IFRS Adopter (1)	Non-Adopter (2)	difference (1)-(2)	p-value
GW	0.04	0.04	0.01	0.78
RD	0.07	0.05	0.03	0.24
FS	0.31	0.24	0.07	0.45
FI	0.28	0.21	0.06	0.15
LogTA	13.07	12.83	0.24	0.64
LogAge	3.51	3.17	0.34	0.39

3 検証モデル

のれん減損の適時性を測定する指標として先行研究で用いられているものは、大きく分類して業績指標と株価指標の2種類が存在する。業績指標とは、多額ののれんを計上しているにも関わらず利益率が低い企業は、計上しているのれんの源泉である超過収益力が既に失われており、のれん減損が行われるべき兆候を表していると思えるものである。一方株価指標とは、純資産簿価に対する株価の比率や、株式リターンが低下している場合には、市場は既に企業の超過収益力が減少していると捉えているため、のれん減損が行われるべき状態にあると考えるものである。本稿では Li and Sloan [2017] を参考に、業績指標と株価指標の双方を含めた以下のモデルを検証する。

Model 2

$$IMPDUM_t = \text{logit} (\beta_0 + \beta_1 IMPI_{t-1} + \beta_2 BTMG1_{t-1} + \text{Industry Dummy} + \text{Year Dummy})$$

IMPDUM = t 期にのれん減損損失を計上した場合に 1 をとるダミー変数

$$IMPI = \begin{cases} 1: t-1 \text{ 期に (のれん対総資産)} > 5\% \text{ かつ } ROA < (\text{業界平均 } ROA) \text{ の場合} \\ -1: t-1 \text{ 期に (のれん対総資産)} < 1\% \text{ かつ } ROA > (\text{業界平均 } ROA) \text{ の場合} \\ 0: \text{上記以外} \end{cases}$$

BTMG1 = t-1 期に純資産簿価時価比率が 1 を上回る場合に 1 を取るダミー変数

IMPI は減損計上の前期時点で減損の兆候が現れていたことを表す業績指標である。のれん計上額が大きく、かつ ROA⁷⁾ が業界平均を下回っているような企業は、のれんの源泉である超過収益力が既に失われていると考えられる⁸⁾。したがって、この係数がプラスとなれば、前期時点で減損の兆候が既に業績上に現れていたと考えられるため、減損計上が実際の超過収益力の減少から遅延していることが示される。一方、係数がマイナスであれば、前期時点では減損の兆候が業績上で見られない場合に減損が計上されていることから、減損計上は遅延していないと考えられる。

また、BTMG1 は減損計上の前期時点で、株式市場が当該企業の超過収益力が低下していると評価していることを表す株価指標である。この係数がプラスとなれば、前期時点で市場がのれん価値の低下を見抜いている場合に減損が計上されており、市場の評価に比較して減損の計上が遅延していることを表している。逆に係数がマイナスであれば、前期時点では市場がのれん価値の減少を知覚していない場合に減損が計上されており、減損の計上により初めて市場がのれんの減価を認識している可能性が示唆される。

さて、Model 1 でマッチングされた IFRS 適用企業と非適用企業について、IFRS 適用前後におけるのれん減損の適時性の変化の差を Difference in difference 法により測定するため、Model 2 を

7) ROA の分子には、会計基準ごとに定義が異なる会計利益ではなく、営業キャッシュフローを用いている。

8) 超過収益力が失われていなくても、単年度ではたまたま ROA が業界平均を下回っているようなケースも考えられる。しかしながら、Nissim and Penman [2001] や大日方 [2013] では企業の超過収益力は単調減少的に消滅していき、利益率が平均に回帰する傾向が示されている。したがって、ROA が業界平均を下回っていながら超過収益力が残存しているような場合は例外的であると考えられる。

もとにした以下のモデルを用いる。

Model 3

$$\begin{aligned} IMPDUM_{i,t} = & \text{logit}(\beta_0 + \beta_1 IMPI_{t-1} + \beta_2 (Post_t \times IMPI_{t-1}) + \beta_3 (Adoption_t \times IMPI_{t-1}) \\ & + \beta_4 (Post_t \times Adoption_t \times IMPI_{t-1}) + \beta_5 BTMG1_{t-1} \\ & + \beta_6 (Post_t \times BTMG1_{t-1}) + \beta_7 (Adoption_t \times BTMG1_{t-1}) \\ & + \beta_8 (Post_t \times Adoption_t \times BTMG1_{t-1}) + \text{Industry Dummy} + \text{Year Dummy}) \end{aligned}$$

Post = IFRS 適用後は 1, 適用前は 0 をとるダミー変数

Adoption = IFRS 適用企業は 1, 非適用企業は 0 をとるダミー変数

ここで着目するのは、 $Post_t \times Adoption_t \times IMPI_{t-1}$ および $Post_t \times Adoption_t \times BTMG1_{t-1}$ の 2 つの交差項である。これらの係数はそれぞれ、業績指標、株価指標で測定したのれん減損の適時性が、IFRS 適用後に、IFRS 非適用企業に比べてどれだけ変化したかを表している。すなわち、係数がプラスであれば遅延の程度が高まった証拠を、マイナスであれば低下した証拠を示すと考えられる。

V 結果と考察

1 主要な分析結果

表 2 の Panel A, B に記述統計量と相関係数を、Panel C, D に Model 2, 3 の推定結果を示す。まず Panel A は、各変数の平均値と、減損を計上したサンプル、計上していないサンプル間での各変数の平均値の差を示している。はじめに、IFRS 適用前のサンプルを対象とした (1), (2) 列に着目すると、減損を計上していないサンプル ($IMPDUM = 0$) の方が、減損計上サンプル ($IMPDUM = 1$) よりも BTM が有意に高いことがわかる。このことは、株式市場が減損の兆候を事前には予知できていない可能性を示唆している。次に IFRS 適用後を対象とした (3), (4) 列に目を向けると、今度は IMPI について、減損計上サンプルの方が高い値を示している。このことは、業績指標で見た際に、減損の兆候が減損計上の 1 期前に現れており、減損が遅延している可能性を示唆している。この傾向は、IFRS 非適用企業も含めた (5), (6) 列でも同様に現れている。次に Panel B の相関係数を見ると、Model 2, 3 に含める変数間に多重共線性を引き起こす可能性があるような高い相関は見られない。

以上を踏まえ、Model 2, 3 の推定結果を考察する。まず Panel C に Model 2 の推定結果を示している。(1) ~ (3) は IFRS 適用前、(4) ~ (6) は適用後、(7) ~ (9) は適用前後を合わせたサンプルを用いた結果である⁹⁾。はじめに業績指標 IMPI に注目する。IFRS 適用前の

9) なお、Model 2 の検証に用いるサンプルは IFRS 適用企業のみである。これは、IFRS 適用企業の、適用前後の各時点における状態を観察するためである。これに対し Model 3 では、コントロール群として IFRS 非適用企業をサンプルに含め、「IFRS 非適用企業と比べ、IFRS 適用企業に適用前後でどのような変化が生じたか」を観察することを目的としている。

表2 のれん減損の適時性の変化

Panel A : 記述統計量

	IFRS Adopters						Adopters/Non-Adopters		
	Pre-Adoption			Post-Adoption			Pre-/Post-Adoption		
	IMPDU = 1 (1)	IMPDU = 0 (2)	Diff. (1)-(2)	IMPDU = 1 (3)	IMPDU = 0 (4)	Diff. (3)-(4)	IMPDU = 1 (5)	IMPDU = 0 (6)	Diff. (5)-(6)
N	11	65	-	21	55	-	44	260	-
GW _{t-1}	0.057	0.103	-0.045	0.060	0.107	-0.048**	0.072	0.068	0.004
ROA _{t-1}	0.117	0.086	0.031	0.067	0.085	-0.019	0.061	0.067	-0.006
IMPI _{t-1}	0.182	-0.062	0.243	0.048	-0.236	0.284*	0.068	-0.185	0.253**
BTM _{t-1}	0.522	0.864	-0.342*	0.837	0.664	0.174	0.706	0.777	-0.071
BTMG1 _{t-1}	0.182	0.215	-0.034	0.333	0.200	0.133	0.250	0.223	0.027

GW = のれん対総資産比率；ROA = 営業CF対総資産比率；BTM = 純資産簿価時価比率
*10%水準／** 5%水準／*** 1%水準で有意

Panel B : ピアソンの相関係数

IFRS Adopters, Pre-Adoption

	IMPDU	GW	ROA	IMPI	BTM
GW	-0.089				
ROA	0.097	-0.379			
IMPI	0.124	0.560	-0.463		
BTM	-0.150	0.083	-0.253	-0.011	
BTMG1	-0.029	0.086	-0.239	0.161	0.683

IFRS Adopters, Post-Adoption

	IMPDU	GW	ROA	IMPI	BTM
GW	-0.175				
ROA	-0.137	0.211			
IMPI	0.225	0.362	-0.232		
BTM	0.147	-0.321	-0.371	0.228	
BTMG1	0.140	-0.252	-0.347	0.211	0.871

Adopters and Non-Adopters, Pre-and Post-Adoption

	IMPDU	GW	ROA	IMPI	BTM
GW	0.011				
ROA	-0.023	-0.100			
IMPI	0.146	0.487	-0.312		
BTM	-0.045	-0.054	-0.175	0.078	
BTMG1	0.023	-0.050	-0.155	0.145	0.723

Panel C : Model2 の推定結果

Independent Variables	Dependent Variable = IMPDUM								
	Sample = IFRS Adopters								
	Period = Pre-Adoption			Period = Post-Adoption			Period = Pre-and Post-Adoption		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
IMPI	1.118 (1.706)	0.322 (1.212)	-	2.388*** (0.634)	1.937*** (0.719)	-	1.382*** (0.536)	0.808 (0.599)	-
BTMG1	-3.497* (2.098)	-	-2.359 (2.292)	-20.351*** (1.554)	-	-17.606*** (1.640)	-2.867*** (0.978)	-	-1.311 (0.819)
Year Dummy	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Industry Dummy	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Nagelkerke R-sq	0.650	0.605	0.630	0.616	0.585	0.538	0.512	0.480	0.469
N	76	76	76	76	76	76	152	152	152

括弧内は年度に関する One-way Cluster-robust の標準誤差

*10%水準 / ** 5%水準 / *** 1%水準で有意

Panel D : Model3 の推定結果

Independent Variables	Dependent Variable = IMPDUM					
	Sample = IFRS Adopters and Non-Adopters					
	Period = Pre-and Post-Adoption					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IMPI	0.292 (0.837)	0.380 (0.782)	-	-0.195 (0.900)	-0.163 (0.899)	-
Post×IMPI	0.238 (1.132)	0.465 (1.074)	-	1.062 (1.250)	1.057 (1.237)	-
Adoption×IMPI	0.270 (1.467)	0.211 (1.451)	-	0.784 (1.525)	0.673 (1.619)	-
Post×Adoption×IMPI	-0.422 (1.722)	-0.640 (1.684)	-	-0.839 (1.843)	-0.750 (1.889)	-
BTMG1	-0.714 (0.504)	-	-0.662 (0.511)	0.388 (0.915)	-	0.308 (0.907)
Post×BTMG1	-15.394*** (0.616)	-	-15.444*** (0.667)	-15.723*** (0.889)	-	-15.790*** (0.845)
Adoption×BTMG1	0.653 (0.570)	-	0.958 (0.868)	-1.305 (1.143)	-	-0.848 (1.386)
Post×Adoption×BTMG1	17.190*** (0.930)	-	17.026*** (1.148)	17.026*** (1.806)	-	16.956*** (1.881)
Post	-	-	-	1.341 (1.432)	0.840 (1.359)	1.225 (1.390)
Adoption	-	-	-	1.624*** (0.588)	1.250*** (0.263)	1.458* (0.751)
Post×Adoption	-	-	-	0.376 (0.768)	1.094*** (0.344)	0.354 (0.866)
Year Dummy	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Industry Dummy	Included	Included	Included	Included	Included	Included
Nagelkerke R-sq	0.346	0.294	0.340	0.418	0.406	0.405
N	304	304	304	304	304	304

Post = IFRS 適用後は1, 適用前は0をとるダミー変数

Adoption = IFRS 適用企業は1, 非適用企業は0をとるダミー変数

括弧内は年度に関する One-way Cluster-robust の標準誤差

*10%水準 / ** 5%水準 / *** 1%水準で有意

(1), (2) では IMPI の係数は有意でないプラスの値である。一方、適用後の (4), (5), および適用前後の (7) では有意なプラスの値となっている。これらの結果は、IFRS 適用企業がのれん減損を計上する前期の段階で業績にのれん減損の兆候が現れていたことを示しており、のれん減損が適時に行われていないことを示唆している。

次に、株価指標 BTMG1 で見た場合の適時性に目を向けると、IFRS 適用前の (1), 適用後の (4), (6), 適用前後の (7) において係数は有意なマイナスの値をとっている。このことは、IFRS 適用企業がのれん減損を計上する前期の段階で、市場が減損を予期できていないことを示すものである¹⁰⁾。

さらに、Model 3 の推定結果を Panel D に示している。(1) が Model 3 そのままの推定結果であり、(2), (3) はそれぞれ IMPI, BTMG1 一方のみを含めたもの、(4) ~ (6) は (1) ~ (3) に Post, Adoption, Post×Adoption の項を加えたものである。まずは、業績指標 IMPI で測った減損の遅延の程度の変化を表す Post×Adoption×IMPI の係数に着目すると、(1), (2), (4), (5) いずれも有意でないマイナスの値である。すなわち、業績指標で見た場合には減損の遅延の程度に有意な変化は見られない。上述の通り、Model 2 では IFRS 適用企業について、IFRS 適用後のサンプルおよび適用前後を合わせたサンプルでは減損が適時に行われていない傾向が見られた。しかし Model 3 において IFRS 非適用企業をサンプルに含め、非適用企業と比較した適時性の変化を観察したところ、その変化は有意ではないという結果が得られた。このことは、業績指標で見た場合、IFRS 適用企業の減損の適時性は全期間を通して低いものの、IFRS 適用前後で適時性に変化が生じたとは言えないことを示している。

一方、株価指標 BTMG1 に着目すると、(1), (3), (4), (6) いずれも Post×Adoption×BTMG1 の係数は有意なプラスの値である。すなわち、Model 2 の結果によれば市場はのれん減損を予知できていないものの、その傾向は IFRS 適用後に弱まったことを表している。このことは、IFRS 適用後にのれん減損の遅延の程度が高まり、市場の認識よりも遅れて計上されるようになった可能性を示唆している。

2 頑健性の分析

i. 適用初年度の影響

IFRS 適用初年度には、初年度適用に関してのれんの減損を含む様々な調整が行われる（大北 [2009]）。したがって本稿のサンプルのうち、T + 1 期のサンプルにはこの単年度限りの調整の影響が表れている可能性がある。こうした影響を取り除いても分析結果に影響がないかを確かめるために、T + 1 期と T-1 期をサンプルから取り除いて Model 2, 3 について検証を行った結果を表 3 に示している。

10) 株価指標の係数がマイナスであることの解釈としては他に、「t-1 期で減損の兆候が現れていたが、t-1 期に減損が計上されたことで t 期には減損の兆候が消失し、減損は計上されなかった」という可能性も考えられる。本文中には示していないが、この点を検証するために説明変数の時点を t-1 期ではなく t 期とした分析を行った。上記の解釈が成立するのであれば、説明変数と被説明変数の時点が同じである場合、株価指標の係数はプラスになる（減損の兆候が現れた期に減損が計上される）はずである。しかし、結果は有意なマイナスの値であった。したがって上記の解釈は成立せず、本文中に示すように、市場が減損を事前には予期できていないと解釈するのが妥当であると考えられる。

まず、Panel A に Model 2 の推定結果を示している。表 2 Panel C の分析結果と比較した際の大きな相違点としては、IMPI の係数が IFRS 適用前の (1) で有意なプラスの値となっている。逆に、IFRS 適用後の (2) ではプラスではあるが有意ではなくなっている。ただし、IMPI、BTMG1 いずれについても、係数の値や有意水準についての相違はあるものの、符号の変化などは見られない。

次に Panel B に Model 3 の推定結果を示している。こちらは表 2 Panel D の結果とほとんど相違が見られない。すなわち、IMPI に関しては IFRS 適用前後での有意な変化が見られない一方、BTMG1 については Post×Adoption×BTMG1 の係数は有意なプラスの値である。

以上の考察により、IFRS 移行初年度適用の影響を取り除くために T + 1、T-1 期のサンプルを取り除いて分析を行っても、主要な分析結果との大きな相違点は見られなかった。

表 3 頑健性の分析 (1) 適用初年度の影響

Panel A : Model2 の推定結果			
Dependent Variable = IMPDUM			
Sample = IFRS Adopters			
Independent Variables	Period = Pre-Adoption	Period = Post-Adoption	Period = Pre-and Post-Adoption
	(1)	(2)	(3)
IMPI	21.414*** (1.605)	2.216 (1.565)	1.934* (1.055)
BTMG1	-64.044*** (4.538)	-19.975*** (2.791)	-4.000** (1.926)
Year Dummy	Included	Included	Included
Industry Dummy	Included	Included	Included
Nagelkerke R-sq	0.841	0.673	0.662
N	57	57	114

括弧内は年度に関する One-way Cluster-robust の標準誤差

*10%水準 / ** 5%水準 / *** 1%水準で有意

Panel B : Model3 の推定結果

Independent Variables	Dependent Variable = IMPDUM	
	Sample = IFRS Adopters and Non-Adopters	
	Period = Pre-and Post-Adoption	
	(1)	(2)
IMPI	0.175 (1.209)	-0.167 (1.095)
Post×IMPI	0.253 (1.460)	0.767 (1.379)
Adoption×IMPI	0.570 (1.970)	0.796 (1.834)
Post×Adoption×IMPI	-0.613 (2.402)	-0.825 (2.294)
BTMG1	-0.441 (0.580)	0.127 (1.020)
Post×BTMG1	-15.686*** (0.789)	-16.368*** (1.032)
Adoption×BTMG1	0.018 (0.479)	-1.232 (0.781)
Post×Adoption×BTMG1	17.604*** (1.117)	17.878*** (1.670)
Post	-	-17.709*** (1.778)
Adoption	-	0.982 (0.687)
Post×Adoption	-	0.840 (0.887)
Year Dummy	Included	Included
Industry Dummy	Included	Included
Nagelkerke R-sq	0.404	0.443
N	228	228

括弧内は年度に関する One-way Cluster-robust の標準誤差

*10%水準 / ** 5%水準 / *** 1%水準で有意

ii. IMPI の閾値

先述の通り、本稿では業績指標 IMPI を次のように定義している。

$$\text{IMPI} = \begin{cases} 1 : t-1 \text{ 期に (のれん対総資産)} > 5\% \text{ かつ } \text{ROA} < (\text{業界平均 ROA}) \text{ の場合} \\ -1 : t-1 \text{ 期に (のれん対総資産)} < 1\% \text{ かつ } \text{ROA} > (\text{業界平均 ROA}) \text{ の場合} \\ 0 : \text{上記以外} \end{cases}$$

このように IMPI を定義する根拠は、のれんの割合が比較的大きく、ROA が業界平均を下回るような企業は、既に超過収益力が失われている可能性が高いと考えられるからである。それでは、IMPI の値を判定する閾値を変更した場合、分析結果にどのような変化が生じるであろうか。具体

的には、次のように IMPI を再定義して分析を行う。

$$\text{IMPI} = \begin{cases} 1: t-1 \text{ 期に (のれん対総資産)} > \underline{10\%} \text{ かつ } \text{ROA} < \underline{0\%} \text{ の場合} \\ -1: t-1 \text{ 期に (のれん対総資産)} < \underline{1\%} \text{ かつ } \text{ROA} > \underline{0\%} \text{ の場合} \\ 0: \text{上記以外} \end{cases}$$

すなわち、のれん対総資産の閾値を10%、ROAの閾値を0%に変更することで、超過収益力が失われている可能性がより顕著な場合にのみ、減損の兆候ありと判定するようにする。このように再定義したIMPIを用いてModel 2, 3を推定した結果を表4に示す。

まずPanel AにModel 2の推定結果を示している。表2のPanel Cと比較すると、大きな相違点は全く見られない。次にPanel BにModel 3の推定結果を示す。こちらも同様に、表2のPanel Dとの相違点はほとんど見られない。したがって、IMPIの基準をより厳密に変更した場合でもModel 2, 3の分析結果に変化は見られなかった。

表4 頑健性の分析(2) IMPIの閾値

Panel A: Model2の推定結果			
Dependent Variable = IMPDUM			
Sample = IFRS Adopters			
Independent Variables	Period =	Period =	Period =
	Pre-Adoption	Post-Adoption	Pre-and Post-Adoption
	(1)	(2)	(3)
IMPI	2.410 (2.077)	1.898*** (0.595)	1.129* (0.622)
BTMG1	-4.542* (2.338)	-19.674*** (1.930)	-2.216** (1.105)
Year Dummy	Included	Included	Included
Industry Dummy	Included	Included	Included
Nagelkerke R-sq	0.674	0.575	0.488
N	76	76	152

括弧内は年度に関する One-way Cluster-robust の標準誤差

*10%水準 / ** 5%水準 / *** 1%水準で有意

Panel B : Model3 の推定結果

Independent Variables	Dependent Variable = IMPDUM	
	Sample = IFRS Adopters and Non-Adopters	
	Period = Pre-and Post-Adoption	
	(1)	(2)
IMPI	1.119 (0.711)	0.418 (0.688)
Post×IMPI	0.647 (1.257)	1.014 (1.010)
Adoption×IMPI	-0.418 (1.621)	0.555 (1.512)
Post×Adoption×IMPI	-1.782 (1.684)	-1.525 (1.586)
BTMG1	-0.453 (0.718)	0.386 (0.970)
Post×BTMG1	-15.321*** (0.955)	-15.717*** (1.083)
Adoption×BTMG1	0.080 (0.901)	-1.528 (1.110)
Post×Adoption×BTMG1	16.872*** (1.261)	17.137*** (1.813)
Post	-	1.533 (1.451)
Adoption	-	1.614*** (0.463)
Post×Adoption	-	0.072 (0.690)
Year Dummy	Included	Included
Industry Dummy	Included	Included
Nagelkerke R-sq	0.366	0.418
N	304	304

括弧内は年度に関する One-way Cluster-robust の標準誤差

*10%水準 / ** 5%水準 / *** 1%水準で有意

iii. 説明変数の時点

本稿では Li and Sloan [2017] を参考に、Model 2, 3 の説明変数 IMPI, BTMG1 の時点に減損計上の 1 期前 (t-1 期) を使用している。それでは、この説明変数の時点を変更した場合、結果にどのような変化が生じるであろうか。Li and Sloan [2017] (983 ページ, Figure 2) は、t 期に減損を計上したサンプルの IMPI や BTMG1 が、直前期 (t-1 期) に大きく上昇し、減損計上直後の t 期には下落する傾向を示している。すなわち、減損の兆候が現れるのは計上の 1 期前が最も顕著であり、減損が計上されるとのれん簿価が切り下げられることで、減損の兆候が減少すると考えられる。したがって、説明変数の時点を t-1 期以外に変更すれば、減損計上と減損の兆候との関連性は弱くなると予想される。

そこで、IMPI, BTMG1 を次のように再定義する。

$$IMPI_{t-2, t-1} = \begin{cases} 1 : IMPI_{t-2} = 1 \text{ かつ } IMPI_{t-1} = 1 \\ -1 : IMPI_{t-2} = -1 \text{ かつ } IMPI_{t-1} = -1 \\ 0 : \text{上記以外} \end{cases}$$

$$BTMG1_{t-2, t-1} = \begin{cases} 1 : BTMG1_{t-2} = 1 \text{ かつ } BTMG1_{t-1} = 1 \\ 0 : \text{上記以外} \end{cases}$$

すなわち、t-2 期と t-1 期に連続して減損の兆候が現れている場合のみ、減損の兆候ありと判定する。このように変数を定義して分析を行った結果を表 5 に示している。

まず Panel A に Model 2 の推定結果を示す。表 2 Panel C との違いとして、まず IMPI は全ての列でプラスではあるが有意ではなくなっている。すなわち、業績指標と減損計上との関連性が弱くなっている。また、株価指標 BTMG1 については有意でないプラスまたはマイナスの値をとっている。表 2 Panel C では有意なマイナスの値であり、株式市場が事前に減損を予知できていない傾向が示された。しかし、減損の兆候が 2 期連続で現れるような顕著なケースに限定した場合には、このような傾向は見られないことがわかる。

次に Panel B は Model 3 の推定結果を示している。こちらは、表 2 の Panel D と大きな相違点は見られない。すなわち、株価指標で見た場合に IFRS 適用後に減損の遅延が加速している傾向を示している。以上より、説明変数の時点を t-2 期、t-1 期連続にした場合には、減損計上と減損の兆候の関連性は弱くなるものの、適時性の変化については t-1 期の説明変数を用いた場合と大きく変わらない結果が得られた。

表 5 頑健性の分析 (3) 説明変数の時点

Panel A : Model2 の推定結果			
Independent Variables	Dependent Variable = IMPDUM		
	Sample = IFRS Adopters		
	Period = Pre-Adoption	Period = Post-Adoption	Period = Pre-and Post-Adoption
	(1)	(2)	(3)
IMPI	0.368 (1.404)	1.076 (0.854)	0.707 (0.657)
BTMG1	0.428 (2.266)	-0.114 (3.038)	0.034 (1.223)
Year Dummy	Included	Included	Included
Industry Dummy	Included	Included	Included
Nagelkerke R-sq	0.606	0.542	0.470
N	76	76	152

括弧内は年度に関する One-way Cluster-robust の標準誤差
*10%水準 / ** 5%水準 / *** 1%水準で有意

Panel B : Model3 の推定結果

Independent Variables	Dependent Variable = IMPDUM	
	Sample = IFRS Adopters and Non-Adopters	
	Period = Pre-and Post-Adoption	
	(1)	(2)
IMPI	-0.260 (1.243)	-1.635 (1.216)
Post×IMPI	0.269 (1.572)	1.430 (1.577)
Adoption×IMPI	1.336 (1.810)	2.708* (1.479)
Post×Adoption×IMPI	-1.834 (2.065)	-2.200 (1.977)
BTMG1	0.370 (0.693)	2.204** (1.035)
Post×BTMG1	-16.253*** (1.232)	-17.369*** (1.233)
Adoption×BTMG1	0.183 (1.623)	-2.555 (2.579)
Post×Adoption×BTMG1	18.326*** (2.073)	19.194*** (3.298)
Post	–	1.793 (1.413)
Adoption	–	1.974*** (0.691)
Post×Adoption	–	-0.101 (0.910)
Year Dummy	Included	Included
Industry Dummy	Included	Included
Nagelkerke R-sq	0.358	0.434
N	304	304

括弧内は年度に関する One-way Cluster-robust の標準誤差

*10%水準／** 5%水準／*** 1%水準で有意

VI 結論

本稿では、日本企業の IFRS 任意適用に際して、のれん減損損失の適時性に変化が生じたかを検証した。企業結合時に計上されたのれんは、日本基準のもとでは定期的に償却される一方、IFRSのもとでは償却されず、毎期の減損テストで価値の減少が認められた場合のみ減損損失が計上される。したがって、IFRSのもとで経営者は、のれん減損損失の計上を遅らせて短期的な利益を増加させる裁量を持つことになる。

のれん減損の遅延を表す業績指標および株価指標を用い、2014年3月期までにIFRSを任意適

用した19社について、適用前後での遅延の程度の変化を検証したところ、業績指標を用いた検証ではIFRS適用企業のサンプル全体で減損の認識が遅れている証拠が観察されたが、適用前後での有意な変化は見られなかった。一方、株価指標による検証では市場が減損の計上を事前には予測できていない傾向が確認されたが、IFRS適用後にはこの傾向は弱まり、IFRS適用で減損認識の遅延が加速された可能性が示唆された。

本稿の貢献は、これまで世界各国で検証されてきたのれんの規則的償却の有無が減損損失の適時性に与える影響について、新たに日本企業のサンプルを用いた検証結果を提供している点である。この結果は、日本における今後の会計基準設定の議論において一つの判断材料となると考えられる。

一方で本稿の限界としては、第一にサンプルサイズの問題が挙げられる。IFRS適用企業数は2017年8月現在で138社であるが、本稿ではIFRS適用後に十分な観察期間を確保するため、2014年3月期までに適用を行った19社のみを対象とした。今後IFRS適用企業数が増加するに従い、より大きなサンプルを用いた再検証を行う必要がある。また、本稿ではのれん減損の適時性を測る指標として業績指標、株価指標を用いたが、これらはいずれも企業全体の業績や、外部の経済要因の影響を受ける変数である。本稿の結果の頑健性を検証する上では、本稿とは異なった角度での変数の設定や、ケーススタディなど異なる研究手法を交えて多面的に検証を行っていく必要がある。

参考文献

- AbuGhazaleh, N. M., Al-Hares, O. M. and Haddad, A. E. [2012], The value relevance of goodwill impairments: UK Evidence, *International Journal of Economics and Finance* 4(4)206-216
- Aharony, J., Barniv, R. and Falk, H. [2010], The impact of mandatory IFRS adoption on equity valuation of accounting numbers for security investors in the EU, *European Accounting Review* 19(3)535-578
- Amel-Zadeh, A., Faasse, J., Li, K. and Meeks, G. [2016], Has accounting regulation secured more valuable goodwill disclosures?, Working paper, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2306584>
- Amiraslani, H, G.E. Iatridis and P. F. Pope [2013], Accounting for asset impairment: a test of IFRS compliance, A research report by the Centre for Financial Analysis and Reporting Research, Cass Business School
- Andre, P., P. Walton and D. Yang [2012], Voluntary adoption of IFRS: A study of determinants for UK unlisted firms, *Comptabilites et Innovation*, May 2012, France.
- Austin, P. C. [2014], A comparison of 12 algorithms for matching on the propensity score, *Statistics in Medicine* 33(6)1057-1069
- Avallone, F. and A. Quagli [2015], Insight into the variables used to manage the goodwill impairment test under IAS 36, *Advances in Accounting* 31(1)107-114
- Baboukardos, D. and G. Rimmel [2014], Goodwill under IFRS: Relevance and disclosures in an unfavorable environment, *Accounting Forum* 38(1)1-17
- Beatty, A. and J. Weber [2006], Accounting Discretion in Fair Value Estimates: An Examination of SFAS 142 Goodwill Impairments, *Journal of Accounting Research* 44(2)257-288
- Bens, D., W. Heltzer and B. Segal [2011], The Information Content of Goodwill Impairments and SFAS 142, *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 26(3)527-555
- Bond, D., B. Govendir and P. Well [2016], An evaluation of asset impairments by Australian firms and whether they were impacted by AASB 136, *Accounting and Finance* 56(1)259-288
- Caruso, G. D., E. R. Ferrari and V. Pisano [2016], Earnings management and goodwill impairment: An empirical

- analysis in the Italian M&A context, *Journal of Intellectual Capital* 17(1)120-147
- Cedergren, M., B. Lev and P. Zarowin [2015], SFAS 142, Conditional Conservatism, and Acquisition Profitability and Risk, Working paper, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2695055>
- Chalmers, K., Clinch, G. and Godfrey, J. M. [2008], Adoption of International Financial Reporting Standards: Impact on the value relevance of intangible assets, *Australian Accounting Review* 18(3)237-247
- Chalmers, K. G., Godfrey, J. M. and Webster, J. C. [2011], Does goodwill impairment regime better reflect the underlying economic attributes of goodwill?, *Accounting and Finance* 51(3)634-660
- Chambers, D.J. [2007], Has goodwill accounting under SFAS 142 improved financial reporting?, Working paper, University of Kentucky. Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=953649>
- d'Arcy, A. and A. Tarca [2016], Reviewing goodwill accounting research: What do we really know about IFRS 3 and IAS 36 implementation effects, Working paper, Available at <https://www.sciencesouthtyrol.net/blob/118651,,UNIBZ,90,61.pdf>
- Dumonitier, P. and B. Raffournier [1998], Why Firms Comply Voluntarily with IAS: an Empirical Analysis with Swiss Data, *Journal of International Financial Management and Accounting* 9(3)216-245
- El-Gazzar, S. M., P. M. Finn and R. Jacob [1999], An Empirical Investigation of Multinational Firms' Compliance with International Accounting Standards, *The International Journal of Accounting* 34(2)239-248
- Gassen and Sellhorn [2006], Applying IFRS in Germany - Determinants and Consequences, *Betriebswirtschaftliche Forschung und Praxis* 58(4)365-386
- Giner, B. and F. Pardo [2015], How Ethical are Managers' Goodwill Impairment Decisions in Spanish-Listed Firms?, *Journal of Business Ethics* 132(1)21-40
- Glaum, M., W. R. Landsman and S. Wyrwa [2015], Determinants of Goodwill Impairment: International Evidence, Working paper, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2608425>
- Gu, F. and B. Lev [2011], Overpriced Shares, Ill-Advised Acquisitions, and Goodwill Impairment, *The Accounting Review* 86(6)1995-2022
- Hamberg, M. and L.-A. Beisland [2014], Changes in the value relevance of goodwill accounting following the adoption of IFRS 3, *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 23(2)59-73
- Hamberg, M., Paananen, M. and Novak, J. [2011], The adoption of IFRS 3: The effects of managerial discretion and stock market reactions, *European Accounting Review* 20(2)263-288
- Hayn, C. and P. J. Hughes [2006], Leading Indicators of Goodwill Impairment, *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 21(3)223-265
- Iatridis, G. E. and D. Senftlechner [2014], An Empirical Investigation of Goodwill in Austria: Evidence on Management Change and Cost of Capital, *Australian Accounting Review* 24(2)171-181
- Jordan, C. E. and S. J. Clark [2015], Do Canadian Companies Employ Big Bath Accounting When Recording Goodwill Impairment?, *International Journal of Economics and Finance* 7(9)159-168
- Jung, W. O., S. O. Park and H. Chung [2016], Debt Financing and Voluntary Adoption of the International Financial Reporting Standards: Evidence from Korean Unlisted Firms, *Emerging Markets Finance and Trade* 52(1)39-51
- Kim, JB and H. Shi [2012], IFRS reporting, firm-specific information flows, and institutional environments: international evidence, *Review of Accounting Studies* 17(3)474-517
- Knauer, T. and Wöhrmann, A. [2015], Market reaction to goodwill impairments, *European Accounting Review* 25(3)421-449
- Laghi, E., Mattei, M. and di Marcantonio, M. [2013], Assessing the value relevance of goodwill impairment considering country-specific factors: Evidence from EU listed companies, *International Journal of Economics and Finance* 5(7)32-49
- Li, Z., P. K. Shroff, R. Venkataraman and I. X. Zhang [2011], Causes and consequences of goodwill impairment losses, *Review of Accounting Studies* 16(4)745-778

- Li, K. K. and R. G. Sloan [2017], Has Goodwill Accounting Gone Bad?, *Review of Accounting Studies* 22(4)964-1003
- Majid, J.A. [2015], Reporting incentives, ownership concentration by the largest outside shareholder, and reported goodwill impairment losses, *Journal of Contemporary Accounting and Economics* 11(3)199-214
- Martínez, J.A., Martínez, D.A. and H. Lin [2014], The Value Relevance of Accounting Numbers Under International Financial Reporting Standards, *Australian Accounting Review* 24(3)237-254
- Mohd-Saleh, N. and N. Omar [2014], CEO duality, family-control and goodwill impairment, *Asian Journal of Business and Accounting* 7(1)143-179
- Nissim, D. and S. H. Penman [2001], Ratio Analysis and Equity Valuation: From Research to Practice, *Review of Accounting Studies* 6(1)109-154
- Olante, M. E. [2013], Overpaid acquisitions and goodwill impairment losses - Evidence from the US, *Advances in Accounting, incorporating Advances in International Accounting* 29(2)243-254
- Oliveira, L., Rodrigues, L. L. and Craig, R. [2010], Intangible assets and value relevance: Evidence from the Portuguese stock exchange, *The British Accounting Review* 42(4)241-252
- Omar, N., Mohd-Saleh, M.F., Md Salleh, F. and Ahmed, K. [2015], The influence of family and government-controlled firms on goodwill impairment, *Journal of Accounting in Emerging Economies* 5(4)479-506
- Ramanna, K. and R. L. Watts [2012], Evidence on the use of unverifiable estimates in required goodwill impairment, *Review of Accounting Studies* 17(4)749-780
- Sahut, J.-M., Boulerne, S. and Teulon, F. [2011], Do IFRS provide better information about intangibles in Europe?, *Review of Accounting & Finance* 10(3)267-290
- Shipman, J. E., Q. T. Swanquist and R. L. Whited [2017], Propensity Score Matching in Accounting Research, *The Accounting Review* 92(1)213-244
- Siggelkow, L. and H. Zülch [2013], Determinants of the write-off decision under IFRS : evidence from Germany, *International Business and Economics Research Journal* 12(7)737-754
- Tarca, A. [2004], International Convergence of Accounting Practices: Choosing between IAS and US GAAP, *Journal of International Financial Management and Accounting* 15(1)60-91
- van Hulzen, P., Alfonso, L., Georgakopoulos, G. and Sotiropoulos, I. [2011], Amortisation versus impairment of goodwill and accounting quality, *International Journal of Economic Sciences and Applied Research* 4(3)93-118
- Watts, R. [2003], Conservatism in Accounting Part I: Explanation and Implications, *Accounting Horizons* 17(3)207-221
- 石井孝和 [2015], 「のれん減損損失計上の適時性」, 『のれん減損損失の計上要因と情報有用性に関する実証研究』第 6 章, Kobe University Repository
- 石井孝和 [2016], 「のれん情報の価値関連性及び将来業績との関連性」, 『証券アナリストジャーナル』 54(5)35-44
- 石川博行 [2015], 「IFRS 適用による利益押し上げ効果」, 『証券アナリストジャーナル』 53(9)39-42
- 井上謙仁 [2016], 「IFRS 適用のアナウンスメントが日本市場に与える影響」, 『経営研究』 67(1)137-155
- 井上謙仁・石川博行 [2014], 「IFRS が資本市場に与えた影響」, 『証券アナリストジャーナル』 52(9)28-40
- 大倉雄次郎 [2016], 「IFRS 導入会社の実態と課題—医薬品製造業—」, 『関西大学商学論集』 60(4)103-141
- 大日方隆 [2013], 「利益率の持続性と平均回帰」, 中央経済社
- 笠井優雅・姉川知史 [2015], 「IFRS 適用の決定要因と株価および管理会計に与える影響」, 慶應義塾大学学術情報リポジトリ
- 金鐘勲 [2017], 「日本における IFRS 任意適用が情報の非対称性に与える影響」, 『IFRS 適用の経済的帰結に関する実証研究：情報の非対称性の観点から』 第 5 章, 一橋大学機関レポジトリ
- 永田京子 [2014], 「のれんをめぐる実証研究」, 『企業会計』 66(12)48-54
- 永田京子 [2016], 「のれんをめぐる実証研究の新動向—IFRS3 号及び SFAS142 号における論点を中心として—」, 『証券アナリストジャーナル』 54(4)26-34
- 松本雅之 [2016], 「日本企業における海外市場への重複上場の状況と意義」, 麗澤大学経済社会総合研究センター

Working Paper = RIPPSS Working Paper 74, 37-45

宮宇地俊岳 [2017], 「のれん減損サプライズをめぐる株式市場の反応」, 『企業会計』 69(7)38-44

山下知晃 [2017], 「減損損失の認識とその適時性」, 『企業会計』 69(4)58-64

吉野征宏 [2014], 「IFRS 任意適用会社の傾向分析」, 『KPMG Insight』, 4, 1-8