

IFRS 任意適用の公表に対する株式市場の反応： 企業間の差異を中心に

Stock Market Reaction to the Announcement of Voluntary Adoption of IFRS : The Existence of Cross-sectional Heterogeneity

金 鐘 勲 (一橋大学大学院商学研究科 特任講師)
Jonghoon Kim, Hitotsubashi University

論文要旨

本稿では、近年IFRSの任意適用を公表する日本企業が増加していることを背景に日本企業によるIFRS任意適用の公表に対して株式市場がどのように反応しているのか、またその反応には企業間で差異が存在するのかがイベントスタディの分析手法を用いて調査している。分析の結果は次の通りである。第1に、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対して株式市場は平均的には統計的に有意な正の反応を示していないことが確認された。第2に、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応には企業間で差異が存在することが確認された。具体的には、米国基準からIFRSに移行した企業に対して株式市場は負の反応を示していること、総資産に占めるのれんの割合の大きい企業ほどIFRS任意適用の公表に対して株式市場は負の反応を示していることが確認された。また、規模の大きい企業ほどIFRS任意適用の公表に対して株式市場は正の反応を示すことがわかった。これらの発見事項は、IFRSの任意適用を公表する企業の中には株式市場が正の反応を示している企業と負の反応を示している企業とが混在しており、株式市場はIFRSの任意適用を公表する企業の特性に応じて異なる反応を示していることを示唆している。

Summary

Using event study method, this paper investigates how stock market reacts to the announcement of voluntary adoption of IFRS and whether there exists cross-sectional heterogeneity in the reaction. My results are as follows. First, I find that on average stock market reaction to the announcement of voluntary adoption of IFRS is statistically insignificant. Second, I find heterogeneous stock market reaction to the announcement of voluntary IFRS adoption according to firm characteristics. Specifically, stock market reacts negatively for the firms that convert from US GAAP to IFRS, negatively when firms have large goodwill, and positively when firm size is large. These results suggest that there exist both positively and negatively evaluated firms by the stock market when they announce the intention to voluntarily adopt IFRS.

1. はじめに

2010年5月13日に日本電波工業がIFRS¹⁾を任意適用した財務諸表を公表して以来、2016年7月14日現在、IFRSの任意適用を公表した日本企

業は117社²⁾(IFRS任意適用企業85社、IFRS任意適用予定企業32社)に達している。この117社は社数ベースでは全上場企業に占める割合が3.2%にすぎないものの、時価総額ベースでは既に20.8%に達している(いずれも2016年7月14日

謝辞：本稿は、一橋大学大学院商学研究科博士後期課程に在籍しているときに提出したもので、日本ディスクロージャー研究会第13回研究大会(2016年5月28日東京経営短期大学にて開催)における自由論題報告を加筆・修正したものであります。自由論題の司会をお引き受け下さいました奥村雅史先生(早稲田大学)に感謝申し上げます。報告当日は太田浩司先生(関西大学)、石川博行先生(大阪市立大学)、中條祐介先生(横浜市立大学)、大塚成男先生(千葉大学)、大鹿智基先生(早稲田大学)から貴重なコメントを賜りました。ここに記して感謝申し上げます。もちろん、本稿に含まれる内容・表現等あり得べき誤謬はすべて筆者の責に帰すものであります。

連絡住所：金 鐘勲 〒186-8601 東京都国立市中2-1 一橋大学第3研究館303研究室
電話番号090-3519-7651 E-mail アドレス a141416z@r.hit-u.ac.jp

時点)。本稿の目的は、IFRSの任意適用を公表する日本企業が増加していることを背景に、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対して株式市場がどのように反応しているのか、またその反応には企業間で差異が存在するのか否かを検証することにある。

日本企業を対象にIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を調査した研究はこれまでも存在するものの、これらの研究の検証結果は必ずしも一貫していない（譚 2014；井上 2016）。しかし、これらの先行研究には①イベント日の特定が正確に行われていない可能性がある、②決算短信等の同時開示の影響が考慮されていない可能性がある、③分析に用いられているサンプルがIFRSの任意適用を公表した企業全体を代表できていない可能性がある、④分析手法の一般性が確保されていない可能性がある、といった限界があると考えられる。そこで、本稿では、先行研究に存在するこれらの限界を克服した上で、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を再検討する。

これらの分析に加えて、本稿ではIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応が企業間で異なるかどうかを調査する。海外の先行研究では、IFRSの任意適用を公表する企業の特성에 応じて株式市場が異なる反応を示すことが観察されている（Karamanou and Nishiotis 2009）。つまり、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応には企業間で差異が存在することがこれまでの研究から明らかにされている。しかしながら、IFRS任意適用の公表に伴う株式市場の反応に関する企業間差異について検証した日本の研究はまだ存在していない。このため、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応に企業間で差異が存在するか否かは、未解決の検証課題であると言える。

先行研究に対する本稿の特徴は、本稿が日本企業によるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応に企業間で差異が存在するか否かを考慮に入れた分析を行っている点にあり、この点で日本企業を対象としたこれまでの研究に新たな知見を提供していると言える。また、本稿はIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応における企業間の差異を生むと予想される要因を考える際に、日本の状況を考慮に入れた変数を追加した分析を行うことで、Karamanou and Nishiotis (2009)の分析を拡張するものである。これらによって、本稿はこの種の研究における文献の蓄積に貢献している。

本稿の構成は次の通りである。第2節では先行研究を整理し、検証課題を導出する。第3節では本稿のリサーチ・デザインについて説明し、分析に用いる各変数の記述統計量を示す。第4節では本稿の分析結果を報告し、得られた結果に対する頑健性テストを実施する。第5節では本稿の結論を示した上で、限界と残された課題について触れる。

2. 先行研究の整理と検証課題の導出

2.1. IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応

日本企業を対象にIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を調査した論文としては、譚 (2014) と井上 (2016) を挙げることができる。譚 (2014) は、イベントスタディの分析手法を用いて分析を行っている。具体的には、2014年6月9日時点でIFRS任意適用を公表している41社（任意適用企業21社、任意適用予定企業20社）のうちイベント日が特定できた29社を対象に、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の短期と長期の株価動向を調査している。分析の結果、株式市場は日本企業によるIFRS任意適用の公表に

対して、短期的にのみならず長期的にも正の反応を示すことが発見された。このような結果に対して譚（2014）は、投資家はIFRSの適用に伴い会計情報の価値関連性、比較可能性および市場の流動性等が高まることを期待しているため、株式市場がIFRS任意適用の公表に対して正の反応を示したと解釈している。

しかしながら、譚（2014）は日経4紙³⁾にIFRS任意適用の報道があった企業をサンプルとし、その報道日をイベント日としているため、イベント日の特定が正確に行われていない可能性があるという限界を有している。つまり、新聞報道日は企業自身が正式にIFRSを適用する旨を公表した日ではなく、新聞報道はIFRS適用が検討段階でなされている可能性があるため企業がIFRS任意適用を本当にするのかどうかについて市場に明確な情報が提供されていない可能性がある⁴⁾。また、IFRS適用を予定するすべての企業について、新聞報道がなされているわけではない（井上2016、p. 144）。さらに、譚（2014）は決算短信、配当発表、業績予想の修正、中期経営計画の発表、その他様々なイベントを同時に公表している企業もサンプルに含めている。このため、発見された正の市場の反応にはIFRS任意適用の公表以外のイベントの影響が混在している可能性がある。

井上（2016）は、上記で指摘した譚（2014）の2つの限界を克服した研究である。つまり、井上（2016）は日経4紙への報道日をもってイベント日をの特定を行うよりはむしろ、企業自身が適時開示情報閲覧サービス（Timely Disclosure network：TDnet）にIFRS任意適用の公表に関する資料を開示した日時をイベント日と設定することで、イベント日の特定に関する譚（2014）の限界を克服している⁵⁾。また、井上（2016）は決算短信等をIFRS任意適用の公表と同時に発表した企業をサンプルから除外し、IFRS任意適用の

公表以外のイベントが分析結果に影響を与える可能性があるという譚（2014）の限界も克服している。

分析の結果、株式市場はIFRS任意適用の公表日において正の反応を示すが、その翌日には負の反応に転じることが報告されている。このような結果に対して井上（2016）は、IFRSの任意適用に伴う純利益の押し上げ効果のような一時的なプラスの経済的帰結に対して市場が一時的に過剰反応を示すものの、そうした純利益の押し上げ効果は企業の長期的なパフォーマンスにまでは影響を与えないことを市場は認識していることから翌日に株価を元の水準に戻した可能性があると解釈している。しかしながら、市場の合理性（market rationality）を前提とする限り、将来キャッシュ・フローの金額、タイミングおよび不確実性に影響を与えない単なる会計基準の違いによる利益の増減に対して市場はそもそも反応しないはずである。したがって、井上（2016）の解釈には再検討の余地が残されていると言える。

また、井上（2016）の分析には次のような限界があると考えられる。第1に、サンプルの代表性に関する限界である。井上（2016）はIFRS任意適用予定企業をサンプルに含めていない。このため、彼の分析に用いられているサンプルはIFRSの任意適用を公表した企業全体を代表できていない可能性が存在すると言える。第2に、分析手法の一般性に関する限界である。井上（2016）は異常リターンの推定の際に市場リターン控除法を用いている。しかしながら、市場リターン控除法はサンプルサイズが小さい場合、株式リターンの異常部分を適切に捉えていないことがこれまでの研究で指摘されている⁶⁾（Binder 1998、p. 118；Campbell et al. 1996、p. 156）。以上から、日本企業を対象にしたこれまでの研究では、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応がきちんと

測られていない可能性があるといえよう。このため、日本企業を対象に実施された先行研究で報告されているIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応には、再検討の余地があると考えられる。

IFRSの適用によって資本市場が便益を受けることを示唆する議論はしばしば次のような前提から出発する。つまり、IFRSによる財務報告は透明性を増大させ、財務報告の質を向上させるという前提から議論を始めるのである⁷⁾。この前提を述べる際には、IFRSがほとんどの各国の会計基準よりも特に情報開示という点に関してより資本市場志向であり、より包括的であることが引き合いに出される (Daske et al. 2008)。この前提が正しい限りにおいて、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対して株式市場は正の反応を示すはずである。しかし、会計基準の適用は多くの判断と私的情報の利用を必要とするものであり、他の一連の会計基準と同様にIFRSは企業に対して相当程度の裁量を与えている。このため、IFRSの下で企業の財務報告の質が向上するか否かは企業が与えられた裁量をいかに利用するかによって異なることになる (Daske et al. 2008 ; Li 2010 ; Daske et al. 2013)。したがって、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対して株式市場がどのように反応しているのかについては事前に予測を行うことが困難であり、実証的課題であると言える。先行研究に関する以上の検討と議論を踏まえ、本稿では以下の検証課題1を設定する。

検証課題1：IFRS任意適用の公表に対して株式市場はどのように反応したのか。

2.2. 株式市場の反応における企業間の差異

IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を調査した海外の研究では、IFRSの任意適用を

公表する企業の特성에応じて株式市場が異なる反応を示すことが観察されている。たとえば、Karamanou and Nishiotis (2009) は、各国の会計基準からIFRSへの移行に伴い企業の情報開示が増加するという前提の下で、1989年から2002年の間にIFRSの任意適用を公表した8カ国⁸⁾の59社を対象にIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を調査した。分析の結果、株式市場はIFRS任意適用の公表を受けて平均的に正の反応を示すこと、またその反応は企業間で異なることを発見している。具体的には、株価が過小評価されている企業、成長機会が大きい企業、規模の小さい企業ほどIFRS任意適用の公表に対して株式市場は正の反応を示すことを発見している。他方、このような分析を行った日本の研究はまだ存在していない。そこで、本稿では以下の検証課題2を設定する。

検証課題2：IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応には企業間で差異が存在するのか。

3. リサーチ・デザイン

3.1. イベントスタディ分析

3.1.1 イベント日の特定とサンプルの選択

本稿では、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を調査するために、先行研究 (譚 2014 ; 井上 2016 ; Karamanou and Nishiotis 2009) に倣ってイベントスタディの分析手法を用いる。なお、先行研究の検討の際にも指摘した通り、イベントスタディから得られた結果が信頼性の高いものとなるためには、イベント日の正確な特定が重要である。そこで、本稿では井上 (2016) に倣って、企業がTDnetにIFRS任意適用の公表に関する資料を開示した日時をもってイベント日の特

定している。

具体的には、プロネクサス社の提供するeolの全文検索機能を利用することで（キーワードは、IFRS、国際財務報告基準、国際会計基準、任意適用のいずれか）、イベント日を特定する。なお、大引け（15:00）以降に開示がなされた場合にはその翌日をイベント日としている。さらに、eolの全文検索機能を利用し、企業がIFRSの任意適用の旨を公表する際に決算短信、配当発表、業績予想の修正、中期経営計画の発表、その他様々なイベントを同時に発表しているか否かを調査し、これらのイベントをIFRS任意適用の公表と同時に発表している企業は、サンプルから除外している。

本稿では上記のようなサンプル選択のプロセスを経て、2016年7月14日時点でIFRSの任意適用を公表した企業117社（IFRS任意適用企業85社、IFRS任意適用予定企業32社）のうち、IFRS任意適用の旨のみを公表している30社を特定した。なお、30社のうちの1社が日経NEEDS-Financial QUEST2.0から権利落ち等調整済み日次株価が収集できなかったためにサンプルから除外している。そのため、本稿の最終サンプルは29社となっている。この29社は、2016年7月14日時点でIFRSの任意適用を公表した企業117社の24.79%である。表1は、本稿のサンプルの分布をまとめたものである。パネルAは、IFRSの任意適用を公表した企業を年度別に分類したものである。本稿のサンプルに含まれる企業は、2010年度、2012年度、2013年度、2014年度、2015年度、2016年度の6年度にわたってIFRSの任意適用を公表しており、2014年度の割合が41.4%と最も高い。パネルBは上場市場別にサンプルを分類したものである。東証1部企業が全体の89.7%を占めている。このことは日本企業によるIFRS任意適用の公表が比較的規模の大きい企業に偏っていることを表してい

る。パネルCは東証業種分類に基づいて業種別にサンプルを分類したものである。卸売業の占める割合が20.6%で最も高く、運送用機器（17.2%）と医薬品（17.2%）、および化学（13.7%）が次に続いている。

前述したように、本稿の最終サンプルは2016年7月14日時点でIFRSの任意適用を公表した企業全体の24.79%である。このため、本稿の分析には、選択されたサンプル企業がIFRS任意適用を公表した企業全体⁹⁾を代表していない可能性、すなわちサンプル・セレクション・バイアスの可能性が存在する。したがって、ここでは本稿の最終サンプルとして選択された企業がIFRS任意適用を公表した企業全体を代表しているかどうかを確認するために、Karamanou and Nishiotis (2009)に倣って本稿の最終サンプルに含まれる企業（以下、サンプル企業）と含まれない企業（以下、非サンプル企業）の特性を比較している。

具体的には、まず2016年7月14日までにIFRSの任意適用を公表した117社から新規上場とともにIFRSを適用する5社を除く112社を対象に、本稿のサンプル企業の場合に1の値をとるダミー変数SAMPLEを作成する。それから、クロスセクショナル分析で用いる6つの変数(*Tobins_Q*、*Sales_GR*、*Log_Size*、*Sales_F*、*USGAAP*、*Goodwill*)に、Karamanou and Nishiotis (2009)のサンプル・セレクション・バイアスの検定において用いられている4つの変数(*Profitability*¹⁰⁾、*Turnover*、*Leverage*、*ROA_EBIT*)を加えた計10個の変数の平均値と中央値について、サンプル企業(SAMPLE = 1)と非サンプル企業(SAMPLE = 0)の間に有意な差が存在するかを調査している¹¹⁾。なお、各変数はIFRSの任意適用が公表された期よりも前に利用可能な財務諸表のうち最も新しいものを用いて作成している¹²⁾。また、平均値の差の検定に用いられている

表1 サンプルの分布

パネルA：公表年度					
年度	対象企業		年度	公表企業	
	企業数	%		企業数	%
2010	1	3.5	2010	4	3.4
2011	0	0.0	2011	1	0.9
2012	3	10.3	2012	11	9.4
2013	5	17.2	2013	17	14.5
2014	12	41.4	2014	39	33.3
2015	7	24.1	2015	31	26.5
2016	1	3.5	2016	14	12.0
合計	29	100.0		117	100.0

パネルB：上場市場									
上場市場	対象企業		公表企業		上場市場	対象企業		公表企業	
	企業数	%	企業数	%		企業数	%	企業数	%
東証一部	26	89.7	105	89.7	名証一部	0	0.0	0	0.0
東証二部	0	0.0	2	1.7	名証二部	0	0.0	0	0.0
マザーズ	1	3.5	5	4.3	福証一部	0	0.0	0	0.0
JASDAQ	2	6.8	4	3.4	札証一部	0	0.0	1	0.9
					合計	29	100.0	117	100.0

パネルC：業種（東証業種分類）									
業種	対象企業		公表企業		業種	対象企業		公表企業	
	企業数	%	企業数	%		企業数	%	企業数	%
サービス業	1	3.5	12	10.2	その他	0	0.0	0	0.0
情報・通信業	1	3.5	10	8.5	繊維製品	0	0.0	0	0.0
小売業	0	0.0	4	3.4	精密機器	1	3.5	3	2.6
卸売業	6	20.6	10	8.5	鉄鋼	0	0.0	1	0.9
電気機器	2	6.8	20	17.1	証券、商品先物取引業	0	0.0	2	1.7
機械	1	3.5	6	5.1	倉庫・運輸関連業	0	0.0	0	0.0
化学	4	13.7	9	7.7	非鉄金属	0	0.0	1	0.9
建設業	0	0.0	0	0.0	その他金融業	0	0.0	3	2.6
食料品	1	3.5	4	3.4	パルプ・紙	0	0.0	0	0.0
不動産業	1	3.5	2	1.7	電気・ガス業	0	0.0	0	0.0
その他製品	0	0.0	1	0.9	ゴム製品	1	3.5	2	1.7
輸送用機器	5	17.2	11	9.4	海運業	0	0.0	0	0.0
銀行業	0	0.0	0	0.0	石油・石炭製品	0	0.0	1	0.9
金属製品	0	0.0	2	1.7	保険業	0	0.0	0	0.0
医薬品	5	17.2	10	8.5	水産・農林業	0	0.0	0	0.0
陸運業	0	0.0	1	0.9	鉱業	0	0.0	0	0.0
ガラス・土石製品	0	0.0	2	1.7	空運業	0	0.0	0	0.0
					合計	29	100.0	117	100.0

検定方法はt検定であり、中央値の差の検定に用いられている検定方法はWilcoxonの順位和検定である。

表2のパネルAとパネルBはその検定結果を示したものである。まず平均値の差の検定からは、本稿のサンプル企業が非サンプル企業に比べて収益性が低く、規模が大きいことが示されている。また、米国基準からIFRSに移行した企業の占める割合は、本稿のサンプル企業の方が非サンプル企業よりも有意に高い。ただし、それ以外の変数については本稿のサンプル企業と非サンプル企業の間には有意な差は観察されていない。次に、中央値の差に関する検定からは、本稿のサンプル企業が非サンプル企業に比べてトービンのQが低く、規模が大きいことが示されている。米国基準からIFRSに移行した企業の占める割合については平均値の差の検定の場合と同様に、本稿のサンプル企業の方が非サンプル企業よりも有意に高い。しかしながらそれ以外の変数については、本稿のサンプル企業と非サンプル企業の間における有意な差は観察されていない。

パネルCは、SAMPLEを従属変数、先に挙げ

た10個の変数を独立変数とするプロビット分析の結果を示したものである。平均値と中央値の差に関する検定で得られた結果と一貫して有意な結果が得られているのはLog_Sizeである。IFRS任意適用を公表した企業のうち、規模の大きい企業が本稿のサンプルに含まれていると言える。また、ROA_EBITは10%水準で有意な正の値を示しており（ $t = 1.80$ ）、業績の良い企業ほど本稿の最終サンプルに含まれる可能性が高いと言える。しかし、他の8つの変数の係数は統計的に有意な値を取っていないため、本稿のサンプルはIFRS任意適用を公表した企業を概ね代表していると言える。このことから、本稿の分析結果にはサンプル・セレクション・バイアスが存在しないとは言えないまでも、その影響は相当程度低いものであると考えられる。

3.1.2 異常リターンの計測方法

IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を調べるにあたって、本稿はKaramanou and Nishiotis (2009) に倣いCampbell et al. (1996) で示されているマーケット・モデルによる異常リ

表2 サンプル・セレクション・バイアスのテスト

パネルA：平均値の差	平均値		検定統計量	
	SAMPLE = 1	SAMPLE = 0	平均値の差	t-statistic
	<i>Tobins_Q</i>	1.421	2.894	-1.473
<i>Sales_GR</i>	9.176	12.872	-3.696	-0.79
<i>Profitability</i>	-7.586	10.051	-17.637	-1.92*
<i>Turnover</i>	1.095	0.972	0.123	0.97
<i>Log_Size</i>	13.672	12.613	1.059	2.50**
<i>Leverage</i>	45.536	49.235	0.301	0.07
<i>ROA_EBIT</i>	6.456	7.791	-1.335	-0.83
<i>Sales_F</i>	38.533	34.545	3.988	0.60
<i>USGAAP</i>	0.241	0.084	0.157	2.23**
<i>Goodwill</i>	3.580	6.271	-2.691	-1.53

パネルB：中央値の差

	中央値		検定統計量	
	SAMPLE = 1	SAMPLE = 0	中央値の差	z-statistic
<i>Tobins_Q</i>	0.976	1.262	-0.286	-1.90*
<i>Sales_GR</i>	4.960	7.656	-2.696	-0.96
<i>Profitability</i>	5.541	7.581	-2.040	-1.35
<i>Turnover</i>	0.962	0.893	0.069	1.20
<i>Log_Size</i>	13.740	12.721	1.019	2.37**
<i>Leverage</i>	52.103	51.563	0.540	0.14
<i>ROA_EBIT</i>	5.693	6.220	-0.527	-0.33
<i>Sales_F</i>	41.934	30.901	11.033	0.56
<i>USGAAP</i>	0.000	0.000	0.000	2.19**
<i>Goodwill</i>	1.321	2.556	-1.235	-1.30

パネルC：Sample Selection Probit Model

Variables	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	-3.5024	-2.46**
<i>Tobins_Q</i>	-0.2589	-1.62
<i>Sales_GR</i>	-0.0020	-0.21
<i>Profitability</i>	-0.0416	-1.53
<i>Turnover</i>	0.0819	0.28
<i>Log_Size</i>	0.2975	2.78***
<i>Leverage</i>	-0.0152	-1.43
<i>ROA_EBIT</i>	0.0704	1.80*
<i>Sales_F</i>	-0.0023	-0.45
<i>USGAAP</i>	0.2598	0.64
<i>Goodwill</i>	-0.0283	-1.29
<i>Pseudo R²</i>	0.1953	
<i>N</i>	112	

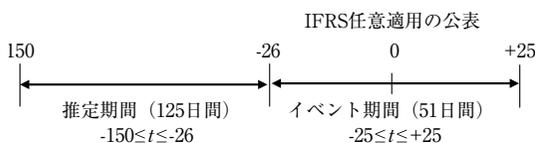
(注) 本表では、サンプル・セレクション・バイアスのテストの結果を載せている。パネルAとパネルBは平均値と中央値の差に関する検定結果を載せており、パネルCは以下の回帰式を推定した結果を載せている。なお、係数推定値の検定統計量の算定には、White (1980) の示す、不均一分散に頑健な標準誤差を用いている。

$$\text{Prob}(\text{SAMPLE}_i = 1) = \beta_0 + \beta_1 \text{Tobins_Q}_i + \beta_2 \text{Sales_GR}_i + \beta_3 \text{Profitability}_i + \beta_4 \text{Turnover}_i + \beta_5 \text{Log_Size}_i + \beta_6 \text{Leverage}_i + \beta_7 \text{ROA_EBIT}_i + \beta_8 \text{Sales_F}_i + \beta_9 \text{USGAAP}_i + \beta_{10} \text{Goodwill}_i + \varepsilon_i$$

ただし、SAMPLE = IFRSの任意適用を公表した企業のうち、本章の最終サンプルに含まれる企業の場合に1の値をとるダミー変数；*Tobins_Q* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるトービンのQ(時価総額+負債の帳簿価額)/総資産の帳簿価額；*Sales_GR* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における直近2期間の売上高成長率の平均値(単位：%)；*Profitability* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における売上高営業利益率；*Turnover* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産回転率；*Log_Size* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産の自然対数；*Leverage* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるレバレッジ(単位：%)；*ROA_EBIT* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産経常利益率(経常利益+支払利息-受取利息・配当金)/総資産(単位：%)；*Sales_F* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における海外売上高比率(単位：%)；*USGAAP* = 米国基準からIFRSに移行した企業の場合に1をとるダミー変数；*Goodwill* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産に占めるのれんの割合(単位：%)；であり、下添字*i*は企業を表している。

*10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

ターンを用いる。まず、IFRS任意適用の公表日を $t = 0$ として、推定期間を $-150 \leq t \leq -26$ の125営業日、イベント期間を $-25 \leq t \leq +25$ の51日間と設定する¹³⁾。次に、推定期間のデータを用いて(1)式を回帰し、(1)式の係数を推定する。そして、回帰して得られた係数をもとに(2)式および(3)式のようにイベント期間における異常リターンを算出する。



$$r_{it} = \alpha + \beta r_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

ただし、

r_{it} : i 社の t 日における株式リターン（権利落ち等調整済み日次株価を利用）、

r_{mt} : 市場インデックス（TOPIX）の t 日における変化率、である。

$$ar_{it} = r_{it} - (\hat{\alpha} + \hat{\beta} r_{mt}) \quad (2)$$

$$AR_i = \frac{1}{29} \sum_{t=1}^{29} ar_{it} \quad (3)$$

ただし、

ar_{it} : i 社の t 日における異常リターン（権利落ち等調整済み日次株価を利用）、

AR_i : t 日における29社の ar_{it} を平均した平均異常リターン、である。

3.2. クロスセクショナル分析

3.2.1 推定モデルと変数の定義

$$\begin{aligned} CAR(0,+1)_i = & \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i \\ & + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i \\ & + \beta_6 Log_Size_i + YearFixedEffect_i + \varepsilon_i \end{aligned} \quad (4)$$

$CAR(0,+1)$: IFRS任意適用の公表日 ($t = 0$) とそ

の翌日 ($t = +1$) の2営業日における累積異常リターン（単位：%）、

$Sales_F$: IFRSの任意適用を公表した期の直前期における海外売上高比率（単位：%）、

$USGAAP$: 米国基準からIFRSに移行した企業の場合に1をとるダミー変数、

$Goodwill$: IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産に占めるのれんの割合（単位：%）、

$Tobins_Q$: IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるトービンのQ（時価総額+負債の帳簿価額）/ 総資産の帳簿価額、

$Sales_GR$: IFRSの任意適用を公表した期の直前期における直近2期間の売上高成長率の平均値（単位：%）、

Log_Size : IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産の自然対数、

$YearFixedEffect$: 年度ダミー変数、である。

本稿では、(4)式を用いたクロスセクショナル分析を行うことによって、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応に、企業間で差異が存在するかを調査する。まず、本稿のクロスセクショナル分析における従属変数は $CAR(0,+1)$ である。 $CAR(0,+1)$ はKaramanou and Nishiotis (2009)に倣ってマーケット・モデルによる異常リターンをイベント日 ($t = 0$) とその翌日 ($t = +1$) の2営業日にわたって累積した累積異常リターンである。本稿では、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応に、企業間の差異を生むと予想される3つの変数を設定する。それらは $Sales_F$ 、 $USGAAP$ 、 $Goodwill$ である。

第1に、 $Sales_F$ は、IFRSの任意適用を公表した期の直前期における海外売上高比率であり、企業の国際的な事業展開の程度を測る変数である（Dumontier and Raffounier 1998；El-Gazzar et al. 1999；Murphy 1999）。国際的な事業展開を行っている企業には、国内を主たる営業活動の場とする企業に比べて様々な利害関係者が存在する。また、これらの利害関係者からは国際的に標準化

された会計情報への要求が高く、海外の先行研究では国際的な事業展開を行っている企業ほどこれらの利害関係者の要求を満たすためにIFRSや米国基準といった国際的な会計基準を任意適用することが発見されている (Dumontier and Raffounier 1998 ; El-Gazzar et al. 1999 ; Murphy 1999)。

日本においても同様の傾向が見受けられる。たとえば、2016年7月14日時点でIFRS任意適用の旨を公表した117社から新規上場とともにIFRSを適用する5社を除く112社のうち、約80%の会社 ($92/112 = 82.14\%$) がIFRSに移行する理由を説明している。また、IFRSに移行する理由を説明している企業の約90% ($83/92 \times 100 = 90.22\%$) が国際的な事業展開を行っていることを背景に財務諸表の国際的な比較可能性を高め、国内外における様々な利害関係者の利便性を高めることをその理由として掲げている。もし企業のこうした主張が正しければ、株式市場は国際的に展開している企業のIFRS適用をポジティブに捉え、正の反応を示すはずである。したがって、 $CAR(0,+1)$ と $Sales_F$ の間には正の関係が予測される。

第2に、USGAAPは、米国基準からIFRSに移行した企業の場合に1をとるダミー変数である。海外の先行研究では、IFRSや米国基準といった国際的な会計基準の各国の会計基準に対する優位性が報告されている。また、そこでは米国基準がIFRSとほぼ同程度の質を持った財務報告を可能とする会計基準であることが報告されている¹⁴⁾ (Ashbaugh and Pincus 2001 ; Leuz and Verrecchia 2000 ; Leuz 2003 ; Cuijpers and Buijink 2005)。こうした中、IFRSの任意適用の旨を公表した日本企業の中には、米国基準からIFRSに移行した企業が14社 ($14/117 \times 100 = 11.97\%$) 存在している。

米国基準に準拠して作成された財務諸表とIFRSに準拠して作成された財務諸表が、投資家

の意思決定への情報有用性の観点からほぼ同程度であるならば、米国基準からIFRSに移行した企業が得られるベネフィットは低いはずである。その一方で、IFRSへの移行には新たな会計システムの導入などの移行コストが多額に発生することが報告されている¹⁵⁾ (金融庁 2015、p. 9)。したがって、米国基準からIFRSに移行した企業の場合はIFRSの任意適用に伴うコストがベネフィットを上回ると株式市場が評価する可能性があり、 $CAR(0,+1)$ と $USGAAP$ の間には負の関係が存在すると予測される¹⁶⁾。

第3に、*Goodwill* は、IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産に対するのれんの割合である。IFRS適用のメリットとしては、利益の押し上げ効果が挙げられる。たとえば、日本基準の下ではのれんに関する減損テストに加えて規則的な償却が求められているが、IFRSの下ではのれんの会計処理が非償却・減損テストのみとなる。このため、IFRSを任意適用した日本企業にはのれんに関する規則的な償却が不要となるなどの影響で利益の押し上げ効果もたらされる (井上 2016 ; 石川 2015)。

また、井上 (2016) は、株式市場がIFRS任意適用の公表日に正の反応を示すことを発見し、純利益の押し上げ効果のような一時的なプラスの経済的帰結に対して株式市場が一時的に過剰反応を示したと解釈している。このように、もし株式市場がのれんの非償却に伴う純利益の押し上げ効果のような会計基準の違いによる利益の増加に機能的に固着しているのであれば、 $CAR(0,+1)$ と *Goodwill* の間には正の関係が存在すると予測される。

他方、のれんの会計処理が非償却・減損テストのみと変更されることに伴い、投資家の期待エージェンシー・コストが上昇し、IFRSの任意適用を公表する企業の株価がむしろ下落する可能性も

存在する。日米の先行研究では、経営者がのれんの減損認識の有無、認識のタイミング、およびその金額について相当程度の裁量を有しており、与えられた裁量を機会主義的に行使していることが発見されている（Beatty and Weber 2006；Ramanna and Watts 2012；石井 2014）。IFRSではのれんの会計処理が非償却・減損テストのみとなるため、のれんが定期的に償却されないだけのため、のれんが増加する。また、のれんの帳簿価額が増加することは、経営者による裁量の機会が増加することを意味している（Watts 2003；LaFond and Watts 2008）。したがって、IFRSの下では経営者がのれんの減損に関する意思決定を行う際に機会主義的に行使できる裁量が増すと考えられる。市場の合理性を前提とする限り、平均的に合理的な投資家はこのことを既に予測しているはずである。このように、もし合理的な投資家がのれんの会計処理の変更によってもたらされる裁量の増加にネガティブに反応しているのであれば、期待エージェンシー・コスト（割引率）の上昇による株価の下落を通じてCAR(0,+1)とGoodwillの間には負の関係が観察されると予測される。

Tobins_Q、*Sales_GR*、*Log_Size*は、Karamanou and Nishiotis (2009) においてIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応に企業間で差異を生じさせることが観察された3つの変数である。本稿では先行研究における発見事項をコントロールするためにこれらの変数を(4)式に組み込んでいる¹⁷⁾。なお、(4)式に含まれるコントロール変数の定義および測定方法は全て、Karamanou and Nishiotis (2009) に従っている。本稿ではKaramanou and Nishiotis (2009) と同様に、CAR(0,+1)と*Tobins_Q*および*Log_Size*間には負の関係が、*Sales_GR*との間には正の関係があると考えられる。*YearFixedEffect*は年度ダミーである。

3.2.2 データベースと記述統計量

本稿の分析では、次の2つのデータベースを利用している。まず、企業がIFRSの任意適用を公表した日、すなわちイベント日を特定するにあたってeolを用いている。次に、財務データと株価データを日経NEEDS FinancialQUEST2.0から取得している。

表3は本稿のクロスセクショナル分析およびその頑健性テストに用いる各変数の記述統計量を示しており、表4は各変数の相関係数を示している。まず、クロスセクショナル分析に用いる各変数についてみることにしよう。本稿の従属変数であるCAR(0,+1)の平均値は-0.163であるのに対して中央値は0.063であり、左に歪んだ分布を示していることがわかる。次に、クロスセクショナル分析に用いる説明変数についてみると、本稿の1つ目の説明変数である*Sales_F*は平均値が38.533であるのに対して中央値が41.934であることから、ほぼ左右対称に近い分布を示していることがわかる。2つ目の説明変数であるUSGAAPの平均値は0.241であり、このことは本稿のサンプルのうち米国基準からIFRSに移行した企業が24.1%（7社）であることを意味している。3つ目の説明変数である*Goodwill*の平均値は3.580であるのに対し中央値が1.321であり、やや右に歪んだ分布となっている。

続いて、クロスセクショナル分析に用いるコントロール変数についてみると、*Tobins_Q*は平均値が1.421であるのに対して中央値は0.976であることから、やや右に歪んだ分布をとることが示されている。同様に、*Sales_GR*も平均値と中央値がそれぞれ9.176と4.960であり、右に歪んだ分布を示しているだけでなくその程度は*Tobins_Q*に比べて大きいことが示されている。*Size*の平均値は30,292億円であるのに対して中央値は9,275億円であり、極めて右に歪んだ分布を示していた。し

表3 記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	25%ile	中央値	75%ile	最大値	<i>n</i>
<i>CAR</i> (0,+1)	-0.163	2.001	-4.118	-0.819	0.063	1.020	4.086	29
<i>Sales_F</i>	38.533	31.176	0.000	0.000	41.934	66.269	86.885	29
<i>USGAAP</i>	0.241	0.435	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000	29
<i>Goodwill</i>	3.580	4.956	0.000	0.075	1.321	5.305	20.264	29
<i>Tobins_Q</i>	1.421	1.012	0.719	0.875	0.976	1.657	5.190	29
<i>Sales_GR</i>	9.176	16.054	-17.072	0.701	4.960	11.304	57.618	29
<i>Size</i>	30,292	44,973	47,510	3,849	9,275	34,794	156,220	29
<i>Log_Size</i>	13.672	1.920	8.466	12.861	13.740	15.062	16.564	29
<i>ROA_EBIT</i>	6.456	6.454	-16.270	4.082	5.693	9.486	25.297	29
<i>Leverage</i>	49.536	20.348	12.255	40.995	52.103	65.031	84.416	29
<i>Bid-Ask Spread</i>	0.318	0.190	0.148	0.206	0.243	0.320	0.761	29
<i>Return_Volatility</i>	2.144	1.227	1.048	1.607	1.946	2.220	7.917	29

(注) 本表では、分析に用いる変数の記述統計量を示している。変数の定義は次のようである。*CAR*(0,+1) = IFRS任意適用の公表日 ($t = 0$) とその翌日 ($t = +1$) の2営業日における累積異常リターン (単位: %); *Sales_F* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における海外売上高比率 (単位: %); *USGAAP* = 米国基準からIFRSに移行した企業の場合に1をとるダミー変数; *Goodwill* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産に占めるのれんの割合 (単位: %); *Tobins_Q* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるトービンのQ (時価総額+負債の帳簿価額)/総資産の帳簿価額; *Sales_GR* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における直近2期間の売上高成長率の平均値 (単位: %); *Size* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産; *Log_Size* = *Size*の自然対数; *ROA_EBIT* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産経常利益率 (経常利益+支払利息-受取利息・配当金)/総資産 (単位: %); *Leverage* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるレバレッジ (単位: %); *Bid-Ask Spread* = 日々の取引終了時点の最良売り指値から最良買い指値を控除した差額を両者の単純平均値で除した値として定義されるビッド・アスク・スプレッドの平均値 (単位: %); *Return_Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差 (単位: %); である。*Bid-Ask Spread*と*Return_Volatility*の測定期間はIFRSの任意適用を公表した期の直前の会計年度の1年間である。なお、*Size*の単位は1億円である。

しかし、対数変換した後の変数である*Log_Size*の平均値と中央値はそれぞれ13.672と13.740であることから、対数変換を行うことで、ほぼ左右対称に近い分布をとるようになったことが示唆される。クロスセクショナル分析に対する頑健性テストに用いる変数についてみると、*ROA_EBIT*、*Leverage*、*Bid-Ask Spread*、*Return_Volatility*の平均値 (中央値) はそれぞれ6.456 (5.693)、49.536 (52.103)、0.318 (0.243)、2.144 (1.946) であり、やや右に歪んではいるもののほぼ左右対称に近い分布を示していることがわかる。

次に、本稿の分析に用いる変数間の相関係数を示したものが表4である。表4からは、本稿の従属変数である*CAR*(0,+1)と各変数との相関係数がそれぞれ、-0.106 (*Sales_F*)、-0.105 (*USGAAP*)、-0.260 (*Goodwill*)、-0.079 (*Tobins_Q*)、-0.310

(*Sales_GR*)、0.204 (*Log_Size*)、0.064 (*ROA_EBIT*)、0.039 (*Leverage*)、-0.156 (*Bid-Ask Spread*)、-0.232 (*Return_Volatility*) であることがわかる。つまり、*Sales_F*、*Goodwill*、*Tobins_Q*、*Sales_GR*、*Bid-Ask Spread*、*Return_Volatility*の値が高い企業ほど*CAR*(0,+1)が低いものに対して、*Log_Size*、*Leverage*、*ROA_EBIT*の値が高い企業ほど*CAR*(0,+1)が高いことを示唆している。また、米国基準からIFRSに移行した企業の場合は*CAR*(0,+1)が低いと言える。しかし、こうした変数間の関係は2つの変数の間に影響を与えうる他の変数の影響を考慮していない。このため、ここで得られた結果は多変量分析を行う前の予備的なものとして解釈されるべきである。

表4 相関係数

	(a)	(b)	(c)	(d)	(e)	(f)	(g)	(h)	(i)	(j)	(k)
(a) <i>CAR</i> (0,+1)	1.000										
(b) <i>Sales_F</i>	-0.106	1.000									
(c) <i>USGAAP</i>	-0.105	-0.371	1.000								
(d) <i>Goodwill</i>	-0.260	-0.081	-0.268	1.000							
(e) <i>Tobins_Q</i>	-0.079	0.114	-0.261	0.064	1.000						
(f) <i>Sales_GR</i>	-0.310	0.118	-0.235	0.202	0.184	1.000					
(g) <i>Log_Size</i>	0.204	-0.343	0.625	0.061	-0.422	-0.463	1.000				
(h) <i>ROA_EBIT</i>	0.064	-0.198	-0.237	-0.115	-0.262	-0.083	-0.058	1.000			
(i) <i>Leverage</i>	0.039	-0.127	0.440	-0.072	-0.575	-0.337	0.595	-0.263	1.000		
(j) <i>Bid-Ask Spread</i>	-0.156	0.248	-0.339	-0.262	0.064	0.120	-0.490	-0.185	0.169	1.000	
(k) <i>Return_Volatility</i>	-0.232	0.258	-0.180	-0.037	0.617	0.619	-0.623	-0.426	-0.387	0.277	1.000

(注) 本表では、分析に用いる各変数間のピアソン相関係数を示している。変数の定義は次のようである。*CAR*(0,+1) = IFRS任意適用の公表日 ($t = 0$) とその翌日 ($t = +1$) の2営業日における累積異常リターン (単位: %); *Sales_F* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における海外売上高比率 (単位: %); *USGAAP* = 米国基準からIFRSに移行した企業の場合に1をとるダミー変数; *Goodwill* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産に占めるのれんの割合 (単位: %); *Tobins_Q* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるトービンのQ (時価総額+負債の帳簿価額)/総資産の帳簿価額; *Sales_GR* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における直近2期間の売上高成長率の平均値 (単位: %); *Log_Size* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産の自然対数; *ROA_EBIT* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産経常利益率 (経常利益+支払利息-受取利息・配当金)/総資産 (単位: %); *Leverage* = IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるレバレッジ (単位: %); *Bid-Ask Spread* = 日々の取引終了時点の最良売り指値から最良買い指値を控除した差額を両者の単純平均値で除した値として定義されるビッド・アスク・スプレッドの平均値 (単位: %); *Return_Volatility* = 日次株式リターンの標準偏差 (単位: %); である。なお、*Bid-Ask Spread*と*Return_Volatility*の測定期間はIFRSの任意適用を公表した期の直前の会計年度の1年間である。

4. 分析の結果

4.1. イベントスタディ分析の結果

本節では、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の平均的な反応を調べるために、IFRS任意適用の公表日とその前後25営業日をイベント期間として、イベント期間における各社の異常リターンである ar の平均値 AR がゼロと有意に異なるか否か、およびイベント期間における各社の異常リターンである ar の符号に関する検証を行っている。なお、異常リターンの平均値に関する検定に用いられている検定方法は t 検定であり、異常リターンの符号に関する検定に用いられている検定方法はWilcoxonの符号付順位と検定である。

表5は、その結果を示したものである。まず、イベント期間における各社の異常リターンの平均値である AR がゼロと有意に異なるか否かに関す

る検証結果を示した(a)列についてみると、IFRS任意適用の公表日 ($t = 0$) における AR の値は0.1029%で正の値を示しているものの、有意な値とはなっていない ($t = 0.34$)。このことは、IFRS任意適用の公表に対して株式市場が平均的には統計的に有意な正の反応を示していないことを示唆しており、イベント日における市場の正の有意な反応を報告した井上 (2016) とは異なる結果である。しかし、イベント期間における各社の異常リターンである ar の符号に関する検証を行っている(b)列についてみると、IFRS任意適用の公表日において株式市場が正の反応を示している企業が15社であるのに対して負の反応を示している企業が14社でほぼ半々に分かれていることがわかる。この結果、平均的にみるとゼロと有意に異なる結果が得られている可能性がある。したがって、どのような特性を有する企業に

表5 イベントスタディ分析の結果

Day	Market Model				Market Return Adjusted Method			
	(a)		(b)		(c)		(d)	
	AR		Sign of ar		AR		Sign of ar	
	%	t-statistic	PO/NE	z-statistic	%	t-statistic	PO/NE	z-statistic
-25	0.2415	0.62	16 / 13	-0.01	0.1215	0.33	15 / 14	-0.42
-20	-0.1979	-0.48	14 / 15	-0.53	-0.2379	-0.58	13 / 16	-0.68
-15	0.2349	0.90	15 / 14	0.42	0.2712	1.00	14 / 15	0.53
-10	-0.0815	-0.40	11 / 18	-1.11	-0.0596	-0.28	14 / 15	-0.75
-5	-0.0860	-0.50	11 / 18	-0.82	-0.1108	-0.80	10 / 19	-1.29
-4	-0.4253	-2.15**	11 / 18	-1.91*	-0.3780	-1.93*	12 / 17	-1.72*
-3	-0.2701	-1.57	10 / 19	-2.03**	-0.1700	-0.96	12 / 17	-1.09
-2	-0.0486	-0.29	12 / 17	-0.40	-0.0010	-0.01	14 / 15	-0.08
-1	-0.0343	-0.14	12 / 17	-0.66	-0.1094	-0.49	13 / 16	-0.72
0	0.1029	0.34	15 / 14	0.36	0.1518	0.53	14 / 15	0.40
+1	-0.2656	-0.92	14 / 15	-0.79	-0.2784	-1.04	15 / 14	-0.83
+2	-0.0651	-0.23	13 / 16	-0.66	-0.0451	-0.15	12 / 17	-0.79
+3	-0.0995	-0.43	13 / 16	-1.03	-0.1738	-0.74	10 / 19	-1.31
+4	-0.0977	-0.36	12 / 17	-0.92	-0.0863	-0.33	12 / 17	-0.92
+5	-0.5458	-1.67*	11 / 18	-1.72*	-0.5316	-1.74*	12 / 17	-1.63
+10	0.0813	0.36	15 / 14	0.23	0.0212	0.10	14 / 15	-0.10
+15	-0.2122	-0.81	12 / 17	-0.83	-0.1805	-0.73	12 / 17	-1.05
+20	-0.6232	-2.72***	9 / 20	-2.45**	-0.4644	-2.16**	11 / 18	-1.91*
+25	0.1796	0.57	15 / 14	0.31	0.1986	0.64	16 / 13	0.88

(注) 本表では、IFRS任意適用の公表日を $t=0$ として、推定期間を $-150 \leq t \leq -26$ の125営業日、イベント期間を $-25 \leq t \leq +25$ の51日間と設定した場合のイベントスタディ分析の結果を載せている。(a)列と(b)列には異常リターンの測定方法としてマーケット・モデルを用いた場合の結果を示しており、(c)列と(d)列は市場リターン控除法を用いた場合の結果を示している。なお、異常リターンの平均値に関する検定に用いられている検定方法はt検定であり、異常リターンの符号に関する検定に用いられている検定方法はWilcoxonの符号付順位と検定である。

*10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

対して株式市場が正と負の反応を示しているのかわかることを確認する必要があると言える。本稿ではこの点について、次の4.2節においてクロスセクショナル分析を行うことで確認する¹⁸⁾。

4.2. クロスセクショナル分析の結果

表6の(a)列は、(4)式の推定結果を示したものである。まず、本稿の1つ目の説明変数であるSales_Fの係数は-0.0065で有意ではない($t = -0.76$)。このことは、海外売上高比率はIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応における企業間の差異を有意に説明できる変数ではないことを意味している。IFRSに移行する理由を説明している企業の約90%を超える会社が国際的な事業

展開を行っていることを背景に財務諸表の国際的な比較可能性を高め、国内外における様々な利害関係者の利便性を高めることをIFRSに移行する理由として掲げているにもかかわらず、株式市場は国際的に展開している企業のIFRS適用をポジティブに捉えていないのは興味深い。

第2に、本稿の2つ目の説明変数であるUSGAAPの係数は-4.1352で、1%水準で有意な負の値を示していることがわかる($t = -3.78$)。このことは、予測と整合的に株式市場が米国基準からIFRSへの移行をネガティブに評価していることを意味している。つまり、株式市場は米国基準からIFRSに移行する会社の純便益が日本基準からIFRSに移行する会社のそれよりも

表6 クロスセクショナル分析の結果

Variables		(a)		(b)	
		coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	?	-3.0708	-1.07	-6.1644	-1.39
<i>Sales_F</i>	+	-0.0065	-0.76	-0.0123	-1.49
<i>USGAAP</i>	-	-4.1352	-3.78***	-3.0094	-2.51**
<i>Goodwill</i>	?	-0.1905	-2.48**	-0.1887	-3.03***
<i>Tobins_Q</i>	-	0.0444	0.14	0.1060	0.34
<i>Sales_GR</i>	+	0.0071	0.27	-0.0127	-0.49
<i>Log_Size</i>	-	0.6482	2.89***	0.5738	1.98**
<i>YearFixedEffect</i>		Included		Excluded	
<i>Adj.R²</i>		0.2639		0.1729	
<i>N</i>		29		29	

(注) 本中では、以下の回帰式を推定した結果を載せている。なお、係数推定値の検定統計量の算定には、White (1980) の示す、不均一分散に頑健な標準誤差を用いている。

$$CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + YearFixedEffect + \varepsilon_i$$

$$CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + \varepsilon_i$$

ただし、 $CAR(0,+1)$ = IFRS任意適用の公表日 ($t = 0$) とその翌日 ($t = +1$) の2営業日における累積異常リターン (単位: %) ; $Sales_F$ = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における海外売上高比率 (単位: %) ; $USGAAP$ = 米国基準からIFRSに移行した企業の場合に1をとるダミー変数 ; $Goodwill$ = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産に占めるのれんの割合 (単位: %) ; $Tobins_Q$ = IFRSの任意適用を公表した期の直前期におけるトービンのQ (時価総額 + 負債の帳簿価額) / 総資産の帳簿価額 ; $Sales_GR$ = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における直近2期間の売上高成長率の平均値 (単位: %) ; Log_Size = IFRSの任意適用を公表した期の直前期における総資産の自然対数 ; $YearFixedEffect$ = 年度ダミー変数 ; であり、下添字 i は企業を表している。

*10%水準で有意 ** 5%水準で有意 *** 1%水準で有意。

低いと少なくとも短期的には受け止めている可能性がある。

第3に、本稿の3つ目の説明変数である *Goodwill* の係数は-0.1905で、5%水準で有意な負の値を示している ($t = -2.48$)。総資産に占めるのれんの割合が大きい企業ほどIFRS任意適用の公表に対して株式市場が負に反応することを意味している。ここからは、株式市場がのれんの非償却に伴う利益の増加に対して機械的に反応しているよりはむしろ、のれんの減損に関する意思決定を行う際に機会主義的に行使できる裁量が増加することに対してネガティブに反応している可能性が示唆される。つまり、市場の合理性を前提とする限り、平均的に合理的な投資家はのれんの会計処理の変更によってもたらされる裁量の増加に対して期待エージェンシー・コストを高めている可能性がある。

本稿のコントロール変数についてみると、

Tobins_Q と *Sales_GR* の係数は有意な値をとっておらず、*Log_Size* の係数は予測とは逆に有意な正の値をとっていることがわかる。このことは、海外の企業を対象に有意だった変数では日本企業の事例を説明できない可能性があることを示唆している¹⁹⁾。また、*Log_Size* に関する結果からは規模が大きい企業ほどIFRS任意適用の公表に対して株式市場が正の反応を示すことが示唆されている。つまり、株式市場は規模が大きい企業ほどIFRSへの移行プロセスが効率的かつ効果的に行われていると考え、その結果ポジティブな反応を示している可能性があるかもしれない。最後に、本稿ではKaramanou and Nishiotis (2009) に倣って年度ダミーを分析から除外した場合の推定結果を(b)列に示している。本稿のサンプルは29社から構成されており、サンプルサイズが極めて小さい。このため、回帰分析における自由度の低さが

懸念される可能性がある。分析の結果、(a)列に示した結果と概ね首尾一貫した結果が得られている。

4.3. 頑健性テスト

本節では、前節で得られた結果に対する頑健性テストを行う。第1に、異常値の影響の排除である。前節では分析に用いる連続変数について異常値処理を行っていないため、得られた結果が異常値の影響を受けている可能性がある。そこで、本節では分析に用いる連続変数について上下0.5%を基準にウィンザライズを実施した上で再度分析を行い、前節で得られた結果が異常値の影響の排除に対して頑健であるかどうかを確認する。その分析結果を示した表7の(a)列についてみると、Goodwillの係数の有意水準が5%水準($t = -2.48$)から10%水準($t = -1.94$)に低下しているが、分析に用いる各変数について前節で得られた結果とおおむね整合的な結果が得られていることがわかる。したがって、前節で得られた結果は異常値の影響の排除に対して頑健であると言える。

第2に、潜在的な欠落変数の影響の考慮である。前節ではGoodwillに関する結果について、平均的に合理的な投資家がのれんの会計処理の変更によってもたらされる裁量の増加に対して期待エージェンシー・コストを高め、その結果企業の割引率の上昇を通じて株価が下落した可能性があるとして解釈している。しかし、業績が低迷している企業や財政状態が悪化している企業ほどのれんの非償却に伴う利益の増加や財政状態の改善を目的にIFRSを機会主義的に適用している可能性がある。こうした見立てが正しい場合、前節で得られた結果は、企業の業績や財政状態の影響を受けている可能性がある。

また、もし企業がのれんの非償却を狙いとしてIFRSの任意適用を機会主義的に選択しているのであれば、その程度は情報の非対称性の高い企業

ほど顕著であると考えられる。こうした見立てが正しい場合、前節で得られた結果は、企業の情報の非対称性の程度に影響を受けている可能性がある。したがって、本稿ではこれらの潜在的な欠落変数の影響を考慮してもなお、Goodwillについて前節と同様の結果が得られるかどうかを確認する。なお、頑健性テストにあたっては企業の総資産利益率(ROA_EBIT)とレバレッジ($Leverage$)をそれぞれ企業の業績と財政状態の代理変数として用いる。

さらに、情報の非対称性の代理変数としてはビッド・アスク・スプレッド($Bid-Ask Spread$)と株式リターンのボラティリティ($Return_Volatility$)の2つの尺度を用いる(金2016)。潜在的な欠落変数の問題を考慮に入れた分析の結果は、表7の(b)列から(e)列に示されている。分析の結果、 ROA_EBIT 、 $Leverage$ 、 $Bid-Ask Spread$ 、 $Return_Volatility$ いずれの変数をコントロールしてもなお、Goodwillの係数は負に有意であった。したがって、Goodwillに関する結果は潜在的な欠落変数の影響に対して頑健であると言える。

第3に、USGAAPとGoodwillについて前節で得られた結果が他の要因の影響ではなく、IFRS任意適用の公表それ自体の影響を捉えているかどうかを確認するために、マッチング・サンプルを用いた疑似イベントスタディおよびクロスセクショナル分析を行う。具体的には、本節ではまず、本稿のサンプルに含まれるIFRS任意適用公表企業29社について業種と規模²¹⁾を基準に29社のマッチング企業を抽出した²²⁾。それから、抽出されたマッチング企業についてそのペアとなるIFRS任意適用公表企業のイベント日をそれぞれ割り当て、疑似イベントスタディおよびクロスセクショナル分析を実施している。

表7の(f)列にはマッチング・サンプルを用い

表7 頑健性テストの結果

Variables	(a) 異常値処理		(b) 業績		(c) 財政状態		(d) 情報の非対称性①		(e) 情報の非対称性②		(f) マッチング・サンプル	
	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic	coefficient	t-statistic
<i>constant</i>	-2.5601	-0.91	-1.8469	-0.50	-2.9120	-1.05	0.1973	0.06	-2.6678	-0.74	-1.2936	-0.32
<i>Sales_F</i>	-0.0069	-0.88	-0.0126	-1.18	-0.0054	-0.51	-0.0045	-0.46	-0.0061	-0.67	0.0333	1.97
<i>USGAAP</i>	-3.8356	-3.96***	-4.5229	-3.84***	-4.1014	-3.71***	-4.1963	-3.63***	-4.0944	-3.71***	0.3585	0.32*
<i>Goodwill</i>	-0.1716	-1.94*	-0.2102	-2.52**	-0.1943	-2.31**	-0.2125	-2.62***	-0.1932	-2.37**	0.0038	0.03
<i>Tobins_Q</i>	-0.0721	-0.18	-0.1309	-0.25	-0.0228	-0.07	-0.0848	-0.24	0.1237	0.23	-0.1868	-0.28
<i>Sales_GR</i>	-0.0046	-0.14	0.0057	0.22	0.0077	0.28	0.0065	0.26	0.0105	0.31	0.0360	2.54**
<i>Log_Size</i>	0.5891	2.87***	0.6192	2.67***	0.6829	2.30**	0.4976	2.33**	0.6340	2.63***	0.1059	0.36
<i>ROA_EBIT</i>			-0.0558	-0.88								
<i>Leverage</i>					-0.0086	-0.33						
<i>Bid-Ask Spread</i>							-2.8712	-1.35				
<i>Return_Volatility</i>									-0.1095	-0.21		
<i>YearFixedEffect</i>	Included		Included		Included		Included		Included		Included	
<i>Adj. R²</i>	0.2739		0.2397		0.2226		0.2987		0.2190		0.2740	
<i>N</i>	29		29		29		29		29		29	

(注) 本中では、以下の回帰式を推定した結果を載せている。なお、係数推定値の検定統計量の算定には、White (1980) の示す、不均一分散に頑健な標準誤差を用いている。

$CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + \beta_7 Return_Volatility_i + \beta_8 YearFixedEffect_i + \epsilon_i$ (a)
 $CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + \beta_7 ROA_EBIT_i + \beta_8 YearFixedEffect_i + \epsilon_i$ (b)
 $CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + \beta_7 Leverage_i + \beta_8 YearFixedEffect_i + \epsilon_i$ (c)
 $CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + \beta_7 Bid-Ask_Spread_i + \beta_8 YearFixedEffect_i + \epsilon_i$ (d)
 $CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + \beta_7 Return_Volatility_i + \beta_8 YearFixedEffect_i + \epsilon_i$ (e)
 $CAR(0,1)_i = \beta_0 + \beta_1 Sales_F_i + \beta_2 USGAAP_i + \beta_3 Goodwill_i + \beta_4 Tobins_Q_i + \beta_5 Sales_GR_i + \beta_6 Log_Size_i + \beta_7 YearFixedEffect_i + \epsilon_i$ (f)

ただし、 $CAR(0,1) = IFRS$ 任意適用の公表日 ($t = 0$) とその翌日 ($t = +1$) の 2 営業日における累積異常リターン (単位: %) ; $Sales_F = IFRS$ の任意適用を公表した期の直前期における海外売上高比率 (単位: %) ; $USGAAP =$ 米国基準から IFRS に移行した企業の場合に 1 をとるダミー変数 ; $Goodwill = IFRS$ の任意適用を公表した期の直前期における総資産に占めるのれんの割合 (単位: %) ; $Tobins_Q = IFRS$ の任意適用を公表した期の直前期における売上高成長率の平均値 (単位: %) ; $Log_Size = IFRS$ の任意適用を公表した期の直前期における総資産の自然対数 ; $ROA_EBIT = IFRS$ の任意適用を公表した期の直前期における総資産経常利益率 (経常利益 + 支払利息 - 受取利息・配当金) / 総資産 (単位: %) ; $Leverage = IFRS$ の任意適用を公表した期の直前期におけるレバレッジ (単位: %) ; $Bid-Ask_Spread =$ 日々の取引終了時点の最良売り指値から最良買い指値を控除した差額を両者の単純平均値で除した値として定義されるビッド・アスク・スプレッドの平均値 (単位: %) ; $Return_Volatility =$ 日次株式リターンの標準偏差 (単位: %) ; $YearFixedEffect =$ 年度ダミー変数 ; であり、下添字 i は企業を表している。なお、 $Bid-Ask_Spread$ と $Return_Volatility$ の測定期間は IFRS の任意適用を公表した期の直前の会計年度の 11 年間である。また、(f) 式に示されているマッチング・サンプルを用いた頑健性テストを行うにあたっては、まず本稿のサンプルに含まれる IFRS 任意適用公表企業 29 社について業種と規模を基準に 29 社のマッチング企業を抽出し、それから抽出されたマッチング企業についてそのペアとなる IFRS 任意適用公表企業のイベント日をそれぞれ割り当て、疑似イベントスタディおよびクロスセクションナル分析を実施している。
*10% 水準で有意 ** 5% 水準で有意 *** 1% 水準で有意

た分析の結果が示されている。USGAAPと Goodwillの係数は有意な値となっておらずその符号も前節で得られた結果とは反対に正を示していることがわかる ($t = 0.32, 0.03$)。したがって、USGAAPと Goodwillについて前節で得られた結果は、本稿の分析に含まれるIFRS任意適用公表企業29社とそのマッチング企業の間には存在する観察されないもしくは本稿で考慮しきれなかった何らかの要因の影響ではなく、IFRS任意適用の公表それ自体の影響を捉えている可能性が高い²³⁾。

5. 結論および残された課題

本稿では、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対して株式市場がどのように反応しているのか、および企業間で当該反応に差異があるかどうかを分析した。分析結果は次の通りである。第1に、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対して株式市場は平均的には統計的に有意な正の反応を示していないことが確認された。第2に、日本企業によるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応には企業間で差異が存在することが確認された。具体的には、米国基準からIFRSに移行した企業に対して株式市場は負の反応を示していること、総資産に占めるのれんの割合の大きい企業ほどIFRS任意適用の公表に対して株式市場は負の反応を示していることが確認された。また、規模の大きい企業ほどIFRS任意適用の公表に対して株式市場は正の反応を示すことがわかった。これらの発見事項は、IFRSの任意適用を公表した企業の中には株式市場が正の反応を示している企業と負の反応を示している企業とが混在しており、株式市場はIFRSの任意適用を公表する企業の特성에応じて異なる反応を示していることを示唆している。

本稿では得られた結果の信頼性を高めるために、様々な頑健性テストを実施している。頑健性テストの結果、本稿の結果は異常値の影響の排除、潜在的な欠落変数の影響の考慮、およびマッチング・サンプルを用いた分析に対して頑健であることが確認されている。しかし、本稿の結果が本稿で実施した頑健性テストに対して頑健であるにも関わらず、潜在的な欠落変数が本稿の結果に影響を与えている可能性は依然として存在している。このため、本稿の結果を解釈するにあたっては注意が必要である。また、本稿のサンプルは29社から構成されており、サンプルサイズが極めて小さい。このため、本稿で得られた結果はあくまでも予備的なものとして解釈されるべきである。

こうした限界は存在するものの、本稿には以下のような点で先行研究に対して追加的な貢献がある。つまり、本稿は日本企業によるIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応に企業間で差異が存在することを明らかにしている点で、日本企業を対象としたこれまでの研究に新たな知見を提供している。また、IFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応における企業間の差異を生むと予想される要因を考える際に、日本の状況を考慮に入れた変数を追加した分析を行うことで、Karamanou and Nishiotis (2009) の分析を拡張している。さらに、本稿には次のような意義がある。1つ目は、実務的な意義である。本稿は、IFRSの任意適用を公表する企業の期待とは裏腹に株式市場がネガティブに反応しうる要因を特定しそれらに関する実証的証拠を提示している点で、IFRS任意適用の公表を予定している企業に示唆を与えるものである。2つ目は、政策的な意義である。本稿は日本企業によるIFRS適用効果を検証している点で、日本におけるIFRS強制適用の是非に関する議論をする上で有益な情報を提供している。

ただし、本稿では解明しきれていない点も存在する。1つ目は、Karamanou and Nishiotis (2009) と異なる結果が得られた理由について十分に考察を加えられていない点である。Karamanou and Nishiotis (2009) は各国の会計基準からIFRSへの移行に伴い企業の情報開示が増加することを前提としているが、日本基準からIFRSへの移行の場合にもこのような前提が成り立つのであろうか。もし日本基準とIFRSとが情報開示という観点からほぼ同等であると株式市場が評価している場合には、IFRSに移行する前の会計基準の質の違いによって本稿とKaramanou and Nishiotis (2009) の結果の違いがもたらされたかもしれない。しかし、この点については今後の更なる精緻な検討が必要と思われる。第2に、本稿ではIFRSに準拠して作成された財務諸表が実際に開示された際に株式市場に与える影響に関する調査が行われていない点である。本稿はIFRS任意適用の公表に対する株式市場の反応を調査したものであり、この意味でIFRS適用効果に対する株式市場の事前の期待を評価したものであると言える。しかし、IFRSにもとづいて作成された財務諸表が実際に開示された場合にもたらされうる経済的帰結は、IFRS任意適用に対する株式市場の事前の期待と必ずしも一致すると言えない。したがって、今後は海外の企業を対象とした先行研究のように (Leuz and Verrecchia 2000 ; 金 2016)、IFRSに準拠して作成された財務諸表が実際に株式市場に開示された際に、投資家間の情報の非対称性などにどのような影響を与えるかといった問いについて、別途調査を行う必要があると考えられる。

《注》

1) 本稿では、国際会計基準 (International Accounting Standards : IAS) および国際財務報告基準 (International Financial

Reporting Standards : IFRS) の総称としてIFRSという言葉を用いる。

- 2) 「IFRS適用済・適用決定会社一覧」東京証券取引所、<http://www.jpix.co.jp/listing/others/ifrs/index.html>には、IFRSの任意適用を公表した日本企業が115社 (IFRS任意適用企業85社、IFRS任意適用予定企業30社) であると記載されている (2016年7月14日時点)。しかし、筆者の調査の結果、GCAサヴィアン (2174、東証1部) と健康コーポレーション (2928、札幌証券取引所) も2014年3月3日と2016年5月16日にIFRSの任意適用を正式に公表していることがわかった。このため、本稿ではこれらの2社をIFRSの任意適用を公表した企業 (IFRS任意適用予定企業) に追加している。なお、GCAサヴィアンは2014年3月3日にIFRSの任意適用を正式に公表した後、同年5月13日にIFRS導入の延期を公表した。しかし本稿のイベントスタディ分析におけるイベント期間はIFRS任意適用の公表日とその前後25日間を含む51日間である。つまり、GCAサヴィアンの場合IFRS導入延期の公表の影響が本稿のイベントスタディ分析の結果に影響を与えないため、本稿ではGCAサヴィアンをIFRSの任意適用を公表した企業として扱っている。
- 3) 具体的には、「日本経済新聞」、「日経産業新聞」、「日経流通新聞」、「日経金融新聞」である。
- 4) 新聞報道がなされている企業の中には、企業自身がIFRSの任意適用を正式に公表していない場合も存在する (井上 2016、注19を参照)。
- 5) 15:00以降に開示した企業の場合は、その翌日をイベント日としている。
- 6) 具体的には、サンプルサイズが小さい場合、市場リターン控除法を用いて測定される異常リターンには、マーケット・モデルを用いて測定されるそれに比べてバイアスが生じやすい。
- 7) たとえば、Ashbaugh and Pincus (2001)、Cuijpers and Buijink (2005)、Daske et al. (2008)、Karamanou and Nishiotis (2009)、Li (2010)、Kim and Shi (2012)、Daske et al. (2013) を参照されたい。他方、日本の企業会計基準委員会は、2004年以降国際会計基準審議会と会計基準のコンバージェンス・プロジェクトを積極的に推進し、EU同等性評価に前向きに対応してきた。その結果、EUの同等性評価における重要な差異 (26項目) は2008年までにほぼ解消されている (辻山 2014、p. 53)。このため、日本基準からIFRSへの移行の場合にもこのような前提が満たされるか否かについては議論の余地がある。しかし、本稿ではこの点に関する積極的な議論は行っていない。
- 8) 具体的には、オーストラリア、ベルギー、スイス、ドイツ、デンマーク、オランダ、トルコ、南アフリカである。
- 9) 本稿の目的はIFRSの任意適用を公表した企業に対する株式市場の反応を調査することにあるため、母集団を全上場企業ではなくIFRSの任意適用を公表した企業としている。
- 10) Karamanou and Nishiotis (2009) では売上総利益率が用いられているが、本稿では売上総利益が入手できない企業が存在していたため、営業利益率を用いて *Profitability* を測定

- している。
- 11) Karamanou and Nishiotis (2009) では企業をフォローするアナリストの数 (*FOLL*) も分析に用いられている。しかしながら、本稿では *FOLL* に関するデータが入手できなかったため、*FOLL* の影響を考慮に入れた分析を行うことができていない。この点は、本稿の限界である。
 - 12) ただし、*Sales_GR* の場合は、各社がIFRSの任意適用を公表した期の直前期における直近2期間の売上高成長率の平均値を用いている。
 - 13) 前述の通り、大引けの15:00以降に開示された場合には公表日の翌日を $t = 0$ としている。
 - 14) IFRSから米国基準への調整額が増分的な情報有用性を有すること (Harris and Muller 1999; Gordon et al. 2008) や米国基準に準拠して作成された利益の方がIFRSに準拠して作成された利益よりも利益反応係数が高いこと (Bartov et al. 2005) を報告している論文も存在する。
 - 15) 具体的には、IFRSへの移行コストとして①システム対応、②財務諸表一式の作成 (テスト段階)、③内部統制の構築、④外部アドバイザーの利用に必要なコストが挙げられている。
 - 16) 日本基準からIFRSに移行する企業と米国基準からIFRSに移行する企業とではIFRSへの移行に伴うコストが異なるかもしれない。しかし、本稿では日本基準からIFRSに移行する際に生じるコストと米国基準からIFRSに移行する際に生じるコストとが同様であるという前提の下でこうした予測を行っている。コストに関する比較ができていない点は本稿の限界である。
 - 17) Karamanou and Nishiotis (2009) では *Tobins_Q*、*Sales_GR*、*Log_Size* 以外にも、企業をフォローするアナリストの数 (*FOLL*) と銘柄に対するアナリストの推奨を表すダミー変数 (*RECDUM*) が分析に用いられている。しかし、本稿ではデータ入手上の制約のため、これらの変数の影響を考慮した分析を行うことができていない。この点は、本稿の限界である。なお、Karamanou and Nishiotis (2009) の分析に含まれる企業は8カ国にわたっており、彼らは各国の投資家保護の水準の違いをコントロールするために *D_IAS*、*EFFIC*、*ANTI_DIR* といった国レベルにおける3つの変数を追加的にモデルに組み込んでいる。しかし、本稿はKaramanou and Nishiotis (2009) とは違って日本企業に焦点を絞った分析を行っているため、これらの変数を考慮する必要がない。
 - 18) なお、本稿では井上 (2016) の結果との比較可能性を担保するために異常リターン測定方法として市場リターン控除法を用いた場合の結果を (c) 列と (d) 列に提示している。(c) 列についてみると、IFRS任意適用の公表日 ($t = 0$) における *AR* の値が0.1518%でマーケット・モデルを用いた場合よりもやや高まっているが依然として有意な値とはなっていないことがわかる ($t = 0.53$)。したがって、異常リターンの測定方法の違いが本稿と井上 (2016) の結果の違いをもたらしたわけではないと考えられる。本稿と井上 (2016) とで異なる結果が得られた潜在的な理由の一つとしては、サンプル期間の違いが挙げられる。つまり、IFRSの任意適用を初期に公表した企業ほど株式市場が強い正の反応を示しているような場合には、本稿の検定力が井上 (2016) のそれよりも弱い可能性がある。このような論点については、今後の更なる精緻な検討が必要である。
 - 19) しかし、本稿はKaramanou and Nishiotis (2009) におけるコントロール変数の一つである企業をフォローするアナリストの数 (*FOLL*) がコントロールできていないため、この点に関する踏み込んだ議論を行うことはできない。この点は本稿の限界であり、今後の更なる検討が求められる。
 - 20) 金 (2016) は情報の非対称性の代理変数としてビッド・アスク・スプレッド、売買回転率、および株式リターンのボラティリティの3つの尺度を用いているが、ビッド・アスク・スプレッドと株式リターンのボラティリティについてしか有意な結果を得られていない。売買回転率は、ポートフォリオ組み換え、流動性ショック、投資家のリスク選考の変化などといった情報の非対称性とは関係のない他の様々な要因によっても影響を受ける可能性が高い (Bartov and Bodnar 1996; Leuz and Verrecchia 2000; 金 2016)。つまり、売買回転率については測定誤差の問題が懸念されるため、本稿では情報の非対称性の代理変数としてビッド・アスク・スプレッドと株式リターンのボラティリティといった2つの尺度のみを用いている。
 - 21) 総資産を用いている。
 - 22) マッチング企業はIFRS任意適用の公表の有無や採用している会計基準の種類に関係なく、全上場企業から抽出している。すなわち、本稿のマッチング企業は本稿のサンプルに含まれるIFRS任意適用企業29社と同じ業種に属する企業の中で、総資産が最も近い企業である。
 - 23) 本稿のサンプルに含まれるIFRS任意適用公表企業29社とそのマッチング企業29社の間に、分析に用いる各変数について平均値と中央値の差があるかどうかを確認した結果、いずれの変数についても有意な差は観察されなかった。特に、IFRS任意適用企業とそのマッチング企業における *Goodwill* の平均値はそれぞれ3.580%と3.542%であった。また、米国基準からIFRSに移行した企業はIFRS任意適用企業とそのマッチング企業とでそれぞれ7社と6社であった。

《引用文献》

- Ashbaugh, H., Pincus, M., 2001. Domestic Accounting Standards, International Accounting Standards, and the Predictability of Earnings. *Journal of Accounting Research* 39, 417-434.
- Bartov, E., Bodnar, G. M., 1996. Alternative Accounting Methods, Information Asymmetry and Liquidity: Theory and Evidence. *The Accounting Review* 71, 397-418.
- Bartov, E., Goldberg, S. R., Kim, M., 2005. Comparative Value Relevance among German, US, and International Accounting Standards: A German Stock Market

- Perspective. *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 20, 95-119.
- Beatty, A., Weber, J., 2006. Accounting Discretion in Fair Value Estimates: An Examination of SFAS 142 Goodwill Impairments. *Journal of Accounting Research* 44, 257-288.
- Binder, J., 1998. The Event Study Methodology since 1969. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 11, 111-137.
- Campbell, J., Lo, A., MacKinlay, C., 1996. *The Econometrics of Financial Markets*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Cuijpers, R., Buijink, W., 2005. Voluntary Adoption of Non-Local GAAP in the European Union: A Study of Determinants and Consequences. *European Accounting Review* 14, 487-524.
- Daske, H., Hail, L., Leuz, C., Verdi, R., 2008. Mandatory IFRS Reporting around the World: Early Evidence on the Economic Consequences. *Journal of Accounting Research* 46, 1085-1142.
- Daske, H., Hail, L., Leuz, C., Verdi, R., 2013. Adopting a Label: Heterogeneity in the Economic Consequences around IAS/IFRS Adoptions. *Journal of Accounting Research* 51, 495-547.
- Dumontier, P., Raffournier, B., 1998. Why Firms Comply Voluntarily with IAS: An Empirical Analysis with Swiss Data. *Journal of International Financial Management & Accounting* 93, 216-245.
- El-Gazzar, S. M., Finn, P. M., Jacob, R., 1999. An Empirical Investigation of Multinational Firms' Compliance with International Accounting Standards. *The International Journal of Accounting* 34, 239-248.
- Gordon, E., Jorgensen, B., Linthicum, C., 2008. Could IFRS Replace US GAAP? A Comparison of Earnings Attributes and Informativeness in the US Market. Working paper.
- Harris, M. S., Muller, K. A., 1999. The Market Valuation of IAS versus US-GAAP Accounting Measures using Form 20-F Reconciliations. *Journal of Accounting and Economics* 26, 285-312.
- 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』第67巻第1号, 137-155.
- 石井孝和, 2014. 「のれん減損損失計上企業における利益マネジメントとコーポレート・ガバナンスの役割」『六甲台論集（経営学編）』第60巻第3・4号, 17-41.
- 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』第53巻第9号, 39-42.
- Karamanou, I., Nishiotis, G. P., 2009. Disclosure and the Cost of Capital: Evidence from the Market's Reaction to Firm Voluntary Adoption of IAS. *Journal of Business Finance & Accounting* 36, 793-821.
- Kim, J. B., Shi, H., 2012. Voluntary IFRS Adoption, Analyst Coverage, and Information Quality: International Evidence. *Journal of International Accounting Research* 11, 45-76.
- 金鐘勲, 2016. 「K-IFRSの自発的適用が情報の非対称性に与えた影響」『現代ディスクロージャー研究』第15号, 7-40.
- 金融庁, 2015. 「IFRS適用レポート」、2015年4月15日公表。
- LaFond, R., Watts, R. L., 2008. The Information Role of Conservatism. *The Accounting Review* 83, 447-478.
- Leuz, C., 2003. IAS Versus U.S. GAAP: Information Asymmetry-Based Evidence from Germany's New Market. *Journal of Accounting Research* 41, 445-472.
- Leuz, C., Verrecchia, R., 2000. The Economic Consequences of Increased Disclosure. *Journal of Accounting Research* 38, 91-124.
- Li, S., 2010. Does Mandatory Adoption of International Financial Reporting Standards in the European Union Reduce the Cost of Equity Capital? *The Accounting Review* 85, 607-636.
- Murphy, A. B., 1999. Firm Characteristics of Swiss Companies that Utilize International Accounting Standards. *The International Journal of Accounting* 34, 121-131.
- Ramanna, K., Watts, R. L., 2012. Evidence on the Use of Unverifiable Estimates in Required Goodwill Impairment. *Review of Accounting Studies* 17, 749-780.
- 譚鵬, 2014. 「IFRS導入が企業価値に及ぼす効果」『商学論究』第62巻第2号, 33-47.
- 辻山栄子, 2014. 「コンバージェンスをめぐる現状と課題」『体系現代会計学第4巻会計基準のコンバージェンス』中央経済社, 39-81.
- Watts, R. L., 2003. Conservatism in Accounting part II: Evidence and Research Opportunities. *Accounting Horizons* 17, 287-301.
- White, H., 1980. A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity. *Econometrica* 48, 817-838.

付記

本投稿論文は、筆者によって編集委員会に提出された原稿について査読プロセスを経ることなく掲載したものである。